

日本における準備預金需要関数の推定*

－ 月次データにおける実証分析 －

名古屋市立大学経済学部附属経済研究所 打田 委千弘

要 約

本稿では、月次データを利用して日本における準備預金需要関数の推定をおこなっている。これまでの研究においては、月次データを利用した場合、準備預金と短期金融市場金利（日本においては、無担保翌日物コールレート）との間の相関を検証した場合、有意に負の関係を見出していない。本稿においては、これまでの研究において利用されてきた金融経済統計月報のデータとともに日次のデータを集計したものを作成し推定を行っている。推定結果については、準備預金とコールレートを成長率として変換した場合、多くのケースにおいて有意に負の相関を持つことが示されている。

1. はじめに

1990年代に入って日本の金融市場は、大きな転換点を迎えている。それに対応して、日本銀行の金融政策についても、さまざまな経済事象に対して対応に苦慮する機会が多いように見受けられる。その中で、日本銀行の金融政策の起点ともなっている短期金融市場金利の決定メカニズムについては、学界関係者と日本銀行関係者の間で統一した見解が見出されていない。両者において最も意見の食い違っているものの一つが、準備預金需要の金利弾力性に対する見方である。

学界関係者においては、コールレートが超過準備預金需要に対する機会費用となっており負の関係があると考え、そこで、トータルとしての準備預金需要もコールレートと負の関係となると考えている。

一方、日本銀行関係者においては、超過準備預金がほとんど存在せず、「日銀理論」¹⁾において準備預金需要は日本における準備預金制度の特徴から金利非弾力的になると主張する。

これらの意見の相違から、1970年代以降、準備預金需要に対する金利弾力性の実証分析が多く行われてきている。実証分析として用いられてきたデータとしては、主に月次データを利用したものであり、代表的なものとしては、岩田・浜田[1980]、堀内[1981]、古川[1985,1994]、田中[1992,1998]等である²⁾。これらの実証分析においては、主に準備預金需要とコールレートの間において有意に負の相関は見出されていない。このような結果になる理由とし

ては、上述したように月次データにおいては、超過準備預金がほとんど存在しないということや利用できるデータの性質が不十分であったことが考えられる。1990年代以降においては、日次データが利用可能となり、日次データを用いて準備預金需要に対する金利弾力性を実証分析するものが、打田[1997,2000]、中川[1997]、林[1999]、細野・杉原・三平[1999]がある³⁾。これらの実証分析においては、準備預金需要とコールレートの間に有意に負の相関を見出している。

本稿の目的は、打田[2000]で利用した日次の準備預金残高、所要準備残高、無担保翌日物コールレートを月次のデータとして集計し、従来行われてきた金融経済統計月報のデータとともに準備預金需要の金利弾力性を推定することである。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、米国流の短期金融市場金利決定モデルに合わせて日本における準備預金市場モデルを定式化する。3節では、データの性質を分析する。4節では、モデルに対する推定結果を示す。5節は結論と今後の課題を提示する。

2. モデル

本稿では、準備預金市場の需給均衡を考えモデルの定式化を行う。現実では、準備預金市場というものは存在しないが、米国流の短期金融市場金利決定メカニズムに従えば以下のような定式化が考えられる⁴⁾。

準備預金需要側の定式化は、以下のようになる。

$$R_d = RR + ER \quad (1)$$

R_d は、銀行の準備預金需要を表している。 RR (Required Reserve) は、所要準備残高であり、銀行が保有する預金債務に法定準備率を掛け合わせたものとして決定される。 ER (Excess Reserve) は超過準備残高を表している。 ER は、短期金融市場金利が機会費用となっており、以下のような定式化となる。

$$ER = F(r_f) \quad (2)$$

$$dF/dr_f < 0$$

r_f は、短期金融市場金利（米国の場合、フェデラル・フ

* 論文審査受付日：2000年1月20日、採用決定日：2000年2月20日。

アンドレート) である。

準備預金供給側の定式化は以下になる。

$$R_s = BR + NBR \quad (3)$$

R_s は、中央銀行の準備預金供給を表している。 BR (Borrowed Reserve) は、借入準備残高であり、連銀にとっては受動的な資金供給手段となっている。借入準備残高については、米国の連銀ポジション理論と呼ばれる考え方に従うと以下のような定式化になる⁵⁾。

$$BR = G(r_f - r_d) \quad (4)$$

$$dG/d(r_f - r_d) > 0$$

r_d は、公定歩合である。借入準備残高が、短期金融市場金利と公定歩合の差に正の関係があるのは、連銀借入において公定歩合以外に何らかのインプリシット・コストの存在が仮定されているためである。ここでいうインプリシット・コストとは、連銀のサーベイランス・コストや返済圧力に対するコスト等である。

NBR (non-borrowed Reserve) は、非借入準備残高であり、連銀にとっては能動的かつ機動的な金融調節手段となっている。

上記の関係から、準備預金市場の需給均衡式は以下のような定式化となり、短期金融市場金利が決定する。

$$F(r_f) + RR = G(r_f - r_d) + NBR \quad (5)$$

日本においても上記の関係は成立すると考えられるため、本稿における推定モデルはこれらの関係を基本とする。日本における準備預金市場の需給均衡条件は、以下のように示すことができる⁶⁾。

$$R_d = BR + OP - DG - CU \quad (6)$$

BR は日銀貸出、 OP は手形・債券などの金融調節のオペレーション総額、 DG は政府預金、 CU は日銀券である。 R は、銀行の準備預金需要額を示しており、打田[2000]にしたがって短期金融市場金利(日本においては、無担保翌日物コールレート)と負の関係があるものとして以下のような定式化を考える⁷⁾。

$$R_d = R(r_f, RR) \quad (7)$$

$$\partial R/\partial r_f < 0, \partial R/\partial RR > 0$$

BR については、古川[1985, 1994]、田中[1998]にしたがって連銀ポジション理論と同様の考え方から、借入先銀行は、日本銀行から非金銭的なインプリシット・コストを受けていると仮定して(4)式と同様の定式化を考える⁸⁾。

OP 、 DG 、 CU については、日本銀行(及び政府)の政策変数であり外生変数とする。

日本における準備預金市場の需給均衡式は以下のよう

に示される。

$$R(r_f, RR) = G(r_f - r_d) + OP - DG - CU \quad (8)$$

本稿では、(7)式で示された準備預金需要関数を推定することになるので、以下のような線形の推定式を考える。

$$R_d = a_1 + a_2 r_f + a_3 RR \quad (9)$$

$$a_2 < 0, a_3 > 0$$

(9)式を単独で推定を行う場合、準備預金供給側の行動を識別できていないため、銀行の準備預金需要関数を推定しているのか、日本銀行の政策反応関数を推定しているのかが不明となる可能性がある。そこで、(8)式の右辺で示されているような準備預金供給行動を同時に考慮して推定を行う。準備預金供給式を以下のように定式化する。

$$R_s = b_1 + b_2 r_f + b_3 OP + b_4 DG + b_5 CU \quad (10)$$

(10)式では、説明変数に公定歩合が入っていないが、1995年7月以降、無担保翌日物コールレートが公定歩合を常時下回る水準となっており、銀行においてコールレートの水準が実質的な機会費用となっていると判断されるためである。

本稿では、(9)、(10)式を連立させて同時推定を行った推定結果も提示する。

3. データ

本稿においては、前節で示されたモデルを月次データを利用して推定を行う。推定作業を行うに際して5種類のデータを使用する。まず、加工をせずに利用できるものとして金融経済統計月報の準備預金額に記載されている準備預金額(平均残高)、法定準備預金額(平均残高)、有担保翌日物コールレート(平均)、資金需給の銀行券要因、財政等要因、金融調節(日銀貸出を除く)である。利用したサンプル期間は、1985年1月からのものである。これは、打田[2000]で利用できたサンプル期間が1985年1月からのものであり、日次データの動きと比較可能なため、この期間を選択した。

また、打田[2000]で利用した、日次の準備預金関連データを月次データとして集計したものを利用する。打田[2000]で利用したデータは、土曜日・日曜日・祝祭日を除いた営業日ベースのものであったが、本稿においては、さらに土曜日・日曜日・祝祭日を加えたデータも利用可能となったため用いる。土曜日・日曜日・祝祭日を加えたデータ系列を作成した理由であるが、準備預金残高について金曜日の値(祝祭日については前日の値)が土曜日・日曜日・祝祭日にも日本銀行に積み残されているものとして法定準備

表.1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
コールレート (月報)	3.38137	2.49584	0.010000	8.19063
準備預金残高 (月報)	34732.87356	6691.45768	24854.00000	52796.00000
法定準備額 (月報)	34479.29310	6518.58700	24808.00000	50597.00000
銀行券要因 (月報)	-1781.67816	26220.64174	-83572.00000	72207.00000
財政等要因 (月報)	-680.11494	30658.13952	-77214.00000	87588.00000
金融調節 (月報)	2249.85632	29842.16603	-72112.00000	105091.00000
コールレート (あり, R)	2.48600	2.58046	0.030000	8.28528
準備預金残高 (あり, R)	34621.83867	6399.45675	28546.56641	50650.56641
所要準備残高 (あり, R)	33721.47591	6363.18876	27301.93945	50388.01563
銀行券要因 (あり, R)	-56.75721	591.36445	-2112.69995	971.51611
財政等要因 (あり, R)	-32.34631	1508.50519	-3029.48389	5182.00000
金融調節 (あり, R)	87.20590	1482.60171	-5296.22607	2867.03223
コールレート (あり, C)	2.52092	2.59970	0.030000	8.29133
準備預金残高 (あり, C)	34611.53004	6333.38759	27215.96680	50206.54688
所要準備残高 (あり, C)	33716.53226	6256.57833	27591.85938	50371.93750
銀行券要因 (あり, C)	-50.93114	944.05148	-2695.87085	2584.87085
財政等要因 (あり, C)	-24.08506	1080.39632	-2490.77417	3004.29028
金融調節 (あり, C)	67.69496	1080.52486	-2340.41943	3390.03223
コールレート (なし, R)	2.48638	2.57759	0.030000	8.26094
準備預金残高 (なし, R)	34570.90128	6381.21943	27108.72266	50446.89453
所要準備残高 (なし, R)	33671.61744	6436.59740	24781.96875	50501.66406
銀行券要因 (なし, R)	-68.54638	877.53917	-3169.05005	1584.05554
財政等要因 (なし, R)	-67.68417	2183.92527	-4472.09521	7317.90479
金融調節 (なし, R)	135.29766	2166.41902	-7818.23779	4232.28564
コールレート (なし, C)	2.52059	2.59621	0.030000	8.27812
準備預金残高 (なし, C)	34541.40395	6309.74805	24972.10547	49712.68359
所要準備残高 (なし, C)	33653.81243	6286.73218	27158.76367	50099.37891
銀行券要因 (なし, C)	-48.30696	1459.33110	-4178.60010	4217.42090
財政等要因 (なし, C)	-54.47671	1598.21343	-3509.72729	4233.31836
金融調節 (なし, C)	94.54871	1594.12946	-3627.64990	5004.33301

注) 月報：金融経済統計月報データ、あり：土曜日・日曜日・祝祭日を含めたデータ、
なし：土曜日・日曜日・祝祭日を除いたデータ、R：準備預金積立期間に合わせて計算した方法、
C：カレンダー通りに計算をした方法
金融経済統計月報のサンプル期間：174
日次データをもとにして計算したサンプル期間：108

預金額が計算されているためである。そこで、コールレートについても、金曜日の値(祝祭日については前日の値)を土曜日・日曜日・祝祭日の値として計算を行っている。

日次ベースのデータについては、準備預金残高、準備預金積立期間の残り積み日数を考慮した所要準備預金額⁹⁾、無担保翌日物コールレート(中心値)¹⁰⁾、資金需給実績の銀行券要因、財政等要因、金融調節(日銀貸出を除く)である。銀行券要因、財政等要因、金融調節(日銀貸出を除く)は、1990年8月から利用可能であるため日次データをベースにしたデータに関しては1990年8月以降をサンプル期間とする。

データの集計方法であるが、1)準備預金積立期間(法定準備預金額¹¹⁾を積み立てる期間)をもとに集計する方法、2)カレンダー通りの期間をもとに集計する方法の2通りで集計しており、単純に各期間における平均を計算している。

上記のデータにおいて注意を要するのは、月次をベースとした資金需給実績の銀行券要因、財政等要因、金融調節(日銀貸出を除く)は、各計算期間における平均ではなく総額しか記載されていないため性質が異なるということである。今回は、金融経済統計月報のデータを利用する場合のみ、総額で記載されているデータを利用している。

また、今回利用するデータは、以下で示しているようにすべての変数において $I(1)$ である可能性が高い。そこで各変数について成長率を計算し、それぞれの推定モデルに当てはめて推定を行っている。

これらのデータにおける記述統計量は表1に記載されている。また、視覚的にデータの動きを捉えるため、図1に公定歩合と有担保翌日物コールレート、図2に準備預金残高と法定準備預金額、図3に銀行券要因、図4に財政等要因、図5に金融調節(日銀貸出を除く)を示している。

公定歩合とコールレート (図1) の動きについては、1995年7月以降コールレートが公定歩合を下回る状態が続いていることがよくわかる。また近年のゼロ金利政策がグラフ上からも観察される。準備預金残高と法定準備預金額 (図2) の動きについては、1986年7月1日と1991年10月16日の準備率変更がグラフ上から観察される。また、1997年の半ば以降、準備預金残高から法定準備預金額を差し引いた部

分 (超過準備預金額) が大きくなっていることが観察される。

銀行券要因、財政等要因、金融調節 (日銀貸出を除く) (図3, 4, 5) の動きについては、それぞれ周期性が観察されるが、金融調節については、近年の金融市場の混乱を反映して振幅が大きくなっている。

図1 公定歩合と有担保翌日物コールレート(金融経済統計月報)

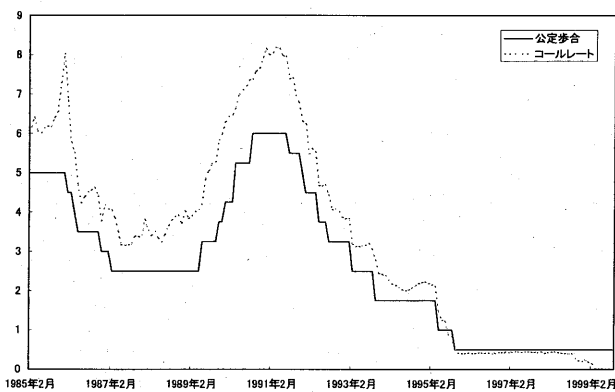


図2 準備預金残高と法定準備預金額(金融経済統計年報)

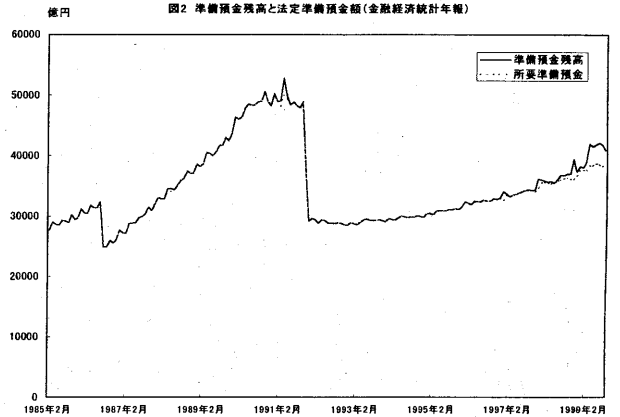


図3 銀行券要因(資金需給実績)

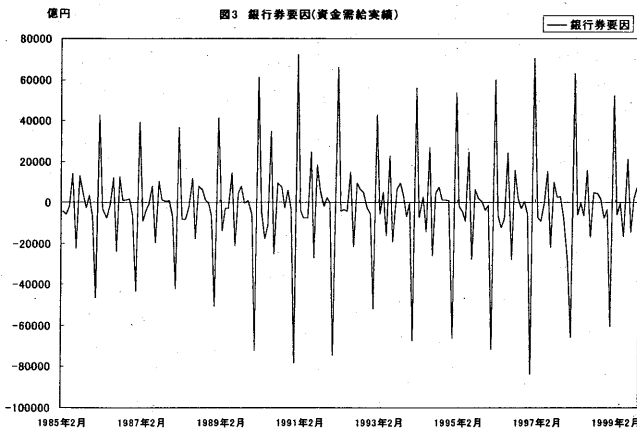


図4 財政等要因(資金需給実績)

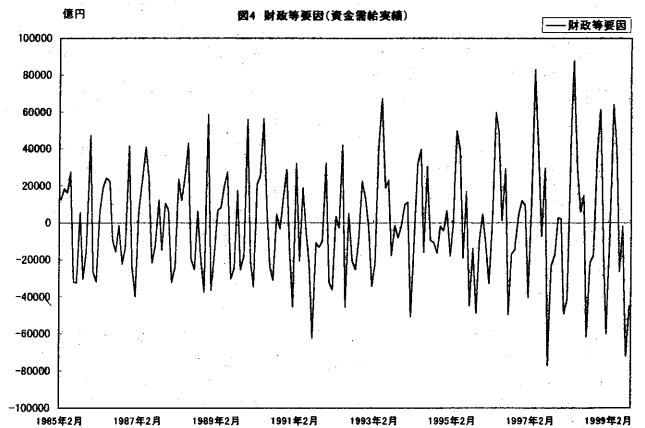
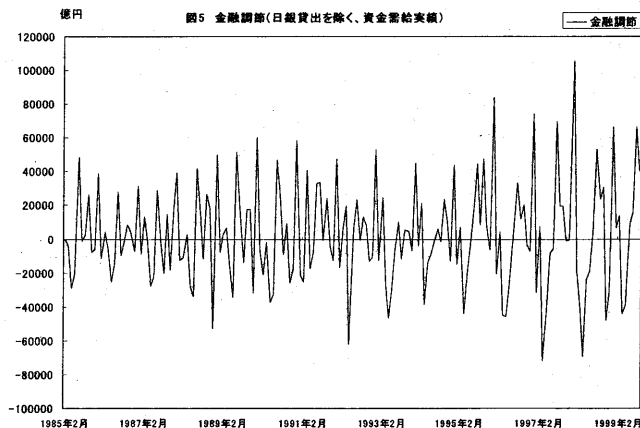


図5 金融調節(日銀貸出を除く、資金需給実績)



次に、各変数について単位根検定、共和分検定を行った結果を提示する¹²⁾。単位根検定に関しては、加重対称検定 (Weighted Symmetric Test)、ADF検定、Philips-Perron検定を行っている。ラグ項の選択に関して、最大24期までラグをとり、最適なラグ数についてはPantula, Gonzalez-Farias, Fuller[1994]のAIC基準を採用した。

推定結果は、表2に示してある。加重対称検定とPhilips-Perron検定については、すべての変数において単

位根をもつという帰無仮説を棄却できない。ADF検定においては、金融経済統計月報の所要準備残高、土曜日・日曜日・祝祭日を含みカレンダー通りに計算した準備預金残高、土曜日・日曜日・祝祭日を含まず準備預金積立期間をもとに計算した準備預金残高、土曜日・日曜日・祝祭日を含まずカレンダー通りに計算した準備預金残高に関して単位根をもつという帰無仮説を棄却する。検定力から考えると、すべての変数について $I(1)$ である可能性が高い。

表2 単位根検定の推定結果

コールレート(月報) 準備預金残高(月報) 所要準備残高(月報)			
Test Statistics			
Wtd.Sym.	-1.12640	-1.41086	-1.33091
Dickey-F	-2.56143	-1.12441	-3.52679
Phillips	-1.26611	-3.60332	-5.26675
P-values			
Wtd.Sym.	0.96170	0.91476	0.93164
Dickey-F	0.29796	0.92488	0.036611
Phillips	0.98492	0.90855	0.80189
Number of lags			
Wtd.Sym.	6	8	7
Dickey-F	15	15	6
Phillips	15	15	6
コールレート(あり、R)準備預金残高(あり、R)所要準備残高(あり、R)			
Test Statistics			
Wtd.Sym.	-0.66035	-1.14019	-1.22290
Dickey-F	-1.96394	-0.42714	-2.23281
Phillips	-1.03691	-3.44505	-3.56809
P-values			
Wtd.Sym.	0.99021	0.96016	0.94955
Dickey-F	0.62093	0.98603	0.47141
Phillips	0.98813	0.91657	0.91037
Number of lags			
Wtd.Sym.	5	3	3
Dickey-F	18	17	4
Phillips	18	17	4
コールレート(あり、C)準備預金残高(あり、C)所要準備残高(あり、C)			
Test Statistics			
Wtd.Sym.	-1.08054	-1.29725	-1.73124
Dickey-F	-2.06697	-3.49975	-1.72701
Phillips	-1.32047	-4.66890	-3.02868
P-values			
Wtd.Sym.	0.96644	0.93777	0.80465
Dickey-F	0.56453	0.03941	0.73885
Phillips	0.98407	0.84439	0.93564
Number of lags			
Wtd.Sym.	6	4	4
Dickey-F	14	8	3
Phillips	14	8	3

コールレート(なし、R)準備預金残高(なし、R)所要準備残高(なし、R)			
Test Statistics			
Wtd.Sym.	-0.68551	-1.17813	-1.23460
Dickey-F	-2.63667	-4.18641	-2.33198
Phillips	-1.53313	-4.78887	-4.15327
P-values			
Wtd.Sym.	0.98945	0.95558	0.94784
Dickey-F	0.26330	0.00469	0.41635
Phillips	0.98040	0.83619	0.87753
Number of lags			
Wtd.Sym.	5	3	3
Dickey-F	6	9	4
Phillips	6	9	4
コールレート(なし、C)準備預金残高(なし、C)所要準備残高(なし、C)			
Test Statistics			
Wtd.Sym.	-0.97489	-1.33200	-1.49567
Dickey-F	-3.00062	-3.57063	-2.67060
Phillips	-1.60774	-5.00408	-3.69331
P-values			
Wtd.Sym.	0.97531	0.93143	0.89280
Dickey-F	0.13191	0.03241	0.24849
Phillips	0.97897	0.82104	0.90380
Number of lags			
Wtd.Sym.	7	4	3
Dickey-F	7	8	5
Phillips	7	8	5

表3 共和分検定 (Johansen (trace) cointegration tests)

金融経済統計月報データにおける各変数

Num lags	Opt:22
Eigval1	0.91040
Eigval2	0.65210
Eigval3	0.00029
H0:r=0	55.496
P-valAsy	0.00019
H0:r<=1	16.898
P-valAsy	0.07627
H0:r<=2	0.00469
P-valAsy	0.62999
Num obs	85
LogLike	-728.38
AIC	974.38

土曜日・日曜日・祝祭日を含み準備預金積立期間をもとに計算した各変数

Num lags	Opt:22
Eigval1	0.99935
Eigval2	0.70478
Eigval3	0.40786
H0:r=0	145.31
P-valAsy	1.14461D-14
H0:r<=1	27.904
P-valAsy	0.00290
H0:r<=2	8.38427
P-valAsy	0.00305
Num obs	85
LogLike	-577.50
AIC	823.50

土曜日・日曜日・祝祭日を含みカレンダー通りに計算した各変数

Num lags	Opt:22
Eigval1	0.99926
Eigval2	0.76317
Eigval3	0.08329
H0:r=0	139.81
P-valAsy	4.84057D-14
H0:r<=1	24.4381
P-valAsy	0.00762
H0:r<=2	1.39152
P-valAsy	0.24505
Num obs	85
LogLike	-597.39
AIC	843.39

土曜日・日曜日・祝祭日を含まず準備預金積立期間をもとに計算した各変数

Num lags	Opt:22
Eigval1	0.85063
Eigval2	0.36984
Eigval3	0.06747
H0:r=0	38.927
P-valAsy	0.01499
H0:r<=1	8.50635
P-valAsy	0.60332
H0:r<=2	1.11782
P-valAsy	0.31043
Num obs	85
LogLike	-903.66
AIC	1149.6

土曜日・日曜日・祝祭日を含まずカレンダー通りに計算した各変数

Num lags	Opt:22
Eigval1	0.99023
Eigval2	0.93991
Eigval3	0.21005
H0:r=0	122.81
P-valAsy	4.19277D-12
H0:r<=1	48.764
P-valAsy	8.51277D-06
H0:r<=2	3.77258
P-valAsy	0.04900
Num obs	85
LogLike	-601.28
AIC	847.28

注) Eigval1 : 1番目の固有値、H0:r=0 : 帰無仮説(ランクが0個である)のときの λ_{trace} の値、P-valAsy : 漸近分布に従ったP値、LogLike : 対数尤度

そこで、各変数について共和分検定 (Johansen検定) を行った結果が表3に示してある。検定方法については、帰無仮説が $H_0:r=0$ のとき (対立仮説が $H_1:r>0$) の固有値のトレースの値が、Johansen等によって計算された Critical Value (本稿においては5%の棄却水準) と比較することで固有ベクトルのランク数を決定する。例えば、金融経済統計月報の各データにおいては、帰無仮説が $H_0:r=0$ のとき (対立仮説が $H_1:r>0$) の固有値のトレースの値が、55.496であり、その時のP-valueが0.019%であるので、帰無仮説は棄却され、次のランクの検定に移る。帰無仮説が $H_0:r\leq 1$ のとき (対立仮説が $H_1:r>1$) の固有値のトレースの値は、16.898でありP-valueの値が7.627%となる。このケースでは、帰無仮説は棄却されず前の検定において採択された対立仮説とともにランク数は1ということになる。同じプロセスにもとづいて共和分ベクトルのランク数を検定すると以下ようになる。土曜日・日曜

日・祝祭日を含み準備預金積立期間をもとに計算した各データについては、共和分関係が存在しランク数が3つである。土曜日・日曜日・祝祭日を含みカレンダー通りに計算した各データにおいては、共和分関係が存在しランク数が2つである。土曜日・日曜日・祝祭日を含まず準備預金積立期間をもとに計算した各データについては、共和分関係が存在しランク数が1つである。土曜日・日曜日・祝祭日を含まずカレンダー通りに計算した各データにおいては、共和分関係が存在しランク数が3つである。

したがって、上記の結果からすべてのデータ系列において、コールレート、準備預金残高、所要準備残高において長期的な均衡状態にあることが示されている。

4. 推定結果

前節における予備的な検定において、コールレートと準備預金残高、所要準備残高が長期的な均衡状態にあること

が確認された。次に、モデルにおいて示された(9)・(10)式のパラメータを推定する。利用する各変数については、前節において $I(1)$ である可能性が高いことが示されたため、成長率に変換して推定に用いている。推定方法については、(9)式を単独で推定する場合には、残差項に一次の系列相関を仮定して最尤法を用いた。また、同時性の標準的な解決法である、GMM(Generalized Method of Moments)を利用したもの、(9)・(10)式を連立させて同時方程式体系で推定する、SUR(Seemingly Unrelated Regression)を利用したものも提示する。各推定式には、月次ダミー変数を説明変数に加えている。観測期間は、金融経済統計月報を利用したデータ系列については、1985年3月から1999年8月までであり、日次データを加工したデータ系列においては、1990年9月から1999年8月までとしている。

(9)式の推定結果が、表4に示されている。すべての変数

において、コールレートのパラメータ推定値が、準備預金残高に対して、有意に負の相関を持っていることが示されている。これらの結果は、古川[1994]、田中[1998]などに比べても非常に有意性が高い。

しかし、これらの推定結果は、日本銀行の準備預金供給行動が反映されておらず、需要と供給が識別されていない可能性もある。

同時性の問題を解決するために、まず、GMMを利用した推定結果が表5によって示されている。操作変数については、定数項、(10)式の説明変数である当月と前月の銀行券要因と財政等要因、前期の月次ダミー変数を利用している。すべての結果について準備預金残高とコールレートについて有意に負の相関が見られない。しかし、過剰識別制約がすべての方程式で棄却されず、供給側の行動をうまく識別できていないことがわかる。

表4 推定結果 (9)式単独の推定結果)

	準備預金 (月報)	準備預金 (あり, R)	準備預金 (あり, C)	準備預金 (なし, R)	準備預金 (なし, C)
コールレート	-0.03149 (-5.16593) [0.000]	-0.04457 (-1.90583) [0.057]	-0.02375 (-0.87981) [0.379]	-0.06568 (-2.61865) [0.009]	-0.00987 (-0.34330) [0.731]
所要準備 残高	0.99717 (47.6335) [0.000]	0.41451 (4.63370) [0.000]	0.71142 (9.29246) [0.000]	0.43675 (9.32513) [0.000]	0.74805 (9.71143) [0.000]
自由度修正 済決定係数	0.919897	0.37923	0.42594	0.58239	0.46016
ダービン・ ワトソン比	2.10815	1.96375	2.17938	1.99664	2.22499
ρ	-0.39151 (-5.42776)	-0.08935 (-0.52155)	-0.41373 (-4.72538)	0.11340 (0.94099)	-0.45597 (-5.33635)

注) すべての変数は成長率を用いている。

推定方法は、残差項に一次の系列相関を仮定して最尤法を利用している。

月報：金融経済統計月報データ、あり：土曜日・日曜日・祝祭日を含めたデータ、なし：土曜日・日曜日・祝祭日を除いたデータ、R：準備預金積立期間に合わせて計算した方法、C：カレンダー通りに計算をした方法。

() は t-Value, [] は P-Value を示す。

表5 推定結果 (GMMの推定結果)

	準備預金 (月報)	準備預金 (あり, R)	準備預金 (あり, C)	準備預金 (なし, R)	準備預金 (なし, C)
コールレート	0.04391 (0.89878) [0.369]	-0.15039 (-0.88403) [0.377]	0.46183 (1.99661) [0.046]	-0.24826 (-0.99236) [0.321]	0.34985 (1.62528) [0.104]
所要準備 残高	1.28370 (3.51267) [0.000]	0.08116 (0.32208) [0.747]	-0.02925 (-0.04301) [0.966]	0.17777 (0.52921) [0.597]	0.78155 (0.63250) [0.527]
自由度修正 済決定係数	0.79147	0.08537	-0.11838	0.19226	0.13588
ダービン・ ワトソン比	1.86608	1.35594	1.61329	1.28804	2.14180
過剰識別 制約	2.92585 [0.23156]	0.29764 [0.86172]	0.63093 [0.72945]	0.01409 [0.99298]	0.19403 [0.90754]

注) すべての変数は成長率を用いている。

月報：金融経済統計月報データ、あり：土曜日・日曜日・祝祭日を含めたデータ、なし：土曜日・日曜日・祝祭日を除いたデータ、R：準備預金積立期間に合わせて計算した方法、C：カレンダー通りに計算をした方法。

() は t-Value, [] は P-Value を示す。

表6 推定結果 (9)・(10)式を同時推定した推定結果)

	準備預金 (月報)	準備預金 (あり, R)	準備預金 (あり, C)	準備預金 (なし, R)	準備預金 (なし, C)
コールレート	-0.02408 (-2.99072) [0.003]	-0.04824 (-1.96387) [0.050]	0.02602 (0.74099) [0.459]	-0.06389 (-2.69410) [0.007]	0.03776 (0.95654) [0.339]
所要準備 残高	0.88226 (35.7949) [0.000]	0.13004 (4.43888) [0.000]	0.25046 (4.38921) [0.000]	0.26517 (8.97641) [0.000]	0.27020 (4.56640) [0.000]
決定係数	0.91197	0.35645	0.30992	0.59191	0.31765
ダービン・ ワトソン比	2.52331	1.43805	2.62112	1.44806	2.70411

注) すべての変数は成長率を用いている。

推定方法については、SUR (Seemingly Unrelated Regression) を利用している。

月報：金融経済統計月報データ、あり：土曜日・日曜日・祝祭日を含めたデータ、なし：土曜日・日曜日・祝祭日を除いたデータ、R：準備預金積立期間に合わせて計算した方法、C：カレンダー通りに計算をした方法。

() は t-Value, [] は P-Value を示す。

(9)・(10)式を同時推定した推定結果が表6によって示されている。金融経済統計月報のデータを利用したものについては、コールレートが準備預金残高に対して有意に負の相関を持っており、これらの関係は、上記のデータ特性を合わせて考えると長期的に負の関係があったということが言えるだろう。また、加工データ系列についても、カレンダー通りに計算したデータに関しては、両者の関係について有意に負の相関が見られないが、準備預金積立期間をもとに計算したデータについては、両者の関係について有意に負の相関が見られる。これらの結果は、銀行の準備預金積立行動が、制度に則していることが裏付けられたと言えるだろう。すべての結果を総合すると、GMMの推定結果を除き、準備預金残高とコールレートについては有意に負の相関があると結論付けてもよいであろう。

5. 結論

本稿においては、日本における短期金融市場金利決定メカニズムを利用して、準備預金需要関数の推定を行った。これまでは、月次のデータを利用した場合、準備預金残高とコールレートとの間の相関を見た場合、有意に負の相関が見られる場合が非常に少なかった。本稿においても、月次の準備預金需要関数の推定を行った。利用したデータについては、金融経済統計月報に記載されている月次の有担保翌日物コールレート（平均）、準備預金残高（平均残高）、法定準備預金残高（平均残高）と打田[2000]で利用されている日次のデータに関して、土曜日・日曜日・祝祭日に加え、集計方法として、準備預金積立期間に則して計算したものと、カレンダー通りに計算したものである。

すべての変数について単位根検定・共和分検定を行ったところ、コールレート、準備預金残高、所要準備残高の間

で共和分関係が存在していることが判断された。つまり、これらの変数間では、長期的な均衡状態があることを示している。

また、モデルに対する推定結果は、概ねコールレートと準備預金残高の間には、有意に負の相関があることがわかった。

今後の課題については、本稿ではモデルに関して独自に解いたものではないので、動学的な手法を用いて導出する必要があるだろう。また、日本銀行の目的関数を明確化して準備預金供給行動も導出する必要があるだろう。

最後に、同時性を解決する標準的な方法である、GMMの推定結果がよりフィットするように操作変数をさらに調べる必要があるだろう。

*論文執筆にあたり、徳永澄彦名古屋立大学経済学部附属経済研究所教授、平田純一立命館大学教授より有益なコメントを頂いたことに謝意を表します。また、姚海天氏、荒尾真弓氏にはデータ処理等で大変お世話になったことに謝意を表します。もちろん残された誤りは、筆者のみの責任に属します。

脚注

- 1) 日銀理論については、翁[1993]を参照のこと。
- 2) 1980年代前半の実証分析については、窓口指導の有効性を実証するために研究が行われてきた経緯がある。
- 3) 林[1999]、細野・杉原・三平[1999]は、流動性効果の推定を行う目的で準備預金需要の金利弾力性を実証している。
- 4) 米国における短期金融市場金利決定メカニズムについては、米国連銀関係者において多くの研究が行われている。日本において米国の短期金融市場金利決定のメカニズムを紹介している論文としては、神崎[1988]、古川[1994]等がある。
- 5) 連銀ポジション理論にもとづく借入準備残高の役割については、古川[1985, 1994]を参照のこと。特に、古川[1985]は、連銀ポジション理論を日銀貸出に適用し分析を行っている。
- 6) 本稿と同じように、日本において連銀の短期金融市場金利の決定メカニズムのモデルを適用した論文としては、多数存在するが代表的なものとしては、古川[1994]、田中[1998]等がある。
- 7) 打田[2000]は、日次ベースで銀行の準備預金保有行動を分析したものであり、今期の準備預金需要は今期のコールレートと負の関係があり、準備預金積立期間最終日のコールレートとは正の関係があることを示している。

- 8) 鈴木[1974]では、日常の資金繰り指導の効果として日銀貸出におけるインプリシット・コストの存在について言及している。しかし、1995年7月以降においては、無担保翌日物コールレートが公定歩合を常時下回るような状態であり、このような考え方はあてはまらない可能性もある。
- 9) 準備預金積立期間における残り積み日数を考慮した所要準備預金額についての、詳細な定義については、打田[2000]を参照のこと。
- 10) 無担保翌日物コールレート市場が開設されたのは、1985年7月29日からであるので、それより以前については、有担保無条件物コールレート（中心値）を利用している。金融経済統計年報で利用する短期金融市場金利についても統一性の観点から有担保翌日物コールレートを採用している。
- 11) 日本の準備預金制度においては、ある月の平均預金残高に対して、ある月の16日からよく月の15日までの1ヶ月間に、準備預金を平均残高として積みよよいことになっている。このような方式を後積みと同時積みの混合形式と呼ぶ。詳細については、古川[1999]を参照のこと。
- 12) 単位根検定・共和分検定について、Hamilton[1994]、Enders[1995]において一般的な説明がなされている。Johansen検定については、Johansen and Juselius[1990]、Enders and Hurn[1994]を参照のこと。

- Hamilton, James, D., [1994] *Time Series Analysis*, Princeton
- Johansen, Søren, and Katarina Juselius[1990] "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 169-210
- Pantula, Sastry, G., Graciela Gonzalez-Farias, and Wayne A. Fuller, [1994] "A Comparison of Unit-Root Test Criteria", *Journal of Business & Economic Statistics*, 449-459,

参考文献

- 岩田一政、浜田宏一[1980]「金融政策と銀行行動」東洋経済新報社
- 打田委千弘[1997]「準備預金需要関数の実証分析—日次データを用いた推定—」『金融経済研究』第13・14号
- 打田委千弘[2000]「コールレートと準備預金の関係について—1985年から1998年まで—」『オイコノミカ』第36巻 第3・4号
- 翁邦雄[1993]「金融政策—中央銀行の視点と選択—」東洋経済新報社
- 神崎隆[1988]「短期市場金利の決定メカニズム—日米金融調節方式の比較分析—」『金融研究』第7巻3号
- 鈴木淑夫[1974]『現代日本金融論』東洋経済新報社
- 田中敦[1992]「銀行の準備需要と短期市場金利」『経済学論究』第45巻1号
- 田中敦[1998]「銀行準備の実証分析—再考—」『現代日本の金融システム』貯蓄経済研究センター関西支所
- 中川竜一[1997]「日本の短期金利決定メカニズム—理論と実証—」『経済論集』第160巻第4号
- 林文夫[1999]「日本のコール市場における流動性効果について」
mimeo
- 古川顕[1994]「短期金融市場金利の決定メカニズム」町田昭五編『金融システム論—歴史・制度・政策—』御茶の水書房
- 古川顕[1985]「現代日本の金融分析—金融政策の理論と実証—」東洋経済新報社
- 古川顕[1999]「テキストブック 現代の金融」東洋経済新報社
- 堀内昭義[1981]「銀行・金融機関の準備預金需要について—浜田・岩田および古川の計測結果の再検討—」『経済研究』第32巻2号
- 細野薫、杉原茂、三平剛[1999]「流動性効果の検証—日次データによる準備預金需要の計測—」 mimeo
- Enders, Walter[1995] *Applied Econometric Time Series*, Willy
- Enders, Walter and Stan, Hurn[1994] "Theory and Tests of Generalized Purchasing Power Parity: Common Trends and Real Exchange Rates in the Pacific Rim", *Review of International Economics*, 179-190