

一般社団法人 大阪銀行協会

大銀協フォーラム 研究助成論文集

第21号

平成29年2月

平成27年度研究助成

優 秀 賞

非伝統的金融政策と銀行の収益性：日本における
市場型間接金融の進展をめぐる一考察

阪南大学経済学部
王 凌

特 別 賞

日本銀行による補完当座預金制度と銀行経営

駒澤大学経済学部
代田 純
広島修道大学商学部
勝田佳裕

特 別 賞

工場閉鎖と跡地利用は地域金融にいかなる影響を
及ぼすのか？

大阪産業大学経営学部
石橋尚平

特 別 賞

リーマンショック後におけるFRBによる量的緩和
政策のスピルオーバー効果の検証

岡山商科大学経済学部
(神戸大学大学院経済学
研究科研究員)
井尻裕之
神戸大学経済学研究科
地主敏樹

一般社団法人 大阪銀行協会 調査部

工場閉鎖と跡地利用は地域金融にいかなる影響を及ぼすのか？

What impact do factory closures and the uses of the former factory sites
in Japan have on regional finance?

大阪産業大学 経営学部

石橋 尚平

目次

1. はじめに.....	1
2. 先行研究.....	3
3. データならびに定式化.....	4
3-1. 工場閉鎖ならびに跡地活用の代理変数.....	4
3-2. 被説明変数	5
3-3. その他の説明変数.....	6
4. 工場の撤退、新設、跡地活用に関するデータの概要.....	8
5. 推計結果.....	9
5-1. その他の説明変数.....	9
5-2. 工場の撤退、新設、跡地活用に関する変数.....	10
6. まとめ.....	12

1. はじめに

当論文で分析対象期間の大部分を占める 2007～2014 年度においては、リーマン・ショック後の円高基調、東日本大震災後に生じた一層の円高や生産拠点分散化の要請、電力料金の上昇などを理由とした製造業の海外生産移転の動きが相次ぎ、日本経済の「空洞化」が懸念されてきた。その後 2012 年末から始まるアベノミクス導入前後の円安基調下においても、製造業が国内に回帰する動きはあまりみられなかった。

グラフー 1 からはわが国の製造業の事業所数ならびに雇用者数が長期的に減少基調にあることを確認することができる。この趨勢は急激な円高への為替市場の振れによる、80 年代後半以降の工場の海外移転の動きに始まり、バブル崩壊後の長期の経済停滞によりはつきりとしたものになったと考えられる。グラフー 2 は、経済産業省の発表する工場立地件数などを示しているが、2000 年代に入って、いざなぎ景気による景気の拡大局面において同件数は増加に転じていたものの、リーマン・ショック前後の辺りから減少に転じていることが確認できる。リーマン・ショック前後、為替レートは円高に振れ、輸出依存度の高い製造業は大きく業績を悪化させた。その後 2012 年末から円安基調への転換が進行して以降も、工場立地件数は微増にとどまっている。

2012 年末までの円高傾向は、当時の工場立地件数の急減にも影響したと考えられる。グラフー 3 に示すように、わが国製造業の海外生産比率は 2004 年度の 16.2%から 2014 年度には 24.3%と 8.1 ポイントも上昇している。業種別にみると¹、輸送機械や情報通信機械などはこの間終始高止まりしているほか、電気機器や業務用機械なども上昇している。²

工場の撤退や縮小による立地件数の減少は、確実に地域経済の雇用に影響を及ぼすと考えられる。グラフー 1 が示す通り、少なくとも事業所数の減少とともに、従業員数も長期的な趨勢として減少している。千野(2011)は 2000 年代前半の景気回復局面における、工場立地件数と有効求人倍率の変化率にゆるやかな正の関係を確認した上で、2000 年代には、工場立地件数と製造業の就業者数の間の相関関係がみられなくなっており、その要因として、製造業における資本集約型製造業の比率が高まったことを指摘している。両変数をプロットしてみた結果、グラフー 5 のようになったが、95～2002 年、2007～2012 年の期間においては、事業所数が減少する中で就業者数も減少している変化がみられるが、2003～2006 年の景気拡大局面においても、2011～2014 年においても、事業所数が増加しても、就業者数が増えていないことがみてとれる。労働集約型の工場が海外に移転する一方で、日本にとどまる工場が資本集約型の産業に限られ、その結果工場の立地が増えても、雇用が拡大しにくくなっていることが確認できる。

¹ ここでの業種区分は東京証券取引所による 33 の業種区分にしたがっており、法人企業統計の区分とは異なる。

² 経済産業省「海外事業活動基本調査結果」より。海外生産比率は、海外現地法人の売上高を国内の法人売上高で割って求めた数値である。財務省の法人企業統計から数値をとっている。2009 年度より新しい業種分類で算出しているため、それまで一般機械として一つにされていた業種が、汎用機械、生産用機械、業務用機械に区分されている。

ただし、工場の撤退は、一般的にかなり時間を経た上での、工場の所有者である企業の経営的判断が働いての対応である。企業は採算の悪化や経営不振を、企業は当面工場の稼働縮減で凌ぐであろう。その上で赤字の累積額がある閾値を超えた時点で撤退を検討するのが一般的であると考えられる。閾値は企業の経営方針によって異なる。また逆に経営状況の良好な企業では、採算性の低い生産設備に対しても、生産性拡大のための設備更新を図った投資拡大で対応することもあるだろう。その場合は地域経済に雇用の拡大や地域経済に対する好影響を及ぼすこともあると考えられる。

また、この論文で検証してみたい点は、工場撤退が実際に起こってからのことである。跡地がどのように活用されているか（活用されていないか）ということである。工場撤退後の跡地利用については、大きく分けて以下の3通りの形が考えられる。①他企業による新たな工場への進出（工場施設の買い取りなど）、②商業施設、物流施設、集合住宅の建設など製造業の生産施設とは異なる跡地利用、③跡地活用ができず、撤退後も更地などの不稼働資産となっているケースである。

これらの場合、①と②は地元の雇用や景況に影響を及ぼさず、場合によっては好影響を及ぼすことも考えられる。しかし③は地域経済に明らかに悪影響を及ぼすと考えてよいだろう。企業は事業の採算悪化から工場撤退に最終的に踏み切ることがあるが、これは地元の経済状況との因果関係はあまり高くないと考えられる。松浦(2004)は、上場電機製造業者の工場閉鎖の要因を分析しているが、アジア地域での生産活動の拡大が要因となっており、地元の社会資本の整備などとは無関係であると結論付けている。一方で工場の撤退ならびに跡地活用の状況は、一旦根を下ろした地元の地域経済に大きく影響する。

工場撤退後にさらに地域経済が悪化すると、地域金融機関の融資先となっている地元の中小企業の経営も不安定となり、地域金融機関の貸出残高も伸びなくなる。長期的な不況の下、中小企業の資金需要が細っているため、信用金庫など地域金融機関の預貸率は低下傾向が続いている。グラフー4が示すように、2014年度末の信用金庫の預貸率はついに50%を切った。そうした中で、一定以上の規模のある地元の工場が撤退し、跡地が不稼働資産の状態になっていると、工場関係者が取引していた中小企業に対する地域金融機関の貸出残高の伸びにも影響を及ぼすと考えられる。また工場撤退後、跡地の活用状況によっては、地元の地域金融機関が長らく築いてきた地元の中小企業とのリレーションシップが壊れ、やはり貸出残高が伸びないこともあると考えられる。

当論文は、工場閉鎖により、地方経済の停滞が進み、資金需要の低下から地元の信用金庫の市場支配力やシェアが弱まるという複雑な波及経路の解明ではなく、工場が閉鎖された地域を事業区域とする信用金庫の市場支配力やシェアが、工場の閉鎖や、新たな進出、そして撤退後の跡地活用によって、どのように変化しているのかを分析することを目的としている。跡地の活用状況については、上記の①～③に区分した上で、それぞれの変化があった地域を事業区域とする信用金庫の貸出行動の変化をパネル分析でみていくこととする。

当論文の構成は以下のようになる。まず第 2 節では工場閉鎖が地域経済に及ぼす影響、そして経済状況の変化から銀行ないし地域金融機関の経営状況に及ぼす影響を分的した先行研究を紹介する。第 3 節では利用したデータの説明と定式化を行うが、サブとなる 3-1 節ではデータと変数の説明、3-2 節で定式化を行う。第 4 節で工場の撤退、新設、跡地活用についてのデータの集計結果を概観する。第 5 節でモデル式の推計結果を示し、第 6 節で結論をまとめる。

2. 先行研究

工場閉鎖に関する点については下記の論文等を参考にした。

千野(2011)は、かつては重視されていた製造業誘致による地域雇用創出モデルの有効性が低下したと結論づけている。それは製造業における資本集約型製造業の比率が高まったことで雇用創出効果が低下したことによる。また地域によっては、資本集約型、労働集約型の製造業の工場の比率が異なり、加えてインフラ整備の度合いも異なるため、工場を誘致しても期待したほどの効果が得られなかったと感じられる地方が少なくなっているという点も指摘している。

松浦(2004)は上場している電機製造業者の生産施設に関するデータを用いて、事業所閉鎖の要因分析を行っている。その結果、①アジア地域での生産活動の拡大（ただし、中国進出は国内の工場閉鎖には結びつかない）が大きな要因となっていること、②地元の社会資本整備や地域開発といった施策は工場の閉鎖との間に明確な関係はなく、人的資本の充実との関係が強いことを結論づけている。つまり、地域経済の充実が必ずしも外生的要因として工場撤退に影響を及ぼしているわけではないということである。

経済産業省の「工業立地動向調査」は、製造業、電気業、ガス業、熱供給業の用に供する工場又は研究所を建設する目的をもって、1,000 平方メートル以上の用地を取得（借地を含む）した件数を集計している。また同省による「海外事業活動基本調査結果」は、海外事業活動の現状とその活動が日本経済に及ぼす影響を示すためのデータを集計している。脚注 1 にも示した「海外生産比率」などもこの調査で推計されている。

また、景気の変動や、それに対応する政策発動、そして人口減少といった経済の変化が、銀行ないし地域金融機関の経営にどのような影響を及ぼすかを分析した先行研究として、下記の論文があげられる。

堀江(2015)は人口減少が進むわが国において、信用金庫、信用組合といった地域金融機関の経営がどのように影響を受け、そして今後のどのように変化していくのかを論考している。具体的には営業地盤内での可住地の予想人口変化率や、地価の下落といった事業環境の要因が、コア業務純益にどのように影響を及ぼすのかが実証分析されている。地域金融機関を業態別一括りにするだけでなく、信金・信組については、各事業区域における経営環境を示す指標から、クラスター分析により大都市型、中都市型、小都市型に区分するなどの細かな対応がなされている。推計結果からは小都市型および中都市型の信金・

信組は予想人口減少率の高さが、コア業務純益に大きく影響を及ぼすと結論づけている。

Allen and Roman(2015)は、Difference-in-Difference モデルを用いて、リーマン・ショック後に TARP(Status of the Troubled Asset Relief Program)により公的資金による不良資産の買い取りを受けた銀行の、TARP 発動前後の市場支配力やシェアの変化を分析している。実際に TARP による救済は銀行の市場支配力ならびにシェアを高めていることを実証している。TARP は 2008 年 10 月に開始されたため、一斉に銀行の財務状況が変化するという事象であるため、当研究でとりあげる、時期がまちまちの工場閉鎖の影響とは異なるが、銀行の市場支配力やシェアの変化への影響を分析した点で参考とした。

Ono and Uesugi (2014) は、リーマン・ショック後の世界同時不況下における、わが国の中小企業向け金融の動向を分析している。それによると、中小企業にとって、メインバンクは経済ショックに対する「防御の最前線」となっているが、経済ショック前にメインバンク以外の銀行とトランザクション取引を拡大させた中小企業は、メインバンクとの緊密なリレーションシップが弱まったことにより、それらの中小企業への融資の姿勢を厳しくする。また、トランザクション融資を行う銀行も経済危機時に急に貸出審査を厳しくすることも指摘している。

3. データならびに定式化

3-1 工場閉鎖ならびに跡地活用の代理変数

当論文では日本全国における主だった工場の閉鎖や、新たな工場の稼働といった事象を説明変数としてモデル式に挿入し、地域金融機関の市場パワーや市場シェアに対する影響を調べる。モデル式として、当初上述の Berger and Roman (2015)で用いられた difference-in-difference モデルをベースとすることを考えたが、TARP の政策プログラム発動と違い、工場の閉鎖や新たな工場の稼働は一つの時期に集中するものではなく、個々の事象の発生時期にはばらつきがあるため、事前事後の比較分析はできない。そこで全国の信用金庫の事業区域で発生した事象の有無（ダミー変数）や累積的な件数を代理変数とし、モデルに挿入することとした。

工場閉鎖ならびに新規稼働の事象については、2007 年度から 2012 年度にまで発生したものを対象とする。グラフー 2 で示した通り、この時期は円高傾向やリーマン・ショック後の不況が続いた時期であり、工場立地件数は顕著に減少している。

工場閉鎖ならびに新規稼働の説明変数は、以下の略号を用いて表す。まず、 FC_{it} は工場閉鎖(Factory Closure)、 NF_{it} は新規の工場稼働(New Factories)の累積的な件数をそれぞれ示す変数である。同様のダミー変数も作成し、それぞれの事象がある場合を 1 とする。これらのダミー変数はそれぞれ $FCdummy_{it}$ 、 $NFdummy_{it}$ と表す。

いずれも信用金庫の事業区域内での、それぞれの事業年度における有無ないし累積的な件数を示している。

さらに FC_{it} は跡地の状態について FC_RF_{it} 、 FC_NLU_{it} 、 FC_NPA_{it} の 3 種類の変数に区分す

る。 FC_RF_{it} は売却などにより別の企業が所有する工場施設に取って代わるといった事象 (Replacement of Factories)、 FC_NLU_{it} は生産設備ではない施設として新たに土地活用される事象 (New Land Usage)、 FC_NPA_{it} は閉鎖後、廃墟や更地といった不稼働資産のまま放置されているという事象 (Non-Performing Assets) の累積的な件数を示す説明変数である。

工場閉鎖の変数 FC_{it} については、以下の要領でデータを集めた。まず製造業に区分される上場企業の 2007 年度ならびに 2012 年度分の有価証券報告書「設備の状況」に記載されている生産設備の状況を比較する。2012 年度分に記載されている生産設備の数が 2007 年度に比べて減少しているならば、工場の閉鎖があった可能性が高い。次にその工場に関する情報を集める。工場閉鎖に関する新聞記事のほか、Google での検索、通産省「全国工場通覧」、東洋経済「日本の企業グループ」、(株)重化学工業通信社「閉鎖工場と跡地売却情報」も用いた。その際、必ず工場(ないし工場跡地)の所在地を調べておく。すでに消滅した工場の所在地については、ネット上のサイトにかつての所在地の記載が残っているケースも少なくなく、容易に集めることができる。

ただし大手製造業については、企業の本体から関連会社などに所有を移しており、有価証券報告書に記載されていないケースも少なくない。そういった場合には、上記の一連の調査方法を活用する。インターネットでの検索エンジンの活用により、企業のプレスリリースがヒットすれば情報収集に効果的である。工場新設の変数 NF_{it} についても同様の方法でデータを得ている。

また、一定以上の規模の工場だけを選ぶため、工場の敷地面積は全国の工場の平均敷地面積に近い、1ha (10,000 m²) 以上のものだけを用いることとした。

次に跡地の活用に関する 3 種類の変数 FC_RF_{it} 、 FC_NLU_{it} 、 FC_NPA_{it} については、2015 年 9 月～12 月にかけて、インターネットを通じて土地利用状況を調べることでそれぞれの変数に区分した。Google Maps、Google StreetView 等に跡地の住所を入力し、その跡地がどのようなになっているかを確認した。Google Map は Google 社が随時地図の更新を行っているが、最大で 3 年程度のラグがあると言われている。工場閉鎖の変数 FC_{it} の対象期間を 2012 年度までと 2 年早くしているため、2015 年秋の時点の Google Map で調べているため、更新が遅れているために実態を反映できないということはない。

工場閉鎖ならびに跡地利用に関する変数作成の手順を、鹿児島県出水市のケースを例にとってまとめると図-1 のようになる。

3-2 被説明変数

被説明変数は以下の大きく分けて二種類のものを用いる。市場支配力($Lerner_{it}$)ならびに信用金庫の全国市場シェアである。後者の全国市場シェアについては貸出金残高シェア($Lshare_{it}$)ならびに預金残高シェア($Dshare_{it}$)の二種類を用いる。これらの残高シェアは、あくまで日本全国における全信用金庫による貸出金(預金)残高全体を分母としたシェアで

ある。したがって、後述するその他の説明変数の一つとして用いている、都道府県別のハーフィンダール・ハーシュマン指数（Herfindahl-Hirschman Index、以下 HHI）とは性質が異なっている。ある信用金庫が地元で高い貸出金（預金）残高シェアを占めていても、必ずしも全国で高い貸出金（預金）残高シェアを占めているわけではなく、市場支配力も異なる。

また、市場支配力については、各信用金庫の総資産残高 GTA(Gross Total Assets)に基づいた、市場支配力のラーナー指数（マークアップ率）を用いる。当研究における信用金庫のラーナー指数は下記の式で表される。

$$\text{Lerner}_{it} = \frac{\text{Price}_{it} - \text{MC}_{it}}{\text{MC}_{it}} \quad (1)$$

ここで Price_{it} は信用金庫の経常収益の総資産(GTA)残高に対する比率を示している。 MC_{it} は信用金庫の総資産に対する、各期各信用金庫の限界費用(Marginal Cost)を示すが、これは下記のトランスログ型費用関数の推計式から求めている。

$$\begin{aligned} \ln(\text{Cost}_{it}) = & \theta_0 + \theta_1 \ln \text{GTA}_{it} + \frac{\theta_2}{2} \ln^2 \text{GTA}_{it} + \sum_{k=1}^3 \gamma_k \ln W_{k,it} + \sum_{k=1}^3 \phi_k \ln \text{GTA}_{it} \ln W_{k,it} \\ & + \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \gamma_{kj} \ln W_{k,it} \ln W_{j,it} + \theta_3 \text{Time}_t + \mu_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで Cost_{it} は各信用金庫各期の経常費用である。 $W_{k,it}$ は三種類の費用を示している。それぞれ $W_{1,it}$ は GTA に対する人件費比率、 $W_{2,it}$ は GTA に対する支払金利の比率、 $W_{3,it}$ は GTA に対する物件費比率である。(1)、(2)式を変形すると、限界費用 MC_{it} は下記の式のように表される。

$$\text{MC}_{it} = \frac{\text{Cost}_{it}}{\text{GTA}_{it}} \left[\widehat{\theta}_1 + \widehat{\theta}_2 \ln \text{GTA}_{it} + \sum_{k=1}^3 \widehat{\phi}_k \ln W_{k,it} \right] \quad (3)$$

(3)式に数値を代入して限界費用 MC_{it} を求めた後、(1)式から各期各信用金庫の市場支配力のラーナー指数 Lerner_{it} を求める。信用金庫の貸出金利については、各地域の市場構造の違いや、貸出市場の分断性による影響もあると考えられるが、ここでは、以下で列挙する銀行の経営指標などをコントロール変数として市場支配力を扱うこととする。

3-3 その他の説明変数

その他推計式をコントロールする説明変数として表-1, 2 のようなものを採用している。いずれも 2007～2014 年度における全国信用金庫の諸指標の数値である。信用金庫は合併により当該期間中に 281 から 267 にまで減少していることから、アンバランスド・パネル・

データとなっている。³

まず、 CAR_{it} は信用金庫の自己資本比率(Capital adequacy ratio)である。すべて国内基準の自己資本比率を採用している。経営の安定性を示す指標でもあるが、預貸率が低下すると自己資本比率が高くなる傾向にあるので、市場シェアや市場支配力にも影響を及ぼす指標であると考えられる。

次に $RMLR_{it}$ はリスク管理債権(Risk Management Loans)残高の正常債権残高に対する比率を示している。同比率が上昇すると経営の安定性を損ねることになるが、リスクをとることが信用金庫の地元での市場支配力や貸出金残高のシェア拡大につながる所以、有意な正の係数が推計されると予想される。

ROA_{it} は総資産残高に対する経常収益の比率(Return on Asset)であり、信用金庫の総資産が生み出す収益の高さを示す。分母の総資産残高については、 GTA (Gross Total Assets)の残高として、バランス・シートの総資産残高に貸倒引当金残高を加えたものとしている。

$LOAN\ RATE_{it}$ は期中の平均貸出金利回り、 $DEPOSIT\ RATE_{it}$ は期中の平均預金利回りを示している。それぞれ貸出ならびに預金の価格となっており、超低金利状態と貸出難が続く中で、市場支配力や貸出金残高に与える影響は大きいと考えられる。

$SIZE_{it}$ は信用金庫の t 期の資産規模を示しており、 GTA (Gross Total Assets)残高の対数値を用いている。 AGE_{it} は信用金庫の設立からの経過年数を示している。合併などにより発足した信用金庫については、合併した年ではなく、存続信用金庫の設立年から経過年数を計算している。

HHI_LOAN_{it} 、 $HHI_DEPOSIT_{it}$ はそれぞれ信用金庫の t 期末における貸出金残高、預金残高の HHI である。この HHI は各都道府県の地域金融機関（ここでは地方銀行、第二地方銀行、信用金庫の三業態）の貸出金ならびに預金残高シェアの値を二乗して算出している。各年度版の都道府県マップなどを参照した。同誌では一部の信用金庫の都道府県内貸出金（預金）残高は割愛されているが、それらは都道府県と事業区域を対比させた上での推計値を、同指数を算出する上で用いている。

$AssetPerBranch_{it}$ 、 $LoanPerEmployee_{it}$ 、 $DepositPerEmployee_{it}$ はそれぞれ信用金庫の t 期末における、一支店あたりの GTA 残高(10 億円単位)、従業員一人当たりの貸出金残高(100 万円単位)、従業員一人当たりの預金残高(100 万円単位)の変数である。信用金庫には規模の格差があるため、 $SIZE_{it}$ 同様にその格差をコントロールする変数として用いている。

$M\&A_{dummy_{it}}$ 、 $Metropolitandummy_{it}$ はいずれもダミー変数で、それぞれ合併をした期以降を 1、本店が大都市にある信用金庫を 1 とする。一時期の頻度に比べると少なくなったものの、2007～2014 年度の当該期間中においても 18 件もの合併があり、かなり多くの信

³ 合併を経た信金については、合併後の存続信金を引き続き事業を続けるようにデータの数値を調整し計算している。貸出金利息、支払金利など損益に関する項目の数値については、消滅した信金の合併前の数値は資料から得られなかったが、前年の数値を、合併までの営業日数の当該期間中の全営業日数の割合で按分することにより妥当と考えられる数値を推計している。

信用金庫が合併を経て、発足や消滅を経ている。合併直後の信用金庫は当然シェアが高くなるわけであるから、その意味でもダミー変数でコントロールしておく必要がある。また、大都市の信用金庫と地方の信用金庫では、工場撤退や新設の影響度も大きく異なると考えられるため、大都市に支店を置く信用金庫の変数もコントロールする必要がある。当論文での大都市の定義として、事業所数の多い上位8都市⁴に限ることとした。

ここでは、その他のモデル式は省略するが、3種類の被説明変数を Y_{it} 、その他の変数を $Others_{it}$ とすると、下記のようなモデル式で表される。さらに工場の撤退、新設、跡地活用に関する変数については、事象がある場合を1とするダミー変数と、事象の累積件数を示す代理変数の二通りを用いることとする。

モデル1(工場の撤退と新設)

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 FC_{it} + \beta_2 NF_{it} + \sum_{j=3}^{23} \beta_j Others_{it}^j + \varepsilon_{it}$$

モデル2(工場の跡地利用)

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 FC_RF_{it} + \gamma_2 FC_NLU_{it} + \gamma_3 FC_NPA_{it} + \gamma_4 NF_{it} + \sum_{k=5}^{25} \gamma_k Others_{it}^k + \eta_{it}$$

4 工場の撤退、新設、跡地活用に関するデータの概要

表-3、4ならびにグラフ-6は、工場の撤退、新設、跡地活用に関するデータの様々な内訳を示している。表-3ならびに表-4では、 FC_{it} 、 NF_{it} 、 FC_RF_{it} 、 FC_NLU_{it} 、 FC_NPA_{it} の地域別比率と業種別比率をそれぞれ示している。また、グラフ-5については、 FC_NLU_{it} の跡地利用の用途別比率を示している。ここでは信用金庫の事業区域ごとに累積化したデータではなく、撤退などの事象の件数を用いている。

まず、表-3は地域別の工場撤退、新設、跡地活用の件数を示している。 FC_{it} が323件あるうち、 FC_RF_{it} 、 FC_NLU_{it} 、 FC_NPA_{it} はそれぞれ74、105、144件となっており、跡地が更地など活用されていない状態である件数の比率が最も高い。また、それぞれを地域別に区分した場合、ほとんどの変数で関東の比率が高いことが分かる。東海と近畿がこれに続くが、この3地方の合計値はすべての変数で過半となっている。また東京に関しては FC_NLU_{it} の比率が高くなっており、工場撤退後に生産設備以外の土地活用がなされるケースが多いことがわかる。その土地活用の用途もマンションの分譲や商業施設が多く、製造設備の撤退というより、需要が高いことから土地が売られて、分譲住宅や商業施設に活用されたと考えられる。この傾向はGoogle StreetViewによるデータ調査作業においても確認されている。

次に表-4は業種別の件数の比率を示している。業種別にみると、どの変数においても4業種（機械、電機、輸送用機器、精密セクター）の比率が高く、合計件数で全体の過半

⁴ 東京都特別区部、大阪市、横浜市、名古屋市、札幌市、福岡市、京都市、神戸市の8都市である。

となっている。最も高いのは、 FC_RF_{it} の64.9%である。4業種の間では、電機セクターにおける FC_RF_{it} の比率が高い。 FC_{it} が34.4%であるのに対し、同比率は50.0%と、他のセクターよりもひときわ高くなっている。電機セクターの製造施設は、同業の企業が土地ならびに施設を買い取り、そのまま活用するケースが多いと考えられる。一方、 FC_{it} において10.5%である機械セクターは、 FC_NPA_{it} では34.7%と高くなっている。機械は工場撤退後、設備や土地売却の目処が立たずに、跡地が不稼働資産化する傾向にあることがわかる。また、 FC_{it} において9.6%の機械は、 FC_NLU_{it} でも22.9%と相対的に高くなっている。輸送用機器は工場跡地を他の用途に跡地活用しているケースも多い。

グラフー6は FC_NLU_{it} の跡地活用の用途の割合を示しているが、物流施設、集合住宅、商業施設、生産設備以外の施設（他社への譲渡も含む）がほぼ均等に上位を占めている。物流施設の場合は、同じ企業が物流施設に転換する場合も一部あるが、多くは他の不動産会社や物流会社が土地を買い取り、物流センターとして活用しているケースである。

5. 推計結果

5.1 その他の説明変数

まず、工場の撤退、新設、跡地活用に関する変数以外の変数の推計結果をみる。

表ー5はモデル1、表ー6はモデル2の推計結果を示している。

いずれの推計式においても、 CAR_{it} に関しては被説明変数が $Lerner_{it}$ である場合は有意な正、 $Lshare_{it}$ ならびに $Dshare_{it}$ である場合には有意な負の値が係数として推計されている。これは自己資本比率を高めるほど、貸出ならびに預金残高の全国シェアを落とすことになるが、無理に貸出を増やさない分、ラーナー指数は高くなることを意味している。

一方で $RMLR_{it}$ に関してはどの被説明変数も正の値が推計されているが、有意なのは被説明変数が $Lshare_{it}$ の場合のみである。これは全国での貸出金残高シェアを高めるには、貸出における信用リスクを高める必要があることを示している。また、 ROA_{it} に関しては、5%水準では有意でないケースが一つあるものの（モデル2で $Lshare_{it}$ を被説明変数とする場合）、係数の符号条件はすべて正である。これは、 ROA が高い信用金庫ほど、貸出残高も預金残高もシェアを拡大しつつ、相対的に高い平均貸出金利を実現しているということが分かる。

ただ、 $LOANRATE_{it}$ と $DEPOSITRATE_{it}$ は、被説明変数に用いた全国での比較と、それらの変数が示す地元都道府県のデータとのズレを示していると考えられる。被説明変数が $Lshare_{it}$ ならびに $Dshare_{it}$ である場合にそれぞれの係数が有意な正の値をとるように推計された結果については、独占性による価格支配力ということで容易に説明がつくが、被説明変数が $Lerner_{it}$ である場合に有意な負の値が推計された結果については、特に $LOANRATE_{it}$ では、いずれのモデルでも有意とは言えないものの、あきらかに逆説的な結果となっている。つまり貸出金利が高くなればなるほど、市場支配力を示すラーナー指数は低くなるということなので、整合性に欠ける。しかし、これは全国の市場構造の違いとい

うことで解釈可能であると考えられる。地域ごとに市場構造が異なっているため、平均貸出金利と限界費用にもばらつきがあることから、ラーナー指数にズレが生まれているのだと考えられる。

$SIZE_{it}$ については、総資産規模の大きい信用金庫ほど、全国レベルの貸出ならびに預金残高シェアは増加する一方で、ラーナー指数は低下することになる。規模の大きい信用金庫ほど規模の利益によって、ラーナー指数を低めても利益が得られるようになっている傾向にあると考えられる。また、 AGE_{it} については、すべての係数で正の値が推計されたが、有意であるのは、被説明変数が $Lshare_{it}$ である場合のみである。地元で伝統のある信用金庫ほど、全国レベルでの貸出残高が高くなっているというのは、興味深い結果である。

ハーフィンダール・ハーシュマン指数を採用した、 HHI_Loan_{it} と $HHI_Deposit_{it}$ についても、 $LOANRATE_{it}$ と $DEPOSITRATE_{it}$ の場合と同様、地元のシェア（説明変数）と、ラーナー指数ならびに全国でのシェア（被説明変数）の齟齬が出ていると考えられる。特に $HHI_Deposit_{it}$ では、被説明変数が $Dshare_{it}$ の場合、推計される係数が有意な負の値となっており、まさに逆説的な結果になっている。

$AssetPerBranch_{it}$ 、 $LoanPerEmployee_{it}$ 、 $DepositPerEmployee_{it}$ といった資産や負債残高を支店数・従業員数で割った値については、 $AssetPerBranch_{it}$ のみがいずれの被説明変数においても係数が有意に正となった。一店舗あたりの規模の大きい信用金庫ほど、ラーナー指数が高く、シェアも高い。また、被説明変数が $Lshare_{it}$ の場合には、 $LoanPerEmployee_{it}$ の係数は有意に正、 $DepositPerEmployee_{it}$ の係数は有意に負となった。一方、被説明変数が $Dshare_{it}$ である場合については、 $DepositPerEmployee_{it}$ の係数のみが有意に正となった。従業員一人当たりの預金と貸出残高の大きさ（ $DepositPerEmployee_{it}$ または $LoanPerEmployee_{it}$ ）は、それぞれのシェアの拡大に寄与していることが判る。

$M\&A_dummy_{it}$ ならびに $Metropolitandummy_{it}$ については、対照的な結果となった。 $M\&A_dummy_{it}$ すべてが有意な変数となり、被説明変数が $Lerner_{it}$ である場合は負、 $Lshare_{it}$ ならびに $Dshare_{it}$ である場合に推計された係数は正の値となった。信用金庫の合併は当然シェア拡大に寄与するが、ラーナー指数は逆に低下していることが分かる。期間中に合併した信用金庫については、効率性の改善がまだみられていないためであると考えられる。一方、 $Metropolitandummy_{it}$ については、有意な係数が推計されなかった。符号条件も $M\&A_dummy_{it}$ とまったく逆である。

5.2 工場の撤退、新設、跡地活用に関する変数

工場の撤退、新設、跡地活用に関する代理変数に関して、各事象の累積回数を用いて推計を行った。まずモデル1について表-5 をみると、工場の撤退に関する代理変数の係数 FC_{it} では、被説明変数が $Lerner_{it}$ である場合には、推計された係数は有意ではないが

正の符号であるのに対し、被説明変数が $Lshare_{it}$ である場合には10%水準で、 $Dshare_{it}$ である場合には5%水準で有意に負の符号となっている。つまり、工場閉鎖がある、またはその累積件数の多いエリアを事業区域とする信用金庫の貸出金ならびに預金残高シェアは低下する傾向にある。ただし貸出金残高シェアでは有意性は弱い。それは、実際に撤退を開始するまでに工場は人員整理や生産の縮小と行ったリストラを実行しており、もっと早い段階から貸出金残高シェアに負の影響を及ぼしていたからであったと考えられる。

一方、工場の新設に関する代理変数の係数 NF_{it} については、同様に被説明変数が $Lerner_{it}$ である場合には、有意ではないが正の符号であるのに対し、被説明変数が $Lshare_{it}$ ならびに $Dshare_{it}$ である場合には、ともに推計された係数は有意な正の符号の値となっている。つまり、工場の新規稼働があった、またはその累積件数の多いエリアを事業区域とする信用金庫の貸出金ならびに預金残高シェアは拡大する傾向にある。

以上、モデル1における、 FC_{it} ならびに NF_{it} の推計された係数から言えることは単純で、事業区域から工場が撤退すると、地元企業の資金需要も低下することから、信用金庫のリレーションシップ・バンキングの機能が低下し、全国レベルでの貸出ならびに預金残高シェアは低下するということである。逆に事業区域から工場が新設されると、地元企業の資金需要が拡大することから、同残高シェアは拡大すると考えられる。

次にモデル2のケースでみてみよう。上述の通り、ここでは工場閉鎖を示す変数である FC_{it} を FC_RF_{it} 、 FC_NLU_{it} 、 FC_NPA_{it} の3種類の変数に分割している。変数はそれぞれ他企業による新設工場施設買い取り（ FC_RF_{it} ）、生産施設とは異なる跡地利用（ FC_NLU_{it} ）、更地など不稼働資産化（ FC_NPA_{it} ）を示す。表-6をみると、被説明変数をラーナー指数（ $Lerner_{it}$ ）としている場合、 FC_RF_{it} については有意な正の符号、 FC_NLU_{it} については有意な負の符号、 FC_NPA_{it} については負の符号であるが有意ではない値が係数としてそれぞれ推計されている。

また全国における信用金庫の貸出金残高シェア（ $Lshare_{it}$ ）を被説明変数とした場合、 FC_RF_{it} の係数は有意ではないが正の符号、 FC_NLU_{it} の係数は有意に負の符号、 FC_NPA_{it} は有意ではないが負の符号の値が係数としてそれぞれ推計されている。

そして、全国における信用金庫の貸出金残高シェア（ $Dshare_{it}$ ）を被説明変数とした場合、 FC_RF_{it} の係数は有意な正の符号の値、 FC_NLU_{it} ならびに FC_NPA_{it} の係数はともに10%水準において有意な負の符号の値が係数としてそれぞれ推計されている。

つまり、 FC_RF_{it} の係数として示されるように、信用金庫の事業区域内で他の企業が工場の跡地に進出した場合には、ラーナー指数は高くなる傾向にあり、預金残高シェアも増加させる傾向にある。また、工場とは異なる新たな土地活用がみられるケースを示す FC_NLU_{it} においては、ラーナー指数が低くなる上に、貸出残高ならびに預金残高シェアも低下する。

ただし、更地など不稼働資産化してしまう FC_NPA_{it} の場合には、係数は負となっており、ラーナー指数も貸出残高ならびに預金残高シェアも低下する傾向にあることが伺えるが、

有意ではない。

工場撤退後の跡地に異なる企業が進出しても、工場が維持されるのであれば、信用金庫の事業区域における中小企業とのリレーションシップ・バンキングの機能は強化される。特にその跡地を事業区域とする信用金庫の全国レベルでの預金残高シェアは拡大し、ラーナー指数も上昇する。一方、工場が撤退後、跡地が生産設備のない施設に活用されると、貸出ならびに預金残高シェアは低下し、ラーナー指数も低下する。

6. まとめ

一定規模の工場が撤退する、あるいは新設されることによって、地域経済は大きな影響を受ける。工場には地域の中小企業との取引関係があり、さらに信用金庫などの地域金融機関が、貸出業務や預金業務の取引を行うなど、多様なリレーションシップを築いている。したがって、円高局面や昨今の不況下によって、工場が地元を撤退してしまうと、地域経済は地元の取引関係の消失によって、リレーションシップ・バンキングを十全に機能しにくくさせてしまうと考えられる。

当論文は、一定の規模を持つ、上場企業（関連会社も含む）が所有する工場の地元からの撤退、新設が、その地域を事業区域とする信用金庫のラーナー指数、貸出残高、預金残高にどのような影響を及ぼすかを分析している。

その結果、予想通り、工場の撤退は、全国レベルでの貸出ならびに預金残高シェアにマイナスの影響を及ぼすことが分かった。工場が撤退すると、信用金庫の地元の中小・零細企業とのリレーションシップの機能は低下することがみてとれる。一方で工場の新設はこれらの残高シェアに対してプラスの影響を及ぼす。

次にモデル2として、工場の撤退を3種類に区分した上で推計してみたが、跡地に他の企業が工場進出する場合において、ラーナー指数が上昇する。一方で全国レベルの貸出ならびに預金残高シェアも増加する傾向にあるが、これらは有意ではない。一方、生産設備とは異なる跡地利用がなされる場合については、ラーナー指数は低下し、貸出ならびに預金残高シェアは低下する。さらに、更地など不稼働資産の状態が続く場合においては、いずれも低下する傾向にあるが、有意ではない。

これらの結果は、中長期的な影響ではなく、あくまで短期的な影響を示している。新たな進出先や跡地利用は、中長期的には、地元経済の前向きな構造転換を促すこともありうるし、新たな顧客とのリレーションシップを信用金庫が構築し直して、より強固な地域経済との関係を強化していく可能性も楽観的に考えられる。しかし、長らく全国で信用金庫の預貸率が低迷し、地方経済の疲弊が指摘される昨今、工場の撤退がそのような明るい側面ばかりを持っているとは言い難いだろう。

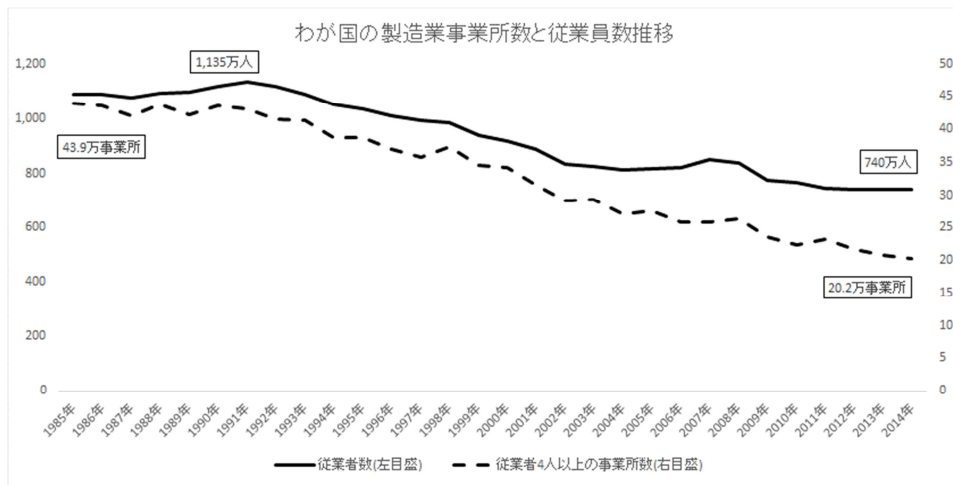
信用金庫など地域金融機関は地域における中小・零細起業とのリレーションシップを高める役割を担う必要がある。工場が撤退後、跡地が更地のままになっている場合はもとより、跡地の土地活用が工場とは異なる別の形でなされる場合においても、信用金庫の貸出

金ならびに預金残高シェアは低下することになる。ここでの新たな土地利用とは、倉庫・物流施設、マンション、商業施設などが建設されることが多いが、こうした土地活用では信用金庫と地元の中小零細企業とのリレーションシップを代替することは難しい。

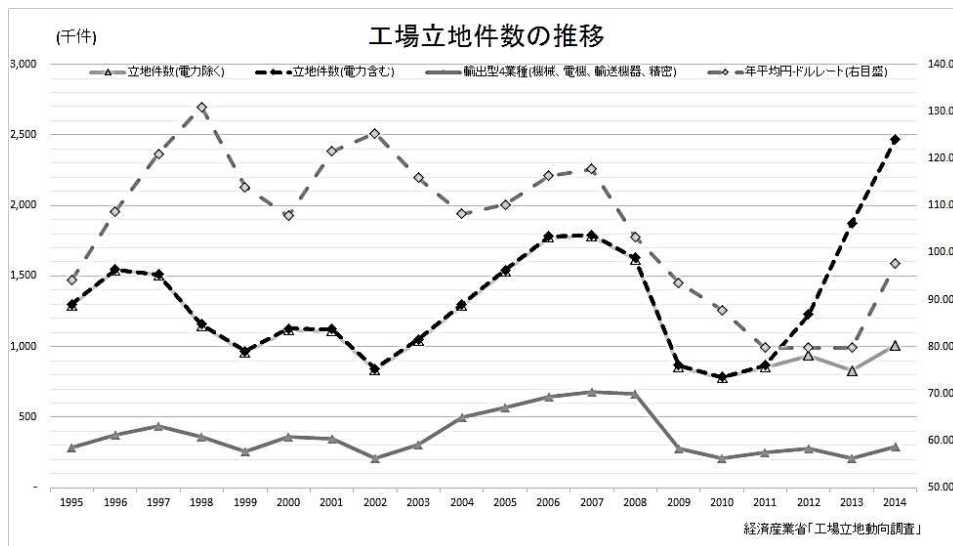
参考文献

- Allen N. Berger and Raluca A. Roman (2015), “Did TARP Banks Get Competitive Advantages?” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Volume 50, Issue 06, December 2015, pp 1199-1236
- Ogawa, Kazuo and Tanaka, T. (2012), “The Global Financial Crisis and Small and Medium-sized Enterprises in Japan: How Did They Cope with the Crisis?”, *RIETI Discussion Paper Series* 12-E-012.
- Ono, Arito and Uesugi, I.(2014), “SME Financing in Japan during the Global Financial Crisis: Evidence from Firm Surveys” *HIT-REFINED Working Paper Series from Institute of Economic Research, Hitotsubashi University*
- 経済産業省(1995-2014),「海外事業活動基本調査結果概要」第 26～45 回各年版
- 経済産業省経済産業政策局地域経済産業グループ (2007－2014),「工業立地動向調査」各年版
- 千野珠衣(2011),「製造業誘致の地方雇用創出に対する有効性は低下したのか」みずほ総研論集 2011 年Ⅱ号
- 堀雅博・高橋吾行(2003),「銀行取引関係の経済的価値—北海道拓殖銀行破綻のケース・スタディー」内閣府経済社会総合研究所「経済分析」第 169 号 2003 年
- 堀江康熙(2015),「人口減少社会と地域金融機関経営」九州大学経済学会経済学研究, 第 81 巻第 5・6 合併号, pp.27-65
- 松浦寿幸(2004),「海外直接投資と事業所閉鎖の実証分析—電機メーカー事業所データによる生存分析—」『日本経済研究』Vol. 50 日本経済研究センター 2004, pp.124-142
- 山崎朗・高口鉄平(2013),「工場閉鎖の地域的特性：2002 年と 2009 年の比較」経済学論纂 53(3/4), pp.353-372

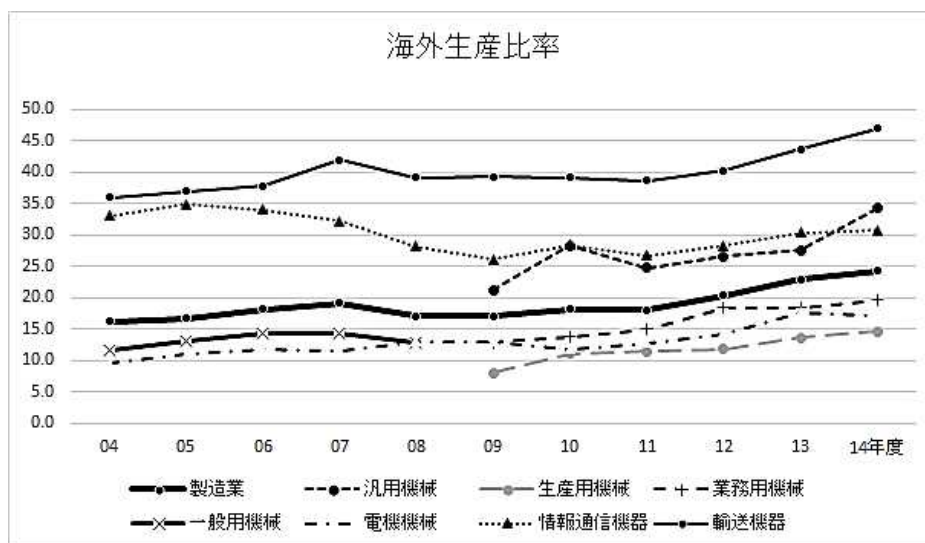
グラフ-1 わが国の製造業事業所数ならびに従業員数推移



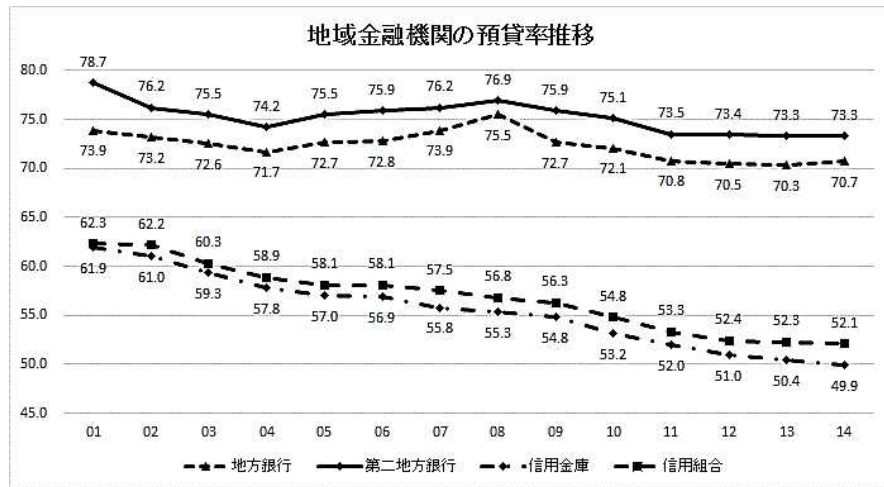
グラフ-2 工場立地件数の推移



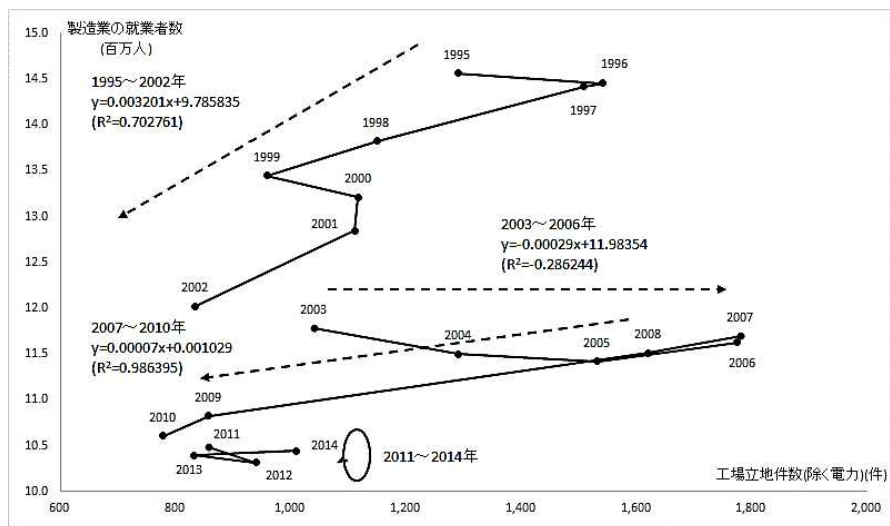
グラフ-3 わが国製造業の海外生産比率



グラフー4 地域金融機関の預貸率推移



グラフー5 製造業の工場立地件数と就業者数の年度別相関



図ー1 工場閉鎖ならびに跡地活用の調査方法

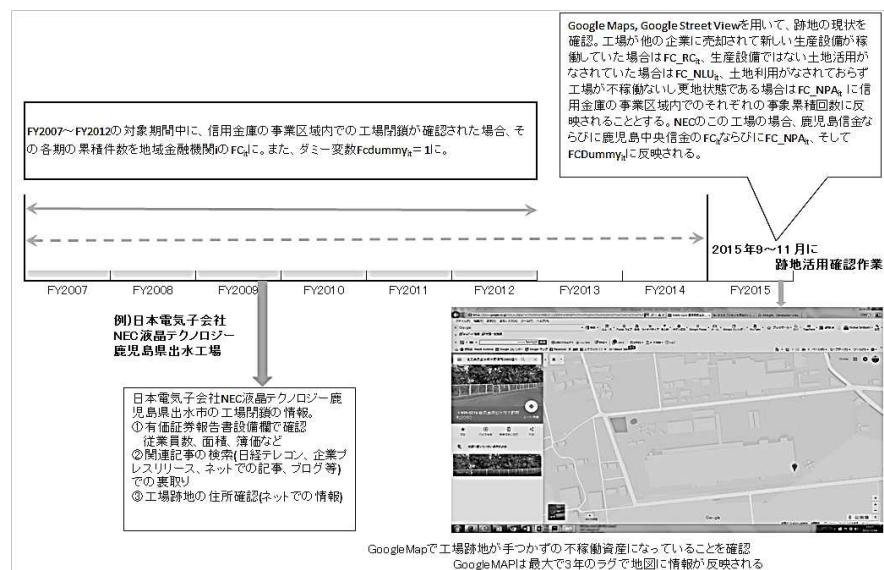


表-1 記述統計量（被説明変数、工場閉鎖ならびに跡地活用の代理変数）

	変数名	定義	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数	Lerner	市場支配力のラーナー指数	2,178	0.824	0.200	-0.271	0.986
	Lshare	信用金庫の貸出残高シェア(全国信用金庫の総貸出残高に対する比率)	2,178	0.367	0.483	0.027	3.478
	Dshare	信用金庫の預金残高シェア(全国信用金庫の総預金残高に対する比率)	2,178	0.367	0.444	0.031	3.360
工場閉鎖ならびに跡地活用の代理変数	FC	事業区域内での工場閉鎖の対象期間内における累積回数	2,178	4.192	5.676	0	40
	FC_RF	事業区域内での工場閉鎖後の新たな工場建設があった場合の累積回数	2,178	0.833	1.113	0	6
	FC_NLU	事業区域内で工場閉鎖後、工場ではない新たな施設が建設された場合の累積回数	2,178	2.004	3.588	0	25
	FC_NPA	事業区域内で工場閉鎖後新たな施設が立てられていない場合の累積回数	2,178	1.534	1.948	0	12
	NF	事業区域内で全く新たな工場が立てられた場合の累積回数	2,178	1.601	2.005	0	9

表-2 記述統計量（その他の説明変数、操作変数）

	変数名	定義	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
その他の説明変数	CAR	自己資本比率(国内基準)	2,178	0.138	0.066	0.046	0.686
	RMLR	リスク管理価値比率	2,178	0.070	0.031	0.009	0.260
	ROA	GTA(総資産+貸倒引当金残高) 経常収益比率	2,178	0.019	0.004	0.008	0.067
	LOANRATE	平均貸出金利回り	2,178	0.024	0.005	0.012	0.075
	DEPOSITRATE	平均預金金利回り	2,178	0.002	0.001	0.000	0.006
	SIZE	GTAの対数値	2,178	12.609	0.949	10.579	15.345
	AGE	設立後経過年数	2,178	79.342	14.815	31.000	135.000
	HHI_Loan	貸出残高のハーフィンダル・ハーシュマン指数(都道府県別、地銀、第二地銀、信金の残高のみ)	2,178	0.236	0.118	0.007	0.535
	HHI_Deposit	預金残高のハーフィンダル・ハーシュマン指数(都道府県別、地銀、第二地銀、信金の残高のみ)	2,178	0.263	0.149	0.021	0.620
	AssetPerBranch	一店舗当たり総資産(10億円単位)	2,178	14.735	6.284	4.028	43.963
	LoanPerEmployee	従業員一人当たり貸出残高(100万円単位)	2,178	6.310	2.638	1.121	31.663
	DepositPerEmployee	従業員一人当たり預金残高(100万円単位)	2,178	12.642	5.292	2.811	61.942
	M&Adummy	合併したことのある存続信用金庫の合併した期以降の値を1とするダミー変数	2,178	0.051	0.220	0	1
	Metropolitandummy	東京特別区部、大阪市、名古屋市、横浜市、京都市、札幌市、福岡市、神戸市(事業所数上位8市)に本店を置く信金を1とするダミー	2,178	0.339	0.473	0	1

表－3 工場閉鎖ならびに跡地活用の代理変数の地域別件数・割合

	FC		NF		FC_RF		FC_NLU		FC_NPA	
北海道	9件	(2.8%)	4件	(3.2%)	2件	(2.7%)	2件	(1.9%)	5件	(3.5%)
東北	38件	(11.8%)	7件	(5.6%)	7件	(9.5%)	8件	(7.6%)	23件	(16.0%)
関東	91件	(28.2%)	28件	(22.4%)	21件	(28.4%)	31件	(29.5%)	38件	(26.4%)
東京	15件	(4.6%)	2件	(1.6%)	1件	(1.4%)	12件	(11.4%)	2件	(1.4%)
甲信越	22件	(6.8%)	6件	(4.8%)	4件	(5.4%)	4件	(3.8%)	14件	(9.7%)
北陸	13件	(4.0%)	6件	(4.8%)	4件	(5.4%)	3件	(2.9%)	7件	(4.9%)
東海	47件	(14.6%)	28件	(22.4%)	11件	(14.9%)	16件	(15.2%)	20件	(13.9%)
近畿	43件	(13.3%)	26件	(20.8%)	12件	(16.2%)	16件	(15.2%)	15件	(10.4%)
中国	19件	(5.9%)	5件	(4.0%)	5件	(6.8%)	9件	(8.6%)	4件	(2.8%)
四国	4件	(1.2%)	2件	(1.6%)	0件	(0.0%)	1件	(1.0%)	4件	(2.8%)
九州沖縄	22件	(6.8%)	11件	(8.8%)	7件	(9.5%)	3件	(2.9%)	12件	(8.3%)
合 計	323件	(100%)	125件	(100%)	74件	(100%)	105件	(100%)	144件	(100%)

表－4 工場閉鎖ならびに跡地活用の代理変数の業種別件数・割合

	FC		NF		FC_RF		FC_NLU		FC_NPA	
食料品	45件	(13.9%)	13件	(10.4%)	11件	(14.9%)	10件	(9.5%)	24件	(16.7%)
繊維製品	11件	(3.4%)	2件	(1.6%)	0件	(0.0%)	5件	(4.8%)	6件	(4.2%)
パルプ・紙	9件	(2.8%)	3件	(2.4%)	1件	(1.4%)	4件	(3.8%)	4件	(2.8%)
化学	21件	(6.5%)	16件	(12.8%)	6件	(8.1%)	2件	(1.9%)	13件	(9.0%)
医薬品	5件	(1.5%)	1件	(0.8%)	0件	(0.0%)	5件	(4.8%)	0件	(0.0%)
石油・石炭製品	1件	(0.3%)	0件	(0.0%)	0件	(0.0%)	0件	(0.0%)	1件	(0.7%)
ゴム製品	3件	(0.9%)	3件	(2.4%)	0件	(0.0%)	2件	(1.9%)	1件	(0.7%)
ガラス・土石製品	10件	(3.1%)	3件	(2.4%)	0件	(0.0%)	3件	(2.9%)	7件	(4.9%)
鉄鋼	5件	(1.5%)	5件	(4.0%)	2件	(2.7%)	1件	(1.0%)	2件	(1.4%)
非鉄金属	3件	(0.9%)	4件	(3.2%)	0件	(0.0%)	3件	(2.9%)	0件	(0.0%)
金属製品	12件	(3.7%)	6件	(4.8%)	2件	(2.7%)	6件	(5.7%)	4件	(2.8%)
四業種計	186件	(57.6%)	62件	(49.6%)	48件	(64.9%)	58件	(55.2%)	80件	(55.6%)
機械	34件	(10.5%)	16件	(12.8%)	8件	(10.8%)	8件	(7.6%)	18件	(12.5%)
電気機器	111件	(34.4%)	26件	(20.8%)	37件	(50.0%)	24件	(22.9%)	50件	(34.7%)
輸送用機器	31件	(9.6%)	19件	(15.2%)	2件	(2.7%)	24件	(22.9%)	5件	(3.5%)
精密機器	10件	(3.1%)	1件	(0.8%)	1件	(1.4%)	2件	(1.9%)	7件	(4.9%)
その他製品	12件	(3.7%)	7件	(5.6%)	4件	(5.4%)	6件	(5.7%)	2件	(1.4%)
合 計	323件	(100%)	125件	(100%)	74件	(100%)	105件	(100%)	144件	(100%)

グラフ－6 NLUにおける土地活用の用途

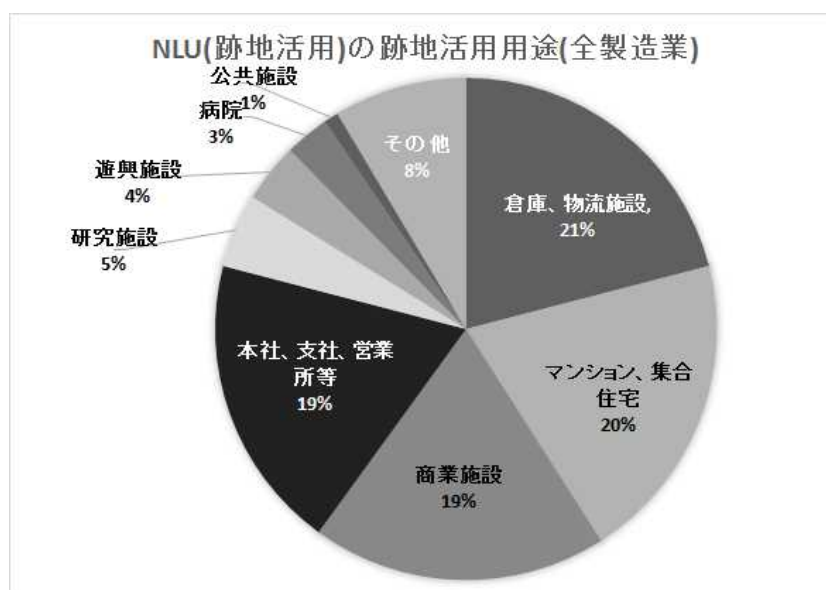


表-5 推計結果（累係数を用いた推計、全業種、モデル1）

	被説明変数 lerner			被説明変数 lshare			被説明変数 dshare		
	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
C	2.571	(16.890)	***	-3.420	(-16.880)	***	-2.932	(-15.990)	***
CAR	0.091	(3.280)	***	-0.158	(-4.310)	***	-0.172	(-5.180)	***
RMLR	0.055	(1.440)		0.124	(2.450)	**	0.055	(1.190)	
ROA	2.957	(8.130)	***	0.957	(1.990)	**	1.069	(2.460)	**
LOANRATE	-0.782	(-1.790)	*	2.889	(4.990)	***	1.003	(1.920)	*
DEPOSITERATE	-8.791	(-4.090)	***	9.273	(3.270)	***	14.893	(5.800)	***
SIZE	-0.154	(-12.580)	***	0.260	(16.110)	***	0.248	(16.970)	***
AGE	0.000	(0.460)		0.003	(2.980)	***	0.000	(0.270)	
HHI_Loan	-0.071	(-1.750)	*	0.158	(2.930)	***	0.148	(3.050)	***
HHI_Deposit	0.033	(1.750)	*	-0.092	(-3.720)	***	-0.104	(-4.620)	***
AssetPerBranch	0.008	(10.480)	***	0.005	(4.430)	***	0.003	(3.280)	***
LoanPerEmployee	0.001	(0.590)		0.044	(19.730)	***	-0.001	(-0.300)	
DepositPerEmployee	-0.001	(-1.320)		-0.016	(-13.340)	***	0.004	(3.940)	***
M&Adummy	-0.020	(-2.190)	**	0.049	(4.160)	***	0.059	(5.580)	***
Metropolitandummy	0.005	(0.470)		-0.022	(-1.550)		-0.017	(-1.330)	
FC	0.000	(-1.590)		-0.001	(-1.790)	*	-0.001	(-2.220)	**
NF	0.000	(-0.170)		0.005	(5.570)	***	0.003	(3.530)	***
fy2008dummy	-0.004	(-1.670)	*	-0.012	(-4.230)	***	-0.008	(-3.090)	***
fy2009dummy	0.000	(0.110)		-0.008	(-3.110)	***	-0.003	(-1.440)	
fy2010dummy	-0.002	(-0.910)		0.002	(0.690)		0.006	(2.540)	**
fy2011dummy	0.000	(-0.080)		0.001	(0.260)		0.004	(1.640)	
fy2012dummy	0.007	(3.520)	***	0.001	(0.360)		0.002	(0.770)	
fy2013dummy	0.004	(2.040)	**	0.001	(0.480)		0.001	(0.420)	
	固定効果モデル			固定効果モデル			固定効果モデル		
F値	142.64	(0.000)	***	450.34	(0.000)	***	432.31	(0.000)	***
R ²	0.5868			0.658			0.698		

表-6 推計結果（累係数を用いた推計、全業種、モデル2）

	被説明変数 lerner			被説明変数 lshare			被説明変数 dshare		
	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
C	2.646	(17.200)	***	-3.390	(-16.610)	***	-2.920	(-15.830)	***
CAR	0.090	(3.230)	***	-0.159	(-4.330)	***	-0.171	(-5.140)	***
RMLR	0.060	(1.580)		0.129	(2.540)	**	0.061	(1.320)	
ROA	2.880	(7.950)	***	0.912	(1.900)	*	1.040	(2.390)	**
LOANRATE	-0.831	(-1.900)	*	2.868	(4.960)	***	0.995	(1.900)	*
DEPOSITRATE	-9.239	(-4.310)	***	9.023	(3.170)	***	14.785	(5.750)	***
SIZE	-0.156	(-12.750)	***	0.259	(16.000)	***	0.247	(16.910)	***
AGE	0.000	(-0.010)		0.003	(2.800)	***	0.000	(0.190)	
HHI_Loan	-0.070	(-1.730)	*	0.158	(2.940)	***	0.152	(3.130)	***
HHI_Deposit	0.032	(1.690)	*	-0.093	(-3.750)	***	-0.104	(-4.620)	***
AssetPerBranch	0.008	(10.410)	***	0.005	(4.410)	***	0.003	(3.140)	***
LoanPerEmployee	0.001	(0.510)		0.044	(19.700)	***	-0.001	(-0.340)	
DepositPerEmployee	-0.001	(-1.010)		-0.016	(-13.190)	***	0.004	(4.110)	***
M&Adummy	-0.017	(-1.970)	**	0.050	(4.260)	***	0.060	(5.670)	***
Metropolitandummy	0.005	(0.450)		-0.022	(-1.560)		-0.018	(-1.390)	
FC_RF	0.004	(3.600)	***	0.002	(1.250)		0.003	(2.020)	**
FC_NLU	-0.002	(-3.750)	***	-0.001	(-2.190)	**	-0.001	(-1.940)	*
FC_NPA	-0.000	(-0.220)		-0.001	(-0.630)		-0.001	(-1.760)	*
NF	-0.001	(-1.000)		0.005	(5.120)	***	0.003	(3.170)	***
fy2008dummy	-0.003	(-1.540)		-0.012	(-4.150)	***	-0.008	(-3.150)	***
fy2009dummy	0.000	(0.080)		-0.008	(-3.110)	***	-0.003	(-1.590)	
fy2010dummy	-0.002	(-0.860)		0.002	(0.740)		0.006	(2.570)	***
fy2011dummy	-0.001	(-0.350)		0.000	(0.180)		0.004	(1.500)	
fy2012dummy	0.006	(3.260)	***	0.001	(0.290)		0.002	(0.700)	
fy2013dummy	0.004	(1.900)	*	0.001	(0.450)		0.001	(0.380)	
	固定効果モデル			固定効果モデル			固定効果モデル		
F値	133.35	(0.000)	***	450.02	(0.000)	***	429.23	(0.000)	***
R ²	0.6036			0.659			0.697		

リーマンショック後における FRB による
量的緩和政策のスピルオーバー効果の検証

岡山商科大学 経済学部
神戸大学大学院 経済学研究科研究員
井尻 裕之

神戸大学 経済学研究科
地主 敏樹

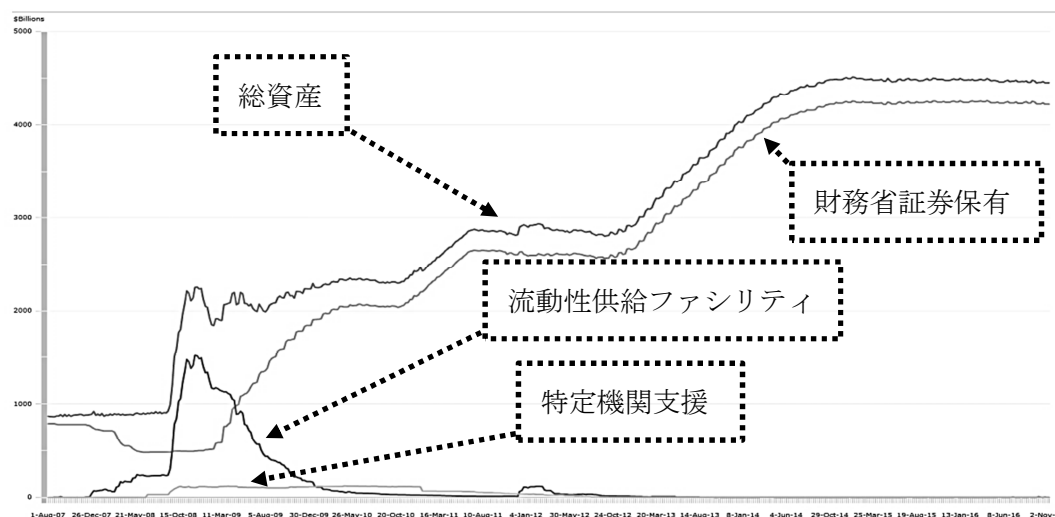
【目次】

1. はじめに
 2. TVP-VAR モデル
 3. 実証分析結果
 4. 結論
- 付録
謝辞
参考文献

1. はじめに

リーマンショック以降、世界中でリスク回避傾向が急速に高まって信用収縮が発生し、国際的な資金フローも急激に変化した。この世界金融危機に対して、アメリカ国内では、中央銀行に当たる **FRB** が、短期金利をゼロ付近に引き下げることで金融緩和を行った。運転資金に窮している国内諸金融機関向けには、様々な手段を新たに導入して、流動性を供給した。海外向けには、諸中央銀行との間でドルスワップ協定を結んで、ドルの流動性を供給した。そして更なる金融緩和として、2008 年 11 月に、財務省証券（最終的に 8 千億ドル）や **Agency** 債（最終的に 3 千億ドル）および住宅抵当証券（**MBS**、1.25 兆ドル）などを、大量購入することにした。この量的緩和政策（**QE1**）を通じて、金融市場に潤沢な資金が供給されて、株価などの資産価格が上昇して 10 年物国債金利が顕著に低下し、株価は上昇して、米ドルも減価した（植田和男（2014）など）。

図1 QEの実施とFRBの資産規模（10億ドル）



出処 FRB HP、Credit and Liquidity Programs and the Balance Sheet

その後、2010 年 11 月からは、財務省証券だけを大量購入（6 千億ドル）する **QE2** が実施された。さらには、2011 年 9 月には、インフレ率が少し上昇していたので、インフレ期待へのインパクトを小さくするために **FRB** の資産規模を維持し、景気への刺激効果を狙うために長期金利を低下させようとして、短・中期財務省証券を売却して長期財務省証券を購入するオペレーション・ツイスト（4 千億ドル）も実施された。最後に、2012 年 9 月からは、失業率の低下が依然として緩慢であることへの対応策として、失業率が十分に低下するまで **MBS** を毎月 400 億ドルずつ購入していくという、オープンエンドの **QE3** が実施された。その後、同年 12 月には、長期財務省証券をやはりオープンエンドで毎月 450 億ドルずつ購入することも、追加された。オープンエンドにすることは、将来期待に強く働きかけ得るのではないかと期待されて、金融市場も顕著に反応した。

その後の失業率の低下を受けて、2014 年 1 月からは、購入額の減額 (tapering) が始まった。同年 10 月には追加購入の停止が決定されたので、中央銀行の資産規模を拡大していくという意味の量的緩和は停止したが、資産規模はその時点の水準で維持することとなった (図 1)。日本の 2000 年代における QE においては、QE 終了とともに日本銀行の資産規模が急減したので、アメリカの QE3 の終了後の状況は大きく異なるものとなった。さらに、ゼロ金利も継続されたが、2015 年 12 月に 1 回目の利上げが実施された。

上記のようなアメリカの金融政策、特に QE は、国際的にも資金循環を変化させて、海外の資産価格等にも影響を及ぼしたと考えられている。特に世界金融危機後のような国際金融情勢下において、FRB の政策運営は国際金融市場や各国の国内市場に大きな影響力を持ち得たであろうと考えられ、日本においてもその動向は重要視されてきた。本稿では FRB の QE のスピルオーバーとして、他の先進各国 (日本、カナダ、イギリス、ドイツ) への波及効果に焦点を当てる。なお、イベントスタディなど短期的な金融市場の反応を調べた先行研究は数多いが、本稿は実体経済の変数も含めて中長期的な影響に注目している。

分析手法としては、各国の主要変数を組み込んだ GVAR (Global Vector Autoregressive) モデルが自然なものとも考えられるが、これまでの GVAR 分析では諸係数が固定されてきた点が問題視されよう。金融危機の最中およびその後しばらくの期間においては、信用収縮の激化やその緩和、主要金融機関の破綻や合併など、金融システム内部で様々な構造変化が生じていたはずであろう。そうした期間における金融政策効果の分析には、時変パラメータ推定が一つの解決策として存在している。Ijiri (2016) や Ijiri and Matsubayashi (2016) では、Time Varying Parameter VAR (TVP-VAR) モデルを用いて、日本の QE 期間において、政策効果が時間の流れとともに変化していたことが示唆された。アメリカにおいても QE による急激なマネタリーベースの増加は、局面によってその効果が顕著に変化した可能性が考えられるであろう。ただし、GVAR で時変パラメータ推定をすることは、かなり困難である。これらの点を踏まえて、時間の流れとともにパラメータの変化を許容した時系列モデルである TVP-VAR モデルを、米国ともう一つの主要国を含む二国マクロモデルに対して適用して、米国の QE の国際波及を検証することにする。

本論文の構成は以下の通りである。次節では、推計手法である TVP-VAR モデルの概略を説明する。第 3 節では、主要国として、日本、カナダ、イギリス、ドイツの 4 か国を取り上げて、それぞれを米国と組み合わせた 2 国モデルの TVP-VAR 推定の結果を報告する。各国の株価と生産という主要な変数に対する波及効果は、国によっても、また局面においても、アメリカの QE の波及効果は異なることが確認された。特に QE3 の時期に相対的に大きく有意な波及効果があり、それ以外も含めてかなりのケースでプラスに有意な波及効果が確認された。

2. TVP-VAR モデル

TVP-VAR モデルは Primiceri (2005) によって確立されたモデルである。このモデルの大

きな特徴は、毎期ごとにモデル上の最適なパラメータを推定することである。このモデルを用いることで、QE の実体経済に対する影響の変化を追うことが可能となる。その他、このモデルについては、多くの先行研究で取り上げられているが、本稿では Nakajima (2011)、Nakajima and Watanabe (2011)、Nakajima et al. (2011) に倣っている。このモデルの構造形は、

$$A_t z_t = C_{1t} z_{t-1} + C_{2t} z_{t-2} + \dots + C_{st} z_{t-s} + \epsilon_t, \\ \epsilon_t \sim N(0, V_t), \quad t = s+1, s+2, \dots, T,$$

である。 z_t は $(n \times 1)$ の経済変数ベクトルを表し、 A_t と C_t は $(n \times n)$ の係数行列 ($i = 1, 2, \dots, s$) を示している。また、 ϵ_t は $(n \times 1)$ の構造ショックベクトルを示し、 V_t は $(n \times n)$ の分散共分散行列を表している。この構造形モデルに対し、誘導形は

$$z_t = B_{1t} z_{t-1} + B_{2t} z_{t-2} + \dots + B_{st} z_{t-s} + u_t, \\ u_t \sim N(0, A_t^{-1} V_t A_t^{-1'}),$$

と表すことができる。ただし、 $B_{it} = A_t^{-1} C_{it}$, $u_t = A_t^{-1} \epsilon_t$ で、 u_t は $(n \times 1)$ の誤差項ベクトルである。 u_t の分散共分散行列に対し、コレスキー分解を行い、

$$A_t^{-1} V_t A_t^{-1'} = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' A_t^{-1'},$$

A_t は対角要素が 1 をとる下三角行列、 Σ_t は対角行列として、モデル上においてリカーシブな制約を課すことができる。そして $\beta_t = \text{vec}[B'_{1t}, \dots, B'_{st}]$, $Z_t = I_s \otimes (z'_{t-1}, \dots, z'_{t-s})$ と置くことで、

$$z_t = Z_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t e_t, \\ e_t \sim N(0, 1),$$

と定義できる。また A_t の下三角要素である α_t を $\alpha_t = (\alpha_{21,t}, \alpha_{31,t}, \alpha_{32,t}, \dots, \alpha_{nn-1,t})'$ とし、 Σ_t の対角要素それぞれに対数をかけ、その各要素を $\sigma_t = (\sigma_{11,t}, \dots, \sigma_{nn,t})'$ と定義する。それぞれのパラメータについては、

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_t^\beta, \\ \alpha_{t+1} = \alpha_t + u_t^\alpha, \\ \sigma_{t+1} = \sigma_t + u_t^\sigma. \\ \begin{pmatrix} u_t^\beta \\ u_t^\alpha \\ u_t^\sigma \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} w_\beta & 0 & 0 \\ 0 & w_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & w_\sigma \end{pmatrix} \right),$$

とランダムウォークを仮定した。

以上のモデル構造の下、本稿ではアメリカの QE の影響が各国(日本、カナダ、イギリス、ドイツ)の実体経済にどのような影響をもたらしているのか検証するため、2007 年 1 月から 2016 年 9 月までの月次データを用いて実証分析を行った¹。アメリカの QE を示すデータとしてマネタリーベース(M)、そのほかアメリカを含めた各国の鉱工業生産指数(Y)、株

¹ カナダについてはデータの制約上、2007 年 1 月から 2016 年 8 月までの月次データを用いている。

価指数(S)である²。モデル内の変数順序については、($Y^{US}, M^{US}, S^{US}, S^I, Y^I$)である。各変数の上付き部分は国名を示しており、US はアメリカを表し、Iには日本：JP、カナダ：CA、イギリス：UK、ドイツ：GM の各国を表している。本稿ではこれら 4 か国のモデルを構築し、アメリカと組み合わせる国の国名略号 (JP, CA, UK, GM) で 4 つのモデルを指すことにする³。

3. 実証分析結果

本節では、アメリカの QE ショックに対する各変数のインパルス反応に、焦点をあてて、実証結果をまとめる⁴。図 2-5 には各国のモデルにおける QE ショック発生から 6 か月後、1 年後、1 年半後のインパルス反応分析の結果を示している。図 2 は JP モデル（日本）、図 3 は CA モデル（カナダ）、図 4 は UK モデル（イギリス）、図 5 は GM（ドイツ）の結果である。これらのインパルスの結果について、縦軸は QE ショックに対する反応の大きさを示し、横軸は時間の流れ（2007 年 3 月～2016 年 9 月）を示している⁵。また縦線は 2008 年 11 月と 2014 年 10 月を示しており、これはアメリカで QE が行われた期間を表している。そのほか、インパルス反応については実線が推定結果のメディアンを示し、点線は 25-75% の信用区間を示している。この信用区間を本稿では有意水準として扱う。

各国モデルのインパルス反応分析結果から、アメリカについては、生産や株価のインパルス反応はどのモデルにおいてもほとんど同様な結果が得られた。基本的には QE ショックに対して、生産と株価はともに QE 期間を通じて有意な反応を示しており、中でも QE 後半期に大きなプラスの反応が示された。

〔JP モデル：図 2〕

まず、日本とアメリカとの関係を推定した JP モデルの結果をみてみよう。日本の株価 (S^{JP}) のインパルス反応は、観察期間において顕著に変動しており、2 つの山とその間の谷間という形状をしている。アメリカ自国の株価 (S^{US}) の反応も、ほぼ同じ形状をしていることと関係していると、推測される。ショック後の 6 か月では、QE3 終了前の頃に、ぎりぎり有意なプラス値をとっているぐらいで、他の時期には有意に反応していない。しかし、1 年後から 1 年半後へと、ショック発生後の時間が長くなるにつれて、インパルス

² アメリカの鉱工業生産指数は FRED より取得し、その他のデータについてはすべてデータストリームより取得した。各国の株価指数について、アメリカはダウ平均株価、日本は TOPIX、カナダは S&P/TSX 60、イギリスは FTSE 100、ドイツは DAX 30 である。それぞれ月末値を用いている。そのほか、カナダのみ鉱工業生産の実数を使用している。またすべてのデータは対数を取り、demean の処理を行っている。

³ 各モデルともにラグは 2 期と設定した。

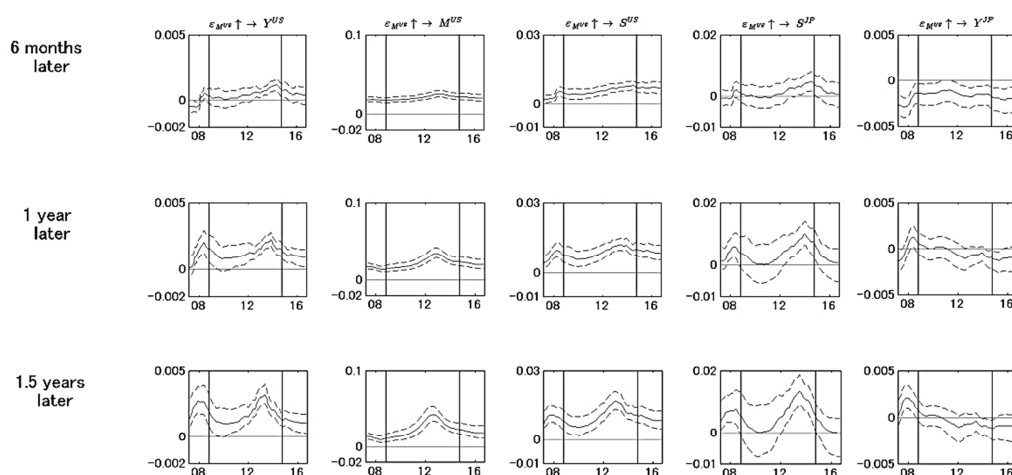
⁴ QE ショックには、各モデルで推定された構造ショック (ϵ^M) の 1 標準偏差の期間平均を用いている。

⁵ カナダについてはデータの制約上、2016 年 8 月までを示している。

反応が有意な期間がより前の時期へと広がり、プラス反応の値そのものも大きくなっている。基本的に、QE3の実施時期に日本の株価へ有意なプラスの波及効果があったと、まとめることができよう。

日本の生産 (Y^JP) のインパルス反応も観察期間において顕著に変動しているが、QEショック後のどの時点でみても、QE実施時期を通してほとんど有意ではないし、インパルス反応自体もマイナス値であることが多い。QE実施期間中では、株価への反応とは対照的にQE前半期に相対的に大きな反応を示しており、QEショック発生1年後時点ではQE導入初期にプラス値をとっているものの、やはり有意ではない。基本的に、アメリカのQEは、日本の生産に僅かな影響しか与えなかったと言えよう。

図2 JPモデルのインパルス反応



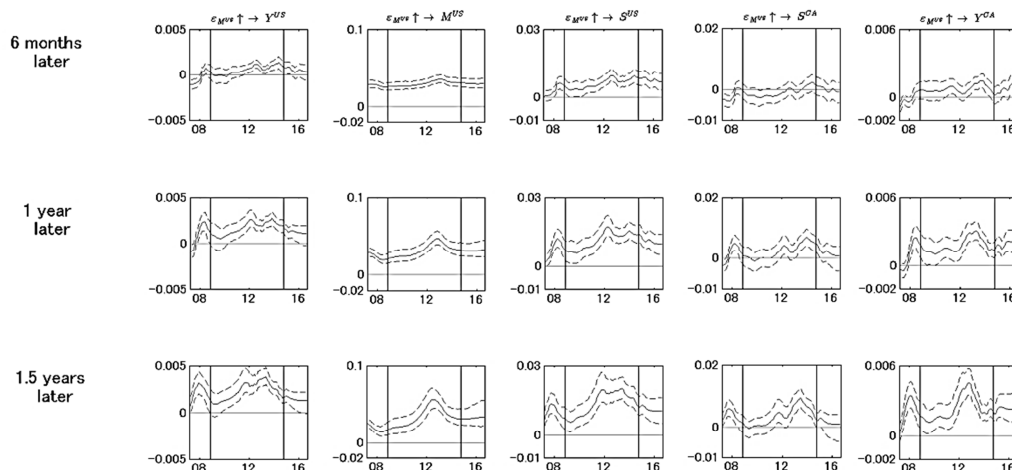
〔CAモデル：図3〕

続いて、アメリカの隣国であり、アメリカとの貿易が圧倒的比率を占めるカナダをみてみよう。カナダの株価 (S^{CA}) のインパルス反応は、観察期間において顕著に変動しており、大まかにみると2つの山とその間の谷間という形状をしている。1年後から1年半後にかけて、QE実施期後半にプラス値で有意な反応をしている。後半時期にピークが2つある点を除くと、日本と同じくQE3がカナダの株価に対してプラスの波及効果をもったとまとめることができよう。隣国でありながら前半に反応が弱いのは、カナダの金融システムが世界金融危機において、あまり傷まなかったことと関係しているのかもしれない。

カナダの生産 (Y^{CA}) のインパルス反応も、観察期間において顕著に変動している。2つの山とその間の谷間という形状もショック発生1年後や1年半後には観察されるが、QE実施期間を通して、インパルス反応がほぼ有意なプラス値をとっていることが、大きな特徴である。ショック発生6か月後において、QE実施期後半の方が有意性は高いものの、QE実施期前半においてもほぼ有意である。1年後から1年半後になると、QE実施期後半にインパルス反応のプラス値が大きくなり有意性も高まる。アメリカ自国の生産 (Y^{US})

の反応がほぼ同じ形状をしており、貿易関係の密接なカナダの生産への因果関係が推測される。日本とは対照的に、QE はカナダの生産に対してプラスの波及効果を持ち、QE3 の効果が大きかったとまとめることができよう。

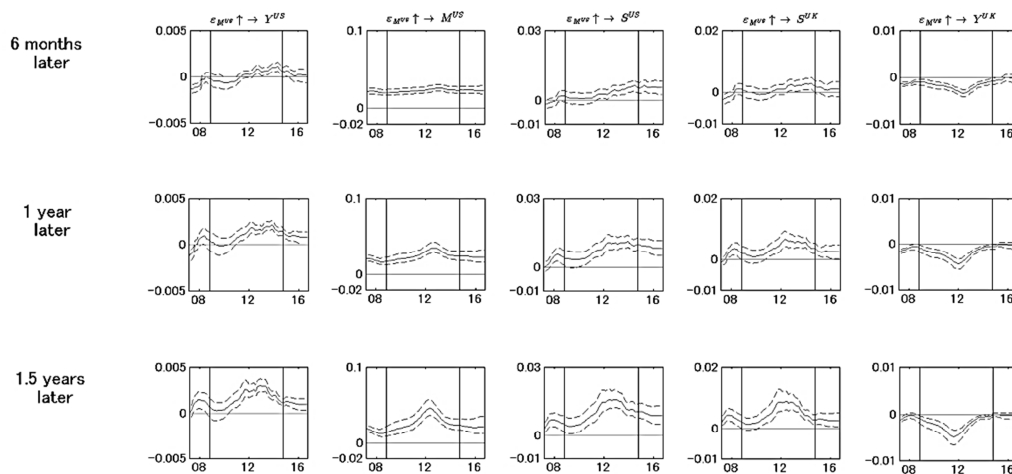
図3 CA モデルのインパルス反応



[UK モデル：図4]

アメリカと同じく金融産業の比率が高く、世界金融危機からのダメージも大きかったイギリス経済への波及効果をみてみよう。イギリスの株価 (S^{UK}) のインパルス反応は、観察期間において顕著に変動しており、大まかにみると2つの山とその間の谷間という形状をしている。QE 実施期間中においては、後半のインパルス反応がプラス値で有意であり、6 カ月後から1年後、1年後へとより大きくより有意なものとなっている。日本と同じくQE3 がイギリスの株価に対してプラスの波及効果をもったとまとめることができよう。

図4 UK モデルのインパルス反応



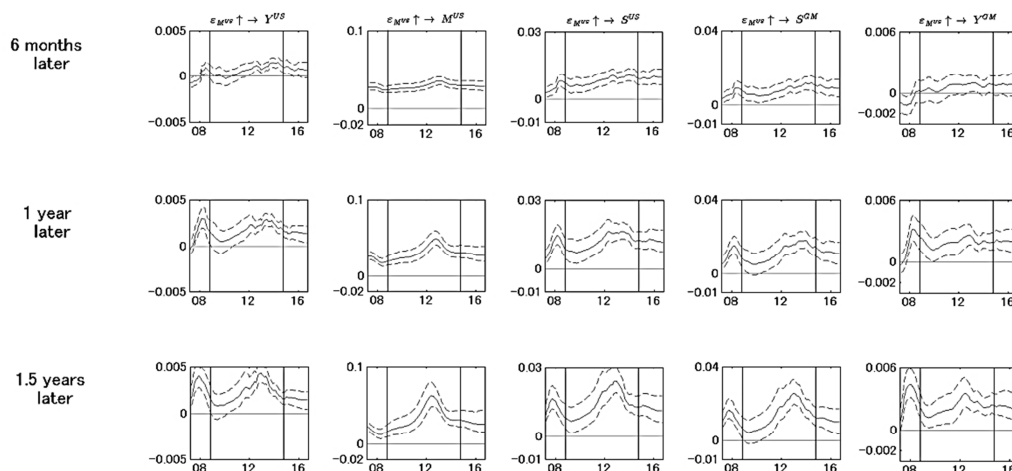
イギリスの生産 (YUK) のインパルス反応も、観察期間において顕著に変動しており、大まかにみると 2 つの山とその間の谷間という形状をしている。しかし、QE 実施期間中を通じて、インパルス反応はマイナス値であり、QE3 導入直前を中心とする前後の期間に有意になっている。この有意なマイナス効果という推定結果はうまく説明できないが、基本的には日本と同じく QE はイギリスの生産にプラスの波及効果を与えなかったとまとめることができよう。

〔GM モデル：図 5〕

最後に、EU 経済の中核であるドイツ経済への波及効果を検討してみよう。ドイツの株価 (SGM) のインパルス反応は、観察期間において顕著に変動しており、大まかにみると 2 つの山とその間の谷間という形状をしている。しかし、谷間の時期も含めて、QE 実施期間を通して、インパルス反応はプラス値ではば有意であった。QE 実施期後半の反応は、ショック発生 6 か月後から 1 年後、1 年半後へと、より大きくより有意になっている。アメリカの QE はドイツの株価に対してプラスの波及効果をもったし、QE3 は特に大きな効果をもったとまとめることができよう。

ドイツの生産 (YGM) のインパルス反応も、観察期間において顕著に変動しており、大まかにみると 2 つの山とその間の谷間という形状をしている。QE 実施期後半に、インパルス反応がより大きく有意なプラス値をとるようになっていく。QE 実施期前半に 6 か月後時点のインパルス反応が有意でなかったことを例外とすれば、QE 実施期を通してプラスの有意な反応をしている。やはり、ショック発生 6 か月後から 1 年後、1 年半後へと、インパルス反応はより大きく有意となっている。アメリカの QE はドイツの生産に対してプラスの波及効果をもったし、QE3 は特に大きな効果をもったとまとめることができよう。

図 5 GM モデルのインパルス反応



4. 結論

本稿では、アメリカで実施された量的緩和（QE）が、中長期的に海外に与えた波及効果を、主要 4 か国（日本、カナダ、イギリス、ドイツ）の株価と生産に関して、TVP-VAR という推計手法を用いて検討してきた。アメリカの QE ショックに対する株価や生産のインパルス反応は各国によって異なるだけでなく、金融危機とその後の局面に応じて顕著に変化していることが確認された。

各国で共通しているのは、QE 実施期間の中では、後半期に波及効果が強くなっていた点であり、QE3 のインパクトが強かったことを示唆している。オープンエンドの政策手法が効果的であったのかもしれない。株価への影響は、QE3 実施期においては全 4 か国に対して、プラスで有意であるが、QE1 と QE2 の実施期においてプラスで有意であったのはイギリスとドイツのみであった。イギリスに関しては、大きな金融産業同士の連関に基づく効果であった可能性が推測される。生産への影響は、カナダとドイツにおいてほぼ QE 実施全期間においてプラスで有意であったが、日本では有意ではなく、イギリスではマイナスで有意な時期もあった。カナダについては、貿易関係の密接な隣国であり、実体経済間の連関に基づく効果であった可能性が推測されよう。

最後に、以上の実証結果についての留意点を記しておきたい。ドイツが株価・生産ともに明確なプラスの波及効果を受けている点や、イギリスの生産がマイナスの波及効果を受けている点などは、やや直観的な説明がつけにくいことを、認めざるを得ない。TVP-VAR という推計手法を用いているために、モデルに導入できる変数の数が限定されている点に注意が必要であろう。アメリカの QE 実施期間には、日本銀行や Bank of England および European Central Bank もそれぞれに量的緩和などの金融政策を実施しているが、その変数は省かれてしまっている⁶。また、欧州諸国に関しては、ソブリン危機の影響でユーロの対外価値が大きく変動していることが、影響しているかもしれない。他の推計手法を用いて、今回の推計結果の頑健性を確認していくことが必要である。

⁶ 地主・小巻・奥山（2012）などを参照のこと。

【付録】

[事前分布の設定]

この実証分析では、Nakajima (2011)で挙げられているプログラムを用いている。このプログラム上で、MCMC 法を用いてベイズ推定を行っており、この手法については Nakajima (2011)に倣っている。サンプリングについて、バーンインを 30,000 回、その後新たに 30,000 回行っている。そのほか、各国のモデルの事前分布は次のように設定した。時変パラメータの初期分布は、 $\beta \sim N(0, 10I)$, $\alpha \sim N(0, 10I)$, $\sigma \sim (0, 10I)$ である。また $w_\beta, w_\alpha, w_\sigma$ の k 番目の対角要素を示す $\tilde{w}_\beta^2, \tilde{w}_\alpha^2, \tilde{w}_\sigma^2$ の事前分布については、 $\tilde{w}_\beta^2 \sim IG(60, 0.001)$, $\tilde{w}_\alpha^2 \sim IG(6, 0.001)$, $\tilde{w}_\sigma^2 \sim IG(6, 0.001)$ に従う。

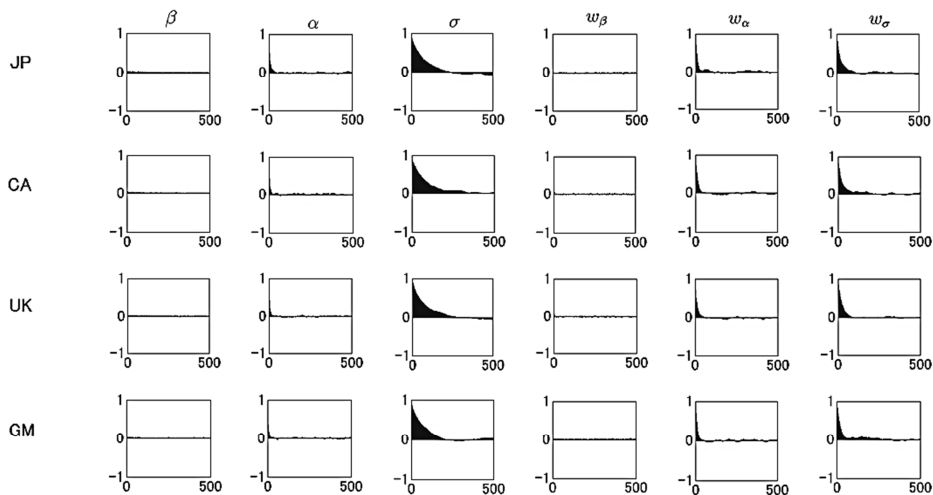
[推定結果の安定性]

推定結果の安定性について、Geweke (1992)の CD 統計量と標本自己相関関数によって判断を行った。まず表 1 では CD 統計量の p 値を示しており、 (β, α, σ) では 2010 年の 1 月の (1, 1) 要素を示し、 $(w_\beta, w_\alpha, w_\sigma)$ もそれぞれ (1, 1) 要素を示している。バーンイン後の新たに行った 30,000 回のサンプルが事後分布に収束しているという帰無仮説の下、有意水準 10% で棄却されておらず、また図 5 から各パラメータの標本自己相関関数が十分に減衰しているため、推定結果は十分に安定していると考えられる。

表 1 CD 統計量(p 値)

パラメータ	β	α	σ	w_β	w_α	w_σ
JP モデル	0.213	0.347	0.873	0.625	0.992	0.442
CA モデル	0.997	0.767	0.342	0.693	0.188	0.838
UK モデル	0.204	0.433	0.734	0.772	0.690	0.806
GM モデル	0.341	0.784	0.833	0.678	0.668	0.347

図 5 標本自己相関関数



【謝辞】

本研究に用いたデータの収集において、星野聡志氏（神戸大学大学院経済学研究科博士後期課程）の助力を得た。また実証分析では、中島上智氏（国際決済銀行）のプログラムを使用した。ここに深く感謝の意を表したい。

【参考文献】

Geweke, J. (1992). Evaluating the accuracy if sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. in J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith eds, *Bayesian Statistics, 4*, New York, Oxford University Press, 169-188.

Ijiri, H. (2016). “Re-evaluating Japan's Quantitative Easing Policy (2001-2006): An Application of the TVP-VAR Model”, *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, Vol. 4, No.1.

Ijiri, H. and Matsubayashi, Y. (2016). “Quantitative Easing Policy, Exchange Rates and Business Activity by Industry in Japan from 2001-2006”, *Kobe University Discussion Paper*, No.1611.

Nakajima, J. (2011). Time-Varying Parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications. *Monetary and Economic Studies*, 29, 107-142.

Nakajima, J., Kasuya, M. and Watanabe, T. (2011). Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. *Journal of the Japanese and International Economics*, 25, 225-245.

Nakajima, J. and Watanabe, T. (2011). Bayesian analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive model with the ordering of variables for the Japanese economy and monetary policy. *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series*, 196.

Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies*, 72, 821-852.

植田和男(2014) 『非伝統的金融政策—その理論と現実』 日本金融学会 2014 年度春季大会(慶応大学) 特別講演、2014 年 5 月 24 日。

地主敏樹、奥山英司、小巻泰之(2012)『世界金融危機と欧米主要中央銀行 —リアルタイム・データと公表文書による分析』、晃洋書房。