

Divisia Monetary Aggregates について

石 田 和 彦

1. はじめに — 目的、構成、要旨
 2. Divisia Monetary Aggregates の考え方
 3. わが国における Divisia Monetary Aggregates
 4. おわりに
- 〔付1〕 マネーの価格 (user cost) について
- 〔付2〕 利回り曲線による調整の考え方
- 〔付3〕 Divisia 通貨需要関数の考え方

1. はじめに — 目的、構成、要旨

1970年代以降ファイナンシャル・イノベーションの進展に伴い各種金融資産間の代替、特に高金利金融資産へのシフト（決済性金融資産→投資性金融資産、規制金利金融資産→自由金利金融資産等）が活発化する中で、既存の“マネーサプライ指標”の意味付け、特に金融政策の“ターゲット”或いは“インディケーター”としての役割に関して種々の問題が提起されている。

たとえば米国では1973～74年以降、既存のマネーサプライ構成要素（特に決済性資産、 M_1 ）からそれ以外の金融資産への代替が進む中で、既存のマネーサプライ指標で計った“マネー”の量が

構造的に減少し、いわゆる“missing money”の問題として大きな論争となった。¹⁾

また最近でも、決済性を備えた投資性資産（MMF等）、高金利の決済性資産（スーパースタック等）等の新商品の登場により、 M_1 の動きが大きく攪乱され、金融政策の中間目標としての M_1 の地位に疑問が投げかけられる事態が生じている。

これに対し、わが国の場合、これまでのところファイナンシャル・イノベーションの進展が米国等に比べ比較的穏やかなものととどまっていることから、既存の単純和集計によるマネーサプライ指標をターゲット或いはインディケーターとしてみていくことにさほど重大な問題が生じてきているわけではない。²⁾ しかしながら、わが国において

本稿の作成にあたっては慶応大学 黒田昌裕教授、東京大学 堀内昭義助教授、筑波大学 林文夫助教授より有益なコメントをいただいた。

- 1) “Missing money”は通常、通貨需要関数のシフト（構造変化）として把握される。即ち、構造変化が生じたと考えられる時点より前の期間について十分安定的な通貨需要関数を計測した後、その関数を用いて外挿予測を行うと実績値を恒常的に過大予測する場合、“missing money”が発生しているとされる。詳細についてはGoldfeld [15]、Boughton [9]、筒井・畠中 [2]等を参照。
- 2) もっとも1979年、CDの発行が認可された際、既存の定期預金（特に法人定期預金）からCDへのシフトに伴う M_2 の大幅な減少が予想されたため、 M_2 にCDを含める形で集計概念を拡大し、より広義の $M_2 + CD$ を重視していくこととなった。この場合注意しなければならないのは、CDは自由金利商品であるうえ譲渡可能であるなど、既存の M_2 構成要素とはかなり性格が異っている点である。

も1972年の総合口座の登場や1980年後半のいわゆる郵貯シフト等が、各々のマネーサプライ指標の間の増減関係に及ぼした影響をどのように解釈したらよいかという点について、かつて問題となっていたことがある。また最近では“中期国債ファンド”、“ビッグ”、“ワイド”、“ジャンボ”等の新商品が次々と登場しており、今後こうした新商品の開発が一段と進んだ場合、米国と同様の問題が生ずる可能性も少なくない。

このような事態に対処する1つの方法としては、集計範囲を拡大し、シフトが生じた金融資産や新たな金融資産等を含むより広義のマネーサプライ指標をターゲット或いはインディケーターとして採用する(例えば M_1 から M_2 、さらには M_3 、 L 等を採用する)ことが考えられる。しかしながら、この場合、現在用いられている単純な和集計(simple-sum)によるマネーサプライ指標では、いわゆる純通貨(pure money: 現金、当座預金)との代替性の低い投資性資産をも全て同じウェイトで集計に含めることとなり理論的に問題が多いほか、現実的にもマネーサプライの意味が次第に不明確になる惧れがある。

こうした状況下米国連邦準備制度理事会では、調査統計局を中心に economic aggregation

theory およびその近似としての statistical index number theory³⁾を援用して、単純な和集計ではなく経済理論的に意味のある“マネー”の量(いわゆる“moneyness”或いは“monetary service”の総量)を計測する試みがなされており、本稿で取り上げる Divisia monetary aggregates もそのような試みの1つである。⁴⁾

Divisia monetary aggregates は、理論的に定式化されたマネーの“user cost”をマネーの価格として用い、Divisia index と呼ばれる一種の統計的指数を作成することにより、背後にある効用関数や生産関数を反映したマネーの集計量を近似的に求めるものである。従って単純な和集計や単に“moneyness”の度合を考慮して適当なウェイトを用いた加重和集計等と比べ、経済理論的裏付けの点で優れた集計量とされている。

本稿はこうした Divisia monetary aggregates の考え方を紹介するとともに、わが国のデータを用いて Divisia monetary aggregates を作成、さらに Divisia monetary aggregates による通貨流通速度および通貨需要関数を求め、通常の和集計によるマネーサプライ指標との比較を試みる。⁵⁾その結果得られた主要なファクト・ファインディングをあらかじめ列挙すれば以下の通

3) Economic aggregation theoryでは特定の効用関数或いは生産関数を前提として経済的に意味のある(効用関数或いは生産関数を反映した)集計関数を導出しようとするのに対し、statistical index number theoryは経済主体の最適化行動を前提に、価格を情報として用いて統計的指数を作成することにより集計関数を近似しようとするもの。

Statistical index numberは効用関数の形状についての特定の仮定、その中の未知のパラメーターについての推計等を必要としないため、中央銀行、政府機関等が公式の統計指標として採用するには適していると言われる。また、特にマネーサプライ指標の場合、前述のようにファイナンシャル・イノベーションの過程で登場した新商品を集計に含めていく必要が生ずるが、新商品を含めた効用関数、生産関数のパラメーターを推計するためには相当期間のデータ蓄積が必要であり、この点でも statistical index numberの方が都合のよい指標と言えよう。

4) 米国での実証研究例については、Barnett [5]、[6]、Barnett and Spindt [7]等を参照。またCock-erline and Murray [11]はカナダについて Divisia monetary aggregates を作成、これを用いて通貨乗数の安定性、GNP との因果関係等の分析を行っている。

5) わが国における Divisia monetary aggregates を使用した実証研究例としては、鈴木[1]を参照。これは、主としてわが国における通貨需要の構造変化を、Divisia monetary aggregates をも用いて考察したものである。

りである。

(i) Divisia monetary aggregates と通常の和集計によるマネーサプライ指標との比較から示唆されることは、 M_1 については構成要素相互間の代替性はかなり高い（構成要素の“money-ness” に殆ど差がない）ものの、 M_2+CD 、 M_3+CD については、 M_1 に含まれない構成要素と M_1 の代替性は低い（ M_1 構成要素の方が“money-ness” が高い）ことである。

(ii) Divisia M_2+CD 、 M_3+CD の流通速度の下方トレンド（マーシャルの k の上方トレンド）は通常の M_2+CD 、 M_3+CD の場合よりかなり弱い。即ち Divisia monetary aggregates の方が通常の和集計によるマネーサプライ指標よりも GNP と一層安定的な関係を持っているものと考えられる。

(iii) Divisia monetary aggregates を用いた通貨需要関数の計測結果からも、上述の GNP との関係の安定性が支持される。また通貨需要関数の安定性（関数の構造変化の問題）の点でも、Divisia 通貨需要関数の方が通常の和集計によるマネーサプライ指標を用いた通貨需要関数より優れている。

(iv) 以上のような結果から、 M_2+CD 、 M_3+CD 或いは一層広義のマネーサプライ指標を金融政策運営上のインディケーター或いはターゲットとして用いる際には、従来の和集計によるマネーサプライ指標に加え、Divisia monetary aggregates の様な経済理論的な裏付けのある集計量をも併せて用いることが望ましい。

2. Divisia Monetary Aggregates の考え方

(I) Statistical Index Number Theory

Statistical index number とは、集計を行おうとする各財の前期（以下第 0 期とする）と今

期（以下第 1 期とする）の数量と価格のベクトル q_0 、 q_1 、 p_0 、 p_1 が与えられた時、今期の各財の数量及び価格の集計量 Q_1 、 P_1 を q_0 、 q_1 、 p_0 、 p_1 の関数として統計的指数の形で表わすものである。即ち、

$$Q_1 = Q(q_0, q_1; p_0, p_1) : \text{統計的数量指数} \\ (\text{statistical quantity index}) \dots\dots\dots (2.1)$$

$$P_1 = P(p_0, p_1; q_0, q_1) : \text{統計的価格指数} \\ (\text{statistical price index}) \dots\dots\dots (2.2)$$

このような統計的指数の具体例としては次の“ラスパイレス指数”と“パーシェ指数”がよく知られている。

$$Q_1^{La} = Q^{La}(q_0, q_1; p_0, p_1) \\ = q_1' p_0 / q_0' p_0 = \sum_{n=1}^N q_1^n \cdot p_0^n / \sum_{n=1}^N q_0^n \cdot p_0^n \\ : \text{ラスパイレス数量指数} \dots\dots\dots (2.3)$$

$$Q_1^{Pa} = Q^{Pa}(q_0, q_1; p_0, p_1) \\ = q_1' p_1 / q_0' p_1 = \sum_{n=1}^N q_1^n \cdot p_1^n / \sum_{n=1}^N q_0^n \cdot p_1^n \\ : \text{パーシェ数量指数} \dots\dots\dots (2.4)$$

ここで q_1^n は q_1 の第 n 構成要素を示す（他も同様）。

両者の価格指数は（2.3）、（2.4）式において p 、 q を入れ換えることにより同様に定義されるが、これらは物価指数として用いられることが多い（わが国の消費者物価指数及び卸売物価指数は基準時の数量をウェイトとして価格を加重平均することにより作成されており、“ラスパイレス価格指数”の一例）。

Statistical index number theory は、このような種々の統計的指数に対して効用関数や生産

関数に基づく理論的基礎付けを与えたり、逆にこうした統計的指数を用いて背後にある効用関数や生産関数を近似しようとするものである。たとえば特定の効用関数（或いは生産関数）から導出された集計関数 $f(q_t)$ に対して、或る統計的数量指数 Q_t が全ての t について

$$f(q_t)/f(q_0) = Q_t = Q(q_0, q_t; p_0, p_t) \quad \dots\dots\dots (2.5)$$

を満たす時、このような指数 Q_t は集計関数 $f(q_t)$ と全く同値の情報を与えるという意味で、 $f(q_t)$ と “exact” であると言われる。集計関数 $f(q_t)$ の形（たとえばコブ・ダグラス型、CES型等）が既知の場合には、それと “exact” な統計的指数を理論的に求めることにより、関数に含まれる未知のパラメータを推計しなくとも $f(q_t)$ を求めることが出来る。

また任意の集計関数と常に “exact” である様な統計的指数が存在すれば、集計関数についての情報が全く未知の場合でも、数量と価格だけの情報を用いて効用関数（或いは生産関数）を反映した集計量が求められる。実際には q_t, p_t が離散的（discrete）⁶⁾ の場合、このような統計的指数は存在しないが、近似的にこうした目的に用い得るのが以下に述べる “Diewert superlative” と称される統計的指数である。

即ち、任意の1次同次な集計関数 $f(q_t)$ に対して2次の近似を与える（テイラー展開した時3次以上の項しか異ならない）関数 $g(q_t)$ と前述の意味で “exact” な統計的指数 Q を見出すことが出来れば、集計関数の形状、未知パラメータに関する情報が未知であっても、近似的に効用関数或いは生産関数を反映した集計量が求められることになる。Diewert [12] は、集計関数に関する情報が全く未知の場合にはこのような指数を用いるこ

とが最良であるという意味で、こうした性質を持つ指数を “superlative” と称した。

Diewert [12] は、消費者或いは生産者が通常の価格理論で用いられる意味での最適化行動を行っていることを前提とすれば次の2種類の統計的指数が “superlative” であることを示している。

(i) Fisher - ideal index

$$\begin{aligned} Q_1^F &= Q^F(q_0, q_1; p_0, p_1) \\ &= (Q_1^{La} \cdot Q_1^{Pa})^{1/2} \\ &= \{ (q_1^1 p_0 / q_0^1 p_1) \cdot (q_1^2 p_1 / q_0^2 p_1) \}^{1/2} \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (2.6)$$

(ii) Törnqvist - Theil Divisia index

$$Q_1^D = Q^D(q_0, q_1; p_0, p_1) = \prod_{n=1}^N (q_1^n / q_0^n)^{\frac{1}{2}(s_1^n + s_0^n)}$$

或いは

$$\log Q_1^D = \sum_{n=1}^N \frac{1}{2} (s_1^n + s_0^n) (\log q_1^n - \log q_0^n) \quad \dots\dots\dots (2.7)$$

ここで、 $s_t^n = q_t^n \cdot p_t^n / \sum_{j=1}^N q_t^j \cdot p_t^j$ ($t=0,1$)。

以下ではこの2種類の “Diewert superlative” な統計的指数について簡単に説明を与える。

(i) Fisher - ideal index

ラスパイレス指数、パーシェ指数が共に固定ウェイトの加重平均の形をとっていることから、第0期から第1期にかけてのウェイトの変化が集計上無視されてしまうという批判に 대응するため Bowley [10]、Fisher [13] 等により考案された指数で、(2.6) 式に示されるようにラスパイレス指数とパーシェ指数の幾何平均の形をとっている。

その後 Frisch [14]、Wald [20] 等によ

6) q_t, p_t が連続的な場合には、7) で述べる連続型の Divisia index がこのような性質を満たす。

て、経済主体の最適化行動の下では 2 次形式の集計関数

$$f(q_t) = \left\{ \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n q_t^n + \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N r_{jk} q_t^j q_t^k \right\}^{\frac{1}{2}} \quad \dots\dots\dots (2.8)$$

と “exact” であることが示された。2 次形式の集計関数は任意の 1 次同次な集計関数に対し 2 次の近似を与えるから、Fisher-ideal index は “Diewert superlative” である。

(ii) Törnqvist - Theil Divisia index

この指数は Törnqvist [19]、Theil [18]、Kloek [17] 等により提案されたもので、各構成要素に対する支出比率をウェイトとして各構成要素の増加率を加重平均する形をとっている。Diewert [12] は同様の前提の下でこの指数がトランスログ型の集計関数

$$\log f(q_t) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n \log q_t^n + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N r_{jk} \log q_t^j \log q_t^k \quad \dots\dots\dots (2.9)$$

と “exact” であることを示した。トランスログ型集計関数も任意の 1 次同次な集計関数に対し 2 次の近似を与えるから、Törnqvist-Theil Divisia index も “Diewert superlative” である。

Törnqvist - Theil Divisia index は、

“支出比率で加重平均する” という自然な経済的意味付けが可能であることに加え、 q_t 、 p_t が連続的な場合の Divisia index の離散型近似となっていること、等から Fisher-ideal index に比べより広く用いられている。

なお以上の議論は説明の便宜と数量指数の場合を例としたが、その “dual” である価格指数についても全く同様の議論が可能である。例えば Divisia price index P^D は

$$P_1^D = P^D(p_0, p_1; q_0, q_1) = \prod_{n=1}^N (p_1^n / p_0^n)^{\frac{1}{2} (s_1^n + s_0^n)} \quad \dots\dots\dots (2.10)$$

により与えられる。

(2) Divisia Monetary Aggregates

“Divisia monetary aggregates” は前節で述べた Törnqvist - Theil Divisia index (以下単に Divisia index と称す) の考え方を “マネー” の集計に適用したものである。前述のように消費者或いは生産者の最適化行動を前提とすれば、Divisia index は “Diewert superlative” な統計的指数の一種であり、その意味で Divisia monetary aggregates は経済理論的に意味のある (効用関数或いは生産関数を反映した) マネーの集計量 (“moneyness” ないし mon-

7) q_t, p_t が連続的な場合の Divisia index $d \log Q_t = \sum_{n=1}^N S_t^n d \log q_t^n$, $S_t^n = p_t^n \cdot q_t^n / \sum_{k=1}^N p_t^k \cdot q_t^k$ は

任意の連続型の 1 次同次な集計関数と “exact” であることが Hulten [16] によって示されており、 q_t, p_t が連続型の場合には上記の Divisia index が最良の統計的指数であるということが出来る。

8) この前提が満たされているか否かは議論の分れるところであろう。特にマネーの集計の場合、価格として金利 (機会費用としての金利差) を用いるが、わが国の場合金利については依然多くの “規制” が課されていることから、これを均衡価格と見做すことは問題が多いとの意見もある。

しかしながら、ここで仮定されているのは、規制されているか否かに拘らず、“各主体が価格を与件として効用或いは利潤の極大化を行っている” という主体均衡の条件のみであり、近似的にこうした条件が成立していると考えすることは比較的問題が少ないように思われる。

etary service”の総量)を近似的に与えているものと考えることが出来る。

また、Divisia monetary aggregates と同様に Fisher - ideal index を用いて “Fisher - ideal monetary aggregates” を構成することも可能である。前述のように Fisher - ideal index も “Diewert superlative” であるから、この “Fisher - ideal monetary aggregates” もやはり経済理論的意味のあるマネーの集計量を近似的に与えるものと考えられる。Fisher - ideal index は新商品(いわゆる “new goods”)を集計に組入れることが Divisia index に比べ容易であるという利点はあるが、一般的には前述の理由から、Divisia index が用いられる場合が多い。従って第3章における実証分析では新商品を集計に組入れる際には Fisher - ideal index を援用するものの、基本的には Divisia index に基づくマネーの集計量を考察の対象とする。

前節で述べたように、統計的数量指数を計算するためには各構成要素の数量のベクトル q_t に加え、価格のベクトル p_t を用いるので、こうした統計的指数の考え方をマネーの集計に適用するためには、直接的には観察されないマネーの価格を決定することが必要である。

この点について Barnett [5] は、マネーの各構成要素を一種の耐久財とみなし、その保有により単位期間に享受される “monetary service”

のフローの対価としてのマネーの “user cost”、即ち各構成要素を保有することによる機会費用(具体的にはマネーの代替財としての債券<理論的には “pure store of value”>の金利と各構成要素自身の金利の差)がマネーの価格であると考え、これに基づいて米国の Divisia monetary aggregates を算出している(こうした考え方の理論的裏付けについては[付1]参照)。本稿の第3章における実証分析も基本的にはこの考え方に基づいたものである。

3. わが国における Divisia Monetary Aggregates

(I) Divisia Monetary Aggregates の作成

本章では、わが国におけるマネーを、(1)現金通貨、(2)当座預金、(3)普通預金(別段預金等を含む)、(4)通知預金、(5)法人定期預金、(6)個人定期預金、(7)CD、(8)郵便貯金、(9)金銭信託、(10)貸付信託、(11) M_3 に含まれるその他の預貯金(農協貯金等)の11種類の構成要素に分割する。さらに以下の理由から、これらのうち当座預金、通知預金、法人定期預金、CDは企業のみが保有、その他のものについては家計のみが保有するものと見做して各々の “user cost” を算出し、これを用いて(2.7)式及び(2.10)式により M_1 (集計範囲(1)~(4))、 $M_2 + CD$ (集計範囲(1)~(7))、 $M_3 + CD$ (集計

9) ここで注意が必要なのは、この金利差が直接マネーの各構成要素の “moneyiness” を表わすものではないという点である。即ち、[付1]の定式化からわかる様に金利差が示すのはマネーの価格であり、それは経済主体の最適化の下では各構成要素の “限界的な moneyiness” (各構成要素の限界効用) に等しくなるが、限界的 moneyiness と各構成要素の “平均的な moneyiness” が必ずしも一致するとは限らない。

10) (2.7)式の適用にあたっては、前述の “new goods” の指数への組入れの問題が生ずる。即ち、CDが認可されたのは1979/II以降であるため、1979/IIのCDの数量の増加率が無限大となり、1979/I~1979/IIのDivisia $M_2 + CD$ 、及びDivisia $M_3 + CD$ の増加率を定めることができない。これに対しFisher - ideal indexを用いればこのような問題は生じないので、ここでは1979/I~1979/IIのみDivisia indexの増加率をFisher - ideal indexで代用することにより、Divisia $M_2 + CD$ 及びDivisia $M_3 + CD$ の系列を作成した。

範囲(1)~(11)の3種類の Divisia monetary aggregates とその “dual” である各々の Divisia price (user cost) index を作成した。このように各構成要素を企業と家計に分割したのは制度的にみて或いは事実上企業または家計のみが保有すると考えられる金融資産が少なくないことに加え、理論的にもマネーの保有に係る選択行動が企業と家計ではかなり異なっていると考えられるためである¹¹⁾(実際に使用した数量及び価格<金利>のデータについては<第1表>参照)。

ここで用いたデータ、殊に金利の扱いに関しては種々の意見も有り得ようが、採用する金利やその扱いを変更した場合の違いは、通常の和集計によるマネーサプライ指標と Divisia monetary aggregates との間の相違に比べれば極めて小さく、その意味で Divisia monetary aggregates は作成に使用する金利の種類やその扱いに対し比較的ロバストであると言うことが出来る。従ってここでは以下の点についてのみ、簡単に考え方を説明するにとどめる。

(i) 郵便貯金、貸付信託等の金利の扱いについて

郵便貯金、貸付信託等の家計向け金融資産は通常かなりの長期に亘り保有されることが多く、家計の選択行動も長期間の保有を前提に行われるものと思われるので、表面上の規制金利をこれらの収益率としたのでは不十分であろう。

ここでは各金融資産を満期まで保有した場合(但し郵便貯金については一応5年とした)の最終的な収益を複利計算により求め、これを1

年当りの単利表示に直したうえ、更に満期の短い他の金融資産の金利と比較するため各時点での利回り曲線による調整を施してこれら資産の収益率とするという方法を採用した(利回り曲線による調整についての詳細は〔付2〕を参照)。

(ii) マネーの代替財の収益率について

理論的にはマネーの代替財の収益率(“ベンチマーク・レート” R_t)は、“pure store of value” の手段(通常は債券)の単位期間の保有に対する(キャピタル・ゲイン或いはロスを含む)期待収益率と定義されるが、こうした概念に対応するデータは存在しないので、何らかの代理変数を用いる必要がある。

米国等での実証研究では、 $\max\{r_b, r_i (i=1, \dots, n)\}$ (r_b は標準的リスクの長期債利回り、 r_i は各構成要素の金利)により R_t はよく近似出来るとされている。しかしながら、これをわが国にあてはめる場合、前述のように各構成要素の中には家計のみ或いは企業のみが保有し得るものが含まれているほか、両者の選択行動にはかなりの隔りがあると考えられるため、これらを一括して上記の最大値を求め、user cost 算出の“ベンチマーク”とすることは必ずしも適切とは思われない。

従ってここでは前述のように各構成要素を企業のみが保有するものと家計のみが保有するものに一応区分し、各々について別個に“ベンチマーク・レート” R_t を求め、これに基づいて各金融資産の user cost を算出した。即ち、

Divisia index と Fisher-ideal index の差は極く小さい(テイラー展開した場合の3次以上の項しか異ならない)ことから、実用上はこの様な近似で十分であり、今後更に新たな金融資産を集計に組入れる必要が生じた場合にも同様の方法を用いれば問題はないものと思われる。

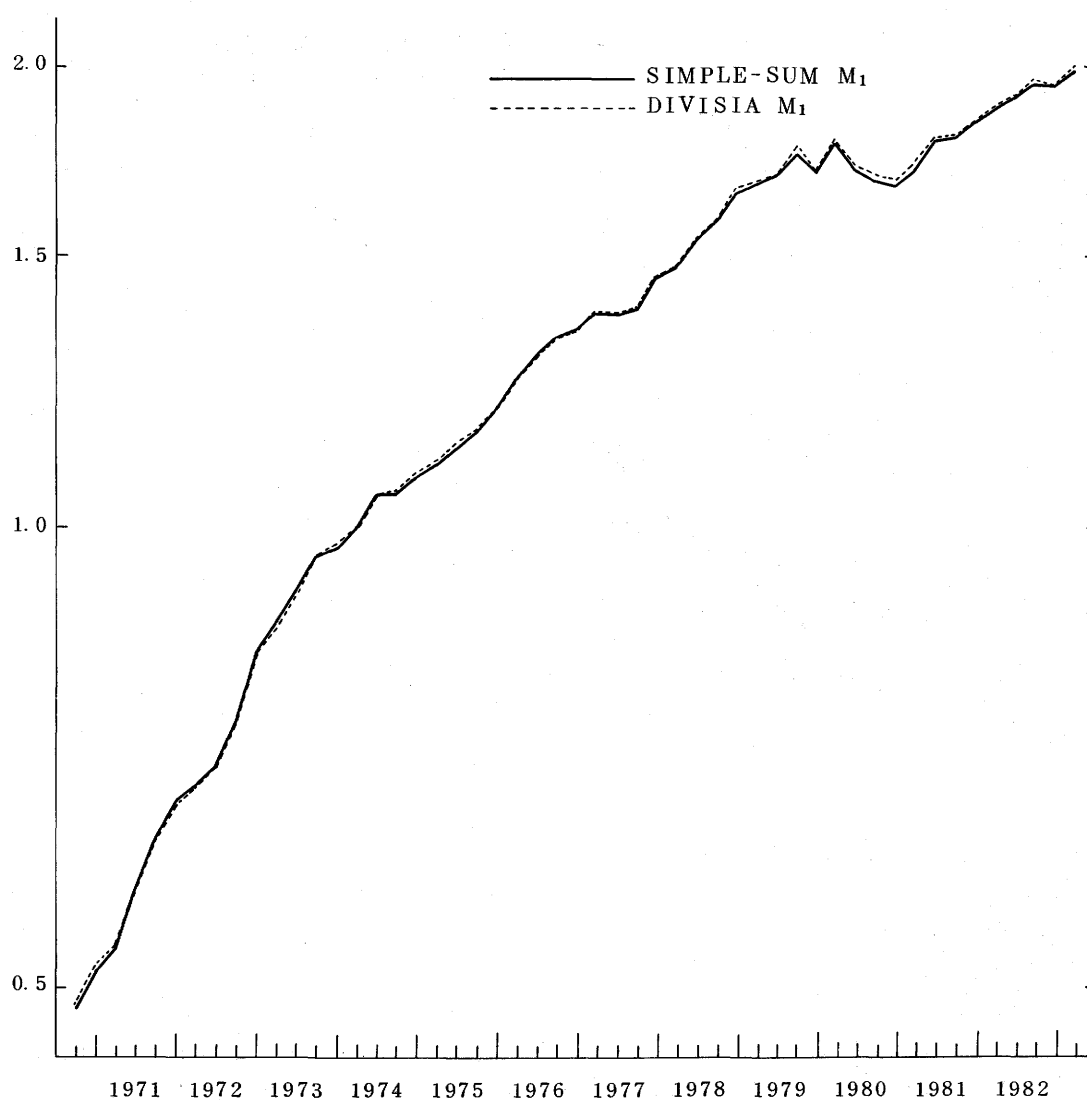
- 11) このような考え方を採用した場合、理論的には企業、家計各々について Divisia monetary aggregates を作成し、更にそれらを何らかの方法で集計して経済全体としてのマネーの集計量を求めるべきであろう。しかしながら異なる経済主体間の aggregation はそれ自体困難な問題を多く含むため、ここでは便宜的に、user cost の算出等においては両者を区分しつつも、集計の際には両者を一括して Divisia index を作成し経済全体についての Divisia monetary aggregates とするという方法を採用した。

＜第1表＞ Divisia Monetary Aggregates 作成に用いたデータ

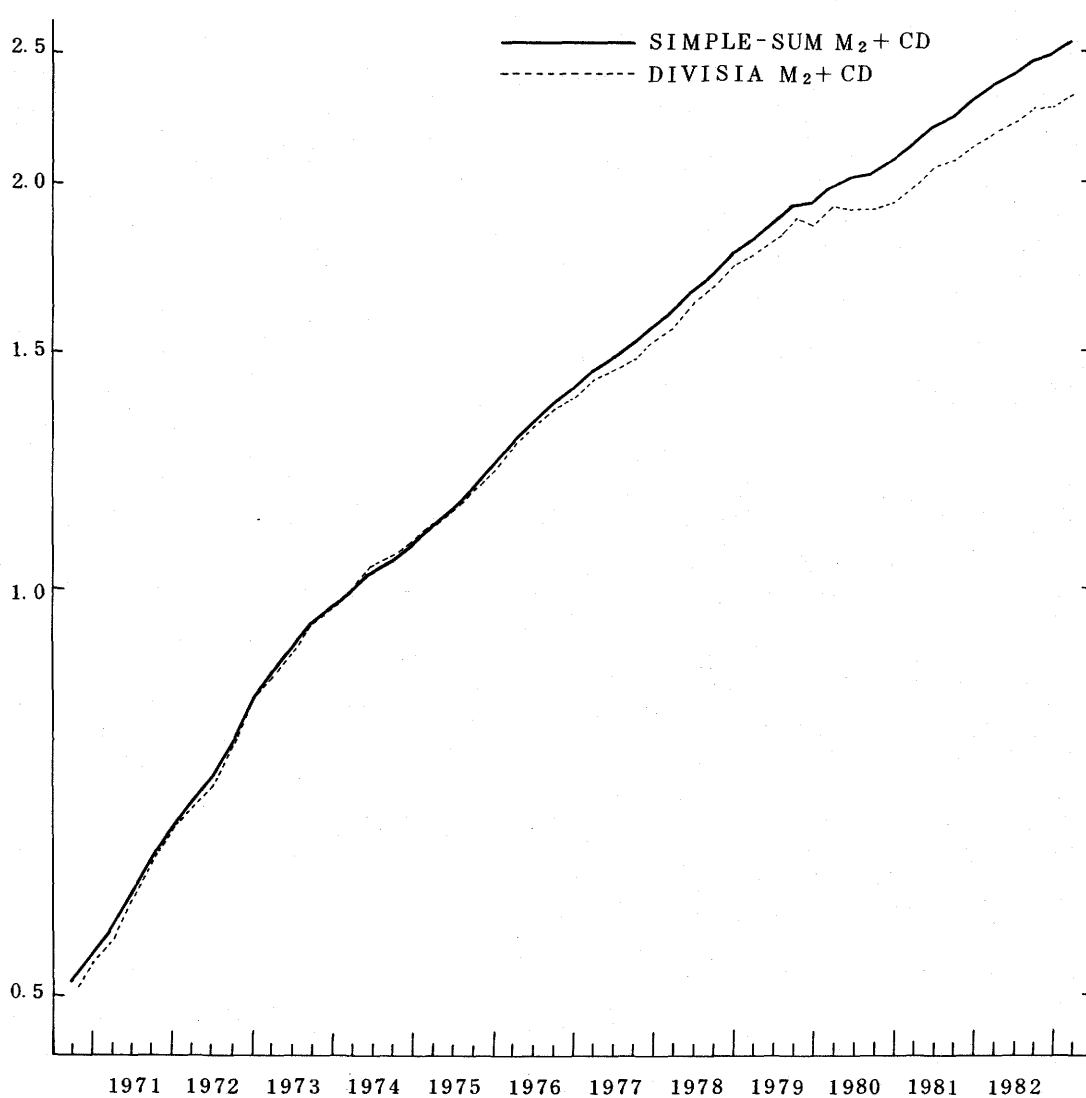
構成要素	数	量	金	利
(1)現金	q ₁ :マネーサプライ統計上の現金通貨		r ₁ :無	利子(0)
(2)当座預金	q ₂ : (マネーサプライ統計上の預金通貨) × (当座預金シェア)* *当座預金シェア = (全銀、相互、信金の当座預金残高合計) / (同要求払預金残高合計)		r ₂ :無	利子(0)
(3)普通預金 (別段預金等を含む)	q ₃ : (マネーサプライ統計上の預金通貨) × (普通預金シェア)* *普通預金シェア = (全銀、相互、信金の普通預金残高合計) / (同要求払預金残高合計)		r ₃ :普通預金金利	(ガイドラインによる上限金利)
(4)通知預金	q ₄ : (マネーサプライ統計上の預金通貨) × (通知預金シェア)* *通知預金シェア = (全銀、相互、信金の通知預金残高合計) / (同要求払預金残高合計)		r ₄ :通知預金金利	(同上)
(5)法人定期預金	q ₅ :マネーサプライ統計上の法人準通貨		r ₅ :定期預金金利	(3カ月物、同上)
(6)個人定期預金	q ₆ :マネーサプライ統計上の個人準通貨		r ₆ :定期預金金利(2年物、同上)をr' ₆ として $r_6 = \{(1+r'_6/2)^4 - 1\} / 2 - (\text{利回り曲線による調整})$	
(7)CD	q ₇ :マネーサプライ統計上の譲渡性預金		r ₇ :CD金利	(120日未満)
(8)郵便貯金	q ₈ :資金循環表上の郵便貯金残高		r ₈ :定額貯金金利(3年超)をr' ₈ として $r_8 = \{(1+r'_8/2)^{10} - 1\} / 5 - (\text{利回り曲線による調整})$	
(9)金銭信託	q ₉ :全銀信託勘定による金銭信託元本		r ₉ :金銭信託金利(5年物、ガイドラインによる上限金利)をr' ₉ として $r_9 = \{(1+r'_9/2)^{10} - 1\} / 5 - (\text{利回り曲線による調整})$	
貸付信託	q ₁₀ :全銀信託勘定による貸付信託元本		r ₁₀ :貸付信託金利(5年物、同上)をr' ₁₀ として $r_{10} = \{(1+r'_{10}/2)^{10} - 1\} / 5 - (\text{利回り曲線による調整})$	
(10)その他のM ₃ 構成要素	q ₁₁ : (マネーサプライ統計上のM ₃) - $\sum_{i=1}^{10} q_i$		r ₁₁ : r ₁₁ = r ₆	
ベンチマーク・レートR _t			R_t^f (企業に対するR _t) = max { r _b , r ₂ , r ₄ , r ₅ , r ₇ } R_t^h (家計に対するR _t) = max { r _b , r ₁ , r ₃ , r ₆ , r ₈ , r ₉ , r ₁₀ , r ₁₁ } r _b : 最長期物電力債の流通利回り (店頭気配)	

1) 金利は全て年利表示 2) データは全て四半期末残ベース

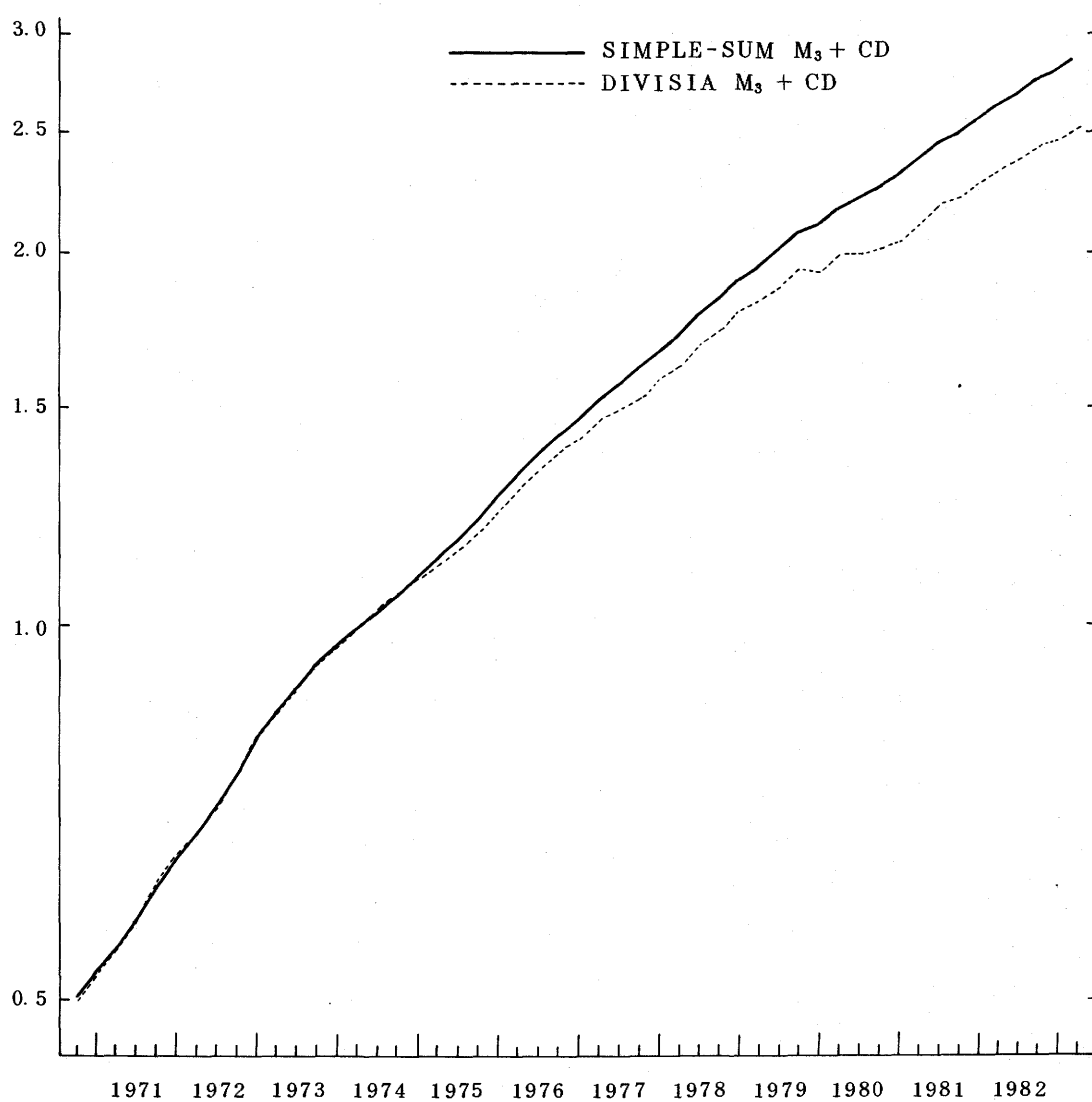
＜第1図＞ Divisia 及び simple-sum M_1 の推移
(1974 / I = 1.0)



<第2図> Divisia 及び simple-sum $M_2 + CD$ の推移
(1974 / I = 1.0)



<第3図> Divisia 及び simple-sum $M_3 + CD$ の推移
(1974 / I = 1.0)



企業のベンチマーク・レート $R_t^f = \max\{r_b,$

$r_2, r_4, r_5, r_7\}$

家計のベンチマーク・レート $R_t^h = \max\{r_b,$

$r_1, r_3, r_6, r_8, r_9, r_{10}, r_{11}\}$

ここで r_b としては最長期物電力債の流通利回り、また r_i ($i=1, \dots, 11$) は前記 11 種類の各構成要素自身の金利。

このようにして作成した Divisia monetary aggregates の動きを M_1 、 M_2+CD 、 M_3+CD の各々について通常の単純和集計による M_1 、 M_2+CD 、 M_3+CD (同基準時 <1974 / I> で指数化、以下 simple-sum M_1 、 M_2+CD 、 M_3+CD と称す) と対比して示したのが <第 1 図> ~ <第 3 図> である。

図より明らかなように、

- (i) 集計範囲を M_1 とした場合には、Divisia M_1 と simple-sum M_1 の動きに大きな差はない (<第 1 図> 参照)。このことは M_1 を構成している現金と各預金通貨間の代替性がかなり高い (“moneyness” に殆ど差がない) ことを示唆している。
- (ii) 集計範囲を拡大した場合、Divisia M_2+CD 、 M_3+CD と simple-sum M_2+CD 、 M_3+CD の動きの間にはかなりの差が存在する (<第 2 図>、<第 3 図> 参照)。即ち M_1 構成要素と M_2+CD 及び M_3+CD 構成要素のうちの M_1 以外の部分との代替性は低い (Divisia M_2+CD 、 M_3+CD の方が simple-sum M_2+CD 、 M_3+CD より小さいことからみて、 M_1 以外の M_2+CD 、 M_3+CD 構成要素の “moneyness” は M_1 構成要素に比べ低い)。

(2) Divisia 通貨流通速度の推移

前節で作成した Divisia monetary aggregates と名目 GNP (同基準時で指数化) との間の関係を通貨流通速度の形で通常の和集計の場合と対比してグラフに示したのが <第 4 図> ~ <第 6 図> である。¹²⁾

これらの図から次の様なことが見て取れよう。

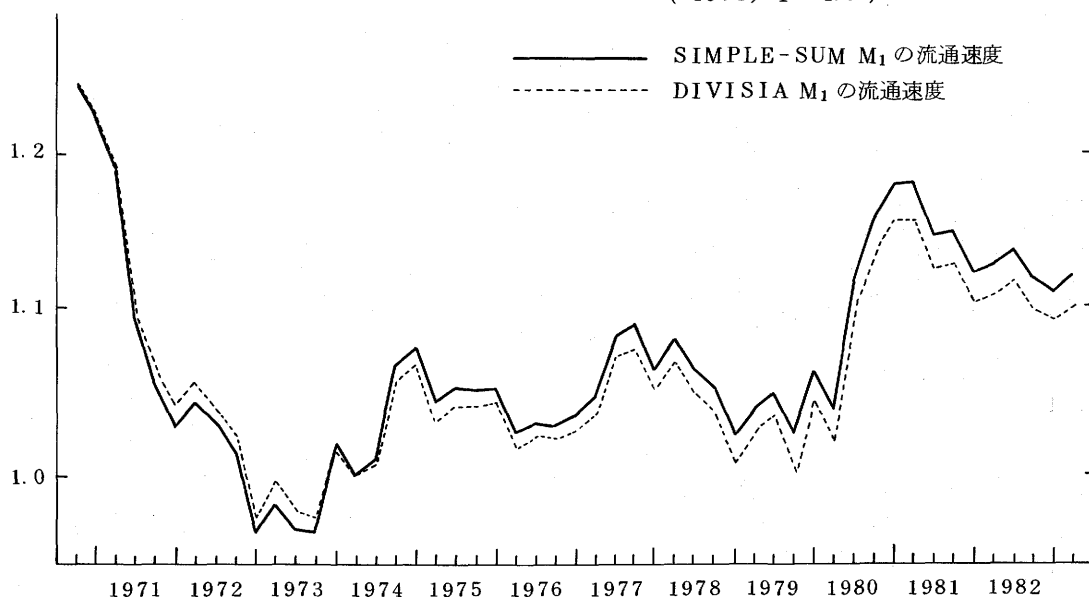
- (i) M_1 の流通速度には、Divisia M_1 でみても simple-sum M_1 でみても、1974 年頃以降ほぼ一貫した上方トレンドが存在する (<第 4 図> 参照)。このことは 1974 年頃から M_1 の節約が始まり、以後一貫して進展していることを示唆している。
- (ii) Simple-sum M_2+CD の流通速度には明白な下方トレンドが存在しているのに対し、Divisia M_2+CD の流通速度には下方トレンドは殆どみられない (<第 5 図> 参照)。こうした simple-sum M_2+CD の下方トレンドは、“日本における M_2 ベースのマーシャルの k の持続的上昇”の問題としてしばしば指摘されており、その原因についても種々の議論がなされているが、この結果は、このうちのかんりの部分が実際には集計上 “moneyness” の低い部分が増えているという問題により惹き起こされていることを示唆していると言えよう。
- (iii) Simple-sum M_3+CD の流通速度は強い下方トレンドを示しているのに対し、Divisia M_3+CD の流通速度の下方トレンドは simple-sum の場合に比べかなり弱いものとどまっている。¹³⁾

上述のような Divisia monetary aggregates

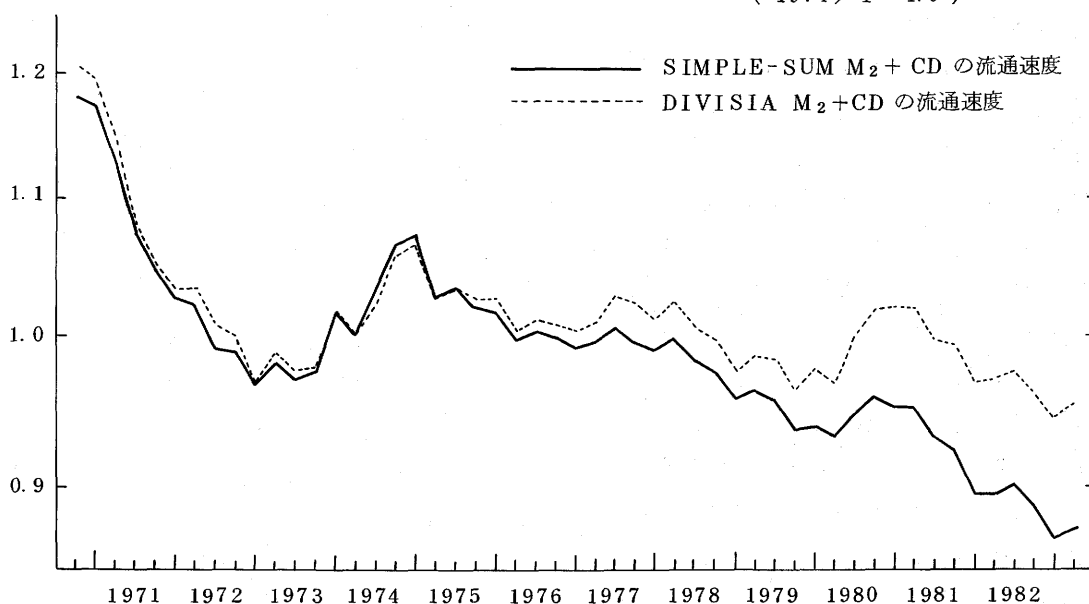
12) ここで用いた流通速度は各 monetary aggregates 及び名目 GNP を全て同一基準時 (1974 / I) で基準化したうえで、(名目 GNP) / (各々の monetary aggregates) の形で計算したものである。従って流通速度も同基準時を 1.0 とする指数の形で示されるが、流通速度の変化は基準時のとり方には依存しないので、トレンドの有無、その強さ等の判断は可能。

13) Barnett [5]、[6]、Barnett and Spindt [7] 等による米国の場合の Divisia monetary aggregates を用いた流通速度の実証研究では、 M_2 、 M_3 の流通速度には全く下方トレンドがみられず、 M_2 の場合にはむしろ上

<第4図> Divisia 及び simple-sum M_1 の流通速度の推移
(1974 / I = 1.0)

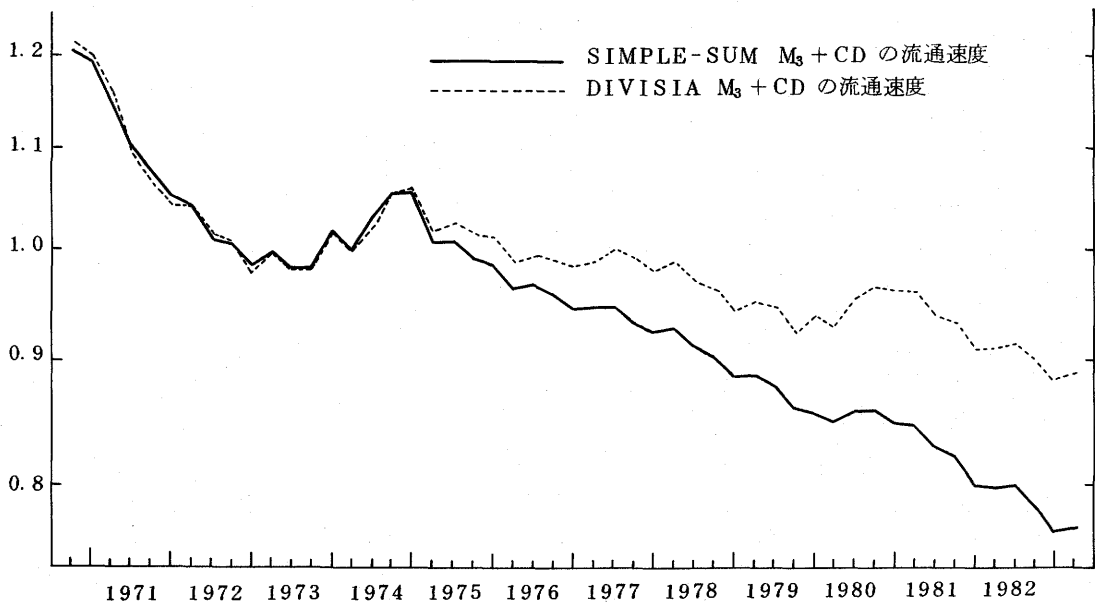


<第5図> Divisia 及び simple-sum $M_2 + CD$ の流通速度の推移
(1974 / I = 1.0)



方トレンドを示すという結果が得られている。これに対して日本の場合 Divisia monetary aggregates でみても若干の下方トレンドが残るのは、度々指摘されるように、依然家計部門で GNP の増加を上回る速度で金融資産の蓄積が進んでいることが影響しているものと思われる（総資産の代理変数として GNP は必ずしも適切でない可能性を示唆）が、その程度はここでの結果からみて、通常言われる程大きいものではないと考えられる。

＜第6図＞ Divisia 及び simple-sum $M_3 + CD$ の流通速度の推移
(1974 / I = 1.0)



と通常の和集計によるマネーサプライ指標との間のトレンドの違いを Divisia monetary aggregates が示す “moneyness” の観点からやや具体的に述べると以下のとおり。

いま、金利選好の強まりや金融機関側の技術革新（たとえば新商品の開発）等により、 M_1 構成要素から $M_2 + CD$ 或いは $M_3 + CD$ のうち M_1 に含まれない構成要素へのシフトが生じたと仮定する。その場合、 $M_2 + CD$ や $M_3 + CD$ のみに含まれる構成要素の方が、 M_1 構成要素に比べ “moneyness” の度合いが低いため、 M_1 1 単位の減少に対してその他の $M_2 + CD$ 或いは $M_3 + CD$ の構成要素を 1 単位だけ増加させたのでは全体として保有する “moneyness” の総量は減少することとなる。従って “moneyness” の総量を一定に保つために

¹⁴⁾ は、 $M_2 + CD$ や $M_3 + CD$ のみに含まれる構成要素を 1 単位以上増加させる必要が生ずる。このような場合には、経済主体の保有する “moneyness” の総量は一定に保たれているにも拘らず、通常の和集計の $M_2 + CD$ 或いは $M_3 + CD$ の計数は増加を示し、これが流通速度に対し下方圧力をもたらすことになるのである（ $M_2 + CD$ から、 $M_2 + CD$ に含まれない $M_3 + CD$ の構成要素へのシフトの場合にもほぼ同様のことがいえる）。

もっとも、＜第4図＞～＜第6図＞が示すように、トレンド回りの通貨流通速度の循環的変動については Divisia monetary aggregates と通常の和集計によるマネーサプライ指標の間に大きな差はない。従って短期的には、通常のマネーサプライ指標をインディケーターとした現在の金融政策

14) 実際にはシフトにより全体としての user cost が変化することから、“moneyness” の総量も変化するものと思われる（一種の所得効果が生ずる）。この点まで含めた影響を考察するには、次節で論ずるような、user cost を含む通貨需要関数の計測が必要である。

の運営に重大な問題はないものと思われるが、長期的な物価安定の観点からみれば、名目 GNP とより安定的な関係を持つと思われる“moneyness”の総量、即ち Divisia monetary aggregates の増加率を安定的に保つことがより望ましいといえよう。

(3) Divisia 通貨需要関数の計測

前節での流通速度に関する考察では考慮に入れられなかった金利或いは user cost の変化の影響をも含めた“moneyness”の総保有量の決定の問題や、それに対する各金融資産間のシフトの影響（通貨需要の構造変化の問題）等を考察するため、本節では Divisia monetary aggregates を用いた通貨需要関数を定式化し、その計測及び外挿テストを実施、これらの結果を通常の和集計の場合と比較検討することとする。

1. 定式化及び計測結果

ここで計測した通貨需要関数は以下の 2 つの型のものである（以下の定式化の理論的基礎については〔付 3〕参照）。

(i) Goldfeld [15]、筒井・畠中 [2] 等で用いられた通常の型の通貨需要関数。即ち、

$$\begin{aligned} \log(M/P) = & \alpha_0 + \alpha_1 \log(M/P)_{-1} \\ & + \alpha_2 \log(GNP/P) \\ & + \alpha_3 \log R + \alpha_4 \log r \\ & \dots\dots\dots (3.1) \end{aligned}$$

ここで、

M : Divisia または simple-sum M_1 、 $M_2 + CD$ 及び $M_3 + CD$

GNP : 名目 GNP

P : GNP デフレーター

R : “ベンチマーク・レート”、即ちマネーの代替資産の金利。通常はコール・レート、現先レート、電々債利回り等が用いられる

ことが多いが、ここでは Divisia monetary aggregates の議論との斉合性を保つため、Divisia index 作成の際に使用した“ベンチマーク・レート”を採用（便宜的に企業のベンチマーク・レート R^f と家計のベンチマーク・レート R^h の平均を使用）。

r : “own rate”、即ちマネー自身の金利。 M_1 の場合は 0（定式化に含めない）、 $M_2 + CD$ 、 $M_3 + CD$ については各々定期預金金利、定額郵便貯金金利で代表。

(ii) Divisia price (user cost) index を用いて定式化した通貨需要関数。即ち、

$$\begin{aligned} \log(M/P) = & \alpha_0 + \alpha_1 \log(M/P)_{-1} + \\ & \alpha_2 \log(GNP/P) + \\ & \alpha_3 \log(PM) \dots\dots\dots (3.2) \end{aligned}$$

ここで、

M : Divisia M_1 、 $M_2 + CD$ 及び $M_3 + CD$

PM : 各 Divisia monetary aggregates（数量指数）の“dual”として与えられる

Divisia price (user cost) index

(3.1) 式の Divisia 及び simple-sum 通貨需要関数と (3.2) 式の Divisia 通貨需要関数を、 M_1 、 $M_2 + CD$ 、 $M_3 + CD$ の各々について計測した結果を示すと、〈第 2 表〉のようになる。ここで推定方法は誤差に 1 次の系列相関を仮定した Beach and Mackinnon [8] の方法を用い、計測期間は Divisia monetary aggregates の作成期間全体（1970/Ⅳ～1983/Ⅰ）とした。

計測結果から明らかなように、Divisia monetary aggregates を用いた通貨需要関数と simple-sum aggregates の需要関数とを比較すると、以下のとおり Divisia monetary aggregates を用いた通貨需要関数の方が GNP との関係の安定性において優れているのが判る。

(i) 関数の説明力 (fitness) の点では大差はないが、Divisia を用いた場合の方が若干優れている（たとえば $M_2 + CD$ 需要関数の決定係

＜第2表＞ Divisia及びsimple-sum 通貨需要関数の計測結果(1)

(計測期間：1970／N～1983／I)

被説明変数	説明変数						R ² (S. E.)	D. W. (ρ)	長期GNP 弾力性	長期金利 弾力性
	CONSTANT	LAG(-1)	GNP	R	r	user cost				
Divisia M ₁	0.1620 (4.7718)	0.8359 (17.661)	0.1052 (2.1542)	-0.0702 (-4.5884)			0.9874 (0.0207)	2.0001 (-0.1910)	0.641	-0.428
Divisia M ₁	-0.0106 (-1.8082)	0.8469 (17.934)	0.0955 (1.9650)			-0.0727 (-4.6719)	0.9877 (0.0206)	2.0084 (-0.2066)	0.624	-0.475
Simple-sum M ₁	0.1709 (4.6724)	0.8250 (16.813)	0.1051 (2.1711)	-0.0748 (-4.5210)			0.9833 (0.0213)	1.9859 (-0.1223)	0.600	-0.427
Divisia M ₂ + CD	0.1356 (4.4676)	0.7855 (12.219)	0.2247 (2.8275)	-0.0822 (-2.7311)	0.0284 (0.8626)		0.9929 (0.0148)	2.0031 (0.0912)	1.048	-0.383
Divisia M ₂ + CD	-0.0063 (-1.1317)	0.7814 (12.309)	0.2313 (2.9487)			-0.0757 (-4.3401)	0.9931 (0.0148)	1.9997 (0.0744)	1.058	-0.254
Simple-sum M ₂ + CD	0.1244 (3.5127)	0.8171 (10.174)	0.2244 (2.0010)	-0.0830 (-2.9384)	0.0372 (1.1729)		0.9908 (0.0126)	2.1867 (0.4122)	1.216	-0.453
Divisia M ₃ + CD	0.1233 (4.0888)	0.7819 (10.453)	0.2627 (2.5128)	-0.0347 (-1.2233)	-0.0187 (-0.8669)		0.9949 (0.0137)	2.0043 (0.1178)	1.204	-0.159
Divisia M ₃ + CD	-0.0056 (-1.0044)	0.7476 (10.811)	0.3211 (3.3655)			-0.0516 (-4.3919)	0.9950 (0.0137)	2.0168 (0.1037)	1.257	-0.202
Simple-sum M ₃ + CD	0.1170 (3.4478)	0.8626 (10.261)	0.2015 (1.4188)	-0.0265 (-0.9133)	-0.0208 (-0.9168)		0.9942 (0.0113)	2.2242 (0.4566)	1.467	-0.193

＜第3表＞ Divisia 及び simple-sum 通貨需要関数の計測結果(2)

(計測期間: 1970 / N ~ 1977 / I)

被説明変数	説明変数					R ² (S. E.)	D. W. (ρ)	長期GNP 弾力性	長期金利 弾力性
	CONSTANT	LAG(-1)	GNP	R	r	user cost			
Divisia M ₁	0.2355 (4.1368)	0.7681 (8.9360)	0.2736 (1.9161)	-0.1043 (-4.0502)			1.9500 (0.0015)	1.180	-0.450
Divisia M ₁	-0.0178 (-2.0567)	0.7805 (9.0261)	0.2458 (1.7234)			-0.0929 (-3.9977)	1.9524 (0.0018)	1.120	-0.423
Simple-sum M ₁	0.2675 (4.3021)	0.7663 (9.0995)	0.2635 (1.8853)	-0.1191 (-4.2048)			1.8797 (0.0732)	1.128	-0.510
Divisia M ₂ + CD	0.2200 (4.4920)	0.7628 (9.9042)	0.2761 (2.1778)	-0.1478 (-4.1892)	0.0611 (1.3137)		1.8834 (0.0806)	1.164	-0.623
Divisia M ₂ + CD	-0.0183 (-2.9445)	0.7155 (10.008)	0.3680 (3.2160)			-0.0980 (-6.2018)	1.9066 (0.0344)	1.276	-0.340
Simple-sum M ₂ + CD	0.2274 (5.0714)	0.7489 (10.211)	0.3008 (2.5332)	-0.1682 (-5.5825)	0.0816 (2.0384)		1.8667 (0.1420)	1.198	-0.607
Divisia M ₃ + CD	0.4366 (4.9279)	0.5339 (5.1300)	0.6801 (4.0592)	-0.3318 (-3.5200)	0.1421 (2.4375)		1.9552 (0.0047)	1.459	-0.712
Divisia M ₃ + CD	-0.0173 (-2.8890)	0.6772 (9.0060)	0.4484 (3.5728)			-0.0934 (-6.4438)	1.9280 (0.0141)	1.389	-0.728
Simple-sum M ₃ + CD	0.3676 (3.8064)	0.6332 (4.8368)	0.5729 (2.5664)	-0.2496 (-2.5792)	0.0918 (1.5618)		2.1460 (0.3578)	1.562	-0.680

＜第4表＞ Divisia 及び simple-sum 通貨需要関数の計測結果(3)

(計測期間：1977 / II ～ 1983 / I)

被説明変数	説明変数						R ² (S. E.)	D. W. (ρ)	長期GNP 弾力性	長期金利 弾力性
	CONSTANT	LAG(-1)	GNP	R	r	user cost				
Divisia M ₁	0.1862 (5.0670)	0.9635 (11.255)	0.1173 (1.7622)	-0.0957 (-4.7998)			0.9633 (0.0194)	2.2017 (-0.5814)	3.213	-2.622
Divisia M ₁	-0.0570 (-3.2280)	1.0207 (11.845)	0.0831 (1.3033)			-0.1166	0.9662 (0.0193)	2.3334 (-0.6320)	-4.014	5.633
Simple-sum M ₁	0.1871 (4.9824)	0.9497 (11.066)	0.1308 (1.9956)	-0.0971 (-4.7928)			0.9581 (0.0196)	2.1634 (-0.5615)	2.600	-1.930
Divisia M ₂ + CD	0.0419 (3.5660)	0.7369 (5.8924)	0.3694 (2.3821)	0.0016 (0.3774)	-0.0123 (-1.8453)		0.9943 (0.0110)	2.0727 (-0.3803)	1.404	0.001
Divisia M ₂ + CD	0.0510 (3.1333)	1.0072 (9.1012)	0.0248 (0.1892)			-0.0618 (-3.1669)	0.9926 (0.0132)	1.9796 (-0.4807)	-3.444	8.583
Simple-sum M ₂ + CD	0.0243 (2.3118)	0.7836 (8.4164)	0.3680 (2.5301)	-0.0001 (-0.0487)	-0.0067 (-1.6034)		0.9978 (0.0080)	2.1094 (-0.3140)	1.701	0.001
Divisia M ₃ + CD	0.0886 (5.7333)	0.8180 (11.727)	0.3231 (3.1532)	-0.0775 (-5.3023)	0.0310 (2.4900)		0.9979 (0.0084)	2.5154 (-0.6315)	1.775	-0.425
Divisia M ₃ + CD	-0.0157 (-1.6424)	0.9637 (11.888)	0.1033 (0.9227)			-0.0487 (-4.4604)	0.9968 (0.0100)	2.2421 (-0.5995)	2.862	-1.342
Simple-sum M ₃ + CD	0.0576 (5.1716)	0.8742 (15.558)	0.2665 (2.5578)	-0.0491 (-4.8852)	0.0230 (2.7130)		0.9993 (0.0057)	2.2940 (-0.5243)	2.118	-0.390

数をみると、simple-sumでは0.9908に対してDivisiaの場合(3.1)式型関数で0.9929(3.2)式型関数で0.9931)。

- (ii) M_1 、 M_2+CD 、 M_3+CD のいずれの場合においてもDivisiaの通貨需要関数の方が長期のGNP弾力性($\frac{\alpha_2}{1-\alpha_1}$)が1に近いという意味で、経済理論的意味付けがし易い(たとえば M_2+CD の場合、simple-sumでは1.216に対してDivisiaを用いると(3.1)式型、(3.2)式型関数で各々1.048、1.058)。

- (iii) M_2+CD 、 M_3+CD ではGNPパラメターの有意性も明らかにDivisiaの方が高い(たとえば M_3+CD 需要関数のGNPパラメターのt値をみると、simple-sumでは1.4188に対し、Divisiaの場合(3.1)式型関数で、2.5128(3.2)式型関数で3.3655)。

この結果は前節の通貨流通速度での考察結果が、金利或いはuser costの影響を考慮に入れても支持されることを示すものといえよう。また、このような傾向は、 $M_1 \rightarrow M_2+CD \rightarrow M_3+CD$ と集計範囲を拡大するにつれて顕著となっており、今後ファイナンシャル・イノベーションの進展等からより広義のマネーサプライ指標を用いる必要が生じた場合、通常の和集計によるマネーサプライ指標よりもDivisia monetary aggregatesの様な経済理論に裏打ちされたマネーの集計量を用いる方が望ましいことが示唆されているといえよう。

ロ、外挿テスト結果と関数の安定性

次に上記通貨需要関数の安定性をみるため、計測期間を1970/Ⅳ～1977/Ⅰと1977/Ⅱ～1983/Ⅰに2分し、各々計測した。¹⁵⁾ 計測結果は<第3表>および<第4表>のとおりである。

<第3表>、<第4表>の計測結果をみると、計測期間が短いこと等から安定的な結果が得られなかった場合(たとえば<第4表>の(3.2)式型Divisia M_1 、 M_2+CD 需要関数等)も存在するが、全体としてみれば各々の計測期間について、前述のようなDivisia通貨需要関数の優位性がほぼ当てはまるものといえよう。

しかしながら、両期間の計測結果を相互に比較すると、各パラメターや長期弾力性の値等は大きく変化しており、Divisia、通常の和集計いずれの場合にも1977年以降通貨需要関数が変化した可能性が強いことが示唆されている。

そこで、こうした通貨需要関数の変化の有無やその内容をより明確に検出するため、1970/Ⅳ～1977/Ⅰの期間について計測した(3.1)式型のDivisia M_1 、 M_2+CD 、 M_3+CD 需要関数(<第3表>参照)を用いて、¹⁶⁾ 1977/Ⅱ～1983/Ⅰの外挿テストを行った。<第7図>～<第9図>は、こうした外挿テストの結果得られた予測値と実績値とを、simple-sum aggregatesを用いた通貨需要関数の場合と対比してグラフに示したものである。

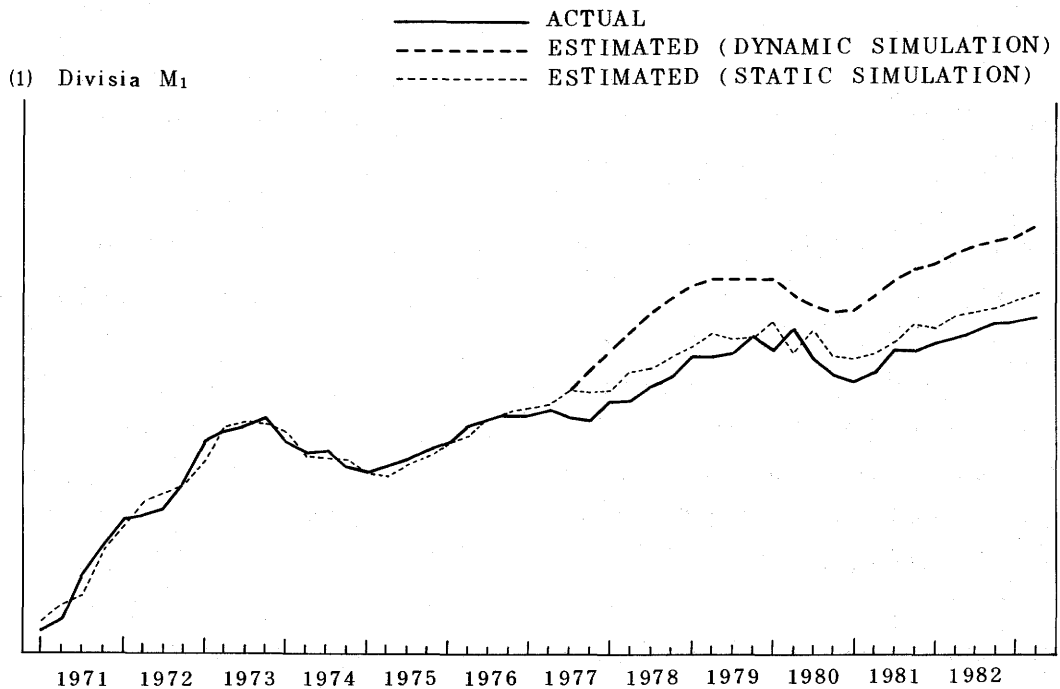
これらの図から以下のようなインプリケーションが看取されよう。

- (i) M_1 の場合(<第7図>参照)、Divisiaでみ

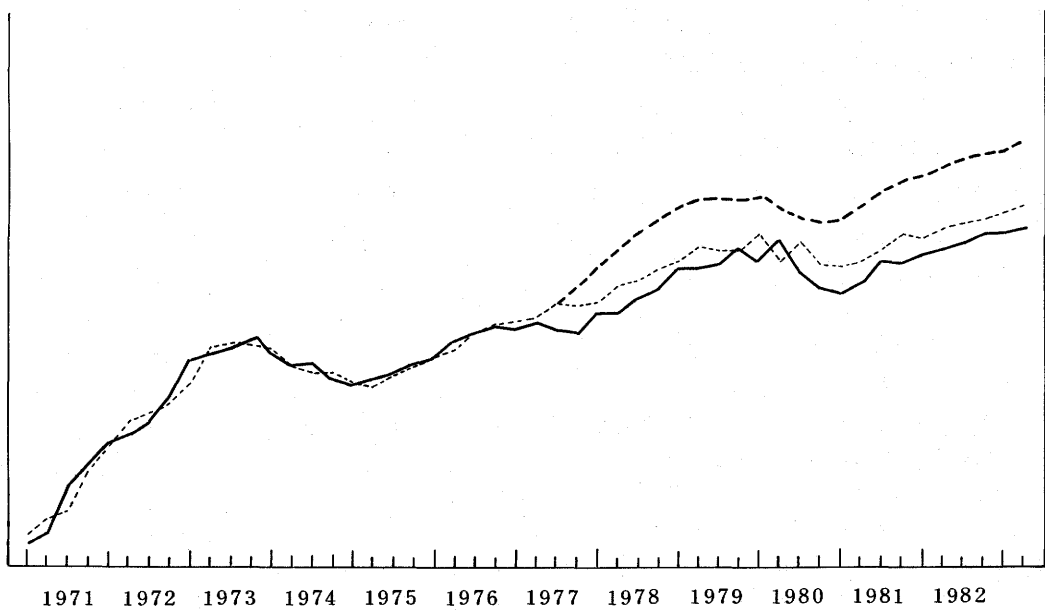
15) ここで1977/Ⅱで計測期間を2分したのは、各Divisia通貨需要関数について、計測期間をずらしつつ外挿テストを実施したところ、1977/Ⅰ頃までは各関数とも概ね実績値をよくフォローしているが、その後予測値と実績値に乖離が生ずるとの結果が得られたことによるもの。

16) 単一方程式の外挿テストを行う場合、各説明変数は被説明変数に対し外生的である(被説明変数からのフィードバックが存在しない)と考えられるものであることが望ましい。この点で、被説明変数であるDivisia quantity indexの“dial”として同時決定されるprice indexを説明変数として用いる(3.2)式型の通貨需要関数に外挿テストを適用することは、必ずしも斉合的な考え方とは言えないと思われる。従ってここでの外挿テストは、(3.1)式型の関数を用いて行った。

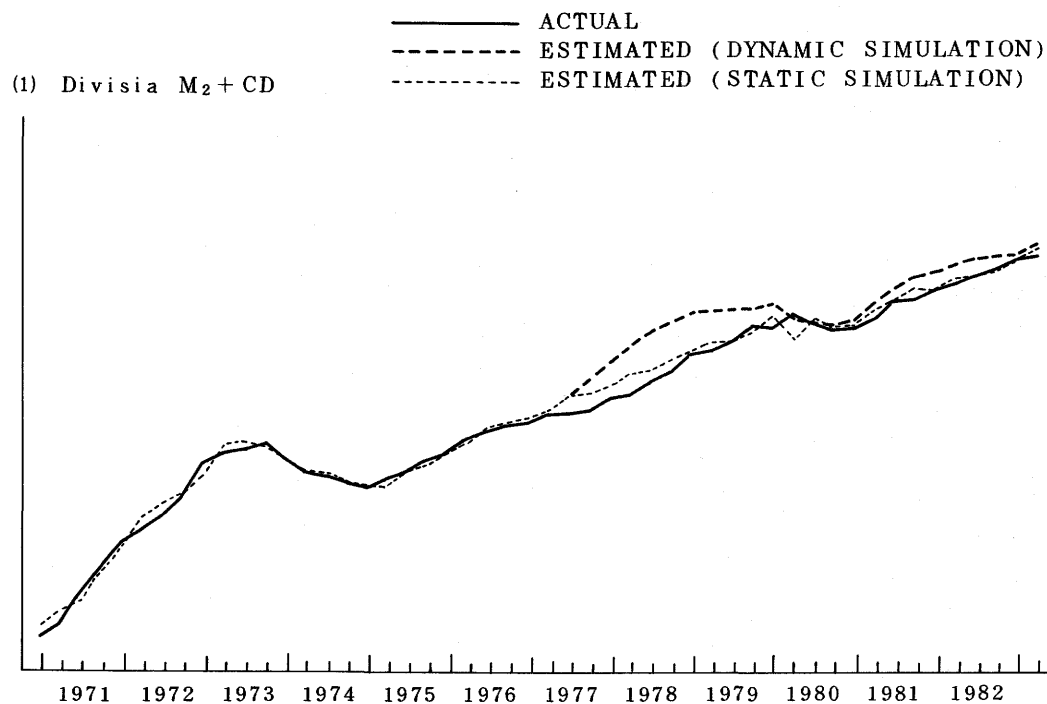
<第7図> M_1 需要関数の外挿テスト結果



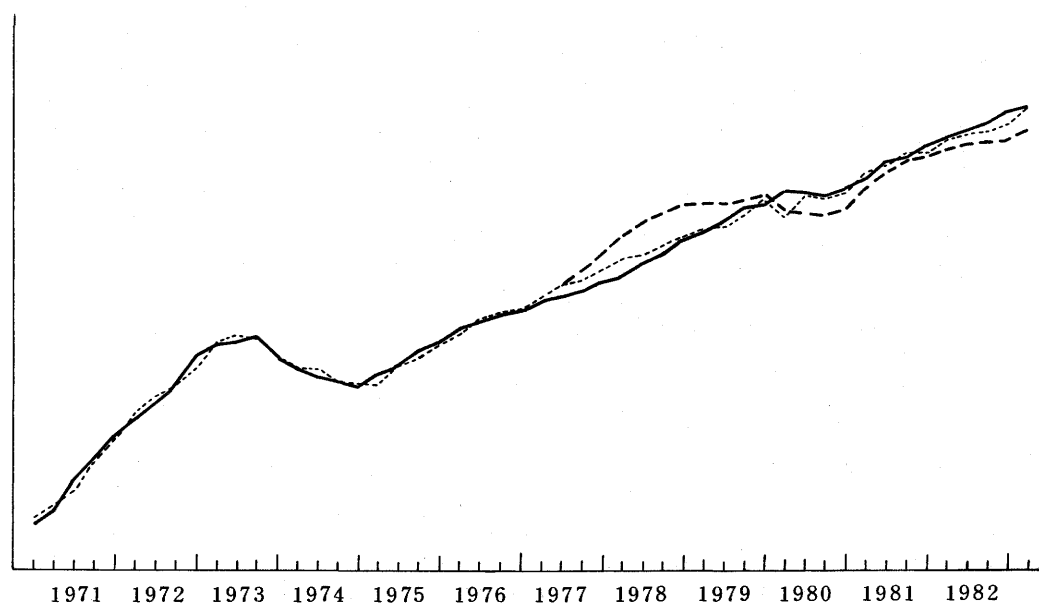
(2) simple-sum M_1



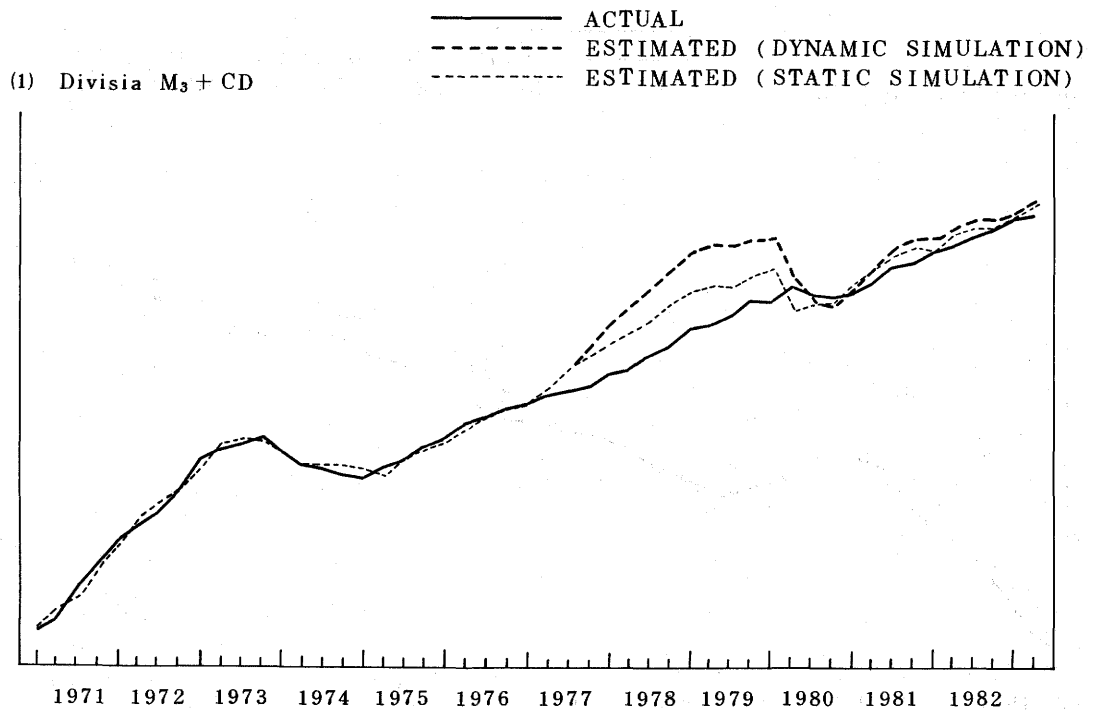
<第 8 図> $M_2 + CD$ 需要関数の外挿テスト結果



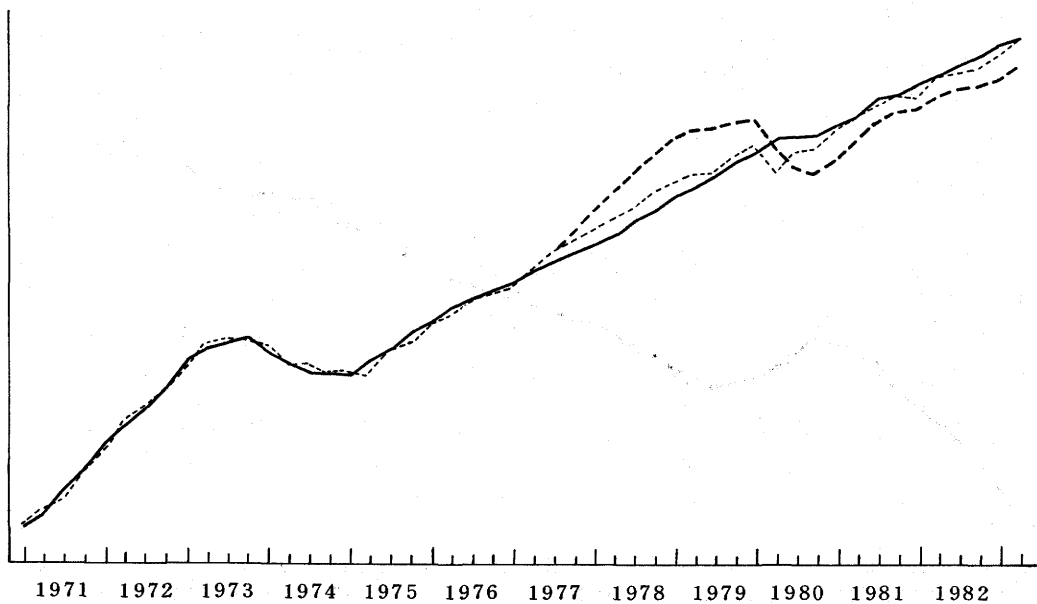
(2) simple-sum $M_2 + CD$



<第9図> $M_3 + CD$ 需要関数の外挿テスト結果



(2) simple-sum $M_3 + CD$



ても simple-sum でみても 1977/Ⅱ 以降の予測値 (ダイナミック・シミュレーションによる外挿予測、以下同様) は実績値を大幅に上回っており (Goldfeld [15] 等の用語に従えば “missing money” が発生)、両関数とも 1977 年頃を境として変化を生じていることが見て取れる。

- (ii) $M_2 + CD$ の場合 (<第 8 図>)、simple-sum 通貨需要関数を用いた外挿テストでは、1978 ~ 1979 年にかけて予測値が実績値を上回った後、1980 年以降は逆に実績値が予測値を上回る結果となっており、1977 年以降関数が不安定化していることが窺われる。これに対し Divisia $M_2 + CD$ 需要関数による外挿テスト結果をみると、1978 ~ 1979 年にかけては simple-sum の場合と同様に大幅な過大予測を生じているが、それ以降はほぼ一定の過大予測 (“missing money”) を伴い¹⁷⁾つつも比較的よく実績値をフォローしており、simple-sum の場合に比べると Divisia $M_2 + CD$ 需要関数の方がより安定であると言えることができる。

- (iii) $M_3 + CD$ 需要関数の外挿テスト結果 (<第 9 図> 参照) も $M_2 + CD$ の場合とほぼ同様であるが、simple-sum では $M_2 + CD$ 以上に不安定化、特に 1980 年以降の過小予測が一層拡大しているのに対し、Divisia $M_3 + CD$ でみると $M_2 + CD$ の場合よりさらにこの間の過大予測が縮小するとの結果が得られる。

Divisia 通貨需要関数と simple-sum 通貨需要関数の間で上述のような差が生ずるのは、前節でも述べたように、金融資産間のシフト (特に、より純通貨との代替性の低い金融資産へ

のシフト) が生ずる際には、通常の和集計による広義のマネーサプライ指標 ($M_2 + CD$ 、 $M_3 + CD$ 等) は “moneyness” の総量という観点からみた場合過大となり易いことによるものである。従って、こうした広義のマネーサプライ指標を用いる際には、Divisia monetary aggregates のように純通貨との代替性を考慮に入れた経済理論的に意味のある集計量がより適していることが、外挿テストの結果からも裏付けられよう。

4. おわりに

以上 “Divisia monetary aggregates” の考え方を紹介し、わが国への適用を試みたが、第 3 章での通貨流通速度及び通貨需要関数についての実証分析結果が示唆するように、従来のマネーサプライ指標を用いた場合解釈が困難ないし疑問が生ずるとされてきた現象の多くが、実際には単純な和集計によりマネーの集計量を求めるという集計方法によって惹き起こされていることが推察される。

従って経済全体のマネーの総量を的確に把握し、これを金融政策運営上のインディケーターないし中間目標とするためには、従来の和集計によるマネーサプライ指標と併せて、本稿で取り上げた Divisia monetary aggregates の様な経済理論的裏付けのあるマネーの集計量を利用することが極めて有益と考えられる。

今後はわが国においても、ファイナンシャル・イノベーションの一層の進展につれて、各種既存金融資産間のシフト或いは新種金融資産へのシフトの活発化が予想され、それに伴いマネーの集計

17) Simple-sum $M_2 + CD$ を用いた場合と比べると、この結果は、1980 年頃からのいわゆる “郵貯シフト” が $M_2 + CD$ に対する需要を減退させた事実と符合すると言えよう。この事実は、Divisia $M_3 + CD$ に対する 1980 年以降の over-prediction が $M_2 + CD$ に比べ縮小していることから推察できよう。

範囲を従来より拡大していく必要が生じるものと思われる。このような状況下、既存の単純和集計によるマネーサプライ指標、特に純通貨との代替性の低い金融資産を多く含む広義のマネーサプライ指標を用いた場合、これまでに述べたような問題点が一層拡大しマネーサプライの意味が不明確となる惧れが多く、金融政策運営のためのインディケーター或いは中間目標としての機能を果し得なくなる可能性もある。

これに対し Divisia monetary aggregates を用いた場合には、新商品も含めた各種金融資産の持つ “moneyness” の度合が集計に反映されるので、むしろ集計範囲を拡大する程経済全体のマネーの総量が適切に捉えられて集計量の安定性が増すものと考えられ、上述のようなファイナンシャル・イノベーションの過程では特にその有用性が高まるものと思われる。

無論、Divisia monetary aggregates を単なる金融政策上のインディケーターにとどまらず中間目標として用いるためには、本稿で行った通貨流通速度、通貨需要関数に関する考察に加え、Divisia monetary aggregates のコントロールビリティ（通貨乗数の安定性等）、最終目標（GNP 等）との因果関係等について、理論、実証の両面からより詳細な検討が必要であろうが、これらについては今後の課題である。

以 上

〔付 1〕 マネー価格 (user cost) について

本文中で述べたようなマネーの価格に関する直観的な考え方を理論的に裏付けるため、Barnett [4]、[5] は消費者のマネー保有に関する最適選択行動を以下のようにモデル化し、ここから理論的なマネーの “user cost” として $\pi_t^i = p_t^* \frac{R_t - r_t^i}{1 + R_t}$ (p_t^* は財・サービスの価格指数) を導出した。

即ち、

x_s : s 期における財・サービスの消費ベクトル

p_s : s 期における財・サービスの価格ベクトル

m_s^i : s 期における money の第 i 構成要素の実質保有量

r_s^i : s 期における money の第 i 構成要素の期待収益率

A_s : s 期における bond の実質保有量

R_s : s 期における bond の期待収益率

L_s : s 期における消費者の労働供給量

w_s : s 期における賃金率

$p_s^* = p_s^*(p_s)$: 財・サービスの価格指数

とおく時、消費者の異時点間に亘る最適行動は計画期間を T 期間とすれば

$$\max u_t(m_t, \dots, m_{t+T}, x_t, \dots, x_{t+T}, A_{t+T}) \quad \dots \dots \dots (I)$$

$$p_s' x_s = w_s L_s + \sum_{i=1}^n [(1+r_{s-1}^i) p_{s-1}^* m_{s-1}^i - p_s^* m_s^i] + [(1+R_{s-1}) p_{s-1}^* A_{s-1} - p_s^* A_s] \text{ for } \forall_s \quad \dots \dots \dots (II)$$

$$(m_t = (m_t^1, \dots, m_t^n)')$$

と表わされる。ここで割引率 ρ_s を

$$\rho_s = 1 \quad s = t \\ = \prod_{u=t}^{s-1} (1+R_u) \quad t+1 \leq s \leq t+T$$

とおき、(II) を各 A_s について解いて A_{t+T} より順次代入すると、(II) の各予算制約式は 1 本の予算制約式

$$\sum_{s=t}^{t+T} (p_s' / \rho_s) x_s + \sum_{s=t}^{t+T} \sum_{i=1}^n \left[\frac{p_s^*}{\rho_s} - \frac{p_s^* (1+r_s^i)}{\rho_{s+1}} \right] m_s^i + \sum_{i=1}^n \frac{p_{t+T}^* (1+r_{t+T}^i)}{\rho_{t+T+1}} m_{t+T}^i + \frac{p_{t+T}^*}{\rho_{t+T}} A_{t+T} = \sum_{s=t}^{t+T} (w_s / \rho_s) L_s + \sum_{i=1}^n (1+r_{t-1}^i) p_{t-1}^* m_{t-1}^i$$

$$+ (1+R_{t-1}) A_{t-1} p_{t-1}^* \dots\dots\dots (II')$$

にまとめられる。(II)'式からわかる様に第 s 期のマネーの第 i 構成要素の価格 (user cost) は

$$\pi_s^i = \frac{p_s^*}{\rho_s} - \frac{p_s^* (1+r_s^i)}{\rho_{s+1}} \dots\dots\dots (III)$$

と表わされる。従って今期 ($s = t$) のマネーの user cost は

$$\begin{aligned} \pi_t^i &= \frac{p_t^*}{\rho_t} - \frac{p_t^* (1+r_t^i)}{\rho_{t+1}} = \frac{p_t^*}{1} - \frac{p_t^* (1+r_t^i)}{(1+R_t)} \\ &= \frac{p_t^* (R_t - r_t^i)}{1+R_t} \end{aligned} \quad (IV)$$

となる。また、ここで利子所得に対する税率を τ として利子課税の影響を考慮に入れると

$$\pi_t^i = \frac{p_t^* (R_t - r_t^i) (1-\tau)}{1+R_t (1-\tau)} \dots\dots\dots (IV')$$

がマネーの user cost である。

従って理論的には (IV) 或いは (IV)' 式をマネーの価格として用いて Divisia monetary aggregates を作成することとなるが、(IV)、(IV)' 式において ($R_t - r_t^i$) 以外の項は各 i に共通であるから Divisia index の計算式 (2.7) 式或いは (2.8) 式においては分母、分子から相殺されるので、実際の指数作成に際しては ($R_t - r_t^i$) をマネーの第 i 構成要素の価格として用いれば十分である。

〔付2〕利回り曲線による調整の考え方

本文中で述べた様に、本稿では Divisia monetary aggregates の作成に際して使用する各構成要素自身の金利 ("own rate") として、貸付信託等の場合、満期まで保有することによって得られる複利計算による収益率を採用した。これは

家計がこれら金融資産をマネーとして保有する際、通常は満期までの保有を前提として選択を行っていると考えられるためである。

しかしながら、一方で、"own rate" としてこのような収益率を採用した場合、これと満期の短い或いは要求払のマネーの構成要素の金利とを単純に比較することには問題がある。たとえば、満期5年のマネーの構成要素に対する上述の収益率と、満期1年のマネーの構成要素の金利が等しい時、どちらの方がマネーとしての "own rate" が高いとみなされるかは、その時点での先行きの金利期待に依存し、一概には言えないであろう。言い換えれば、家計がマネー保有行動に際して考慮するマネーの各構成要素の "user cost" は、金利期待によって変り得ることとなるのである。

本稿で用いた利回り曲線による調整の考え方は、市場で形成された利回り曲線を利用することにより、こうした先行きの金利期待の影響を修正し、満期の異なるマネーの各構成要素の "own rate" 或いは "user cost" を相互に比較可能なものにしようとするものである。

これを満期5年のマネー構成要素の場合を例として具体的に述べると、以下のとおり。即ち、マネーの構成要素とほぼリスクが同程度と思われる金融債の残存期間別の市場流通利回りをを用い、残存5年の金融債の流通の利回りと同1年の金融債の流通利回りとの差が、その間の金利に対する期待を表わしているものとする。そこで、この差を満期5年のマネー構成要素の上述の収益率から差し引けば、金利期待の影響を考慮に入れて満期1年のマネー構成要素の金利と比較可能な "own rate" が得られることとなる。

一般的に書けば、満期 s 年のマネー構成要素に対し複利計算で算出した t 期における収益率を r_t 、これに利回り曲線による調整を施した後の "own rate" を r_t^* 、 t 期における残存 s 年、1年の金融債の市場流通利回りを各々 r_{st}, r_{1t} とすると、

$r_t^* = r_t - (r_{st} - r_{1t})$ となる。

このような調整を満期の異なるマネーの各構成要素に各期毎に施すことにより、各時点において互いに比較可能な各構成要素の“own rate”が得られるものと考えられる。

〔付3〕 Divisia 通貨需要関数の考え方

〔付1〕で述べた消費者の効用関数が(i)1次同次かつ(ii)time additive ($u_t = \sum_{j=0}^T [U(x_{t+j}, v(m_{t+j}))\beta^j]$ と表わされる)であると仮定すると、本文で用いた2つの型のDivisia 通貨需要関数に対し、以下のような形で理論的な基礎付けを与えることができる(ここでは簡単化のため財 x_t は1財であるとした)。

即ち、〔付1〕の(I)、(II)式で表わされる最適化問題の解を $m_t^*, \dots, m_{t+T}^*, x_t^*, \dots, x_{t+T}^*$ とおく。この時、この最適解について以下の(i)~(iv)が成立する。

(i) $\pi_t = (\pi_t^1, \dots, \pi_t^n)'$ について1次同次の価格 (user cost) 指数 $\Pi(\pi_t)$ が存在して、

$$\Pi(\pi_t) v(m_t) = \sum_{i=1}^n \pi_t^i m_t^i$$

(ii) t 期の財・サービス及びマネーに対する総支出

$$F_t^* = p_t^* x_t^* + \sum_{i=1}^n \pi_t^i m_t^{i*}$$

は $R_t, \dots, R_{t+T}, p_t^*, \dots, p_{t+T}^*, \Pi_t, \dots, \Pi_{t+T}, W_t$ の関数として決定される。

$$F_t^* = f(R_t, \dots, R_{t+T}, p_t^*, \dots, p_{t+T}^*, \pi_t, \dots, \pi_{t+T}, W_t)$$

(ここで p_t^* は x_t の価格、 $\Pi_t = \Pi(\pi_t)$ 、 W_t は〔付1〕(II)式の右辺で総資産を表わす)

(iii) $x_t^*, v_t^* = v(m_t^*)$ は

$$\max_{x, v} U(x, v) \text{ s.t. } p_t^* x + \Pi_t v = F_t^*$$

の解である。

(iv) m_t^* は

$$\max_{m_t} v(m_t) \text{ s.t. } \sum_{i=1}^n \pi_t^i m_t^i = \sum_{i=1}^n \pi_t^i m_t^{i*}$$

の解である。

上の(iii)から $v_t^* = v(m_t^*)$ は $\Pi_t/p_t^*, F_t^*/p_t^*$ の関数として表わされることがわかる。更に F_t^*/p_t^* が W_t^*/p_t^* でほぼ決定され、 W_t はGNPで比較的よく近似されるものとすれば、(3.2)式型のDivisia 通貨需要関数が得られる。また Π は1次同次だから

$$\Pi_t/p_t^* = \Pi(\pi_t^1/p_t^*, \dots, \pi_t^n/p_t^*)$$

と表わされることを用いると、(3.1)式のような通常の形の通貨需要関数が導かれる。

【参考文献】

- [1] 鈴木 淑夫 「日本における金融革新と金融政策」、日本銀行金融研究所金融資料第12号(内部資料)、1983年9月。
- [2] 筒井 義郎 「日米両国における貨幣需要関数の安定性について」、季刊現代経済 50, Autumn 1982.
- [3] Barnett, W.A. "Recursive Subaggregation and a Generalized Hypocycloidal Demand Model," Econometrica 45,(1977): pp. 1117-1136.
- [4] _____ "The User Cost of Money," Economics Letters 1, (1978): pp. 145-149.
- [5] _____ "Economic Monetary Aggregates," Journal of Econometrics 14, (1980): pp. 11-48.
- [6] _____ "The Optimal Level of Monetary Aggregation," Journal of Money, Credit and Banking (Nov. 1982): pp. 687-710.
- [7] Barnett, W.A. and Spindt, P.A. "Divisia Monetary Aggregates; Compilation, Data and Historical Behavior," Board of Governors of Federal Reserve System Staff Studies No. 116.
- [8] Beach, C.M. and Mackinnon, J.G. "A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Auto-correlated Errors," Econometrica 46, (1978): pp. 51-58.
- [9] Boughton, J.M. "Recent Instability of the Demand for Money; An International Perspective," Southern Economic Journal, (Jan. 1981): pp. 579-597.
- [10] Bowley, A.L. "Notes on Index Numbers," Economic Journal 38, (1928): pp. 216-237.
- [11] Cockerline, J.P. and Murray J.D. "A Comparison of Alternative Methods of Monetary Aggregation: Some Preliminary Evidence," Bank of Canada Technical Reports No. 28.
- [12] Diewert, W.E. "Exact and Superlative Index Numbers," Journal of Econometrics 4, (1976): pp. 115-145.
- [13] Fisher, I. The Making of Index Numbers. Boston, Houghton Mifflin, (1922).
- [14] Frisch, R. "Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers," Econometrica 4, (1936): pp. 1-39.
- [15] Goldfeld, S.M. "The Case of the Missing Money," Brookings Papers on Economic Activity 3, (1976): pp. 683-730.
- [16] Hulten, C.R. "Divisia Index Numbers," Econometrica 63(1973), pp.1017-1026.
- [17] Kloek, T. "On Quadratic Approximations of Cost of Living and Real Income Index Numbers," Report 6710, Econometric Institute, Netherlands School of Economics, (1967).
- [18] Theil, H. "On the Geometry and the Numerical Approximation of Cost of Living and Real Income Indices," De Economist 116, (1968): pp. 677-689.
- [19] Törnqvist, L. "The Bank of Finland's Consumption Price Index," Bank of Finland Monthly Bulletin 10, (1936): pp. 1-8.
- [20] Wald, A. "A New Formula for the Index of the Cost of Living," Econometrica 7, (1939): pp. 319-331.