

地域別データを用いた通貨需要関数の 推計：アップデートと追加的発見

ふじき ひろし
藤木 裕

要 旨

本稿では、Fujiki and Mulligan [1996a] の構造モデルを用いて、1955～2009 年度の県別預金統計・県民経済計算統計から通貨需要の所得弾力性を推計し、Fujiki and Mulligan [1996b] が 1955～90 年度のデータから得た M2 類似預金の所得弾力性が 1.2～1.4 との推計結果をアップデートした。分析によると、1980 年代のデータから得た所得弾力性は Fujiki and Mulligan [1996b] と類似の結果であった。1990 年代以後のデータから得た所得弾力性は徐々に低下し、2003 年度には 0.92 まで低下した。2004～09 年度のデータから得た所得弾力性は 0.6～0.7 程度であった。この結果を額面通り解釈すると、家計、企業の 1% の経済活動増加に伴って必要とされる実質通貨需要は、1990 年代までは 1% 以上増加していたが、2000 年代に入ると 1% 以下しか増加しないようになった、という意味で経済活動における通貨需要の節約が進んだ、といえる。

キーワード： 通貨需要関数、所得弾力性

.....
本稿の作成に当たっては、北村行伸（一橋大学教授）、渡部敏明（一橋大学教授）、金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いた。データ・セット作成では、佐藤さおりと大江由紀子の助力を得た。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

藤木 裕 日本銀行金融研究所参事役
(現中央大学商学部教授 E-mail: fujiki@tamacc.chuo-u.ac.jp)

1. はじめに

金融技術革新のもたらす主な便益は、より少ない担保で多額の取引が可能となることである。例えば、供給に限りのある貴金属を担保とした兌換紙幣を、法律や慣習というバーチャルな力を担保にした不換紙幣と、金融機関の信用を担保にした預金が代替し、より少ない担保で多額の取引が可能となった¹。

預金が不換紙幣とともに支払手段としてどの程度経済に流通するかは、金融機関の信用や、新しい種類の預金を発行する金融取引技術の発展等に依存して、歴史的に変化してきた²。この間、中央銀行は預金と不換紙幣の国内経済での流通量に対して、物価の安定との関連から強い関心を払ってきた。経済学者は、経済の取引規模と、金利動向に応じて、どの程度の預金と不換紙幣が経済に流通するのが適切かを判断する実証的尺度のひとつとして、通貨需要関数を推計してきた。しかし、金融取引技術は日進月歩であったため、預金と不換紙幣の流通量がどの程度であれば適切か、という問いにリアル・タイムで答えることは、歴史的に非常に困難であった。その顕著な例は、1970年代の米国で通貨需要関数の安定性が失われ、1975年以後M1をはじめとした通貨集計量の年間伸び率の見通しを発表していた米国FRBが直面した困難であった。すなわち、米国のマクロの時系列データを用いて通貨需要関数を推計すると、1973年を境に推計結果が不安定になり、予測精度も低下した(Goldfeld [1976])。当時の研究では、その有力な原因として、預金金利上限規制を回避するための商品開発が進んで預金通貨間の代替関係が変化し、通貨集計量の定義をこの金融技術革新に合わせて修正していくことが困難だった可能性が挙げられた³。このため、預金通貨間の代替関係を明示的に考慮に入れた通貨集計量の精緻な定義の検討が進むことになった⁴。その後、金融技術革新によって通貨需要関数が不安定化した、という課題は、マクロ経済学のみならず、貨幣論と産業組織論に共通するトピックスを扱う決済の経済学における検討課題としても取り上げられるようになった⁵。

.....
1 Quinn and Roberds [2010] は、さまざまな金融技術革新を通して貴金属から作られた硬貨を節約し、信用取引を取引先に受け入れさせた歴史的事例として中世オランダのアムステルダム銀行を紹介している。最近の金融技術革新による不換紙幣代替物の例は、電子マネー、デビットカード、モバイルバンキング等、枚挙にいとまがない。

2 どのような条件で、不換紙幣が支払い手段として流通するのか、という問題に対する理論的検討の成果は、貨幣論 (Monetary Economics) のサーチ・モデルや、世代重複モデルが知られている。貨幣のサーチ・モデルについての最近の日本語の展望は、今井ほか [2007] の5~7章参照。

3 フリードマンは、長期的な物価上昇率と同じ程度の平均的な貨幣成長率を達成するために、通貨と商業銀行預金の合計を年率4%成長させること、但し、商業銀行預金以外の預金の成長率は、種類別に異なってよい、としていた (Friedman [1960] p. 91)。

4 デビジア指数をはじめとする精緻な通貨集計量の展望は、Serletis [2007] の15~16章を参照。

5 Green [2004] は、米国アトランタ連邦準備銀行で行われたコンファレンスの講演で、「決済の経済学

金融技術革新が継続している事実を踏まえると、多様な手法を用いて通貨需要関数の推計結果をアップデートし、その安定性を確認することは、後述の通りマクロ経済学における通貨需要関数への理論的、実証的、政策的関心が低下していることを割り引いても、有意義な課題と考えられる。こうした問題意識に立ち、筆者は Fujiki and Mulligan [1996a] の構造モデルから導かれた通貨需要の所得弾力性をクロスセクション・データやマイクロ・データから計測し、これをマクロ時系列データから得られる所得弾力性とクロス・チェックすることを通して、通貨需要の所得弾力性の安定性を検討してきた⁶。本稿では、執筆時点で利用可能な 2009 年度までの県別預金・県民経済計算統計を用いてわが国通貨需要関数の所得弾力性を推計し、Fujiki and Mulligan [1996b] が 1955~90 年度のデータを用いて行った推計結果を可能な限りアップデートする。

Fujiki and Mulligan [1996a] は、通貨需要関数を導くミクロ理論的な基礎付けを行った。この理論モデルによれば、1 人当たり実質通貨需要関数は、実質所得、名目金利、家計が直面する価格、金融取引技術水準等に依存することが示された。Fujiki and Mulligan [1996b] は、この理論モデルを 1955~90 年度の県別預金・所得のクロスセクション・データに当てはめ以下のような通貨需要関数を推計した。

$$\log\left(\frac{1 \text{ 人当たり預金}_{it}}{\text{CPI}_{it}}\right) = a_t + b_t \log\left(\frac{1 \text{ 人当たり県民所得}_{it}}{\text{CPI}_{it}}\right) + c_t Z_{it} + e_{it}.$$

ただし、 a は定数項、CPI は県別消費者物価指数、 Z は金融取引技術の各県における相違の代理変数等を含む説明変数のベクトル、 e は統計的誤差項であり、添字 i は県、 t は時間を示す。

推計された所得弾力性のパラメータ b は、Fujiki and Mulligan [1996a] が提唱した理論モデルにおける家計、企業の生産関数の構造パラメータ推計値に相当し、その大きさは 1.2~1.4 程度であった。この結果は、Yoshida and Rasche [1990] が当時までのマクロ時系列データから誤差修正モデルを用いて得た通貨需要の所得弾力性の推計値と整合的であった。

は貨幣論と産業組織論に共通するトピックスを構成するもの (Payment economics comprises the topics common to monetary economics and industrial organization)」と定義した。サーチ理論は不換紙幣の存在理由を問うのに対して、決済の経済学は不換紙幣の存在を仮定する。そのうえで、金融技術革新によって不換紙幣類似物が支払い手段として不換紙幣とともに流通する制度的背景を検討する。具体的には、まず、取引時点のミスマッチと、取引相手に将来の行動を確実に履行させることができないことを仮定し、不換紙幣が支払い手段として流通することを仮定する。次に、金融技術革新の進展下、複数の不換紙幣代替物がどのような制度下で流通しうるかを、情報の経済学や、メカニズム・デザインの手法によって理論的・実証的に分析する。決済の経済学の展望は、Kahn and Roberds [2009] を参照。

6 地域別クロスセクション・データを用いた例は Fujiki and Mulligan [1996a, b]、Fujiki [1999, 2002]、Fujiki, Hsiao and Shen [2002]、家計のマイクロ・データを用いた例は塩路・藤木 [2005]、Fujiki and Hsiao [2008] を参照。

本稿は推計期間を 1991～2009 年度について延長したため、分析の背景と、データに関して以下の論点も考慮した。まず、分析の背景について以下の 2 つの論点が提起される。

第 1 に、わが国では 1990 年代半ば以後低金利環境が定着した。低金利環境では、金利がゼロ近傍でほぼ一定値となるため、時系列分析によって金利弾力性と所得弾力性を同時に推計することは困難になっており、クロスセクション分析から得られる所得弾力性に関する情報は藤木・渡邊 [2004] が主張したように有益になりうる⁷。

第 2 に、高齢化が進化した。高齢化が通貨需要に与える影響は理論的には不定であるが、その影響はいくつかの経路で通貨需要に及ぶことが予想されるので、本稿では実証的に高齢化の影響を検討することにする。例えば、家計について考えると、引退に備えて貯蓄を増加させる家計と、引退後に貯蓄を取り崩す家計があり、ある一時点でどちらの効果が勝るかは、理論的にはわからず、実証分析が必要である。

次に、1991～2009 年度のデータが追加されたことに伴う統計分析上の留意点は以下の 2 点である。第 1 に、マネーサプライ統計がマネースtock統計に変更され、2003 年度以降ゆうちょ銀行が M1 と M3 の集計対象となった。第 2 に、県別預金統計のうち、2005 年 3 月末以後信用金庫と商工中金の店舗所在地ベースの県別統計が利用不能となった。この結果、Fujiki and Mulligan [1996b] で中心的な指標として用いていた旧 M2+CD とほぼ同じ金融機関をカバーする県別預金統計は作成不能となった。以上 2 つの統計の変更により、2003 年度以後の結果の解釈には、注意が必要となる。

上述の統計的な不連続に注意したうえで、本稿の主な分析結果を要約すると以下のとおりである。第 1 に、1980 年代のデータから得た所得弾力性は、Fujiki and Mulligan [1996b] が 1955～90 年度のデータから得た M2 類似預金の所得弾力性が 1.2～1.4 との結果と類似であった。1990 年代以後のデータから得た所得弾力性は徐々に低下し、2003 年度には 0.92 まで低下した。2004～09 年度のデータから得た所得弾力性は 0.6～0.7 程度であった。この結果を額面通り解釈すると、家計、企業の 1% の経済活動増加に伴って必要とされる実質通貨需要は、1990 年代までは 1% 以上増加していたが、2000 年代に入ると 1% 以下しか増加しなくなった、という意味で、経済活動における通貨需要の節約が進んだ、と解釈可能である。第 2 に、高齢化が所得弾力性の大きさに与える影響について、高齢人口比率を説明変

.....
7 2008 年からわが国で補完当座預金制度が導入されたが、諸外国でも金融危機下における中央銀行準備預金への付利が経済に与える影響が注目されている。中央銀行準備預金への付利が通貨需要関数やマクロ経済に及ぼす一般均衡分析は非常に研究が少ない（例えば、Ireland [2013]）ので、今回はこの点は分析射程から外す。

数に加え検討したところ、高齢化の所得弾力性への影響は現時点で利用可能なデータで見ると限り大きくなかった。

分析の詳細に移る前に、関係する文献を展望しておく。

まず、県別データを用いた通貨需要関数の先行研究のうち、本稿と非常に関係が深いのは釜 [1988] である。釜 [1988] は、1965～85年度の銀行預金（除く郵便貯金）残高を、県内純生産、1次産業比率、人口密度、東京のダミー変数、全国銀行協会加盟銀行店舗数にクロスセクションで回帰した結果を報告しているほか、県別の時系列分析や、一定期間をプールした分析も行っている。釜 [1988] が実証分析に用いたモデルは Fujiki and Mulligan [1996b] と類似しているが、釜 [1988] は実証の背景となる構造モデルを提示していない⁸。このほか、安孫子 [2006] は県別銀行預金の前年比を用いて、説明変数に所得のほか、地価や資産残高も追加して分析を行っているが、構造モデルは提示していない。

次に、マクロ経済学における1990年以後の通貨需要関数に関する内外の研究動向は以下のとおりである⁹。

まず、諸外国では通貨需要関数への理論的、実証的、政策的関心は低下している。

理論的には、1970年代に流行したマネタリズムに代わって、1990年代末までにニュー・ケインジアン経済学が標準的な金融論・マクロ経済学の枠組みとなったことがあげられる¹⁰。ニュー・ケインジアン経済学の枠組みでは、中央銀行はテイラー・ルール (Taylor [1993]) に従い短期金利操作を行うことを通して金融政策を遂行する、と仮定される。この枠組みでは、貨幣をモデルに入れることの政策的、定量的な意味が非常に小さいことは、貨幣の役割を重視する学者でも認めている (McCallum [2012])。最近では、金融危機の教訓を踏まえ、ニュー・ケインジアン経済学の枠組みに銀行部門と貨幣を導入する取り組みも徐々に行われているが、現時点では明確な結論は得られていない¹¹。また、リーマン・ショック後の米国では、所要準備・超過準備預金に対する付利がなされた結果、マネタリーベースと通貨集計量の関係は伝統的な信用乗数アプローチでは説明できない、との論点も指摘されているが、付利のマクロ経済への影響にはまだ定説がない¹²。

.....
8 釜 [1988] の用いたサンプル期間についてみると、全国銀行協会加盟銀行店舗数は大蔵省（当時）の政策変数であり、外生変数であるとの想定は適切である (Fujiki [1999] も店舗数を説明変数に採用している)。しかし、2000年代以後になると、店舗数だけでなく、コンビニエンス・ストア等の提携ATM数やオンラインバンキングの利用可能性のほうが金融取引費用の要因としては重要だと考えられるので、本稿は店舗数を説明変数に採用しない。

9 米国マネタリズムの展開と、ニュー・ケインジアン台頭の展望は翁 [2011] の2、4、5章、マネタリズムの考え方を応用した通貨とインフレーションの関係に関する最近の展望論文は、McCallum and Nelson [2011] を参照されたい。

10 この間の事情の政策面に重点を置いた展望は Goodfriend [2007]、標準的な教科書は Galí [2008] を参照されたい。

11 例えば、Goodfriend and McCallum [2007]。

12 例えば、Keister, Martin and McAndrews [2008]、Ireland [2013]。

実証的には、1970年代の米国で見られたように、金融技術革新の進展によってマネタリー・ターゲティングの前提条件となる通貨需要関数の安定性が失われていったことが多くの諸外国で指摘されている¹³。

政策的には、2000年代以後、各国中央銀行の政策枠組みがフレキシブル・インフレーション・ターゲティングに収斂し、政策手段としては政策金利の予想経路が重要である、との理解が広まったため、通貨需要関数や、通貨集計量を用いた分析は、多くの中央銀行で減少した¹⁴。象徴的な出来事として、2006年3月23日に米国連邦準備制度はM3統計の編集を停止してしまった。

次に、わが国における1990年代以後の通貨需要関数の分析については、日本銀行調査統計局[1997]などがあげられるが、Sekine [1998]が要約したように、M2+CDを用いた通貨需要関数の安定性は不明とされていた¹⁵。その後、1999年にゼロ金利政策、2001年に量的緩和政策が実施される中、日本経済は流動性の罠に陥っているといえるかどうか、という点について、狭義の通貨需要の金利弾力性がどの程度弾力的か、という観点から検討する研究の蓄積が進んだ¹⁶。この間、伝統的なマネタリズムに則る政策提言も一部研究者から行われてきた¹⁷。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では通貨需要関数の理論を、3節では分析に用いるデータを紹介する。4節では時系列データを用いた分析結果と、クロスセクション・データを用いたベンチマークとなる計測結果を説明する。5節では、県民経済計算統計と県別預金統計の集計方法の違いに伴う計測誤差の影響に対するベンチマークの頑健性を検討する。6節では、説明変数を県内総生産から県内民間最終消費支出に変更した場合のベンチマークの頑健性を検討する。7節では、被説明変数に用いる預金の集計範囲を変更した場合のベンチマークの頑健性を検討する。8節では結論と含意を述べる。

.....
13 Goldfeld and Sichel [1990]が当時までの通貨需要関数の展望である。1990年代までの通貨需要関数の日本語で書かれた展望は、藤木 [1999]を参照。M1流通速度の変化を金融技術革新（当座預金と貯蓄性預金の振替を行う Sweep 勘定の普及）と関係つけた説明は、McCallum and Nelson [2011] 4節を参照。

14 こうした見解を代表するものとして、Woodford [2003]、フレキシブル・インフレーション・ターゲティングの展望は上田 [2009]を参照。日本銀行におけるマネタリストの主張の普及と、退潮の経緯は、翁 [2011]の4章を参照。

15 それ以前の通貨需要関数の計量分析における潮流については、吉田 [1989]を参照。

16 Miyao [2002, 2005]、Nakashima and Saito [2012]、藤木・渡邊 [2004]など。

17 例えば、ミルトン・フリードマンに師事した Hetzel [2004]の提案など。

2. 通貨需要関数の理論

通貨需要関数に関する理論的背景は貨幣数量説、取引需要説、ポートフォリオ理論に大別できる。以下ではこれらを順に説明する¹⁸。

まず、貨幣数量説では、通貨は取引遂行のため経済取引の規模に応じて保有される、あるいは、資産保有の一環として恒常所得に応じて保有される (Friedman [1956])、と説明される。

取引需要説は通貨の交換手段としての役割を強調する。このうち、Baumol [1952]、Tobin [1956] は、取引遂行のためにどの程度通貨を保有することが効率的であるか、在庫管理理論を応用して検討し、通貨需要の所得弾力性と、金利弾力性の絶対値が 0.5 になることを示している。McCallum and Goodfriend [1988] は、家計が財取引に必要な時間を通貨を用いることで節約できるような状況を想定し、実質通貨需要が実質消費と金利の関数になることを導いている。Lucas [1988] は、Clower [1967] の現金制約 (Cash in Advance) を課したマクロモデルにおいて、均衡では実質通貨需要が実質消費と金利に依存することを示している。

ポートフォリオ理論は、通貨の価値保存手段としての役割を強調する。例えば、平均分散アプローチによれば、危険資産と貨幣の保有比率を導くことができる (Tobin [1958])。世代重複モデルによれば、引退後の消費に備えるための通貨需要を説明することができる¹⁹。

このように、通貨需要関数に関してはさまざまな理論的背景があるが、本稿では取引需要説を拡張した Fujiki and Mulligan [1996b] のモデルを用いて実証分析を行う。このモデルは、集計データから推計した対数線形の通貨需要関数の所得弾力性が、家計・企業の生産関数の構造パラメータと一致する条件を示しているため、本稿が用いる地域別データから得た結果をマクロ経済にあてはめることの理論的根拠となる。そこで、以下では、このモデルを紹介する²⁰。

Fujiki and Mulligan [1996b] は、経済主体 i が最終生産物 y を投入財 x_1 と取引サービス T から以下の (1) 式に従って生産すると仮定した。

$$y_{it} = f(x_{1,it}, T_{it}, \lambda_f) = \left[(1 - \lambda_f) x_{1,it}^{(\gamma-\beta)/\gamma} + \lambda_f \left(\frac{\gamma-\beta}{\gamma-1} \right) T_{it}^{(\gamma-1)/\gamma} \right]^{\gamma/(\gamma-\beta)},$$

$$\lambda_f \in (0, 1), \beta > 0, \gamma \in (0, \min(1, \beta)). \quad (1)$$

ここで、 λ_f は各経済主体・時間を通じて一定の生産性パラメータを、添字 i は

18 以下 3 段落の説明は、Goldfeld and Sichel [1990] と Serletis [2007] による。

19 詳細は、Blanchard and Fischer [1989] の 4 章、Champ and Freeman [1994] 等を参照。

20 以下本節は藤木 [1999] による。

経済主体を、添字 t は時間を示す。経済主体 i が企業の場合、(1) 式は、原材料 x_1 と金融機関から入手する取引サービス T を用いて企業が生産活動を行うことを表現しており、 y は売上等の観測可能な変数に相当する。経済主体 i が家計である場合、一般に y は観測不能な Becker [1965]、Lancaster [1966] 流の家計の最終生産物 (Household Production) である。

取引サービス T は、実質通貨残高 m と投入財 x_3 (例えば、ATM や、銀行に行くため犠牲にされる余暇) から以下の (2) 式に従って生産される。

$$T_{it} = \phi(m_{it}, x_{3,it}, A_{it}) = A_{it}[(1 - \lambda_\phi)m_{it}^{(\psi_\phi - 1)/\psi_\phi} + \lambda_\phi x_{3,it}^{(\psi_f - 1)/\psi_f}]^{\psi_\phi/(\psi_\phi - 1)}. \quad (2)$$

ここで、 A と λ_ϕ は生産性を示すパラメータである。

家計は、(3) 式で示される費用を、(1)、(2) 式を制約として最小化する。

$$r_{it} = q_{1,t}x_{1,it} + q_{3,t}x_{3,it} + R_t m_{it}. \quad (3)$$

(3) 式を最小化して得られた家計の費用関数を Ω とする。この費用関数を実質通貨残高のレンタル費用である R で偏微分することにより、(4) 式の産出 y 、レンタル費用 R 、投入物価格 q を所与とした実質通貨残高への派生需要関数を得ることができる。

$$\begin{aligned} \log m_{it} &= \log L(y_{it}, R_t, q_{it}, A_{it}) \\ &\approx \beta \log y_{it} - \gamma \log R_t + \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) \log \frac{q_{3,it}}{R_t} \\ &\quad + \gamma \log q_{1,it} - (1 - \gamma) \log A_{it} + \text{constant}. \end{aligned} \quad (4)$$

経済主体 i が家計の場合、 y の代理変数を得ることが困難なため、実証分析を行ううえでは y に依存しない通貨需要関数を導出できれば好都合である。このため、費用関数 Ω を用いて $y_{it} = \Omega^{-1}(r_{it}, R_t, q_{it}, A_{it}, \lambda_f)$ を得て、この結果を (4) 式に代入することで、(5) 式の y に依存しないマーシャルの通貨需要関数が得られる。

$$\begin{aligned} \log m_{it} &= \log M(r_{it}, R_t, q_{it}, A_{it}) \\ &\approx \beta \log r_{it} - \gamma \log R_t + \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) \log \frac{q_{3,it}}{R_t} \\ &\quad + (\gamma - \beta) \log q_{1,it} - (1 - \gamma) \log A_{it} + \text{constant}. \end{aligned} \quad (5)$$

また、費用関数 Ω を q_1 で偏微分することにより、(6) 式の投入物価格 q_1 、レンタル費用 R と産出 y を所与とした、実質通貨残高の x_1 に対する派生需要関数が得られる。

$$\begin{aligned}
 \log m_{it} &= \log g_1(x_{1,it}, R_t, q_{it}, A_{it}) \\
 &\approx \beta \log x_{1,it} - \gamma \log R_t + \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) \log \frac{q_{3,it}}{R_t} \\
 &\quad + \gamma \log q_{1,it} - (1 - \gamma) \log A_{it} + \text{constant}.
 \end{aligned} \tag{6}$$

もし x_1 が消費財であれば、(6) 式は Goodfriend and McCallum [1988]、Lucas [1988]、Clower [1967] などが提唱した消費支出をスケール変数とする通貨需要関数に一致する。

(4)~(6) 式は、近似的に、通貨需要の生産・費用・消費に対する弾力性が共通の値 β をとり、名目金利に対する弾力性が共通の値 γ をとることを示している。また、通貨需要の財価格 q_3 に対する弾力性は区々となることを示している。

もし企業・家計のマイクロ・データが入手可能であれば、企業について (4) 式を、家計について (5) または (6) 式を推計することができる。しかし、実際には集計データのみが利用可能であることの方が多いので、上記の個別経済主体に関する関係式が集計データから識別できるケースがわかれば、実証分析を行ううえで好都合である。家計の支出は所得に等しいとの仮定のもと、以下では費用 r_{it} を家計所得とよぼう。いま、家計所得 I_{it} 、企業所得 y_{it} 、取引サービスの生産性、投入物の価格が全て対数正規分布に従うと仮定しよう。

$$\left. \begin{aligned}
 \log(I_{it}) &\sim N[\mu_{i,t}(h), \sigma_{I_t}^2(h)] \\
 \log(q_{j,it}) &\sim N[\mu_{j,t}(h), \sigma_{q_j}^2(h)], j = 1, 3. \\
 \log(A_{it}) &\sim N[\mu_{A,t}(h), \sigma_{A_t}^2(h)]
 \end{aligned} \right\} \tag{7}$$

$$\left. \begin{aligned}
 \log(y_{it}) &\sim N[\mu_{y,t}(f), \sigma_{y_t}^2(f)] \\
 \log(q_{j,it}) &\sim N[\mu_{j,t}(f), \sigma_{q_j}^2(f)], j = 1, 3. \\
 \log(A_{it}) &\sim N[\mu_{A,t}(f), \sigma_{A_t}^2(f)]
 \end{aligned} \right\} \tag{8}$$

(7)~(8) 式のもとでは、集計された通貨需要関数が以下のように計算できる。

まず、家計部門について集計したマーシャルの通貨需要関数は、 $I_t(h)$ を家計の平均所得、 $m_t(h)$ を家計の平均実質通貨需要残高とすると、(9) 式ようになる。

$$\begin{aligned}
 \log m_t(h) &= \beta \log I_t(h) - \gamma \log R_t \\
 &\quad + \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) \log \frac{q_{3,t}(h)}{R_t} + (\gamma - \beta) \log q_{1,t}(h) - (1 - \gamma) \log A_t(h) \\
 &\quad + \frac{1}{2} \beta (\beta - 1) \sigma_{I_t}^2(h) + \frac{1}{2} \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) [\pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) - 1] \sigma_{3t}^2(h) \\
 &\quad + \frac{1}{2} (1 - \gamma)(2 - \gamma) \sigma_{A_t}^2(h) + \frac{1}{2} (\gamma - \beta)(\gamma - \beta - 1) \sigma_{1t}^2(h) \\
 &\quad + \text{covariances} + \text{constant}.
 \end{aligned} \tag{9}$$

次に、企業部門について集計したマーシャルの通貨需要関数は、先行研究ではスケール変数として売上を用いることが多いので、 $y_t(f)$ を企業の平均売上、 $m_t(f)$ を企業の平均実質通貨需要残高とすると、(10) 式のようになる。

$$\begin{aligned}
 \log m_t(f) &= \beta \log y_t(f) - \gamma \log R_t \\
 &+ \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) \log \frac{q_{3,t}(f)}{R_t} + \gamma \log q_{1,t}(f) - (1 - \gamma) \log A_t(f) \\
 &+ \frac{1}{2} \beta(\beta - 1) \sigma_{y_t}^2(f) + \frac{1}{2} \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) [\pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) - 1] \sigma_{3,t}^2(f) \\
 &+ \frac{1}{2} (1 - \gamma)(2 - \gamma) \sigma_{A_t}^2(f) + \frac{1}{2} \gamma(\gamma - 1) \sigma_{1,t}^2(f) \\
 &+ \text{covariances} + \text{constant}.
 \end{aligned} \tag{10}$$

最後に、家計部門と企業部門の通貨需要を合算したマクロの通貨需要について考察する。いま、 N_t を人口、 $N_t(f)$ を企業数、 $N_t(h)$ を家計数、 $\eta_t(f) = N_t(f)/N_t$ 、 $\eta_t(h) = N_t(h)/N_t$ とし、 $v_t = [N_t(f)/N_t(h)]/[y_t(f)/I_t(h)]$ とする。対数線形近似を用いて $\log [m_t(f) + m_t(h)]$ を計算すると、1人当たりの実質通貨需要残高は以下の(11)式のように表される。

$$\begin{aligned}
 \log \left(\frac{M_t}{P_t N_t} \right) &= \beta \log I_t(h) - \gamma \log R_t \\
 &+ \pi_\phi(\psi_\phi - \gamma) \left[\omega \log \frac{q_{3,t}(f)}{R} + (1 - \omega) \log \frac{q_{3,t}(h)}{R_t} \right] \\
 &+ \omega \gamma \log q_{1,t}(f) + (1 - \omega)(\gamma - \beta) \log q_{1,t}(h) \\
 &- (1 - \gamma) [\omega \log A_t(f) + (1 - \omega) \log A_t(h)] \\
 &+ [\omega \log \eta_t(f) + (1 - \omega) \log \eta_t(h)] + \beta \omega \left[\log v_t + \log \frac{\eta_t(h)}{\eta_t(f)} \right] \\
 &+ \frac{1}{2} \beta(\beta - 1) [\omega \sigma_{y_t}^2(f) + (1 - \omega) \sigma_{I_t}^2(h)] \\
 &+ \text{other covariances}.
 \end{aligned} \tag{11}$$

Fujiki and Mulligan [1996b] は(11)式を以下のように解釈した。

まず、右辺1行目は、家計平均所得と名目金利の通貨需要に対する影響を示す。マクロ時系列データによる通貨需要関数の分析では、この2つの説明変数のみを用いられることが多い。

2行目と3行目の項は、家計、企業部門について加重平均された名目金利と財価格からの影響を示す。

4行目の項は、取引技術水準の加重平均値である。取引技術水準の向上が通貨節約的か否かは γ が1より大か否かに依存する。

5行目の項は、1人当たり通貨需要残高が企業数、家計数、および家計所得に対する企業所得のシェアに依存することを示している。この項は、企業と家計がともに通貨を需要するため、経済の生産段階が増えて多くの企業が生産に関与すればするほど通貨需要が増加することを示している。

6行目の項は、所得分布の分散が大きくなると、規模の経済がある場合 ($\beta < 1$ の場合) に通貨需要は減少することを示す。

(11) 式をクロスセクション・データで推計するメリットとして、Fujiki and Mulligan [1996b] は以下の点をあげている。

第1に、家計が直面する金利、財価格、取引技術水準はある一時点では定数なので、「金利を一定とした上で、所得変動が引き起こす通貨需要量の変動」として定義される通貨需要の所得弾力性を計測するうえでは、県別預金・県内総生産のクロスセクション・データは好都合である。得られた通貨需要の所得弾力性 β は、(1) 式で定義された生産関数のパラメータ β の推計値でもある。従って、(11) 式を推計して得られる通貨需要の所得弾力性は、生産関数のパラメータを推計している、という意味で、構造パラメータの推計となっている。

第2に、通貨需要関数の構造変化を各年の推計結果を比較することによって簡単に分析できる。

第3に、ある一時点に分析を絞ることにより、通貨集計量の定義の変化の問題を回避できる。

もちろん、クロスセクション・データによる分析は、以下にあげる理由から、通貨需要関数の計測上の困難に対する万能薬とはならない。

第1に、クロスセクション・データによる分析では、人口構成や都市化の程度の違いなどに由来する各県ごとの通貨需要の差異に配慮するため、マクロ時系列データによる分析では不要であった変数が回帰式に含まれなくてはならない。

第2に、推計に用いる県内総生産データの公表のタイミングが遅い²¹。

第3に、クロスセクション・データによる分析では、通貨需要への金利の影響はその他の価格とともに定数項に吸収されるため、金利弾力性を他の要因と区別して推計することができない。

なお、本稿の理論モデルの集計条件がもっともらしいかどうかは、クロスセクション・データが連続して数年同一の経済主体、あるいは同一母集団から入手できる場合、クロスセクション・データの分析とそれを集計したデータの分析を比較参

.....
21 Fujiki [1999] は、本稿で用いるデータの公表のタイミングが遅いことに対処するために、1985～95年の地域別月次家計調査のデータを用いて、わが国10地域の個人消費・個人所得のデータを作成し、これを月次データが利用可能な全国銀行個人預金データと組み合わせ、Fujiki and Mulligan [1996b] と同様の枠組みで分析を行った。分析結果によれば、1990年から1995年にかけての個人預金の所得弾力性は1.28から1.35の間にあることが示されている。この結果は、年次データを用いた分析結果とも整合的であった。

照することによって検証できる。この点について、Fujiki and Hsiao [2008] は家計のデータで (4) 式と (9) 式をそれぞれ推計して結果を比較している²²。(4) 式と (10) 式を比較した推計例は、企業のマイクロ・データが必要となるが、筆者の知る限り検討事例はない²³。

3 節では、分析に用いたデータを説明する。

3. データ

本節では、分析に用いる県別預金データ、県民経済計算データ、その他のデータを説明する。以下の分析では、沖縄県のデータは除いている。

(1) 県別預金

本稿では、県別預金データを県内総支出デフレーターで実質化し、県内人口 1 人当たりに換算した変数を実質通貨需要の代理変数として分析を行う。なお、1 人当たりに換算して分析を行うのは、(11) 式との整合性のためである。

分析対象とする預金の選択に当たっては、日本銀行が金融経済月報の基本的見解において M2 について説明してきたことを踏まえ、M2 に近い性質を持つ預金を中心に分析を行い、その他の預金は結果の頑健性を確認するため分析する。

具体的には、マネースtock統計の M1、M2、M3 の集計対象に倣い、MF1、MF2、MF3 の 3 種類の県別預金系列を試算した。なお、ゆうちょ銀行、その他金融機関における預金通貨が 2003 年以後 M1 の集計対象となったこと、2005 年 3 月末以後信用金庫と商工中金の県別預金統計が利用不能となったことなどから、これらの系列

22 Fujiki and Hsiao [2008] は、(4) 式を 1991~2002 年にかけて同一のサンプリング方式で得られたわが国家計サーベイデータを用いてクロスセクションで毎年推計した。その際、家計の M1、M2、M3 に近い種類の預金の集計量を m に、サーベイデータの所得を I に、家計の年齢、性別、地域を考慮した賃金構造基本調査から試算された時給を q_3 に用いた。このほか、持ち家かどうか、家計に就業者がいるか、家計人員数もコントロールした。次に、各年のデータを集計し (9) 式に該当する式を 1991~2002 年の金利の時系列データ、サーベイデータから推計できる毎年の所得と賃金の分散も説明変数に加えて推計した。分析によると、M3 類似の預金について、(4) 式から得られた所得弾力性が 0.53~0.85 であったのに対し、(9) 式から得られた所得弾力性は金利の選択にもよるが、0.66、0.86 といった比較的近い値をとることを示した。なお、同じ構造モデルのテストではないが、家計のマイクロ・データを用いた通貨需要関数の分析例は、鈴木 [2010]、竹澤・松浦 [1998, 1999] がある。

23 県別データによる分析と、県別データからシミュレートした集計データを用いて、(11) 式を異なる集計段階で比較検討した事例は、Hsiao, Shen and Fujiki [2005] である。米国経済に関しては、企業のマイクロ・データを用いた通貨需要関数の研究は Meltzer [1963a] 等古くからある。Mulligan [1997] は本稿の理論モデルを米国企業データで実証している。

には不連続があることには注意が必要である。これらの系列について詳細に説明すると以下のとおりである。

MF1 は、要求払預金年度末残である。対象金融機関は、1959～2002 年度は国内銀行（除くゆうちょ銀行）、2003 年度以後はゆうちょ銀行（流動性預金）を含む国内銀行である。

2003 年度以後の MF1 集計対象金融機関をマネーストック統計と比べると、外国銀行在日支店、信用金庫、信金中金、農林中金、商工中金、農協、信農連、漁協、信漁連、労働金庫、労金連、信用組合、全信組連が含まれていない。このほか、MF1 には現金が含まれておらず、M1 から除外されている金融機関の預金が含まれている。

MF2 は、要求払預金、定期性預金、外貨預金、非居住者預金合計の年度末残である。1955～87 年度は国内銀行（除くゆうちょ銀行）、相互銀行、信用金庫、商工中金の合計、1988～2003 年度は国内銀行（除くゆうちょ銀行）、信用金庫、商工中金の合計、2004 年度以後は国内銀行（除くゆうちょ銀行）の合計である。

2004 年度以後の MF2 集計対象金融機関をマネーストック統計と比べると、外国銀行在日支店、信用金庫、信金中金、農林中金の要求払い預金、定期性預金などが含まれていない。このほか、MF2 には現金が含まれていない。また、M2 から除外されている金融機関預金のうち、MF2 では国内銀行分だけが除外されている。

MF3 は、要求払預金、定期性預金、外貨預金、非居住者預金合計の年度末残である。1955～87 年度は国内銀行（郵便局）、相互銀行、信用金庫、商工中金、農協、漁協、労働金庫、信用組合の合計、1988～2003 年度は国内銀行、郵便局またはゆうちょ銀行、信用金庫、商工中金、農協、漁協、労働金庫、信用組合の合計、2004 年度以後は国内銀行・ゆうちょ銀行、農協、漁協、労働金庫、信用組合の合計である。

2004 年度以後の MF3 集計対象金融機関をマネーストック統計と比べると、外国銀行在日支店、信用金庫、信金中金、農林中金の要求払い預金、定期性預金などが含まれていない。このほか、MF3 には現金が含まれていない。また、M3 から除外されている金融機関預金のうち、MF3 では国内銀行分だけが除外されている。

(2) 県民経済計算

内閣府は各都道府県が作成した県民経済計算を編集し、ウェブページで公表している。2013 年 1 月現在、2009 年度までのデータが入手可能である。なお、各県で統計の作成方法が統一されていないため、県内総生産の合計と国内総生産は近い値になるものの一致しない。

内閣府ウェブページには、統計作成方法と基準時点の違いにより、4 つの県民経

済計算系列が掲載されている²⁴。内閣府は、この4つの系列のうち、1975年から1989年までの1968SNAによる1990年価格の実質系列、1990年から1995年までの1993SNAによる1995年価格の実質系列、1996年から2009年までの1993SNAによる2000年価格の実質系列を公式系列としている。

以下では、公式系列のうち、名目県内総生産を県内総支出デフレーターで、名目県内民間最終消費支出を名目県内民間最終消費支出デフレーターでそれぞれ実質化し、県内人口で1人あたりに換算した指標を実質通貨需要の説明変数に用いる²⁵。

県内総支出デフレーターは、固定基準年方式のデフレーターを用いる。1995年と1990年の基準年変更に伴う断層については、利用可能な2系列の比率を用いて接続する。1955年から1974年までのデータは1980年価格であるので、1980年のデフレーターを100とするようなリンク係数を用いて1975年以後のデータと接続する。県内総支出デフレーターが公表されていない場合は、県別のCPI上昇率を使って接続した²⁶。

県内民間最終消費支出デフレーターは、実質系列と名目系列の比率から推計した。欠損値の補完、断層の接続は県内総支出デフレーターと同様の方法を用いた。

名目県内総生産と名目県内民間最終消費支出については、欠損値はないが、1995年と1990年に断層がある。断層の接続については、県内総支出デフレーターと同様の方法を用いた。

(3) その他のデータ

県別の金融サービスの異質性をコントロールするために、Fujiki and Mulligan [1996b] は人口密度と1次産業のGDP比率を用いた。本稿では、サービス産業のGDP比率を追加する。さらに、高齢化の影響を検証するため、高齢人口比率（65歳以上人口比率）を説明変数に追加する。また、GDPの操作変数として、Fujiki and Mulligan [1996b] 同様に有効求人倍率を用いる。

.....
24 1955年から1974年までの1968SNAによる1980年価格の実質系列、1975年から1999年までの1968SNAによる1990年価格の実質系列、1990年から2003年までの1993SNAによる1995年価格の実質系列、1996年から2009年までの1993SNAによる2000年価格の実質系列である。

25 Fujiki and Mulligan [1996b] は名目県民所得と、デフレーターに県別CPIを用いていた。

26 福島県の1975～79年、埼玉県の1975～76年、岡山県の1975～84年、沖縄県の1975～80年のデータにこの操作を行った。

イ. 人口密度

県別の金融サービスの異質性をコントロールするために、人口密度を都市化の代理変数として用いる。人口は、県民経済計算に収録されている総人口のデータを用いた。

ロ. 1次産業比率

県別の金融サービスの異質性をコントロールするために、第1次産業の県内総生産比率を都市化と負の相関をもつ代理変数として用いる。同指標は、県民経済計算に収録されている農林水産業による県内総生産を、県内総生産で割って求めた。

ハ. サービス産業比率

県別の金融サービスの異質性をコントロールするために、サービス産業の県内総生産への比率を都市化と正の相関をもつ代理変数として用いる。同指標は、県民経済計算に収録されている第3次産業による県内総生産を、県内総生産で割って求めた。

二. 高齢人口比率

県別の高齢化の違いが通貨需要に与える影響を検証するため、高齢人口比率（65歳以上人口が総人口に占める比率）を説明変数に用いた。統計の制約により、1970年以後しか本変数は利用できない。

2節で説明した Fujiki and Mulligan [1996b] のモデルは高齢化の影響を考慮した動学的なモデルではないが、高齢化の影響は、実質通貨残高 m と投入財 x_3 との代替関係が年齢によって異なる、といった(11)式の金融技術に関する構造パラメータの時間的变化や、経済の平均所得が低下する、あるいは家計と企業の所得分配が変化するとといった(11)式の説明変数の変化を通して、実質通貨需要に及びうる。

そこで、本稿では、高齢化が実質通貨需要に影響する経路について先験的な仮定は置かず、高齢化の代理変数を説明変数に導入することで計測結果が大きく異なるか、実証的な立場から検討する。なお、本稿の構造モデルを離れて高齢化と預金需要の関係を理論的に検討した場合でも、確定的な回答はなく、優れて実証的な問題であることがわかる。この点についてホリオカ [2009] に即して家計・企業にわけて説明すると以下のとおりである。

まず、家計については、ライフ・サイクル・モデルによると、若年層が貯蓄し、高齢層は貯蓄を取り崩して消費に回す。よって、老年人口比率〔老年人口（65歳以上人口）の生産年齢人口（15～64歳人口）への比率〕が高いと、貯蓄率は低くなると考えられる。しかし、高齢化が進む過程では、若年層よりも所得が高い傾向にある高齢層が多く貯蓄を保有しているため、所得などの諸条件を一定とすると、通

貨需要は高齢者が多い県ほど高いことが期待できる。県レベルでの集計値では上記2つの効果のうちどちらが勝るかは先験的にはわからない。

次に、企業については、投資にともなう資金需要について、少なくとも2つの経路で高齢化の影響が考えられる。第1に、高齢化によって労働不足が生じて資本への代替が進むなら、国内投資が増加する。この投資が銀行からの資金調達によって行われるなら、通貨需要も増加するだろう。第2に、人口減少に伴って国内需要が減少すると考える企業は、国内投資をやめて海外投資を行う可能性がある。例えば、銀行借入で設備投資を行っていた企業が、借入を返済し、手元資金で海外企業の買収を行う場合、この企業からは従来ほどの通貨需要は見込めないだろう。

資本移動がある程度容易で、今後わが国が高齢化するなかで拡大する産業は大規模な設備投資の余地が多くないサービス産業が中心だとすれば、上記の2つの経路のうち、第2の経路が支配的で、高齢化によって、企業の通貨需要が減少するかもしれない。

高齢化の影響は家計預金に対して不定、企業預金に対しては引下げ方向に作用、という予想のうち、経済全体ではどちらの影響がより強いのか、という点を推測するには、家計・企業別の預金のウエイトがわかると有益であるが、残念ながら預金統計からこの情報は得られない。代替的な情報として、次節でマネーサプライ統計データの個人、法人別の預金通貨、準通貨のウエイトについて説明するが、その結論を先取りしておく、本稿が主として分析するMF2に関してみると、家計の預金のウエイトがこれまで上昇していたことが推測できる。この点からも、高齢化の通貨需要への影響を理論的に予測することは難しく、実証分析にゆだねるべきだ、との本稿の立場は妥当だと思われる²⁷。

ホ. 有効求人倍率

本稿で用いる県別預金統計は店舗の所在県別に集計されている。このため、居住県と異なる県で勤務している勤労者が、勤務先近くの店舗で預金をすると、居住県の所得は過大に、勤務先県の所得は過小に評価されている。つまり、県別預金統計の作成方法を所与にすると、所得には観測誤差があることになる。

この点について具体的にみるために、計測する通貨需要関数は(12)式で、(12)式の最後にある e_{it} は計測誤差であり、これは(13)式が示すように、独立に正規分布する計測誤差 v_{it} と観測不能な各県の金融要因である F_i の線形関数(θ はパラメータ)の関数だとする。また、添字 i は県、 t は時間を示す。

$$\log(1 \text{人あたり実質預金})_{it} = b_0t + b_1 \log(1 \text{人あたり実質県内総生産})_{it} + e_{it}. \quad (12)$$

$$e_{it} = F_i\theta + v_{it}. \quad (13)$$

.....
27 Nagayasu [2012b] は従属人口比率を用いて高齢化の県別預金需要への影響を検証している。

いま、県外からの通勤者の預金が多い県は県内総生産も高いとする。この場合、観測不能な各県の金融要因 F_i は県内総生産と正の相関があるため、(12) 式を最小二乗法で推計すると b_1 の推定値に上方バイアスが生じる。こうした状況では、県内総生産に対して、操作変数を用いて回帰分析を行うことが望ましい。

望ましい操作変数の条件は、県内総生産とは相関があるが、それ以外の預金を決定する要因（例えば、大都市に店舗が多いなど、人口密度で捉える要因）には相関がないことである。有効求人倍率は景気局面に応じて県内総生産と連動するが、他県からの預金が多いというような地域的な金融条件の趨勢とは無相関と考えられるので、操作変数として適切と考えられる。統計の制約により、1963 年以後しか本変数は利用できない。

(4) データの特性

以下では、分析に用いるデータの特性を確認する。

イ. MF 統計とマネースtock統計の比較

MF 統計とマネースtock統計のカバレッジの違いとその影響をみると以下のとおりである。

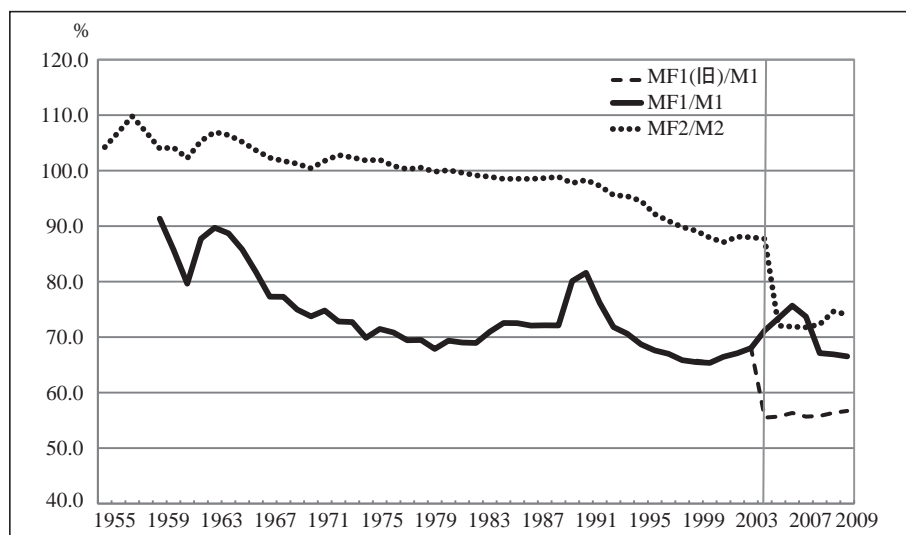
図表 1 は、M1、M2 の年度末残高と、MF1、MF2 の合計の比率を示している。M1、M2 の末残と、MF1、MF2 との主な違いは、MF1、MF2 には現金が含まれていないこと、MF1 については金融機関預金が含まれていること、MF2 についても国内銀行以外の金融機関預金が含まれていること、MF 統計のほうが金融機関のカバレッジが狭いことである。

こうした点を念頭に置き、MF2 と M2 の比率をみると（図表 1、点線）、同比率は 1990 年代まで概ね 100% 程度で安定していたが、その後徐々に低下し、2003 年度の統計改訂で断層が発生している。MF1 と M1 の比率をみると（実線）、1960 年代後半から 2002 年度までは 1980 年代末のジャンプを除くと 70~80% で安定している。2003 年度以後同比率は、低金利、ペイオフ解禁にともなう金融不安による普通預金への定期預金からのシフトなどを映じて上昇している。なお、MF1 にゆうちょ銀行の流動性預金加わった影響を確認するために、ゆうちょ銀行の流動性預金を MF1 から除いた結果を図表 1 の太破線で示した²⁸。ゆうちょ銀行の流動性預金を除くと、MF1 の M1 に対する比率は 2003 年度以後大きく下落することがわかる。

次に、MF 統計が現金を含んでいないことに伴う影響をみたのが、図表 2 であ

28 ゆうちょ銀行、旧日本郵政公社のディスクロージャー誌資料に掲載されている流動性預金の都道府県別の年度末残高データを利用した。ゆうちょ銀行の流動性預金には、通常貯金、貯蓄貯金、特別貯金（通常郵便貯金相当）が含まれる。

図表 1 MF 統計のカバレッジ



備考：M1 は、M1 年度末残（1955～2002 年度はマネーサプライ M1 末残、2003 年度以後マネーストック M1 末残）

M2 は、M2 年度末残（1955～2002 年度マネーサプライ M2 + CD 末残、2003 年度以後マネーストック M2 平残）

MF1 は、要求払預金年度末残（1955～2002 年度国内銀行〈除くゆうちょ銀行、1988 年以後は相互銀行を含む〉、2003 年度以後ゆうちょ銀行流動性預金〈振替貯金 + 通常貯金 + 特別貯金（通常郵便貯金相当）〉を加算、除く沖縄県）

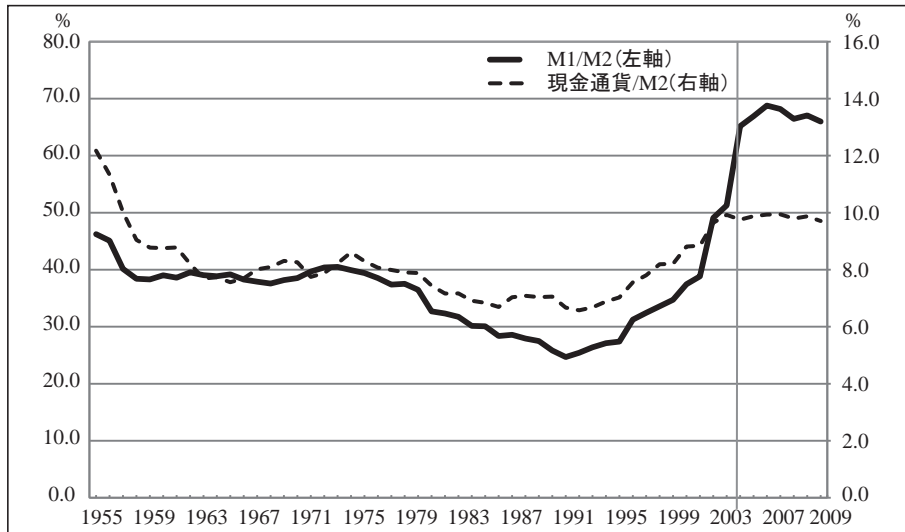
MF1(旧) は、要求払預金年度末残（国内銀行〈除くゆうちょ銀行〉、除く沖縄県）

MF2 は、要求払預金、定期性預金、外貨預金、非居住者預金合計の年度末残（1955～87 年度国内銀行〈除くゆうちょ銀行〉、相互銀行、信用金庫、商工中金の合計、1988～2002 年度国内銀行〈除くゆうちょ銀行〉、信用金庫、商工中金の合計、2003 年度以後国内銀行〈除くゆうちょ銀行〉、除く沖縄県）

る。破線で示した現金通貨が M2 に占める割合は、1960 年代から低金利が定着する 1995 年度まで概ね 7～8% 程度で安定していたが、その後 2003 年度までかけて 10% 程度に上昇し、再び安定している。なお、1995～2003 年度の現金需要拡大の影響は、M1 の M2 に対する比率の急速な拡大としても現れており、この様子が図表 2 の実線で示されている。

最後に、高齢化の影響の参考情報として本節（3）ニ. で触れたマネーサプライ統計の個人・法人預金のウエイトを説明する。マネーサプライ統計の M2+CD の内訳は、現金通貨、預金通貨、準通貨（定期預金）、CD である。図表 3 は、このうち預金通貨と準通貨についての個人、法人別の内訳をデータが利用可能な 1974～

図表 2 マクロのマネーストック統計の動向



備考：現金通貨は、現金通貨年度末残（1955～2002年度はマネーサプライ統計、2003年度以後マネーストック統計）

M1は、M1年度末残（1955～2002年度はマネーサプライM1末残、2003年度以後マネーストックM1末残）

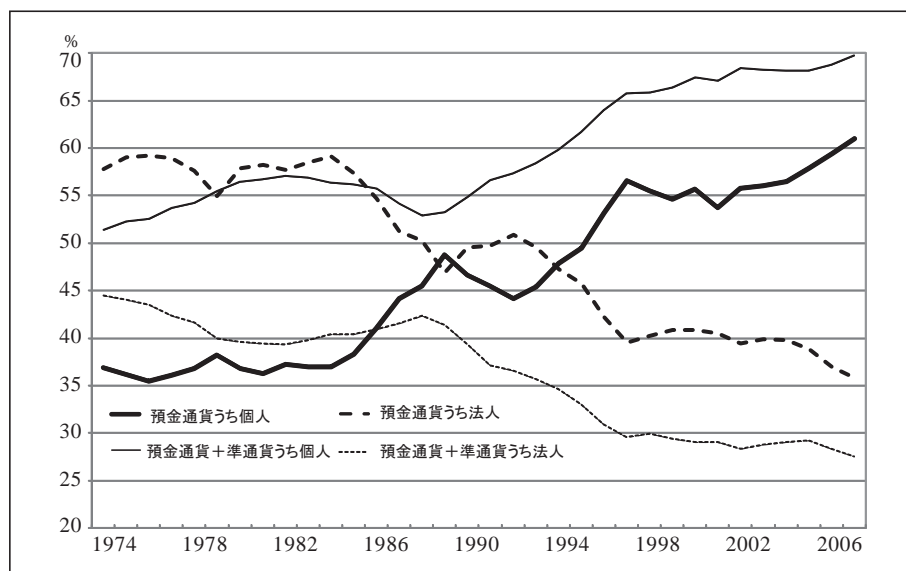
M2は、M2年度末残（1955～2002年度はマネーサプライM2 + CD末残、2003年度以後はマネーストックM2平残）

2007年度末について示した。MF1と性質に近い預金通貨に関しては、1980年代以前の「法人6：個人4」程度の比率が逆転し、2000年代末になると「法人4：個人6」程度となっている。次に、MF2、MF3と性質に近い預金通貨＋準通貨の内訳についてみると、1990年代までの「法人4：個人6」程度の比率が、2000年代末になると「法人3：個人7」となっている。今後も個人預金のウェイトが上がり続けるかどうかは、ライフ・サイクル仮説に従う預金取り崩しにより個人預金が減少する効果と、法人の通貨需要節約を通じて法人預金が低下する結果、相対的に個人預金のウェイトが上昇する効果が打ち消しあうので、先験的にはわからず、すぐれて実証的な問題だといえる。

ロ. MFの地域的分散度合

MF統計の地域的分散度合について検討するため、MF1、MF2、MF3を県内総支出デフレーターで実質化し、県内人口1人あたりに換算したうえで、対数値をとったデータの各年ごとの標準偏差を図表4に示した。この指標は、経済成長論では

図表3 マネーサプライ統計の内訳



備考：マネーサプライ M2+CD 年度末残内訳（現金通貨、預金通貨、準通貨（定期預金）、CD）から預金通貨と準通貨についての個人・法人別の内訳を示したもの。

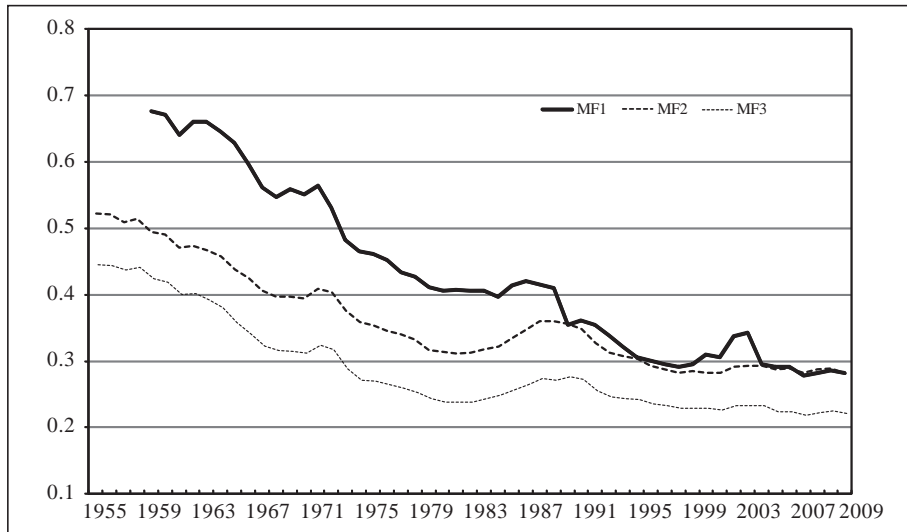
デイスパージョン（Dispersion）とよばれ、レベル変数の変動係数（平均値の違いを調整した標準偏差）とほぼ等しい値となる、という性質を持つことから、実質1人当たり通貨需要の地域的分散度合を示す指標であるといえる。

図表4をみると、MF1、MF2、MF3の標準偏差はいずれも高度成長期に低下し、バブル期にやや上昇するが、その後ほぼ一定水準に収斂したことがわかる。MF1とMF2の標準偏差は、1990年以後ほぼ等しい。例外的にMF1の標準偏差は2001～03年度にジャンプしているが、これは低金利と、預金保険制度の変更に伴う預金シフトの影響だと思われる。MF3の標準偏差は一貫してMF2の標準偏差よりも低い。これはMF3がMF2対象金融機関の預金に加えて、地域金融機関の預金とゆうちょ銀行の預金を含むことが影響していると思われる。

ハ. 県内総生産・県内民間最終消費支出の地域的分散

県内総生産と県内民間最終消費支出の地域的分散度合について検討する。図表5は、県内総生産と県内民間最終消費支出を県内総支出デフレーターで実質化し、県内人口1人当たりに換算したうえで、対数値をとったデータの各年ごとの標準偏差を示している。経済成長論の実証研究でよく知られているように、1人当たり実質県内総生産の分散は、高度成長が終わった1974年度ごろまでに収束する。その後

図表 4 MF 統計（1人当たり実質対数）の標準偏差



備考：県別の預金データを県内総支出デフレーターで実質化し、県内人口1人当たりにした値の対数値の各年度ごとの標準偏差。

バブル期と2000年代半ばに上昇・下降がみられるが、2009年度には1980年代後半水準に戻っている。1人当たり実質県内民間最終消費支出の分散の推移は、県内総生産の分散の推移とよく似ているが、やや低水準にある。

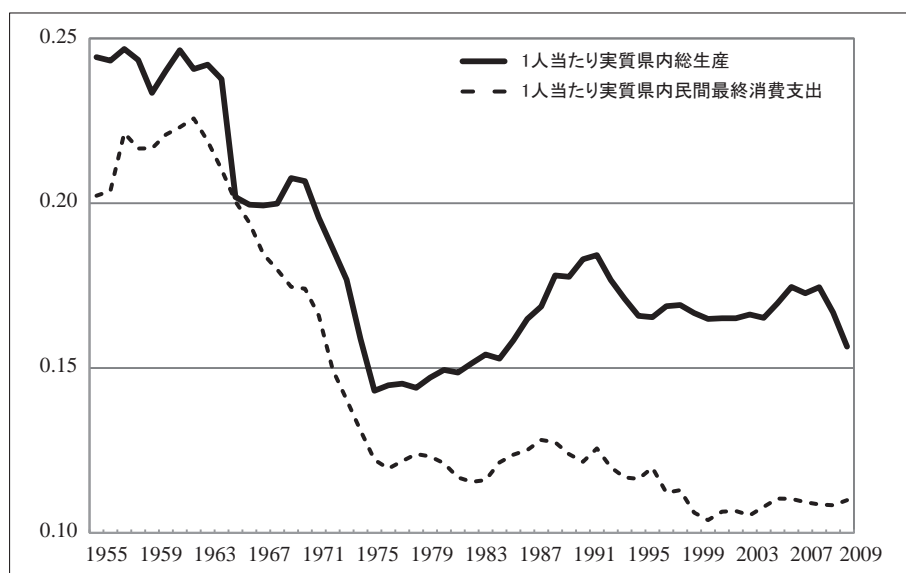
二. MF2 と 県内総生産

図表6は、46都道府県の県別1人当たり実質MF2対数値と1人当たり実質県内総生産対数値を1959年度から2009年度までの期間、10年おきに図示した結果である。図表6から、県内総生産が高い都道府県ほどMF2の値も高い傾向がみられるほか、時間を通じて、県内総生産とMF2がともに成長し、グラフの右上の領域にデータが移動していく傾向もみられる。なお、1989、1999、2009年度のデータで観測される図表6の右上に示された異常値は、いずれも東京都のデータである。

図表6のデータのうち、Fujiki and Mulligan [1996b]が分析した1989年度までに限り、各年別にクロスセクションの線形傾向線を加えたのが図表7の上のパネルである。1970年代半ばまで県内総生産水準の分散が収束していたことは図表5で指摘したが、図表7の上のパネルでも、県内総生産のバラつきが時間を追って減少し、線形の傾向線の傾きがやや低下していることが確認できる。

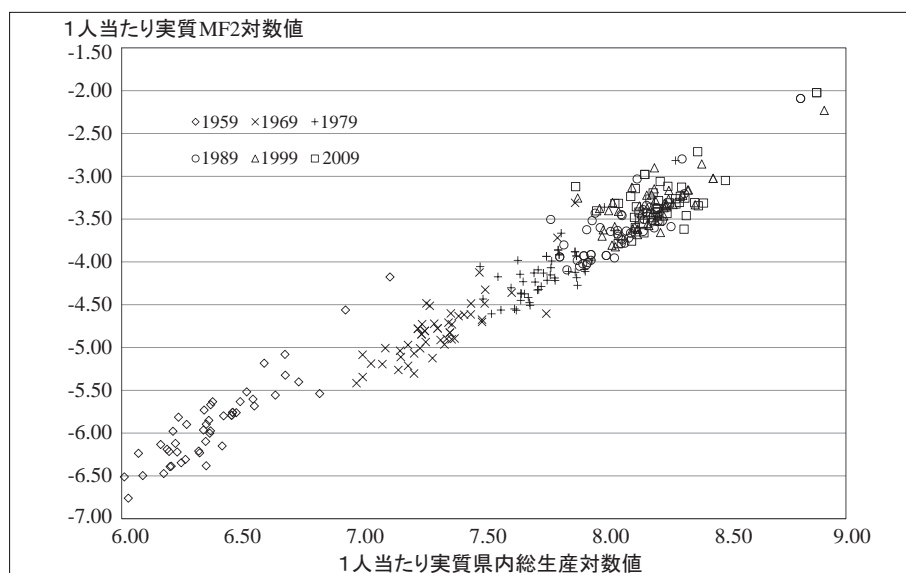
図表7の下のパネルは、Fujiki and Mulligan [1996b]の分析に含まれる1989年度と、今回分析を延長した1999年度、2009年度のデータで同様のプロットをしたも

図表 5 県内総生産・県内民間最終消費支出（1人当たり実質対数）の標準偏差

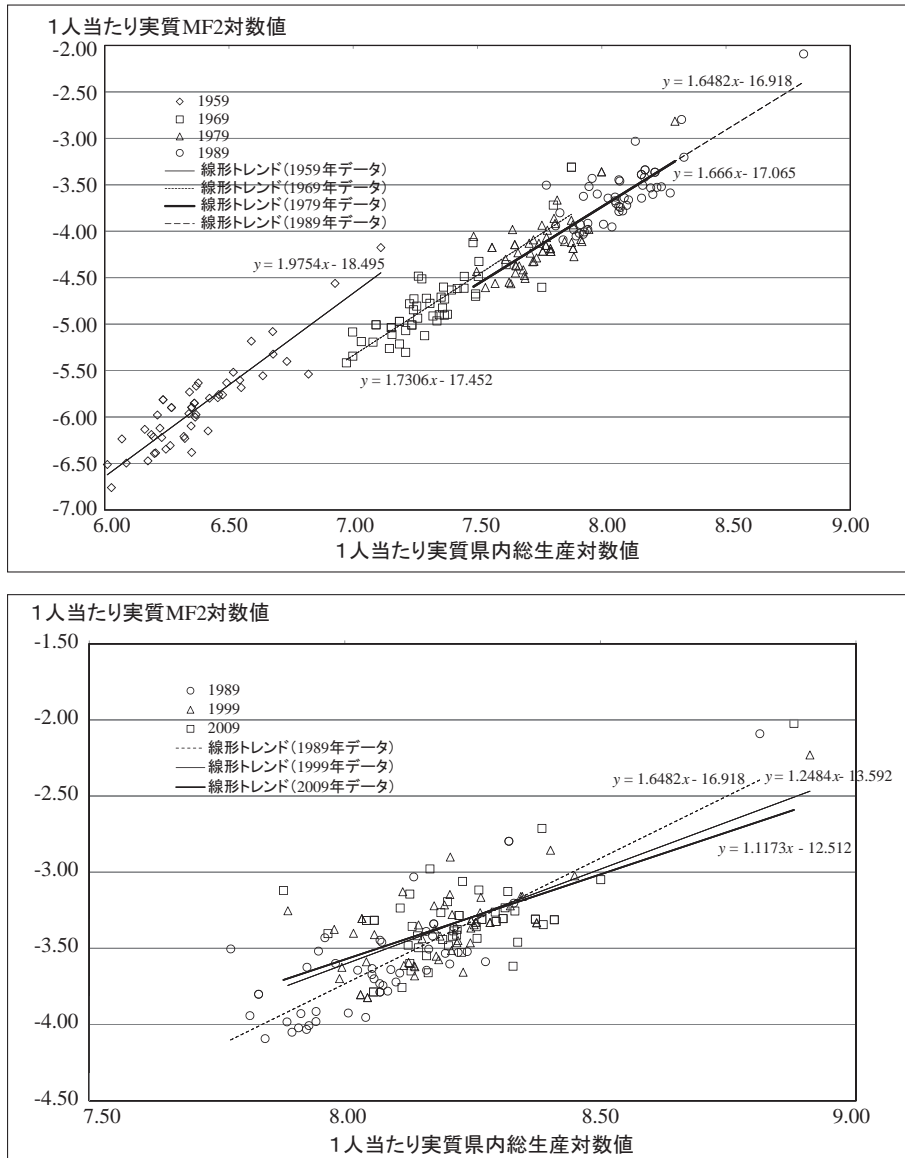


備考：県民経済計算統計（内閣府）ホームページの系列から作成。内閣府の公式系列を接続し、1人当たり実質の対数値に換算したものの標準偏差。1975年度以前は除く沖縄県。

図表 6 MF2 と県内総生産



図表7 MF2と県内総生産



のである。上のパネルと比べると、1人当たり実質県内総生産が伸び悩み、データの変化幅が減少していることと、この3年間の観測値がほぼ同じ範囲にあり、傾向線の傾きがゆるやかになっている、すなわち、通貨需要の所得弾力性は低下していることがわかる。

なお、図表7では、1989年度の県内総生産に対して、1989年度末（＝1990年3月末）のMF2の値を対比させている。本稿でこれ以後計測される通貨需要関数も同様のタイミングの変数を用いているため、計測されるのは末残ベースの通貨需要関数になる。理論的には平均残高を分析の方が望ましいので、1989年度の疑似的な平均残高として1989年3月末と1990年3月末の預金データの平均値を1人当りに換算して実質化した疑似的な平均残高系列も計算してみた。本稿の末残ベースのMF2と疑似的な平均残高系列の相関係数は0.99となるほか、以後の回帰分析の結果も1955、56年度を除くとほぼ変化がないので、本稿では簡便な末残ベースの通貨需要関数の結果を報告する。

以上の準備を踏まえ、次節から回帰分析の結果を報告する。

4. 分析結果

本節では、時系列データを用いた分析結果を紹介したうえで、クロスセクション・データを用いた分析結果のベンチマークを説明する。

(1) 時系列データを用いた結果

以下では、時系列データによる通貨需要関数推計の困難さを示す目的で、本稿が用いるクロスセクション・データと同じ1955～2009年度の時系列データを用いた通貨需要関数の推計例を示す。

本節(2)以後の分析では、M2に近いMF2から作成した1人当たり実質通貨需要が中心となる。そこで、本節では1人当たり実質M2対数値を1人当たり実質GDP対数値と名目金利で説明する時系列分析では最も基本的とされる通貨需要関数を推計した。本稿の構造モデルからは、この通貨需要関数は、(11)式の2行目以後の効果が一定だと仮定したものと解釈される。ここで、名目金利は、長期間にわたって利用できる長期金利のうち、5年利付金融債利回り（％表示）を1965～2009年度について用いた。

分析に当たって、まず図表8(1)に示したように、単位根検定を行った(Dickey and Fuller [1979, 1981])。標準的なADF検定では、1人当たり実質M2、1人当たり実質GDP、利付金融債利回りのいずれの系列においても、単位根を持っているとの帰無仮説は棄却できない。次に、図表8(2)の1行目では、1955～2009年度のデータを用いて1人当たり実質M2の対数を1人当たり実質GDPの対数に回帰した結果を、2行目では金利も説明変数に加えて1965～2009年度のデータを用いて回帰

図表 8 時系列データを用いた通貨需要関数の推計例

(1) 単位根検定の結果

		ラグ次数	トレンド	統計量	p-value	計測期間
1人当たり実質M2	レベル	1	あり	-2.611	0.2749	1955~2009
1人当たり実質国内総生産	レベル	1	あり	-2.182	0.4999	1955~2009
利付金融債	レベル	2	なし	-0.524	0.8872	1965~2009

備考：統計量は、Augmented Dickey-Fuller 検定。帰無仮説は単位根あり、p-値は帰無仮説が棄却される水準。

(2) 通貨需要関数の推計結果

	1人当たり実質 国内総生産	利付金融債	定数	N	D.W.	統計量	p-value	ラグ次数
レベル	1.452*** (0.025)		2.696*** (0.154)	55	0.1588	-0.5250	0.8871	1
	1.323*** (0.047)	-0.0410*** (0.005)	2.135*** (0.258)	45	0.4097	-2.3200	0.1655	1
階差	0.885*** (0.158)		0.0265** (0.008)	54	1.7990	-5.1480	0.0000	1
	0.851*** (0.162)	-0.0136* (0.005)	0.0198** (0.007)	44	1.3172	-5.0580	0.0000	1

備考：最小二乗法で推計。7列目の検定量は回帰残差に対するトレンドなしの Augmented Dickey-Fuller 検定。帰無仮説は単位根ありで、8列目の p-値は帰無仮説が棄却される水準。カッコ内は標準誤差、* は 5%、** は 1%、*** は 0.1%水準で標準誤差が正規分布に従う場合有意にゼロと異なることを示す。

(3) サブ・サンプルでの通貨需要関数の推計結果

	1人当たり実質 国内総生産	利付金融債	定数	N	D.W.
レベル、1989年度まで	1.335*** (0.019)		1.906*** (0.122)	35	0.5956
	1.307*** (0.037)	-0.0332*** (0.007)	1.973*** (0.207)	25	0.7317
レベル、1990年度から	3.027*** (0.277)		11.56*** (1.548)	20	0.6595
	2.570*** (0.310)	-0.0231* (0.010)	9.055*** (1.718)	20	0.7290
階差、1989年度まで	0.910*** (0.250)		0.0291 (0.016)	34	1.9894
	1.003*** (0.234)	-0.0191** (0.007)	0.0151 (0.013)	24	1.3849
階差、1990年度から	-0.186 (0.303)		0.0304*** (0.005)	19	0.3898
	-0.301 (0.288)	0.0154 (0.008)	0.0364*** (0.006)	19	1.0403

備考：最小二乗法で推計。カッコ内は標準誤差、* は 5%、** は 1%、*** は 0.1%水準で標準誤差が正規分布に従う場合有意にゼロと異なることを示す。

した結果を報告した。所得弾力性は 1.45 と 1.32 であり、いずれも日本の M2+CD を用いて 1990 年代までのデータで計測した値と整合的な値となっている。もっとも、説明変数に単位根があるため、図表 8(2) の 1、2 行目に報告された標準偏差は正規分布に従わないので、所得弾力性、金利弾力性が有意にゼロと異なるかどうかは判定できない。さらに、1、2 行目の回帰分析の残差に ADF 検定を行った。もし

残差が定常であると判定できれば、最小二乗法の推計値は共和分関係をもとにした一致推定量であると解釈可能だが、図表 8(2) の 1、2 行目の 6~8 列目に示したように、残差には系列相関があり、さらに単位根ありとの帰無仮説も棄却できない。したがって、図表 8(2) の 1、2 行目の結果は共和分関係を示すものではなく、見せかけの相関関係であると思われる (Engel and Granger [1987])。

そこで、各変数の差分をとって同様の回帰分析を行った結果が図表 8 (2) の 3 行目と 4 行目に報告されている。所得弾力性は 0.89 と 0.85、金利弾力性 (γ) は -1.36 である²⁹。6~8 列目に示した ADF 検定の結果からは、3、4 行目の回帰分析の残差はいずれも定常だと解釈できるので、所得弾力性、金利弾力性は通常の正規分布の検定により、統計的に有意にゼロと異なるといえる。以上みたとおり、通貨需要の所得弾力性の推計値としては、レベルの結果よりも差分の結果の方が信頼を置けそうである³⁰。

ところで、図表 8 (2) で得られた結果は、第 1 次石油ショックや、資産価格バブル前後にわが国の多くのマクロ変数に生じたトレンドの屈折に対して頑健であろうか。とくに、1990 年代以後のデータを追加して分析することが本稿の主たる貢献であるため、1990 年前後でサンプルを分けた場合、上記の結果が頑健かどうかは興味深い。そこで、データを 1989 年度で区切って推計を行った結果を図表 8(3) に報告した。信頼が置けると思われた差分の結果についてみると、1989 年度までのデータで得られた結果は 2009 年度までのデータで得られた結果とほぼ同じであるのに対し、1990 年度以後のデータで得られた所得弾力性はマイナス、金利弾力性はプラスで、いずれもゼロと有意に異ならない³¹。

ここまでの分析で、信頼が置けると思われた差分の結果も、1990 年代以後のデータに分析期間を限定すると、結果が頑健ではないことがわかった。クロスセクション・データでも同様の問題が生じるのだろうか。以下では、クロスセクション・データを用いた分析結果を紹介していく³²。

29 (11) 式の金利弾力性はグロスの金利の対数値で定義されているが、ここで計測された金利弾力性の値を 100 倍することで (11) 式におけるパラメータ γ の推計値と解釈して差支えない。この解釈は、グロスの金利の自然対数は金利が低い場合 % 表示の金利を 100 で割ったものにはほぼ等しいという性質を利用している。

30 差分の推計結果で有意にゼロと異ならない定数項が得られたことは、レベルの関係では、線形のトレンドがある、と解釈することが可能である。通貨需要関数を長期の時系列データで検討する際には、金融技術革新の影響を考慮するため、線形トレンドを導入することは、例えば McCallum and Nelson [2011] p. 109 のように、各国の研究者がよく行っており、本稿の結果も同様の解釈が可能である。

31 M1 についても、1990 年代以後のデータを含むと、それ以前の統計的関係が崩れるという同様の問題が報告されている。McCallum and Nelson [2011] pp. 125-127 は、1959~2008 年のわが国年次 M1 データを用いて、1989 年までのデータであれば 1% の M1 上昇が 1% の物価上昇を伴うとの仮説を棄却できないが、2008 年までのデータで同様の関係を試算すると、1% の M1 上昇は 0.4% の物価上昇しか伴わないとしている。その背景として、低金利の下で通貨需要が大幅に増加したことをあげている。

32 本稿では推計期間延長の効果をみるという観点から、先験的にサンプルの分割時期を 1989 年度と決

(2) クロスセクション・データによる分析結果：ベンチマーク

イ. 実証モデル

以下では、マネーストック統計の M2 に近い MF2 を用いて、Fujiki and Mulligan [1996b] の提示した (11) 式の理論モデルを (14) 式の実証モデルで 1955～2009 年度のデータから推定する。

$$\log\left(\frac{MF2_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) = a0_t + a1_t \log\left(\frac{GDP_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) + a2_t Z_{it} + e_{it}. \quad (14)$$

左辺は県別 1 人当たり実質 MF2 の対数値であり、 P は県内総支出デフレーター、 N は人口、添え字の i は県、 t は計測年を示す。右辺第 1 項は定数で、観測年ごとに異なる値をとり、 t 時点では各県にとって共通の名目金利、相対価格の影響を吸収する。第 2 項は、1 人当たり実質県内総生産の対数値である。第 3 項の Z は、金融取引技術水準の加重平均値の代理変数で、サービス産業比率、1 次産業比率、人口密度対数、高齢人口比率を用いる。第四項の e は、独立に分布する誤差項である。このほか、(11) 式では 1 人当たり実質通貨需要が経済の企業と家計の数、家計所得に対する企業所得のシェア、所得分布の分散にも依存するとされているが、これらの指標は県別にデータをとることが難しいので説明変数から省略する。

ロ. 単回帰・重回帰

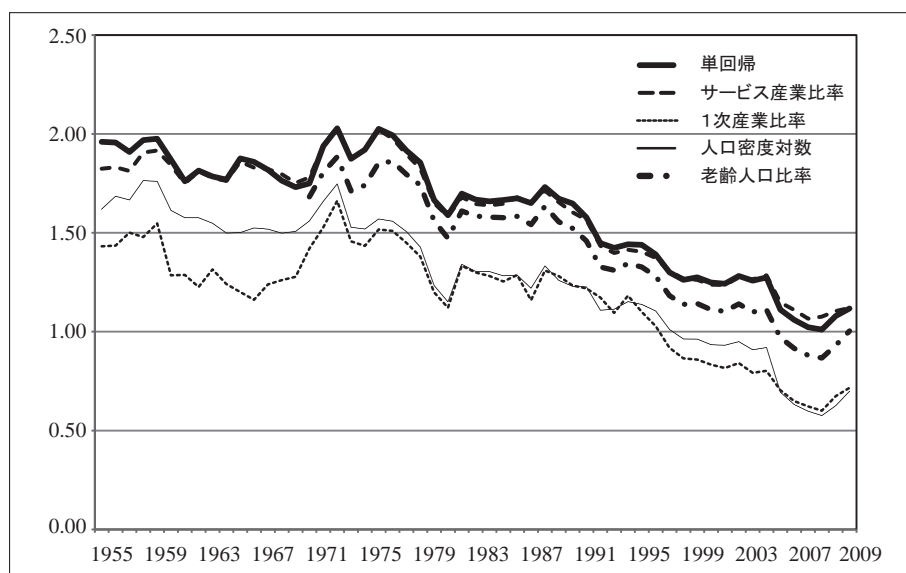
図表 9 の太実線は、各年度のデータを用いて、県別 1 人当たり実質 MF2 の対数値を、1 人当たり実質県内総生産の対数値と定数項だけに回帰して得た単回帰の所得弾力性を示している。単回帰の所得弾力性は、図表 7 の傾向線の傾きと同一になるので、正の値をとることが期待される。

図表 9 をみると、1990 年度までのデータでは、図表 7 の上側のパネルでみたように、時間を追って低下する 1.5～2.0 程度の所得弾力性が得られた。この結果は、Fujiki and Mulligan [1996b] が CPI で実質化した県民所得を説明変数として用いた MF2 の所得弾力性の大きさである 1.9～2.6 程度よりやや低い。1990 年度以後のデータを用いた所得弾力性は、徐々に低下して 2009 年度には 1.1 程度になっている。

図表 9 の太破線、細点線、細実線、一点破線は、県別 1 人当たり実質 MF2 対数値を 1 人当たり実質県内総生産対数値と定数項のほか、それぞれサービス産業比率、1 次産業比率、人口密度対数、高齢人口比率（1970 年度から利用可能）を説明変数に追加して、重回帰分析を行って得た所得弾力性を示している。

定している。構造変化の可能性を加味した単位根検定を行い、サンプル分割時期を統計的に決定することや、通貨需要関数のパラメータの構造変化の時期を統計的に決定することも興味深い論点であるが、これらは将来の課題としたい。

図表 9 MF2 の所得弾力性（単回帰・重回帰）



図表 9 をみると、サービス産業比率と老齢人口比率を説明変数に加えた場合は、単回帰と大差がない所得弾力性が得られた。老齢人口比率の所得弾力性への影響が小さいことは、所得弾力性への高齢化の影響は現時点で利用可能なデータで見ると大きくない、と解釈できる。ただし、所得などの変化を通して高齢化の影響は通貨需要関数のさまざまな変数に及んでおり、そうした影響が打ち消しあって大きな影響が出ていない可能性や、老齢人口比率が唯一の高齢化の代理変数ではないとの事実からして、この結果を一般的な結果として解釈すべきではないことには注意が必要である。

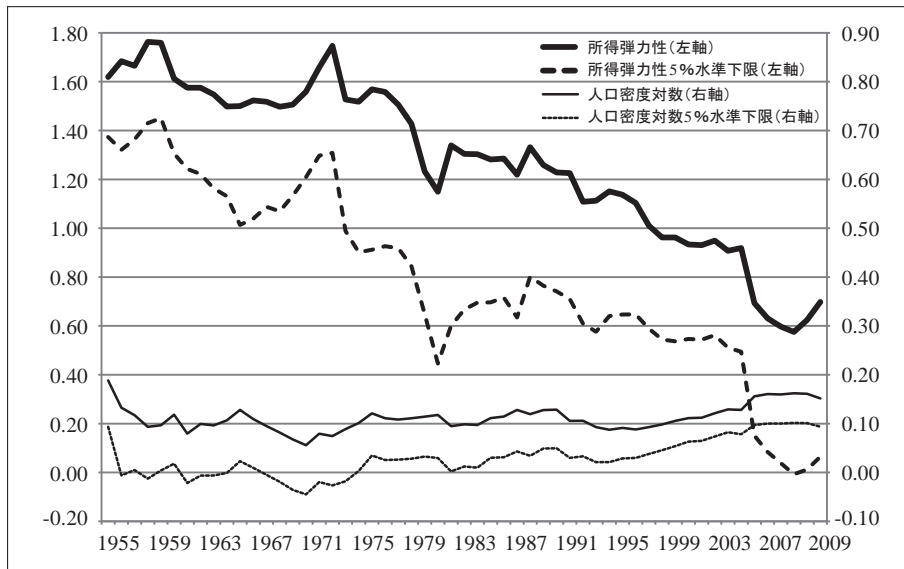
1 次産業比率と人口密度対数を説明変数に加えた場合は、単回帰に比べて所得弾力性が低下する。この結果は、地域間の金融取引技術の代理変数を調整しないと、所得弾力性が過大推計される可能性があることを示唆している。

ハ. 重回帰分析のベンチマーク

上記の結果のうち、毎年度のデータを用いて、県別 1 人当たり実質 MF2 対数値を、1 人当たり実質県内総生産対数値、人口密度対数、定数項に回帰して得た所得、人口密度の弾力性と、それらの 95% 信頼区間下限（不均一分散に対してロバストな標準偏差の 2.01 倍の区間）を示したのが図表 10 である。

Fujiki and Mulligan [1996b] は 1 次産業比率をコントロールした所得弾力性が 1.2~1.4 程度との結果を 1990 年度までのデータで得たが、本稿では人口密度をコ

図表 10 MF2 の所得弾力性・人口密度の弾力性（ベンチマーク）



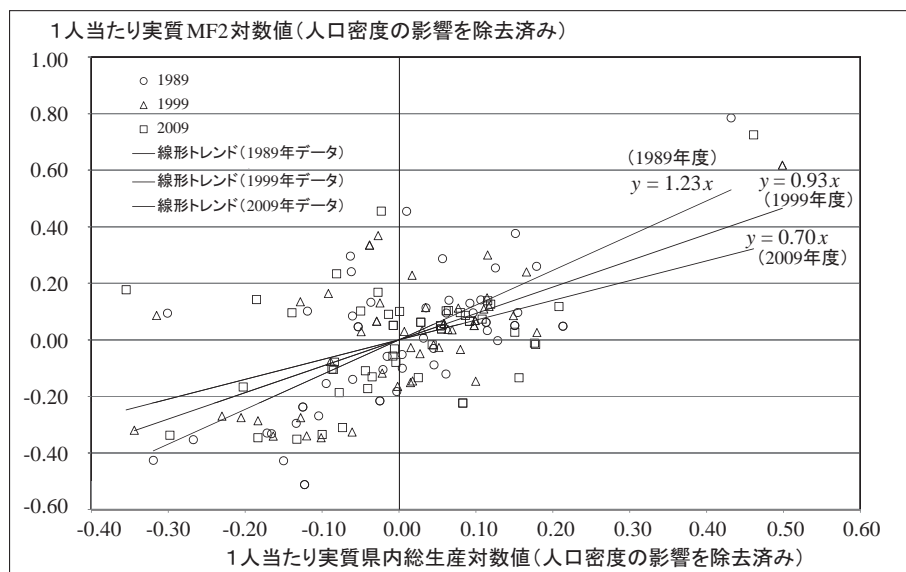
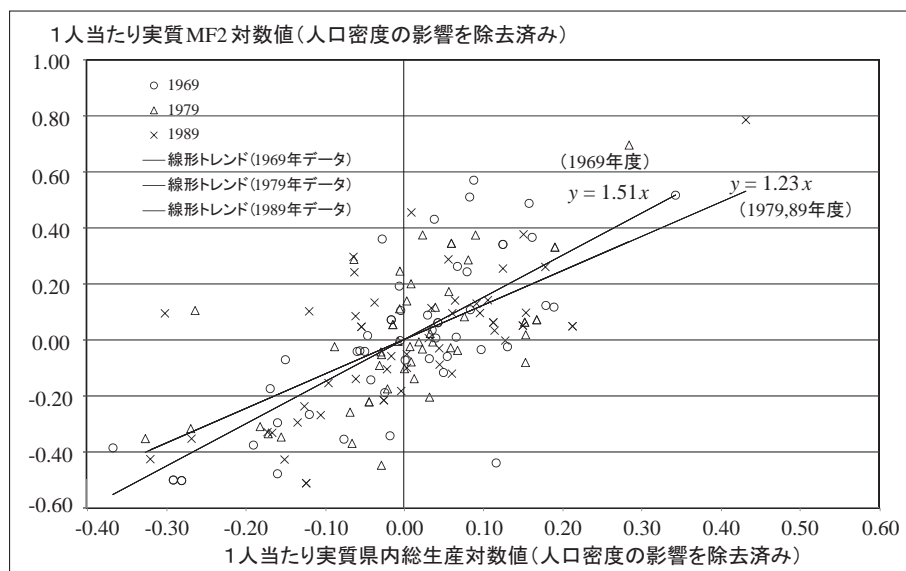
ントロールすることで 1980 年代について概ねその結果に近い所得弾力性が得られた（太実線、左軸）。例えば、所得弾力性推計値は 1978 年度に 1.42、1990 年度に 1.23 である。

1990 年代以後のデータでは、徐々に所得弾力性は低下する。例えば、所得弾力性推計値は 1997 年度に 0.96 と 1 をはじめて下回り、2003 年度には 0.92 となっている。2004 年度以後は、0.6～0.7 程度の値となっているが、この所得弾力性の低下のうちどの程度が統計のカバレッジ変更に伴うものかはわからない。この間、所得弾力性の下限（太波線、左軸）はゼロよりも大きいので、所得弾力性は統計的に有意にゼロよりも大きいといえる³³。人口密度弾力性はプラス（細実線、右軸）で、1956、58、61～64、67～73 年度以外はゼロよりも有意に大きい（細破線、右軸）。

所得弾力性の推移を視覚的にみるために、県別 1 人当たり実質 MF2 対数値を人口密度対数と定数項に、1 人当たり実質県内総生産対数値を人口密度対数と定数項にそれぞれ回帰して得た残差同士を、1989 年度以前と、1989 年度以後 10 年間隔で

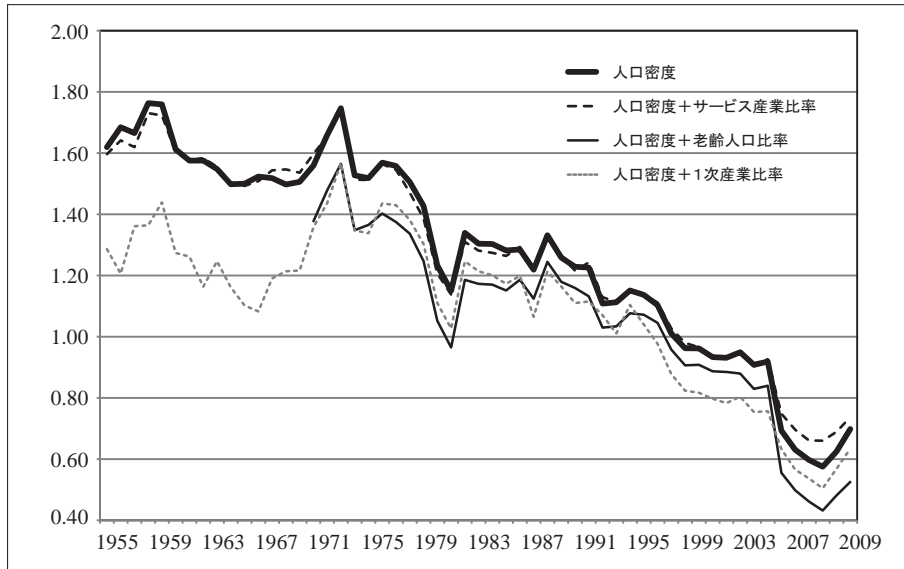
.....
33 本稿では断りのない限り標準偏差は不均一分散についてロバストなものを報告している。なお、本稿の構造モデルが 1 人当たりの変数で定義されていることから、人口をウエイトにした加重回帰分析を行うべきとの意見もあるかもしれないが、本稿は人口をウエイトにしていない。理由は、経済成長論では 1 人当たり所得を分析する場合人口ウエイトは用いないことが通例であること、本稿のモデルでは説明変数に人口密度が入っており、結果の解釈が難しくなることである。ただし、不均一分散の可能性は回避できないので、標準的な不均一分散に関する処理を行っている。ウエイトを用いるべきか、否か、という論点については、Angrist and Pischke [2009] p. 91 を参照されたい。

図表 11 MF2 の所得弾力性 (ベンチマーク)



プロットしたのが図表 11 である。残差同士の傾向線の傾きは、県別 1人当たり実質 MF2 対数値と、1人当たり実質県内総生産対数値との、それぞれ人口密度の影響を除去した上での偏相関係数であり、図表 10 で報告された所得弾力性と一致する。なお、残差同士のプロットのため、データの平均は必ずゼロになり、傾向線は

図表 12 MF2 の所得弾力性（クロスセクション分析：3 変数分析）



原点をとる。図表 7 でみられたデータが時間を追って右上に移動する傾向はみられない。

図表 11 の上のパネルからは、1989 年度までのデータを見ると、偏相関係数は 1.2~1.5 程度と安定した関係があることがみてとれる。下のパネルからは、偏相関係数が時代を追って低下していること、1989 年度と対比すると（人口の影響を除いたうえで）第 3 象限にある所得が低い県の通貨需要が上昇しているため、傾向線がより平坦になっていることがわかる。

なお、1 次産業比率をコントロールした所得弾力性についてもほぼ同様の結果が得られる。この所得弾力性は、1970 年代までは、人口密度をコントロールした所得弾力性よりも低い値をとり、その値は Fujiki and Mulligan [1996b] の結果に非常に近い。しかしながら、1 次産業比率をコントロールした所得弾力性は、2004 年度以後標準偏差が急激に拡大し、ゼロと統計的に有意に異なる。そこで、以下では、Fujiki and Mulligan [1996b] とほぼ整合的で統計的にも有意にゼロと異なる、人口密度を一定とした所得弾力性をベンチマークの結果とし、その頑健性を確認する。

二. 説明変数の追加

図表 12 には、県別 1 人当たり実質 MF2 対数値を、1 人当たり実質県内総生産対数値、人口密度対数、定数項に回帰して得たベンチマークの計測式に、サービス産業比率（破線）、高齢人口比率（細実線）、1 次産業比率（細点線）を順次説明変数

として追加して、重回帰分析を行って得た所得弾力性が報告されている。サービス産業比率を追加しても、ほとんど所得弾力性の推計値は影響されないが、1次産業比率と老齢人口比率を追加すると、所得弾力性が0.1～0.2ポイント程度低下する。いずれの所得弾力性も、ベンチマーク同様に、趨勢的に弾力性が低下する傾向がみられる。

ホ. プーリング分析

クロスセクション分析の結果の平均的傾向をみるために、各年の定数項は金利と物価変動の影響を受けるため可変であるが、所得弾力性と金融技術の代理変数の弾力性は計測期間中一定と仮定したプーリング分析（(15)式）の結果を報告する。(15)式と(14)式の違いは、係数 $b1$ と $b2$ が計測期間中一定だと仮定されており、添え字 t がないことである。

$$\log\left(\frac{MF2_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) = b0_t + b1 \log\left(\frac{GDP_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) + b2Z_{it} + e_{it}. \quad (15)$$

以下では、全てのサンプルをプールした場合のほか、統計が不連続になった2004年前後でサンプルを分断して分析した。なお、統計の制約から、老齢人口比率を追加した分析は、1970年度以後のデータで分析した。結果は、図表13に要約してある。

1970～2003年度のデータを用いた場合、所得弾力性は1～1.5程度で、サービス産業比率を追加しても、他の説明変数を加えると所得弾力性は余り大きく変化しない傾向がみられる。2004年度以後のデータを用いると、所得弾力性は0.6～1.0程度で、ベンチマーク同様にそれ以前のデータを用いた結果よりも値が低くなる。老齢年齢人口比率を説明変数に追加することの所得弾力性への影響は他の説明変数を一定とすると大きくない。

(3) まとめ

1955～2009年度の時系列データを用いた通貨需要関数のパラメータは、1990年度以後のデータを用いると安定性が失われており、他の手法によるクロス・チェックの必要性が示唆された。

クロスセクション・データを用いた分析のベンチマークとして、以下のような1人当たり実質県内総生産と人口密度をコントロールした所得弾力性を得た。1980年代のデータを用いた所得弾力性の推計値は、1.2～1.4程度で、Fujiki and Mulligan [1996b] が得た1人当たり実質県民所得と1次産業比率をコントロールした所得弾力性の結果と概ね一致した。所得弾力性は1990年代以後のデータでは徐々に低下

図表 13 MF2 の所得弾力性（頑健性確認：プーリング分析）

計測期間	県内総支出	一次産業比率		人口密度		サービス産業比率		高齢人口比率		観測数	
1955～2009	1.658***	(0.0359)								2,530	
	1.203***	(0.0494)	-0.0264***	(0.00162)						2,530	
	1.330***	(0.0328)			0.112***	(0.00531)				2,530	
	1.633***	(0.0322)					0.0215***	(0.00171)		2,530	
	1.062***	(0.0393)	-0.0202***	(0.00152)	0.0848***	(0.00534)				2,530	
	1.145***	(0.0394)	-0.0281***	(0.00150)			0.0252***	(0.00167)		2,530	
	1.330***	(0.0320)			0.105***	(0.00530)	0.0170***	(0.00165)		2,530	
	1.033***	(0.0349)	-0.0224***	(0.00142)	0.0733***	(0.00492)	0.0213***	(0.00155)		2,530	
1970～2009	1.395***	(0.0488)						-0.0229***	(0.00213)	1,840	
	1.109***	(0.0596)	-0.0320***	(0.00235)				-0.0113***	(0.00193)	1,840	
	1.374***	(0.0415)					0.0239***	(0.00219)	-0.0255***	(0.00208)	1,840
	1.115***	(0.0409)			0.138***	(0.00713)			0.0104***	(0.00252)	1,840
	0.985***	(0.0480)	-0.0210***	(0.00242)	0.110***	(0.00776)			0.0111***	(0.00243)	1,840
	1.016***	(0.0421)	-0.0391***	(0.00228)			0.0327***	(0.00208)	-0.0122***	(0.00184)	1,840
	1.133***	(0.0398)			0.124***	(0.00658)	0.0139***	(0.00201)	0.00532*	(0.00225)	1,840
	0.958***	(0.0411)	-0.0304***	(0.00243)	0.0707***	(0.00678)	0.0250***	(0.00203)	0.00240	(0.00213)	1,840
1955～2003	1.717***	(0.0365)								2,254	
	1.266***	(0.0502)	-0.0244***	(0.00160)						2,254	
	1.413***	(0.0338)			0.103***	(0.00581)				2,254	
	1.691***	(0.0333)					0.0188***	(0.00180)		2,254	
	1.143***	(0.0408)	-0.0189***	(0.00152)	0.0758***	(0.00582)				2,254	
	1.202***	(0.0415)	-0.0261***	(0.00151)			0.0230***	(0.00175)		2,254	
	1.406***	(0.0334)			0.0977***	(0.00579)	0.0154***	(0.00175)		2,254	
	1.103***	(0.0371)	-0.0211***	(0.00144)	0.0662***	(0.00542)	0.0199***	(0.00165)		2,254	
1970～2003	1.480***	(0.0504)							-0.0228***	(0.00236)	1,564
	1.192***	(0.0615)	-0.0285***	(0.00230)					-0.0116***	(0.00210)	1,564
	1.455***	(0.0443)					0.0205***	(0.00238)	-0.0252***	(0.00232)	1,564
	1.224***	(0.0436)			0.118***	(0.00758)			0.00512	(0.00268)	1,564
	1.087***	(0.0513)	-0.0198***	(0.00243)	0.0893***	(0.00828)			0.00609*	(0.00257)	1,564
	1.085***	(0.0455)	-0.0355***	(0.00227)			0.0303***	(0.00227)	-0.0124***	(0.00204)	1,564
	1.234***	(0.0431)			0.107***	(0.00710)	0.0128***	(0.00221)	0.000860	(0.00241)	1,564
	1.041***	(0.0447)	-0.0290***	(0.00244)	0.0536***	(0.00734)	0.0246***	(0.00222)	-0.00166	(0.00231)	1,564
2004～2009	1.065***	(0.158)								276	
	0.658***	(0.186)	-0.104***	(0.0105)						276	
	0.635***	(0.115)			0.158***	(0.0119)				276	
	1.103***	(0.108)					0.0334***	(0.00533)		276	
	0.571***	(0.140)	-0.0344*	(0.0163)	0.133***	(0.0182)				276	
	0.632***	(0.102)	-0.124***	(0.00987)			0.0432***	(0.00514)		276	
	0.698***	(0.0994)			0.143***	(0.0114)	0.0194***	(0.00480)		276	
	0.591***	(0.101)	-0.0813***	(0.0135)	0.0718***	(0.0139)	0.0328***	(0.00504)		276	
2004～2009	0.925***	(0.162)							-0.0247***	(0.00436)	276
	0.659***	(0.187)	-0.108***	(0.0121)					0.00252	(0.00433)	276
	0.955***	(0.108)					0.0347***	(0.00535)	-0.0265***	(0.00420)	276
	0.647***	(0.106)			0.225***	(0.0140)			0.0340***	(0.00519)	276
	0.548***	(0.127)	-0.0543***	(0.0150)	0.196***	(0.0198)			0.0402***	(0.00512)	276
	0.635***	(0.103)	-0.133***	(0.0110)			0.0436***	(0.00510)	0.00643	(0.00431)	276
	0.684***	(0.0997)			0.203***	(0.0111)	0.0121**	(0.00460)	0.0276***	(0.00443)	276
	0.569***	(0.101)	-0.0861***	(0.0138)	0.133***	(0.0155)	0.0257***	(0.00498)	0.0304***	(0.00451)	276

備考：かっこ内は不均一分散にロバストな標準偏差。* は 5%、** は 1%、*** は 0.1% 有意水準で統計的に有意であることを示す。

し、1990 年代後半には 1 を下回り、2003 年度には 0.92 まで低下したが、統計的にゼロよりも有意に大きい。この結果は、人口密度以外の説明変数の追加、プーリング分析によっても頑健であった。

5. 県別預金統計と県民経済計算の集計方法の違いに伴う計測誤差への頑健性

本稿が用いる県別預金統計は店舗の所在地別で集計されている。したがって、A 県に住んでいる個人が、B 県にある勤務先近くの銀行で預金を行うと、預金は B 県に計上されるが、所得は A 県に計上される。預金統計の集計方法を前提にすると、県を跨いだ預金者が存在するため、所得が正確に計測されていない、という計測誤差が生じる。県民経済計算統計と県別預金統計の集計方法の違いに伴う計測誤差の影響を考慮した場合、これまでの分析結果はどのように変化するだろうか。本章では Fujiki and Mulligan [1996b] が提唱した 3 つの対策と、新たな 1 つの対策を考えた。

第 1 の対策は、県を跨いだ預金者の影響は、県を跨ぐ通勤者の多い大都市がある都府県への影響に限られると想定し、大都市がある県をサンプルから除くことである。第 2 の対策は、県を跨いだ預金者の影響は、ある地域の預金水準に永続的な影響を与えると考え、県別の固定効果を導入することである。第 3 の対策は、県を跨いだ預金者の影響を、県内総生産と相関がある観測不能な金融技術上の要因だと定式化して、所得に操作変数法を用いることである。第 4 の対策は、県を跨いだ預金者の影響の一部は、過去の預金水準で予測できると考え、ダイナミック・パネル分析を用いることである。以下では、これらの対策の結果を順番に紹介する。

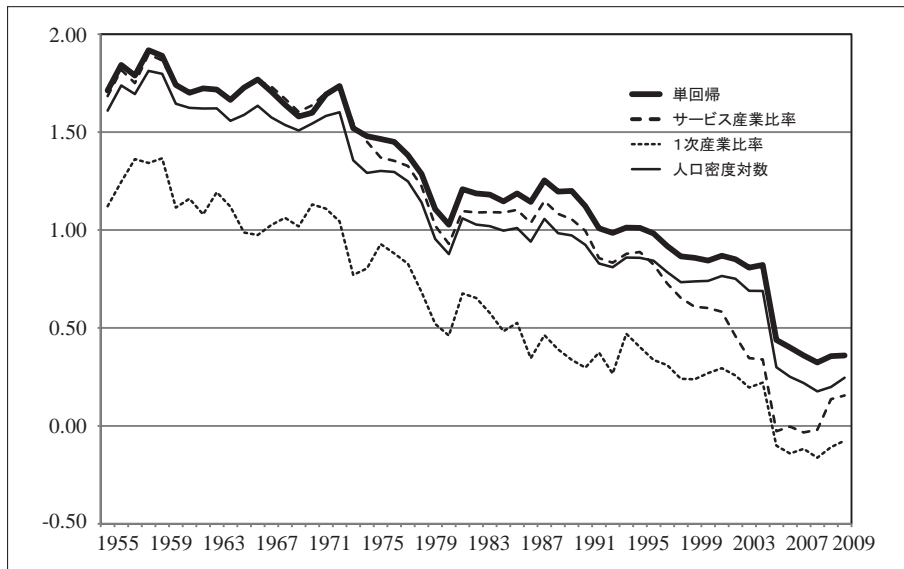
(1) 東京都をサンプルから落とした結果

図表 14 は、東京都のデータを除いたクロスセクション分析によって得た所得弾力性の結果を、単回帰（太実線）、サービス産業比率も一定とした場合（太破線）、1 次産業比率も一定とした場合（細破線）、人口密度対数も一定とした場合（細実線）について、図表 9 と同様に報告している。

単回帰の結果をみると、時間を追って所得弾力性が低下する傾向があり、水準は東京都を含む場合よりも低くなっている。

重回帰分析の結果も単回帰の結果と同様に、東京都を含む場合に比べて所得弾力性の低下が窺われるが、2004 年度以後、統計の不連続性の影響を受けたためか所得弾力性は統計的に有意にならず、マイナスの値をとることもある。念のため、大阪府、神奈川県、京都府など、他府県居住者の預金が多いと思われる府県を除いて同様の分析を行ったが、結果はほぼ同じであった。

図表 14 MF2 の所得弾力性（頑健性確認：除く東京）



(2) 県別固定効果を導入した結果

県を跨いだ預金者の影響を地域に永続的なものと考えた場合、この影響は所得とは関係のない、地域固有の預金水準をシフトさせる定数として処理できる。もっとも、地域固有の効果を統計的に抽出するには複数年の観測値が必要である。そこで、結果の比較がしやすいように、図表 13 で報告されたプーリング分析と同じ観測期間を用いて、(15) 式の Z に県別ダミー変数を追加した結果を図表 15 に報告した。

図表 13 で報告された固定効果以外の説明変数が同じ回帰分析結果と比較すると、所得弾力性は大幅に低下する。例えば、1955～2003 年度のデータを用いた重回帰分析では、0.6～0.8 程度と、固定効果がない場合の 1.2～1.4 程度を大きく下回る。この定性的な結果は Fujiki and Mulligan [1996b] と同様である。2004～09 年度のデータを用いると、固定効果がない場合の 0.6～0.7 程度から 0.3～0.4 程度に低下する。

もっとも、固定効果を用いた結果には下方バイアスがある可能性が高い。なぜなら、説明変数（この場合、県内総生産）にランダムな計測誤差がある場合、固定効果を用いた推定量は下方バイアスがあるからである (Griliches and Hausman [1986])。この点について、他の説明変数を省略し、県別固定効果を Z_i とした (16) 式を例に

図表 15 MF2 の所得弾力性（頑健性確認：県別固定効果＋プーリング分析）

計測期間	県内総生出	一次産業比率	人口密度	サービス産業比率	高齢人口比率	観測数
1955～2009	0.856*** (0.105)					2,530
	0.573*** (0.0942)	-0.0166*** (0.00386)				2,530
	0.801*** (0.109)		-0.152 (0.110)			2,530
	0.858*** (0.104)			0.00349 (0.00594)		2,530
	0.557*** (0.0980)	-0.0159*** (0.00383)	-0.0776 (0.0838)			2,530
	0.576*** (0.0927)	-0.0166*** (0.00392)		0.00302 (0.00558)		2,530
	0.803*** (0.104)		-0.148 (0.115)	0.00170 (0.00645)		2,530
	0.560*** (0.0944)	-0.0159*** (0.00386)	-0.0730 (0.0879)	0.00216 (0.00599)		2,530
1970～2009	0.594*** (0.112)				0.0125 (0.00757)	1,840
	0.510*** (0.0998)	-0.0156* (0.00607)			-0.00451 (0.00770)	1,840
	0.611*** (0.108)			0.00477 (0.00831)	0.0123 (0.00764)	1,840
	0.612*** (0.0979)		0.355 (0.197)		0.0304* (0.0129)	1,840
	0.527*** (0.0851)	-0.0159** (0.00579)	0.368* (0.182)		0.0138 (0.0113)	1,840
	0.623*** (0.0952)		0.343 (0.210)	0.00335 (0.00789)	0.0296* (0.0138)	1,840
	0.528*** (0.0962)	-0.0159* (0.00623)		0.00585 (0.00712)	-0.00503 (0.00779)	1,840
	0.540*** (0.0843)	-0.0161** (0.00593)	0.353 (0.187)	0.00439 (0.00648)	0.0126 (0.0114)	1,840
1955～2003	0.875*** (0.102)					2,254
	0.620*** (0.0915)	-0.0145*** (0.00396)				2,254
	0.817*** (0.104)		-0.160 (0.0990)			2,254
	0.875*** (0.101)			0.0000874 (0.00552)		2,254
	0.595*** (0.0961)	-0.0137** (0.00395)	-0.108 (0.0772)			2,254
	0.620*** (0.0903)	-0.0145*** (0.00397)		-0.0000169 (0.00524)		2,254
	0.814*** (0.0985)		-0.165 (0.106)	-0.00216 (0.00607)		2,254
	0.593*** (0.0924)	-0.0137** (0.00390)	-0.112 (0.0832)	-0.00153 (0.00567)		2,254
1970～2003	0.592*** (0.106)				0.00860 (0.00737)	1,564
	0.532*** (0.101)	-0.0129 (0.00659)			-0.00679 (0.00806)	1,564
	0.586*** (0.101)			-0.00199 (0.00792)	0.00852 (0.00720)	1,564
	0.601*** (0.0905)		0.457 (0.244)		0.0330 (0.0169)	1,564
	0.547*** (0.0901)	-0.0113 (0.00572)	0.380 (0.199)		0.0153 (0.0121)	1,564
	0.593*** (0.0849)		0.462 (0.246)	-0.00273 (0.00693)	0.0331 (0.0167)	1,564
	0.528*** (0.0971)	-0.0128 (0.00641)		-0.00148 (0.00679)	-0.00680 (0.00803)	1,564
	0.541*** (0.0861)	-0.0112* (0.00551)	0.384 (0.202)	-0.00216 (0.00608)	0.0156 (0.0122)	1,564
2004～2009	0.276*** (0.0779)					276
	0.319*** (0.0710)	0.0373* (0.0156)				276
	0.279*** (0.0771)		0.0381 (0.225)			276
	0.327*** (0.0773)			0.00734* (0.00360)		276
	0.313*** (0.0711)	0.0398* (0.0167)	-0.111 (0.223)			276
	0.358*** (0.0699)	0.0346* (0.0157)		0.00613 (0.00350)		276
	0.330*** (0.0779)		0.0393 (0.222)	0.00734* (0.00360)		276
	0.352*** (0.0715)	0.0369* (0.0171)	-0.0989 (0.226)	0.00604 (0.00358)		276
2004～2009	0.266** (0.0757)				-0.00969 (0.00501)	276
	0.312*** (0.0665)	0.0459** (0.0143)			-0.0147** (0.00535)	276
	0.317*** (0.0755)			0.00757 (0.00382)	-0.0101* (0.00495)	276
	0.277*** (0.0742)		0.176 (0.244)		-0.0120 (0.00646)	276
	0.314*** (0.0671)	0.0452** (0.0150)	0.0435 (0.227)		-0.0152* (0.00627)	276
	0.330*** (0.0755)		0.183 (0.240)	0.00764 (0.00381)	-0.0125 (0.00626)	276
	0.352*** (0.0666)	0.0432** (0.0145)		0.00616 (0.00376)	-0.0148** (0.00530)	276
	0.355*** (0.0682)	0.0423** (0.0155)	0.0579 (0.229)	0.00622 (0.00383)	-0.0154* (0.00613)	276

備考：かつこ内は不均一分散にロバストな標準偏差。* は 5%、** は 1%、*** は 0.1%有意水準で統計的に有意であることを示す。

説明する。

$$\log\left(\frac{MF2_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) = b0_t + b1 \log\left(\frac{GDP^*_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) + Z_i + e_{it}. \quad (16)$$

(16) 式右辺の GDP^* は県別の預金統計と整合的になるように、預金の店舗所在地

別に所得を計算しなおした仮想的な県内総生産である。本稿が関心のある所得弾力性は、この回帰式を推計することによって得られるが、実際に説明変数として利用できる県内総生産 (GDP) は、以下の (17) 式のように仮想的な県内総生産 (GDP^*) に独立に正規分布する計測誤差 v_{it} が加わった値だとする。

$$\log\left(\frac{GDP_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) = \log\left(\frac{GDP_{it}^*}{P_{it}N_{it}}\right) + v_{it}. \quad (17)$$

従って、実際に推計できる回帰式は、次の (18) 式である。

$$\log\left(\frac{MF2_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) = \bar{Z} + b0_t + b1 \log\left(\frac{GDP_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) - b1v_{it} + e_{it} + (Z_i - \bar{Z}), \quad (18)$$

ただし、 \bar{Z} は県別固定効果の平均値である。

いま、県を跨いだ預金者の影響が一定の値ならば、この影響は (18) 式右辺最後の項である $(Z_i - \bar{Z})$ 、つまり県別固定効果に吸収される。従って、県を跨いだ預金者の影響で生じるバイアスは、固定効果を導入することによって除去され、(18) 式から得られる所得弾力性 $b1$ の方がベンチマークの計測式から得られる所得弾力性よりも信頼性が高いことが期待される。ところが、3 項目の GDP と 4 項目の $-b1v_{it}$ が (17) 式の仮定からマイナスの相関をもつため、(18) 式から得られる所得弾力性 $b1$ はマイナス方向のバイアスをもつことになる (Griliches and Hausman [1986] p. 94)。

(3) 操作変数法を用いた結果

県を跨いだ預金者の影響を、県内総生産と相関がある観測不能な金融技術上の要因として定式化することも可能である。具体的には、計測可能な通貨需要関数は以下の (19) 式であり、誤差項である e_{it} は、(20) 式にあるように、独立に正規分布する計測誤差 v_{it} と、観測不能な各県の金融要因である F_i の線形関数 (θ はパラメータ) だと仮定する。

$$\log\left(\frac{MF2_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) = b0_t + b1 \log\left(\frac{GDP_{it}}{P_{it}N_{it}}\right) + e_{it}. \quad (19)$$

$$e_{it} = F_i\theta + v_{it}. \quad (20)$$

ここで、他府県からの通勤者が多く、県外からの預金も多い県は所得が高い、といった状況が予想されるなら、観測不能な各県の金融要因 F_i は、県内総生産との相関があるであろう。よって、(19) 式を最小二乗法で推計すると、誤差項 e_{it} に含

まれている F_i が GDP_i と相関をもつ結果、所得弾力性 b_1 の推定値に上方バイアスが生じる。

この問題を解消する一般的な方法は、 GDP とは相関があるが、金融要因 F_i とは無相関で、誤差項 v_{it} とも無相関な操作変数を用いることである。本稿では、有効求人倍率を操作変数として採用する。なぜなら、有効求人倍率は景気局面に応じて変動するが、観測不能な各県の金融要因 F_i は長期的にしか変化しないであろう。よって、 F_i は有効求人倍率のような循環要因を反映する指標とは相関は低いと考えられるためである。

具体的には、最小二乗法により、有効求人倍率と、県内総生産以外の通貨需要関数の説明変数を用いて、県内総生産を予測する。この県内総生産の予測値を (19) 式の県内総生産の操作変数として、2 段階最小二乗法を適用する。サンプルは、固定効果を用いた結果と対比する目的から、可能な限り (15) 式のプーリング分析と同様のサンプルを用いて行った。ただし、1963 年度以後しか有効求人倍率が県別で利用できなかったため、1963~2003 年度をプールした結果と、2004~09 年度をプールした結果を図表 16 に報告した。比較のために、最小二乗法で推計した場合と、操作変数法で推計した場合を並列したほか、操作変数法の第 1 段階の回帰分析結果も報告した。

1963~2003 年度のデータを用いると、最小二乗法の重回帰分析では 1.1~1.6 程度の値であった所得弾力性 (図表 16 の 1 段目) が、操作変数法の場合 0.5~0.7 程度の値となる (図表 16 の 2 段目)。2004~09 年度のデータでは、最小二乗法の重回帰分析では 0.6~1.1 程度の値となった所得弾力性 (図表 16 の 4 段目) は、操作変数法の場合 0.3~0.4 程度の値となる (図表 16 の 5 段目)。操作変数法を用いると、所得弾力性が大幅に下がる、との結果は、Fujiki and Mulligan [1996b] の得た結果と定性的に同じである。

もっとも、1963~2003 年度のデータでは操作変数法を用いるとサービス産業比率のパラメータが理論的予測と反してマイナス符号となるほか、2004~09 年度のデータでは、サービス産業比率が第 1 段階の回帰式で有意とならない (図表 16 の 6 段目) など、推計結果には問題がある。こうした結果から、操作変数法による結果に強い信頼を置くことは難しそうである。

(4) ダイナミック・パネル分析を用いた結果

県を跨いだ預金者の影響を、本節 (2) では地域に永続的な効果、本節 (3) ではランダムで観測不能な要因がもたらす効果だと考えてきた。以下では、両者の中間をとって、県を跨いだ預金者の影響の一部は過去の預金残高で予想できる、と仮定

図表 16 MF2 の所得弾力性（頑健性確認：操作変数＋プーリング分析）

計測期間	県内総生産	一次産業比率	人口密度	サービス産業比率	有効求人倍率	観測数	R ²	F 値
1963～2003	1.647*** (0.0440)					1,886	0.914	600.1
(OLS)	1.232*** (0.0575)	-0.0265*** (0.00189)				1,886	0.926	648.1
従属変数	1.299*** (0.0395)		0.107*** (0.00611)			1,886	0.927	671.3
MF2	1.638*** (0.0401)			0.0182*** (0.00222)		1,886	0.917	638.6
	1.104*** (0.0465)	-0.0185*** (0.00187)	0.0776*** (0.00631)			1,886	0.932	740.4
	1.161*** (0.0455)	-0.0302*** (0.00179)		0.0263*** (0.00214)		1,886	0.932	706.0
	1.306*** (0.0395)		0.102*** (0.00610)	0.0141*** (0.00208)		1,886	0.929	670.3
	1.069*** (0.0416)	-0.0231*** (0.00176)	0.0633*** (0.00583)	0.0218*** (0.00200)		1,886	0.936	745.7
1963～2003	0.660*** (0.0227)					1,886		
(IV)	0.510*** (0.0230)	-0.0130*** (0.000783)				1,886		
従属変数	0.653*** (0.0235)		-0.0265 (0.0231)			1,886		
MF2	0.651*** (0.0228)			-0.00544*** (0.00149)		1,886		
	0.524*** (0.0231)	-0.0142*** (0.000825)	0.102*** (0.0227)			1,886		
	0.501*** (0.0230)	-0.0130*** (0.000780)		-0.00533*** (0.00139)		1,886		
	0.642*** (0.0236)		-0.0315 (0.0230)	-0.00556*** (0.00149)		1,886		
	0.515*** (0.0231)	-0.0142*** (0.000823)	0.0971*** (0.0226)	-0.00496*** (0.00139)		1,886		
1963～2003					0.105*** (0.00823)	1,886	0.872	274.7
(IV 第一段階)		-0.0284*** (0.00102)			0.00642 (0.00501)	1,886	0.921	485.6
従属変数			0.101*** (0.00521)		0.0728*** (0.00725)	1,886	0.915	390.7
県内総生産				0.0129*** (0.00367)	0.122*** (0.0106)	1,886	0.876	273.5
		-0.0195*** (0.00123)	0.0533*** (0.00696)		0.0201*** (0.00535)	1,886	0.928	559.7
		-0.0282*** (0.000970)		0.0109*** (0.00296)	0.0211*** (0.00629)	1,886	0.924	485.2
			0.0990*** (0.00468)	0.00447 (0.00240)	0.0790*** (0.00831)	1,886	0.915	381.0
		-0.0201*** (0.00117)	0.0489*** (0.00578)	0.00735** (0.00240)	0.0289*** (0.00669)	1,886	0.929	523.1
2004～2009	1.065*** (0.158)					276	0.378	9.232
(OLS)	0.658*** (0.186)	-0.104*** (0.0105)				276	0.523	33.86
従属変数	0.635*** (0.115)		0.158*** (0.0119)			276	0.614	33.10
MF2	1.103*** (0.108)			0.0334*** (0.00533)		276	0.461	17.11
	0.571*** (0.140)	-0.0344* (0.0163)	0.133*** (0.0182)			276	0.623	32.03
	0.632*** (0.102)	-0.124*** (0.00987)		0.0432*** (0.00514)		276	0.659	44.78
	0.698*** (0.0994)		0.143*** (0.0114)	0.0194*** (0.00480)		276	0.639	44.42
	0.591*** (0.101)	-0.0813*** (0.0135)	0.0718*** (0.0139)	0.0328*** (0.00504)		276	0.679	40.13
2004～2009	0.276*** (0.0476)					276		
(IV)	0.319*** (0.0479)	0.0373*** (0.0104)				276		
従属変数	0.279*** (0.0490)		0.0381 (0.136)			276		
MF2	0.327*** (0.0514)			0.00734* (0.00299)		276		
	0.313*** (0.0485)	0.0398*** (0.0109)	-0.111 (0.139)			276		
	0.358*** (0.0512)	0.0346*** (0.0104)		0.00613* (0.00295)		276		
	0.330*** (0.0527)		0.0393 (0.135)	0.00734* (0.00299)		276		
	0.352*** (0.0519)	0.0369*** (0.0109)	-0.0989 (0.138)	0.00604* (0.00295)		276		
2004～2009					0.422*** (0.0369)	276	0.415	22.55
(IV 第一段階)		-0.0245** (0.00844)			0.346*** (0.0419)	276	0.432	21.18
従属変数			0.0405** (0.0134)		0.362*** (0.0277)	276	0.463	27.91
県内総生産				0.0115 (0.00696)	0.462*** (0.0524)	276	0.439	31.52
		0.00287 (0.0114)	0.0425* (0.0180)		0.368*** (0.0444)	276	0.462	38.27
		-0.0235** (0.00822)		0.0111 (0.00669)	0.388*** (0.0558)	276	0.455	34.58
			0.0343** (0.0105)	0.00612 (0.00619)	0.393*** (0.0483)	276	0.468	33.68
		-0.00381 (0.00966)	0.0313* (0.0130)	0.00654 (0.00614)	0.387*** (0.0544)	276	0.466	33.62

備考：かっこ内は不均一分散にロバストな標準偏差。* は 5%、** は 1%、*** は 0.1% 有意水準で統計的に有意であることを示す。
県内総生産の操作変数は有効求人倍率とその他の説明変数。

してみよう。具体的には、地域に永続的な効果は時間を追って変化すると仮定し、固定効果に加えて被説明変数の自己ラグを導入した。

この手法は Angrist and Pischke [2009] p. 245 にあるように、実証的には非常に有望に思えるが、推定を最小二乗法で行うと自己ラグと過去の誤差項が相関をもつため、バイアスが生じる問題点が知られている。そこで、推定には STATA10 にある

Arellano and Bond [1991] の方法を用い、5 年物利金債の利回りを説明変数に加えて推計を行った。利金債利回りが 1965 年度からしか利用できないこと、操作変数には説明変数の 2 期ラグと差分が必要なことから、推計は 1967 年度以後（高齢人口比率を説明変数に用いる場合は 1972 年度以後）に限っている。さらに、MF2 のカバレッジの変更の影響を避けて、2003 年度までのデータで検討を行った。

Arellano and Bond [1991] の方法を用いた結果を図表 17 の 1 段目でみると、自己ラグと県内総生産の係数の和がほぼ 1 になっており、一番右側の列に報告してある長期的な所得弾力性（県内総生産の係数を 1 から自己ラグの係数を引いたもので除したもの）は 0.9～1.1 程度である。2 段目の高齢人口比率を追加した結果をみると、高齢人口比率はマイナスで統計的に有意、サービス産業比率は想定に反してマイナスで統計的に有意、人口密度は統計的に有意にゼロと異ならない、との結果を得たほか、長期的な所得弾力性は 1.1～1.3 程度と、多少上ぶれする。これらの定量的な結果は、これまで 3 つの分析結果とベンチマークの結果との中間に位置するものと言えよう。

Arellano and Bond [1991] の推計手法は、誤差が自己相関しないことを仮定している。この仮定に関する Arellano and Bond [1991] が提唱した検定量を計算すると、自己相関なしとの仮説が棄却されたため、Arellano and Bover [1995] と Blundell and Bond [1998] の方法で推計した結果を図表 17 の 3 段目、4 段目で報告した。推計手法の変更にもかかわらず、自己ラグと所得弾力性にかかる回帰係数はほとんど同一で、長期の弾力性もほぼ同一であった。

ただし、上記のダイナミック・パネル分析の手法は長い時系列には適さないことが知られており（北村 [2005]）、上記の結果は参考程度と位置付けるべきである。例えば、上記の Arellano and Bond [1991] の推計手法でデータを 5 年ごとに区切って関数推計を行うと、1990 年代以後のデータを用いると所得弾力性が統計的に有意でなくなる場合もみられる。そうした意味では、上記の結果も、マクロ・データを用いた分析と同様に、最近時点だけのデータから所得弾力性について強い証拠を与えるわけではない³⁴。

(5) まとめ

県別預金統計と県民経済計算の集計方法の違いによって生じる計測誤差への頑健性を 4 つの方法で検討してみた。結果は幅を持ってみる必要があるが、東京をサ

34 このほか、パネル・データに関する単位根検定を行い、共和分分析や、ダイナミック最小二乗法を適用することも考えられるが、今後の検討課題としたい。1990～2005 年のわが国全国銀行預金を用いた研究は Nagayasu [2012a]、クロスカントリーのパネル・データによる M1 の推定例は、Nelson and Sul [2003] を参照。

図表 17 MF2 の所得弾力性 (頑健性確認: ダイナミック・パネル分析)

計測期間	MF2 ラグ	県内総生産	利付金融債	1次産業 比率	人口密度	サービス 産業比率	高齢人口 比率	観測数	長期 弾力性値
1967~2003	0.761***	(0.0225)	0.241***	(0.0322)	-0.0116***	(0.000839)		1,702	1.008
A=B	0.754***	(0.0196)	0.233***	(0.0320)	-0.0120***	(0.000702)		1,702	0.947
	0.759***	(0.0227)	0.240***	(0.0320)	-0.0117***	(0.000851)	0.0252 (0.0274)	1,702	0.996
	0.803***	(0.0212)	0.220***	(0.0259)	-0.0153***	(0.000746)	-0.00686** (0.00136)	1,702	1.117
	0.743***	(0.0180)	0.225***	(0.0306)	-0.0123***	(0.000703)	-0.00280* (0.00133)	1,702	0.875
	0.799***	(0.0218)	0.217***	(0.0249)	-0.0153***	(0.000749)	-0.000648 (0.00110)	1,702	1.080
	0.800***	(0.0210)	0.219***	(0.0259)	-0.0154***	(0.000732)	0.0309 (0.0305)	1,702	1.095
	0.788***	(0.0205)	0.211***	(0.0239)	-0.0155***	(0.000717)	-0.00644** (0.00111)	1,702	0.995
1972~2003	0.800***	(0.0363)	0.252***	(0.0520)	-0.0153***	(0.000996)	-0.00722*** (0.00147)	1,426	1.260
A=B	0.791***	(0.0317)	0.241***	(0.0477)	-0.0161***	(0.000975)	-0.00331* (0.00145)	1,426	1.153
	0.809***	(0.0372)	0.252***	(0.0533)	-0.0157***	(0.000862)	-0.0392 (0.0336)	1,426	1.319
	0.817***	(0.0338)	0.245***	(0.0450)	-0.0161***	(0.001103)	-0.00481* (0.00190)	1,426	1.339
	0.788***	(0.0311)	0.243***	(0.0490)	-0.0160***	(0.000889)	-0.00332* (0.00156)	1,426	1.146
	0.806***	(0.0319)	0.239***	(0.0432)	-0.0164***	(0.000980)	-0.00235 (0.00124)	1,426	1.232
	0.812***	(0.0321)	0.248***	(0.0458)	-0.0159***	(0.000883)	-0.00362* (0.00159)	1,426	1.232
	0.796***	(0.0303)	0.242***	(0.0435)	-0.0160***	(0.000884)	-0.00414* (0.00163)	1,426	1.319
1967~2003	0.763***	(0.0223)	0.239***	(0.0319)	-0.0116***	(0.000833)		1,702	1.008
A=B	0.755***	(0.0196)	0.232***	(0.0317)	-0.0120***	(0.000700)		1,702	0.947
	0.761***	(0.0224)	0.238***	(0.0315)	-0.0117***	(0.000845)	0.0273 (0.0266)	1,702	0.996
	0.803***	(0.0213)	0.218***	(0.0259)	-0.0152***	(0.000731)	-0.00663*** (0.00135)	1,702	1.107
	0.744***	(0.0179)	0.223***	(0.0300)	-0.0123***	(0.000705)	0.0707* (0.0279)	1,702	0.871
	0.798***	(0.0220)	0.216***	(0.0250)	-0.0151***	(0.000736)	-0.00633** (0.00119)	1,702	1.069
	0.801***	(0.0209)	0.216***	(0.0257)	-0.0152***	(0.000723)	-0.00669*** (0.00128)	1,702	1.085
	0.788***	(0.0205)	0.210***	(0.0236)	-0.0153***	(0.000709)	-0.00614** (0.00110)	1,702	0.991
1972~2003	0.801***	(0.0364)	0.249***	(0.0521)	-0.0153***	(0.000981)	-0.00717*** (0.00148)	1,426	1.251
A=B	0.791***	(0.0318)	0.239***	(0.0478)	-0.0161***	(0.000960)	-0.00329* (0.00143)	1,426	1.144
	0.809***	(0.0370)	0.249***	(0.0529)	-0.0157***	(0.000861)	-0.00789** (0.00137)	1,426	1.304
	0.818***	(0.0343)	0.242***	(0.0454)	-0.0161***	(0.001102)	-0.00463* (0.00183)	1,426	1.330
	0.789***	(0.0310)	0.240***	(0.0485)	-0.0160***	(0.000888)	-0.00778** (0.00133)	1,426	1.137
	0.806***	(0.0324)	0.237***	(0.0436)	-0.0164***	(0.000971)	-0.00344* (0.00153)	1,426	1.222
	0.812***	(0.0320)	0.244***	(0.0456)	-0.0158***	(0.000881)	0.0227 (0.0346)	1,426	1.298
	0.796***	(0.0303)	0.239***	(0.0432)	-0.0160***	(0.000883)	-0.00396* (0.00158)	1,426	1.172

備考: かつこ内は不均一分散にロバストな標準偏差。*は5%、**は1%、***は0.1%有意水準で統計的に有意であることを示す。
A=Bは Arellano and Bond [1991] の手法による推計、A=B=Bは Arellano and Bond [1995]、Blundell and Bond [1998] の手法による推計。

ンプルから落とす、固定効果推定量を使う、操作変数法を使うという3つの方法では、ベンチマークの所得弾力性よりも低めの所得弾力性推定値が得られた。もっとも、いずれの方法にも強い仮定があり、推定量に下方バイアスがかかりやすい場合や、操作変数が有効ではない可能性もあって、決定打はない。ダイナミック・パネル分析の推定値の大きさはもっともらしいが、本稿が重視する長期の時系列には適さない手法であり、統計的な頑健性には不安が残る。

以上の頑健性のテストを踏まえると、クロスセクションの所得弾力性は1990年代までは1を上回り、2000年代以後は1を下回る。ただし、分析手法を変更すると、1990年代までのデータであっても1より低い値所得弾力性もありうる、という暫定的な結論が得られる。

6. スケール変数を変更した場合の頑健性

2節で整理したように、通貨需要の決定要因として、ポーモル・トービンの取引需要説は所得を、フリードマンの恒常所得仮説は資産（恒常所得）を強調する。どちらの理論仮説が適切かは、実証分析によって決着をつけるべき、との問題意識はMeltzer [1963b] 以後受け継がれてきた³⁵。

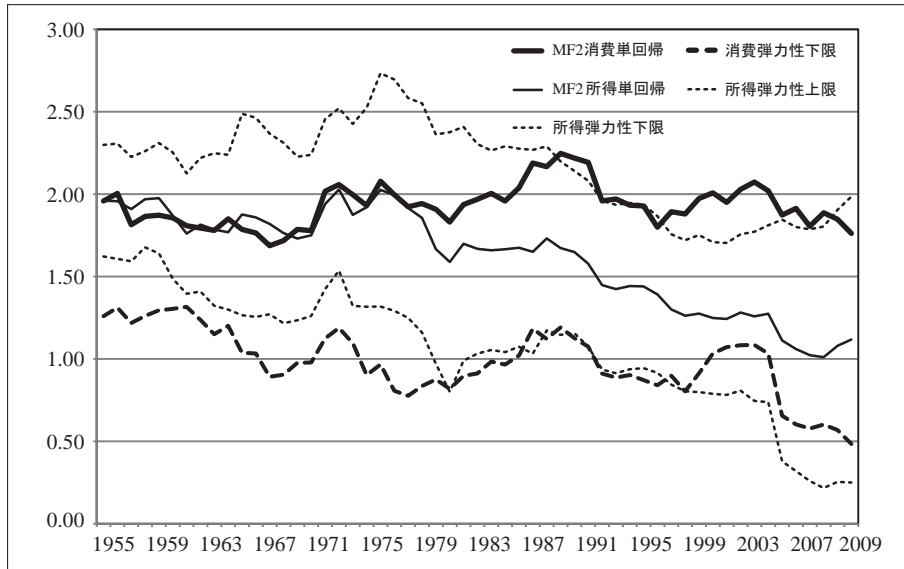
本稿でも、(6)式を理論的基礎に考えれば、説明変数は所得の代理変数ではなく、消費の代理変数とすることが望ましい。また、流動性制約がなく、主観的割引率が一定で、効用関数が消費に関する2次式ならば、消費は恒常所得に比例することも知られているので、説明変数を消費とすることは、フリードマンの仮説にも近いと解釈可能である。そこで、本章では、説明変数に県内総生産ではなく、県内民間最終消費支出を用いた場合を検討する。

(1) クロスセクション分析

図表18では、単回帰の消費弾力性（太実線）と所得弾力性（細実線）を比較した。両者は1970年代半ばまでほぼ同じ大きさで、その後は消費弾力性が大きい値をとっている。所得弾力性は長期にわたって低下傾向にある一方、消費弾力性は

.....
35 Meltzer [1963b] は、1900～50年の米国時系列データを用いて、所得をM1の、資産をM2の説明変数にした場合に各々通貨需要関数の説明力が上がることを、M2については、所得と資産を両方コントロールすると、資産だけが有意となることを発見している。その後、Goldfeld [1976] が1970年代半ば以後の通貨需要関数の不安定性の問題を指摘しているが、Mankiw and Summers [1986] は消費が所得よりも優れた通貨需要の予測力を持つことを実証的に主張した。

図表 18 MF2 の所得・消費弾力性（クロスセクション分析：単回帰分析）

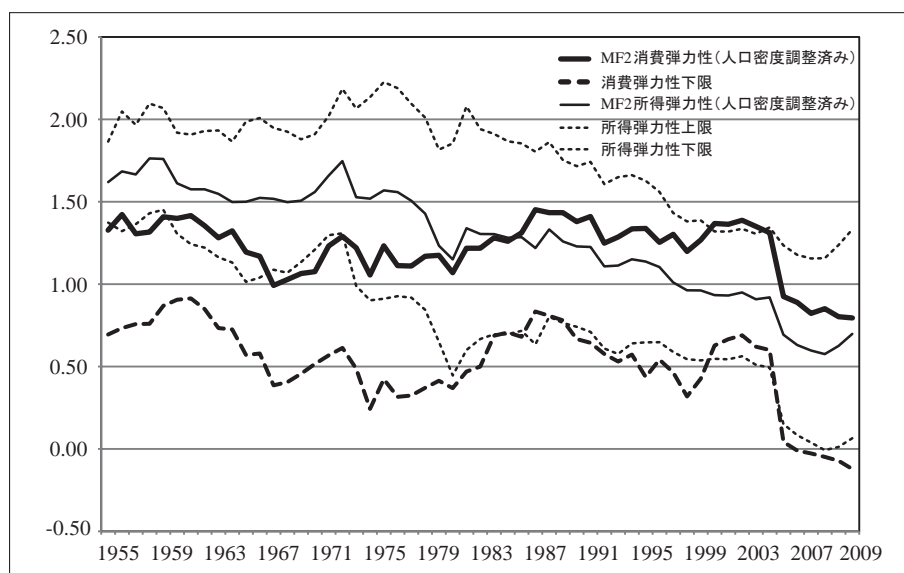


1.9 程度を中心に比較的安定している。5%水準で見た消費弾力性の下限（太破線）はゼロを一貫してゼロを上回り、5%水準で有意にゼロと異なる。しかし、消費弾力性は、所得弾力性の95%信頼区間（細破線のバンド）に1980年代後半と1990年代半ば以後を除けば含まれており、所得弾力性と大きく異なるわけではない。

図表 19 では、人口密度を説明変数に追加した消費弾力性（太実線）と、人口密度を説明変数に追加した所得弾力性（細実線）を比較した。消費弾力性は所得弾力性と比べて、1984年度までは低く、その後2003年度までは高い値をとっている。2003年度まで所得弾力性は長期的に低下しているが、消費弾力性は安定しているように見える。

2004年度以後は、5%水準で見た消費弾力性の下限（太破線）がゼロを下回っているため、消費弾力性は5%水準で統計的にゼロと有意に異なる。もっとも、消費弾力性は、所得弾力性の95%信頼区間（細破線のバンド）に1957～59、1967～72、1999～2002年度を除くと含まれているため、説明変数に県内総生産を使った所得弾力性と大幅に乖離しているとはいえない。

図表 19 MF2 の所得・消費弾力性（クロスセクション分析：重回帰分析）



(2) プーリング分析

消費弾力性が長期的に安定しているとの想定のもと、プーリング分析を行った結果は図表 20 である。図表 13 と同様に、統計の連続性に注意して 2003 年度前後でサンプルを分けた結果をみると、単回帰であれば消費弾力性は所得弾力性よりも高く、重回帰であれば同じ説明変数のもとで消費弾力性は前半のサンプルで所得弾力性よりも低い値となり、後半のサンプルでは所得弾力性よりも高い値となることから、本節 (1) の結果と定性的には異ならない。

高齢化の代理変数である高齢人口比率は、単回帰の場合は統計的に有意にならない。重回帰で、高齢人口比率以外の説明変数を同一にした場合、高齢化の影響を考慮しない場合よりも、消費の弾力性が幾分高くなる。例外は、2004～09 年度のサンプルでサービス産業比率をコントロールした場合である。

(3) まとめ

クロスセクション・データから求めた消費弾力性は、同じ説明変数を調整した所得弾力性よりも時間を通じた安定性がやや高いように見える。しかし、消費弾力性が所得弾力性の 95% 信頼区間に概ね収まっている、という結果からすると、消費弾

図表 20 MF2 の県内民間実質最終消費支出弾力性（プーリング分析）

計測期間	県内民間消費支出	1次産業比率	人口密度	サービス産業比率	高齢人口比率	観測数
1955～2009	1.898*** (0.0585)					2,530
	1.068*** (0.0679)	-0.0375*** (0.00168)				2,530
	1.334*** (0.0484)		0.139*** (0.00781)			2,530
	1.881*** (0.0485)			0.0295*** (0.00262)		2,530
	0.806*** (0.0498)	-0.0311*** (0.00175)	0.0998*** (0.00850)			2,530
	1.033*** (0.0530)	-0.0383*** (0.00156)		0.0314*** (0.00266)		2,530
	1.372*** (0.0456)		0.127*** (0.00719)	0.0224*** (0.00226)		2,530
	0.820*** (0.0448)	-0.0328*** (0.00159)	0.0829*** (0.00703)	0.0265*** (0.00226)		2,530
1970～2009	1.932*** (0.0922)				-0.00367 (0.00249)	1,840
	1.285*** (0.105)	-0.0418*** (0.00257)			0.00262 (0.00246)	1,840
	1.900*** (0.0738)			0.0259*** (0.00340)	-0.00672** (0.00240)	1,840
	1.386*** (0.0619)		0.175*** (0.00914)		0.0318*** (0.00318)	1,840
	1.083*** (0.0747)	-0.0271*** (0.00286)	0.138*** (0.0111)		0.0284*** (0.00332)	1,840
	1.118*** (0.0694)	-0.0498*** (0.00243)		0.0367*** (0.00329)	-0.000523 (0.00238)	1,840
	1.412*** (0.0613)		0.162*** (0.00789)	0.0125*** (0.00284)	0.0277*** (0.00285)	1,840
	1.024*** (0.0638)	-0.0371*** (0.00262)	0.0968*** (0.00832)	0.0259*** (0.00287)	0.0185*** (0.00264)	1,840
1955～2003	1.901*** (0.0601)					2,254
	1.037*** (0.0687)	-0.0377*** (0.00166)				2,254
	1.354*** (0.0497)		0.140*** (0.00860)			2,254
	1.884*** (0.0500)			0.0300*** (0.00279)		2,254
	0.812*** (0.0514)	-0.0314*** (0.00177)	0.0943*** (0.00936)			2,254
	1.006*** (0.0542)	-0.0382*** (0.00156)		0.0316*** (0.00281)		2,254
	1.389*** (0.0468)		0.128*** (0.00790)	0.0233*** (0.00240)		2,254
	0.825*** (0.0462)	-0.0330*** (0.00162)	0.0777*** (0.00775)	0.0273*** (0.00242)		2,254
1970～2003	1.946*** (0.0970)				-0.00402 (0.00291)	1,564
	1.266*** (0.111)	-0.0411*** (0.00255)			0.00280 (0.00286)	1,564
	1.921*** (0.0786)			0.0258*** (0.00381)	-0.00700* (0.00284)	1,564
	1.422*** (0.0659)		0.167*** (0.0101)		0.0292*** (0.00358)	1,564
	1.095*** (0.0809)	-0.0277*** (0.00295)	0.125*** (0.0124)		0.0254*** (0.00372)	1,564
	1.100*** (0.0738)	-0.0489*** (0.00246)		0.0377*** (0.00368)	-0.000258 (0.00278)	1,564
	1.449*** (0.0653)		0.154*** (0.00861)	0.0136*** (0.00320)	0.0251*** (0.00322)	1,564
	1.028*** (0.0688)	-0.0382*** (0.00271)	0.0816*** (0.00900)	0.0286*** (0.00326)	0.0153*** (0.00295)	1,564
2004～2009	1.847*** (0.255)					276
	1.073*** (0.306)	-0.0952*** (0.0110)				276
	0.847*** (0.177)		0.152*** (0.0163)			276
	1.829*** (0.195)			0.0259*** (0.00761)		276
	0.666** (0.216)	-0.0460** (0.0156)	0.122*** (0.0224)			276
	0.801*** (0.181)	-0.125*** (0.0110)		0.0394*** (0.00707)		276
	0.923*** (0.180)		0.138*** (0.0150)	0.0153* (0.00679)		276
	0.638*** (0.177)	-0.0915*** (0.0121)	0.0672*** (0.0166)	0.0306*** (0.00678)		276
2004～2009	1.786*** (0.296)				-0.00371 (0.00442)	276
	1.234*** (0.318)	-0.111*** (0.0114)			0.0174*** (0.00520)	276
	1.703*** (0.211)			0.0266*** (0.00763)	-0.00762* (0.00375)	276
	1.114*** (0.168)		0.223*** (0.0193)		0.0450*** (0.00646)	276
	0.898*** (0.198)	-0.0624*** (0.0136)	0.192*** (0.0244)		0.0500*** (0.00678)	276
	0.962*** (0.186)	-0.141*** (0.0120)		0.0393*** (0.00685)	0.0174*** (0.00517)	276
	1.125*** (0.167)		0.214*** (0.0140)	0.00542 (0.00579)	0.0422*** (0.00494)	276
	0.840*** (0.165)	-0.0904*** (0.0124)	0.143*** (0.0160)	0.0206*** (0.00577)	0.0417*** (0.00530)	276

備考：かつこ内は不均一分散にロバストな標準偏差。* は 5%、** は 1%、*** は 0.1%有意水準で統計的に有意であることを示す。

力性と所得弾力性には定量的に大きな違いは見受けられない。その意味で、県内総生産を用いて得た結果は頑健であると評価できる。

7. 預金を変更した場合の頑健性

本節では、預金ごとに所得弾力性の違いがないか検討する。この問題についても、マクロのデータを使った多くの先行研究がある。例えば Meltzer [1963b] が行った米国 M1、M2 の所得・資産弾力性の分析においては、M1 と所得、M2 と資産の関係が強調された。本稿がこうしたマクロの分析と異なる点は、集計対象金融機関の相違から生じうる結果の違いにも注意する必要がある点である。具体的には、MF2 よりも集計対象金融機関が少なく、流動性も高い MF1、集計対象金融機関がより広範囲で、流動性の度合いがほぼ同じ MF3 による結果と MF2 を用いた結果とを比較する。

(1) MF1、MF2、MF3 の比率と県内総生産の関係

本節ではまず、MF1、MF2、MF3 の比率と、県内総生産の関係を説明する。図表 21 には、MF2 と MF1 の差（対数表示なので、比率に相当）と MF3 と MF2 の差について、1 人当たり実質県内総生産との相関係数を各年度ごとに計算した結果が示されている。標本相関係数の分布の性質を用いると、相関係数が有意となる絶対値は 0.29（図表 21 の細破線）以上であるので、図表 21 で細破線より下の位置にある相関係数が有意にゼロと異なる³⁶。

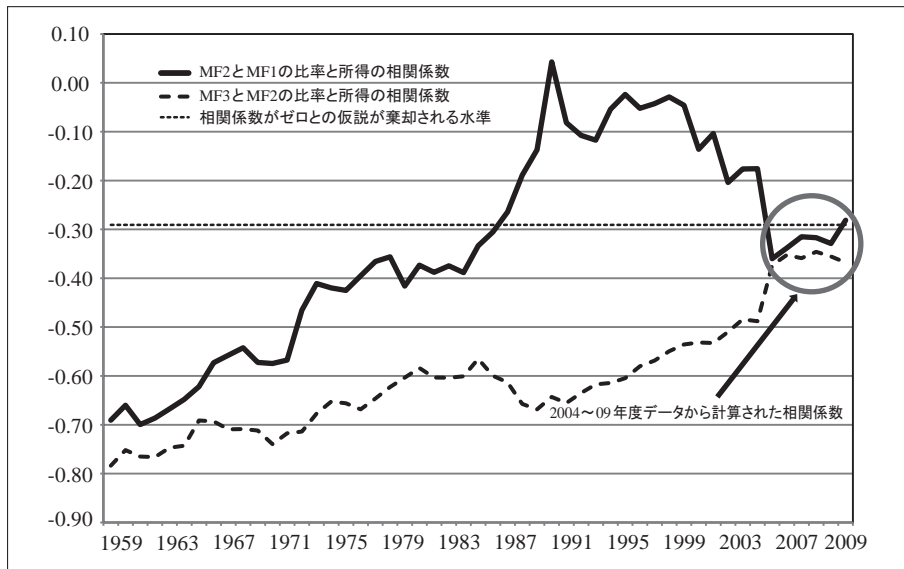
MF2 と MF1 の差と 1 人当たり実質県内総生産の相関（実線）をみると、1985 年度までは相関係数が有意に負であった。つまり、1 人当たり実質県内総生産の低い県では MF2 と MF1 の差が大きく、1 人当たり実質県内総生産の高い県では MF2 と MF1 の差が小さい傾向があった。この結果は、MF1 の対象が都市部に店舗の多い国内銀行が中心であり、所得の高い地域の流動性預金を MF1 が相対的に多く含むためだと推測される。

その後、バブル期を含めて相関係数は有意でなかったが、2004 年度以後は、再び相関係数が有意に負、つまり、都市部の MF1 のウエイトが上昇したようにみえる（図表 21 の丸で囲った部分）。これは、低金利の影響と、図表 3 でみたように、2004 年度の統計のカバレッジの変更後は MF1 にゆうちょ銀行が含まれ、MF1 における都市部の流動性預金のウエイトが上昇したことも影響していると思われる。

MF3 と MF2 の差（破線）をみると、1955～2009 年度の全ての時点でゼロと有意に異なるマイナスの相関がある。この理由としては、MF3 と MF2 の差は、ゆう

36 母相関係数がゼロの仮説のもとで、サンプルサイズが n の標本相関係数 r に関して計算した統計量 $t = r\sqrt{n-2}/\sqrt{1-r^2}$ は、自由度 $n-2$ で、 t 分布に従うことがわかっている。左辺に t 分布の片側 5% 点の値を代入して r について解くと、5%水準でゼロと有意に異なる r の大きさの範囲がわかる。

図表 21 MF1、MF2、MF3 の比率と所得



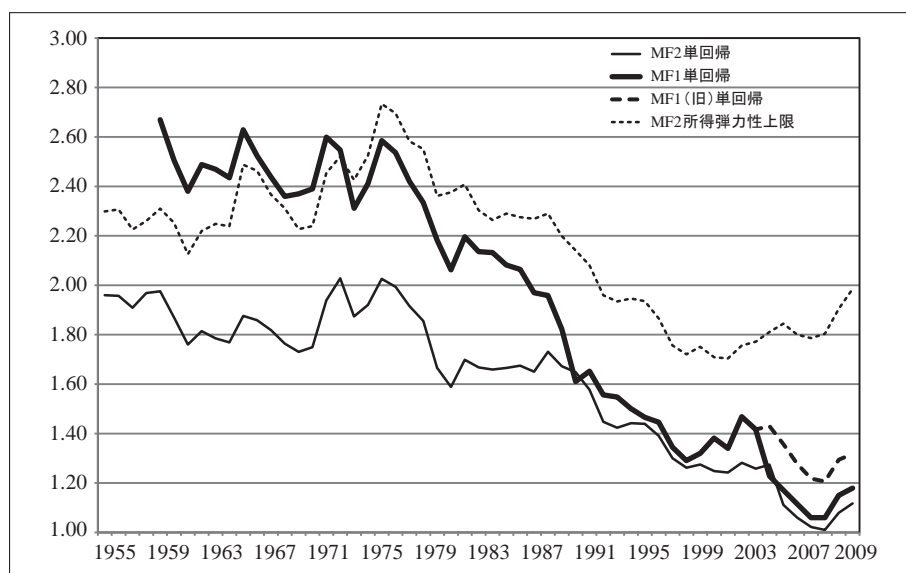
ちよ銀行と農協・漁協の預金がほとんどであるが、これらの預金は個人預金が多く、所得感応度があまり高くない、との事情が考えられる。相関係数の絶対値は時間を追って緩やかに低下しており、2004年度には0.1ポイント程度大きく低下しているが理由は定かでない。以上の説明を踏まえ、MF1とMF3を用いた分析結果を説明する。

(2) MF1（流動性預金）による分析

図表 22 では、県別 1 人当たり実質 MF1 対数値、県別 1 人当たり実質 MF2 対数値を、1 人当たり実質県内総生産対数値へ各々回帰して得た所得弾力性を比較している。

MF1 は MF2 よりも相対的に都市部に店舗が所在する銀行の預金のウエイトが高いこと、MF1 に含まれる金融機関預金の多くは、大都市の銀行に集まるであろうことから予想されるように、MF1 の所得弾力性（太実線）は、MF2 の所得弾力性（細実線）よりも高くなる。こうした傾向は 1980 年代半ばまで明確にみとることができ、図表 21 の MF1 と MF2 の差と所得の相関関係の時間を通した変化とも整合的である。もっとも、MF2 の所得弾力性の 95% 信頼区間の上限（細破線）を MF1 の所得弾力性が上回っていたのは、1972 年度までである。その後、1990 年代にな

図表 22 MF1 と MF2 の所得弾力性（クロスセクション分析：単回帰分析）



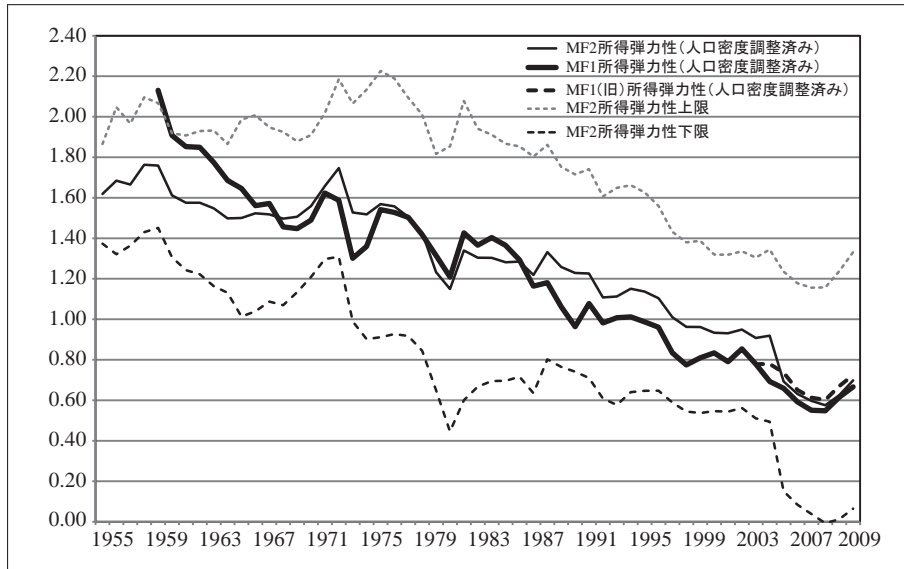
備考：2004 年度以後はゆうちょ銀行を含む MF1 と、控除した MF1（旧）を併用。

ると、MF1 と MF2 の所得弾力性はほぼ一致する。ゆうちょ銀行の影響を除いた統計 [MF1（旧）として区別] を用いた結果を 2004 年度以後でみると（太破線）、所得弾力性が 0.1~0.2 程度上振れるが、MF2 の所得弾力性から大幅に乖離するわけではない。

図表 23 は、MF2 でベンチマークとされている 1 人当たり実質県内総生産対数値と人口密度を一定とした場合の所得弾力性（細実線）と、MF1 に対する所得弾力性（太実線）を示している。人口密度を説明変数に加えると、MF1 の所得弾力性は趨勢的に低下するほか、水準は 1960 年代半ばからほぼ MF2 と同様になり、MF2 の 95% 信頼区間（図の太破線、細破線）に 1959 年度を除いて収まっていることがわかる。2000 年代以後 2 つの弾力性が接近することは、低金利が長く続き、貯蓄性預金と普通預金の代替性が上昇したこと、ペイオフ解禁や金融不安の高まりから、定期預金から普通預金へのシフトが起こったことを踏まえると自然な結果である。以上みたように、MF2 のベンチマークの結果は、MF1 に指標を置き換えたとしても、頑健であった。

図表 24 は、図表 13 で MF2 について行ったのと同様の説明変数で、プーリング分析を MF1 に実施した結果を報告している。MF1 には、2004 年度だけではなく、1989 年度にも相互銀行の普通銀行転換に伴う不連続があることに配慮して、サンプルは 1988 年度と 2003 年度の 2 時点で切断してある。クロスセクション分析の結

図表 23 MF1 と MF2 の所得弾力性（クロスセクション分析：重回帰分析）



果から予想できるように、MF1 の所得弾力性は、1988 年度までは MF2 の所得弾力性よりも 0.2~0.5 程度大きく、2004 年度以後のデータでは MF2 の所得弾力性との差がほとんどなくなっていることがわかる。

(3) MF3（流動性預金＋貯蓄性預金）による分析

図表 25 は、県別 1 人当たり実質 MF3 対数値（太実線）と県別 1 人当たり実質 MF2 対数値（細実線）を、1 人当たり実質県内総生産対数値へ各々回帰して得た所得弾力性を比較している。観測期間中、MF3 の所得弾力性は、MF2 の所得弾力性を下回り、MF2 の所得弾力性の 95% 信頼区間の下限（細点線）よりも上にある。MF3 と MF2 の差は、ゆうちょ銀行と農協・漁協の預金がほとんどである。ゆうちょ銀行と農協・漁協の預金は個人預金が多いので、所得感応度はあまり高くはないことが予想され、MF1 とは逆に、同じ説明変数であれば、MF2 よりも所得弾力性が小さくなると予想される。分析結果はその予想を支持している。

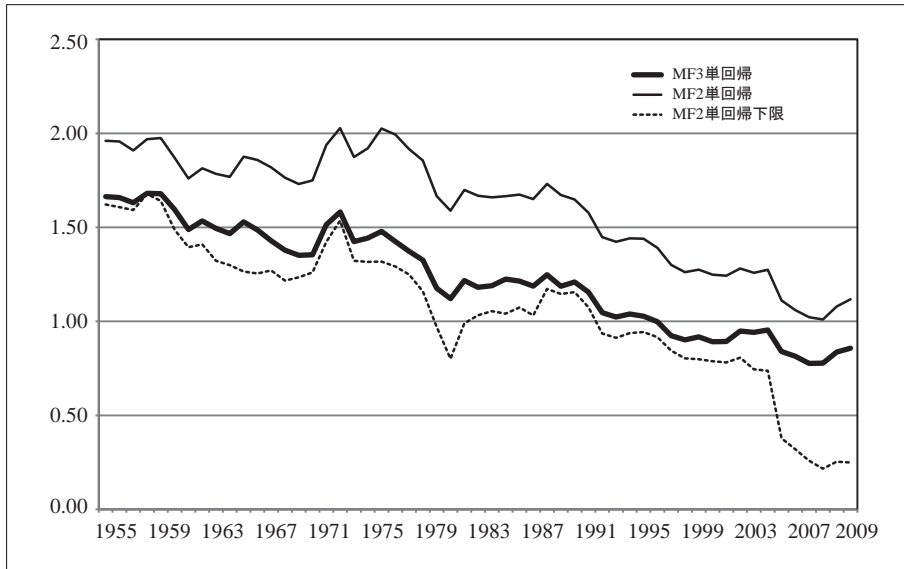
同様の結果は、人口密度もコントロールして MF2 と MF3 の所得弾力性を比較した図表 26 でも成立している。しかし、2 つの所得弾力性の差は 2004 年度以後小さくなっている。この結果は、MF3 と MF2 の差と所得の相関は徐々に低下しているとの図表 21 の結果とも整合的である。

図表 24 MF1 の所得弾力性（プーリング分析）

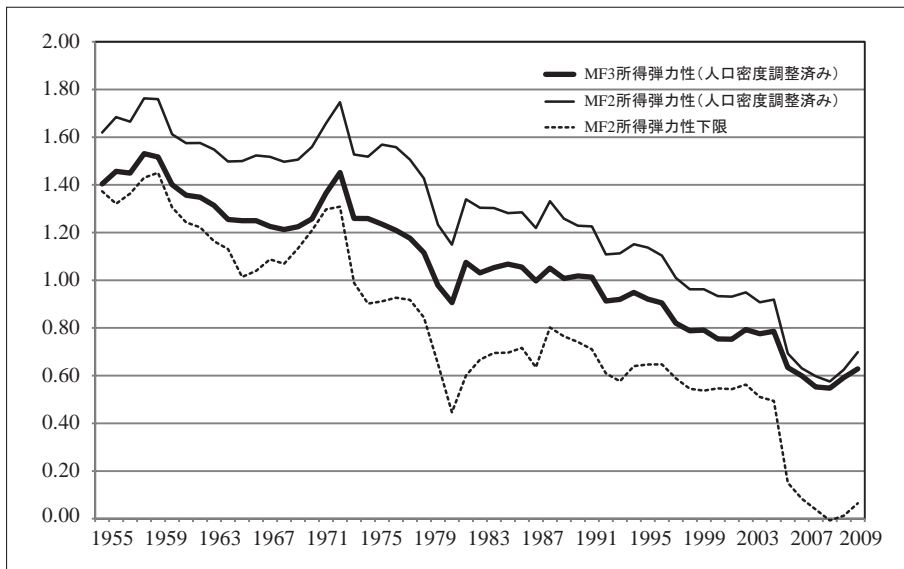
計測期間	県内総生産	1次産業比率	人口密度	サービス産業比率	高齢人口比率	観測数
1959～2009	1.996*** (0.0594)					2,346
	1.346*** (0.0749)	-0.0405*** (0.00224)				2,346
	1.339*** (0.0449)		0.214*** (0.00685)			2,346
	1.976*** (0.0519)			0.0427*** (0.00287)		2,346
	1.050*** (0.0508)	-0.0247*** (0.00201)	0.179*** (0.00733)			2,346
	1.240*** (0.0526)	-0.0456*** (0.00211)		0.0514*** (0.00261)		2,346
	1.364*** (0.0442)		0.201*** (0.00650)	0.0332*** (0.00245)		2,346
1.007*** (0.0417)	-0.0311*** (0.00195)	0.154*** (0.00630)	0.0414*** (0.00220)		2,346	
1970～2009	1.530*** (0.0722)				-0.0440*** (0.00228)	1,840
	1.234*** (0.0823)	-0.0331*** (0.00272)			-0.0320*** (0.00216)	1,840
	1.483*** (0.0539)			0.0529*** (0.00299)	-0.0497*** (0.00221)	1,840
	1.059*** (0.0508)		0.233*** (0.0104)		0.0120*** (0.00334)	1,840
	0.989*** (0.0578)	-0.0113*** (0.00257)	0.218*** (0.0111)		0.0125*** (0.00330)	1,840
	1.106*** (0.0454)		0.194*** (0.00776)	0.0373*** (0.00252)	-0.00145 (0.00244)	1,840
	1.053*** (0.0460)	-0.0470*** (0.00256)		0.0635*** (0.00276)	-0.0338*** (0.00193)	1,840
0.937*** (0.0436)	-0.0293*** (0.00252)	0.142*** (0.00736)	0.0480*** (0.00246)	-0.00426 (0.00225)	1,840	
1959～1988	2.387*** (0.0755)					1,334
	1.652*** (0.115)	-0.0329*** (0.00270)				1,334
	1.639*** (0.0595)		0.240*** (0.0111)			1,334
	2.367*** (0.0671)			0.0331*** (0.00410)		1,334
	1.380*** (0.0771)	-0.0159*** (0.00256)	0.210*** (0.0130)			1,334
	1.539*** (0.0954)	-0.0368*** (0.00258)		0.0419*** (0.00408)		1,334
	1.625*** (0.0590)		0.239*** (0.0103)	0.0316*** (0.00314)		1,334
1.294*** (0.0695)	-0.0202*** (0.00237)	0.199*** (0.0111)	0.0366*** (0.00317)		1,334	
1970～1988	1.954*** (0.109)				-0.0729*** (0.00477)	828
	1.667*** (0.147)	-0.0198*** (0.00346)			-0.0607*** (0.00462)	828
	1.860*** (0.0810)			0.0556*** (0.00470)	-0.0875*** (0.00510)	828
	1.416*** (0.0860)		0.212*** (0.0146)		-0.0197*** (0.00558)	828
	1.419*** (0.109)	0.000339 (0.00378)	0.213*** (0.0177)		-0.0197*** (0.00546)	828
	1.392*** (0.0747)		0.190*** (0.0110)	0.0475*** (0.00387)	-0.0377*** (0.00427)	828
	1.374*** (0.0964)	-0.0323*** (0.00287)		0.0666*** (0.00472)	-0.0705*** (0.00460)	828
1.245*** (0.0878)	-0.0148*** (0.00308)	0.159*** (0.0122)	0.0538*** (0.00384)	-0.0380*** (0.00420)	828	
1989～2003	1.472*** (0.101)					736
	1.213*** (0.140)	-0.0372*** (0.00667)				736
	0.900*** (0.0774)		0.185*** (0.00813)			736
	1.433*** (0.0546)			0.0553*** (0.00318)		736
	1.017*** (0.0912)	0.0290*** (0.00655)	0.213*** (0.00971)			736
	0.918*** (0.0642)	-0.0725*** (0.00531)		0.0701*** (0.00309)		736
	0.957*** (0.0526)		0.157*** (0.00716)	0.0413*** (0.00277)		736
0.890*** (0.0607)	-0.0187** (0.00591)	0.136*** (0.00773)	0.0470*** (0.00303)		736	
1989～2003	1.275*** (0.104)				-0.0340*** (0.00268)	736
	1.237*** (0.132)	-0.00740 (0.00683)			-0.0317*** (0.00291)	736
	1.220*** (0.0521)			0.0573*** (0.00309)	-0.0367*** (0.00245)	736
	0.887*** (0.0731)		0.221*** (0.0129)		0.0171*** (0.00399)	736
	0.987*** (0.0882)	0.0240*** (0.00620)	0.235*** (0.0131)		0.0128*** (0.00356)	736
	0.956*** (0.0519)		0.159*** (0.00798)	0.0410*** (0.00272)	0.000936 (0.00256)	736
	0.947*** (0.0597)	-0.0511*** (0.00547)		0.0669*** (0.00307)	-0.0211*** (0.00231)	736
0.886*** (0.0600)	-0.0191** (0.00584)	0.140*** (0.00950)	0.0466*** (0.00307)	0.00223 (0.00245)	736	
2004～2009	1.120*** (0.165)					276
	0.710*** (0.195)	-0.105*** (0.0101)				276
	0.603*** (0.108)		0.191*** (0.0101)			276
	1.170*** (0.0980)			0.0436*** (0.00461)		276
	0.589*** (0.129)	-0.00741 (0.0134)	0.185*** (0.0154)			276
	0.678*** (0.0894)	-0.129*** (0.00789)		0.0539*** (0.00439)		276
	0.692*** (0.0815)		0.170*** (0.00878)	0.0271*** (0.00361)		276
0.612*** (0.0840)	-0.0604*** (0.00998)	0.116*** (0.0103)	0.0371*** (0.00408)		276	
2004～2009	0.894*** (0.166)				-0.0400*** (0.00407)	276
	0.701*** (0.191)	-0.0781*** (0.0105)			-0.0203*** (0.00376)	276
	0.933*** (0.0896)			0.0458*** (0.00454)	-0.0425*** (0.00372)	276
	0.610*** (0.102)		0.229*** (0.0165)		0.0198*** (0.00553)	276
	0.577*** (0.122)	-0.0183 (0.0122)	0.220*** (0.0199)		0.0219*** (0.00532)	276
	0.688*** (0.0814)		0.183*** (0.0100)	0.0254*** (0.00366)	0.00639 (0.00375)	276
	0.671*** (0.0866)	-0.108*** (0.00801)		0.0530*** (0.00445)	-0.0156*** (0.00339)	276
0.606*** (0.0841)	-0.0617*** (0.0100)	0.133*** (0.0133)	0.0351*** (0.00424)	0.00843* (0.00347)	276	

備考：かつこ内は不均一分散にロバストな標準偏差。* は 5%、** は 1%、*** は 0.1%有意水準で統計的に有意であることを示す。

図表 25 MF2 と MF3 の所得弾力性（クロスセクション分析：単回帰）



図表 26 MF2 と MF3 の所得弾力性（クロスセクション分析：重回帰分析）



図表 27 MF3 の所得弾力性（プーリング分析）

計測期間	県内総生産	1次産業比率	人口密度	サービス産業比率	高齢人口比率	観測数
1955～2009	1.295*** (0.0299)					2,530
	0.923*** (0.0350)	-0.0216*** (0.00125)				2,530
	1.137*** (0.0288)		0.0536*** (0.00465)			2,530
	1.276*** (0.0274)			0.0156*** (0.00151)		2,530
	0.878*** (0.0324)	-0.0196*** (0.00123)	0.0273*** (0.00449)			2,530
	0.881*** (0.0289)	-0.0228*** (0.00118)		0.0185*** (0.00135)		2,530
	1.137*** (0.0281)		0.0482*** (0.00465)	0.0135*** (0.00153)		2,530
	0.853*** (0.0288)	-0.0215*** (0.00117)	0.0178*** (0.00428)	0.0176*** (0.00135)		2,530
1970～2009	1.125*** (0.0380)				0.00221 (0.00178)	1,840
	0.867*** (0.0441)	-0.0289*** (0.00184)			0.0127*** (0.00159)	1,840
	1.115*** (0.0350)			0.0116*** (0.00176)	0.000982 (0.00176)	1,840
	0.915*** (0.0330)		0.104*** (0.00575)		0.0272*** (0.00205)	1,840
	0.783*** (0.0372)	-0.0214*** (0.00184)	0.0747*** (0.00588)		0.0279*** (0.00196)	1,840
	0.920*** (0.0332)		0.100*** (0.00574)	0.00348* (0.00166)	0.0259*** (0.00201)	1,840
	0.812*** (0.0344)	-0.0330*** (0.00182)		0.0190*** (0.00167)	0.0122*** (0.00156)	1,840
	0.768*** (0.0339)	-0.0263*** (0.00188)	0.0541*** (0.00548)	0.0131*** (0.00166)	0.0234*** (0.00186)	1,840
1955～2003	1.342*** (0.0309)					2,254
	0.972*** (0.0368)	-0.0200*** (0.00125)				2,254
	1.202*** (0.0299)		0.0477*** (0.00513)			2,254
	1.322*** (0.0284)			0.0149*** (0.00161)		2,254
	0.937*** (0.0344)	-0.0185*** (0.00124)	0.0214*** (0.00498)			2,254
	0.921*** (0.0312)	-0.0214*** (0.00120)		0.0183*** (0.00145)		2,254
	1.196*** (0.0292)		0.0433*** (0.00512)	0.0134*** (0.00163)		2,254
	0.902*** (0.0311)	-0.0204*** (0.00119)	0.0128** (0.00476)	0.0177*** (0.00144)		2,254
1970～2003	1.190*** (0.0407)				0.00421* (0.00201)	1,564
	0.920*** (0.0472)	-0.0267*** (0.00183)			0.0147*** (0.00178)	1,564
	1.178*** (0.0379)			0.00990*** (0.00196)	0.00303 (0.00199)	1,564
	0.987*** (0.0361)		0.0937*** (0.00630)		0.0263*** (0.00225)	1,564
	0.845*** (0.0408)	-0.0205*** (0.00188)	0.0638*** (0.00650)		0.0273*** (0.00214)	1,564
	0.989*** (0.0364)		0.0906*** (0.00625)	0.00336 (0.00186)	0.0252*** (0.00218)	1,564
	0.855*** (0.0378)	-0.0310*** (0.00185)		0.0184*** (0.00187)	0.0142*** (0.00175)	1,564
	0.819*** (0.0374)	-0.0256*** (0.00193)	0.0437*** (0.00601)	0.0138*** (0.00184)	0.0230*** (0.00202)	1,564
2004～2009	0.815*** (0.102)					276
	0.509*** (0.120)	-0.0786*** (0.00795)				276
	0.591*** (0.0847)		0.0828*** (0.00972)			276
	0.833*** (0.0802)			0.0154*** (0.00394)		276
	0.484*** (0.106)	-0.0576*** (0.0119)	0.0396** (0.0140)			276
	0.496*** (0.0787)	-0.0887*** (0.00810)		0.0224*** (0.00413)		276
	0.617*** (0.0810)		0.0767*** (0.00970)	0.00789* (0.00386)		276
	0.498*** (0.0786)	-0.0903*** (0.00942)	-0.00277 (0.0103)	0.0229*** (0.00419)		276
2004～2009	0.777*** (0.106)				-0.00689* (0.00345)	276
	0.518*** (0.122)	-0.104*** (0.00880)			0.0195*** (0.00353)	276
	0.790*** (0.0847)			0.0158*** (0.00401)	-0.00774* (0.00342)	276
	0.601*** (0.0784)		0.141*** (0.0110)		0.0300*** (0.00428)	276
	0.461*** (0.0928)	-0.0769*** (0.0107)	0.101*** (0.0148)		0.0389*** (0.00437)	276
	0.602*** (0.0808)		0.141*** (0.0111)	0.0000487 (0.00374)	0.0300*** (0.00441)	276
	0.505*** (0.0787)	-0.118*** (0.00790)		0.0237*** (0.00398)	0.0216*** (0.00347)	276
	0.474*** (0.0783)	-0.0956*** (0.00973)	0.0641*** (0.0126)	0.0151*** (0.00414)	0.0331*** (0.00435)	276

備考：かっこ内は不均一分散にロバストな標準偏差。* は 5%、** は 1%、*** は 0.1%有意水準で統計的に有意であることを示す。

図表 27 は、図表 13 で MF2 について行ったのと同様の説明変数で、プーリング分析を MF3 に実施した結果を報告している。ここでも、MF3 の所得弾力性は、同じ説明変数であれば MF2 よりも小さいことが確認できる。

(4) まとめ

1人当たり実質県内総生産対数値と人口密度を一定とした場合の所得弾力性についてみると、MF1の所得弾力性は1960年代半ばからほぼMF2の所得弾力性と同等水準になり、MF2の95%信頼区間に1959年度を除いて収まっている。MF3の所得弾力性は、MF2との統計作成のカバレッジの相違から予想がつくとおり、MF2の所得弾力性よりもやや低い。以上みたとおり、MF2の所得弾力性に関する結果は、預金統計を変更しても頑健であった。

8. 結論と含意

Fujiki and Mulligan [1996b] は1955~90年度のデータを用いて、1次産業比率をコントロールした実質MF2に対する1人当たり実質県民所得（CPIで実質化）の弾力性は1.2~1.4程度との結果を得た。本稿は、1980年代のデータから人口密度をコントロールした県別1人当たり実質MF2対数値に対する1人当たり実質県内総生産対数値（県内総支出デフレーターで実質化）の弾力性がFujiki and Mulligan [1996b] が得た結果と類似であったことを確認した。1990年代以後のデータから得た所得弾力性は徐々に低下し、2003年度には0.92まで低下した。2004~09年度のデータから得た所得弾力性は0.6~0.7程度であった。この間、所得弾力性の95%信頼区間の下限はゼロよりも大きかった。この結果は、人口密度以外の説明変数を追加しても大きく変化しなかった。また、高齢人口比率を高齢化の代理変数とみなして追加した場合、所得弾力性への影響は現時点で利用可能なデータで見ると大きくなかった。

本稿は、上記の結果の頑健性をさらに3つの観点から検討した。まず、県別預金統計と県民経済計算統計の集計方法の違いによって生じる計測誤差によって分析結果がどの程度影響されるか検討したところ、計測誤差に対処する分析手法の選択次第では、2000年代以前のデータであっても1より低い値が生じる、という暫定的な結論が得られた。次に、説明変数を県内総生産から県内民間最終消費支出に変えてみたところ、消費弾力性は所得弾力性よりも時間を通じて安定性がやや高かった。しかし、消費弾力性が所得弾力性の95%信頼区間に概ね収まっている、という結果からすると、消費弾力性と所得弾力性には定量的に大きな違いはない。第3に、被説明変数に用いる預金を流動性預金に限っても結果は大きく変わらないこと、より広い範囲の金融機関をカバーした統計を用いても、所得弾力性が多少低下する程度であることがわかった。つまり、MF2の所得弾力性に関する結果は、預金の集計範囲を変更しても頑健であった。

本稿の結果を総括すると、県別1人当たり実質MF2対数値と1人当たり実質県内総生産対数値の間には、2000年代初頭までは安定した正の関係があり、両者の人口密度を調整した偏相関係数は緩やかに低下している。2004年度以後の結果の解釈は統計の改訂によって難しいといえる。

推計された所得弾力性の標準誤差が大きいことに注意した上で、この結果を(11)式の構造モデルに即して額面通り解釈すると、家計、企業の1%の経済活動増加に伴って必要とされる実質通貨需要は、1990年代までは1%以上増加していたが、2000年代に入ると1%程度、あるいはそれ以下しか増加しなくなった、つまり、MF2の経済活動における節約が進んだ、と解釈可能である。

この結果の含意は、取引需要アプローチからみると、実質通貨需要は実体経済の成長率よりも緩やかに成長することである。たとえば、ある都道府県の実質通貨需要残高がその経済の県内総生産や民間最終消費支出の成長率よりも非常に高く成長しているのであれば、そうした変化には本稿が考慮していない、取引需要以外の通貨保有動機が影響していると予想される。

残念ながら、McCallum and Nelson [2011] が指摘するように、通貨集計量から得た情報をシステムティックに政策に生かす知見は得られていない。また、経済危機の中であって、伝統的な取引需要アプローチの有効性に疑問を抱かれる読者もおられるかもしれない。しかし、政策提言の大前提であるモデルの実証的妥当性を検証する方法は、ひとつの構造モデルに関して、さまざまなアプローチとさまざまなデータから実証結果を蓄積していく以外ない。この点について、Lucas [2012] は、「ある理論に立脚するパラメータをできる限りの手法とデータで推計し、1,000倍の予測誤差が10倍に減ったら、進歩だといえる」と述べている。

マクロ・データとクロスセクション・データによる構造モデルのクロス・チェックは、恒常所得仮説や労働供給弾力性など、通貨需要関数以外の分野では広く行われている。通貨需要関数の分析の有効性をこうした実証的なクロス・チェックを通して判断していくことは、建設的な政策提言のひとつの前提であると筆者は考える。

参考文献

- 安孫子勇一、「近年のマネーサプライ伸び悩みの背景—パネル・データを用いた都道府県別預金の実証分析」、『生駒経済論叢』第4巻第2号、近畿大学経済学会、2006年、133～161頁 (<http://www.eco.kindai.ac.jp/abiko/index007001.pdf>)
- 今井亮一・工藤教孝・佐々木勝・清水 崇、『サーチ理論』、東京大学出版会、2007年
- 上田晃三、「インフレーション・ターゲティングの変貌：ニュージーランド、カナダ、英国、スウェーデンの経験」、『金融研究』第28巻第3号、日本銀行金融研究所、2009年、27～68頁
- 翁 邦雄、『ポスト・マネタリズムの金融政策』、日本経済新聞出版社、2011年
- 釜 国男、「府県別データによる貨幣需要の分析」、『季刊創価経済論集』第18巻第2号、創価大学経済学会、1988年、69～80頁
- 北村行伸、『パネルデータ分析』、岩波書店、2005年
- 塩路悦朗・藤木 裕、「金融不安・低金利と通貨需要『家計の金融資産に関する世論調査』を用いた分析」、『金融研究』第24巻第4号、日本銀行金融研究所、2005年、1～50頁
- 鈴木 亘、「家計個票データを用いた貨幣需要関数の推定」、『学習院大学経済論集』第46巻第3・4合併号、学習院大学経済学会、2010年、43～62頁
- 竹澤康子・松浦克己、「勤労者家計の通貨需要の実証分析：所得・消費弾性値は1を超えるのか」、『国民経済雑誌』第177巻第3号、神戸大学経済経営学会、1998年、73～91頁
- ・—————、「家計間で通貨需要関数は共通か？資産でサンプル分割した通貨需要関数」、『国民経済雑誌』第179巻第4号、神戸大学経済経営学会、1999年、65～85頁
- 日本銀行調査統計局、「M2+CDと経済活動の関係について—長期均衡関係を中心とした研究」、『日本銀行月報』1997年6月号、日本銀行、101～123頁
- 藤木 裕、「金融政策の実証的側面—通貨需要関数をめぐって—」、金融学会中央銀行研究部会報告、1999年10月2日 (<http://www.imes.boj.or.jp/research/papers/japanese/h9910.pdf>)
- ・渡邊喜芳、「わが国の1990年代における通貨需要：時系列分析と横断面分析による検証」、『金融研究』第23巻第3号、日本銀行金融研究所、2004年、87～119頁
- ホリオカ・チャールズ・ユウジ、「高齢化などの構造要因から見た日本の国際収支問題」、伊藤元重編「バブル／デフレ期の日本経済と経済政策」第3巻『国際環境の変化と日本経済』慶應義塾大学出版会、2009年、277～307頁
- 吉田知生、「通貨需要関数の安定性をめぐって」、『金融研究』第8巻第3号、日本銀行金融研究所、1989年、99～147頁

- Angrist, Joshua D., and Jörn-Steffen Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press, 2009.
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *The Review of Economic Studies*, 58(2), 1991, pp. 277–297.
- , and Olympia Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models," *Journal of Econometrics*, 68(1), 1995, pp. 29–51.
- Baumol, William J., "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 66(4), 1952, pp. 545–556.
- Becker, Gary S., "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, 75, No. 299, 1965, pp. 493–517.
- Blanchard, Olivier J., and Stanley Fischer, *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, 1989.
- Blundell, Richard, and Stephen Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87(1), 1998, pp. 115–143.
- Champ, Bruce, and Scott Freeman, *Modeling Monetary Economies*, John Wiley & Sons, 1994.
- Clower, Robert, "A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory," *Economic Inquiry*, 6(1), 1967, pp. 1–8.
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller, "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 1979, pp. 427–431.
- , and ———, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49(4), 1981, pp. 1057–1072.
- Engel, Robert F., and Clive W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55(2), 1987, pp. 251–276.
- Friedman, Milton, "The Quantity Theory of Money: A Restatement," in Milton Friedman, ed. *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, 1956.
- , *A Program for Monetary Stability*, Fordham University Press, 1960.
- Fujiki, Hiroshi, "Japanese Money Demand: Evidence from Regional Monthly Data," *Japan and the World Economy*, 11(3), 1999, pp. 375–393.
- , "Money Demand near Zero Interest Rate: Evidence from Regional Data," *Monetary and Economic Studies*, 20(2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2002, pp. 25–41.
- , and Cheng Hsiao, "Aggregate and Household Demand for Money: Evidence from Public Opinion Survey on Household Financial Assets and Liabilities," *Monetary and*

- Economic Studies*, 26, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2008, pp. 159–193.
- , ———, and Yan Shen, “Is There a Stable Money Demand Function under the Low Interest Rate Policy? A Panel Data Analysis,” *Monetary and Economic Studies*, 20(2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2002, pp. 1–23.
- , and Casey B. Mulligan, “Production, Financial Sophistication, and the Demand for Money by Households and Firms,” *Monetary and Economic Studies*, 14(1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1996a, pp. 65–103.
- , and ———, “A Structural Analysis of Money Demand: Cross-Sectional Evidence from Japan,” *Monetary and Economic Studies*, 14(2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1996b, pp. 53–78.
- Galí, Jordi, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton: Princeton University Press, 2008.
- Goldfeld, Stephen M., “The Case of Missing Money,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976(3), 1976, pp. 683–739.
- , and Daniel Sichel, “The Demand for Money,” in Benjamin M. Friedman and Frank H. Hahn, eds. *Handbook of Monetary Economics*, Volume 1, Amsterdam: North Holland, 1990.
- Goodfriend, Marvin, “How the World Achieved Consensus on Monetary Policy,” *Journal of Economic Perspectives*, 21(4), 2007, pp. 47–68.
- , and Bennett, T. McCallum, “Theoretical Analysis of the Demand for Money,” *Economic Review*, 74(1), Federal Reserve Bank of Richmond, 1988, pp. 16–24.
- , and ———, “Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration,” *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 2007, pp. 1480–1507.
- Green, Edward J., “Challenges for Research in Payments,” Invited lecture at the Economics of Payments Conference, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2004 (available at http://www.frbatlanta.org/news/Conferen/ep_conf2004/green.pdf).
- Griliches, Zvi, and Jerry A. Hausman, “Errors in Variables in Panel Data,” *Journal of Econometrics*, 31(1), 1986, pp. 93–118.
- Hetzel, Robert L., “Price Stability and Japanese Monetary Policy,” *Monetary and Economic Studies*, 22(3), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2004, pp. 1–23.
- Hsiao, Cheng, Yan Shen, and Hiroshi Fujiki “Aggregate vs. Disaggregate Data Analysis—A Paradox in the Estimation of Money Demand Function of Japan under the Low Interest Rate Policy,” *Journal of Applied Econometrics*, 20(5), 2005, pp. 579–601.
- Ireland, Peter N., “The Macroeconomic Effects of Interest on Reserves,” *Macroeconomic*

- Dynamics (First View Articles), 2013, pp. 1-42.
- Kahn, Charles M., and William Roberds, "Why Pay? An Introduction to Payments Economics," *Journal of Financial Intermediation*, 18(1), 2009, pp. 1–23.
- Keister, Todd, Antoine Martin, and James McAndrews, "Divorcing Money from Monetary Policy," *Economic Policy Review*, 14(2), Federal Reserve Bank of New York, 2008, pp. 41–56.
- Lancaster, Kevin J., "A New Approach to Consumer Theory," *Journal of Political Economy*, 74(2), 1966, pp. 132–157.
- Lucas, Robert E., Jr., "Money Demand in the United States: A Quantitative Review," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, 1988, pp. 137–168.
- , "Robert Lucas on Modern Macroeconomics," *Economics Dynamics Interviews, Economic Dynamics Newsletter & Mailing List*, 14(1), 2012 (available at <http://www.economicdynamics.org/N271p.htm>).
- Mankiw, N. Gregory, and Lawrence H. Summers, "Money Demand and the Effects of Fiscal Policies," *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(4), 1986, pp. 415–429.
- McCallum, Bennett T., "The Role of Money in New-Keynesian Models," paper presented at the Central Bank of Peru on October 5, 2012 in celebration of the 90th anniversary of the Central Bank, 2012.
- , and Edward Nelson, "Money and Inflation: Some Critical Issues," in Benjamin M. Friedman and Michael Woodford, eds. *Handbook of Monetary Economics*, Volume 3-A, Amsterdam: Elsevier, 2011, pp. 97–153.
- Meltzer, Allan H., "The Demand for Money: A Cross-Section Study of Business Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 77(3), 1963a, pp. 405–422.
- , "The Demand for Money: The Evidence from the Time Series," *Journal of Political Economy*, 71(3), 1963b, pp. 219–246.
- Miyao, Ryuzo, "Liquidity Traps and the Stability of Money Demand: Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?" RIEB Discussion Paper No. 127, Research Institute for Economics and Business Administration, Kobe University, 2002.
- , "Use of the Money Supply in the Conduct of Japan's Monetary Policy: Re-Examining the Time-Series Evidence," *Japanese Economic Review*, 56(2), 2005, pp. 165–187.
- Mulligan, Casey B., "Scale Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from Firms," *Journal of Political Economy*, 105(5), 1997, pp. 1061–1079.
- Nagayasu, Jun, "Financial Innovation and Regional Money," *Applied Economics, Taylor and Francis Journals*, 44(35), 2012a, pp. 4617–4629.

- , “Regional Deposits and Demographic Changes,” *Applied Economics Letters, Taylor and Francis Journals*, 19(10), 2012b, pp. 939–942.
- Nakashima, Kiyotaka, and Makoto Saito, “On the Comparison of Alternative Specifications for Money Demand: The Case of Extremely Low Interest Rate Regimes in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(3), 2012, pp. 454–471.
- Nelson, Mark C. and Donggyu Sul, “Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-Run Money Demand,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 2003, pp. 655–680.
- Quinn, Stephen, and William Roberds, “How Amsterdam Got Fiat Money,” Working Paper No. 2010-17, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2010.
- Sekine, Toshitaka, “Financial Liberalization, the Wealth Effect, and the Demand for Broad Money in Japan,” *Monetary and Economic Studies*, 16(1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1998, pp. 35–55.
- Serletis, Apostolos, *The Demand for Money: Theoretical and Empirical Approaches*, Second Edition, Springer, 2007.
- Taylor, John B., “Discretion versus Policy Rules in Practice,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 1993, pp. 195–214.
- Tobin, James, “The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash,” *Review of Economics and Statistics*, 38(3), 1956, pp. 241–247.
- , “Liquidity Preference as Behavior towards Risk,” *Review of Economic Studies*, 25(2), 1958, pp. 65–86.
- Woodford, Michael, *Interest and Prices*, Princeton: Princeton University Press, 2003.
- Yoshida, Tomoo, and Robert H. Rasche, “The M2 Demand in Japan: Shifted and Unstable?” *Monetary and Economic Studies*, 8(2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1990, pp. 9–30.

