

銀行貸出と景気動向指数、預金量等との関係 についての分析

植林 茂

要旨

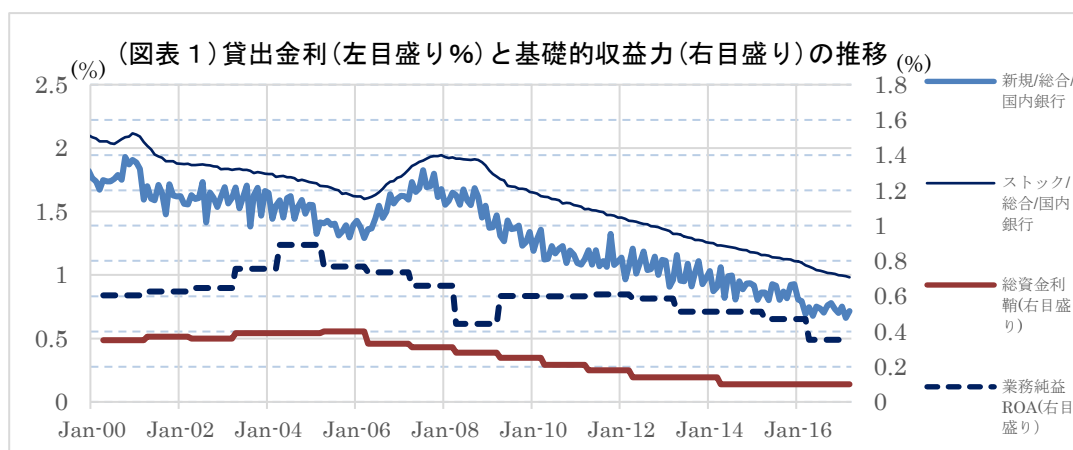
最近、景気の改善に力強さが欠けるとの見方が多い中で、銀行貸出は比較的高めの伸びを続けている。そこで、銀行貸出やその金利がどういった要因で変動しているかについて回帰分析を行うことで、決定要因を分析した。この分析結果をみる限り、景気要因は、リーマンショック以前・以後とも貸出量に正の影響を与えており、景気循環から銀行貸出へのトランスミッションが維持されていることが確認された一方、貸出金利に対しては、近年、有意な影響を与えていないことが分かった。一方で、かつては大きな影響力を持たなかった預金量（預貸バランス要因）が、貸出量・金利両面に対して最近、有意かつ大きな影響を与えている構図が明らかとなった。こうしたメカニズムが今後も続くのであれば、預金の増加が続く限りは、預貸バランス要因を背景とした金利低下が続き、基礎的銀行収益が悪化を続ける可能性がある。

1. 問題意識

最近、わが国金融機関の基礎的収益力の低下が指摘されており（図表1）¹、この要因としては、日本銀行のマイナス金利を始めとする金融緩和を背景とした利鞘の縮小や構造的な資金需要の減少、さらには金融機関のビジネスモデルの行き詰まりなどがその要

¹ 全国銀行財務諸表分析のデータより筆者作成。なお、本来、基礎的収益力をみるのであれば、業務純益 ROA より、コア業務純益 ROA で見るのが望ましいと考えられるが、業務純益とコア業務純益（＝業務純益＋一般貸倒引当金繰入額－国債等債券関係損益）の要素の一つである一般貸倒引当金繰入額につき一部過去データが入手できなかったため、業務純益 ROA を使った。ただし、コア業務純益 ROA も直近の推移をみる限り同様に着実に低下している。

因として挙げられることが多い。一方、銀行貸出前年比の推移をみると（図表2）、景気動向指数やGDP変化率と概ね同じような動きをしているものの、伸び率の水準的には2013年1月以降は一貫して2%を上回っているほか、2011年以降は一部の期間を除きGDP変化率を上回って推移しているなど、実体経済が力強さを欠く状況を踏まえれば、比較的健闘しているとみる事が可能である。この間、貸出金利は、少なくとも2009年以降は低下が止まらない状況が続いており、結果として、貸出金利や貸出スプレッドの低下を量の増加でカバーできず基礎的収益力が悪化しているという理解が可能であろう。



(出典)日本銀行データ及び全銀協・全国銀行財務諸表分析より筆者作成。



(出典) 内閣府・国民経済計算データ・景気動向指数 CI データ及び日本銀行・貸出約定平均金利データより筆者作成。

そこで、①資金需要が乏しいと言われる中で、何故、GDP 伸び率を上回るような比較的高めの銀行貸出の伸びが続いているのか、②景気と銀行貸出、金利との関係はやや長いレンジで見て、— 例えば、リーマンショック前と比べて— 構造的に変化していないのか、③特に、景気循環から貸出へのトランスミッションが有効に働いているのかなどの諸点について、貸出量、貸出金利の決定要因をできる限りシンプルな形で回帰分析を行うことで、明らかにすることを試みた。本稿では、これら分析を行うことにより、現在の貸出市場の大まかな構図を示し、現在の銀行貸出の量的な側面における問題点を端的に炙り出すことを狙うとともに、今後、景気循環的に後退局面に入る段階でどうなるのかを考える材料を提供することを企図している。

2. モデル

貸出については、以下の様な需要関数と供給関数を考えている（基本的な考え方については補を参照）。

(1) 貸出需要関数 $D(r, CI) = d_0 + d_1 r + d_2 CI$

r : 貸出金利、 CI : 景気要因の代替指標として $Y(GDP)$ の代わりに月次データを入力できる景気動向指数 CI (一致系列) を選択

事前的には $d_1 < 0$ 、 $d_2 > 0$ を想定している。

(2) 貸出供給関数 $S(r, Dep, Bc) = s_0 + s_1 r + s_2 Dep + s_3 Bc$

Dep : 預金残高(銀行の資金調達の容易さ、あるいは預貸バランスの代理変数)、 Bc : 倒産件数(銀行のモニタリングコスト)

$s_1 > 0$ を想定している。 Dep は預金残高であるので、銀行の資金調達の容易さを示す代理変数と考えられることから、 $s_2 > 0$ が想定されている。 Bc (倒産件数)は、銀行の融資におけるモニタリングコストと考えられるので、これが増加することはコスト要因に繋がるので、通常であれば $s_3 < 0$ が想定されている。ただし、不良債権が多額に発生し追い貸しが広く生じているような状況においては $s_3 > 0$ もありうる。

ここで均衡金利と均衡貸出を考えると、貸出需要 D = 貸出供給 S となることを用いて、両式から、

(3) 金利 $r = -(d_0 - s_0) / (d_1 - s_1) - d_2 / (d_1 - s_1) \times CI + s_2 / (d_1 - s_1) \times Dep + s_3 / (d_1 - s_1) \times Bc$

を導き得る²。これを（１）式に代入して、ここで分かり易いように貸出額を L と書き換えて表すと、

$$(4) L = -(d_0s_1 - d_1s_0) / (d_1 - s_1) - d_2s_1 / (d_1 - s_1) \times CI + d_1s_2 / (d_1 - s_1) \times Dep + d_1s_3 / (d_1 - s_1) \times Bc$$

L：貸出額（ここでは L=S=D となっている均衡状況を想定）

ここで、（４）式における各被説明変数の係数符号を考えると、（１）式より $d_1 < 0$ 、（２）式より $s_1 > 0$ が想定されるので、共通の分母である $(d_1 - s_1)$ は負が想定される。

CI（景気要因）については、通常であれば、 $d_2 > 0$ が想定されるので、 $-d_2 / (d_1 - s_1)$ は正が想定される（ただし、低成長で景気が悪く、追い貸し等を行って融資を増やせば負となる可能性）。

Dep（預金）については、流動性要因と理解しても、預貸バランス（預金からの貸出に対するプレッシャー）と考えてもよいが、預金の増加は貸出を増やす方向に働くので $d_1s_2 / (d_1 - s_1)$ は正が想定される（ d_1 、 s_1 、 s_2 の想定符号からも確認できる）。

Bc（倒産）については、通常であれば、融資においてリスクを避ける方向に動くので、 $d_1s_3 / (d_1 - s_1)$ は負が想定される（モニタリングコストが高くなると融資を抑制するため）が、倒産が増加する中で追い貸しを増やしているような局面では、正の場合もありうるであろう。

以下では、（３）式、（４）式を推計することで、どういった要因が貸出金利、貸出量に影響しているのかを分析する。

3. 貸出についての推計³

² 各係数の想定符号は、上述の想定等より、CI の係数の $-d_2 / (d_1 - s_1)$ は正、Dep の係数の $s_2 / (d_1 - s_1)$ は負、Bc の係数の $s_3 / (d_1 - s_1)$ は通常は正（ただし追い貸し等を行う局面は負）と想定される。

³ 本稿で推計に使う各データの記述統計について示すと、以下の通り。

	貸出残高 (国内銀行)	貸出金利(新規) (国内銀行)	貸出金利(ストック) (国内銀行)	景気動向指数 (一致系列 CI)	預金残高 (国内銀行)	倒産件数 (1000 万円以上)
出所	日本銀行	日本銀行	日本銀行	内閣府	日本銀行	東京商工リサーチ
単位	兆円	%	%	(2010 年=100)	兆円	件
平均	418.6	1.231	1.519	107.997	580.6	495.9
標準偏差	26.906	0.333	0.314	9.175	76.706	526.8
最大値	487.3	1.826	1.945	120.1	771.4	5362.0
最小値	380.3	0.601	0.929	77.9	478.4	85.0

(4) 式を分かり易く書き直したうえで再掲すると、

$$\text{貸出量} = \text{定数項} + \alpha_1 \text{景気動向指数} + \alpha_2 \text{預金量} + \alpha_3 \text{倒産件数} \quad \dots(5)$$

(景気循環要因) (資金調達の容易さ要因) (銀行のモニタリングコスト要因)

以下では、上式をそのままの形で推計すると系列相関が大きいことから、これを是正するため被説明変数について対数、階差をとるなどの対応を行っている。また、景気要因と融資量の間には明らかに時間的なラグがあることがみてとれたため、ステップワイズテストを行うことで、最適なラグを8期（本稿では月次データで推計しているので8カ月のラグ）と設定して推計を行った⁴。

係数符号については、前節で示したとおり α_1 は正、 α_2 は正、 α_3 は負を想定している。

2002年1月～2018年4月の期間で推計したところ、推計結果は図表3の左側の通期の列に示した通りである。

推計結果をみると（図表3左側）、景気要因である景気動向指数（CI）一致系列や資金調達のし易さ・預貸バランスを示す預金量も想定通りの符号となっており、t値も有意である。一方で、モニタリングコストを示す倒産件数については、符号は負と想定通りの符号ながら、有意ではないという推計結果となった。これは、推計期間に含まれる2000年代初めについてはバブル崩壊後の不良債権問題が尾を引いていた状況であったことから、ミドルリスクの企業への貸出や問題先への追い貸しが行われていることの影響などによるものと考えられる。

この推計期間については2002年1月～2018年4月とかなり長い期間を対象としており、前半は不良債権処理の影響が残存している部分である一方、2008年にはリーマンショックも発生していることから、この間に構造変化が起こっていた可能性が高い。そこで、リーマンショックの前後で分けたうえで、特徴的な推計結果を見出せる期間を

⁴ 説明変数(景気動向指数)の最適ラグ数の設定(期間2002年1月～2018年4月)は、以下の表に基づく。

	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0
Coefficient	0.060	0.061	0.062	0.062	0.063	0.061	0.060	0.060	0.057	0.055	0.054	0.060	0.039
t-Stat	3.722	3.811	3.895	3.860	3.947	3.821	3.774	3.767	3.602	3.468	3.385	3.767	2.410
Ad.R2	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.993

ここでは、被説明変数を貸出量、説明変数を景気動向指数等として、ラグの次数を変えて推計式の決定係数等を見ることで最適ラグ数を決定した。なお、最終的な推計式と同じスペシフィケーションでも最適ラグ数の決定を試みたが、16期と非常に長くなることから、この結果については採用しなかった。

切り出して、推計を試みた（それぞれの推計期間については、やや恣意的となるが、推計式にはっきりとした特徴が出る時期を選ぶこととした）。

推計にあたり、予めステップワイズ法を使って、説明変数・景気動向指数のラグ数を特定した。推計期間1については、通期（2002年1月～2018年4月）同様8期（8ヵ月）のラグを、また、推計期間2については12期（12ヵ月）のラグを選択した⁵。

推計結果は、図表3の右側のとおりである。被説明変数が異なるので、係数の大きさの比較は意味がないため、符号、t値についてみる。

（図表3）貸出量についての推計結果

（ ）内はラグ月数。

（注）*は10%有意、**は5%有意、***は1%有意。以下、同様。

		通期		推計期間1		推計期間2	
		係数	t値	係数	t値	係数	t値
被説明変数		貸出残高の1階の階差		貸出残高の1階の階差		貸出残高(対数値)	
説明変数	定数項	-7.687241	-2.068	4.531166	0.245	5.448381	128.067
	景気動向指数 (-8/-8/-12)	0.049361	2.979***	0.178745	2.165**	0.001427	4.736***
	預金量	0.005679	1.654*	-0.048583	-1.015	0.000794	29.261***
	倒産件数	-0.000636	-0.604	0.000149	0.074	-0.000037	-2.948***
自由度調整済みR ²		0.134		0.107		0.980	
ダービン・ワトソン比		1.993 ⁶		2.104 ⁷		1.365	
推計期間		2002.01-2018.04		2002.01～2007.12		2011.01～2018.04	

⁵ 説明変数・景気動向指数のラグの決定については、注4と同じやり方及び最終的な推計式と同じ形の両方でステップワイズ法を使い最適ラグ数の決定を試みている。推計期間1についてはいずれも8期ラグが最適ラグ数となる一方、推計期間2については10期及び12期が最適ラグ数となったことから、ここでは12期のラグを用いた。

▽推計期間1(2002年1月～2007年12月)のラグ数の選択

ラグ数	-10	-9	-8	-7	-6
t-Stat	0.136	0.127	0.160	0.161	0.158
Ad.R2	1.830	1.666	2.026	1.976	1.829
Coefficient	0.974	0.974	0.974	0.974	0.974

▽推計期間2(2011年1月～2018年4月)のラグ数の選択

ラグ数	-14	-13	-12	-11	-10
t-Stat	0.076	0.091	0.121	0.112	0.096
Ad.R2	1.432	1.590	2.001	1.782	1.560
Coefficient	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996

⁶ 被説明変数に階差をとっているためダービン・ワトソン比にバイアスがある可能性。

⁷ 同上。

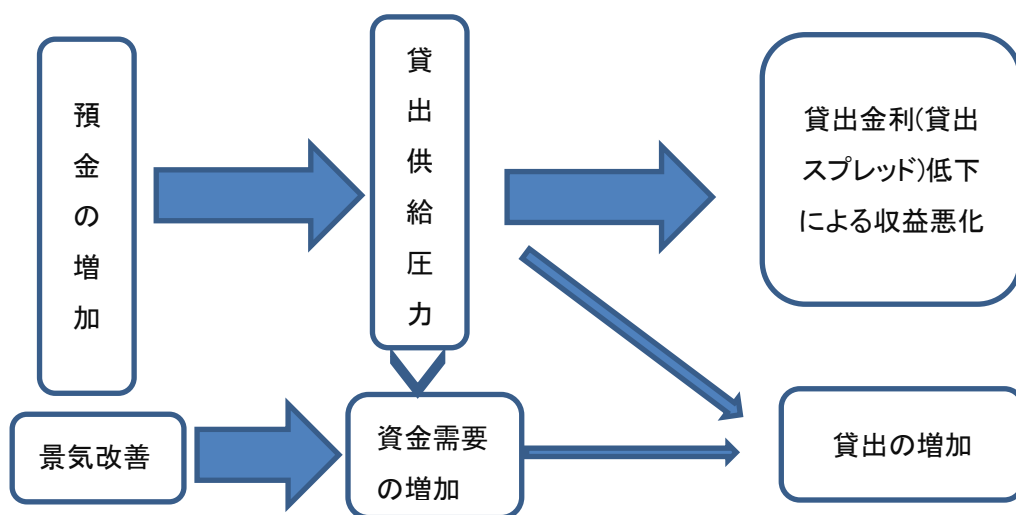
この2つの期間の推計結果の比較から、以下の点が指摘できる。

- ・説明変数・景気動向指数（景気要因）については、リーマンショック前の推計期間1（2002.01～2007.12）、最近の状況を示す推計期間2（2011.01～2018.04）の両期間ともに想定通りの正の符号でかつ有意となっており、これら推計式からみる限り、最近においても景気の拡大から貸出の増加に繋がるルートは依然有効に働いているように窺われる。
- ・資金調達の容易さを示す説明変数・預金残高については、推計期間1では符号が想定と逆かつ有意ではない結果となっているが、推計期間2では想定通りの正の符号で1%有意と説明力は高い。これは、現状の融資の伸びは預金残高の増嵩による預貸バランスの変化を背景としたものとみることができる。推計期間1については、この時期、不良債権処理による過剰債務解消過程が続いていたため、多少の預金量が増加しても貸出に繋がらなかったとの解釈が可能であろう。
- ・貸出におけるモニタリングコストの代理変数である説明変数・倒産件数については、推計期間1では有意ではない推計結果となっている一方で、推計期間2においては、想定通りの符号（負、すなわちモニタリングコストが高まると融資が抑制される）かつ1%有意となっている。推計期間1は、不良債権問題が片付いていなかった時期が含まれているのでミドルリスクレンジへの貸出や追い貸しなどを背景に係数がプラス（ただし有意ではない）となっている可能性がある一方、推計期間2においては、最近の金融機関のリスク回避的な姿勢を反映してモニタリングコスト要因がモデルの想定通り効いているとの解釈も可能である。

推計期間2の最近の状況に焦点を当てると、上記のうち特に目立った特徴は、預金量要因の説明力が高いことである。解釈にもよるが、これは「資金調達の容易さ」と説明するよりは「預貸バランス」あるいは「預金からのプレッシャー」（預金残高増嵩による預貸率の低下やそれに伴う収益悪化等を回避するための貸出に対するプレッシャー）と言った方が理解し易いと思われる。推計式に違いがあるとはいえ、この推計期間1から推計期間2にかけての説明変数・預金量の説明力の変化と、モニタリングコストである説明変数・倒産件数が推計期間2において想定通りにはっきりと負の方向となっていることを考え合わせると、各銀行は、強い預金からのプレッシャーが存在する中で、与信リスクの小さい優良先（あるいは優良先とみなしうる先）等への融資を増加させ、（さらに競合もあって）貸出利鞘が低下して基礎的収益力のもう一

段の悪化を招いているという図式に陥っている可能性がある。すなわち、預金の増加がリスク回避的な銀行の融資行動を背景に、優良先等への貸出競争を招来し、貸出スプレッドの低下に繋がる形である。こうしたメカニズムは、推計期間1の期間において働いていないが、これは、この期間、金融機関・企業双方における不良債権処理のための過剰債務解消過程が続く中、仮に預金の増加が増加しても過剰債務・過剰設備圧縮が優先されたことから、貸出供給圧力に繋がらなかったためと理解できる。

(図表4)最近(リーマンショック後)の貸出市場の図式



さらに、最近では、すでに中央銀行のレポートなどで指摘されている通り、史上最低の信用コスト水準が続いている中、財務指標から判断される信用リスクの高さと比べて、相対的に貸出金利が低位に設定されている（2018年4月日本銀行「金融システムレポート」）など、もう一段進んだ段階の事例も広がりつつある。これらの状況に鑑みれば、将来的にはこうした無理な融資に内在された潜在的信用コストが大きく上昇することが懸念されよう。こうしたことから考え、何らかの抜本的な対応策を採らない限りは、当面は基礎的な収益力が低下を続ける一方で、リーマンショックの様な信用コストが急激に上昇する局面になれば、多くの銀行で多額の損失を計上するといった状況に陥る可能性は否定できない。

4. 貸出金利についての推計

次に、銀行の基礎的収益力に直結する貸出金利について、前述のモデルを使って同じ形での推計を行った。推計に当たって、説明変数・景気動向指数についてのラグ数は、貸出量の推計式と同じラグ数⁸とした。また、そのまま回帰分析を行うと系列相関が大きいことから、貸出量の推計同様、被説明変数については、対数値や階差をとることで、それを抑えることを狙った。

まず、(3)式を分かり易く再掲すると、以下のようになる。

$$\text{貸出金利} = \text{定数項} + \beta_1 \text{景気動向指数} + \beta_2 \text{預金量} + \beta_3 \text{倒産件数} \dots (6)$$

(景気循環要因) (資金調達の容易さ要因) (銀行のモニタリングコスト要因)

符号は、前述のモデルの説明等より、 β_1 は正、 β_2 は負、 β_3 は正(ただし、バブル崩壊期の様な不芳貸出先の金利減免等の条件変更が広がる環境では負もあり得る)を想定している。

推計結果は、以下の通りである。

(図表5)貸出金利についての推計結果

()内はラグ月数。

		通期		推計期間1		推計期間2	
		係数	t値	係数	t値	係数	t値
被説明変数		貸出約定平均金利(新規)の対数値		貸出約定平均金利(ストック)の1階の階差		貸出約定平均金利(新規)の対数値	
説明変数	定数項	1.197290	7.995	-0.178868	-1.950	1.472793	3.702
	景気動向指数(-8/-8/-12)	0.004363	6.535***	0.001062	2.592***	-0.001643	-0.583
	預金量	-0.003040	-21.984***	0.0000064	0.268	-0.002422	-9.544***
	倒産件数	0.000251	5.921***	0.0000026	2.601**	0.000206	1.767*
自由度調整済みR ²		0.924		0.236		0.845	
ダービン・ワトソン比		1.431		1.352 ⁹		2.250	
推計期間		2002.01～2018.04		2002.01～2007.12		2011.01～2018.04	

⁸ 独立して、注4、注5で行った方法を使って最適次数を選択しても概ね同様のラグとなる。

⁹ 被説明変数に階差をとっているためダービン・ワトソン比にバイアスがある可能性。

推計結果をみると、通期（2002年1月～2018年4月）については、景気動向指数の係数は正かつ1%有意、預金量の係数も負かつ1%有意、倒産件数の係数も正かつ1%有意と、何れの説明変数の係数もモデルで想定したとおりの結果となっている。

さらに、貸出量の推計式で比較を行ったのと同じ期間（推計期間1：2002年1月～2007年12月、推計期間2：2011年1月～2018年4月）に分けて推計し、比較すると、以下の様な点が指摘できる。

- ・説明変数・景気動向指数(景気要因)については、推計期間1においては、想定符号通り（正）かつ1%有意となっているものの、想定期間2においては、想定とは逆符号かつ有意ではない状況となっている。すなわち、最近においては、景気の改善が貸出金利の上昇に繋がっていないとみることができる（これは、同期間、貸出量に対して景気要因がプラスに効いていることとは異なる）。
- ・説明変数・預金量（調達の容易さ要因）については、推計期間1においては、想定とは逆符号かつ有意ではない—すなわち、預金の増加が貸出金利の低下に繋がっていない—ものの、推計期間2においては、想定通り（負）かつ1%有意となっており、最近では預貸バランス要因の金利への影響が強いことが分かる。推計期間1については、貸出量同様、不良債権処理による過剰債務解消過程が続いていたため、預金量の変化が貸出金利に繋がらなかったと解釈できる。
- ・説明変数・倒産件数（モニタリングコスト要因）については、推計期間1、2とも、想定符号通り（正）かつ有意となっている。リーマンショック後に関しては、見かけの財務状況がよい先（＝いわゆる「優良先」企業）への競合が厳しい状況を反映したものである可能性がある。

上述のうち、特に大きな特徴は、説明変数・預金量の影響である。すなわち、推計期間2では、預金の増加が貸出供給圧力に繋がりこれが貸出金利引き下げを招いている、すなわち、預金からのプレッシャーが金利に影響しているように窺われる。一方、景気動向指数（景気要因）については、貸出量への影響と異なり、係数符号が想定とは逆の負かつ有意ではない状況となっており、景気の拡大が貸出金利の上昇に繋がらないことも指摘できよう。

5. 分析結果の纏めと今後の展開へのインプリケーション

上述の推計結果を、リーマンショック前の推計期間1（2002年1月～2007年12月）と最近の状況である期間2（2011年1月～2018年4月）の比較に焦点を当てて纏めると、図表6のようになり、両者の間ではっきりとした構造変化があったことがみてとれる。特に変化が大きかったのは、預金量（預貸バランス要因）の貸出量・金利への働き方の変化である。順にみていきたい。

（図表6）貸出量、貸出金利決定要因に関する構造変化（統計的に有意なもののみ記述）

被説明変数 説明変数(要因)	リーマンショック前		リーマンショック後(最近時)	
	貸出量 への影響	貸出金利 への影響	貸出量 への影響	貸出金利 への影響
景気動向指数(景気要因)	+	+	+	(有意ではない)
預金量（資金調達の容易さ、 預貸バランス要因）	(有意ではない)	(有意ではない)	+	-
倒産件数(モニタリングコスト要 因)	(有意ではない)	+	-	+

景気動向指数（景気要因）は、推計期間1（リーマンショック前）も推計期間2（最近時）も、貸出の量の面に対してはプラスの影響が続いており、景気循環から貸出へのトランスミッションは引き続き順調に機能していると考えられる。ただし、被説明変数・貸出金利に関しては、推計期間2においては、想定とは逆かつ有意ではない状況となっている。こうしたことから、今後、景気の緩やかな拡大が続いても、貸出金利が上がらず、基礎的収益が改善しない可能性がある。

一方、預金量(調達のし易さ、預貸バランス要因)は、リーマンショック前の推計期間1では貸出量・貸出金利両方に有意な影響を与えていなかったが、最近時の推計期間2においては貸出量・貸出金利両方に大きな影響を与えるようになっている。これは、二つの期間における構造的な変化に起因すると考えられ、推計期間1では、不良債権処理による過剰債務解消過程にあったため多少の預金量の変化は貸出に影響しな

かったものの、推計期間2においては、過剰債務問題が解消され、預金の増加は貸出量や貸出金利に影響しやすくなり、銀行貸出の増加に繋がっていると考えられる。この背景には、預金保有コストの大幅な低下と預貸バランスの大きな変化による預金からのプレッシャーが存在すると考えられる¹⁰。今後も現状のような預金の吸収が順調に進む状況が続けば、市場金利が上がらない限りは、貸出の増加、貸出金利の低下はさらに続いていく可能性がある。

また、倒産件数（モニタリングコスト要因）については、推計期間1においては不良債権処理が完全に終了していなかったことなどを背景に貸出量に対して有意な影響を与えなかったが、それ以外は整合的な符号かつ有意となっており、特に推計期間2においては金利に対して有意に正の影響を与えている。これは、今後とも金融緩和等を背景に倒産件数が少ない状況が続くならば、金利が上がりにくいことを意味する。

これら推計式から考えられる図式と、現在（2018年前半）の預金の伸び（前年比4%弱）が貸出の伸びを上回っている状況——すなわち、預貸率が低下し預金から貸出へのプレッシャーが強まっている状況——が安定的に続いていることや金融緩和等を背景とした倒産件数の低位安定などを考え合わせれば、仮に、今後、景気がピークアウトしたところで、預金の高い伸びを背景に銀行貸出は大きく減少することはないと予想される。一方で、銀行の基礎的収益に関しては、景気循環要因からの強い効果は（金利が上がらないため）期待できない。このため、預金の高い伸びと倒産件数の低位安定が今後も続くのであれば、銀行の基礎的収益は悪化が続く可能性が高い。

こうした状況を回避するための第一歩は、銀行が預金の集まり過ぎを防ぐ対応をとる一方で、将来的な与信コストの増加を避けるためにも、営業店が既存優良先等への融資を傾注させるような業績表彰・インセンティブ付の仕組みを改めることで、現在の薄利多売型ビジネスモデルを転換させることであるように考えられる。

¹⁰ 2018年7月13日付主要各紙では、関東地区に本店を有する地域銀行が、必要以上の金額を融資して、その一部を定期預金させる「歩積み両建て」などを行い、金融庁が業務改善命令を出す方針を決めたと報じられている。これは、銀行の預金保有コストの低下と融資拡大志向の強さを示した端的な事例である。

補：モデルの枠組み

本稿では、以下の様な貸出需要関数と貸出供給関数を想定し、できる限りシンプルに構築した。

(1) 貸出需要関数

ここでは貸出（借入）需要については、マクロ経済学の一般的な考え方に沿って、金利と所得によって実質的な需要が決まってくると想定した。銀行のミクロ的な行動原理から導いた（2）の貸出供給関数と位置付けのレベルは必ずしも平仄が揃っていないが、単純に借入れ需要を考えた場合に、金利とGDPに依存しているという形は、比較的受け入れやすいであろう。

具体的には、 $M/P = F_d(r, Y)$ と定式化する。ただし、 $\partial F_d / \partial r < 0$ 、 $\partial F_d / \partial Y > 0$
ここで、M：マネーに対する需要、P：価格、r：金利、Y：所得

Yについては月次でデータを把握できないため、代理変数として景気動向指数を使用した。

(2) 貸出供給関数

供給関数については、ミクロ的な銀行行動から導出している。銀行は預金Depを元手に貸出Lを行い、貸出によって得た収益 $r_L \cdot L$ から預金への利払い $r_D \cdot Dep$ 及び与信に関連するモニタリングコスト ρ や経費Cなどを支払うこととする。ここで、倒産件数Bcは貸出のモニタリングコスト ρ に影響を与える一方で、貸出量Lは経費Cと貸出金利 r_L 、預金金利 r_D に影響を与えると考えた。

銀行セクター全体の利潤関数 π_L は、

$$\pi_L = r_L(L) \times L - \rho(Bc) \times L - r_D(L) \times Dep - C(L)$$

と記述可能である（ただし、単純化して、預金金利はDepではなくLによって動くと仮定している）。銀行は、利潤を最大にするように、貸出量を決定するため、

$$\partial \pi / \partial L = \partial r_L(L) / \partial L \times L - r_L(L) - \rho(Bc) - \partial r_D(L) / \partial L \times Dep - r_D(L) - \partial C(L) / \partial L = 0$$

$$\Leftrightarrow S = F_s(r_L, Bc, Dep) \quad \text{ただし、} \partial F_s / \partial r_L > 0, \partial F_s / \partial Bc < 0, \partial F_s / \partial Dep > 0$$

（うえばやし しげる 椙山女学園大学現代マネジメント学部 准教授）

参考文献

- 小野有人[2018]「経済教室 止まらぬ銀行の収益力低下」日本経済新聞 2018年6月27日
- 加藤秀忠[2018]「アベノミクス景気」における銀行貸出の特徴」三井住友信託銀行
調査月報 2018年1月
- 日本銀行[2018]「金融システムレポート（2018年4月）」日本銀行 HP
- 平賀一希、真鍋雅史、吉野直行[2017]「地域金融市場では、寡占度が高まると貸出金利は上がるのか」金融庁金融研究センターディスカッションペーパーシリーズ DP
2016-5
- 堀江康熙[2001]『銀行貸出の経済分析』東京大学出版会
- 三輪仁志[2007]「最近の貸出スプレッド縮小の背景をめぐる分析 一時系列分析に基づく要因分解―」日銀レビュー 2007年5月
- Ono.A, Aoki.K, Nishioka.S, Shintani.K and Yasui.Y(2016) “Long-term interest rates and bank loan supply: Evidence from firm-bank loan-level data” Bank of Japan Working Paper Series, No.16-E-2 March 2016