

中国における金融市場調節

—VARモデルによるリーマンショック以降の金融政策の検証—

王 君

【要旨】

リーマンショック以降、世界中に経済不況が続いている中、中国政府は政策方針を大きく変えた。GDP 成長率を高い水準に維持し、景気の落ち込みを防ぐため、財政・金融政策として様々な形の景気対策が打ち出された。しかし、経済が刺激される反面、弊害は次々と発生され、実体経済に逆効果を与えた。本論文では、リーマンショック以降8年間の中国の財政政策および金融政策をめぐる、実体経済に役割を果たしている代表的な要素を取り上げ、VAR モデルを用いて相互の因果関係について実証的に分析する。また、金融変数から実体変数への影響を中心に、各要素間での分析結果と実際の経済状況を結びつけ、現在の中国経済にある問題点を解明し、金融政策の有効性と弊害について考察し政策的含意を検討したい。

第1章 はじめに

改革開放後、中国人民銀行は大きな変化を迎えた。1995年に「中国人民銀行銀行法」が公布され、通貨価値安定の維持、金融監督・管理の機能の強化、通貨政策を施行することを中国人民銀行に義務付けた。もちろん、中国の金融政策の執行機関は中国人民銀行であるが、政治的な関わりと繋がりは維持されており、その意思決定は常に国務院からの指示と連携している。近年、国内における物価の安定、金融

リスク、経済成長などの問題に様々な対応を迫られた中国人民銀行は、今まで打ち出した金融政策が、实体经济にどの程度の効果を与えたのかに関心を持っている。そこで、実際に起こった社会現象を経済学的な面から検証を行うことを目的に、本論文では、实体经济において金融政策が経済変数間でどのように伝播したかについて分析する。具体的には、金融政策と实体经济を代表する変数のベースマネー、短期金利、マネーサプライ、鉱工業生産指数と消費者物価指数の5つを取り上げ、ベクトル自己回帰モデル (vector autoregression, VAR) を利用し、各変数間における相互関係を明らかにする。それによって、金融政策の枠組みの変更とそれによる实体经济への影響を解明したいと考える。

本論文の構成は次のとおりである。まず第2章では中国における金融政策の手段を概観し、直近8年間に亘る中国の経済政策および金融政策の変遷について整理する。第3章では5つの経済変数をVARモデルに取り入れ、単位根検定、グレンジャーの因果関係を用いた実証分析を行い、そして分析結果をもち不動産バブル問題を含めて近年の財政・金融政策と関連づけて考察する。最後に今までの中国経済の歩みの中にある問題点を解明し、また政策的含意と本論文に残された課題について述べる。

第2章 中国の金融政策

2.1 中国人民銀行の金融政策の手段

中国人民銀行は、市場に流通する貨幣の量的規制を中心として金利水準を動かすことや与信規模をコントロールすることで金融政策を運営している。中国人民銀行の金融政策の手段は、公開市場操作、預金準備金、再貸出金利（日本でいう公定歩合）と再割引金利、金利政策、常設貸出ファシリティ (Standing Lending Facility, SLF)、中期貸出ファシリティ (Medium-term Lending Facility, MLF)、担保補充貸出 (Pledged Supplementary Lending, PSL) がある。そのうち、常設貸出ファシリティ (SLF)、中期貸出ファシリティ (MLF) と担保補充貸出 (PSL) の3つは近年新設されたもので、政策性銀行¹⁾、全国展開の商業銀行または与信規模の大きい金

1) 政策性銀行は、中国政府が出資し、設立した政策に関わる貸付業務や与信活動を行う

融機関の融資ニーズに応じて資金を提供する手段である。その他、日本において「窓口指導」と呼ばれた手段も、もう1つ特殊な金融政策の手段である。これは中国人民銀行が民間金融機関に政策的な指令を下達する際に使用される。中国人民銀行は金融政策を通じて貨幣供給量へのマクロ的なコントロールを主眼として、金利、為替レート、公開市場操作などの金融ツールを通じて市場における貨幣供給量と与信規模を調節することで、社会全体の需給バランスを調整し、貨幣価値の安定を図っている。

2.2 政策方針についての総括

2008年から2015年までの8年間の政策方針を総括したものは次の図表1で示される。2008年の政策基調²⁾は引き締め気味で行われることが決められたが、同年9月で起こったリーマンショックは、それ以降の政策方向を緩を中心に変換させた。緩和気味の政策基調は2009年から2010年までの2年間維持され、そして2011年からは引き締め気味に転じていき、2015年末まで連続で引き締めの政策方針が維持された。ここ8年間の政策基調では特に2010年以前と2011年以降では対照的であり、また中央政府の意思決定によりこの8年間で実行された財政・金融政策は主に緩和期間と引き締め期間の2つに分けられることが明瞭である。そのため、本稿では政策基調の転換期を考え、推計期間を2つにしてデータ分析を行う。

第3章 時系列モデルによる実証分析

3.1 先行研究のサーベイと本論文の意義

中国の金融政策に関しては、制度的な特徴や政策手段、金融市場調節が果たしている役割などの先行研究がいくつか見られる。張（2004）は、中国における高成長の物価低迷の原因について多変数VARモデルを用いて分析を行った。その結果、金融政策変数は物価変動に対する効果は限定的であり、そのうちマネーサプライの

金融機関を示す。中には国家開発銀行、中国輸出入銀行と中国農業発展銀行が挙げられ、国務院に直属する。

2) 中国毎年の政策基調は、恒例で昨年の12月の中旬から下旬までの間で開かれた「中央経済工作会議」で決められることになる。

図表1 中国の政策転換と推計期間の関係

年	政策基調	財政政策	金融政策	推計期間
2008 年	控総量（与信の総量および変動をコントロールする） 穩物価（過熱なインフレを抑制し、安定な物価を図る） 調結構（与信構造を調整し、資金を家計・企業から国家が対象とする分野に転換する） 促平衡（輸出・輸入をバランス良く成長、国際収支を均衡させる）	積極	適度	前半
2009 年	保増長（金融危機の影響の下で経済成長を維持する） 拡内需（投資主導型から内需主導への転換させる） 調結構（農業、工業、サービス業の構造を調整し、また財政構造の調整を行う）			
2010 年	調結構（引き続き経済構造の調整を行い、特に地域経済の不均衡、各産業構造を調整する） 穩増長（引き続き安定的な経済成長を維持する）			
2011 年	穩中求進（経済構造調整を加速しつつ、物価の安定を重視し、マクロ的に安定的な経済成長を促す）	積極	穩健	後半
2012 年	穩中求進（経済の安定成長、経済構造の調整、期待インフレの管理を重点とする）			
2013 年	穩中求進（経済成長の安定を維持しつつ、経済成長の質と効率の向上、都市化の推進に重視する）			
2014 年	穩中求進（経済成長の安定を維持しつつ、改革の推進、経済成長の質と効率の向上を図る）			
2015 年	穩中求進（経済成長の安定を維持する） 改革创新（改革深化を必要とし、経済発展の質を向上させる）			

物価に対する効果は極めて小さかった。一方、実体経済変数の中、投資が消費、産出量に比べ、物価の変動に比較的大きく影響し、産出量は物価にマイナスの影響を与え、消費は物価変動にほとんど影響しなかったと結論付けた。使用変数は物価、マネーサプライ、金利、実質産出量、実質投資と実質消費の6つを取り上げ、推計期間は1990年から2003年の月次データを用いている。

松浦・張（2007）は、データ生成過程（DGP）について検討することを踏まえ、

中国経済変動に影響を与える要因について VAR モデルで分析した。使用データは、金融変数としては貸出金利、預金金利、M2、M1、為替レートを使い、実体変数としては工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出と輸入、小売物価指数上昇率を用いた。分析期間は 1985 年から 2005 年とし、月次データを使用している。その結果、固定資産投資、工業総生産、社会商品小売総額、輸出、輸入の 5 つは代表的な変数として中国経済の動向に影響を与える。そのうち、中国経済を主導している要因の中、最もインパクトが強いのは固定資産投資、次に強いのは貿易であることを明らかにした。

蔡 (2015) は、テイラー・ルールによる検証と政策反応関数の推定を通じて、近年の中国の金融政策について推定を行った。政策金利の代理変数とするコールレート、インフレ率の指標とする消費者物価指数、GDP ギャップと為替レートの変動率を使い、四半期データで推定を行った。その結果は、コールレートはインフレ率と GDP ギャップに有意に反応しているが、為替レートには有意に反応していないこと、また為替レートは別途、介入と預金準備率に反応していると結論付けた。

王・長井 (2007) は、近年の中国における金融市場調節が果たしている役割について検討を行った。具体的には、金融市場調節は 2005 年の為替制度の変更に伴い、人民元レートの安定的な推移を担保する為内外金利差のコントロールを行うことを示したほか、国内物価安定の為の金融政策は、中国人民銀行と政府当局による窓口指導や産業政策、そして地方政府へのコントロールが主要な手法である。対外不均衡の増加と過剰流動性の増大がさらなる問題となり、将来金融リスクは発生し易くなり、また過剰流動性の下、金利が動かず、政府当局による恣意的な指導・介入でもたらされた資源配分の歪みが生じる可能性が高いことを指摘した。

以上のように、先行研究はとくにリーマンショック以前に関する金融調節と実体経済の関連研究が多い一方で、とくにベクトル自己回帰モデル (vector autoregression, VAR) を用いたリーマンショック以降までを分析した中国経済に関する研究は未だに見られない。そこで、本論文では、2008 年以降からの金融政策が実体経済に対する波及経路を中心として分析を行うものとしたい。具体的には、リーマンショック以降、中国政府による金融調節の実体経済への伝播ルートと経済変数間の相互関係を VAR 等によって明らかにし、金融調節の政策的な問題点を解明するとともに、金融政策と実体経済の相互作用による利弊について考察する。こ

こで使用するデータは、金融政策変数としてベースマネー（M0）、マネーサプライ（M2）、短期金利（SHIBOR）³⁾ の3つと実体経済変数として鉱工業生産指数（IIP）、消費者物価指数（CPI）の2つである。分析期間は2008年から2015年までの8年間として、その途中に発生したリーマンショックを境に①2008年から2010年、②2011年から2015年の2つの期間に分けることにした。その理由は以下の2つである。1つ目は、近年、中国経済は急速に伸びていく段階のなかで、特にリーマンショック以降の政策的な意思決定がどのように中国経済に影響を与えたか、または発展させたかについての研究は見られないため、2008年から2015年の分析期間を選んだ。2つ目は、リーマンショックへの対応として実施された政策による効果は実際に発揮されるまでには時間的なラグがあり、この一時的なショックを正確に特定することは困難である。しかし、この8年間の政策方針は、2008年のリーマンショック以降から2010年までの3年間と2011年から2015年までの5年間においては大きく異なる。すなわち、2010年までは金融緩和が政策方針のメインとなったが、2011年からは引き締め気味に転じ、それが2015年まで継続的に穏健な政策が維持された。その面では政策方針の転換を測り方として可能である。そこで、上記のとおり分析期間を2つの期間として多変数VARモデル、グレンジャーの因果関係をもとに分析・検証を行っていく⁴⁾。具体的には、図表のとおり、ベースマネー、マネーサプライ、短期金利、鉱工業生産指数、消費者物価指数の5変数を用いた。

なお、本章では、2008年1月から2015年12月までの月次データを用い、短期金利を除いた他の変数は対前年同月比を用いて分析を行う。ラグに関しては、シュワルツ情報量基準を用いて選択した⁵⁾。

3) 金融政策における短期金利の代表として、中国の短期金融市場におけるコールレートはCHIBOR（China Inter Bank Offered Rate）とSHIBOR（Shanghai Inter Bank Offered Rate）の2つがあり、SHIBORはオーバーナイトから1年物までの種類が多いという利点と考え、こちらを使用することとした。

4) 分析を行うアプリケーションソフトはStata/IC 14を使った。

5) ラグの次数（p）の選択に用いられる情報量基準としては、赤池情報基準（AIC）、シュワルツ情報量基準（SIC）が有名であるが、SICはAICよりも低めの次数が選択されることが知られており、ここではサンプル数を確保するため、SICを用いることとした。

中国における金融市場調節

図表2 使用データ

変数	データの求め方	出所
M0	前年同月比	中国人民銀行
M2	前年同月比	中国人民銀行
IIP	2008 年から 2015 年毎年の 1 月、2 月のデータは補間法で求めた	中国国家统计局
SHIBOR	レベルデータ	中国銀行間融通センター
CPI	前年同月比	経済協力開発機構

図表3 使用データの記述統計

全期間（2008 年 1 月から 2015 年 12 月）

Variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
M0	96	10.415	6.741	-17.600	42.490
M2	96	16.550	4.868	10.100	29.740
IIP	96	10.910	3.533	5.400	19.200
SHIBOR	96	2.557	1.105	0.803	5.014
CPI	96	2.834	2.275	-1.800	8.700

前半（2008 年 1 月から 2010 年 12 月）

Variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
M0	36	13.122	4.892	-0.790	31.210
M2	36	21.326	4.842	14.800	29.740
IIP	36	13.071	3.813	5.400	19.200
SHIBOR	36	1.815	0.835	0.803	4.522
CPI	36	2.847	3.201	-1.800	8.700

後半（2011 年 1 月から 2015 年 12 月）

Variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
M0	60	8.791	7.199	-17.600	42.490
M2	60	13.684	1.407	10.100	17.200
IIP	60	9.614	2.630	5.600	15.100
SHIBOR	60	3.003	1.007	1.039	5.014
CPI	60	2.827	1.502	0.800	6.500

単位根検定

まず、分析に用いる5変数のデータが定常であるか検定を行う。これは、定常でない変数同士の回帰分析では見せかけの相関が指摘されているからである。ここでは、VARモデルの推計を行う前に、定常性を確認する代表的な単位根検定である、Dickey-Fullerテスト(ADF)とPhillips-Perronテスト(PP)を用いる。検定の際には、5つの変数すべてに対して、①ドリフトなし・トレンドなし(Noconstant)、②ドリフトあり・トレンドなし(Constant)、③ドリフトあり・トレンドあり(Trend)、3つの方法で検定を行う。

図表4によると、前半ではPPテストのNoconstantの場合のみはベースマネー(M0)とマネーサプライ(M2)は単位根が存在しないを示している。それ以外はADFテストとPPテストのいずれも、ベースマネー(M0)のみ単位根が存在しないことを示している。マネーサプライ(M2)、鉱工業生産指数(IIP)、短期金利(SHIBOR)、消費者物価指数(CPI)は単位根が存在しないという帰無仮説が棄却されないことから、単位根が存在するものと解される。

続く図表5によると、後半ではドリフトとトレンドの有無によって結果は一様ではない。Noconstantの場合は、ADFテストではベースマネーは1%水準で、鉱工業生産指数、短期金利、消費者物価指数は10%水準のもとで、単位根が存在する帰無仮説は棄却されることから単位根が存在しないことが分かる。PPテストではベースマネーは1%水準で、鉱工業生産指数は5%水準で単位根が存在しないことを示している。ConstantおよびTrendの場合は、有意性は異なるものの検定方法によらず結果は一様であり、ベースマネー、マネーサプライ、短期金利に単位根が存在しないことを示している。

図表4 単位根検定 ー前半(2008年1月から2010年12月)

前半 前年比	Dickey-Fuller test statistic			Phillips-Perron test statistic		
	noconstant	Constant	Trend	noconstant	Constant	Trend
M0	-2.135 **	-8.064 ***	-10.133 ***	-2.095 **	-7.509 ***	-10.996 ***
M2	-0.124	-0.957	-0.713	-0.228 **	-1.318	-1.166
IIP	-0.688	-1.583	-1.685	-0.698	-1.734	-1.798
SHIBOR	0.196	-1.171	-0.857	0.511	-0.986	-0.422
CPI	-1.291	-1.261	-0.490	-1.309	-1.406	-0.693

注：***は1%、**は5%、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

図表5 単位根検定 一後半（2011年1月から2015年12月）

後半 前年比	Dickey-Fuller test statistic			Phillips-Perron test statistic		
	Noconstant	Constant	Trend	Noconstant	Constant	Trend
M0	-4.610 ***	-7.997 ***	-11.477 ***	-4.61 ***	-7.774 ***	-11.865 ***
M2	-0.896	-3.205 **	-3.252 *	-1.023	-3.135 **	-3.206 **
IIP	-1.776 *	-1.197	-2.840	-2.133 **	-1.050	-2.782
SHIBOR	-1.698 *	-4.909 ***	-5.551 ***	-1.545	-5.079 ***	-5.713 ***
CPI	-1.491	-1.497	-2.067	-1.544	-1.424	-2.054

注：*** は 1%、** は 5%、* は 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

次に、単位根を持つ各変数に定常変換を行う。一般的な手順としては各変数の階差をとり再び単位根検定で確認する。検定結果は図表6と図表7である。1階の階差をとった場合、すべての変数は単位根が存在しないことが示されている。

図表6 単位根検定（1階の階差）一前半（2008年1月から2010年12月）

前半 階差	Dickey-Fuller test statistic			Phillips-Perron test statistic		
	noconstant	Constant	Trend	noconstant	Constant	Trend
M0	-12.157 ***	-11.939 ***	-11.671 ***	-19.095 ***	-18.883 ***	-18.527 ***
M2	-4.113 ***	-4.056 ***	-4.120 **	-4.215 ***	-4.159 ***	-4.195 **
IIP	-4.848 ***	-4.776 ***	-4.725 ***	-4.808 ***	-4.730 ***	-4.670 ***
SHIBOR	-4.566 ***	-4.521 ***	-4.748 ***	-4.222 ***	-4.178 ***	-4.353 ***
CPI	-4.887 ***	-4.901 ***	-6.240 ***	-5.088 ***	-5.086 ***	-6.159 ***

注：*** は 1%、** は 5%、* は 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

図表7 単位根検定（1階の階差）一後半（2011年1月から2015年12月）

後半 階差	Dickey-Fuller test statistic			Phillips-Perron test statistic		
	Noconstant	Constant	Trend	Noconstant	Constant	Trend
M0	-14.994 ***	-14.886 ***	-14.742 ***	-22.909 ***	-23.053 ***	-22.864 ***
M2	-9.823 ***	-9.771 ***	-9.745 ***	-10.024 ***	-9.985 ***	-9.996 ***
IIP	-8.587 ***	-8.947 ***	-8.892 ***	-8.641 ***	-9.203 ***	-9.155 ***
SHIBOR	-11.372 ***	-11.271 ***	-11.171 ***	-13.492 ***	-13.357 ***	-13.318 ***
CPI	-9.698 ***	-9.793 ***	-9.744 ***	-9.497 ***	-9.606 ***	-9.571 ***

注：*** は 1%、** は 5%、* は 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

3.2 グレンジャーの因果関係テスト

ベースマネー、マネーサプライ、短期金利、鉱工業生産指数、消費者物価指数の5つの変数を用いて、前期と後期の2つの期間において、金融政策がどのように伝播し、変数間の相互関係がどのようなものかを明らかにするため、ここではグレンジャーの因果関係テストを行う。ここでは、照山（2001）に従い⁶⁾、前年同月比（短期金利を除く）のデータを直接用いて分析を行う。

図表8と図表9は、前半と後半それぞれのグレンジャーの因果関係テストの結果を示している。有意となったものは、前期では、ベースマネー（有意水準1%）、マネーサプライ（同1%）、消費者物価指数（同1%）の3つの変数が鉱工業生産指数へ、また鉱工業生産指数（同5%）が消費者物価指数への因果関係である。また、後期では、マネーサプライ（同1%）がベースマネーへ、またベースマネーが鉱工業生産指数（同5%）、短期金利（同1%）の2つの変数へ、さらにマネーサプライが短期金利（同1%）と消費者物価指数（同1%）の2つの変数への因果関係である。

図表10と図表11はそれぞれの期間で各変数間のグレンジャーの因果関係をもとに金融政策の伝播経緯と相互相互関係を図示したものである。

近年の中国経済を大きく牽引したのは投資と輸出である。とくに投資が経済成長に大きな役割を果たしている。リーマンショックの発生後、世界的な金融危機が発生し、世界経済は深刻な景気後退に陥る中、中国の輸出産業は大幅なショックを受けた。それに対して、中央政府は、自国経済が低迷状態に陥ることを防ぐため、大量な財政支出がインフラ建設、社会事業、民生改善などの分野に投入された。また、需要を喚起し、消費を促進することが目的として、様々な制度的改革なども行った。消費による景気浮揚効果がある結果、物価が上昇するという好循環が一時

6) 誘導形 VAR の推計は、すべての変数について（階差ではなく）水準を用いて推計する。これは、非定常な変数が含まれている場合にも、水準による推定量は一致性を持つためである。（Sims, Stock, and Watson 1990）。別な方法として、単位根検定を行った結果に基づいて定常化を行うと共に、単位根を持つと判断された変数間の共和分関係の検定と共和分ベクトルの推計を行い、その結果に基づいてベクトル誤差修正モデルを推計するという方法もある。しかし、予備的な検定結果に基づく定式化に誤りがある可能性も存在するため、それを考慮して、最近のこの分野の分析では水準を用いた推計が中心となっている。照山（2001）を参照。Yuzo Honda（2014）にもこれに依拠する。なお、階差を用いた分析も行ったが、定性的な違いは見られなかった。

図表8 グレンジャーの因果関係テスト前半（2008年1月から2010年12月）

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
M0	M2	.03511	2	0.983
M0	IIP	.79167	2	0.673
M0	SHIBOR	.0268	2	0.987
M0	CPI	.56998	2	0.752
M0	ALL	1.3815	8	0.995
M2	M0	3.4671	2	0.177
M2	IIP	3.7007	2	0.157
M2	SHIBOR	4.4211	2	0.110
M2	CPI	2.5414	2	0.281
M2	ALL	43.779	8	0.000
IIP	M0	29.917	2	0.000 ***
IIP	M2	33.859	2	0.000 ***
IIP	SHIBOR	3.7518	2	0.153
IIP	CPI	32.501	2	0.000 ***
IIP	ALL	65.052	8	0.000
SHIBOR	M0	1.6615	2	0.436
SHIBOR	M2	1.2707	2	0.530
SHIBOR	IIP	.90254	2	0.637
SHIBOR	CPI	2.0238	2	0.364
SHIBOR	ALL	14.212	8	0.076
CPI	M0	1.117	2	0.572
CPI	M2	1.2584	2	0.533
CPI	IIP	7.7543	2	0.021 **
CPI	SHIBOR	2.0798	2	0.353
CPI	ALL	25.103	8	0.001

注：***は1%、**は5%、*は10%水準でグレンジャーの因果関係が存在しないという帰無仮説が棄却されることを示す。

的に持たされている。

図表10に示されるとおり、前半の2008年1月から2010年12月では、ベースマネーとマネーサプライそれぞれが鉱工業生産指数に影響を与える。本来、金融政策の伝播は、短期金利もしくはベースマネーからマネーサプライという影響が想定さ

図表9 グレンジャーの因果関係テスト後半（2011年1月から2015年12月）

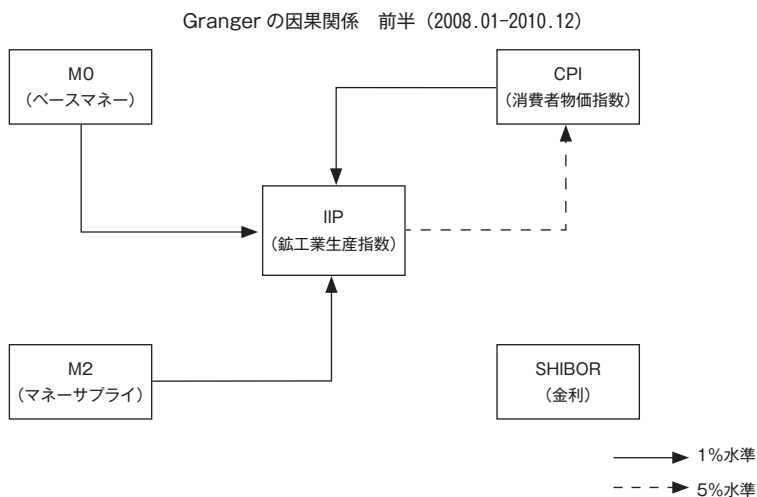
Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
M0	M2	10.187	2	0.006 ***
M0	IIP	4.4141	2	0.110
M0	SHIBOR	2.6622	2	0.264
M0	CPI	1.7224	2	0.423
M0	ALL	36.166	8	0.000
M2	M0	.4397	2	0.803
M2	IIP	2.2067	2	0.332
M2	SHIBOR	4.4664	2	0.107
M2	CPI	1.3819	2	0.501
M2	ALL	6.899	8	0.548
IIP	M0	7.5642	2	0.023 **
IIP	M2	.21669	2	0.897
IIP	SHIBOR	.05227	2	0.974
IIP	CPI	2.5682	2	0.277
IIP	ALL	15.949	8	0.043
SHIBOR	M0	10.01	2	0.007 ***
SHIBOR	M2	10.7	2	0.005 ***
SHIBOR	IIP	1.431	2	0.489
SHIBOR	CPI	4.2766	2	0.118
SHIBOR	ALL	25.723	8	0.001
CPI	M0	3.0281	2	0.220
CPI	M2	9.1214	2	0.010 ***
CPI	IIP	1.0136	2	0.602
CPI	SHIBOR	.96992	2	0.616
CPI	ALL	20.371	8	0.009

注：*** は1%、** は5%、* は10%水準でグレンジャーの因果関係が存在しないという帰無仮説が棄却されることを示す。

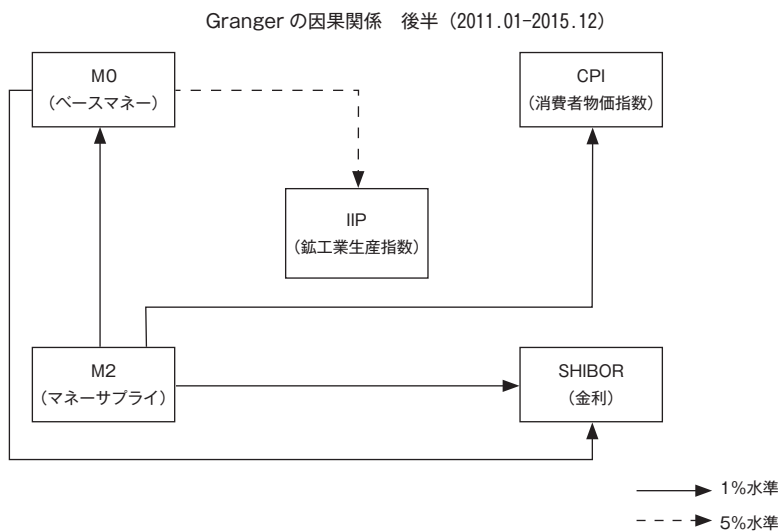
れるが、ここでとくに注意すべきなのは、中国のベースマネーは日本や欧米とは異なり、現金のみであり準備預金が含まれないことである。そのため、準備預金を介した流動性の供給とそれによる信用創造が、変数間の因果関係に表れなかったと考えられる。中国の金融政策は、窓口指導によって政府当局が流動性をコントロール

図表10 金融政策の伝播および相互関係－前半（2008年1月から2010年12月）



出所：グレンジャーの因果関係テストの結果から著者が作成。

図表11 金融政策の伝播および相互関係－後半（2011年1月から2015年12月）



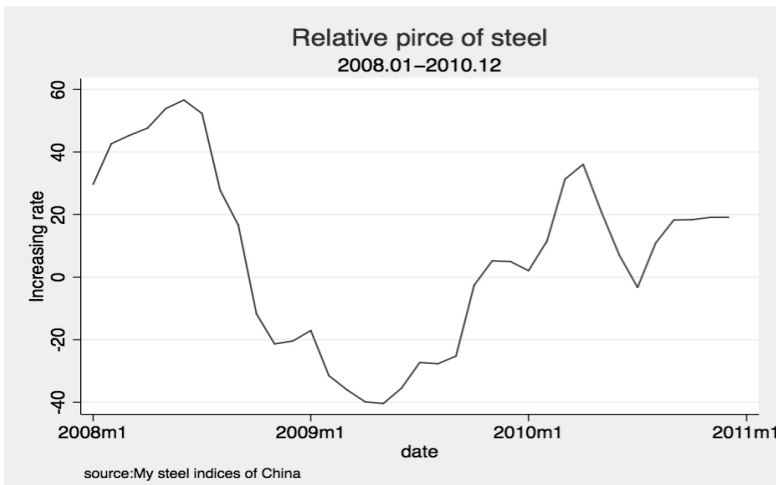
出所：グレンジャーの因果関係テストの結果から著者が作成。

しており、とくに前半はこれが金融政策の中心となっていた。ベースマネーすなわち現金と、マネーサプライ（現金＋預金）の現金が窓口指導によって供給された流動性を反映し、鉱工業生産指数に影響を与えているものと判断できる。そのような意味で、政府当局の政策的意思が反映されているといえる。

実体経済においては、2008年から貨幣供給量が大幅に増やされたことを背景に、生産活動が活発となり、需要も旺盛となり、それが物価の上昇に繋がっていたことが窺える（図表12）。このように、旺盛な生産活動を背景とした物価の上昇によって、家計や企業の収益率が高まり、流動性の供給を受けてさらに生産活動に影響を与え、いわゆるインフレ・スパイラルが生じられる。消費者物価指数と鉱工業生産指数が相互に因果関係があるのは、これを示したものと考えられる。

先の図表11に示されるとおり、後半の2011年1月から2015年12月では、短期金利とベースマネーが相互に影響を与え、またベースマネーから短期金利へ強い影響を受けている。前述のとおり、後半の金融政策は一貫して「穏健的」すなわち中立的なものであった。このような政策方針の中で、中国人民銀行が、窓口指導によって供給される流動性とは異なる金融市場の変化、ホットマネーの流出や輸出の鈍化による資金需給（短期金利）への影響に対応するため、公開市場操作によりき

図表12 生産コストの推移

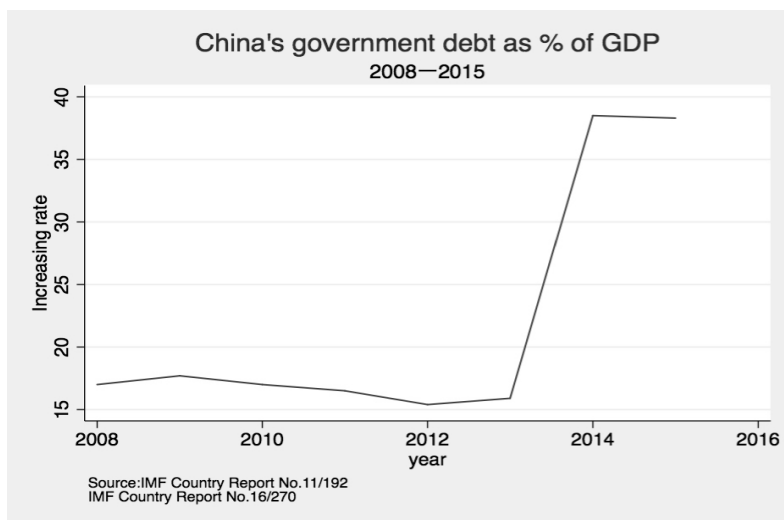


め細かい調節を行ったものと考えられる。一方、鉱工業生産指数と消費者物価指数の因果関係が見られなくなったことは、以下のように考えられる。2008年からの景気刺激策の影響で経済成長を維持した一方で、過剰に流動性が供給され過剰な投資を行うことが、鉱工業生産の停滞に繋がる原因であった。生産活動で吸収されない流動性は、加熱する投機活動に向けられ、不動産バブルを発生させた一つの要因となった。これらによって、実体のある経済活動を示す鉱工業生産指数から消費者物価指数への影響がないまま、過剰な流動性を示すマネーサプライが直接消費者物価指数に影響を与えていることが窺える。

近年、マネーサプライは毎年2桁で増加している中で、地方政府の債務は拡大しつつあり、対GDP比率で2年続けて高水準である（図表13）。

また、生産を示す変数と物価を示す変数が中立であることは、フィッシャーの交換方程式で説明することができる。方程式の $M \times V = P \times Y$ により、貨幣供給量（M）が増やされる場合、流通速度（V）は一定であり、取引量を代替する生産量（Y）が生産要素（生産関数）のみによって決定される場合には、物価水準（P）が貨幣供給量と比例的に上昇はする。しかしながら過剰な流動性が投機性の消費を刺

図表13 地方政府の債務対GDP比率（単位：％）



激し取引量が活発になり生産量（Y）が増大したことが、マネーサプライからベースマネー、ベースマネーから鉱工業生産指数へ影響していることを示していると考えられる。

3.3 分析結果の考察

経済成長の要素は消費、輸出、投資、政府支出の4つが考えられる。リーマンショックが発生した後、輸出業が不振となった状況のなか、中国政府は主に投資と政府支出の2分野を対象に景気浮揚策を行ってきた。

分析期間の前半（2008年1月から2010年12月）では、リーマンショック後直ちに経済政策の方針を「調整」から「成長」に転換し、2009年の政策基調は主に「拡内需」が掲げられ、強い景気対策が実施された。

財政政策としては、「4兆元計画」の実行、政府機関債の発行や銀行からの借入れの拡大によりインフラ整備が盛んに進展させ、また「産業振興計画」の実施で重工・製造業における生産活動は一時的な拡大傾向が見られた。一方、金融政策としては、法定預金準備率、預金基準金利、貸出基準金利などを積極的に引き下げるにより借入れをしやすい環境が作られ、与信規模が拡大した。こうした結果、貨幣供給量は拡大し、旺盛なインフラ建設に伴い生産コストが引き上げられ、消費者物価水準の上昇につながり、企業収益の改善により生産活動に影響を与えていくような循環が起こり、安定的な経済成長率が維持されたと考えられる。

こうしたことが、前半のマネーサプライから鉱工業生産指数へ、また、鉱工業生産指数から消費者物価指数への因果関係が示された背景にあると考えられる。

分析の後半（2011年1月から2015年12月）では、「穏健」が経済成長のテーマとなり、名の通り経済成長率を維持することが近年の政策目標とされた。しかし、この期間では、リーマンショック以降実施された景気刺激策の結果、国内における消化を上回るインフラ整備が生じ、やがて工業類資源（石炭、鋼鉄、コンクリート）などが過剰となるとともに国内需要は飽和状態となった。重工業においては生産能力の拡大は需給ギャップが引き起こされ、これらは、消費者物価指数の押し下げ要因となるはずであった。しかしながら、この時期、生産側は、過剰な生産物が残されたとしても価格は下がらせないという姿勢を持った。その理由として、いつか今後の政策方針でまた重工業生産に傾けることによって、景気を蘇らせる可能性

があるという歪んだ期待が存在している。このようなことがあったからこそ、後半の因果関係が示されたように、鉱工業生産指数と消費者物価指数の因果関係が表していないと考える。また、工業類商品に対する消費需要が落ち込んでいる反面、それ以外の商品に対する生産量は追いつかず、供給不足の結果、消費者物価指数を押し上げる原因の一部であろうと考える。

また、シャドーバンキングの問題が、2010年以降ますます深刻になってきている。リーマンショック直後、4兆元の景気対策により緩和的な金融環境を作り上げてから2年間を経て、信託類商品が商業銀行による貸出以外のルート、すなわちシャドーバンキングを介して複雑に市場に流出している。地方政府は商業銀行による融資の他に地方債を財源に、地方におけるインフラ建設を行う。そこに投入された資金は請負った企業による信用創造が起こり、マネーサプライの増加につながる。しかしながら、分析期間の後半においては、シャドーバンキングを介した資金が公共交通の整備や不動産投資開発などに通じて取引され、不動産売買の活発化に伴って資金のレバレッジ効果も高まり、結果的に消費者物価指数の上昇が全国に広がるようになった。こうした流れによる資金は实体经济に効果を与えずに、直接的に消費者物価指数に向けられていることから、後半の因果関係において鉱工業生産指数（IIP）に影響を与えずにマネーサプライが直接消費者物価指数に影響を与えたものと伺える。

また、金利水準は、2012年以降からは引き下げが頻繁に行われ、与信しやすい環境の作り上げることにあたって過剰流動性の問題は深刻となる。まず、これによって、いわゆる資産効果によりサービス製品への需要の高まりは、消費者物価指数を押し上げる原因の1つだと考える。それに、今まで数年間でインフラ建設に伴って、その一部は過剰状態となった背景に、在庫削減は政府側の目標とされ、消費促進策⁷⁾などの財政政策と合わせて全国に展開するようになった。それが与信取引による余程の資金は投機活動に巻き込まれることを加速した原因であると考え、特に不動産取引を通じてさらなるバブルが生じられ、住宅取引価格の暴騰による土地代などの関連費用が引き上げられ、最終的に消費者物価指数を押し上げる原因だと考える。

7) 消費促進策は、「家電下乡」、住宅購入に対する優遇対策などを表す。

以上で、後半のマネーサプライから鉱工業生産指数に通らず、直接消費者物価指数に影響を与えるという因果関係が示された背景にあると考えられる。

3.4 不動産バブルに対する考察

図表14により、近年中国不動産市場における政策の推移に関わる売上率の変動が示されている。2007年ではすでに不動産ブームとなった状況で、政府側は引き締め策として「9・27 房貸新政」（「关于加强商业性房地产信贷管理的通知」の略語）を取り上げ、2戸目以降の頭金比率を50%以上に設定し、与信利率水準の引き上げを行って過熱な景気を抑えようとした。預金基準金利と貸出基準金利は年中計6回の引き上げを行い、当時は政策の影響は即効に発揮していき、2008年に入り、景気が収まるようになっていた。しかし、同年9月、リーマンショックが発生し、その影響のもとで国内の景気が急速に落ち込み、連動的に不動産市場はさらに追い込んできた。そうした状況の中、2008年12月21日、国务院は「国十三条」（「关于促进房地产市场健康发展的若干意见」の略語）を打ち出した。その政策に対して、個人購入普通住宅の場合で2戸目の住宅ローン利率を引き下げ、そして住宅売却にかかる営業税免税年限を5年間から2年間に短縮した。金融政策もそれに合わせ、貸出基準金利は5回、預金基準金利は4回引き下げられた。こうした緩和環境の中、不動産市場は再び蘇り、住宅取引は2009年で一気に上がってきた。

2009年10月24日、その過熱な不動産取引ブームに対し、「国四条」（「关于完善促进房地产市场健康发展的政策措施」の略語）が取り上げられ、投機的な住宅購入行為の抑制や不動産市場への監督を強化し、安定的な住宅価格を図るという内容を取り込んだ。それに対する不動産市場の反応は、やや収まり気味となったが、その効果は長引かず、翌年の初め頃から素早く弾んできた。

2010年1月10日、不動産取引の高騰を抑えるようとされた「国十一条」（「关于促进房地产市场平稳健康发展的通知」の略語）が公布され、同年4月、追加で「新国十条」（「关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知」の略語）が取り上げられた。住宅購入する際に頭金比率を50%に引き上げ、住宅ローン金利の引き上げなど厳格な不動産市場に対する干渉が実行した。貸出基準金利と預金基準金利も年内で2回の引き上げが行われ、素早く伸びの住宅価格を抑制しようと政府側の意思が示された。このような政策措置のもとで、不動産市場は暫く沈静状態になり、

(1) 普通住宅販売・関する売上率と住宅政策



住宅取引量が減少するようになった。しかし、消費側での住宅需要が抑えられた一方、土地取引額はその時期で高騰な価格水準で維持されていた。

2011年1月26日、「新国八条」（「关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知」の略語）が公布され、住宅の購入頭金比率を60%に引き上げられ、上海、重慶の2都市での不動産税の実施が始まった。貸出基準金利と預金基準金利は年中計3回の引き上げを行われ、急速的に上昇していく住宅価格さらに抑えるためであった。2010年から継続的に引き締め策を取られた結果、不動産市場はやや収まった様子となった。

2012年2月21日、国土部から土地監督に関する通知を公布し、特に農村地域で多く建てられた違法住宅「小产权房」に対する規制を制定した。また、不動産需要が旺盛である都市の購入者に対して購入個数に規制をかけし続けた。しかしながら、それにも関わらず不動産ブームが上昇し続けてきた。

2013年2月20日、「新国五条」（「关于国务院常务会议研究部署加强房地产市场调控的通知」の略語）が公布され、住宅購入数量、与信貸付金に対する規制が行われた。それに対し、住宅取引ブームが収まり、不動産開発業側にも行政干渉の意味も含まれている。

その状況は2014年9月までに続き、同月30日、中国人民銀行は「9・30 房貸新政」（「关于进一步做好住房金融服务工作的通知」の略語）を公布した。購入規制を解禁され、それは不動産市場に対するやや緩和的な政策意思が示された。同年11月、貸出基準金利と預金基準金利は同時に引き下げ、それらに対し、住宅の取引が徐々に底から回復していった。

2015年3月30日、「三月新政」（「关于个人住房贷款政策有关问题的通知」の略語）が取り上げられ、1戸目住宅頭金比率を2割に、2戸目住宅頭金比率は4割にまで引き下げ、住宅売却の営業税免税年数を2年に調整した。同年8月31日、住宅購入する際に住宅積立金の使用も許可された。年内5回の貸出基準金利と預金基準金利の引き下げを続けてきた結果、不動産市場ブームは再度上昇に転じるようになった。

以上の背景に基づき、いくつかの考えがある。

まず、中国不動産市場の変動の特徴は、大きく政策に左右されえる。政策の方向性によって人々の行動はそれなりに収まったり、膨らんだりしている傾向があると

みられる。

2007 からはすでに引き締め気味の政策を取り出したが、思わぬリーマンショックが発生した。国内の経済状態が急な転落が起こされる恐れがあると予測し、政府は不動産市場に対して規制を緩めた。その後、不動産市場における急速な伸びが表れに対して、何度も政策的に調整を行ったことで、不動産価格の高騰抑えようとする政府側の姿勢が見られた。また、不動産業における過度的に押さえつけられず、不動産業が落ち着くようとなった頃で再び緩和政策を与えるように見られる。このような繰り返されるやりとりで政府側は不動産業に対する工夫が入れるとともに中国の経済は完全に不動産業と切り離せない原因もあると考える。

不動産取引価格は暴騰となった理由は、第一は過剰流動性によるものである。マネーサプライの増加率は毎年 2 桁の高成長となりつつ、その用途はインフラ建設として扱われ、地域経済は成長するとともに不動産価格が押し上げられるという循環で繰り返される。経済力の成長は不動産業の成長を引っ張り、とくにリーマンショック以降中央政府が設定した「4 兆元計画」などもさらに不動産ブームに加速させた。

第二の理由は、地方政府の土地供給が年々減っていく。2010 年からは不動産バブルの懸念に対し「国十一条」や「新国十条」など引き締めの政策に変わり、要は高騰な取引ブームを抑えるためであった。そのペースは止まらず引き続き 2011 年の「新国八条」とさらに 2012 年の「厳打小产权房」などが打ち出され、不動産業はだいぶ押さえ込むようになった状況だった。しかしながら、2012 年の住宅取引は徐々に上昇してき、2013 年の始まりまでにまたブームとなっていた。その原因の 1 つは、政府側は北京、上海など一級都市、二級都市に土地供給を少なめにコントロールすることである。特に住宅需要が多いの一級、二級都市で供給量を減ると、需要側がさらに足りなくなり、さらに投機的な性質を持った不動産住宅は結局、高騰なる価格に迫り着く。

第三の理由は、経済成長率を維持するための一つの手段である。2013 年「新国五条」などの政策で不動産バブルを抑えるようとした結果、不動産市場は落ち着くようになった。しかしながら、経済成長率の減速もそれに伴った。今までインフラ建設で牽引された経済発展力は徐々に鈍化していき、在庫過剰問題も現れ、国内新興産業は未だに発展していない状況の中で、不動産市場での取引は経済成長に貢献で

きる一部と見なされる。人々の投機心理を操り、また不動産住宅を「稀少的な資源」とした概念で植え付け、不動産住宅への消費に導いたとも言える。

第4章 まとめ

以上の分析では、リーマンショックを境に2008年から2010年（前半）と、2011年から2015年（後半）の2つの期間を分けて、代表的な経済変数を5つ選択し、多変数VARモデルを用いて、変数間のグレンジャーの因果関係をもとに分析を行った。グレンジャーの因果関係テストでは、①前半は、マネーサプライが鉱工業生産指数へ、そして鉱工業生産指数が消費者物価指数は相互に影響を与えていること、②後半はマネーサプライからベースマネー、短期金利と消費者物価指数へ、ベースマネーから鉱工業生産指数と短期金利へ影響を与えていること、これらの強い因果関係が明らかとなった。

以上の実証分析の結果は、中国経済の現状と照らして、幾つかの重要なインプリケーションを得るものである。

まず、この分析期間8年間の過剰流動性とバブルの関係である。前半ではマネーサプライは鉱工業生産指数に循環性を持って影響を与え、後半では鉱工業生産指数を介さず直接消費者物価指数に影響を与える。このような因果関係が示すのは、短期的にマネーサプライの増加によって生産活動に刺激を与えるという政策は、一時的には生産を増やし経済成長を維持し得るが、それは長期的なものではないと見られた。生産活動が低迷する局面では行き場のない流動性が不動産市場に流入し、不動産価格の上昇に繋がる原因となっていた可能性がある。さらに、高い経済成長を維持するためのマネーサプライの供給は過剰流動性をもたらし、不動産取引をより活発にさせ、投機活動の過熱により不動産価格の高騰を導いている。

流動性の過剰な供給は、重工業類の企業生産を停滞させ、第三次産業を支えるイノベーション企業の発展に妨げると考えられる。有効需要の原理により総需要が一定である時、生産量が遥かに供給する状態では、商品が売れなくなる。中国の場合はまさにそうである状況に陥っていると見られる。重工業生産を一方的に増やし続けても、需要が追いつかなければ、結果的に無駄な資源が残される。また、新興企業の営業で稼いだ利益は投機活動から売の利益よりも小さく、投機心理を刺激し労

働意欲を喪失させるため、企業の発展を損なうものとする。さらに、流動性を供給元となる社会融資規模が急速に拡大し、地方政府の債務と国有企業の負債と共に、レバレッジ解消も今後深刻な課題となつてこよう。

本論文では、中国国内の経済変数を用いた実証分析を行ったが、グローバル化が進むなか、経済活動を国内の経済変数だけで検証するのは不十分であると思われる。また、シャドーバンキングからもたらされた資金流出のリスクなどに関しては、実体経済に対する影響についてさらに吟味する余地が残される。それらを解決するために、実体経済の動きを国内の要因に限定せず、国際間での要素も考慮に入れることなどで、より現実を捉えた精緻な分析となること考えられるが、これは今後の課題としたい。

参考文献

[中国語文献]

中国人民銀行「中国貨幣政策大事記」2008年から2015年各号

中華人民共和国財政部「財政部文告」2008年から2015年各号

中華人民共和国国家統計局『中国統計年鑑』2008年から2015年各号 中国統計出版社

[英語文献]

Yuzo Honda (2014), "The Effectiveness of Nontraditional Monetary Policy: The Case of Japan," The Japanese Economic Review 65(1), pp.1-23.

Eric Zivot, Jiahui Wang (2003), "Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series," Modeling Financial Time Series with S-Plus, pp.369-413.

International Monetary Fund, 2011, People's Republic of China Staff Report for the 2011 Article IV Consultation.

International Monetary Fund, 2016, People's Republic of China 2016 Article IV Consultation.

[日本語文献]

張艶 (2004)「中国の物価低迷に対する金融政策・実体経済の効果」『早稲田商学』第401号、pp.549-56、早稲田商学同攻会、2004年9月。

松浦克己・張艶 (2007)「中国経済のVAR分析」、『産業経営』第42号、pp.3-27、早稲田大学産業経営研究所、2007年12月。

蔡玉成 (2015)「中国金融政策のテイラー・ルール及び政策反応関数による検証」、『経済科学論究』第12号、pp.1-11、埼玉大学経済学会、2015年4月。

王紅・長井滋人 (2007)「中国における金融市場調節：金融政策か為替政策か」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.07-J-9、日本銀行、2007年5月。

- 童適平（2006）「中国における短期金融市場の整備と金融政策との関わり」、『松山大学論集』第18巻第3号、pp35-59、松山大学、2006年8月。
- 金貞玉（2012）「中国の物価安定と金融政策の役割」、『大阪産業大学経済論集』、第13巻第2号、pp127-147、大阪産業大学、2012年3月。
- 浦珏（2001）「中国人民銀行と金融政策」、『産研論集』第29巻、pp41-55、関西学院大学、2001年3月。
- 金淳培（2004）「中国金融政策の運営手法」、『国際関係学部紀要』第32巻、pp133-154、中部大学、2004年3月。
- 周儀（2014）「中国人民銀行の独立性」、『経済学論究』第68巻第1号、pp33-50、関西学院大学経済学部研究会、2014年6月。
- 樊勇明・岡正生（1998）『中国の金融改革』、東洋経済新報社。
- 松浦克己・コリン・マッケンジー（2001）『Eviewsによる計量経済分析』、東洋経済新報社。
- 張秋華、太田康夫（監修）（2012）『中国の金融システム』、日本経済新聞出版社。
- 童適平（2013）『中国の金融制度』、勁草書房。
- 渡辺利夫・21世紀政策研究所（監修）、朱炎（編集）（2010）『国際金融危機後の中国経済』勁草書房。