

中国におけるシャドー・バンキングと 経済成長との関連性に関する実証研究

趙 世 明[†]

要 旨

本稿の目的は2008年から急拡大する中国商業銀行のオフバランス業務、いわゆる中国式のシャドー・バンキングについて、経済成長との関連性を分析することにある。金利自由化の進展、中国金融市場は規制緩和の方向に転じる一方、2008年からは金融市場における資金の需給ギャップの拡大により、中国特有のシャドー・バンキングが爆発的に成長した。このような現象は商業銀行が総量規制や窓口制限などのプルーデンス政策を回避するために行われた金融活動であり、「規制裁定 (regulatory arbitrage)」という行為として捉えられる。本稿では、経済成長と並行して、中国の融資環境が単純な人民元貸付からシャドー・バンキングを含めた多様な融資方式へ転換したことを明白にするために、中国人民銀行ホームページにて公表されている人民元貸付、シャドー・バンキングと経済成長の3変数を用いて、ベクトル自己帰帰モデル (VAR モデル) による中国シャドー・バンキングの拡大と経済成長との因果関係について統計的な検証を行った。その結果、シャドー・バンキングと人民元貸付両方とも経済成長にグレンジャー因果関係があることが確認された。

キーワード：シャドー・バンキング， プルーデンス政策， グレンジャー因果関係検定

I. はじめに

改革開放政策の導入以来、中国は30年間「招商引資」(FDI) を利用し、製造業や手工業製品を中心に輸出主導型の高度経済成長を成し遂げた。ところが、2008年に世界的な金融危機の影響が深刻になり、外需型経済成長に多大な衝撃を与えた。経済成長の失速を乗り越えるために、中国政府は「四兆元の景気刺激計画」を導入した。投資の主体は中央財政のみならず、地方財政も含め、4つのセクターであった。それぞれの投資額は中央財政

[†]大阪産業大学大学院 経済学研究科アジア地域専攻 博士後期課程

草 稿 提 出 日 7月11日

最終原稿提出日 8月8日

が約1.2兆元、地方財政約1.3兆元、政策貸付とその他のセクターは約1.6兆元と発表した。この計画の目的は財政投資による純輸出の減少による GDP への影響を低減させ、経済成長パターンを外需型から内需型に転換することである。

ところが、この膨大な投資計画が地方財政に過大な負担を強いることとなり、その結果、中国ではシャドー・バンキングが出現することになった。1995年に『中華人民共和国予算法』により、地方政府は国務院の許可がなければ地方債券の発行ができないため、地方政府は投資資金を調達するために地方プラットフォーム（地方融資平台）を設立し、銀行の融資を利用することで地方政府の財政不足を補った。このような政府からの資金調達の結果、地方プラットフォームによる融資量は、2008年から急成長した。例えば、2008年から2013年まで、地方プラットフォームを通して発行された企業債や長期割引手形を含め、総額は、それぞれ434億元、2485億元、2250億元、2718億元、6431億元、5325億元で、銀行融資を通して地方財政を補完する現象は明らかになった。このような過大な財政投資は、主に不動産産業の投資に集中し、構造的欠陥を抱える状況が続いている（王、2015）。

また、財政拡大の歩調に合わせて、金融緩和政策も打ち出された。2008年10月からマネーサプライ（M2）の成長率は月0.5%台から一気に2%台まで上昇、量的緩和による金融政策と積極的な財政政策が同時に打ち出された。この大規模景気刺激政策は、中国国内市場における過剰流動性を生み出す結果となった。消費者物価指数によるインフレ率は2009年の3.5%から2010年の5%台水準に高騰¹⁾すると同時に不動産価格の高騰に拍車をかけている。そのあと、景気過熱に対応するため、2010年に中国人民銀行は不動産業へ融資の総量規制、量的緩和停止など一連の金融政策を打出し、金融政策は一気に引締め方向に転換した。マクロ政策の急転換により中国の貨幣市場は大きく変容した。

商業銀行は市場における膨大な資金需要に直面する一方、政府のプルーデンス政策（預貸比、金利規制など）に対応する必要がある。人民元貸付は多くのプルーデンス政策により規制されたため、商業銀行は委託貸付、手形割引などオフバランスの方法で貨幣市場に資金を供給することとなった。このように、商業銀行による政策に対協するために生まれた貸出などの金融活動は、学界において「銀行の影」²⁾と名づけられ、中国のシャドー・バンキングと認識されている。

ところが、中国政府の認識は異なり、「銀行運営の理財商品、委託貸付などの銀行業務はシャドー・バンキングではない」、「中国のシャドー・バンキング問題はまだコントロー

1) 中国統計局ホームページ <http://data.stats.gov.cn/ks.htm?cn=A01&zb=A1201>により算出。

2) 中国においては、商業銀行が行う「理財商品」、「銀信合作」など中国式のシャドー・バンキング業務は「銀行の影」と呼ばれている。

ル可能」という立場を表明している。このような対立の論調を明白するために、本稿はまずシャドー・バンキングの定義について整理し、委託貸付など商業銀行のオフバランス業務はシャドー・バンキング的特質を持っていることを明らかにする。そのうえ、殷・王(2013)の研究に依拠しながら、現在、中国の貨幣市場はこれまでの「間接融資」主導の単一な金融体系から、商業銀行主導の複雑な融資環境に転換しつつあるという論点に沿って、人民元貸付主導経済成長からシャドー・バンキングも含めた複線的なプロセスの融資が経済成長を主導する方向に変化しているという仮説を検証する。

本論文は以下のように構成される。まず第Ⅱ節では既往研究の検討により、中国のシャドー・バンキングの定義を整理したうえで、その形成原因と特徴について分析する。第Ⅲ節では銀行主導のオフバランス業務におけるシャドー・バンキング的特質を明らかにし、オフバランス業務はシャドー・バンキングに分類すべきであるということを明らかにする。第Ⅳ節では中国のシャドー・バンキング成長率、経済成長、人民元貸付成長率の3変数のグレンジャー因果関係を計測し、中国のシャドー・バンキングと経済成長との関係を検証する。そして、最後に本論文のまとめと今後の課題について述べる。

Ⅱ. 既存研究の再検討

1970年代にアメリカ発の金利規制を回避するために譲渡性預金(CD)と公社債(MMF)への資金シフトが生じ、シャドー・バンキングが、資金調達に活用や規制裁定の手段として台頭してきた。1980年代において、金融自由化の流れとともに、ノンバンク系の金融機関による資産の証券化をはじめとする金融イノベーションが市場経済の潮流となり、各国の金融規制緩和とともに進展をみせた。2008年の世界金融危機に至るまでに、シャドー・バンキングは金融イノベーションの原動力となってきたが、米国でサブプライム・ローンが顕在化してから、シャドー・バンキングに対する批判の声が高まっている。

シャドー・バンキングという言葉は、PIMCO取締役 McCulley が、銀行部門による与信活動を除いた信用仲介活動の総称として使ったのが嚆矢である。2008年の世界金融危機後、シャドー・バンキング問題は大きく取り上げられた。その後、2010年に開催されたG20サミットにおける金融システム安定化とプルーデンス政策への要請に応じ、FSB(金融安定理事会)³⁾はシャドー・バンキングを問題として取り上げるようになり、シャドー・

3) 金融安定理事会 FSB (Financial Stability Board) は2009年4月に設立された。金融安定理事会では、金融システムの脆弱性への対応や金融システムの安定を担う当局間の協調の促進に向けた活動などが行われている。

バンキングを狭義と広義に区別した。まず、狭義の定義とは、「通常の銀行システム(regular banking system)の外にある信用仲介金融機関が行っているエンティティなどの金融活動」を指す。つまり、「ノンバンク類信用仲介金融機関による金融活動」が狭義のシャドー・バンキングの定義である。一方①満期変換(maturity transformation)、②流動性変換(liquidity transformation)、③信用変換(credit transformation)という3つの金融機能が備えられ、金融監督の外に置かれた金融機関による金融活動が、広義のシャドー・バンキングの定義である。

2008年以來、シャドー・バンキ問題が深刻化するにつれ、研究者はシャドー・バンキングに対する定義や金融政策への影響について研究してきている。Adrian & Shin (2009)は、金融機関によるシャドー・バンキングとは金融仲介機関により金融市場に提供された流動性のうち、管理層の統計データに計上されないものと定義し、シャドー・バンキングは明らかに金融政策に影響を与えると指摘した。また、Sunderam (2012)はシャドー・バンキングには流動性を転換し満期を変換する機能があり、その実体は商業銀行の信用創造機能であると述べている。

また、中国のシャドー・バンキングの急成長について、学者たちも注目している。郭(2012)は2種類のシャドー・バンキングがあると主張している。まず、商業銀行によるオフバランス化を利用した委託貸付、信託貸付などの金融活動である。もう一種類は、ノンバンク類の金融機関による金融活動である。つまり、中国におけるシャドー・バンキングは銀行主導の金融活動とノンバンク類の金融機関による金融活動に区別されている。巴(2012)は、中国におけるシャドー・バンキングを、その特徴により3つのタイプの金融活動に分類する。すなわち、非伝統的銀行業務、銀行主導規制不足の金融活動、規制外や金融管理に覆われてない金融活動の3種類である。殷・王(2013)は、中国の場合は規制逃れのために、「銀行の影」というバランスシートで与信業務を行い、計上されていない信用が急速に拡大したことにより、金融システムのレバレッジ比率が急増し、システムミック・リスクが蓄積したと結論づけ、このような金融活動を中国のシャドー・バンキングと称している。周(2011)は、一部のシャドー・バンキングは信用創造の機能を有し、貨幣供給量に影響を与えると主張している。孫・賈(2015)は、中国のシャドー・バンキングが信用創造により貨幣の供給量を増加する金融活動と、ノンバンク、質屋等の信用創造機能、市場資金を円滑に運用する機能を有する金融機関2種類に分類できると指摘した。関(2013)は、中国の金融機関は、多数のプルーデンス政策に規制されて、シャドー・バンキングやオフバランス化で信用供給と行って、金融監督を回避すると指摘した。

一方、中国政府は、シャドー・バンキングはシステムミック・リスクや金融業界に混乱を

もたらずほど大きくなっていないと主張する。中国人民銀行による「中国金融安定報告書 2013」は、中国において国際的に定義されるシャドー・バンキングは極めてわずかな規模であり、経済全般に影響をあたえる可能性はないと指摘する。シャドー・バンキングとは商業銀行が行う金融活動以外に流動性と信用変換機能を持つ金融仲介機関及びその金融機関が行う信用供給金融活動である。商業銀行を通して委託貸付、信託貸付などのオフバランス業務はシャドー・バンキングではないと認識している。また、中国銀行業界副会長の楊万年も、「変革とイノベーション金融業革新シンポジウム」で「商業銀行が運営する「理財商品」、委託貸付などオフバランス業務はプルーデンス政策に厳しく規制されているので、シャドー・バンキングには属さない」と述べている。また、政府と同じ考え方を持つ研究者もいる。例えば、宣・金（2015）によると中国のシャドー・バンキングは商業銀行以外で流動性転換機能を有し、システムミック・リスクを引き起こした金融機関による規制逃れの金融活動を指す。このような主張をまとめると、管理側と一部の研究者は、中国のシャドー・バンキングは質屋やローン会社、金融会社などのノンバンクの金融活動と認識して、商業銀行の非伝統的貸付などの金融活動がシャドー・バンキングではないことがわかる。

シャドー・バンキングの研究は定義に留まらず、シャドー・バンキングの形成要因と特徴について多数の論点が提起されている。Calmès & Théoret（2011）は、商業銀行のオフバランス業務は非利ザヤ収益であり、金融自由化の進展によって生み出されたものと指摘した。また、Pozsar（2010）、Schwarcz（2012）は商業銀行の規制逃れのために、積極的に金融イノベーション活動を行い、インバランス業務をオフバランス化することを通じて規制を回避し、収益を向上することが、シャドー・バンキングの形成要因であると主張した。閻・李（2011）は、商業銀行が利益を確保すると同時に、プルーデンス政策による行政監督から逃れるために、オフバランス化などの手段を用いることによってシャドー・バンキングが生み出されたとする。張（2013）は、中国のシャドー・バンキングの形成要因は金融抑制の下で、不動産業や民営企業など膨大な資金需要を背景にし、商業銀行の規制アービトラージの行為であると捉えている。

また、計量モデルに依拠し、シャドー・バンキングの金融政策におよぼす影響についても多くの研究が行われている。李建偉・李（2015）はSVARモデルを利用し、シャドー・バンキングによる実体経済への正の短期的影響を明らかにした。裘・周（2014）は動学一般均衡モデルにより、シャドー・バンキングが人民元貸付に対して補完的な役割を持ちながらも、貨幣政策を阻害する効果を持つことを示している。程・姜・鄭（2015）はマクロ金融市場において、金融引締め政策はシャドー・バンキングの成長を促進する可能性があ

ることを指摘した。王・曾（2014）はIS-LMモデルに基づいて、シャドー・バンキングは明らかに貨幣政策を阻害する結果を持つことを検証した。また胡・王・文（2015）の実証分析では、銀行による委託貸付などの業務は貨幣政策を阻害し、政策を無効化する可能性があるという結果を示した。

以上の文献レビューを整理すると、以下の三点にまとめられる。まず、シャドー・バンキングの定義について、学界と管理側は銀行主導のオフバランス業務がシャドー・バンキングであるかどうかをめぐり、意見が分かれている。第二に、2008年から、積極的な財政政策のインパクトで、不動産価格の高騰と中国国内の旺盛なインフラ整備ブームにより、貨幣市場は巨大な資金需要がある。ところが、2009年から、政府は景気過熱を抑制するために、銀行貸付に多数のプルーデンス政策で制限したので、人民元貸付では膨大な資金需要を充足できなかった。その資金不足を解決するために、商業銀行は信託や保険会社などの金融機関と結託して、委託貸付、信託貸付などの形で貨幣市場に信用を供給し、中国のシャドー・バンキングが形成された。つまり、中国のシャドー・バンキングは金融引締め政策で生み出された信用供給不足と膨大な貨幣市場の資金需要のギャップを埋めるために形成されたものととらえる。第三に、多数の定量分析において、シャドー・バンキングは貨幣政策の無効化や金融システムの不安定化をもたらすという分析結果を示したことである。

Ⅲ. オフバランス業務の実態

銀行のオフバランス業務とは、商業銀行が行う金融活動の中で、バランスシートに計上されず、当期損益に反映され、銀行の資本利益率をよくするための金融活動の総称である。その内容については、貸出承諾、担保、デリバティブ、投資銀行業務などが含まれる。中国の場合、2001年に公表した「商業銀行仲介業務管理弁法」（暫定）においては、商業銀行が行う委託貸付、信託貸付、割引手形などの非人民元貸付業務がオフバランス業務として分類される。

委託貸付とは、図1のように、委託者は資金を提供し、受託者（商業銀行）は委託者が指定した借入者・用途・利率などに基づき、貸付を代行し、資金運用のモニタリングや債権回収に協力する貸付のことと定義する。信託貸付とは、受託者（商業銀行）は委託者と信託契約を結び、受託者は貸出相手や金利を決め、リスクテイクも受託者により引き受けるといった金融活動である。

両者の違いは、①委託貸付では、受託者は資金管理の役割を果たし、依頼者の指示通りに貸出相手に資金を提供する。信託貸付では、受託者は銀行の通常貸出の一部として貸出

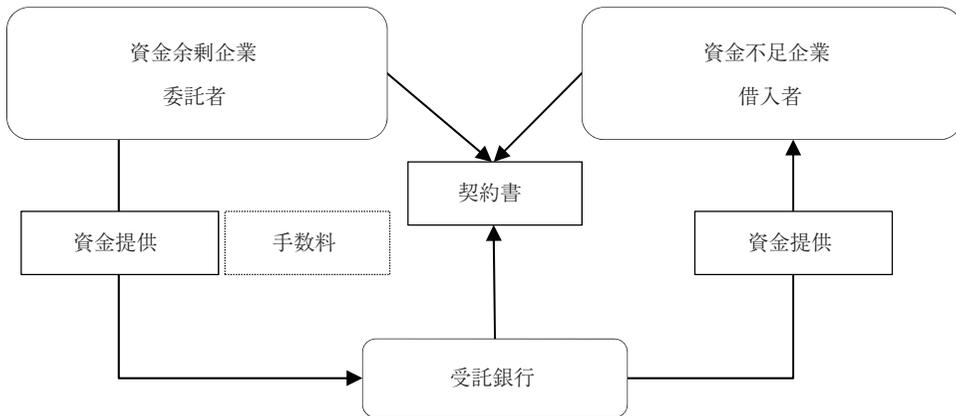


図1 委託貸付スキーム

相手に資金を提供する。②リスクテイクにおいては、委託貸付の場合、貸出相手が直接委託者に資金を返すため、信用リスクが委託者にある。これに対して、信託貸付の場合、資金調達はすべて受託者に託され、受託者がリスクを負う。

割引手形とは、商業銀行が資金需要者の要求に応じて、満期日までの利息に相当する額や手数料を差し引いて、支払期日より前に現金化することを指す。これは企業の流動性不足を解消し、短期資金繰りの手法として広く利用されている。

商業銀行のオフバランス化業務がシャドー・バンキングの一部として認識されるのは、下記の理由が存在する。まず、現在のオフバランス業務に対する監督側の弱体化が見られる。監督省庁はリアルタイムでの管理体制ができず、銀行側は自由裁量権を利用し、金融イノベーションという名で規制逃れの金融活動を行う。次に、銀行内部における管理の不十分、業務流れの不一致、さらに業界慣行の不履行などは、銀行のオフバランス業務の横行を助長している。第三に、商業銀行はインバランス金融活動をオフバランス化にすることで、金融規制を逃れ、不良債権を外部に持ち出すことによって、決算データを粉飾することができ、潜在的なシステミック・リスクを覆い隠す目的が達成できる。第四に、金融機関は割引手形、委託貸付などの金融活動を通して、商業銀行に対して、従来の負債側を中心とするバランスシートの拡張から資産側を中心とする拡張へと転換した。そうすることによって、バランスシートのリスクは負債側から資産・負債の両サイドに広がり、金融活動の担い手にとって市場リスクが倍増し、プルーデンス政策は事実上形骸化することになった。

このような特徴をFSBに公表されたシャドー・バンキングの定義に照らし合わせると、委託貸付、割引手形をはじめとするオフバランス化業務は明らかに規制外満期変換、流動

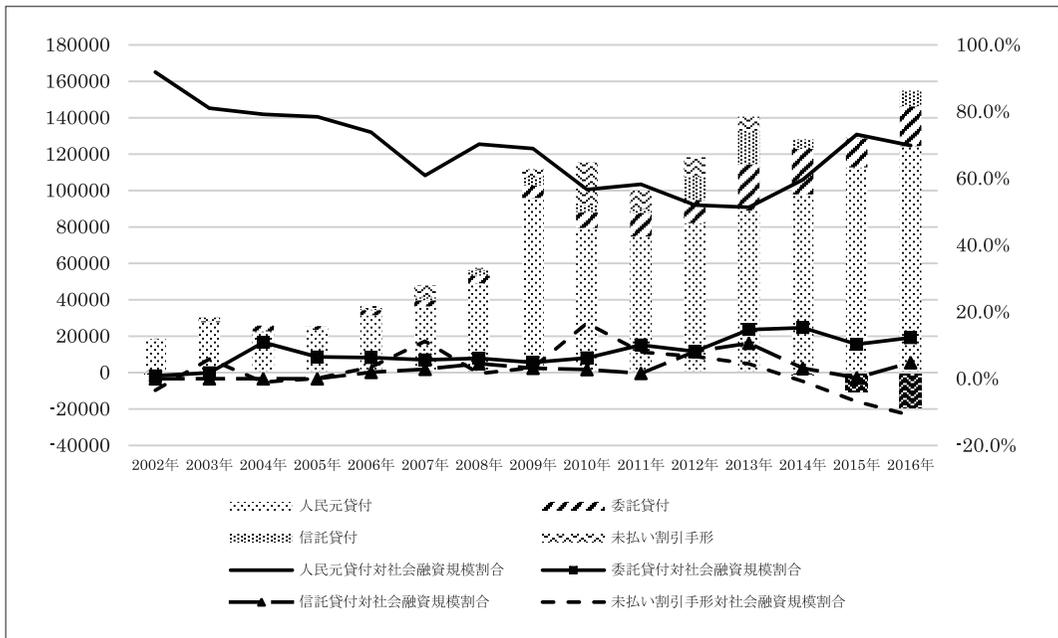


図2 2002～2016年まで社会融資規模推移とその内訳（単位：億元，%）

出所：中国人民銀行ホームページ <http://www.pbc.gov.cn/diaochatongjisi/116219/index.html> により筆者作成

性変換，信用創造などの機能を有する金融活動である。そのため，本稿ではオフバランス業務を中国のシャドー・バンキングとして分類する。

中国のシャドー・バンキングが実体経済に及ぼす影響を明白するために，中国貨幣市場の資金循環に注目する必要がある。中国人民銀行が公表する社会融資規模統計は，資金の由来や行方を示すデータであり，いわば中国の資金循環統計である。主なデータは委託貸付，信託貸付，未払い割引手形，企業債，ノンバンク貸付及び株式市場での資金調達などの集計である。

図2は中国人民銀行のホームページによりダウンロードして整理した新規人民元貸付，新規委託貸付，新規信託貸付，未払い割引手形の融資量とそれらの資金調達の割合を示したものである。その趨勢を見ると2002年から中国の貨幣市場は大きく変容をとげた。2002年に新規人民元貸付は1.5兆円で，対新規社会融資規模の割合は90%以上を占め，これにより当時中国の金融市場における銀行経由の間接融資（人民元貸付）が主たる資金調達の手段であることがわかる。

ところがその後，その割合はシャドー・バンキングの急増により減少する一方である。2009年には70.0%，2013年は史上最低点の51.3%まで低下した。その代わりに当該年度の委託貸付は14.7%，信託貸付は10.6%と割合を高め，シャドー・バンキングによる資金調

達は史上最高のレベルに達していた。2016年末時点における委託貸付や信託貸付などのオフバランス資産の総額は253.52億元に達し、対インバランス資産総額で109.2%まで高騰した⁴⁾。

また Autonomous Research によれば、2016年末時点におけるバランスシートから切り離された WPM 資産⁵⁾、APM 資産⁶⁾ という金融商品の総額は、それぞれ3.7兆ドル、1.9兆ドルと、合計5.6兆ドルに達した。この金額は2016年末時点における中国の GDP 総額の51.0%に匹敵するものである。このように膨大なシャドー・バンキング金融資産は金融市場に不安定性をもたらし、金融システム安定性の基盤を揺るがす可能性さえ懸念し始める。

シャドー・バンキングの急増に対処するため、2014年に公表した中国人民銀行、中国銀行業管理監督委員会（以下銀監会）、中国証券管理監督委員会、中国保険管理監督委員会、外貨管理局（通称五部委）の「金融企業インターバンク業務管理弁法」（124号文）と銀監会の「商業銀行インターバンク管理通知」（140号文）による新たな規制が課せられた結果、2014年から新規人民元貸付に占める新規社会融資規模の割合は徐々に回復し、2016年に71.0%まで戻った。

2009年から、人民元貸付に占める社会融資規模の割合は低下し、シャドー・バンキングによる資金繰りの割合が上昇につつあり、新規社会融資規模は委託貸付、未払い割引手形などのシャドー・バンキングが牽引することがわかる。つまり、委託貸付と信託貸付は人民元貸付とともに貨幣市場に影響を与えることがわかる。この点は殷・王（2013）が主張する「中国の貨幣市場は“間接融資”主導の単一的な金融システムから、商業銀行主導の複雑な金融システムに転換する」という論点と一致する。

よって、本論文は中国の金融市場がもたらす実体経済への影響を検証するために、VAR モデルを用いて、実証分析を行う。

経済成長は以下の均衡式により成立つ。マクロ経済理論によると一国の GDP は次式のとおりである。

$$GDP (Y) = I (投資) + C (消費) + G (政府支出) + NX (純輸入)$$

うち投資は国民収入から消費を引いた貯蓄に等しい。また投資は企業設備投資、住宅投資、在庫投資3種類に分けられる。とりわけ企業の設備投資は投資全体の4分の3を占め

4) 中国人民銀行金融穩定小組『中国金融安定報告書（2017）』、中国金融出版社、2018年、pp.85

5) 理財商品（Wealth Management Product, WMP）

6) Asset Management Product (AMP)。AMPは銀行が外部の証券会社、保険会社、資産運用管理会社、その他ノンバンク金融機関と結託してチャネル・ビジネスを展開して発行した金融商品を指す。

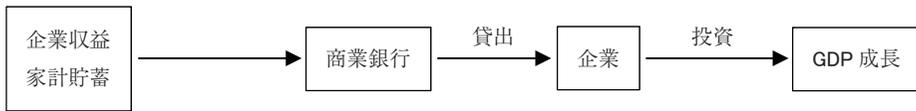


図3 単一の貨幣市場による経済への影響

ている。投資資金は3つのパターンで成り立ち、すなわち、財政予算、銀行貸出、投資主体からの資金調達である。中国の場合は企業の投資資金が80%以上を銀行貸出に依存しており、そのため本稿は銀行融資を投資の代理変数として利用する。

2008年以前、中国の金融市場は間接融資主導で、単一のシステムであることは図3のとおりである。銀行の資金形成は企業収益と個人貯蓄であり、生産企業は経営あるいは生産活動に必要な資金繰りを商業銀行の人民元貸付により調達する。企業はその資金を利用し、設備投資や技術革新などの生産活動を行う。銀行融資の拡大は経済成長に正の相関関係を持つと考えられる。こういうプロセスを通じ、金融市場は実体経済に影響を及ぼしている。

ただし、2008年からシャドー・バンキングの急速な進展により、金融市場は大きく変容した。総量規制と金利規制の下で、商業銀行は人民元による貸出だけでは膨大な資金需要を満たすことができず、商業銀行シャドー・バンキング貸付を利用して、規制を逃れ、資金を市場に供給する手段として現れた（図4）。企業収益や個人などの資金は銀行に預かる預貯金のみならず、委託貸付や理財商品の形でも市場に出回れるようになった。以前と違って、銀行の役目は短期の資金を得つつ、長期の貸出を行う与信機能に限らず、単なる情報の仲介業者と担保人としての役割も窺える。

そのため、図3と図4の分析では、中国の金融市場による実体経済への影響はもとの人民元貸付→投資→経済成長というプロセスから、人民元貸付とシャドー・バンキング→投資→経済成長というプロセスにシフトしたことが浮き彫りになった。すなわち資金調達手法は人民元貸付から人民元貸付をはじめとするシャドー・バンキング融資をベースにした

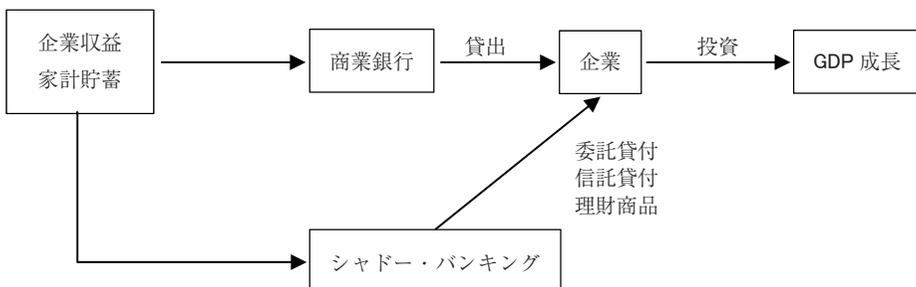


図4 銀行主導複雑な貨幣市場による実体経済への影響

多様な調達手法に転換したといえよう。以上、貨幣市場の実体産業への関連性も明白である。

この分析に基づき、金融市場の経済成長への関係を探るために、VARモデルを用いて、グレンジャーの因果関係を検証する。そのため3つの仮説を以下のように提起する。

- ① 上記の資金調達ルートにより、シャドー・バンキング成長率とGDP成長率にはグレンジャーの因果関係があるが、GDP成長率はシャドー・バンキング成長率にグレンジャー因果関係を持たない。その理由は、シャドー・バンキング成長率が市場需要や管理側のプルーデンス政策により調整されたものにあると考えられるからである。
- ② 人民元貸付は上記ルートの存在により、GDP成長率にはグレンジャー因果関係があるが、GDP成長率は人民元貸付成長率にグレンジャーの因果関係を持たない。シャドー・バンキング成長率と同じ理由で、人民元貸付の成長率は金融政策とプルーデンス政策により変動すると思われる。
- ③ 裘・周（2014）は動学一般均衡モデルを用いてシャドー・バンキングが人民元貸付に補完的な役割を持つことを明らかにしたので、本論文も同様に人民元貸付とシャドー・バンキング貸出には双方のグレンジャーの因果関係が存在することを仮説として提起する。

IV. 実証分析

1. モデルとデータ

本稿で使用する変数のシャドー・バンキング（bwrz）と人民元貸付（rmb）は2012年1月から2016年9月までのものである。シャドー・バンキングの変数（bwrz）はすでに述べた通り、中国人民銀行ホームページより整理した新規委託貸付、信託貸付、未払い割引手形の合計である。人民元貸付（Rmb）は銀行を経由する新規貸出のデータを利用し、投資の代理変数として使う。さらに、この2つの変数に対して対数差分を取り、それぞれシャドー・バンキング成長率（ d_lnbwrz ）と人民元貸付成長率（ d_lnrmb ）に変換する。経済成長率は中国国家统计局ホームページにより、四半期のデータを入手し、線形補間法で月別GDPに置き換え⁷⁾、対数差分をとって時間で微分をし、経済成長率（ d_lngdp ）に

7) このようにデータを処理した理由は以下のとおりである。まず中国のシャドー・バンキンは2011年から急成長し、論文を作成する時点までは5年も経たず、時系列分析における「見せかけの回帰（Spurious Regression）」問題を避けるために、月別データに置き換え56期に拡充した。また高・白（2016）は、四半期データは短期経済変動を平滑化したもので、外部的インパクトが過小評価される可能性が高いと指摘しており、その理由から、月別データに置き換えデータを再整理した。

表1 基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
d_lnrmb	56	.0095894	.5092852	-1.141086	1.114545
d_lngdp	56	.0126600	.1203238	-.3614501	.1931124
d_lnbwrz	56	-.0321774	3.571046	-8.568076	8.602269

出所：中国人民銀行ホームページと中国統計局ホームページより筆者整理作成。

変換した。

表1は3つの変数を示したものである。この表で明らかになるように、人民元貸付とGDP成長率の変動率は2%以内で、標準偏差がそれぞれ0.50と0.12になっている。観察期間内における2つの変数のばらつきは大きくないが、シャドー・バンキングの標準偏差は3.57であることから、シャドー・バンキングの成長率が大きく変動したことがわかる。

経済成長に影響をもたらすプロセスとして、企業に回した金融機関の貸出が増加すれば、一定のタイムラグを経て、やがて企業投資となり、それが経済成長に反映される。すなわち、今月に金融機関から企業への融資が増加すれば、企業はその融資を利用し、生産規模の拡大や技術開発などを通じ、産出を増やす。そのため、信用供給増加による経済成長への影響は3期また4期以後の経済成長に現れることが考えられる。

VARモデルは変数と変数の間における非同時点相関に焦点を当て、変数間の因果関係を検証するのに利用される。このため、上記3つの変数間における因果関係を検討するには、VARモデル(式1)を構築し、Stataマニュアル手順に従って、3変数でグレンジャーの因果関係を検証する。

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} X_{1t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} X_{2t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} Y_{t-i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\varepsilon_i \sim IID(0, \sigma^2)$$

2. VARモデルによる分析

VARモデルによる分析を行う前に変数の単位根検定を行う必要がある。表2は3つの変数について、Dickey & Fuller (1979, 1981) で示される ADF (Augmented Dicker-fuller) 検定に従い、それぞれトレンド項付き、トレンド項なし、ドリフト項付き3種類の単位根検定を行ったものである。その結果、P値は全て<0.05であり、単位根過程の帰無仮説を棄却することが認められるので、定常変数であることがわかる。なお、この変数は成長率であるため、対数となった後に一階差分をすることによって、求められたI(1)変数であることがわかる。

表2 単位根検定結果

トレンド項なし	変数		ADF 検定 (P 値)	PP 検定 (P 値)	結論
	d_lngdp	I (1)	-10.400 (0.000) ***	-11.918 (0.000) ***	定常
	d_lnBwrz	I (1)	-10.978 (0.000) ***	-12.515 (0.000) ***	定常
	d_lnrmb	I (1)	-15.035 (0.000) ***	-19.473 (0.000) ***	定常
トレンド項あり	変数		ADF 検定 (P 値)	PP 検定 (P 値)	結論
	d_lngdp	I (1)	-10.299 (0.000) ***	-11.784 (0.000) ***	定常
	d_lnbwrz	I (1)	-14.897 (0.000) ***	-19.275 (0.000) ***	定常
	d_lnrmb	I (1)	-10.873 (0.000) ***	-12.372 (0.000) ***	定常
ドリフト項付き	変数		ADF 検定 (P 値)	PP 検定 (P 値)	結論
	d_lngdp	I (1)	-10.040 (0.000) ***		定常
	d_lnbwrz	I (1)	-10.978 (0.000) ***		定常
	d_lnrmb	I (1)	-15.035 (0.000) ***		定常

注：***は1%水準で有意であることを示す。

定常変数の正確さを保証するために、ADF 検定以外に Phillips & Perron (1988) により提唱された PP 検定に従って変数の単位根検定を行った。結果は変数のすべてが定常変数であり、I (1) 過程と満たすものであることがわかる。

(1) ラグ項数の選択

VAR モデルで推定する前に、方程式に含まれるラグ次数を決定する必要がある。

表3で、FPE, AIC, HQIC 検定量は4期ラグが最適であることが確認できる⁸⁾。本稿では残差の自己相関を回避するために、4期ラグを選択した。また、ラグの内生変数はすべて0と言えるかどうかを検証するために Wald 検定を行った。その結果、d_lnbwrz 方程式はラグ3のp値が>0.05ですが、帰無仮説を棄却できないので、方程式 d_lnbwrz のラ

8) SBIC 統計量は2期ラグが最適であることが見て取れる。2期ラグで VAR モデルを構築し、シャドー・バンキと経済成長のグレンジャー因果関係を確認したものの、擾乱の正規分布検定が認められないので、このモデルは棄却された。

表3 varsocによるラグ次数検定結果

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-30.213				0.033708	5.1236	5.16675	5.23617
1	-06.671	47.084	9	0.000	0.019285	4.56428	4.73691	5.01457
2	-9.7132	73.916	9	0.000	0.006606	3.48897	3.79107	4.27697*
3	-5.5206	28.385	9	0.001	0.005463	3.28925	3.72083	4.41497
4	-4.5101	42.021*	9	0.000	0.003504*	2.82731*	3.38836*	4.29074

注：赤池情報基準（AIC）、尤度比（LR）、検定など、種々の手法による評価結果がAIC、LRと表示された。列に表示されてモデルに含めるに際して適切と判断されるラグ数は“*”の印をつけられる。

グの係数をゼロに設定する制約条件を課した。つまり、 $a_{23} = \beta_{23} = r_{23} = 0$ である。さらに擾乱項の正規性検定を満たすために、下記の制約条件を加えて $r_{11} = r_{21} = r_{22} = r_{31} = r_{32} = 0$ 方程式（2）～（4）となる。

$$d_lngdp_t = \varphi_1 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1i} bwrz_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} Rmb_{t-i} + \beta_{14} Rmb_{t-4} + \sum_{i=2}^4 \gamma_{1i} GDP_{t-i} + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$d_lnbwrz_t = \varphi_2 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2i} bwrz_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} Rmb_{t-i} + \beta_{24} Rmb_{t-4} + \sum_{i=3}^4 \gamma_{2i} GDP_{t-i} + \varepsilon_2 \quad (3)$$

$$d_lnrmb_t = \varphi_3 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{3i} bwrz_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{3i} Rmb_{t-i} + \beta_{34} Rmb_{t-4} + \sum_{i=3}^4 \gamma_{3i} GDP_{t-i} + \varepsilon_3 \quad (4)$$

(2) 安定性チェック

Lutkepohl (2005) と Hamilton (1994) によって、この検定は行列 A のそれぞれの固有値の絶対値(modulus)が厳密な意味で1より小さい場合、推定されたVARモデルは安定であることが証明された。図5はStataから出力した結果であり、随伴行列の固有値の絶対値はすべて1未満におさまっていることがわかる。そのため、すべての固有値が単位円の内部におさまっていることが示され、モデルは安定的であると言えよう。

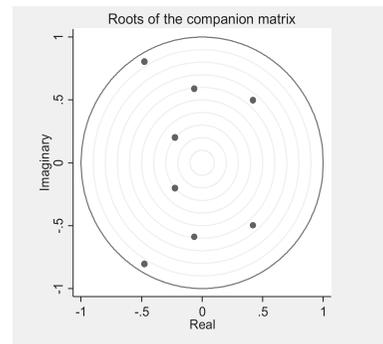


図5 モデルの安定性チェック

(3) 擾乱の正規分布検定

正規性検定は擾乱がK次元の多変量正規分布に従うことを前提にしているものであり、それを確認するのに歪度統計量(skewness statistic)、尖度統計量(kurtosis statistic)、Jarque-Bera 統計量に基づく検

表4 擾乱が正規分布検定

	chi2	df	Prob > chi2
Jarque-Bera test	7.726	6	0.25891
Skewness test	6.236	3	0.10069
Kurtosis test	1.490	3	0.68464

定を行う。

表4の結果によると3つの方程式の擾乱は正規性分布仮説に従い、H0仮説を満たしている。

3. グレンジャーの因果関係の検定

グレンジャーの因果性の検定とは、VARモデルを構成する内生変数を x, y とした場合、 x の過去の値が y の予測を行う上で有用であるなら、 x から y へグレンジャーの意味で因果関係がある。この検定の帰無仮説は変数 x から変数 y へグレンジャーの意味で因果関係がないことを意味する。表5の最後列で示したP値は自由度（df）を満たすカイ二乗分布による変数 x の確率である。

上記の検定結果をまとめると表6になる。まず記号の意味について説明する。 $x \rightarrow y$ は「変数 x から y へ1方向のグレンジャーの意味で因果関係をもつ」ということを意味する。 $y \rightarrow x$ は「変数 y から x へ1方向のグレンジャーの意味で因果関係がある」という意味である。 $x \leftrightarrow y$ は2つの変数において2方向のグレンジャーの意味で因果関係があるということの意味する。なお、この検定結果は本モデルの基準で5%の有意水準に基づいてグレンジャーの因果関係を検証する。

分析の結果、中国のシャドー・バンキングから経済成長率へ1方向のグレンジャーの意味で因果関係（ $d_lnbwrz \rightarrow d_lngdp$ ）を発見した。すなわち、シャドー・バンキングによる融資がGDP成長をもたらすだろうという上記の仮説は妥当である。反面、経済成長率からシャドー・バンキングへグレンジャーの意味で因果関係の帰無仮説は棄却されず、経

表5 グレンジャーの因果関係検定結果

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
d_lngdp	d_lnrmb	47.78	4	0.000***
d_lngdp	d_lnbwrz	16.521	4	0.002***
d_lnrmb	d_lngdp	2.208	2	0.332
d_lnrmb	d_lnbwrz	10.714	4	0.030**
d_lnbwrz	d_lngdp	4.8034	2	0.091*
d_lnbwrz	d_lnrmb	17.191	4	0.002***

注：***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを示す。

表6 グレンジャーの因果関係結果

d_lnbwrz	\rightarrow	d_lngdp
d_lnrmb	\rightarrow	d_lngdp
d_lnrmb	\leftrightarrow	d_lnbwrz

済成長率からシャドー・バンキングへグレンジャーの意味で因果関係は存在しなかった。シャドー・バンキングの変化率は経済成長率の予測に影響されないことが明らかになった。

2行目は人民元貸付から経済成長率へ1方向のグレンジャーの意味で因果関係($d_lnrmb \rightarrow d_lngdp$)が存在することがわかり、人民元貸付がGDP成長に影響を与えると予測できることが明らかになった。シャドー・バンキングの検定と同じく、経済成長率から人民元貸付成長率へグレンジャーの意味で因果関係が存在しないことから、人民元貸付の変化率はGDP成長率に影響を及ぼす可能性はないことが窺える。

3行目は人民元貸付からシャドー・バンキングへ2方向のグレンジャーの意味で因果関係が検証されている。人民元貸付が増加すれば、シャドー・バンキング貸付も増加する傾向にある。また、先にシャドー・バンキング融資が変化すれば、人民元貸付も同じ方向に変化するということが確認された。本モデルの検定結果は裘・周(2014)により示されたシャドー・バンキングと人民元貸付は互いに補完的役割をもつという論点に一致する。

以上の結果、Ⅲ節で提起した3つの仮説を、殷・王(2013)の論点に従い、中国の複雑な金融市場と実体経済相関関係をグレンジャーの意味で因果関係の分析により検証した。その結果、中国の金融市場が実体経済に及ぼす影響については、融資方法が人民元貸付から商業銀行主導の複雑な方法に転換されたことが確認できた。

V. おわりに

本稿では膨大な既存の研究成果を踏みつつ、2008年以来中国金融市場において急増したシャドー・バンキングの形成要因は、四兆元の財政支出政策に加え、市場における旺盛な資金需要とプルーデンスに課せられた金融機関の資金供給不足のミスマッチにより生じた巨大な資金需給ギャップを埋めようとするところにあることを究明した。また中国のシャドー・バンキングは海外の高度な証券化によるハイリターンの金融活動と区別し、商業銀行主導で規制を逃れるための資金調達金融活動が特徴であった。

さらに、本稿は、商業銀行主導のオフバランス業務の特徴を取り上げ、シャドー・バンキングに関する様々な定義を比較した上で、オフバランス業務の特徴を有する中国のシャドー・バンキングについて分類を行った。

本稿の第Ⅲ節では殷・王(2013)の議論を皮切りに、中国における経済成長とシャドー・バンキング融資について、人民元貸付→投資→経済成長という仮説のもとで、シャドー・バンキング貸付成長率、GDP成長率、人民元貸付成長率3変数を利用してグレンジャーの意味で因果関係検定を行った。

定量分析で利用する複数のデータに対して、定常変数から対数差分処理を行い、それぞれの成長率を求めた。さらに、トレンド項付き、トレンド項なし、ドリフト項付きと3種類の単位根検定を行った。それぞれの結果は単位根過程の仮説を棄却し、 $I(1)$ 変数であることが判明され。さらに $I(1)$ 変数を利用して、VARモデルを構築した。モデルの安定性をチェックするために、STATAマニュアルに従い安定性チェック、ラグ項の有意性検定、擾乱の正規性検定を行った。

最後にグレンジャーの因果関係検定を通じ、中国におけるシャドー・バンキングによる貸付の成長率（ d_lnbwrz ）から月次GDP成長率への関係において、1方向の1%有意水準のグレンジャーの意味で因果関係がみられた。シャドー・バンキングが中国の経済成長に影響すると言えよう。逆に経済成長率から人民元貸付成長率とシャドー・バンキング貸付へのグレンジャーの意味で因果関係がもたないという帰無仮説が棄却されずに、人民元貸付とシャドーバンキング貸付に対して、経済成長率は二種類の貸付方法に統計上の相関性がないということが明らかとなった。また、人民元貸付からシャドー・バンキング融資への2方向におけるグレンジャーの意味で因果関係の存在が明らかとなり、二種類の融資は相互的に影響し合うことが確認できた。

以上の分析結果により、中国のシャドー・バンキング貸付と人民元貸付は経済成長に影響を及ぼしていることが明白になり、中国は単純な人民元貸付から、人民元貸付をメインとしつつシャドー・バンキング貸付ももちあわせて経済成長に影響を及ぼす複雑な市場構造になっているということが統計学的に明らかになった。

中国の金融市場は長年に亘る日本式の「護送船団方式」であり、各船団（銀行）は指揮官（金融当局）に目的地まで誘導され、金融機関を厳選し（参入規制）、脱落者が出ないように（破たんしないよう）制限された。ところが「預金保険制度」の実行や金利自由化の進展につれて、中国の金融市場は「強財政」から「強金融」に転換しつつある。これから政府からの潜在保護がなくなると、中国の商業銀行がいかにして利ザヤを確保する収益構造を構築するかが、今後課題の一つである。

もう一つの課題は金利自由化の改革がほぼ完了の時期を迎えて、商業銀行の収益構造を見るとおよそ75%以上の収益は利ザヤに依存している。また国際的な経験に鑑みれば、金利自由化によって、利ザヤが縮小し、利息に頼る商業銀行の収益減が広範に見られる。金利自由化が完了すると、銀行は市場に応じて非伝統的な貸出業務に積極的に進出することが予想できる。これに対して、金融市場のプルーデンス政策をいかに運用し、金融市場を安定化させるかも今後の研究課題である。

VI. 参考文献

(日本語)

- 黒田晁生 (1995)「プルーデンス政策の在り方」『政経論業』第64巻1・2号, pp.1-33.
- 木下正俊 (2008)「金融機関の健全性確保のための規制・監督」『広島法科大学院論集』, pp.161-189.
- 関根栄一 (2013)「中国の銀行理財商品に題する規制強化・改革の動き」『季刊中国資本市場研究』第7巻2号.
- 関志雄 (2013)「中国におけるシャドー・バンキングの現状と課題」『季刊中国資本市場研究』第7巻3号.
- 王京濱 (2014)「『リコノミクス』形成の背景と本質」『大阪産業大学経済論集』第15巻第1号, pp.1-29.
- 王京濱・湊照宏 (2015)「中国におけるシャドー・バンキングの構造的特質と日本経済への影響」『大阪産業大学経済論集』第17巻第1号, pp.51-83.

(中国語)

- 巴曙松 (2012)「從改善金融結構, 促進經濟轉型角度評估影子銀行」, Working Paper.
- 封思賢・張瑤 (2015)「我国影子銀行發展與利率市場化改革的關係—基於金融創新的視角」『當代經濟研究』第5期, pp.82-91.
- 程小可・姜永盛・鄭立東 (2015)「影子銀行, 企業風險承擔與融資約束」『經濟管理』第39期, pp.106-115.
- 李建偉・李樹生 (2015)「影子銀行, 利率市場化與實體經濟景氣程度——基於SVAR模型實證研究」『中南財政政法大學學報』第03期, pp.56-62.
- 裘翔・周強龍 (2014)「影子銀行與貨幣政策傳導」『經濟研究』第49期, pp.91-105.
- 王振・曾輝 (2014)「影子銀行對貨幣政策影響的理論與實證分析」『國際金融研究』第12期, pp.58-67.
- 張明 (2013)「中国影子銀行: 界定, 成因, 風險與對策」『國際經濟論壇』第3期, pp.82-92.
- 胡濱主編 (2013)『中国金融監管報告2013』社会科学文献出版社.
- 胡濱主編 (2014)『中国金融監管報告2014』社会科学文献出版社.
- 胡濱主編 (2015)『中国金融監管報告2015』社会科学文献出版社.
- 胡振華・王振・文興易 (2015)「影子銀行對我国貨幣政策調控效果的影响」『統計與決策』第10期 (總430期), pp.151-155.
- 殷劍峰・王增武 (2013)『シャドー・バンキング・システムと銀行の影: 中国理財商品の發展と評価 (2010-2012)』, 社会科学文献出版社.
- 宣昌能・金率等主編 (2015)『中国金融安定報告書2015』, 中国金融出版社.
- 閻慶民・李建華 (2014)『中国シャドー・バンキングのプルーデンス政策研究』, 中国人民大学出版社.

第1版.

中国銀行業管理監督委員会編 (2015)『中国商業銀行統計年鑑2007-2013』(第1版), 中国金融出版社.

中国人民銀行ホームページ. <http://www.pbc.gov.cn/>

郭田勇 (2012)新華網 http://www.xinhuanet.com//politics/2012-11/21/c_113742932_2.html

奥緯諮詢 (2015)『影中探光—剖析中国影子銀行』

http://www.oliverwyman.cn/content/dam/oliver-wyman/asia-pacific/china/zhcno/Publications/Bringing_Light_Upon_The%20ShadowCN.pdf

(英語)

Adrian, T and Shin, H.S., (2009). "The Shadow Banking System: Implications for Financial Regulation", Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, p.382.

Akaike, H., (1973). "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle", Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory, Petrov, B.N., and Caspi, F. (eds.), Akadimiai Kiado, Budapest. pp.267-281.

Calmès, Christian and Théoret, Raymond., (2011). "The Rise of Shadow Banking and the Hidden Benefits of Diversification". No UQO-DSA-wp042011, RePAd Working Paper Series, Département des sciences administratives, UQO, <https://EconPapers.repec.org/RePEc:pqs:wpaper:042011>.

Dickey, D.A and W.A. Fuller., (1979). "Distribution of the Estimators for Auto - regressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.

Dickey, D.A and W.A. Fuller., (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.

Granger, C.W.J and P. Newbold., (1974). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.2, pp.111-120.

Schwarcz, Steven L., (2012). "Regulating Shadow Banking", *Boston University Review of Banking and Financial Law*. Vol.31, pp.620-641.

Sunderam, Adi., (2014). "Money Creation and the Shadow Banking System". Harvard Business School Working Paper.

Phillips, P.C.B and Perron, P., (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, Vol.73, pp.335-346.

Phillips, P.C.B., (1986). "Understanding Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.33, pp.311-340.

Pozsar, Z and Adrian, T. and Ashcraft, AB., (2010). "Shadow Banking". Federal Reserve Bank of New York Staff Report, p.458.

附表1

time	gdp	bwrz	rmb
1	32936	1679	7381
2	39952	632	7107
3	44706	4609	10114
4	39951	1331	6818
5	43786	1152	7932
6	47946	4890	9198
7	42286	1881	5401
8	46050	1438	7039
9	50286	5616	6226
10	45988	3114	5054
11	50633	2531	5220
12	55848	7314	4546
13	39593	9967	10721
14	43156	1428	6200
15	46997	8791	10625
16	43876	6086	7923
17	47913	1797	6694
18	52177	583	8628
19	46047	1301	6997
20	50836	7196	7128
21	56022	3269	7870
22	50995	1920	5060
23	56094	3770	6246
24	61536	5517	4824
25	42870	9932	13190
26	46814	127	6448
27	50934	5736	10497
28	47758	2692	7745
29	51961	2018	8708
30	56742	5261	10793
31	51407	-3096	3852
32	54954	120	7025
33	59351	-126	8572
34	56116	-1249	5483
35	60157	288	8527
36	64909	7254	6973
37	46993	2830	14708
38	50095	745	11437
39	52900	125	9920
40	52487	224	8045
41	55689	1090	8510
42	59476	921	13240
43	55182	-2081	5890
44	58548	-62	7756
45	61886	983	10417
46	60330	-2508	5574
47	64070	-1935	8873
48	67851	5444	8323
49	50281	4054	25370
50	53399	-1746	8105
51	57030	2565	13176
52	56479	-813	5642
53	59868	-3380	9374
54	63580	-189	13141
55	59337	-3134	4550
56	63075	1792	7969

An Empirical Research on Chinese Shadow Banking and Economic Growth

ZHAO Shiming

Key Words : shadow banking, financial prudential supervision, Granger causality test

Abstract

The purpose of this paper is to interpret the correlation between economic growth and the recent explosive growth of shadow banking, using time series macro-economic data. With the deepening of interest rate marketization in China, China is gradually relaxing its financial market governance and control. Especially since the financial crisis in 2008, the imbalance between supply and demand of capital in financial markets triggered by the four trillion plan has led to the rapid development of Chinese-style shadow banking. As discussed in other studies, its essence is regulatory arbitrage activity with the purpose of evading regulatory window guidance and financial prudential supervision. In order to prove that China has transformed from a simple financing system, dominated by bank financing, to a state of multiple financing methods coexisting with the banks acting as the main player, this paper uses the entrusted loans and trust loans data published on the People's Bank of China website to construct a VAR model for testing the statistical correlation between Chinese shadow banking and economic growth. Based on theoretical and empirical analysis, it indicates that RMB loans and shadow banking loans have a single Granger relationship with economic growth, and RMB loans and shadow banking loans are of Granger relations.