

るが、ここでは一方を平均値で固定し、他方を±1標準偏差だけ変化させたケースを計算する。日銀預け金の変化率が平均値で共通でも不良債権比率が±1標準偏差(2.5%)だけ差がある銀行間については、効果に1.5~3.4%ポイントのばらつきが生じる。一方、不良債権比率が平均値で共通でも日銀預け金変化率が±1標準偏差(159%)だけ差がある場合、効果に0.3~4.6%ポイントのばらつきが生じる。以上のことから、当時の量的緩和策は第二地方銀行に対しある程度の幅をもって異なった効果を発揮していたことが確認できる。

4. 展望：銀行貸出チャンネル以外の経路

前節の分析より、銀行貸出チャンネルが量的緩和策のもとでも存在することを示唆する結果が得られた。本節では、その他の経路について検討する。具体的には、ポートフォリオ・リバランス・チャンネル、総需要の喚起を通じたチャンネル、バランスシート・チャンネルの3経路を取り上げ、それらの効果について議論する。ただし本節の目的は、前節のように詳細な実証分析を行い効果の有無の証拠を提示することではなく、量的緩和策の銀行貸出への効果について全体像を示し、論点を整理することにある。また、各経路の検証に適切だと思われるアプローチも併せて提示する。

4.1 ポートフォリオ・リバランス・チャンネル

量的緩和策の効果が実体経済に波及する経路の一つに、ポートフォリオ・リバランス・チャンネルが挙げられる²⁶。この経路は、金融資産の間に不完全な代替性が存在することを前提とする。量的緩和策のもとで中央銀行が貨幣と不完全代替な資産を購入すると、投資家がポートフォリオ・リバランスを起こす。結果として様々な資産の利回りが低下(価格が上昇)し、それが家計や企業の借り入れコストを下げたり、資産を保有する主体の富を高めたりすることで実体経済に影響を及ぼす。

ポートフォリオ・リバランス・チャンネルが想定している投資家は資産を保有している主体全般であり、銀行部門だけに限定しているわけではない。しかしここでは、銀行部門で生じるポートフォリオ・リバランス、特に国債保有から貸出へのポートフォリオ・リバランスに着目する。誤解を避けるために、ここでは前者を「広義のポートフォリオ・リバランス」、後者を「狭義のポートフォリオ・リバランス」と呼び区別する。狭義のポートフォリオ・リバランスの考えに立脚すれば、もし中央銀行が銀行から購入する資産(主に国債)と準備預金が不完全代替であるならば、銀行は貸出や

²⁶ 例えば Bernanke (2012) を参照。また Joyce *et al.* (2014) は近年研究の進んだ “preferred-habit theory” にも触れながら、ポートフォリオ・リバランス・チャンネルを簡潔に説明している。

その他の資産保有を量的緩和策のもとで増加させることになる。

齋藤・法眼（2014）は資金循環統計を主に用いて、国内銀行をはじめとする様々な金融機関のポートフォリオ・リバランスの動向を検証した。彼らの結果は多岐にわたるが、国内銀行貸出に限定した結果のみここで紹介する。まず、包括的金融緩和策以降の期間においては日銀による長期国債の買入れが貸出を有意に増加させたことを明らかにしている。さらに、日銀の長期国債買入に伴って銀行が保有する国債の金利リスク量が低下したことが、貸出増加の要因であることも示している。一方で、短期国債買入れの貸出への効果や、長期国債の買入れでも包括的金融緩和策以前における貸出への効果は見出されないという結果も得ている。最後に、回帰分析は行っていないものの、近年は中小企業向け貸出が大企業向け貸出に近い伸びになっている点、製造業向け貸出と非製造業向け貸出がバランスよく増加している点、海外向け貸出が国内向け貸出よりも早いペースで増加している点などをグラフで示している。

以下では3節で用いた個別銀行の標本を用いて、狭義のポートフォリオ・リバランスに関係すると思われるデータを提示する。表7のパネルAは、貸出と国債保有の変化率（平均値）を年度ごとに比較したものである。最も注目すべき点は、2014年度における平均の差（3列目）が正、相関係数（4列目）が負であり、ともに1%の水準で有意であることである。この時期に貸出が平均的に増加している一方で国債保有は平均的に減少している点も合わせて考えると、2014年度に国債から貸出へのシフトが起こったことが分かる。ただし、この現象が量的緩和策によって引き起こされたか否かは明らかではない。齋藤・法眼（2014）の図表1にも示されている通り、2013年4月の量的・質的金融緩和策の導入後は日銀による国債買入れ額が大幅に増加している。これが表7に見られた2014年度（および2013年度）における銀行部門

表7 貸出変化率と国債保有変化率

年度	(A) 全銀行				(B) うち海外支店貸出のある銀行			
	貸出の変化率(%)	国債保有の変化率(%)	平均値の差	相関係数	海外支店貸出の変化率(%)	国債保有の変化率(%)	平均値の差	相関係数
2001	-1.272	2.872	-4.144	0.377***	3.235	10.715	-7.480	0.541**
2002	-0.980	3.941	-4.921*	0.060	-48.351	10.758	-59.108*	-0.055
2003	0.095	9.968	-9.872***	0.080	-32.409	14.708	-47.117***	0.017
2004	0.802	8.405	-7.602***	-0.003	17.191	-3.677	20.868**	-0.047
2005	2.717	4.431	-1.714	0.018	26.817	-1.185	28.002**	-0.069
2006	2.544	1.428	1.116	0.148	28.403	-11.981	40.384***	0.202
2007	1.990	-6.873	8.863***	-0.156*	-10.825	-8.183	-2.642	0.335
2008	2.544	5.001	-2.457	0.116	20.177	8.221	11.956	0.442
2009	-0.098	17.908	-18.006***	-0.087	-18.040	26.499	-44.539	-0.358
2010	2.181	9.470	-7.289***	0.057	12.207	15.265	-3.058	-0.345
2011	3.106	9.217	-6.111**	-0.005	24.513	11.673	12.840**	0.656
2012	3.501	-0.576	4.077*	-0.238**	40.004	1.660	38.343***	0.108
2013	3.329	-7.297	10.626***	0.017	22.139	-17.616	39.755***	-0.179
2014	4.356	-3.700	8.056***	-0.286***	27.052	-3.138	30.190**	-0.271

注：パネル(A)における貸出の変化率および国債保有の変化率は、本稿の推定で用いられている個別銀行データの平均値である。パネル(B)では特に海外支店を有し、海外支店貸出残高がプラスの銀行を対象としている。例えば2014年度では、都市銀行3行、信託銀行2行、地方銀行8行、第二地方銀行1行の計14行が対象である。平均値の差および相関係数の*はゼロであることを帰無仮説とした両側検定の有意水準を表す。***は1%、**は5%、*は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

の国債保有減少の主因であることは間違いないだろう。しかし、2014年度の貸出の増加要因が量的緩和策によるものかは明確ではないことから、表7の結果が狭義のポートフォリオ・リバランスが生じた証拠であるとまでは言い切れない。

2012年度についても（2014年度と比べ国債保有の減少率は大きくなく、また検定の有意性は下がるが）銀行の資産構成が国債から貸出にシフトしたことが確認できる。また2013年度については、相関係数は負ではないものの平均の差は正で有意であることから、国債保有よりも貸出の方が伸びていたことになる。

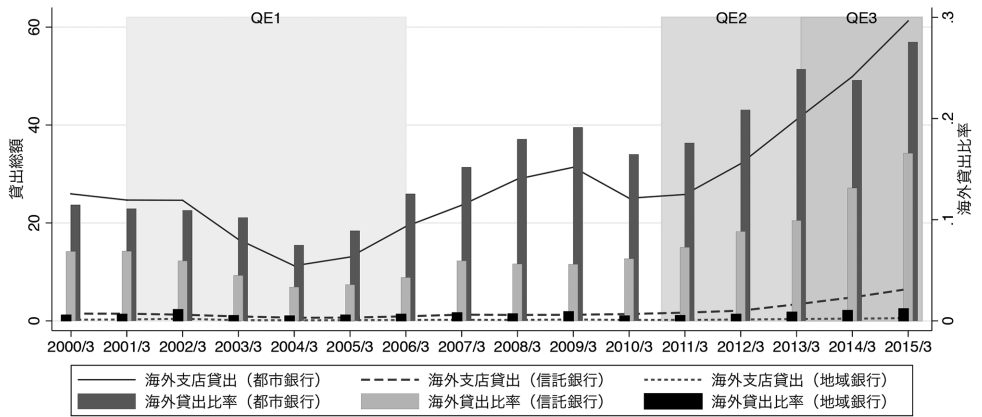
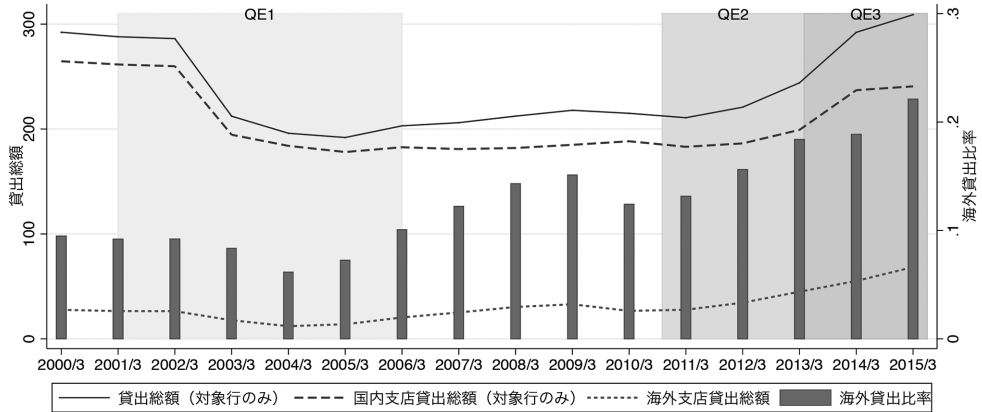
以上のことから、2012年度～2014年度（特に2014年度）は、量的緩和策の影響であるかまでは明確ではないが、銀行部門で国債から貸出へのシフトが生じていたことが分かる。狭義のポートフォリオ・リバランスを厳密に検証するには、これらの時期により着目した方がよいかもしれない。

考えられる分析手法としては、銀行の貸出行動だけでなく国債保有行動もモデル化し同時推定するというアプローチが挙げられる。Ogawa and Imai (2014)では銀行の貸出関数と国債需要関数を定式化し、1998年度から2010年度までの期間を対象として両資産間のシフトの要因を検証している。この研究は量的緩和策のポートフォリオ・リバランス・チャンネルを分析したものではないが、そこで用いられている回帰モデルは参考になるかもしれない。なお先述したように、齋藤・法眼(2014)でもポートフォリオ・リバランス・チャンネルを検証しているが、そこで使用されているデータは部門別の集計データである。よって、Ogawa and Imai (2014)や本稿で使われている個別銀行のパネルデータを用いて分析ができれば、齋藤・法眼(2014)の研究をさらに発展させることになるだろう。

最後に、齋藤・法眼(2014)でも指摘された海外貸出の近年における増加を本稿のデータセットでも確認する。図3の上のパネルには、海外支店による貸出額とその比率の時系列グラフを掲載している²⁷。2011年度（図では2012/3）より海外支店貸出額が増加しており、近年の水準は2000年以降では最高額を更新している。この時期には国内向け貸出も増加しているが、海外支店貸出の増加ペースの方が早く、結果として貸出総額（対象行のみ）に対する比率も上昇している。図3の下のパネルには業態別の海外支店貸出額とその比率を表示しているが、先述した近年の海外支店貸出の伸びは都市銀行によるところが大きいことが分かる。ただし、都市銀行ほどではないが信託銀行も近年は海外支店貸出が増加しており、貸出総額に占める比率は10%を超えている。なお、近年ほど顕著ではないものの、2004年度から2008年度にかけても海外支店貸出の増加が観察される（図3の上のパネル）。

²⁷ 海外支店貸出データの作成方法については補論を参照されたい。

図3 海外支店貸出の時系列推移



注：対象行は、海外支店を有し、海外支店貸出残高がプラスの銀行である。例えば2015年3月では、都市銀行3行、信託銀行2行、地方銀行8行、第二地方銀行1行の計14行が対象である。海外貸出比率は対象行の貸出総額に占める海外支店貸出総額の比率である。地域銀行とは地方銀行と第二地方銀行を指す。貸出総額の単位は兆円である。

表7のパネルBでは、海外支店貸出のある銀行だけに標本を絞って、貸出の変化率と国債保有の変化率を比較している。相関係数が有意に負となるケースはないが、平均の差ベースでは2011年度から2014年度にかけて国債から海外貸出へのシフトが有意に生じている。さらにQE1期のうち2004年度と2005年度、そしてQE1終了直後ではあるが2006年度も平均の差ベースでは国債から海外貸出への有意なシフトが観察される。

ただし、海外向け貸出に関する以上の情報についてもやはり、量的緩和策の影響によるものなのか、あるいは他の要因によるものなのかについて判断できるほどの証拠ではない。海外貸出データの標本数が少ないことから、この点を実証的に明らかにするのは難しいかもしれない。

4.2 総需要の喚起を通じたチャネル

伝統的金融政策が総需要を刺激することを通じて主に効果を発揮すると考えられているように、量的緩和策も長期金利の一層の低下や、期待インフレの上昇を通じた実質金利の低下、為替レートの減価、株価の上昇といった多様なチャネルを通じて総需要を喚起するかもしれない。もしそのような総需要効果が量的緩和策にもあれば、結果として銀行借入需要が増加することで銀行貸出は増加することになる。本項では、そのような総需要の喚起を通じた経路に焦点をあてる。なお、他の経路との違いについて述べると、銀行貸出チャネル（3節）や狭義のポートフォリオ・リバランス・チャネル（4.1項）は銀行行動に直接働きかける効果、すなわち貸出の供給側への効果であり、ここで議論する貸出の需要側を通じた効果とは異なる。ただし、広義のポートフォリオ・リバランスによって生じた資産価格の上昇や利回りの低下が総需要を刺激し借入需要を増加させることは考えられるので、広義のポートフォリオ・リバランスを通じた効果は本項で議論する経路の対象となる。

ここでは3節で用いたデータセットとモデルの微修正にとどまる範囲内で回帰分析を行った。推定モデルは、(1)式の年度ダミーに替えて、マネタリーベースの対数階差、実質GDPの対数階差、GDPデフレーターの前年対比の対数階差のそれぞれ1期ラグを入れたものである。もし量的緩和策が需要面から銀行貸出に影響を与えるならば、個別銀行に注入された資金の多寡にかかわらず、どの銀行も一様にその影響を受けるはずである。よって、どの銀行にとっても共通の値であるマネタリーベース（対数階差）の係数が、需要面の効果を測ると期待される。なお、マネタリーベース（対数階差）には各種QE(NONQE)ダミーを乗じて、QEのステージごとに効果を測定する。ただしQE2期とQE3期はそれぞれ期間が短く、したがってマネタリーベースの時系列面での標本数が少ないことから、QE2とQE3を統合したダミー変数を交差項に用いる。

表8が推定結果である²⁸。まず、QE1期におけるマネタリーベースの係数は(1)～(4)の全てのモデルで負でありかつ有意となった。一方、QE2・3期では全てのモデルで正の有意な結果が得られた。この結果を額面通り受け取ると、銀行貸出の需要面への効果に関しては、QE2期やQE3期では量的緩和策に効果があったが、QE1期にはかえってマイナスの効果を持っていたということになる。

しかしながら、表8の推定結果には内生性の問題が生じているおそれがある。QE1

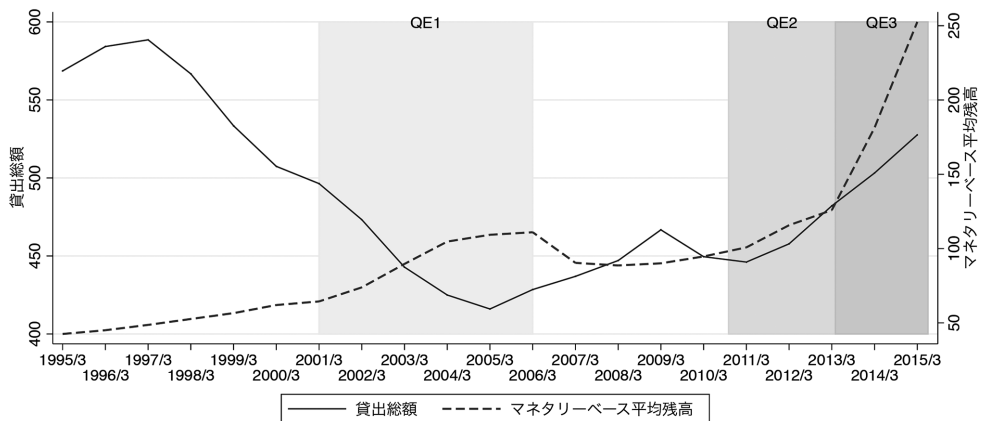
²⁸ 海外への貸出についても日本の金利低下が円建ての借入需要を増加させることが予想されることから、ここでの回帰分析では海外貸出も含めた貸出データ（つまり3節と同じ貸出データ）を用いている。ただし、国内向け貸出データを用いたケースでも結果が大きく変わることはなかった。

表8 マクロ変数を加えたモデルの推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	現金預け金比率	現金預け金変化率	日銀預け金比率	日銀預け金変化率
QE1×預け金(t-1)	0.461*** (0.0707)	0.0116*** (0.00330)	0.504*** (0.0924)	0.00314*** (0.00114)
QE2×預け金(t-1)	0.689*** (0.0743)	0.00719 (0.00511)	0.164 (0.127)	0.00112 (0.00195)
QE3×預け金(t-1)	0.255*** (0.0653)	0.00277 (0.00513)	0.362*** (0.138)	-0.00776** (0.00359)
NONQE×預け金(t-1)	0.510*** (0.0758)	0.00117 (0.00428)	0.342*** (0.114)	-0.000278 (0.00171)
総資産(t-1)	-0.0924*** (0.0133)	-0.0954*** (0.0134)	-0.113*** (0.0161)	-0.0974*** (0.0167)
自己資本比率(t-1)	1.220*** (0.162)	1.106*** (0.167)	1.267*** (0.179)	1.241*** (0.179)
不良債権比率(t-1)	-0.385*** (0.0768)	-0.336*** (0.0783)	-0.312*** (0.0832)	-0.285*** (0.0826)
流動性資産比率(t-1)	0.204*** (0.0340)	0.126*** (0.0334)	0.164*** (0.0390)	0.144*** (0.0381)
預金変化率(t-1)	0.144*** (0.0270)	0.187*** (0.0276)	0.144*** (0.0298)	0.164*** (0.0297)
QE1×MB(t-1)	-0.0703*** (0.0250)	-0.0892*** (0.0194)	-0.146*** (0.0275)	-0.0797*** (0.0224)
QE2&3×MB(t-1)	0.0483*** (0.0185)	0.0761*** (0.0160)	0.0940*** (0.0441)	0.110*** (0.0394)
NONQE×MB(t-1)	0.0425** (0.0199)	0.0288 (0.0203)	0.0185 (0.0214)	0.0353* (0.0211)
実質GDP成長率(t-1)	0.290*** (0.0629)	0.224*** (0.0644)	0.147* (0.0763)	0.217*** (0.0735)
インフレ率(t-1)	0.865** (0.369)	-0.436 (0.312)	-0.801 (0.566)	-0.144 (0.468)
定数項	1.285*** (0.195)	1.347*** (0.197)	1.573*** (0.238)	1.366*** (0.246)
決定係数 (within)	0.2511	0.1956	0.1824	0.1750
決定係数 (between)	0.1735	0.0956	0.1009	0.1126
決定係数 (overall)	0.0622	0.0296	0.0220	0.0264
サンプル個体数	159	159	154	153
サンプル数	1632	1632	1469	1451

注：被説明変数は貸出変化率である。固定効果モデルの推定結果である。MBはマネタリーベース変化率を表す。推定期間は表2の注の通りである。括弧内は標準誤差である。***は1%、**は5%、*は10%の水準で統計的に有意であることを示す。

図4 貸出総額とマネタリーベースの時系列推移



注：貸出総額のグラフは図1と同じである。マネタリーベース平均残高は月次の平均残高を年度ごとに平均した値である。貸出総額は左軸、マネタリーベース平均残高は右軸に対応している。共に単位は兆円である。影を付けた期間は量的緩和の各期間をそれぞれ表している。

に需要面を通じた効果がないということはあっても、貸出を減少させるとまでは考えにくいからである。図4は銀行貸出総額とマネタリーベースの時系列グラフを表示しているが、QE1期にはマネタリーベースが増加する中で銀行貸出が減少しており、この負の相関が推定結果に現れたと思われる。QE1期の貸出の減少は1997年度から続くものであるが、その主な原因は1997年と2000年代初めの2度にわたる金融危機や、バブル崩壊後の長期不況（具体的には、例えば、いわゆる「3つの過剰」(設備、雇用、債務の過剰)の調整)のようなマクロ経済環境の悪化に求められるだろう。そ

ういった銀行貸出に負の影響を与えたであろうマクロ要因を、当モデルに含めた実質GDP成長率とインフレ率のマクロ2変数が十分に捉えられない場合、その残部が誤差項に含まれてしまう。その結果、QE1ダミーとマネタリーベースの交差項の推定値に下方向のバイアスが生じ、負の推定結果が得られたと推察される。なお、内生性の問題を緩和するために当モデルではマクロ3変数についても1期ラグの値を説明変数として入れているが、推定結果を見る限り、それだけでは内生性の問題を十分には解決できないようである。理由としては、QE1期に生じたであろう負のマクロ・ショックは持続的であり、自己相関が高かった可能性が指摘できる。

同様に、QE2やQE3に関しても内生性の問題が生じている可能性があり、正の有意な推定値が得られたからといって効果があった証拠だとまでは言い切れない。図4よりQE2期やQE3期にはマネタリーベースと銀行貸出総額の間には正の相関があることが確認できるが、恐らく推定結果はこの時系列面での正の相関を捉えている。もし、QE2期やQE3期にマクロ変数では十分に捉えられないマクロ・ショックが発生し銀行貸出を引き上げたならば、QE2・3ダミーとマネタリーベースの交差項の推定値には上方向のバイアスが生じ、効果は過大に推計される。反対に、銀行貸出を引き下げようとする負のマクロ・ショックがQE2期やQE3期に支配的ならば効果は過小に推計される。

量的緩和策の総需要を通じた銀行貸出への効果を測定するには、VARモデル(Vector autoregressive model:ベクトル自己回帰モデル)など時系列モデルの手法を採用した方が望ましいかもしれない。第一に、上述した内生性の問題にある程度は対処できる。例えば、VARモデルでは全てのマクロ・ショックを識別する必要はなく、(何らかの制約は必要だが)金融政策ショックのみを識別できれば内生性を取り除いた量的緩和策の効果を測定できる。第二に、インパルス応答関数を推計することで、動学的な効果も明らかにできる。仮に量的緩和策が総需要に効果を及ぼすことができるとしても、伝統的金融政策と同様にその効果は時間をかけて徐々に浸透していくと考えられる。したがって銀行貸出への効果も時間的な遅れが生じ得る。銀行貸出への動学的な効果が明らかになれば、政策運営や政策評価の観点からも有益であろう。

4.3 バランスシート・チャネル

Bernanke and Gertler (1989) や Bernanke *et al.* (1996, 1999) によると、貸し手と借り手の間に情報の非対称性がある場合、借り手の正味価値と外部資金プレミアムが負の関係になる²⁹。バランスシート・チャネルとは、金融政策が借り手のバランスシートに影響を及ぼすことで(例えば企業の担保価値や金利支払いへの影響を通じ

て)その正味価値を変え、外部資金プレミアムならびに資金調達行動を変化させ、最終的に実体経済に波及する経路を指す。このバランスシート・チャネルは量的緩和策のもとでも存在し得る。すなわち、情報の非対称性が存在するもとの、量的緩和策が(企業の担保価値を上げたり、金利支払いを減らしたりすることで)企業の正味価値を高めることができれば、外部資金プレミアムが低下することで資金調達が増加し実体経済が刺激される。なお、これまで議論してきた他の経路との関係を整理すると、バランスシート・チャネルは銀行貸出の需要面を通じた経路であるという点で、供給面に影響を及ぼす銀行貸出チャネル(3節)や狭義のポートフォリオ・リバランス(4.1項)とは異なる。さらに、同じ需要面からの効果でも4.2項で議論した経路では情報の非対称性は前提とはされていない。したがって、バランスシート・チャネルは銀行と企業の間で情報の非対称性がある場合に追加的に生じ得る需要面からの効果として位置付けられる。

伝統的金融政策のもとでのバランスシート・チャネルの存在を検証した文献では、銀行の貸出関数を推定するというよりも、企業の設備投資関数や在庫投資関数を推定するアプローチが主に採用されてきた³⁰。そのような先行研究において推定されてきたモデルを量的緩和策にも適用し、量的緩和策のバランスシート・チャネルを検証することは可能であろう。また本稿のように銀行貸出への効果のみに着目するならば、企業の財務データを使用して銀行借入関数を推定したり、企業側のデータと銀行側のデータをマッチングさせた上で銀行貸出チャネルと識別したりするなどの工夫が必要になるだろう。

5. おわりに

本稿は、日銀が実施した一連の量的緩和策が銀行貸出にどのような影響を持っていたかについてパネルデータ分析を行って明らかにした。3節で得られた結果は以下のようにまとめられる。まず、QE1については推定した全てのモデルでその効果が検出されるほど頑健なものだった。一方、QE2とQE3に関しては一部のモデルで有意な推定値が得られたものの、頑健な証拠とまでは言えなかった。このような結果が得

²⁹ 3節で議論した銀行貸出チャネルもこの理論があてはまるが、その場合、銀行は資金の借り手側になる。一般にはバランスシート・チャネルと銀行貸出チャネルを合わせて“信用チャネル”と呼んでいる。

³⁰ 例えばGertler and Gilchrist (1994)やOliner and Rudebusch (1996)を参照されたい。また、日本を対象とした研究にはOgawa (2000)や細野・渡辺 (2002)がある。Shibamoto and Tachibana (2014)は、個別企業の株価収益率を用いて伝統的金融政策のもとでのバランスシート・チャネルを検証している。

られた背景として、QE1の前半期は金融危機が再燃した時期であり、よって銀行貸出チャンネルを通じて量的緩和の効果が発現した可能性が考えられる。この仮説を詳細に検証するために、次に年度別、業態別、銀行特性格別の推定を試みた。その結果、QE1は特に時期としては2002年度、業態としては第二地方銀行、銀行特性としては不良債権比率の高い銀行に顕著な効果があったことが分かった。さらに、年度、業態、銀行特性の諸要因を同時に考慮して推定した結果、2002年度と2003年度において不良債権比率の高い第二地方銀行ほど量的緩和策がより効いていたことが明らかになった。また2002年度の地方銀行についても、第二地方銀行ほど頑健ではないもののある程度の効果が確認された。以上の結果は、量的緩和策のもとでも銀行貸出チャンネルが機能したことを示唆する証拠である。すなわち、2002年度前後の金融危機下で不良債権比率の高い第二地方銀行（や地方銀行）は資金制約に直面したものの、量的緩和策がその資金制約を緩める形で当該銀行の貸出を下支えしたと推察される。

ただし上記の分析結果は、量的緩和策の貸出への効果の一側面を捉えただけにすぎない。異なる分析アプローチを採用すれば、銀行貸出チャンネルを通じた経路以外の効果も検出されるかもしれない。4節では、ポートフォリオ・リバランス・チャンネル、総需要の喚起を通じたチャンネル、バランスシート・チャンネルの3経路を取り上げ、それらの効果について論点を整理した。また各経路の検証に適切だと思われるアプローチも提示した。今後さらに研究を深めていく際には、どの経路を検証したいか明確な認識を持った上で、その経路に応じて適切な分析手法を開発・選択していくという視点が役立つだろう。

参考文献

- 井上 仁 (2013) 「量的緩和政策期間における銀行貸出経路」札幌学院大学経済論集、第6号、41-58。
- 齋藤雅士・法眼吉彦 (2014) 「日本銀行の国債買入れに伴うポートフォリオ・リバランス：銀行貸出と証券投資フローのデータを用いた実証分析」日本銀行調査論文。
- 塩路悦朗 (2016) 「ゼロ金利下における日本の信用創造」『現代経済学の潮流2016』東洋経済新報社、提出論文第4稿 (2016年1月7日)。
- 細野 薫・渡辺 努 (2002) 「企業バランスシートと金融政策」経済研究、53 (2)、117-113。
- 三谷信彦 (2016) 「非伝統金融政策と銀行貸出」OSIPP Discussion Paper : DP-2016-J-001、大阪大学大学院国際公共政策研究科。
- Altunbas, Yener, Otabek Fazylov, and Philip Molyneux (2002). "Evidence on the Bank Lending Channel in Europe." *Journal of Banking and Finance*, 26(11), 2093-2110.
- Baumeister, Christiane and Luca Benati (2013). "Unconventional Monetary Policy and the Great Recession : Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compress-

- ion at the Zero Lower Bound,” *International Journal of Central Banking*, 9(2), 165-212.
- Bernanke, Ben (2012). “Monetary Policy since the Onset of the Crisis,” Remarks at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming.
- Bernanke, Ben and Mark Gertler (1989). “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations,” *American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist (1996). “The Financial Accelerator and the Flight to Quality” *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist (1999). “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in : John. B. Taylor and Michael Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, 1C, 1341-1393, Elsevier.
- Bowman, David, Fang Cai, Sally Davies, and Steven Kamin (2015). “Quantitative Easing and Bank Lending : Evidence from Japan,” *Journal of International Money and Finance*, 57, 15-30.
- Butt, Nick, Rohan Churm, Michael McMahon, Arpad Morotz, and Jochen Schanz (2015). “QE and the Bank Lending Channel in the United Kingdom,” Bank of England Working Paper No.511.
- Gambacorta, Leonardo, Boris Hofmann, and Gert Peersman (2014). “The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound : A Cross-Country Analysis,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(4), 615-642.
- Gertler, Mark and Simon Gilchrist (1994). “Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms,” *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309-340.
- Hamilton, James D. and Jing C. Wu (2012). “The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 44 (s1), 3-46.
- Honda, Yuzo (2014). “The Effectiveness of Nontraditional Monetary Policy : The Case of Japan” *Japanese Economic Review*, 65(1), 1-23.
- Honda, Yuzo, Yoshihiro Kuroki, and Minoru Tachibana (2013). “An Injection of Base Money at Zero Interest Rates : Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006,” *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, 1(1), 1-24.
- Hosono, Kaoru (2006). “The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan : Evidence from Banks’ Balance Sheets,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(3), 380-405.
- Hosono, Kaoru and Miyakawa Daisuke (2014). “Business Cycles, Monetary Policy, and Bank Lending : Identifying the Bank Balance Sheet Channel with Firm-Bank Match-Level Loan Data,” RIETI Discussion Papers 14-E-026.
- Joyce, Michael A S and Marco Spaltro (2014). “Quantitative Easing and Bank Lending : a Panel Data Approach,” Bank of England Working Paper No.504.
- Joyce, Michael A S, Zhuoshi Liu, and Ian Tonks (2014) “Institutional Investor Portfolio Allocation, Quantitative Easing and the Global Financial Crisis,” Bank of England

- Working Paper No.510.
- Kashyap, Anil K and Jeremy C. Stein (1995). “The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42(1), 151-195.
- Kashyap, Anil K and Jeremy C. Stein (2000). “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?” *American Economic Review*, 90(3), 407-428.
- Kimura, Takeshi and David H. Small (2006). “Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 6(1), 1-54.
- Kishan, Ruby P. and Timothy P. Opiela (2000). “Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel” *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 121-141.
- Kobayashi, Takeshi, Mark Spiegel, and Nobuyoshi Yamori (2006). “Quantitative Easing and Japanese Bank Equity Values,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(4), 699-721.
- Oda, Nobuyuki and Kazuo Ueda (2007). “The Effects of the Bank of Japan’s Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve : A Macro-Finance Approach,” *Japanese Economic Review*, 58(3), 303-328.
- Ogawa, Kazuo (2000). “Monetary Policy, Credit, and Real Activity : Evidence from the Balance Sheet of Japanese Firms,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 14(4), 385-407.
- Ogawa, Kazuo and Kentaro Imai (2014). “Why Do Commercial Banks Hold Government Bonds? The Case of Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 34, 201-216.
- Oliner, Stephen D. and Glenn D. Rudebush (1994). “Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?” *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1, 3-13.
- Schenkelberg, Heike and Sebastian Watzka (2013). “Real Effects of Quantitative Easing at the Zero Lower Bound : Structural VAR-Based Evidence from Japan,” *Journal of International Money and Finance*, 33, 327-357.
- Shibamoto, Masahiko and Minoru Tachibana (2014). “Individual Stock Returns and Monetary Policy : Evidence from Japanese Data,” *Japanese Economic Review*, 65(3), 375-396.
- Watanabe, Wako (2007). “Prudential Regulation and the “Credit Crunch,” : Evidence from Japan” *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), 639-665.
- Watanabe, Wako (2015). “The Bank Balance Sheet Effect on Loan Pricing and the Bank Size Evidence from Main Bank-SME Relationships in Japan,” mimeo.
- Wright, Jonathan H. (2012). “What Does Monetary Policy Do to Long-Term Interest Rates at the Zero Lower Bound?” *Economic Journal*, 122, F447-F466.

補論

この補論ではデータに関するより詳しい情報を記載する。個別銀行のパネルデータは、日経 NEEDS より入手した銀行財務データの単独ベース・本決算のデータを用いて作成した。対象銀行は都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行、新たな形態の銀行のいずれかの業態に属する³¹。銀行の個体数はモデルや時期によって異なるが、モデル（1）の2014年度に限ると都市銀行6行、地方銀行63行、第二地方銀行41行、信託銀行3行、新たな形態の銀行3行の計116行である。合併、分割、国有化の処理については以下のように行った。

〈合併〉

合併して誕生した銀行は新たな銀行として合併前の銀行とは別に扱う。ただし例外は、2003年3月の三井住友銀行とわかしお銀行との合併である。このケースでは合併前後で資産規模などにギャップが生じていないため、三井住友銀行が継続しているものとして扱う。

〈分割〉

山口銀行は分割されて北九州銀行が生まれた。分割以降の山口銀行は別の新たな銀行として扱う。

〈国有化〉

一時国有化された銀行は、国有化から脱した後は別の新たな銀行として扱う。

A. 3節で用いられる変数

3節の推定で用いられる変数の作成方法は以下の通りである（かぎ括弧内は財務諸表の項目名）。なお、信託銀行をはじめ「兼営信託金融機関」に認可されている銀行に関しては、以下の銀行勘定に信託勘定の数値も加算した（該当する信託勘定項目がある場合）。

・ $\Delta \log(L_{it})$: 「貸出金合計」の対数階差

・ m_{it}

(1) 現金預け金比率 : 「現金預け金」を同時期の「資産合計」で除する

³¹ 地方銀行は全国地方銀行協会に加盟している銀行、第二地方銀行は第二地方銀行協会に加盟している銀行からそれぞれ成る。都市銀行には大手行に加え、りそな銀行、埼玉りそな銀行、新生銀行、あおぞら銀行を含めている。（なお2014年度の都市銀行が6行というのは、2013年にみずほ銀行とみずほコーポレート銀行が合併して当該標本が除外されたためである。）新たな形態の銀行に関しては、セブン銀行、ソニー銀行、住信SBIネット銀行の3行のみの標本を使っている。

- (2) 現金預け金変化率：「現金預け金」の対数階差
- (3) 日銀預け金比率：「預け金（うち日銀への預け金）」を同時期の「資産合計」で除する
- (4) 日銀預け金変化率：「預け金（うち日銀への預け金）」の対数階差
 - ・総資産額の対数値：「資産合計」の対数値
 - ・自己資本比率：「自己資本」を同時期の「資産合計」で除する
 - ・不良債権比率：「【リスク管理債権】破綻先債権額（合計）」と「【リスク管理債権】延滞債権額（合計）」の合計額を同時期の「貸出金合計」で除する
 - ・流動性資産比率：「(国債)」、「(地方債)」、「(コールローン)」の合計額を同時期の「資産合計」で除する
 - ・預金の対数階差：「預金」の対数階差
 - ・ $QE1_t$ ：2001年度～2005年度を1、それ以外は0
 - ・ $QE2_t$ ：2010年度～2012年度を1、それ以外は0
 - ・ $QE3_t$ ：2013年度～2014年度を1、それ以外は0
 - ・ $NONQE_t$ ：2006年度～2009年度を1、それ以外は0

B. 海外支店貸出（4.1項）

日経 NEEDS の銀行財務データには海外向け貸出に関する項目がない。したがって、本稿では以下の式に基づいて「海外支店貸出」を推計した。

$$\text{海外支店貸出}_u = \text{貸出金合計}_u - \text{国内支店貸出}_u$$

ここで、貸出金合計としては3節で使用したデータ、国内支店貸出としては財務諸表の「【業種別貸出状況】合計」のデータを用いている³²。ただし、定義上、この海外支店貸出データにはオフショア勘定や誤差が一定程度は含まれる³³。なお4.1項の図表に掲載されている各種数値は、海外支店を有しかつ海外支店貸出残高がプラスの標本のみを対象として求めたものである³⁴。例えば2014年度では、都市銀行3行、信

³² 「【業種別貸出状況】合計」には欠損データがあるが、そのうち海外支店を有する銀行は三井住友銀行と新生銀行だけである。これら2行の欠損データについては各行が公表するディスクロージャー誌から補足した。また、「【業種別貸出状況】合計」の単位を億円で公表している銀行の標本については単位を百万円に換算した。

³³ 「【業種別貸出状況】合計」ではオフショア勘定が除かれているため、海外支店貸出にはオフショア勘定が含まれることになる。ただし、オフショア勘定（特別国際金融取引勘定）は非居住者を取引の相手方として国外から調達した資金を国外で運用する「外—外取引」を計上したものであるため（財務省 HP より）、海外支店貸出に含まれること自体はそれほど大きな問題ではないと思われる。また誤差が生じ得る原因としては、「【業種別貸出状況】合計」に信託勘定が含まれていない標本が一部ある、「【業種別貸出状況】合計」の単位換算（前の脚注を参照）の際に生じる誤差、その他申告上の誤差が考えられる。

³⁴ 海外支店を有するか否かについては、全国銀行協会が公表する全国銀行財務諸表分析の海外支店数から判断した。

託銀行 2 行、地方銀行 8 行、第二地方銀行 1 行の計 14 行が対象となる。

C. マクロ経済変数（4.2 項）

- ・マネタリーベースの対数階差：（日本銀行 HP）「マネタリーベース平均残高（準備率調整後）＜季節調整済＞」の月次データを年度平均した上で対数階差をとる
- ・実質 GDP の対数階差：（内閣府 HP）実質年度ファイルの「国内総生産（支出側）」の対数階差
- ・GDP デフレーター の対数階差：（内閣府 HP）年度デフレーターファイルの「国内総生産（支出側）」の対数階差