

流動性と安全利子率決定

— 貨幣効用を考慮した C-CAPM の推定 —

An Estimation of C-CAPM Considering Risk-free Rate and Money-in-utility (MIU)

森澤 龍也*

Tatsuya Morisawa

本稿では、貨幣の存在を明示的に導入した C-CAPM について、日本のデータを用いて計量分析した。安全利子率を用いた GMM 推計によると、過剰識別制約検定の結果は総じて良好である。消費の相対的危険回避度は正值に計測される一方で、貨幣の相対的危険回避度は負値に推定される。また、貨幣（流動性）の資産効果は有意に機能しているとの結果が得られた。

キーワード：C-CAPM、貨幣効用 (MIU)、貨幣（流動性）の資産効果、安全利子率、Continuous Updating GMM

I. はじめに

本稿は、貨幣保有（流動性）から得られる効用を考慮した「消費に基づく資産価格決定モデル (Consumption-based Capital Asset Pricing Model: 以下、C-CAPM と表記)」について、日本のデータを用いて計量分析を行う。

貨幣の存在を明示的に導入している C-CAPM の研究は、貨幣需要に関する膨大な蓄積に比べると、それほど多くなされてきたとは言い難いのが実情である。貨幣の存在を考慮した C-CAPM 型の非線形オイラー方程式を直接推定している先行研究については、Poterbe and Rotemberg (1987)、Finn, Hoffman and Schlagenhauf (1990)、Holman (1998)、Baba (2000)、Ono, Ogawa and Yoshida (2004) などがある¹⁾。日本のデータによる研究としては、Baba (2000) が貨幣残高として旧マネーサプライ統計のデータを、Ono et al. (2004) が資金循環統計の家計部門のマネー統計を用いた計量分析を行っている。

本分析の特徴は、以上の先行研究を踏まえたうえで、以下のように整理される。第1に、多くの先行研究で意識されている貨幣効用、すなわち、流動性（貨幣）がもたらすサービスフロー効果に加えて、貨幣（流動性）が消費パターンに対してもたらす効果についても焦点を当てる。すなわち、家計は保有する実質貨幣残高の増加に対して消費を増やそうと考えるのか否かという一

*流通科学大学経済学部、〒651-2188 神戸市西区学園西町 3-1

種の資産効果を明示的に考慮する。ここではこのような効果を「貨幣（流動性）の資産効果」と呼び、貨幣が消費の限界効用に対して与える正の効果によって捉えられることを示す。また、この効果について、弾力性概念による定量化可能な尺度を提示する。

第2に、貨幣の導入方法として、「効用関数に貨幣を直接導入する」という MIU (money-in-utility) の考え方をとる。これまでのところ、数理的な経済モデルに貨幣を導入する方法としては、MIU や、「消費のために貨幣が必要である」との制約を課す CIA (cash-in-advance) といった工夫がよく知られている。Baba (2000) の実証結果によると、CIA 型モデルの実証パフォーマンスはあまり良好ではなく、MIU 型の方が他の C-CAPM の定式化と比べても優れていると報告されている。このような実証上の理由に加えて、MIU 型モデルを採用するのは先述した貨幣効用や貨幣の資産効果を C-CAPM において明示的に導入するためでもある。

第3に、資産価格モデルを分析する際には、先行研究によって指摘されている各種パズルを考察することが重要な課題となっているが、この論点に関して本稿では、Weil (1989) による安全利子率パズルに焦点を絞る。すなわち、分析対象の資産収益率として安全利子率を用いる。このような取り扱いの背景として、国債などの安全資産は、株式のような危険資産よりも、資産選択上の流動性の位置付けの観点から、貨幣のポジションにより近く位置付けられる資産と考えられるためである。実証分析で用いられる安全利子率の系列は、日本の国債利回りデータより、短期・中期・長期の各年限区分の系列を採用する。

第4に、モデルの推定に際しては、Stock and Wright (2000) に倣い、実証結果の頑健性をみるため、通常的一般化モーメント法 (GMM) の手法に加えて、Hansen, Heaton and Yaron (1996) の Continuous Updating GMM による推定を行う。Continuous Updating GMM 推定は、従来からの推定法と比べて、より優れた小標本特性をもっていることが Hansen, Heaton and Yaron (1996) によって示されている。これに加え、実質消費系列についても、非耐久財、サービス、非耐久財とサービスの合計といった複数の区分に基づいた推定を行うことで、さらに結果の頑健性を検証するための工夫をしている。

本稿の構成は次の通りである。第II節では、貨幣の存在を明示的に組み込んだ C-CAPM を定式化し、計量分析のためのモデルを導出する。第III節では、当該モデルを日本のデータによって推計し、その実証結果について検討する。第IV節では、本稿の議論をまとめる。

II. 貨幣の存在を考慮した C-CAPM

1. 基本モデル

本節では、貨幣効用を考慮した MIU 型の選好関係に基づき、代表的家計モデルの枠組みのもとで、資産価格の決定問題を定式化する。すなわち、予算制約のもとで、代表的家計は現在 (0 期) から将来にかけての消費と貨幣保有 (流動性) から得られる期待効用の割引現在価値が最大にな

るように消費と資産・貨幣保有を選択する、としよう。これを定式化すると、次の数学的問題になる。

$$\max_{c_t, a_{t+1}, m_{t+1}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, m_t) \right\} \quad (1)$$

$$s.t. \quad a_{t+1} + m_{t+1} = (1+r_t)a_t + m_t + w_t - c_t \quad (2)$$

ただし、 ρ ($\in (0, \infty)$; 定数)：時間選好率、 $\beta \equiv 1/(1+\rho)$ ($\beta \in (0, 1)$; 定数)：主観的割引率、 a_t ：家計の実質資産保有量、 m_t ：家計の実質貨幣（流動性）保有量、 w_t ：家計の非資産所得（実質賃金）、 r_t ：実質資産収益率、 $E_t(\cdot)$ ： t 期において利用可能な情報集合に基づく条件付期待値演算子、である。また、効用導関数の表記については、

$$\begin{aligned} u_c(c_t, m_t) &\equiv \partial u(c_t, m_t) / \partial c_t, \quad u_{cc}(c_t, m_t) \equiv \partial^2 u(c_t, m_t) / [\partial c_t]^2, \\ u_m(c_t, m_t) &\equiv \partial u(c_t, m_t) / \partial m_t, \quad u_{mm}(c_t, m_t) \equiv \partial^2 u(c_t, m_t) / [\partial m_t]^2, \\ u_{cm}(c_t, m_t) &\equiv \partial^2 u(c_t, m_t) / [\partial c_t \partial m_t]. \end{aligned}$$

と定義する。

このとき、この最適化問題における一階の条件は、以下のようになる。

$$c_t : \quad u_c(c_t, m_t) = \lambda_t \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (3)$$

$$a_{t+1} : \quad E_t[\lambda_t - \beta \lambda_{t+1}(1+r_{t+1})] = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (4)$$

$$m_{t+1} : \quad E_t\{\lambda_t - \beta[u_m(c_{t+1}, m_{t+1}) + \lambda_{t+1}]\} = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (5)$$

ただし、 λ_t ：ラグランジュ乗数、である。

(3) 式と (4) 式から、

$$E_t[\Pi_{t+1}^{(1)}(1+r_{t+1}) - 1] = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (6)$$

$$\Pi_{t+1}^{(1)} = \beta \frac{u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{u_c(c_t, m_t)} \quad (7)$$

が得られる。また、(3) 式と (5) 式から、

$$E_t(\Pi_{t+1}^{(2)} - 1) = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (8)$$

$$\Pi_{t+1}^{(2)} = \Pi_{t+1}^{(1)} \left[1 + \frac{u_m(c_{t+1}, m_{t+1})}{u_c(c_{t+1}, m_{t+1})} \right] \quad (9)$$

が得られる。

(6) 式は消費のオイラー方程式（Euler equation）であり、均衡資産収益率（均衡資産価格）の決定式である。また、(7) 式は保有資産がもたらす将来収益を現在価値に割り引く役割を果たす価格評価基準であり、確率的割引要素（stochastic discount factor）と呼ばれる。一方、(8) 式は貨幣（流動性）のオイラー方程式であり、(9) 式は流動性がもたらす貨幣価値サービフローを現在価値に割り引く確率的割引要素を表す²⁾。本稿では、安全利子率の決定問題に焦点を当てるため、資産収益率の決定式である (6) 式を推計上の分析対象モデルとする。

2. 効用関数の特定化と貨幣の資産効果

ここで、貨幣効用を考慮した時点効用関数 $u(c_t, m_t)$ を次のように特定化しよう。

$$u(c_t, m_t) = \frac{1}{1-\gamma} (c_t^\omega m_t^{1-\omega})^{1-\gamma}, \quad 0 < \omega < 1 \text{ and } \gamma > 0. \quad (10)$$

この定式化は相対的危険回避度一定型 (Constant Relative Risk Aversion: CRRA) 効用関数をベースとしたものである。この効用関数のサービスフローを

$$x_t \equiv c_t^\omega m_t^{1-\omega}$$

と捉えると、これは消費と貨幣 (流動性) が時点効用へのサービスフローとして与える影響度の代替関係をコブ=ダグラス型関数によって表したものと見える。したがって、パラメータ ω はサービスフローにおける消費と流動性の代替度を表している。また、パラメータ γ は Arrow (1951) と Pratt (1964) の相対的危険回避度 (relative risk aversion) の定義に基づいて、

$$RRA(x_t) \equiv -u_{xx}(x_t) \cdot x_t / u_x(x_t) = \gamma$$

となり、当期サービスフロー全体の相対的危険回避度に相当することがわかる。すなわち、パラメータ γ は消費の相対的危険回避度ではないことに注意されたい。時点効用関数 (10) 式について、消費の相対的危険回避度は、

$$RRA(c_t) \equiv -u_{cc}(c_t, m_t) \cdot c_t / u_c(c_t, m_t) = 1 - \omega(1 - \gamma) \quad (11)$$

によって与えられる。また、貨幣 (流動性) の相対的危険回避度についても、

$$RRA(m_t) \equiv -u_{mm}(c_t, m_t) \cdot m_t / u_m(c_t, m_t) = \gamma + \omega(1 - \gamma) \quad (12)$$

と表される。

C-CAPM の実証分析では、消費の相対的危険回避度が負値に推定される事例がしばしば報告されている。時点効用関数 (10) 式については、仮にパラメータ γ がマイナスの値に推定されたとしても、パラメータ ω が符号条件通り 0 と 1 の間に推定されたうえで、 $\gamma > 1 - \omega^{-1}$ を満たす場合、消費の相対的危険回避度 (11) 式はプラスの値を取りうるということがわかる。

また、本稿における MIU 型効用関数 (10) 式は、消費と貨幣が加法的ではなく乗法的に取り扱われていることから、消費と貨幣の交差微分 $u_{cm}(c_t, m_t)$ が存在しうる。いま、この交差微分項が 0 にはならず、かつ、正の符号をとるものとしよう。この状況は、実質貨幣残高が消費の限界効用 $u_c(c_t, m_t)$ に対して正の効果を及ぼしていることを表している。換言すれば、この効果は、貨幣保有 (流動性) が消費に対してもたらす資産効果 (wealth effect) と捉えられる。このとき、貨幣 (流動性) の資産効果を次の尺度

$$WE(m_t) \equiv u_{cm}(c_t, m_t) \cdot m_t / u_c(c_t, m_t) = (1 - \omega)(1 - \gamma) \quad (13)$$

によって表現できる。貨幣 (流動性) の資産効果度 (13) 式は、実質貨幣残高 1% の変化に対する消費の限界効用の変化割合を意味しており、弾力性概念によって資産効果度を測ろうとする尺度といえる。本稿では、貨幣の資産効果を定量的に把握する方法として、この (13) 式の尺度を

提案したい。

本節の最後に、推計モデルとなるパラメトリックなオイラー方程式を導出しよう。時点効用関数(10)式の特定化のもとで、分析対象モデル(6)式における確率的割引要素(7)式は次のようになる。

$$\Pi_{t+1}^{(1)} = \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\omega(1-\gamma)-1} \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{(1-\omega)(1-\gamma)} \quad (14)$$

ただし、実際の推定に当たっては、名目貨幣残高 (M_t)、一般物価水準 (p_t) および人口 (N_t : 世帯人員) によって表された

$$\Pi_{t+1}^{(1)} = \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\omega(1-\gamma)-1} \left[\frac{M_{t+1}/M_t}{(p_{t+1}/p_t) \cdot (N_{t+1}/N_t)} \right]^{(1-\omega)(1-\gamma)}$$

という確率的割引要素を(6)式に代入した消費のオイラー方程式、すなわち、

$$E_t \left\{ \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\omega(1-\gamma)-1} \left[\frac{M_{t+1}/M_t}{(p_{t+1}/p_t) \cdot (N_{t+1}/N_t)} \right]^{(1-\omega)(1-\gamma)} (1+r_{t+1}) - 1 \right\} = 0 \quad (15)$$

を推定モデルとしている。

Ⅲ. 実証分析

1. データ

本節では、本稿の計量分析で用いられるデータについて解説する。使用データの期種は月次であり、データは2003年4月から2016年12月までの期間で準備されている。ただし、対前期比系列については計算上の関係から、2003年5月から2016年12月までの期間で使用可能である。なお、本稿で用いるデータのうち季節変動が観察された各系列については、米商務省センサス局の季節調整法 X12-ARIMA によって季節調整を行った。表1は分析に使用するデータの標本統計量である。

名目系列の実質化のための一般物価デフレーター (p_t) については、『物価統計月報(消費者物価指数編)』(総務省)の「消費者物価指数(生鮮食品及びエネルギーを除く総合)」を用いた。なお、 p_t については、季節調整のうえ、日本銀行調査統計局(2016)の方法に基づき、2014年4月の消費税率引き上げの影響を調整した。

一人当たり実質家計消費データ (c_t) については、『家計調査報告』(総務省)の非耐久財およびサービス消費(全国全世帯(含む農家))の系列をそれぞれ、世帯人員 (N_t) および p_t で割ったものを使用した。

名目貨幣残高 (M_t) については、『マネーストック統計』(日本銀行)の諸系列を用いた。ちなみに、先述した水準データの開始期が2003年4月である理由は、現行のマネーストック統計の収録開始期に合わせたためである³⁾。通貨の項目については、Baba(2000)との比較を勘案し、現金通貨(CA)、CA+個人預金通貨(CAD)、M1(=CAD+一般法人預金通貨)、M1+準通貨(M1+QMA)、

という4種類のマネー区分を採用した⁴⁾。

実質安全利子率 (r_t) については、『国債金利情報』(財務省)の国債流通利回り⁵⁾より、年限1年(短期)、5年(中期)、10年(長期)の各名目利回りから p_t の変化率を引いた系列を採用した。

表1. 標本統計量一覧(記述統計量): 2003年5月~2016年12月(標本数164)

		平均	標準偏差	最大値	最小値
c_t	非耐久財	35560.13	1443.776	40522.71	33333.98
	サービス	35766.25	1271.003	38647.99	31904.3
	非耐久財+サービス	71326.38	2543.355	78718.79	65238.29
c_t/c_{t-1}	非耐久財	1.000723	0.016446	1.08591	0.881352
	サービス	1.001184	0.032055	1.081985	0.90721
	非耐久財+サービス	1.000816	0.019406	1.077426	0.940209
M_t	現金通貨(CA)	758782.5	69958.25	933987.9	664874
	CA+個人・預金通貨(CAD)	3807863	466730.3	4848926	3039343
	M1	5198553	639675.5	6882721	4281520
	M1+準通貨(M1+QMA)	10689331	744169.2	12491479	9936676
M_t/M_{t-1}	CA	1.002083	0.002069	1.007719	0.997088
	CAD	1.002883	0.001998	1.008923	0.997159
	M1	1.002951	0.003025	1.012572	0.994369
	M1+QMA	1.001413	0.001484	1.005704	0.997951
r_t	1年	0.001757	0.002683	0.008716	-0.006589
	5年	0.005347	0.004497	0.015375	-0.005553
	10年	0.010809	0.005619	0.019252	-0.004051
p_t		0.98259	0.011153	1.000599	0.962904
p_t/p_{t-1}		0.999903	0.001171	1.003701	0.996388
N_t		3.100976	0.064458	3.22	2.98
N_t/N_{t-1}		0.99951	0.001536	1.003311	0.996656

2. 実証結果

本節では、消費のオイラー方程式(15)式を日本のデータによって直接推計し、得られた推計結果を検討する。推定法は一般化モーメント法(Generalized Method of Moments: GMM)を用いた。GMM推定に際しては、Stock and Wright(2000)に倣い⁶⁾、通常よく用いられるTwo-step GMMとIterated GMMに加えて⁷⁾、Hansen, Heaton and Yaron(1996)によって提案されたContinuous Updating GMM(以下、C-U)を採用した⁸⁾。ウェイト行列については、Newey and West(1987)のHAC(Heteroskedastic and Autocorrelation Consistent)分散・共分散行列(ラグのバンド幅=5)を用いた。推定期間は2003年5月~2016年12月である。GMM推定における操作変数については、定数項、1期前の当該実質消費変化率(一人当たり、対前期比)、1期前の当該名目貨幣変化率(対前期比)、1期前の物価変化率(対前期比)、1期前の当該実質資産収益率を用いた。

a. 短期利子率（1年）データを用いた場合

本節では、安全利子率として短期利子率（年限1年国債利回り）を用いたオイラー方程式（15）式の推計結果について検討する。表2は非耐久財消費データを用いた推計結果である。

表2. オイラー方程式（15）式の推計結果（短期利子率・非耐久財消費）

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.99211 (0.001)	-2.26550 *** (0.486)	0.27328 *** (0.050)	1.44973 [0.484]	0.10760	-1.37310	2.37310
	Iterated	0.99205 (0.001)	-2.29414 *** (0.489)	0.27060 *** (0.050)	1.22389 [0.542]	0.10861	-1.40275	2.40275
	C-U	0.99166 (0.002)	-2.43757 *** (0.508)	0.25665 *** (0.048)	1.14678 [0.564]	0.11777	-1.55533	2.55533
CAD	Two-step	0.99363 (0.001)	-1.34784 *** (0.282)	0.40290 *** (0.052)	6.09462 [0.047]	0.05405	-0.40189	1.40189
	Iterated	0.99424 (0.001)	-1.21503 *** (0.261)	0.43087 *** (0.054)	5.91647 [0.052]	0.04561	-0.26065	1.26065
	C-U	0.98932 (0.002)	-2.39251 *** (0.512)	0.27224 *** (0.047)	5.19212 [0.075]	0.07642	-1.46894	2.46894
M1	Two-step	0.99423 (0.001)	-1.12565 *** (0.160)	0.45840 *** (0.038)	0.30747 [0.858]	0.02559	-0.15124	1.15124
	Iterated	0.99422 (0.001)	-1.12618 *** (0.160)	0.45833 *** (0.038)	0.31314 [0.855]	0.02551	-0.15169	1.15169
	C-U	0.99420 (0.001)	-1.13216 *** (0.161)	0.45701 *** (0.038)	0.31162 [0.856]	0.02558	-0.15774	1.15774
M1+QMA	Two-step	0.99318 (0.001)	-2.56797 *** (0.551)	0.27851 *** (0.047)	3.43376 [0.180]	0.00628	-1.57426	2.57426
	Iterated	0.99322 (0.001)	-2.55015 *** (0.548)	0.27985 *** (0.047)	3.58255 [0.167]	0.00649	-1.55664	2.55664
	C-U	0.99213 (0.002)	-2.99541 *** (0.627)	0.24628 *** (0.044)	3.18463 [0.203]	0.01601	-2.01141	3.01141

注（1）推定期間：2003年5月～2016年12月

（2）***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

（3）J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内はp値。

Jテスト（過剰識別制約検定）については、マネーがCADの場合を除いて、10%有意水準のもとで過剰識別制約条件は棄却されず、当てはまり具合は良好である。CAD ケースでは、Iterated GMMおよびC-U GMM推定の場合にかろうじて5%有意水準のもとで過剰識別制約条件は棄却できないという結果になっている。

選好パラメータの推定結果は次の通りである。主観的割引率（ β ）については有意かつ安定的に

計測される。 γ については1%有意に計測されているものの負値をとっている。 ω については、1%有意かつ符号条件を満たす推定結果となっている。これらの γ および ω の推定値を用いて、(11)～(13)式より、消費($RRA(c_t)$)・貨幣($RRA(m_t)$)の相対的危険回避度と貨幣の資産効果度($WE(m_t)$)を計算することができる。 $RRA(c_t)$ は1以下の正の端数に推定されるものの、 $RRA(m_t)$ は負値となってしまう。 $WE(m_t)$ はケースごとにおよそ1～3の正值をとり、貨幣の資産効果が有意に働いていることを示している。

表3はサービス消費データを用いた推計結果である。推計結果の概要は表2のそれとほぼ同様である。

表3. オイラー方程式(15)式の推計結果(短期利子率・サービス消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.99174 (0.002)	-2.43378 *** (0.531)	0.28126 *** (0.045)	0.47961 *** [0.787]	0.03420	-1.46799	2.46799
	Iterated	0.99174 (0.002)	-2.43638 *** (0.531)	0.28103 *** (0.045)	0.46362 *** [0.793]	0.03427	-1.47065	2.47065
	C-U	0.99161 (0.002)	-2.48404 *** (0.537)	0.27700 *** (0.044)	0.45532 *** [0.796]	0.03492	-1.51896	2.51896
CAD	Two-step	0.99359 (0.001)	-1.39510 *** (0.291)	0.40718 *** (0.052)	5.98488 *** [0.050]	0.02476	-0.41986	1.41986
	Iterated	0.99417 (0.001)	-1.26500 *** (0.270)	0.43159 *** (0.054)	5.80241 *** [0.055]	0.02244	-0.28744	1.28744
	C-U	0.98975 (0.002)	-2.34448 *** (0.493)	0.28591 *** (0.045)	5.28851 *** [0.071]	0.04378	-1.38826	2.38826
M1	Two-step	0.99430 (0.001)	-1.09958 *** (0.160)	0.45338 *** (0.038)	1.33035 *** [0.514]	0.04808	-0.14766	1.14766
	Iterated	0.99430 (0.001)	-1.10172 *** (0.160)	0.45268 *** (0.037)	1.33618 *** [0.513]	0.04859	-0.15031	1.15031
	C-U	0.99419 (0.001)	-1.12818 *** (0.162)	0.44594 *** (0.037)	1.29651 *** [0.523]	0.05096	-0.17914	1.17914
M1+QMA	Two-step	0.99256 (0.001)	-2.78639 *** (0.631)	0.24443 *** (0.046)	1.89323 *** [0.388]	0.07450	-1.86089	2.86089
	Iterated	0.99256 (0.001)	-2.78554 *** (0.631)	0.24451 *** (0.046)	1.99100 *** [0.370]	0.07440	-1.85994	2.85994
	C-U	0.99190 (0.002)	-3.05713 *** (0.687)	0.22614 *** (0.043)	1.83809 *** [0.399]	0.08251	-2.13963	3.13963

注(1) 推定期間：2003年5月～2016年12月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内はp値。

表4は非耐久財消費とサービス消費を合計した実質消費データを用いた推計結果である。推計結果の概要は表2・3のものと同様である。

表4. オイラー方程式(15)式の推計結果(短期利子率・非耐久財+サービス消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.99188 (0.002) ***	-2.34859 (0.513) ***	0.27346 (0.046) ***	0.64717 [0.724]	0.08431	-1.43290	2.43290
	Iterated	0.99187 (0.002) ***	-2.35273 (0.514) ***	0.27308 (0.046) ***	0.61552 [0.735]	0.08443	-1.43716	2.43716
	C-U	0.99170 (0.002) ***	-2.41365 (0.521) ***	0.26748 (0.045) ***	0.60062 [0.741]	0.08690	-1.50055	2.50055
CAD	Two-step	0.99359 (0.001) ***	-1.37781 (0.283) ***	0.39943 (0.052) ***	5.77338 [0.056]	0.05023	-0.42803	1.42803
	Iterated	0.99412 (0.001) ***	-1.26185 (0.266) ***	0.42236 (0.054) ***	5.58794 [0.061]	0.04469	-0.30654	1.30654
	C-U	0.99057 (0.002) ***	-2.13090 (0.430) ***	0.29578 (0.046) ***	5.26961 [0.072]	0.07395	-1.20485	2.20485
M1	Two-step	0.99429 (0.001) ***	-1.07803 (0.155) ***	0.44654 (0.038) ***	0.70452 [0.703]	0.07208	-0.15011	1.15011
	Iterated	0.99428 (0.001) ***	-1.07932 (0.156) ***	0.44624 (0.038) ***	0.71383 [0.700]	0.07213	-0.15144	1.15144
	C-U	0.99423 (0.001) ***	-1.09273 (0.157) ***	0.44249 (0.038) ***	0.70277 [0.704]	0.07398	-0.16671	1.16671
M1+QMA	Two-step	0.99281 (0.001) ***	-2.64952 (0.578) ***	0.24558 (0.047) ***	2.27981 [0.320]	0.10374	-1.75326	2.75326
	Iterated	0.99282 (0.001) ***	-2.64428 (0.577) ***	0.24622 (0.048) ***	2.41774 [0.299]	0.10269	-1.74697	2.74697
	C-U	0.99208 (0.002) ***	-2.94395 (0.636) ***	0.22313 (0.045) ***	2.20373 [0.332]	0.12000	-2.06394	3.06394

注(1) 推定期間：2003年5月～2016年12月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内はp値。

b. 中期利子率(5年)データを用いた場合

本節では、安全利子率として中期利子率(年限5年国債利回り)を用いたオイラー方程式(15)式の推計結果について検討する。表5は非耐久財消費データを用いた推計結果である。

表 5. オイラー方程式(15)式の推計結果 (中期利子率・非耐久財消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.98310 (0.002) ***	-4.26500 (0.758) ***	0.14933 (0.032) ***	1.11187 [0.574]	0.21377	-3.47877	4.47877
	Iterated	0.98302 (0.002) ***	-4.30771 (0.763) ***	0.14782 (0.032) ***	0.89253 [0.640]	0.21540	-3.52311	4.52311
	C-U	0.98264 (0.002) ***	-4.44948 (0.786) ***	0.14231 (0.031) ***	0.86008 [0.650]	0.22447	-3.67395	4.67395
CAD	Two-step	0.98743 (0.002) ***	-2.15991 (0.519) ***	0.28067 (0.052) ***	13.40139 [0.001]	0.11312	-1.27304	2.27304
	Iterated	0.98756 (0.002) ***	-2.38342 (0.543) ***	0.27139 (0.049) ***	10.98273 [0.004]	0.08176	-1.46518	2.46518
	C-U	0.95394 (0.013) ***	-10.15770 (3.147) ***	0.06020 (0.032) *	7.22514 [0.027]	0.32832	-9.48602	10.48602
M1	Two-step	0.98655 (0.001) ***	-2.22991 (0.339) ***	0.29085 (0.035) ***	2.42987 [0.297]	0.06059	-1.29051	2.29051
	Iterated	0.98643 (0.001) ***	-2.25039 (0.344) ***	0.28883 (0.035) ***	2.19988 [0.333]	0.06118	-1.31157	2.31157
	C-U	0.98588 (0.002) ***	-2.38806 (0.372) ***	0.27777 (0.035) ***	2.09196 [0.351]	0.05891	-1.44697	2.44697
M1+QMA	Two-step	0.98571 (0.002) ***	-4.53474 (0.722) ***	0.17211 (0.029) ***	1.20616 [0.547]	0.04743	-3.58216	4.58216
	Iterated	0.98569 (0.002) ***	-4.54336 (0.723) ***	0.17231 (0.029) ***	1.20190 [0.548]	0.04483	-3.58819	4.58819
	C-U	0.98546 (0.002) ***	-4.66055 (0.745) ***	0.16791 (0.029) ***	1.17512 [0.556]	0.04954	-3.71009	4.71009

注 (1) 推定期間：2003年5月～2016年12月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内は p 値。

Jテストについては、マネーがCADの場合に過剰識別制約条件は棄却されるが、それ以外のケースでは10%有意水準のもとで過剰識別制約条件は棄却されず、当てはまり具合は良好である。

選好パラメータの推定結果は次の通りである。主観的割引率(β)については前節と同様に有意かつ安定的に計測される。 γ については前節と同様に1%有意な負値に計測されているものの、CADケースのみ不安定に推定されている。 ω については有意かつ符号条件を満たす推定結果となっているものの、CADケースのみ不安定に推定されている。 $RRA(c_t)$ および $RRA(m_t)$ はほぼ前節同様の結果であるが、CADケースでは γ および ω の推定結果を反映して不安定な計測となっている。 $WE(m_t)$ はおよそ2～5(CAD・C-Uケースのみ9～10)の値に推定されている。

表6はサービス消費データを用いた推計結果である。推計結果の概要は表5のそれとほぼ同様である。

表6. オイラー方程式(15)式の推計結果 (中期利子率・サービス消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.98291 (0.002) ***	-4.42262 (0.767) ***	0.17152 (0.027) ***	0.14866 [0.928]	0.06990	-3.49252	4.49252
	Iterated	0.98291 (0.002) ***	-4.42540 (0.767) ***	0.17142 (0.027) ***	0.14474 [0.930]	0.06996	-3.49535	4.49535
	C-U	0.98285 (0.002) ***	-4.44409 (0.770) ***	0.17074 (0.027) ***	0.14409 [0.930]	0.07048	-3.51457	4.51457
CAD	Two-step	0.98734 (0.002) ***	-2.27542 (0.539) ***	0.29387 (0.052) ***	13.46977 [0.001]	0.03744	-1.31286	2.31286
	Iterated	0.98724 (0.002) ***	-2.53930 (0.566) ***	0.27224 (0.047) ***	10.53301 [0.005]	0.03646	-1.57576	2.57576
	C-U	0.95609 (0.012) ***	-9.80078 (2.983) ***	0.07518 (0.028) ***	7.30290 [0.026]	0.18795	-8.98873	9.98873
M1	Two-step	0.98654 (0.001) ***	-2.22173 (0.337) ***	0.27741 (0.034) ***	0.54288 [0.762]	0.10625	-1.32798	2.32798
	Iterated	0.98652 (0.001) ***	-2.22441 (0.338) ***	0.27719 (0.034) ***	0.54134 [0.763]	0.10624	-1.33065	2.33065
	C-U	0.98641 (0.001) ***	-2.24958 (0.343) ***	0.27447 (0.034) ***	0.53523 [0.765]	0.10810	-1.35767	2.35767
M1+QMA	Two-step	0.98524 (0.002) ***	-4.70180 (0.799) ***	0.15363 (0.026) ***	0.33433 [0.846]	0.12403	-3.82583	4.82583
	Iterated	0.98524 (0.002) ***	-4.70243 (0.799) ***	0.15361 (0.026) ***	0.34124 [0.843]	0.12405	-3.82648	4.82648
	C-U	0.98517 (0.002) ***	-4.74031 (0.806) ***	0.15235 (0.026) ***	0.33882 [0.844]	0.12545	-3.86575	4.86575

注(1) 推定期間：2003年5月～2016年12月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内はp値。

表7は非耐久財消費とサービス消費の合計データを用いた推計結果である。推計結果の概要は表5および6のものと同様である。

表 7. オイラー方程式 (15) 式の推計結果 (中期利率・非耐久財+サービス消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.98310 (0.002) ***	-4.29091 (0.755) ***	0.15750 (0.030) ***	0.26370 [0.876] ***	0.16668	-3.45759	4.45759
	Iterated	0.98309 (0.002) ***	-4.29653 (0.756) ***	0.15730 (0.030) ***	0.25205 [0.882] ***	0.16688	-3.46342	4.46342
	C-U	0.98299 (0.002) ***	-4.32917 (0.760) ***	0.15594 (0.030) ***	0.24993 [0.883] ***	0.16896	-3.49813	4.49813
CAD	Two-step	0.98725 (0.002) ***	-2.27442 (0.530) ***	0.27990 (0.052) ***	13.33295 [0.001] ***	0.08350	-1.35792	2.35792
	Iterated	0.98722 (0.002) ***	-2.52202 (0.554) ***	0.26297 (0.048) ***	10.34037 [0.006] ***	0.07383	-1.59585	2.59585
	C-U	0.95741 (0.011) ***	-9.33273 (2.772) ***	0.06470 (0.031) **	7.53112 [0.023] **	0.33152	-8.66425	9.66425
M1	Two-step	0.98667 (0.001) ***	-2.13707 (0.328) ***	0.26738 (0.036) ***	0.81352 [0.666] ***	0.16121	-1.29827	2.29827
	Iterated	0.98665 (0.001) ***	-2.14073 (0.329) ***	0.26713 (0.036) ***	0.80535 [0.669] ***	0.16103	-1.30175	2.30175
	C-U	0.98649 (0.001) ***	-2.17480 (0.337) ***	0.26292 (0.036) ***	0.79253 [0.673] ***	0.16529	-1.34009	2.34009
M1+QMA	Two-step	0.98548 (0.002) ***	-4.54426 (0.749) ***	0.14665 (0.028) ***	0.44405 [0.801] ***	0.18693	-3.73119	4.73119
	Iterated	0.98548 (0.002) ***	-4.54494 (0.749) ***	0.14668 (0.028) ***	0.45593 [0.796] ***	0.18669	-3.73163	4.73163
	C-U	0.98539 (0.002) ***	-4.58981 (0.758) ***	0.14487 (0.028) ***	0.45170 [0.798] ***	0.19019	-3.77999	4.77999

注 (1) 推定期間：2003 年 5 月～2016 年 12 月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内は p 値。

c. 長期利率 (10 年) データを用いた場合

本節では、安全利率として長期利率 (年限 10 年国債利回り) を用いたオイラー方程式 (15) 式の推計結果について検討する。表 8 は非耐久財消費データを用いた推計結果である。

J テストについては、マネーが CAD および M1 の場合に過剰識別制約条件は棄却されるとの結果が見受けられるが、それ以外のケースでは 10%有意水準のもとで過剰識別制約条件は棄却されず、当てはまり具合は良好である。

選好パラメータの推定結果は次の通りである。主観的割引率 (β) については前節と同様に有意かつ安定的に計測される。 γ についてはこれまでと同様、ほぼ有意な負値に計測されているものの、CAD・M1 ケースでは不安定に推定されており、特に CAD ケースでは有意な推定値を求めら

れないとの結果が見受けられる。 ω については 1%有意かつ符号条件を満たす推定結果となっているものの、CAD ケースでは不安定に計測されている。 $RRA(c_t)$ および $RRA(m_t)$ は CAD ケースを除いて、ほぼ前節同様の結果である。CAD ケースでは、 $RRA(m_t)$ が正值に計測されているものの、 γ の推定結果が有意ではないことを考慮する必要がある。 $WE(m_t)$ はおよそ 3~6 (CAD ケースのみ約 1.8) の値に推定されている。

表 8. オイラー方程式(15)式の推計結果 (長期利子率・非耐久財消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.97404 (0.004)	-5.60368 *** (1.166)	0.10831 *** (0.029)	1.04546 *** [0.593]	0.28476	-4.88845	5.88845
	Iterated	0.97392 (0.004)	-5.66281 *** (1.174)	0.10717 *** (0.029)	0.86308 *** [0.650]	0.28596	-4.94877	5.94877
	C-U	0.97327 (0.004)	-5.90111 *** (1.219)	0.10211 *** (0.028)	0.82746 *** [0.661]	0.29533	-5.19644	6.19644
CAD	Two-step	0.98280 (0.002)	-1.66524 *** (0.572)	0.32822 *** (0.079)	15.18078 *** [0.001]	0.12520	-0.79044	1.79044
	Iterated	0.98524 (0.001)	-0.35849 *** (0.324)	0.69414 *** (0.176)	10.50124 *** [0.005]	0.05702	0.58449	0.41551
	C-U	0.98541 (0.001)	-0.21311 *** (0.317)	0.78894 *** (0.216)	10.10029 *** [0.006]	0.04293	0.74396	0.25604
M1	Two-step	0.97934 (0.002)	-2.79848 *** (0.563)	0.24100 *** (0.041)	5.66496 *** [0.059]	0.08458	-1.88305	2.88305
	Iterated	0.97920 (0.002)	-2.82933 *** (0.571)	0.23883 *** (0.041)	5.33361 *** [0.069]	0.08546	-1.91479	2.91479
	C-U	0.97400 (0.004)	-4.02401 *** (0.922)	0.18118 *** (0.041)	4.34327 *** [0.114]	0.08976	-3.11377	4.11377
M1+QMA	Two-step	0.97783 (0.003)	-5.86772 *** (1.110)	0.13611 *** (0.029)	2.20751 *** [0.332]	0.06527	-4.93298	5.93298
	Iterated	0.97781 (0.003)	-5.89011 *** (1.112)	0.13662 *** (0.029)	2.08696 *** [0.352]	0.05866	-4.94877	5.94877
	C-U	0.97705 (0.003)	-6.26879 *** (1.183)	0.12872 *** (0.028)	1.97818 *** [0.372]	0.06433	-5.33313	6.33313

注 (1) 推定期間：2003 年 5 月～2016 年 12 月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内は p 値。

表9はサービス消費データを用いた推計結果である。推計結果の概要はM1ケースのJテストが良好な結果であることを除いて、表8のそれとほぼ同様である。

表9. オイラー方程式(15)式の推計結果(長期利子率・サービス消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.97348 (0.004) ***	-5.93258 (1.237) ***	0.13001 (0.027) ***	0.04685 [0.977] ***	0.09873	-5.03131	6.03131
	Iterated	0.97348 (0.004) ***	-5.93364 (1.237) ***	0.12998 (0.027) ***	0.04533 [0.978] ***	0.09875	-5.03238	6.03238
	C-U	0.97344 (0.004) ***	-5.94574 (1.239) ***	0.12973 (0.027) ***	0.04523 [0.978] ***	0.09896	-5.04470	6.04470
CAD	Two-step	0.98308 (0.002) ***	-1.67225 (0.582) ***	0.36378 (0.083) ***	15.37023 [0.000] ***	0.02788	-0.70013	1.70013
	Iterated	0.98535 (0.001) ***	-0.36594 (0.330) ***	0.72853 (0.181) ***	10.47515 [0.005] ***	0.00487	0.62919	0.37081
	C-U	0.98549 (0.001) ***	-0.21993 (0.320) ***	0.81804 (0.221) ***	10.08865 [0.006] ***	0.00205	0.77803	0.22197
M1	Two-step	0.97832 (0.003) ***	-3.03226 (0.630) ***	0.21219 (0.042) ***	2.38380 [0.304] ***	0.14439	-2.17665	3.17665
	Iterated	0.97821 (0.003) ***	-3.05044 (0.636) ***	0.21157 (0.042) ***	2.41397 [0.299] ***	0.14304	-2.19348	3.19348
	C-U	0.97631 (0.003) ***	-3.46448 (0.765) ***	0.18653 (0.041) ***	2.17736 [0.337] ***	0.16725	-2.63174	3.63174
M1+QMA	Two-step	0.97707 (0.003) ***	-6.15907 (1.219) ***	0.11666 (0.026) ***	0.93940 [0.625] ***	0.16479	-5.32387	6.32387
	Iterated	0.97709 (0.003) ***	-6.15811 (1.218) ***	0.11669 (0.026) ***	0.94452 [0.624] ***	0.16476	-5.32287	6.32287
	C-U	0.97669 (0.003) ***	-6.34603 (1.259) ***	0.11284 (0.025) ***	0.91974 [0.631] ***	0.17107	-5.51710	6.51710

注(1) 推定期間：2003年5月～2016年12月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内はp値。

表10は非耐久財およびサービス消費を合わせたデータを用いた推計結果である。推計結果の概要は表9のものと同様である。

表 10. オイラー方程式 (15) 式の推計結果 (長期利子率・非耐久財+サービス消費)

マネー	GMM	β	γ	ω	J-TEST	$RRA(c_t)$	$RRA(m_t)$	$WE(m_t)$
CA	Two-step	0.97377 (0.004) ***	-5.73961 (1.205) ***	0.11453 (0.030) ***	0.08303 [0.959]	0.22813	-4.96775	5.96775
	Iterated	0.97377 (0.004) ***	-5.74297 (1.205) ***	0.11444 (0.030) ***	0.07962 [0.961]	0.22831	-4.97128	5.97128
	C-U	0.97371 (0.004) ***	-5.76357 (1.209) ***	0.11399 (0.030) ***	0.07933 [0.961]	0.22900	-4.99257	5.99257
CAD	Two-step	0.98284 (0.002) ***	-1.72813 (0.589) ***	0.33697 (0.080) ***	15.48247 [0.000]	0.08071	-0.80884	1.80884
	Iterated	0.98534 (0.001) ***	-0.35746 (0.328) ***	0.72156 (0.183) ***	10.51136 [0.005]	0.02052	0.62202	0.37798
	C-U	0.98550 (0.001) ***	-0.20820 (0.319) ***	0.81656 (0.226) ***	10.10266 [0.006]	0.01343	0.77837	0.22163
M1	Two-step	0.97888 (0.003) ***	-2.82383 (0.566) ***	0.20483 (0.042) ***	3.08575 [0.214]	0.21675	-2.04058	3.04058
	Iterated	0.97882 (0.003) ***	-2.83669 (0.569) ***	0.20529 (0.042) ***	3.14887 [0.207]	0.21239	-2.04908	3.04908
	C-U	0.97665 (0.003) ***	-3.29778 (0.712) ***	0.17364 (0.042) ***	2.82355 [0.244]	0.25375	-2.55153	3.55153
M1+QMA	Two-step	0.97747 (0.003) ***	-5.91493 (1.133) ***	0.10915 (0.027) ***	1.13035 [0.568]	0.24526	-5.16019	6.16019
	Iterated	0.97748 (0.003) ***	-5.91570 (1.132) ***	0.10927 (0.027) ***	1.14436 [0.564]	0.24434	-5.16003	6.16003
	C-U	0.97706 (0.003) ***	-6.11649 (1.175) ***	0.10457 (0.027) ***	1.11079 [0.574]	0.25580	-5.37229	6.37229

注 (1) 推定期間：2003 年 5 月～2016 年 12 月

(2) ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意、()内は推定値の標準誤差。

(3) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内は p 値。

IV. おわりに

本稿は、貨幣の存在を明示的に導入した C-CAPM について計量分析を行った。本稿の分析結果は、次のようにまとめられる。

第 1 に、今回取り上げたデータ群および各種 GMM 推定の組み合わせのもとでは、実質貨幣残高として現金通貨+個人預金通貨 (CAD) を用いたケースを除いて、過剰識別制約条件は成り立つとの結果が得られた。貨幣を導入した C-CAPM の当てはまり具合は安全利子率を用いた場合、総合的に見て良好であるといえる。ただし、CAD を用いた推計に関しては、C-U のもとでも過剰識別制約条件の非成立が示唆されていることから、弱操作変数の問題が発生していると考えられる。

第2に、選好パラメータは一部のケースを除いてほぼ有意に計測される。ただし、主観的割引率 (β) や消費・流動性代替度 (ω) の推定値は符号条件を満たすものの、当期サービスフロー全体の相対的危険回避度 (γ) は負値に推定されてしまう。一方で、本稿と同様の消費・貨幣の乗法型効用関数を用いた Baba (2000) では、 γ の推定値はプラスに計測されている。本稿や Baba (2000) とは異なる消費・貨幣の分離加法型関数を用いている Ono et al. (2004) においても、 γ は Baba (2000) と同様に有意な正值に推定されている。本分析とこれらの先行研究とはデータ属性および期間が異なるため単純比較はできないものの、この点が先行研究とは大きく異なる分析結果であり、今後の検討課題の一つといえる。

第3に、パラメータ γ および ω の推定値から消費 ($RRA(c_t)$)・貨幣 ($RRA(m_t)$) の相対的危険回避度を計算することができる。 $RRA(c_t)$ は端数ではあるものの正值に推計されている。C-CAPM の実証分析では、消費の相対的危険回避度はマイナスの値に推定される事例が報告されており、今回の推計では有意な推定値を用いてプラスの値を求めることができた。一方で、 $RRA(m_t)$ はマイナスに推計されており、この点ではこのモデルを分析する上での課題が残されている。

第4に、貨幣の資産効果に関する尺度 ($WE(m_t)$) を提示した。これは $RRA(c_t) \cdot RRA(m_t)$ と同様、 γ および ω の推定値から計算可能である。本分析によると、 $WE(m_t)$ は正の値に計測されており、実質貨幣残高の資産効果が 2000 年代の日本で存在していることがわかる。有意な係数による計算結果によるとおおよそ、短期利率ケースで 1~3、中期利率ケースで 2~5 (CAD・C-U ケースのみ 9~10)、長期利率ケースで 3~6 (CAD ケースのみ約 1.8) と計算されており、年限期間が長くなるほど効果の度合いは大きくなっている。

以上から、貨幣を導入した C-CAPM は概ね良好な実証パフォーマンスを示しており、安全利率パズルを解消する可能性を有するモデルといえる。この結果は各種 GMM 推定による結果のみならず、消費系列各種についても比較して得られた頑健性のある結果として提示されている。ただし、すでに指摘した通り、サービスフロー全体の相対的危険回避度 (γ) および貨幣の相対的危険回避度 ($RRA(m_t)$) が負値に計測されているのは気にかかる点である。このような結果が得られた背景には、依然として何らかの潜在的なパラメータを識別できていない可能性があるのではないかと考えられる。

それ以外にも今後の課題としては、以下の論点が残されている。まず、本稿では特に Baba (2000) の実証結果との比較の観点から、通貨区分として、現金通貨、現金通貨+個人預金通貨、M1、M1+準通貨、を採用した。しかし、今回の分析を改めて振り返ってみると、現金通貨、預金通貨、準通貨のように流動性の度合いに応じてモデルを推定した方が、貨幣の資産効果度と流動性の程度の間関係を分析できたのではないかと考えている。

また、今回は現行のマネーストック統計を用いるという方針のもとで、限られた期間のなかでデータの自由度を考慮して月次データによる分析を行った。これに伴い、月次系列として利用可

能な家計調査の消費系列を用いた。実証結果の頑健性をさらに確かめるためには、四半期ベースである SNA 統計の消費系列によっても検証する必要がある。

最後に、本稿では安全利子率を用いた分析に焦点を絞ったが、資産価格モデルを分析する以上、Mehra and Prescott (1985) のエクイティ・プレミアム・パズルについても考察する必要がある。すなわち、これは貨幣を導入した C-CAPM において、危険資産の価格決定問題を取り扱うことが求められていることを意味する。これらの諸点については、稿を改めて取り組みたい。

引用文献、注

- 1) ただし、Poterbe and Rotemberg (1987) や Ono et al. (2004) [小野・橋本編 (2012, pp.285-296) に実証結果再掲] は、C-CAPM に貨幣の存在を導入することを企図した研究ではない。Poterbe and Rotemberg (1987) は貨幣需要関数研究の延長線上でなされたものである。また、Ono et al. (2004) は Holman (1998) の分析をベースにしているものの、その主たる目的は小野 (1992) における理論モデルの実証である。なお、貨幣需要に関するこれまでの研究については、マクロ経済学のテキストにおける章 [例えば、齋藤 (2006, 第 5 章)] を参照されたい。
- 2) (8) 式および (9) 式は C-CAPM の文脈では、均衡貨幣収益率 (均衡貨幣価値) の決定式およびその確率的割引要素に相当するが、本分析では暗黙の裡に表面的な貨幣収益率はゼロと仮定されているため、ここでは単に、貨幣のオイラー方程式として位置づけられる。貨幣価値 (貨幣収益率) の決定要因としては、第 1 に一般物価水準 (モノの価値) の逆数 (プラス要因)、第 2 に貨幣保有に伴う機会費用 (マイナス要因)、すなわち、貨幣と代替的な関係にある資産 (例えば、債券) から得られる収益、第 3 に、流動性としての貨幣から得られる潜在的な利便性 (プラス要因)、などが挙げられよう。本稿では、流動性と安全利子率の関係を C-CAPM の枠組みの下で分析することに焦点を当てており、(8) 式および (9) 式、すなわち、貨幣価値の決定問題については取り上げない。ただし、貨幣価値を考慮した分析は興味深い問題であり、今後の課題といえる。
- 3) 日本の通貨統計については、①マネーサプライ統計 (外国銀行在日支店等を含まないベース、1967 年 1 月～1999 年 3 月)、②マネーサプライ統計 (外国銀行在日支店等を含むベース、1998 年 4 月～2008 年 4 月)、③マネーストック統計 (2003 年 4 月～)、といった変遷を経て現在に至る。これらの統計は厳密には各系列間の連続性を有しないため、本稿では現行のマネーストック統計を用いて分析するという方針で臨んだ。
- 4) M1+QMA は、旧マネーサプライ統計において M2 と呼ばれていた系列に相当する。ただし、現行のマネーストック統計では、M2 は旧統計の M2+CD との接続を考慮して公表されている系列に付けられた系列名であり、ここではそれとの混乱をさけるために M1+QMA という表記を採用している。
- 5) より具体的には、流通市場における固定利付国債の実勢価格に基づいて算出した主要年限毎の半年複利金利 (半年複利ベースの最終利回り) である。
- 6) Stock and Wright (2000) は、内生変数との相関が弱い操作変数、いわゆる、弱操作変数 (weak instrument) がもたらす GMM 推定の問題について考察している。この辺りの研究動向の展望については、Stock, Wright

and Yogo (2002) を参照されたい。また、弱操作変数もたらす回帰分析上の問題点については、Stock and Watson (2011, ch.12) および末石 (2015, 2 章) が見通しの良い解説を提供している。

- 7) Two-step GMM および Iterated GMM の詳細については、羽森 (2007) を参照されたい。
- 8) 通常の Two-step GMM および Iterated GMM では、目的関数の最小化の過程においてウェイト行列は一定の値で与えられる。これに対して、C-U では、ウェイト行列が最小化の過程で推定対象である未知パラメータの変化に合わせて更新される、という特徴をもつ。Hansen, Heaton and Yaron (1996) は、C-U で求められた推定量が Two-step GMM および Iterated GMM よりも優れた小標本特性をもっていることを示した。

参考文献

- 小野善康 (1992)、『貨幣経済の動学理論』、東京大学出版会。
- 小野善康・橋本賢一編 (2012)、『不況の経済理論』、岩波書店。
- 齊藤誠 (2006)、『新しいマクロ経済学 (新版)』、有斐閣。
- 末石直也 (2015)、『計量経済学—マイクロデータ分析へのいざない』、日本評論社。
- 日本銀行調査統計局 (2016)、「消費者物価の消費税調整済み値の試算方法」、日本銀行 HP (https://www.boj.or.jp/research/research_data/cpi/data/cpishisan.pdf)。
- 羽森茂之 (2007)、「回帰モデルの推定 (2)：一般化積率法、操作変数法、非線形推定」、蓑谷千鳳彦・縄田和満・和合肇編『計量経済学ハンドブック』第 6.2 節、朝倉書店、pp.185-207。
- Arrow, K. J. (1951), “Alternative Approaches to the Theory of Choice in Risk-Taking Situations,” *Econometrica* 19 (4), pp.404-437.
- Baba, N. (2000), “Exploring the Role of Money in Asset Pricing in Japan: Monetary Considerations and Stochastic Discount Factors,” *Monetary and Economic Studies* 18 (2), pp.159-198.
- Finn, M. G., D. L. Hoffman and D. E. Schlagenhauf (1990), “Intertemporal Asset-Pricing Relationships in Barter and Monetary Economies,” *Journal of Monetary Economics* 25 (3), pp.431-451.
- Hansen, L. P., J. Heaton and A. Yaron (1996), “Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators,” *Journal of Business & Economic Statistics* 14 (3), pp. 262-280.
- Holman, J. A. (1998), “GMM Estimation of a Money-in-the-Utility-Function Model: The Implications of Functional Forms,” *Journal of Money, Credit and Banking* 30 (4), pp.679-698.
- Mehra, R. and E. C. Prescott (1985), “The Equity Premium: A Puzzle,” *Journal of Monetary Economics* 15 (2), pp.145-161.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica* 55 (3), pp. 703-708.
- Ono, Y., K. Ogawa and A. Yoshida (2004), “The Liquidity Trap and Persistent Unemployment with Dynamic Optimizing Agents: Empirical Evidence,” *Japanese Economic Review* 55 (4), pp.355-371.
- Poterbe, J. M. and J. J. Rotemberg (1987), “Money in the utility function: an empirical implementation,” in W. B. Barnett and K. Singleton eds., *New Approaches to Monetary Economics: Proceedings of the Second International*

-
- Symposium in Economic Theory and Econometrics*, Chapter 10, Cambridge: Cambridge University Press, pp.219-240.
- Pratt, J. W. (1964) , “Risk Aversion in the Small and in the Large,” *Econometrica* 32 (1-2) , pp.122-136.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2011) , *Introduction to Econometrics*, 3rd ed., Pearson. [(邦訳) 宮尾龍蔵訳 (2016) 『入門計量経済学』(原著第2版)、共立出版。]
- Stock, J. H. and J. H. Wright (2000) , “GMM with Weak Identification,” *Econometrica* 68 (5) , pp. 1055-1096.
- Stock, J. H., J. H. Wright and M. Yogo (2002) , “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments,” *Journal of Business & Economic Statistics* 20 (4) , pp. 518-529.
- Weil, P. (1989) , “The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle,” *Journal of Monetary Economics* 24 (3) , pp.401-421.