

日本の貸出市場の不均衡の計測*

—改善されたデータを用いて—

釜 江 廣 志

1. はじめに

わが国の貸出市場における信用割当を対象とした実証分析はこれまでいくつか行なわれている。しかし市場の不均衡を明示的に仮定した上で、貸出の需要関数と供給関数を直接計測することは、浜田・岩田・石山 [7] により初めて試みられた。そこでは貸出金利が公定歩合と制度的に連動していることを考慮しつつ、フェア・ジャックフェ [1] の方法を参照して推定がなされている。得られた結論は、「貸出市場が絶えず均衡しているという想定にもとづいて需要曲線・供給曲線を推定しても意味のある結果が得られない場合でも、市場は不均衡状態にあり、計画された需要あるいは供給のいずれか小さい方の値をとるという想定にもとづいて推定すると、意味のある結果が得られることが多い」([7] 202 ページ) というものであった。しかし用いられたデータの連続性には問題が残されている。不均衡という複雑な状態の計測の場合、連続性をできるだけ保持するようにデータを改善すれば、結果が異なることもある。本稿は、浜田他 [7] の分析のフレームワークには従いながら、改善されたデータを用いて再計測を行ない、前記の結論が必ずしも得られないことを示すことを目的とする。ただし連続性を保つようなデータを採用するために、計測期間は少し短縮されている。なお以下で見ると、需給均衡の仮定の下での結果が不均衡の仮定の下での結果に比べ、つねにより意味のあるものであるとは言えず、不均衡状態の存在の可能性は否定できないように思われる。従ってこれらの計測には別の方法や別の変数を用いてさらに検討することが今後必要であろう。

* この論文の草稿に対し、斎藤光雄教授(神戸大学)、浜田文雅教授(慶応大学)、古川顕助教授(神戸学院大学)、ならびに麻田四郎教授ほかの小樽商科大学の諸先生から御教示を、本誌レフェリーから有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げます。なお、本稿は昭和 52 年度文部省科学研究費の補助を受けた研究の一部である。

2. モデル

貸出の需要・供給関数としては浜田他 [7] と同様に

$$(1) L^S = L^S(r^l, D)$$

$$(2) L^S = L^S(r^l, D, r^c)$$

$$(3) L^S = L^S(r^l, D, q)$$

$$(4) L^D = L^D(r^l, S)$$

を用いる¹⁾。ここに L^S, L^D はそれぞれ貸出の供給額と需要額、 r^l は貸出金利、 D は金融機関の預金額、 r^c はコール・レート、 q は預金準備率、 S は企業の売上高である²⁾。計測に際して体系を連立化する。貸出市場が均衡しているとの仮定の下では、(1)~(3)の1つと(4)と

$$(5) L^S = L^D$$

を組合せる。不均衡が存在するとの仮定の下では、(1)~(3)のうちの1式と(4)と次の3式

$$(6) \Delta r^l = f(L^*, g(r^l, r^d, \Delta r^d, \Delta r_{-1}^d, \Delta r_{-2}^d))$$

$$(7) \Delta r^l = r^l - r_{-1}^l$$

$$(8) L^* = L^S - L^D$$

を連立させる。ここに r^d は公定歩合である。関数 g は以下の期間区分基準(i)~(iii)に対応して異なる変数をもつ。

期間区分の基準も浜田他 [7] と同様のものを採用した。すなわち、

$$(i) \Delta r^l > 0 \text{ ならば供給曲線上}$$

$$\Delta r^l < 0 \text{ ならば需要曲線上}$$

と区別する、

$$(ii) \Delta r^l - \beta(A \cdot r^d + B - r^l) > 0 \text{ ならば供給曲線上}$$

$$\Delta r^l - \beta(A \cdot r^d + B - r^l) < 0 \text{ ならば需要曲線上}$$

1) ただし平均費用 A^c は説明変数として使わなかった。これは半期ベースのデータしか得られないためである。

2) 導関数の予想される符号は次のとおり。

$$\frac{\partial L^S}{\partial r^l} > 0, \quad \frac{\partial L^S}{\partial D} > 0, \quad \frac{\partial L^S}{\partial r^c} < 0, \quad \frac{\partial L^S}{\partial q} < 0,$$

$$\frac{\partial L^D}{\partial r^l} < 0, \quad \frac{\partial L^D}{\partial S} > 0$$

と区別する,

(iii) $\Delta r^l - (C \cdot \Delta r^d + E \cdot \Delta r_{-1}^d + F \cdot \Delta r_{-2}^d) > 0$ ならば
供給曲線上

$\Delta r^l - (C \cdot \Delta r^d + E \cdot \Delta r_{-1}^d + F \cdot \Delta r_{-2}^d) < 0$ ならば
需要曲線上

と区別する, の3基準である。

ここで A, B は

$$r^l = A \cdot r^d + B$$

の回帰係数であり, C, E, F は

$$\Delta r^l = C \cdot \Delta r^d + E \cdot \Delta r_{-1}^d + F \cdot \Delta r_{-2}^d$$

の回帰係数である。

(6)式は(i)~(iii)に対応してそれぞれ次の形をとる。

$$(6') \quad \Delta r^l = f(L^*)$$

$$(6'') \quad \Delta r^l = f(L^*, r^l, r^d)$$

$$(6''') \quad \Delta r^l = f(L^*, \Delta r^d, \Delta r_{-1}^d, \Delta r_{-2}^d)$$

3. データ

浜田他[7]では貸出額, 金融機関預金額はともに『資金循環表』から, 企業の売上高は『法人企業統計』から採られている。しかし『資金循環表』の昭和38年以前の四半期表と年末残高表とは対象とする金融機関が異なるためデータが連続しない³⁾。『法人企業統計』では, 標本を1年間固定し, 4~6月調査において一斉に更新するので連続性に問題が生じる⁴⁾。そこで本稿では『法人企業統計』の不連続性の修正を試みた法人企業統計研究会[8]データから貸出額と売上高を採ることにした。 L, S はともに全産業, 資本金1千万円以上の法人企業の計数であり(季節調整済, 単位1兆円), L は金融機関短期借入金・同長期借入金・受取手形割引残高の和である。金融機関の預金額 D は『資金循環表』の市中金融部門の当座性・短期性・定期性預金の和である(EPA法により季節調整を行なった。単位1兆円)。なお『資金循環表』の不連続性のため計測期間を昭和39年以降とせざるをえなかった⁵⁾。貸出金利は『経済統計年報』

3) 四半期表には, 全国信用金庫連合会, 信用組合, 全国信用組合連合会, 労働金庫, 生命保険・損害保険会社, 農林中金を除く農林水産金融機関, 証券金融会社, 短資会社, 在日外国銀行は含まれていない。昭和38年末の全貸出に占めるこれら金融機関のシェアは約13%である。

4) たとえば法人数は39年1~3月の18,658社から4~6月の24,691社へ, 48年1~3月の89,342社から4~6月の106,614社へと大幅に増加している(全産業, 資本金1千万円以上)。

5) 従って本稿の結果と浜田他[7]の結果のくい違

の全国銀行・相互銀行・信用金庫の各貸出約定平均金利⁶⁾の3ヵ月毎の平均を, それらの貸出額をウェイトとして加重平均した⁷⁾ものであり, コール・レートとしては「コール・レート無条件物平均」の3ヵ月平均, 預金準備率としては全国銀行預金残高1千万円超(48年1月15日まで, それ以降は1兆円超)の「その他預金」に対する預金準備率を用いた(単位はすべて%である)。計測期間は昭和39年第3四半期から終わりは浜田他[7]と同じく昭和48年第1四半期までの35期とした。

4. 計測結果

残高ベースの計測結果は第1~3表である。預金準備率とコール・レートを考慮しない場合(第1表)の均衡仮定の下での二段階最小二乗法(2SLS)の結果(第2欄)によれば, 供給関数の貸出金利の符号は予想される符号の逆であるが, 需要関数の貸出金利の符号は予想と一致しかつ有意である。また売上高の符号は, 浜田他[7]の結果とは異なり, 予想と一致しかつ有意である。預金準備率を考慮した場合(第2表)の均衡仮定下での2SLSによれば, 供給関数の貸出金利と預金準備率の符号はともに予想の逆で浜田他[7]とは異なる。しかし需要関数の貸出金利と売上高の符号はともに予想と一致しかつ有意である。コール・レートを考慮した場合(第3表)の均衡仮定下での2SLSによれば, 供給関数の貸出金利とコール・レートの符号は予想と一致して浜田他[7]とは異なる。またこれらの有意水準は高い。需要関数の貸出金利と売上高の符号は予想と一致している。

次に不均衡の仮定の下での計測を行なった。期間の区分法は前記の3方法を用いた。(ii)の場合の $A \cdot r^d + B$ は次の回帰式を用いた。

$$r^l = 0.367r^d + 5.618 \quad (7.30)$$

いの原因の1つとしてこの点も考慮される必要はある。

6) 約定金利を貸出市場の不均衡の存在の判定に用いることには問題があるとの指摘を本誌レフェリーから受けた。実効金利を用いての計測をすべきであると解釈されるが, この点の検討は今後の課題としたい。なお, 実効金利によっても需給均衡がもたらされない可能性は, 貝塚([5]174ページ), 鈴木([6]48ページ)に指摘がある。

7) ただし信用金庫については各年の3月末, 9月末の金利しか得られないので, これらをそれぞれ第1, 3四半期の平均金利とし, 第2, 4四半期についてはそれぞれの前の期と後の期との平均値で代理させた。また農林系金融機関の金利データは利用可能ではなかったので含めていない。

第1表 貸出需給の計測(残高ベース)

推定法	サンプル数	被説明変数	r^L	D	S	const.	\bar{R}^2	$D. W.$	\bar{S}	
通常の計測法	最小二乗法	35	L^S	2.817* (7.93)	0.932 (188.)		-24.04	0.9995	0.66	0.412
		35	L^D	-1.631 (-0.73)		1.331 (28.1)	10.77	0.9785	0.17	2.703
	二最小二乗階段法	35	L^S	-2.103 (-0.81)	0.883 (33.4)		16.07	0.9988	0.37	0.702
		35	L^D	-34.889 (-20.3)		0.850* (32.1)	281.92	0.9984	0.25	0.731
不均衡状態の計測法 (二段階最小二乗法)	(i) 分類	10	L^S	3.692 (7.34)	0.927 (118.)		-30.93	0.9994	2.45	0.249
		25	L^D	2.139* (1.01)		1.417 (32.4)	-19.81	0.9900	0.37	2.097
	(ii) 分類	14	L^S	2.875 (4.14)	0.916 (136.)		-23.87	0.9996	0.95	0.316
		21	L^D	-4.513 (-1.43)		1.396 (23.7)	29.73	0.9834	0.75	2.462
	(iii) 分類	14	L^S	2.625 (3.99)	0.912 (137.)		-21.65	0.9995	1.27	0.300
		21	L^D	5.190* (1.88)		1.509 (26.4)	-46.17	0.9903	0.85	2.093

第2表 預金準備率を考慮した場合(残高ベース)

推定法	サンプル数	被説明変数	r^L	D	q	S	const.	\bar{R}^2	$D. W.$	\bar{S}	
通常の計測法	最小二乗法	35	L^S	2.781* (6.55)	0.932 (159.)	0.030 (0.16)		-23.78	0.9995	0.66	0.419
		35	L^D	-1.631 (-0.73)		1.331 (28.1)	10.77	0.9785	0.17	2.703	
	二最小二乗階段法	35	L^S	-1.979* (-0.89)	0.880 (35.4)	1.111* (1.99)		13.76	0.9988	0.39	0.638
		35	L^D	-9.171 (-2.84)		1.221 (21.7)	72.27	0.9825	0.14	2.436	
不均衡状態の計測法 (二段階最小二乗法)	(i) 分類	10	L^S	2.727 (1.80)	0.928 (109.)	0.304* (0.64)		-23.96	0.9994	2.41	0.251
		25	L^D	2.091* (0.98)		1.416 (32.2)	-19.42	0.9900	0.37	2.099	
	(ii) 分類	14	L^S	4.188 (4.32)	0.923 (130.)	-0.373 (-1.80)		-33.94	0.9997	1.23	0.288
		21	L^D	-4.499 (-1.44)		1.396 (23.9)	29.61	0.9834	0.73	2.460	
	(iii) 分類	14	L^S	5.288 (7.47)	0.942 (122.)	-2.120* (-4.64)		-41.00	0.9998	2.53	0.181
		21	L^D	5.015* (1.81)		1.506 (26.1)	-44.74	0.9902	0.84	2.107	

第3表 コール・レートを考慮した場合(残高ベース)

推定法		サンプル数	被説明変数	r^L	D	r^c	S	const.	\bar{R}^2	$D. W.$	\bar{S}
通常の計測法	最小二乗法	35	L^S	3.463* (8.84)	0.933 (208.)	-0.162* (-2.88)		-27.89	0.9996	0.76	0.372
		35	L^D	-1.631 (-0.73)			1.331 (28.1)	10.77	0.9785	0.17	2.703
	二最小二乗階法	35	L^S	8.670* (2.52)	0.968 (39.8)	-0.595* (-2.01)		-66.57	0.9988	0.37	0.636
		35	L^D	-8.915 (-2.80)			1.225 (22.0)	70.18	0.9825	0.19	2.442
不均(二段階)状態の計測法	(i) 分類	10	L^S	4.385 (2.55)	0.923 (81.0)	-0.147 (-0.49)		-34.93	0.9991	2.32	0.303
		25	L^D	2.129* (1.01)			1.416 (32.3)	-19.72	0.9900	0.37	2.097
	(ii) 分類	14	L^S	4.676 (6.96)	0.924 (185.)	-0.187* (-3.75)		-37.01	0.9998	1.84	0.214
		21	L^D	-4.548 (-1.43)			1.396 (23.7)	30.00	0.9834	0.77	2.461
	(iii) 分類	14	L^S	2.847 (6.03)	0.915 (190.)	-0.239 (-3.59)		-21.76	0.9998	2.15	0.231
		21	L^D	5.066* (1.84)			1.507 (26.2)	-45.18	0.9902	0.86	2.102

第4表 貸出需給の計測(フロー・ベース)

推定法		サンプル数	被説明変数	r^L	ΔD	S	const.	\bar{R}^2	$D. W.$	\bar{S}
通常の計測法	最小二乗法	35	ΔL^S	0.493 (2.01)	0.891 (16.3)		-3.830	0.9271	1.12	0.292
		35	ΔL^D	0.370 (1.33)		0.082 (13.9)	-3.643	0.9038	1.25	0.335
	二最小二乗階法	35	ΔL^S	-5.679 (-3.32)	-0.067* (-0.25)		45.628	0.9389	1.24	0.267
		35	ΔL^D	-4.925 (-4.61)		0.005* (0.32)	39.527	0.9390	1.25	0.267
不均(二段階)状態の計測法	(i) 分類	10	ΔL^S	0.655 (1.16)	1.050 (5.34)		-5.286	0.7483	2.36	0.287
		25	ΔL^D	0.818* (3.04)		0.092 (16.6)	-7.276	0.9543	2.00	0.262
	(ii) 分類	14	ΔL^S	0.522 (1.09)	1.001 (12.7)		-4.345	0.9484	1.64	0.233
		21	ΔL^D	-0.165 (-0.37)		0.079 (9.60)	0.445	0.9032	2.44	0.344
	(iii) 分類	14	ΔL^S	0.087 (0.14)	0.913 (8.74)		-0.655	0.8821	2.45	0.302
		21	ΔL^D	0.534* (1.32)		0.088 (10.5)	-5.081	0.9372	2.54	0.304

第5表 預金準備率を考慮した場合(フロー・ベース)

推定法		サンプル数	被説明変数	r^l	ΔD	q	S	const.	\bar{R}^2	$D. W.$	\bar{S}
通常の計測法	最小二乗法	35	ΔL^S	0.655 (2.21)	0.926 (14.1)	-0.129* (-0.98)		-4.971	0.9270	1.17	0.292
		35	ΔL^D	0.370 (1.33)			0.082 (13.9)	-3.643	0.9038	1.25	0.335
	二最小二乗階段法	35	ΔL^S	-10.712 (-3.45)	-1.067* (-1.95)	2.696 (3.46)		82.751	0.9389	1.33	0.267
		35	ΔL^D	-0.359 (-0.73)			0.071 (8.49)	2.304	0.9001	1.10	0.341
不均衡状態の計測法 (二段階最小二乗法)	(i) 分類	10	ΔL^S	1.079 (0.56)	1.038 (4.79)	-0.138 (-0.23)		-8.354	0.7077	2.33	0.309
		25	ΔL^D	0.790* (2.90)			0.091 (16.3)	-7.053	0.9531	2.00	0.266
	(ii) 分類	14	ΔL^S	0.156 (0.22)	0.975 (11.0)	0.116* (0.72)		-1.584	0.9460	1.72	0.238
		21	ΔL^D	-0.194 (-0.44)			0.079 (9.61)	0.677	0.9035	2.44	0.343
	(iii) 分類	14	ΔL^S	-0.847* (-1.14)	0.743 (5.61)	0.907* (1.84)		5.777	0.9030	2.81	0.274
		21	ΔL^D	0.541* (1.35)			0.088 (10.6)	-5.139	0.9374	2.52	0.304

第6表 コール・レートを考慮した場合(フロー・ベース)

推定法		サンプル数	被説明変数	r^l	ΔD	r^c	S	const.	\bar{R}^2	$D. W.$	\bar{S}
通常の計測法	最小二乗法	35	ΔL^S	0.299 (1.03)	0.897 (16.5)	0.055 (1.24)		-2.726	0.9283	1.21	0.289
		35	ΔL^D	0.370 (1.33)			0.082 (13.9)	-3.643	0.9038	1.25	0.335
	二最小二乗階段法	35	ΔL^S	-1.997* (-2.84)	0.665 (8.07)	0.244 (3.64)		14.090	0.9411	1.40	0.262
		35	ΔL^D	-0.054* (-0.12)			0.075 (9.61)	-0.183	0.8985	1.17	0.344
不均衡状態の計測法 (二段階最小二乗法)	(i) 分類	10	ΔL^S	2.415* (1.60)	0.936 (4.49)	-0.329* (-1.26)		-16.030	0.7662	2.01	0.276
		25	ΔL^D	0.818* (3.07)			0.092 (16.6)	-7.282	0.9546	2.00	0.261
	(ii) 分類	14	ΔL^S	-0.035 (-0.06)	0.978 (12.8)	0.070 (1.46)		-0.428	0.9532	1.97	0.222
		21	ΔL^D	-0.184 (-0.42)			0.079 (9.61)	0.592	0.9034	2.44	0.343
	(iii) 分類	14	ΔL^S	0.063* (0.11)	0.936 (9.62)	0.150 (1.74)		-1.624	0.9003	2.78	0.277
		21	ΔL^D	0.534* (1.32)			0.088 (10.5)	-5.081	0.9372	2.54	0.304

注) ()内は t 値である。係数推定値につけた * はその符号が浜田他 [7] の対応する推定値の符号の逆であることを示す。

$R^2=0.6062$, $D. W.=0.15$, $\bar{S}=0.179$
 β の値をいくつかとってみると、需要曲線上に属する観察値は $\beta=0.1$ の時 24 個、 $\beta=0.5$ の時と $\beta=0.9$ の時はともに 21 個でそれほど変化はないから、浜田他 [7] と同様に $\beta=0.5$ のときの期間区分を採用した。(iii) の場合の推定式は

$$\Delta r^d = 0.184 \Delta r^d + 0.139 \Delta r_{-1}^d + 0.092 \Delta r_{-2}^d$$

(4.06) (3.33) (2.31)

$$R^2=0.6192, D. W.=0.66, \bar{S}=0.047.$$

基準 (i) ~ (iii) のいずれの区分でも需要曲線上の観察値の数の方が供給曲線上のそれよりも多くなり、信用割当の期間が多いとのいわゆる実感の逆になる。

これらの基準による区分にもとづく結果が第 1~3 表の第 3~5 欄である。初めに需要関数の結果がどのように変化しているかを浜田他 [7] と比較してみる。まず貸出金利は均衡仮定下の 2SLS においては 3 つの場合 (第 1~3 表) と、浜田他 [7] でも本稿の結果でも係数が負で予想に一致した。しかし不均衡仮定下の 3 つの場合の (i), (iii) では、浜田他 [7] が負であったのに対し本稿は正で予想の逆となり、均衡仮定下に比べて悪化した。また (iii) ではやや有意である。次に売上高の係数は、浜田他 [7] ではその第 1 表 (準備率とコール・レートを考慮しない場合) の均衡仮定下の 2SLS 推定が負であったが、不均衡仮定下では (i) ~ (iii) とともに正に改善された。これに対し本稿の結果では、全ての場合 (第 1~3 表) の均衡仮定下、不均衡仮定下のいずれでも正で予想と一致し改善は見られない。これらのことから、残高ベースの需要関数に関しては、不均衡仮説の下での計測結果が均衡仮説の下でのそれに比べよりもっともらしいとの浜田他 [7] の結論は導けないと言えよう。

供給関数の変化を次に調べる。第 1, 2 表の (i) ~ (iii) で貸出金利は符号が正で予想に一致し、均衡仮定下の 2SLS でのそれが負であったのに比べ改善された。第 3 表ではいずれも正で変化はない。第 2 表の預金準備率の符号は、2SLS で正であったが、(ii) と (iii) では負となり改善された。第 3 表のコール・レートの符号は均衡、不均衡のいずれの仮定下でも負で予想に一致している。これらのことから、残高ベースの供給関数に関しては、不均衡仮説の下での結果の方が均衡仮説の下での結果に比べより意味のあるものであると言えよう。

続いてフロー・ベースでの計測結果を検討する (第 4~6 表)。これは誤差項の系列相関の処理⁸⁾を目的とす

るものであるが、本稿では浜田他 [7] との比較のために、残高変数を差分の形にして計測を行なう。均衡仮定下での計測から不均衡仮定下での計測への変化を、まず需要関数について調べる。貸出金利は、浜田他 [7] ではコール・レートを考慮する場合 ([7] の第 7 表)、均衡仮定下の 2SLS では正で予想の逆であったが、不均衡仮定下の (i) ~ (iii) では負となり改善された。残りの 2 つの場合 (その第 5, 6 表) と本稿の 3 つの場合 (第 4~6 表) では均衡仮定下で負であった。不均衡仮定下では本稿の第 4~6 表の (i), (iii) においてのみ正となり予想の逆へと悪化した。しかも (i) では有意水準が高い。また符号が悪化しなかった (ii) はどの場合も有意水準がかなり低い。次に売上高は、浜田他 [7] の第 5 表の預金準備率とコール・レートをともに考慮しない場合、均衡仮定下の 2SLS での負の符号から不均衡仮定下の (i) ~ (iii) での正へ改善が見られた。これに対し本稿では、均衡と不均衡のいずれの仮定下でも全て符号は正であり変化は見られない。これらから、フロー・ベースの需要関数に関しても前記の浜田他 [7] の結論は導けない⁹⁾と言えよう。

次に供給関数の変化を見る。均衡仮定下の 2SLS の貸出金利は第 4~6 表で予想の逆の符号でかつ有意、 ΔD は第 4, 5 表で予想の逆の符号であった。これに対し不均衡仮定下では第 5 表 (iii) と第 6 表 (ii) の貸出金利を除く両変数の符号は全て予想どおりに改善されている。また均衡仮定下の 2SLS での預金準備率 (第 5 表)、コール・レート (第 6 表) の符号はそれぞれ予想の逆であったが、不均衡仮定下の (i) のみでともに改善されている。また悪化している変数はない。これらのことから、フロー・ベースの供給関数に関しても、残高ベースの供給関数に関する結論と同じことが言えるであろう。

5. 要約と残された問題点

貸出市場が均衡状態にあるとの想定にもとづく推定よりも、不均衡状態にあるとの想定にもとづく推定の方が意味のある結果が得られる、との浜田他 [7] の結論は、前記のように改善されたデータを用いると特に需要関数については残高ベースでもフロー・ベースでも得られなかった。しかし供給関数についての計測によれば、需給均衡仮定の下での結果が不均衡仮定下での結果に比べつねに意味のあるものであるとは言えない。また信用割当

8) 連立体系における系列相関の処理法としては、フェア [2] の方法なども検討されるべきであろう。

9) このように需要関数についての結果が浜田他 [7] と異なるのは、特に売上高のデータの改善によるのではないかと考えられる。

に関する従来の研究¹⁰⁾を併せて考慮すれば、貸出市場の不均衡状態の存在の可能性は否定できないように思われる。従って浜田他[7]で試みられた以外の説明変数、期間区分の方法、推定法などを用いてさらに検討することが必要であろう。

(小樽商科大学)

参考文献

[1] Fair, R. C. and D. M. Jaffee, "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, Vol. 40(1972), pp. 497-514.

10) たとえば、林原・サントメロ[3]、貝塚・小野寺[4]など。特に前者では昭和39年12月から48年6月までを対象としており、本稿の計測期間とほぼ同じである。

[2] Fair, R. C., "The Estimation of Simultaneous Equation Models with Lagged Endogenous Variables and First Order Serially Correlated Errors," *Econometrica*, Vol. 38(1970), pp. 507-516.

[3] Rimbara, Y. and A. M. Santomero, "A Study of Credit Rationing in Japan," *International Economic Review*, Vol. 17(1976), pp. 567-580.

[4] 貝塚啓明・小野寺弘夫「信用割当について」『経済研究』第25巻第1号(1974年1月), pp. 13-23.

[5] 貝塚啓明「信用割当再論—寺西論文に寄せて—」『経済研究』第27巻第2号(1976年4月), pp. 172-176.

[6] 鈴木淑夫『現代日本金融論』東洋経済新報社, 1974年。

[7] 浜田宏一・岩田一政・石山行忠「日本の貸出市場における不均衡について」『経済研究』第28巻第3号(1977年7月), pp. 193-203.

[8] 法人企業統計研究会『法人企業統計の高度利用に関する調査研究』社会工學研究所, 1976年。

季刊理論経済学 第30巻 第3号 (発売中)

《論文》

豊田利久: 大インフレーション期における期待の形成

Eisuke Sakakibara: Purchasing Power Parity and Currency Substitution

Kiyoshi Kuga: Comparison of Inequality Measures—A Monte Carlo Study—

Mamoru Kaneko and Kenjiro Nakamura: Cardinalization of the Nash Social Welfare Function

《覚書・評論・討論》

Chulsoon Khang: The Optimal Use of Forest Resources

—The Case of Externality in Consumption—

Mikio Nakayama: Proportional Income Taxation and Nash Equilibria in a Public Goods Economy

Nobuhiro Okuno: On a Two-Part Tariff under Oscillating Demand

Takao Fujimoto: A Comment on Takeda's "A Note on the Fundamental Marxian Theorem"

B 5判・96頁・850円 理論・計量経済学会発行/東洋経済新報社発売