銀行の準備需要関数についての一考察

相模裕一

一　序

本稿の目的は、銀行の準備需要が期待コール・レートに依存し、その増加関数であることを示すことにある。

従来わが国においては、銀行の準備保有行動についての理論的および実証的な分析はほとんどなされてこなかった。それはわが国の銀行が欧米とは異なり、超過準備をほとんど保有していないという通説が支配的であったからであろう。(1)

他方、米国ではメイグス〔12〕、タイゲン〔13〕、ゴールドフェルド〔11〕を中心に、多くの研究者によって銀行準備保有行動の分析が貨幣供給過程との関連で研究されており、それらの研究は、銀行の超過準備や自由準備の動きがTBレートやフェデラルファンド・レートなどの短期市場金利の動きとかなり高い逆相関があることを明らかにしているのである。

しかしながら最近わが国においても、窓口指導の有効性をめぐる議論との関連で、準備保有行動に関心が寄せられるようになってきた。それは堀内＝江口論争〔8〕〔2〕〔9〕や古川顕〔7〕の論点整理により、銀行の準備（特に超過準備）がコール・レートに感応的であるか否かが窓口指導の有効性の大きな鍵となることが明らかになったからである。そして今日まで感応的であるという結果（古川〔7〕、広江〔6〕、金子〔3〕、岩田＝浜田〔1〕）(2)と、コール・レートに感応的な超過準備の存在は認められない（堀内〔10〕）という対立する結果が得られているのである。

ところでこれまでの研究は、短期市場金利が準備保有の機会費用であり、準備需要が短期市場金利の減少関数となることを想定していることで共通している。(3)これに対して本稿では、短期市場金利、特にコール・レートには将来の不確実な預金流出入に伴う資金調整コストとしての側面があることを考慮し、資金調整時点での期待コール・レートの上昇が準備需要の増大を導くことを考えるのである。

まず次節において単純化したモデルを用いて準備需要が期待コール・レートの増加関数となることを示し、三節で準備需要関数の計測を試みよう。

---

(1)　鈴木淑夫〔5〕の次の見解はその代表であろう。「日本の銀行の保有現金は、預金の受払や手形交換尻などの決済に必要な最低限の運転残高から成っており、いわゆる idle balance がほとんど存在しない」p 85

(2)　岩田＝浜田〔1〕は貨幣供給過程との関連で、金子〔4〕は短期金融市場の二つの機能を強調する中で準備保有行動を研究しており、特に窓口指導の有効性の議論に関連づけてはいない。

(3)　金子隆〔3〕〔4〕は、短期金融市場には計画的資金運用の場としての機能と、一時的な資金調整の場としての機能の二機能があり、後者については、準備需要はコールレートの増加関数になると考えている。しかしながら〔3〕の実証において、減少関数を計測し、前者の機能の影響が大きいことを理由にあげている。これは二つの機能において行動指針となるべき金利を同一視したことによる帰結である。本稿のごとく後者の機能については期待コール・レートを考える方が良いと思われる。

二　準備調整行動モデル

ここではコール市場の準備資金調整機能を強調したモデルを考えよう。以下においては論点を明確にするため、本質を損わない限りにおいて単純化をおこなう。

今、銀行の行動は資産側が準備（R）と貸出（L）、負債側が預金（D）と正味資産（W）からなるバランスシートの制約に従うものとしよう。

$$R+L=D+W \qquad (1)$$

$$R=qD+E \qquad (2)$$

(1)式は銀行の予算制約式であり、(2)式は銀行の準備が法定準備と超過準備から構成されるという定義式である。ここでqは法定準備率であり、Eは超過準備をあらわす。ここで次の仮定をおこう。

A_1　正味資産はゼロである。

A_2　預金は当座預金のみからなり、預金利子率はゼロである。

A_3　貸出市場は競争的で貸出利子率は個別銀行にとって所与である。

A_4　コール市場は競争的で、コール放出、コール取入れ量は無制限で取引費用はかからない。

(1)式と(2)式そしてA_1より銀行の予算制約式は次のようになる。

$$E+L=(1-q)D \qquad (3)$$

ここでDは銀行の計画期間の期首において確定値であり、個別銀行にとっては所与の値である。銀行の計画単位期間は、貸出の満期よりも長くはなく、計画期間のある一時点で預金の流出入が生じるが、この預金の流出入額は期首においては確実には予測し得ず、銀行は経験よりその確率分布のみを知っているとする。なおここでは期首においてコール市場は開催されておらず、期間中に預金流出入が生じ、銀行間での資金調整が要請される時のみコール市場が開催されるとしよう。預金の変動については、Xを預金の純流出額とし、その変域を $-\infty<X<D$ とする。$f(X)$ はその確率密度関数である。

計画期間中のある一時点でXの純流出が生じた時、$R-X>q(D-X)$ すなわち $E>(1-q)X$ ならば $E-(1-q)X$ 額だけの過剰準備が発生し、これをコール市場で運用することができる。しかしながら、もし $R-X<q(D-X)$ すなわち $E<(1-q)X$ ならば、$(1-q)X-E$ 額だけの準備不足が発生し、これをコール市場から取入れなければならないのである。

なお、期間中の預金流出入は、ある一時点でのみ生じ、それ

故コール市場も一度しか開催されないものとする。そしてこの準備資金調整時点のコール・レートは期首においては確実には知り得ず、銀行はその確率分布のみを知っているとする。r_cを調整時点でのコール・レートとし、その変域を $a<r_c<b(0<a,b<\infty)$ とする。$\phi(r_c)$ はその確率密度関数である。

さて、銀行の貸出し収益については次のような貸出純収益関数を想定しよう。

$$P(L)=r_LL-h(L) \qquad (4)$$

r_Lは貸出利子率で、$h(L)$ は貸出取扱い費用を示す費用関数であり、$h'>0, h''>0$ を仮定する。これは貸出の増加につれて人件費や審査事務費が逓増することを意味している。

以上より銀行の期待利潤 $\varepsilon(\pi)$ は次のように表すことができる。

$$\varepsilon(\pi)=P(L)+\int_a^b\int_{-\infty}^{\frac{E}{1-q}}r_c\{E-(1-q)X\}f(X)\phi(r_c)dXdr_c$$
$$-\int_a^b\int_{\frac{E}{1-q}}^{D}r_c\{(1-q)X-E\}f(X)\phi(r_c)dXdr_c \qquad (5)$$

$\bar{r}_c=\int_a^b r_c\phi(r_c)dr_c$　とおくと、次式が得られる。

$$\varepsilon(\pi)=P(L)+\bar{r}_c\int_{-\infty}^{D}\{E-(1-q)X\}f(X)dX \qquad (6)$$

銀行にとっての最適化行動は、バランスシートの制約(3)式の下で期待利潤(6)式を最大化するようにEまたはLを決定することである。内点解の存在を仮定すると、一階の条件より

$$P'(L)=\bar{r}_c \qquad (7)$$

が導出される。二階の条件は $P''<0$ すなわち $h''>0$ である限り満たされている。(7)式は貸出の限界純収益がコール資金取入れの限界期待費用に等しく、またコール放出の限界期待収入に等しいことを示しているのである。(7)式より $h'(L)=r_L-\bar{r}_c$ となり、貸出供給は $r_L-\bar{r}_c$ の増加関数となることがわかる。これより

$$L=L(\underset{(+)}{r_L},\underset{(-)}{\bar{r}_c}) \qquad (8)$$

となり、(3)式のバランスシートより次式が得られる。

$$E=E(\underset{(-)}{r_L},\underset{(+)}{\bar{r}_c};\underset{(-)}{q},\underset{(+)}{D}) \qquad (9)$$

以上より超過準備需要、したがって準備需要が期待コール・レート（ここでの設定では資金調整時のコール・レートの期待値）の増加関数となることが理解されよう。

三　準備需要関数の計測(4)

さて、ここで銀行の準備が期待コール・レートの増加関数となるか否かを実証的に検証してみよう。

まず推定式として次式を想定しよう(5)。

$$l_nR_t=\alpha_0+\alpha_1\bar{r}_t+\alpha_2l_nD_t+u_t \qquad (10)$$

R_tは銀行の保有する総準備残高、$\bar{r}_t$は期待コール・レート、D_tは預金残高そしてu_tは誤差項である。期待される符号条件は、α_1とα_2共に正である。

ここで期待コール・レートについては次のような適応的期待形成を想定しよう。

$$\bar{r}_t=\theta r_{t-1}+(1-\theta)\bar{r}_{t-1}\quad 0<\theta<1 \tag{11}$$

r_{t-1} は一期前のコール・レートである。(11)式は次式で表され、

$$\bar{r}_t=\theta\sum_{\tau=0}^{\infty}(1-\theta)^{\tau}r_{t-1-\tau} \tag{12}$$

(10)式と(12)式より、

$$l_nR_t=\alpha_0+\alpha_1\theta\sum_{\tau=0}^{\infty}(1-\theta)^{\tau}r_{t-1-\tau}+\alpha_2l_nD_t+u_t \tag{13}$$

となり、(13)式を一期ずらせると、

$$l_nR_{t-1}=\alpha_0+\alpha_1\theta\sum_{\tau=1}^{\infty}(1-\theta)^{\tau-1}r_{t-1-\tau}+\alpha_2l_nD_{t-1}+u_{t-1} \tag{14}$$

となる。そして(13)式と(14)式より次式を得る。

$$l_nR_t=\alpha_0\theta+\alpha_1\theta r_{t-1}+(1-\theta)l_nR_{t-1}+\alpha_2l_nD_t+\beta l_nD_{t-1}+\varepsilon_t \tag{15}$$

但し、　$\beta=-(1-\theta)\alpha_2,\ \varepsilon_t=u_t-(1-\theta)u_{t-1}$

(15)式の右辺の第五項 l_nD_{t-1} の係数βには制約が付き、この式の計測には非線型の制約付最小二乗法を考えなければならない。ここでは簡便化のため、θ の値を特定化し、非線型制約を線型制約の形にしよう。

(15)式において$\theta=\hat{\theta}$として、

$$l_nR_t-(1-\hat{\theta})l_nR_{t-1}=\alpha_0\hat{\theta}+\alpha_1\hat{\theta}r_{t-1}+\alpha_2l_nD_t-\alpha_2(1-\hat{\theta})l_nD_{t-1}+\varepsilon_t \tag{16}$$

とする。データ加工を施し、次式の形で計測を行なうのである。

$$X_t=\alpha_0\hat{\theta}+\alpha_1C_t+\alpha_2l_nD_t+\beta_0Z_t+\varepsilon_t \tag{17}$$

$$\alpha_2=\beta_0$$

但し、$X_t=l_nR_t-(1-\hat{\theta})l_nR_{t-1},\ C_t=\hat{\theta}r_{t-1},\ Z_t=-(1-\hat{\theta})l_nD_{t-1}$ である。

そして、$\alpha_2=\beta_0$ を検定するため、次の縮少モデルを考え、

$$X_t=\alpha_0'\hat{\theta}+\alpha_1'C_t+\alpha_2'(l_nD_t+Z_t)+\varepsilon_t' \tag{18}$$

(17)式と(18)式の残差平方和からF統計量を求めよう。θは0と1の間の値をとるので、0.1 ないし 0.01 の間隔で逐次値を代入し、($\hat{\theta}=0.1, 0.2, \ldots\ldots$) (17)式、(18)式の計測と$F$検定を繰り返すのである。そして(17)式と(18)式とを同等とみなせるθの値を求め、そこでの諸係数、α_0、α_1、α_2を調べるのである。

さて計測に際して、総準備残高（R_t）には日本銀行『経済統計年報』の各金融機関勘定の「現金」と「預け金」の合計値を用い、預金（D_t）には負債欄の「預金」項目の値を、そしてコール・レート（r_t）には無条件物（東京・月中平均）を用いよう。計測対象期間については、全国銀行と都市銀行が昭和三五年一月から昭和五九年十二月まで、地方銀行が昭和四〇年一月から昭和五九年十二月までで、それぞれ月次データを用いている。

なお推定方法については、全国銀行と都市銀行については誤差項にかなりの系列相関がみられたのでGLS（一般化最小二乗法）を用い、地方銀行についてはOLS（直接最小二乗法）を用いた。

〔表1〕は、全国銀行について、θ に 0.1 間隔で値を与えた

〔表1〕〈全国銀行〉GLS

	$X_t = CONST + \alpha_1 C_t + \alpha_2 l_n D_t + \beta_0 Z_t + \varepsilon_t$							$X_t = CONST + \alpha_1' C_t + \alpha_2' (l_n D_t + Z_t) + \varepsilon_t'$						$\alpha_2 = \beta_0$ の検定
θ	定数項	C_t	$l_n D_t$	Z_t	$\bar{R}^2$	SE $\hat{\rho}$	DW	定数項	C_t	$l_n D_t + Z_t$	$\bar{R}^2$	SE $\hat{\rho}$	DW	F
0.1	−0.2874	0.1589	3.5373	3.3413	0.9769	0.0564	2.1824	−0.1938	0.1606	5.1460	0.9698	0.0757	2.0502	238.5495
	(−6.0703)	(6.8495)	(33.1145)	(28.2394)		0.3172		(−3.1030)	(6.1151)	(96.9216)		0.1825		
0.2	−0.2791	0.0843	3.4652	3.6224	0.9765	0.0569	2.2216	−0.3341	0.0821	2 8514	0 9787	0.0599	2.1805	33.2405
	(−5.8430)	(6.7500)	(32.9506)	(27.6440)		0.3629		(−6.6551)	(6.9548)	(115.9250)		0.2852		
0.3	−0.2707	0.0595	3.3906	3.9804	0.9757	0.0574	2.2583	−0.3671	0.0559	2.0137	0.9815	0.0703	2.0726	147.3076
	(−5.6187)	(6.6375)	(32.6894)	(26.9497)		0.4053		(−6.1990)	(7.2101)	(124.5494)		0.1428		
0.4	−0.2626	0.0470	3.3142	4.4546	0.9749	0.0580	2.2917	−0.3710	0.0436	1.5979	0.9821	0.0767	2.0432	221.4186
	(−5.4025)	(6.5194)	(32.3267)	(26.1562)		0.4441		(−5.7461)	(7.1998)	(126.7535)		0.1003		
0 5	−0 2549	0.0396	3.2365	5.1155	0 9740	0.0586	2.3207	−0.3696	0.0369	1.3504	0.9822	0.0808	2.0421	266.9853
	(−5.1977)	(6.4011)	(31.8619)	(25.2665)		0.4794		(−5.4376)	(7.1229)	(126.9825)		0.1013		
0.6	−0.2479	0 0346	3.1575	6.1041	0.9729	0.0592	2.3453	−0.3663	0.0316	1.1861	0.9820	0.0837	2 0523	294.8009
	(−5 0066)	(6.2868)	(31.2976)	(24.2870)		0.5113		(−5.2106)	(7.0236)	(126.3997)		0.1217		
0.7	−0.2416	0 0311	3.0776	7.7488	0.9718	0.0599	2.3651	−0.3618	0.0283	1.0690	0.9817	0.0857	2.0691	310.6316
	(−4.8302)	(6.1791)	(30.6390)	(23 2260)		0.5398		(−5.0264)	(6.9087)	(125.3021)		0.1519		
0.8	−0.2360	0.0284	2.9972	11.0349	0.9707	0.0606	2.3803	−0.3562	0.0258	0.9814	0.9813	0.0872	2.0903	317.7263
	(−4.6691)	(6.0798)	(29.8937)	(22.0939)		0.5654		(−4.8647)	(6.7794)	(123.8001)		0.1874		
0.9	−0.2312	0 0263	2.9162	20.8875	0.9695	0.0614	2.3912	−0.3495	0.0238	0.9134	0.9807	0.0884	2.1145	318.0903
	(−4.5226)	(5.9895)	(29 0707)	(20.9018)		0.5881		(−4.7140)	(6.6367)	(121.9593)		0.2256		

注） $C_t = \theta r_{t-1}$, $Z_t = -(1-\theta) l_n D_{t-1}$, $X_t = l_n R_t - (1-\theta) l_n R_{t-1}$　$\hat{\rho}$：1階の自己回帰係数の推定値　　（データ数298）

$\bar{R}^2$：自由度修正済決定係数，SE：残差の標準誤差，DW：ダービンワトソン比，（　）内は t 値

〔表 2〕〈全国銀行〉GLS

	$X_t=CONST+\alpha_1C_t+\alpha_2l_nD_t+\beta_0Z_t+\varepsilon_t$							$X_t=CONST+\alpha_1'C_t+\alpha_2'(l_nD_t+Z_t)+\varepsilon_t'$						$\alpha_2=\beta_0$ の検定
θ	定数項	C_t	l_nD_t	Z_t	$\bar{R}^2$	SE $\hat{\rho}$	DW	定数項	C_t	$l_nD_t+Z_t$	$\bar{R}^2$	SE $\hat{\rho}$	DW	F
0.11	−0.2866	0.1453	3 5302	3.3668	0.9768	0.0564	2.1864	−0.1911	0 1467	4.7271	0.9714	0.0683	2.0948	139.0589
	(−6.0475)	(6 8403)	(33.1024)	(28.1844)		0.3219		(−3.4086)	(6.2463)	(99.6236)		0 2531		
0.12	−0.2858	0.1340	3.5231	3 3927	0.9768	0.0565	2.1904	−0.2049	0.1354	4.3884	0.9731	0.0631	2.1315	74.6946
	(−6.0248)	(6.8310)	(33.0892)	(28 1282)		0.3266		(−3.9652)	(6.4172)	(102.7392)		0 2983		
0 13	−0.2849	0.1245	3.5159	3.4192	0.9768	0.0565	2.1943	−0.2258	0.1257	4.1053	0.9745	0.0597	2.1603	34.9322
	(−6.0021)	(6 8215)	(33.0751)	(28.0710)		0.3313		(−4.6175)	(6.5798)	(105.6928)		0.3253		
0.14	−0.2841	0.1163	3 5088	3.4463	0.9768	0.0566	2.1983	−0.2478	0 1172	3.8615	0.9756	0.0577	2.1824	12.4483
	(−5.9794)	(6.8118)	(33.0601)	(28.0129)		0.3359		(−5.2310)	(6.6990)	(108.0304)		0.3399		
0.15	−0.2833	0.1092	3.5016	3.4739	0.9767	0.0566	2.2022	−0.2683	0.1096	3.6468	0.9763	0.0567	2.1980	2.0825
	(−5.9566)	(6.8019)	(33.0442)	(27.9539)		0 3405		(−5.7370)	(6.7723)	(109.7345)		0.3445		
0.16	−0.2824	0.1029	3.4943	3.5023	0.9766	0.0567	2.2061	−0.2864	0.1028	3.4550	0.9768	0.0566	2.2065	0.1499
	(−5 9339)	(6.7918)	(33.0274)	(27.8939)		0.3450		(−6.1154)	(6.8151)	(111.0340)		0.3428		
0.17	−0.2816	0.9746	3.4871	3.5313	0.9766	0.0567	2.2100	−0.3018	0 9673	3.2819	0.9775	0.0570	2.2079	3.9845
	(−5.9111)	(6.7816)	(33.0096)	(27.8329)		0.3495		(−6.3744)	(6.8461)	(112.1910)		0 3342		
0 18	−0.2807	0.9259	3.4798	3.5609	0.9766	0.0568	2.2139	−0.3148	0.9129	3.1248	0.9778	0.0578	2.2029	11.6459
	(−5 8884)	(6.7712)	(32.9909)	(27.7709)		0.3540		(−6.5351)	(6.8775)	(113.3721)		0.3321		
0.19	−0.2799	0.0882	3.4725	3.5913	0.9765	0.0568	2.2177	−0.3254	0.0864	2.9818	0.9783	0.0568	2.1932	21.7311
	(−5.8656)	(6.7606)	(32.9712)	(27.7080)		0.3580		(−6.6215)	(6.9140)	(114 6268)		0.3039		

注）〔表 1〕に同じ．

〔表 3〕〈都市銀行〉GLS

θ	定数項	C_t	l_nD_t	Z_t	$\bar{R}^2$	SE $\hat{\rho}$	DW	定数項	C_t	$l_nD_t+Z_t$	$\bar{R}^2$	SE $\hat{\rho}$	DW	$\alpha_2=\beta_0$ の検定 F
0.19	−0 3281 (−5 9327)	0 0764 (6 8991)	2 6291 (17 0755)	2 5504 (13 4566)	0 9815	0 0658 0 1097	2 0518	−0 3229 (−5 8036)	0 0729 (6 8452)	2 9622 (121 7681)	0 9807	0 0662 0 1223	2 0586	4 7665
0 20	−0 3273 (−5.9171)	0 0730 (6 8896)	2 6262 (17 0964)	2 5740 (13 4446)	0 9814	0 0659 0 1159	2 0520	−0 3240 (−5 8501)	0.0736 (6 8646)	2 8338 (122 7118)	0 9809	0.0659 0 1253	2 0618	1 8485
0 21	−0 3266 (−5 9012)	0 0699 (6 8797)	2 6232 (17 1174)	2 5981 (13 4325)	0 9814	0 0659 0 1219	2 0606	−0 3251 (−5 8807)	0 0702 (6 8787)	2 7173 (123 3777)	0 9812	0 0658 0 1269	2 0637	0 3790
0.22	−0.3258 (−5 8851)	0 0614 (6 8695)	2 6202 (17 1384)	2 6227 (13 4202)	0 9814	0.0659 0 1281	2 0651	−0 3259 (−5 8981)	0 0671 (6 8887)	2 6112 (124 2645)	0 9814	0 0658 0.1276	2 0647	0 0046
0.23	−0 3250 (−5 8687)	0.0646 (6 8590)	2 6171 (17 1594)	2 6479 (13.4077)	0 9813	0.0659 0 1342	2 0695	−0 3267 (−5 9048)	0 0643 (6 8955)	2 5141 (124.9078)	0 9816	0 0659 0 1275	2 0650	0 4543

注）〔表1〕に同じ。

〔表 4〕〈地方銀行〉OLS

θ	定数項	C_t	l_nD_t	Z_t	$\bar{R}^2$	SE	DW	定数項	C_t	$l_nD_t+Z_t$	$\bar{R}^2$	SE	DW	$\alpha_1=\beta_0$ の検定 F
0.1	0 3604 (4 1580)	0 1211 (4 8735)	3 8425 (25 8853)	3 7797 (22 9729)	0 9514	0 0830	2.1016	0 4598 (5 4686)	0 1262 (4 9635)	4 3209 (66 2148)	0 9489	0 0851	2 0476	12 7274
0 11	0 3644 (4 2019)	0 1107 (4.8992)	3 8325 (25 7988)	3 8074 (22 8679)	0 9519	0 0831	2 0970	0 3967 (4 7683)	0 1124 (4 9742)	4 0091 (68 1759)	0 9517	0 0832	2 0724	1.6765
0 12	0.3685 (4 2455)	0.1021 (4 9248)	3 8224 (25 7121)	3 8358 (22 7625)	0 9523	0.0832	2 0924	0 3543 (4 2306)	0 1014 (4.9029)	3 7349 (68 7156)	0.9524	0 0831	2 1069	0.3989
0 13	0.3726 (4.2891)	0 0948 (4.9502)	3 8124 (25 6249)	3 8648 (22 6568)	0 9528	0 0832	2 0878	0 3266 (3 8314)	0 0923 (4 7856)	3 4934 (68 3285)	0 9519	0 0838	2 1484	5 2006

注）〔表1〕に同し。　　　　（データ数238）

〔表 5〕

全国銀行	$l_n R=-1.7650+0.1029\bar{r}+3.4943l_n D$　　$\theta=0.16$
都市銀行	$l_n R=-1.4809+0.0671\bar{r}+2.6202l_n D$　　$\theta=0.22$
地方銀行	$l_n R=3.0708+0.1021\bar{r}+3.8224l_n D$　　$\theta=0.12$

推定結果である。この表では⒄式および⒅式のそれぞれの説明変数はすべて望ましい符号条件を満足し、しかもそれらは統計的に高度に有意である。しかしながら $\alpha_0=\beta_0$ の検定においてF値は極めて高く、とても⒄式と⒅式を同じものとは見なせない。

そこで〔表1〕の l_nD_t と Z_t の推定値の動きとF値から、0.1と0.2の間について、さらに0.01間隔でθの値を特定化した推定結果が〔表2〕である。

〔表2〕において、$\theta=0.16$のとき、F値は0.1499と最も小さくなる。そこで全国銀行については、$\theta=0.16$の諸推定値を取りあげよう。

同様の方法で、〔表3〕には都市銀行について、〔表4〕には地方銀行について、それぞれF値の小さくなる区間の推定結果を示した。これらはいずれも望ましい符号条件を満足し、統計的にも高度に有意である。〔表3〕より都市銀行については$\theta=0.22$が、〔表4〕より地方銀行については$\theta=0.12$が選びだされる。都市銀行のθが地方銀行に比べて高いのは、都市銀行の方が期待修正（調整）の度合が大きいことを意味しているのである。

以上より〔表5〕が得られる。この表より全国銀行、都市銀行そして地方銀行について、期待コール・レートの（$\bar{r}$）係数符号が正であることがわかる。

以上の推定結果から、銀行の準備需要が期待コール・レートに依存し、その増加関数となることが示されるのである。

（4） 本節の計測は、一橋大学情報処理センターを利用した。

（5） ここで準備需要については、$R=Ae^{\alpha_1 \bar{r}}D$　$A=e^{\alpha_0}$ なる関数形を想定している。

四　むすび

本稿においては、コール市場の準備資金調整機能を強調し、期待コール・レートが銀行の準備保有行動に影響を与えることを考えた。そしてその実証的検討に際して、一つの試みとして適応的期待形成を取りあげてみたのである。他の期待形成（合理的期待等）については今後の課題である。(*)

（*） 本稿作成にあたり、藤野正三郎教授より貴重なコメントを頂きました。記して感謝の意を表します。

参考文献

〔1〕 岩田一政・浜田宏一『金融政策と銀行行動』東洋経済新報社一九八〇年

〔2〕 江口英一「コメント：堀内昭義『窓口指導』の有効性」『経済研究』一九七七年七月

〔3〕 金子隆「金融機関の準備保有行動―コール需給発生メカニズムの解明に向けて―」『三田商学研究』一九八一年十二月

〔4〕 金子隆「短期金融市場の二つの機能と銀行行動」『三田商学研究』一九八二年十二月

〔5〕 鈴木淑夫『金融政策の効果―銀行行動の理論と計測』

東洋経済新報社一九六六年

〔6〕広江満郎「銀行準備に関する統計的分析」『経済学論叢』(同志社大学)一九八一年十月

〔7〕古川顕「窓口規制の有効性―堀内・江口論争をめぐって―」『経済研究』一九八一年一月

〔8〕堀内昭義「『窓口指導』の有効性」『経済研究』一九七七年七月

〔9〕堀内昭義「江口英一氏のコメントに答える―窓口規制の有効性について」『経済研究』一九七八年一月

〔10〕堀内昭義「銀行・金融機関の準備需要について―浜田・岩田および古川の計測結果の再検討―」『経済研究』一九八一年四月

〔11〕Goldfeld, S. M., Commercial Bank Behavior and Economic Activity, Amsterdam 1966.

〔12〕Meigs J. A, Free Reserves and the Money supply, Chicago. 1962

〔13〕Teigen, R. L, “Demand and Supply Function for Money in the United States: Structural Estimates,” Econometrica, October 1964, pp 476—509

（一橋大学大学院博士課程）