

中国における物価変動の分析

追手門学院大学大学院経済学研究科博士後期課程

2012年4月1日入学

2017年3月31日修了（予定）

学籍番号：12KG001

氏名：林 朱雲

中国における物価変動の分析

中国経済は、1978年以来の経済改革と積極的な対外開放政策のもとで、順調な成長を続けている。2001年12月にはWTO（世界貿易機関）に加盟し、その後もBRICs（ブリックス）と呼ばれるブラジル、ロシア、インドとともに、安定した成長を続けてきた。2008年の世界金融危機に襲われた国々の中で、中国はもっとも早く回復し、再び成長の軌道に乗った。2001年の中国GDPは、世界第6位であったが、2010年にアメリカに次ぐ世界第2位の経済大国に成長し、約39.8兆元（5.9兆ドル）に達した。2001年から2015年にかけて、世界の実質国内総生産(GDP)の平均は3.79パーセントであったが、中国は平均9.61パーセントの高さで成長した。そして、2015年12月にはAIIB（アジアインフラ投資銀行）を発足してアジアでの影響力を強め、世界舞台における中国の役割は加速度的に大きくなっている。

経済成長し続けている中国は、政府や中央銀行である中国人民銀行にとって、債務問題をはじめ、課題は山積みである。中でも、インフレ(物価上昇)問題は重要であり、政府や中国人民銀行が打ち出した物価安定政策の迅速性や有効性について、中国国民の関心も高い。

世界の国々の経験から見ると、一旦ハイパー・インフレに陥ると、国の治安を悪化させ、政権を揺がす最大の要因になる。それは、中国の歴史でもすでに明らかである。そうした背景から、中国政府にとって、将来持続的な経済成長を実現することができるかどうかは、物価安定政策の結果に左右されていることになる。

2001年から2015年までに、世界の実質国内総生産(GDP)の変化率の平均は3.79%であった。それに対し、中国は平均9.61%の高さで成長した。2001年から2015年までの世界のインフレ率の平均は3.98%であった。2001年 - 2015年のインフレ率の平均は2.38%であり、2001年 - 2007年の平均は1.87%で、2008年 - 2015年の平均は2.83%である。実質GDPと消費者物価の変動からみると、世界は低成長率と低インフレ率に対し、中国は高成長率と低インフレ率であると示す。

本研究の目的は、中国は高成長率と低インフレ率である中国における消費者物価の変動について、マクロ経済学の視点から、実証的な分析を行い、そこでの要因分析を行うことである。消費者物価変動の要因として、為替レートの変動、金利の変動、貨幣供給量の変化率と GDP の変化率を取り上げて、その影響について、実証分析を行う。

本研究において一貫して用いられる推定方法は、VAR 推定手法である。中国の統計データの信頼性に関する問題点が指摘されているが、本研究では、中国政府と中央銀行などが公表し、もっとも信頼性が高いとされている 2001 年からのデータを用いる。すなわち、GDP（修正後）、貨幣供給量、為替レート、市中における銀行間取引金利と債券金利等のデータを使用する。

目次

第1章 近年中国のマクロ経済の概観

はじめに

第1節 中国のマクロ経済(1)

1. 国内総生産(名目 GDP)
2. 消費者物価の変動
3. 米中と日中の貿易関係

第2節 中国のマクロ経済(2)

はじめに

1. 為替レート(米ドル対人民元、日本円対人民元)
2. 金利
3. 貨幣供給量

まとめ

第2章 中国の経済政策

はじめに

第1節 高度成長前期のインフレとインフレに対する経済政策

1. 経済構造改革によるインフレ
2. 投資と消費の急増によるインフレ

第2節 高度成長中期のインフレとインフレに対する経済政策

1. 中国経済の高度成長中期のインフレ
2. インフレに対する経済政策

第3節 21世紀の経済変動に対する経済政策

まとめ

第3章 中国の消費者物価の変動と為替レートの関係について

はじめに

第1節 先行研究

第2節 分析手法

第3節 消費者物価指数と名目実効為替レートのVAR推定

まとめ

第4章 中国における金利と物価の関係について

はじめに

第1節 金利と物価の関係に関する先行研究

第2節 分析手法

第3節 単位根検定

第4節 VAR推定

まとめ

第5章 中国におけるフィッシャー効果の検証

はじめに

第1節 中国のフィッシャー効果に関する先行研究

第2節 フィッシャー仮説に関する検証

まとめ

第6章 中国の物価変動について-財および貨幣市場の影響

はじめに

第1節 先行研究

第2節 分析手法

第3節 消費者物価の変化率の実証分析(OLS推定とVAR推定)

まとめ

むすび

参考文献

第1章 近年のマクロ経済の概観

はじめに

中国経済は、1978年以来の経済改革と積極的な対外開放政策のもとで、順調な成長を続けている。2001年12月にはWTO（世界貿易機関）に加盟し、その後もBRICs（ブリックス）と呼ばれるブラジル、ロシア、インドとともに、安定した成長を続けてきた。2008年の世界金融危機に襲われた国々の中で、中国はもっとも早く回復し、再び成長の軌道に乗った。2001年の中国GDPは、世界第6位であったが、2010年にアメリカに次ぐ世界第2位の経済大国に成長し、約39.8兆元（5.9兆ドル）に達した。そして、2015年12月にはAIIB（アジアインフラ投資銀行）を発足してアジアでの影響力を強め、世界舞台における中国の役割は加速度的に大きくなっている。

本章では、本研究の中国経済に関する基本的な事実を確認しておく。ⁱ第1節で、中国の主な指標として（国内総生産、消費者物価の変化率、輸入と輸出）を概観し、第2節で、中国の金融面での基本指標である（為替レート、金利、貨幣供給量）の動きをみることにする。

第1節 中国のマクロ経済(1)

いまや世界第二の経済大国となった中国は、世界経済の産業集積地であり、消費地でもある。輸出産業を活性化することによって経常収支を拡大し、国民生活水準を高め、消費市場として内需を拡大してきた。まさに、中国は「世界工場」であると言えよう。

IMF統計結果からみると、2001年から2015年までに、世界の実質国内総生産(GDP)の変化率の平均は3.79%であった。それに対し、中国は平均9.61%の高さで成長した（表1-1）。2001年から2015年までの世界のインフレ率の平均は3.98%であった。2001年-2015年のインフレ率の平均は2.38%であり、2001年-2007年の平均は1.87%で、2008年-2015年の平均は2.83%である。（表1-2）実質GDPと消費者物価の変動からみると、世界は低成長率と低インフレ率に対し、中国は高成長率と低インフレ率であると示す。

1. 国内総生産(名目GDP)

2001年第1四半期から2016年第2四半期までの、中国の国内総生産（名目GDP）、近似曲線（名目GDP）と、GDP変化率は図1-1、図1-2と、表1-3で示している。ⁱⁱ

図 1-1 をみると、2001 年第 2 四半期から 2007 年第 4 四半期までの国内総生産は持続的に上昇を示している。図 1-2 からは、国内総生産変化率の平均は 5.03%である。2007 年末からアメリカのサブプライム住宅ローンの不良債権化問題で、2008 年にリーマン・ショックを契機として、世界同時不況になっていた。低迷な世界経済成長率の影響を受けて、「世界工場」の中国では、国内総生産の変化率が不安定な変動を続けている。

図 1-2 の縦棒の分布をみると、各年の中国の国内総生産の変化率は、循環的な変動を示している。すなわち、①第 1 四半期はマイナスの変動を示している。②第 1 四半期から第 2 四半期までは、変動が大きくて、プラスになっている。③第 2 四半期は第 3 四半期より高い上昇率を示している。④第 3 四半期は第 4 四半期より低い上昇率を示している。⑤第 4 四半期から翌年の第 1 四半期までは、大幅な変動を示し、マイナスになっている。それは、中国政府は中間目標を設けて、第 3 四半期の GDP は第 1 四半期と第 2 四半期の GDP に基づき経済政策によって、調整を行う。第 4 四半期にも同じで、最終的には年間 GDP 目標を達成すると考えられる。これも多くの国々とは共通である。

2. 消費者物価の変動

消費者物価の変化率について、中国国家统计局が公表しているデータは月次であるため、平均値で四半期データに算出した。2001 年第 1 四半期から 2016 年第 2 四半期までの、中国の消費者物価の変化率は図 1-3 で示している。図 1-3 をみると、2007 年第 4 四半期までの消費者物価の変化率の平均は 0.23%である。2008 年第 1 四半期から 2016 年第 2 四半期まで中国の消費者物価の変化率の平均は 0.20%である。2007 年第 4 四半期までの消費者物価の変化率の平均は 2008 年第 1 四半期から 2015 年第 3 四半期までによりやや高い。そして、消費者物価の変動は、各年の第 2 四半期はマイナスで示している。さらに、ほぼ循環的な変動を示している。

2001 年 1 月から 2006 年 12 月までの消費者物価変化率は図 1-4 で示している。図 1-4 をみると、2001 年 1 月-2006 年 12 月の消費者物価の変動は 2%とマイナス 1.5%の間で、緩やかな変動を示している。

消費者物価の変化率では、最も大きな割合を示されているのは、食品価格の変化率である。

2006年12月までの食品価格の変化率のデータが不備のため、2006年12月から2016年3月までの食品価格の変化率と消費者物価の変化率は図1-5で示している。図1-5からは、食品価格の変化率の平均は0.63%であり、消費者物価の変化率の平均は0.26%である。食品価格の変化率は消費者物価の変化率により、変動が大きいと示している。

3. 米中と日中の貿易関係

2001年から2013年までの、中国対アメリカと対日本の輸出額と輸入額のそれぞれは図1-6と図1-7で示されている。そして、表1-4は米中と日中の貿易収支について、具体的な数値で世界三大経済大国の貿易関係をあきらかにしたい。図1-6と図1-7をみると、2008年のリーマン・ショックの影響を受け、2009年では、中国、アメリカと日本の貿易額は、三者ともに低くなっている。

それを除く、2000年から2013年までの中国対アメリカの貿易収支が持続的に上昇している。とくに、アメリカへの輸出額が著しく多くなっている。アメリカは中国にとって、重要な輸出先であることを示している。

それに対し、日本との貿易についてみると、2002年から2013年までの中国対日本の輸出額は輸入額より少ないことを示している。日本は中国にとって、重要な輸入先であることは明らかである。

第2節 中国のマクロ経済(2)

中国経済は低い為替レート(元安)と、国内における潤沢な資金で、著しい高経済成長を実現した。すなわち、「世界工場」である中国は、元安で輸出を拡大し、国際貿易における經常収支の黒字幅が拡大し続けている。国内では、政府と中央銀行は潤沢な貨幣供給によって、経済を活性化した。さらに、長期の低金利で、貨幣供給の拡大だけでなく、国民は更なる経済成長を期待した。金融の諸条件は経済成長にとって、最も重要な役割を果たしている。

本節では、まず、中国の為替レート(米ドル対人民元、日本円対人民元)の動きを概観すし、続いて、金利と貨幣供給量の変動について概観する。

1. 為替レート(米ドル対人民元、日本円対人民元)

2000年から2014年までの米ドル対人民元(USD/CNY)の名目実効為替レート、日本円対人

民元(100JP/CNY)の名目実効為替レートは図 1-8 のとおりである。2005 年 7 月以前は、固定相場制における米ドル対人民元レートの変動は、ほぼゼロとなっている。

前者は、2005 年から 2014 年までの観察期間中一貫して下がり、一方、後者は、大きく変動し、循環的とも言える動きをみせている。

2. 金利

(1) 中国の公定歩合

中国の公定歩合は、政府と中央銀行を管理している。(表 1-5)2008 年 1 月から 2016 年 1 月までの公定歩合(実質貸出金利と実質預金金利)は図 1-9 で示されている。データは中国人民銀行が公表しているデータに基づいて算出した。図 1-9 をみると、実質貸出金利と実質預金金利について、0 より大きいであり、平均は 5.7 と 2.66 である。すなわち、月次データでは、中国の金利は多くの先進国(欧州中央銀行、デンマーク国立銀行、スイス国立銀行、日本など)とは異なり、ゼロ金利やマイナス金利ではない。そして、実質貸出金利は実質預金金利より高いと示されている。

(2) 中国の銀行間取引金利

2008 年 1 月から 2016 年 3 月までの銀行間取引金利(1 日、7 日、30 日、60 日、90 日)は図 1-10 と図 1-11 で示されている。データは中国人民銀行が公表しているデータに基づく。

(3) 中国の上海銀行間取引金利 (SHIBOR)

2008 年 1 月から 2016 年 3 月までの上海銀行間取引金利 (SHIBOR) (翌日物、1 週、1 ヶ月、3 ヶ月、9 ヶ月、1 年) は図 1-12 と図 1-13 で示されている。データは、SHIBOR が公表しているデータに基づき、平均値で計算する。

(4) 銀行間債券金利

1978 年から中国経済は高度成長の目標を実現するために、政府と中央銀行(中国人民銀行)は、市中に貨幣を供給している。企業や個人は潤沢な資金で消費と、投資を急速に拡大し、高度経済成長を実現した。一方、家計、企業、政府の債務残高が大きく膨らんでいる。2006 年の総債務(家計、非金融企業など)の対名目 GDP 比は 152%であり、2013 年は 219.4%までに上昇した。とくに、非金融企業(農業、工業、建築業など)の債務は、2006 年の 234971

億元であったが、2013年は862313億元で、2006年に対し2.7倍までに増加した。(表1-6) 多大な債務に対し、金利の上昇は企業に対し、大きな影響を与えているⁱⁱⁱ。

2008年1月から2016年3月までの銀行間債券金利(翌日物、1週、1カ月、3カ月)は図1-14と図1-15で示されている。データは、中国人民銀行が公表しているデータに基づく。

第3節 貨幣供給量

中国のマネー・サプライにおける貨幣供給量の統計指標の範囲の定義は、表1-7のとおりで示されている。

中国の貨幣供給量において、中国国家統計局を公表しているデータは月次であるため、合計で四半期データに算出した。2001年第1四半期から2015年第3四半期までの、中国の貨幣供給量(M0、M1、M2)は図1-16で示している。図1-16からは、①2007年第4四半期までのM2とM1の変化率の平均値は2008年第1四半期から2015年第3四半期までにより高い。一方、②2007年第4四半期までのM0の変化率の平均値は2008年第1四半期から2015年第3四半期までにより高い。③2009年第1四半期から2010年第4四半期までのM0、M1、M2の変化率の平均値は2008年第1四半期から2015年第3四半期までにより高い。それは、世界金融危機の影響を受け、2008年11月から、中国政府や中央銀行は大胆な貨幣政策を打ち出した。その結果、貨幣供給量(M0、M1、M2)が多くなっている。

まとめ

第1章では、推定作業に関連する基本的な事実を確認した。その結果は以下のとおりである。

(1) 2001年から2015年までの実質GDPと消費者物価の変動からみると、世界は低成長率と低インフレ率に対し、中国は高成長率と低インフレ率であると示す。

(2) 2001年第2四半期-2007年第4四半期と、2008年第1四半期-2016年第2四半期の国内総生産(名目GDP)からは、グローバル化における中国経済は、世界経済の変化によって、変動している。それに対し、消費者物価の変化率はほぼ変化がないと示す。

(3) 2001年1月-2006年12月の消費者物価の変化率は、緩やかな変動を示している。2006年12月-2016年3月の消費者物価の変化率は食品価格の変化率により、変動が大きいと示す。

す。

(4) 1978年から中国は対外改革開放で、世界各国との貿易関係があり、その中、最も重要なパートナーとして、アメリカと日本である。アメリカは中国にとって、重要な輸出先であることを示している。日本は中国にとって、重要な輸入先であることを明らかである。

(5) 2005年から2014年までの米ドル対人民元(USD/CNY)の名目実効為替レートは、一貫して下がり、一方、日本円対人民元(100JP/CNY)の名目実効為替レートは、大きく変動し、循環的とも言える動きをみせている。

(6) 中国の公定歩合は政府と中央銀行を管理し、ゼロ金利やマイナス金利ではない。そして、実質貸出金利は実質預金金利により、高いと示されている。

(7) 中国政府と中央銀行は市中に貨幣を供給している。企業や個人は潤沢な資金で消費と、投資を急速に拡大し、高度経済成長を実現した。一方、家計、企業、政府の債務残高が大きく膨らんでいる。公定歩合と銀行間取引金利の変動は、経済に影響を与える。

第2章 中国の経済政策

はじめに

日本をはじめ、多くの国ではインフレーション・ターゲティング政策を採用した。それに対し、中国はマネー・サプライ・ターゲティング政策が主要な政策手段とみなされ

る。高成長率と低インフレ率を実現することができる要因として、中国政府と中央銀行は柔軟な経済政策の成果と考えられる。すなわち、中国政府と中央銀行は期間によって、金利と貨幣の流通量を操作することで、経済成長と物価安定の役割を果たす。^{iv}

1995年に「中国人民銀行法」と「商業銀行法」が相次いで採択された。金融制度の抜本改革は、中央銀行の職務と権限が拡大し、マネー・サプライなどの金融政策手段の運営は可能になっている。中央銀行の金融政策の目標を実現する経路は、以下のとおりである。

政策手段→基本貨幣供給量→貨幣供給量中間目標→投資と消費支出→経済成長と物価安定
すなわち、中央銀行は公開市場操作、基準割引率および基準貸付利率操作と預金準備率操作などで最低限の貨幣供給量を市中に供給する。そして、自国と他国の影響を受けながら貨幣の供給量を調整し、四半期ごとにマネー・サプライ供給量の中間目標を設定する。貨幣の需給バランスを調整することで、投資と消費支出に影響を与えて、最終的には、経済成長と安定な物価上昇を目標とする。

周小川（2013）は、多くの先進国の中央銀行は1つの目的で金融政策を打出した。それに対し、中国の貨幣政策は多目的であると指摘した。すなわち、(1) 物価の安定（低インフレ）を維持する。(2) 合理的な経済成長を求める。(3) 就業率を確保し、低失業率を維持する。(4) 国際収支バランスを維持するである。

改革開放初期、金利管理は経済成長に重要な役割を果たした。経済成長とともに、金利の市場化改革は不可欠になっている。段階的に商品市場と金融市場の非効率性を減らし、最終的に二重制度を無くし、金融政策における金利の市場化を目標とする。

中国の金利政策に関するサーベイは、PBC(2005)、易綱(2009)、高善文(2014)、張勇 李政軍 龔六堂(2014)に参考して、その姿を明らかにする。

中国の金利政策は、表 2-1 のとおりである。表 2-1 をみると中国の金利市場化改革には、先に貨幣と債券市場、そして貯蓄と信用貸付市場である。先に外貨市場、そして自国の通貨市場である。先に貸出金利から預金金利へ、先に長期金利から短期金利へ、先に長期大口預金から小額預金への金利市場化改革を行った。そして、中央銀行は貸出金利と預

金金利の変動幅を管理した。最終では、2015年10月24日に預金金利の上限規制を撤廃し、市場化へ移行した。

中国経済の高度成長期について、1978年から1990年までの期間は、高度成長前期と考え、1991年から2012年までの期間を高度成長中期と考える。その後は、高度成長後期と考える。本章では1978年から1997年までの期間を細分化して、分析を行う。それは、この期間において、中国は高いインフレを経験したからである。

第1節 高度成長前期のインフレとインフレに対する経済政策

中国経済の高度成長前期におけるインフレの発生原因としては、先ず、経済構造改革と需給ギャップによるインフレがある。そして、投資と消費の急増によるインフレである。または、不均衡な発展と価格改革によるインフレであると考えられる。以下、これらの要因について見てみよう。

1. 経済構造改革によるインフレ

世界の国々の経験からみると、経済構造改革のため、何らかの犠牲を払わなければならない。中国も同じである。経済構造改革とともに、インフレ(物価の上昇)を招いた。

(1) 中国の経済構造改革とインフレ

1978年12月の『第11期三中全会』で中国は「改革開放路線」を採用してから、中華人民共和国(以下「中国」とする)は計画経済から市場経済への改革に大きく舵を切った。この転換の最中の経済体制は「中国の特色を持った社会主義市場経済」と呼ばれており、その特徴は、資本主義をもつ市場経済と社会主義をもつ計画経済の混合体であり、「混合経済」と考えられる。

中国の経済構造改革は、先ず、「人民公社」の解体と農村改革である。そして、積極的な対外開放政策である。さらに、「放権譲利」政策を実行した。この点については、後で述べる。

① 「人民公社」の解体と農村改革

中国政府は国内においては、「人民公社」の解体と農村改革を行った。

1978年以前の中国は人民公社の完全支配によって、生産力向上への意欲をすっかり失

い、農村経済は停滞していた（関口他[1992]）。これに対し、中国は人民公社を解体し、さらに、農村改革を実行した。

農村改革は個人農家に生産責任性を導入させることで、農業部門の労働生産性は飛躍的に上昇した。加えて、1978年に政府は価格改革を計画し、1979年に実行した。それによって、1979年まで長年に渡って低価格で抑えられてきた18種類の農家の生産物の買付け価格は、1979年4月から引き上げられた。さらに、同年11月に、8種類(豚肉、牛肉、羊肉、卵、家禽、野菜、牛乳、水産品)の副食品の消費者価格が平均30%引き上げられた(張艶[2006])。これは消費者物価を上昇させる結果となり、消費者に対する影響が強くなった。

②積極的な対外開放政策

1978年に中国政府は「改革」、「開放」の二本柱で、経済構造改革を開始した。対外において、「開放」政策を取った。つまり、都市部で外資の積極利用が奨励され、1980年から広東省の深圳、珠海、汕頭、福建省のアモイ及び海南省に5箇所の経済特区が設置された。その目的として、華僑や欧米の資本を積極的に導入することで、資本や技術の移転など成し遂げることが狙いであった。

外資導入計画を実行するとともに、インフラなど基本的な設備の建設を拡大する必要があった。そのために中国政府は支出を急激に増加させ、基本的な設備の建設を拡大させた。これは中国のインフレを発生させた一因であり、中国の財政収入が赤字になった一因でもある。

③「放権譲利」政策

「放権譲利」とは、国家から企業へ、また中央政府から地方政府への権限と利益の譲渡である。これによって、企業と従業員は積極性を高め、国営企業をはじめ、企業を活性化させる狙いがあった。「放権譲利」政策によって、国営企業の「利潤留保」が急速に高まった。また、「地方自主性」によって、地方財政の拡大を促した。しかし、地方や企業を活性化することで、消費を増加させ、インフレが発生することになった。また、国家の財政収入も減少していった。

以上指摘したように、財政補助金や「放権譲利」政策を実行することで、国では、巨額の財政赤字が生じた。

(2) 消費需要とインフレ

基本的な建設投資を拡大させるために、中国政府は、市場に大量の貨幣供給を行った。そして、ボーナス制度の普及、副食品価格補助金 や文化大革命の冤罪に対する補償金などが支払われた。労働者の収入が大幅に伸び、国内総需要を加速させた。それに対し、企業側は生産を拡大させた。

財市場の均衡条件によれば、国内総生産が増えるとともに、消費と投資も増える。つまり、生産が増えると従業員の給与が増加する。給与が増加することで、可処分所得も増える。その増加分は貯蓄だけでなく、消費にも影響を及ぼした。それはまさしく「消費は需要を呼ぶ」、「需要は生産を呼ぶ」、さらに「生産は消費を呼ぶ」といったサイクルである。消費が増えると生産拡大によって、企業の有効求人倍率が上昇し、実質賃金も増加する。

1979年から実質賃金変化率は労働生産性の伸びを上回っていることは問題である。つまり、賃金上昇率が労働生産性を上回ると、物価が上昇せざるをえないからである。これもインフレの一因となっている。

インフレの最も重要な要因は、需給ギャップである。1949年10月1日、新中国が成立してから戦争の教訓で重工業を中心として発展してきた。それに対し、基礎消費に関する生産技術が立ち遅れた。結果として労働生産性が低いため、品種が少なく、品質も悪い、生産量が少ないといった物不足の状況になっていった。総需要が総供給を上回ったことでインフレ圧力が強まり、物価上昇につながった。

(3) インフレに対する経済政策

1978年から1981年に渡って、中国は「経済改革開放」政策を打ち出し、経済の高度成長を実現したが、インフレの脅威を避けることができなかった。それは「中国経済改革開放」を実行してから、初めてのインフレであった。

インフレを抑制するために、政府は中国の事情を考えた末、1981年に国債を発行した。これは、中国では20数年ぶりの国債である。国債の発行によって、都市や農村の余剰資

金を吸収し、需要を抑え、インフレ率の上昇を鎮静化させようと努めた。

2. 投資と消費の急増によるインフレ

1984年からの対外開放の範囲はさらに拡大した。1984年に大連、秦皇島、天津、煙台、青島、連雲港、南通、上海、寧波、温州、福州、広州、湛江、北海の14沿海都市を開放させた。1985年以降、長江デルタ、珠江デルタ、閩南トライアングル(アモイ・泉州・漳州)、山東半島、遼東半島、河北省、広西チワン族自治区を経済開放区として沿海経済開放地帯を形成した。これによって、「経商熱」(商売ブーム)が急速に拡大した。投資規模、消費、貸付規模が急増することで、インフレ率が再び急上昇し始めた。

1981年から1984年までインフレ率は2%前後で緩やかな上昇だったが、1984年から1986年まで、中国の実質GDP成長率とインフレ率は、1985年は9.3%まで上昇した。その後経済政策によって6%台まで抑えた。インフレ率が上昇する原因は、投資と消費の急増によるインフレの発生と考えられる。

(1) 投資の急増によるインフレ

1984年に、中国政府は対内改革の範囲を拡大し、都市部と沿海部を中心に、対内改革が行われた。改革の内容は主に企業改革、税制改革と銀行改革が挙げられる。

① 企業改革

1984年までの中国企業は、単なる行政機関に隷属した製品生産工場にすぎなかった。長年に渡って、上級機関の指令に従い、計画指標を達成するだけで、品質、効率性や利益などは全く考えず、ただ政府の指令に基づく生産であって、生産技術を促進させる意欲は全くなかった。

企業改革によって、従来の隷属関係を廃止し、企業は公有制企業と複数企業形態を共存する形で、競争原理を導入し、市場経済への移行を促進させた。その結果、個人経営、私営企業、中外合弁企業(中国系企業と外国系企業の合弁の総称)、外資企業、各種合作企業などの多様な企業形態がうみだされた。また、地方と企業は自己資金調達規制の緩和によって、投資を拡大させた。投資の拡大はインフレの一因となった。

② 税制改革

政府は、次第に税制改革も実施に移した。それは、最初企業の計画完成の割合によって、利潤保留方法としたが、1984年に「利改税」制度を導入した。「利改税」の導入は、「政企分離」であって、企業は自由に企業活動ができるようになった。「利改税」の導入は、単に利潤部分だけでなく、利潤を含む企業の全売り上げ収入を企業自身の収入とした。そのため、企業は自主的に生産改革を行い、設備投資も急速に拡大した。これもインフレの一因となった。

③銀行改革

企業の運転資金を支援するのは銀行であり、銀行の比率は極めて大きい。従来、銀行の自主権が政府によって制限されていた。1984年に、銀行改革によって、中国人民銀行や財政部の下部機関であった中国農業銀行、中国工商銀行、中国建設銀行、中国銀行の四大銀行が独立し、各産業に対し融資を行うことになった。そして、1985年に、税制改革によって、運転資金を含めて全面的に銀行経由で供給される仕組みに変わった。さらに、貸出自主権が拡大された。また、政府は意図的に、預金金利と貸出金利の全面的な調整を行った。すなわち、預金金利を相対的に高くし、貸出金利を相対的に低い水準まで調整した。その目的は、貯蓄動員、投資促進があった。

従って、税制改革によって、企業の生産拡大、技術革新、投資意欲が高まり、成長が加速した。さらに、企業改革と銀行改革によって、企業は資金面において、個人や銀行から簡単に貸付を受けることができ、設備投資に有利な環境を提供した。それらの原因で、企業の利益は急増し、それがインフレを上昇させることにつながった。

(2)消費の急増によるインフレ

企業の利益が増えると、従業員の給与も上昇した。表IV-3を見ると、1984年から1987年に渡って、従業員の給与は持続的な上昇を示している。とくに、国有企業の従業員の給与は郷鎮企業より高いことを示している。このことは、国有企業が終身雇用制(鉄飯碗)であることと関係している。その結果、郷鎮企業に比べると、国有企業の従業員の消費が多いと考えられる。

従業員の給与が増えると、可処分所得も増加する。その一部は貯蓄になり、他は消費に

なる。消費が急増することで、需給ギャップは大きくなり、インフレが起こった。

(3) インフレに対する経済政策

各銀行はより有利な差額目標値を割り当てもらうために、1984 年下半期に貸出残高を大きく増やした。さらに、1986 年まで高水準を続けている。これが、結果的には「経済過熱」をもたらし、インフレは新中国が誕生してから、最も高い水準に達した。

インフレに対し中国政府は金融機関を通じて、預金利率と貸出利率を調整することで、1986 年から金融引締め政策を行った。結果として、消費者物価上昇率も抑制された。

(4) 不均衡な発展と価格改革によるインフレとインフレ対策

中国政府は、先ず農村改革を実行し、改革は、都市部や沿海部へ拡大した。しかし、経済改革の中心が偏り、ついにバランスが崩れてから高インフレ率が発生した。

1986 年に中国のインフレ率は引き締め政策によって、ようやく抑えられたが、1987 年から再び上昇しはじめ、その原因は、不均衡な発展と価格改革にあったと考えられる。

① 不均衡な発展によるインフレ

中国政府は農業を軽視し、都市部と沿海部を中心として、経済改革を行った。結果として都市部と沿海部に対し、過剰な基本建設投資を実行したため、経済構造の不均衡が発生した。つまり、農村部と都市部・沿海部との格差が大きく開きはじめたのである。第一産業の成長率は GNP の成長率よりかなり低く、第二産業と第三産業は GNP より高かったことを示している。具体的な例でいえば、採掘産業の成長率は原材料工業よりはるかに低く、製造業全体の成長率は前二者より高い。結果として、これらの分野における需給の逼迫から、主に副食品と原材料の価格が騰貴する結果となった。

その結果、1988 年にインフレは急速に進行し、投機・買いだめなどの行為が発生し、社会経済に極端な不安と大きな混乱が生じた。

② 価格改革によるインフレ

価格改革の背景として、先ず、農産物出荷価格が低く、農民の利益がほとんどないという実態があった。そのため、農民の生産改革の意欲がなく、農業生産の効率性が悪くなっていた。また、地域間の価格差がないために、商品の流通を妨げられることになった。

財とサービスの価格規制システムに体制内と体制外の二種類の価格を採用し、その後、徐々に体制外価格(市場価格)を適用する範囲を広げ、最終的に体制内価格(計画による価格)は歴史の舞台から去ることになった。象徴的な事例は、1985年に企業の計画価格を超えて、生産された製品については市場価格での販売が認められるようになったことである。これによって、価格の「双軌制」が急速に広がった。1988年の終わりに、中国は価格改革の急速な進展によってインフレが生じることになった。

以上の不均衡な発展と価格改革によってもたらされたインフレへの対応として、政府は緊縮財政を実行した。

③インフレに対する経済政策

1986年から1989年まで、中国のインフレは大幅な上昇に突入した。その結果、人心は不安に陥り、社会や経済の秩序が乱れ、ついに1988年に大混乱を発生した。これに対し、中国政府は党第十三期五中全会で、「中国共産党中央の一段の整理・整頓と改革深化に関する決定」を採択した。その矢先、「国民経済と社会の発展計画に関する1989年報告」を実行した(関口[1992])。その内容を分析すると以下の通りである。

(a)需給ギャップに対し、先ず需要面には、需要の急増を抑え、社会分配の不公平に関する問題の深刻さを逐次緩和し、解決する。そして、供給面では、産業構造を調整する。単に量だけでなく、品質・品種・生産能率の改善に力を入れる。農業生産の低下には、穀物、綿花、食用油生産規模を拡大し、増産に努力し、実現する。

(b)生産技術面においては、対外技術交流を拡大する。そして、科学技術の研究開発に一層力を入れる。

(c)輸出入によるインフレに対し、輸出入商品構成を調整し、対外経済協力を拡大する。

(d)投資過熱に対し、固定資産投資の規模を縮小させ、投資構成を調整する。

緊縮政策を実行してから1年余りで成果をあげ、インフレは一応収まった。さらに、1991年に政府は国有大中型企業の整理・整頓と改革を行った。そして、第二期の企業請負制を開始した。政府は企業の経営管理を改善し、効率性を高めようとした。

金融政策においては、1989年に中国人民銀行は厳しい金融引き締め政策を打ち出した。銀行の貸し出し量を抑制し、通貨供給量を削減した。さらに、銀行預金金利を引き上げ、設備投資計画の圧縮、企業の整理・削減、物価統制の強化なども実施された。これによって、インフレ政策は顕著な成果を収めた。

第2節 高度成長中期のインフレとインフレに対する経済政策

1. 中国経済の高度成長中期のインフレ

中国経済が完全に計画経済体制から市場経済体制への転換を加速させたのは、実質指導者であった鄭小平の「南巡講話」がきっかけとなった。

鄭小平の「南巡講話」の内容を分析し、次のような政策変化が明らかになった。

①全方位・多面的対外開放政策。つまり、単に広東、福建といった特定区域だけでなく、対外開放区を大幅に拡大した。例えば、1992年から1994年に渡って、中国は国家級の経済技術開放区を新規認可し、長江沿岸の5都市(沿辺)、内陸15省都の空港を持つ都市(沿空)、4つの辺境都市(辺境)を開放都市に指定した(大橋[2003])。

②地方政府による積極的な外資誘致政策。例えば、インフラをはじめ投資環境をつくり、企業の設立審査や許認可は迅速に対応する。又、パートナー企業の情報提供や紹介、人材の派遣などがあげられる。

③「市場と技術との引換」政策。つまり、1992年に中国の外資認可基準は原則として「輸出」や「先進技術」を持つ外資企業だけであった。そして、ハイテク産業に対し、中国における生産だけでなく、販売も可能にした。

④国交関係を築く政策。例えば、1991年はシンガポールと1992年に韓国と国交関係を築いた。また、台湾との関係改善も果たした。

「南巡講話」を契機に、先ず、不動産業者が急増し、「開発建設ブーム」が起こった。そして、自動車産業をはじめ、「直接投資ブーム」が起こった。80年代末まで海外からの投資はまだ少なかったが、1990年代初頭には大幅に増加した。さらに、外国からの直接投資(企業進出に伴う出資や子会社に対する貸付、保留利益の再投資)が90年代以後において、中国経済成長の重要な役割を果たした。

投資拡大の要因として、中国は巨大な人口をかかえ、中国市場の潜在成長率が極めて高いと国内企業や外資系企業をはじめ、多くの投資ファンドが期待を抱いていたからだと考えられる。一方、投資拡大によって、中国経済には高インフレが起こった。

2. インフレに対する経済政策

経済過熱による高インフレに対し、中国政府は1993年から、金融機関を通じて、物価安定政策を打ち出した。中央銀行である中国人民銀行の法定貸出金利の引き上げや、貸出総量規制等金融引き締め政策を実施したのである。当時の中国経済の成長率は低成長であり、これは「軟着陸」と呼ばれた。中国政府は3年間に渡って、金融引締め政策を実行した。しかし、その3年間における、中国の経済成長率は鈍化し、低成長が続くことになった。

1996年にインフレ抑制に成功した大きな要因は、1993年12月、国務院の「金融体制改革についての決定」を実行したからだ。これは、中央銀行である中国人民銀行による強力なマクロ・コントロールシステムを確立したことになる。さらに、1994年に為替制度改革を実行するとともに、政策銀行が設置された。これによって、インフレに対し、迅速な対応ができるようになった。

財政面においては、1994年に分税制が実行された。そして、税目の整理、中央税、地方税、共有税を区分し、中央から地方への財政移転支出制度の導入等が実施された。これによって、経済政策の効率性が一層高まったと考えられる。

第3節 近年の経済変動に対する経済政策

2008年9月15日に、アメリカ合衆国の投資銀行であるリーマン・ブラザーズが破綻 (Bankruptcy of Lehman Brothers) したことに端を発して、その影響で世界的金融危機に陥った。3大経済大国を含め、世界各国は金融危機に襲われた。震源であるアメリカでは、リーマン・ショック以前(2007年)の経済成長率は1.78であったが、2008年は-0.29で下落した。インフレ率では2008年の3.82から、2009年の-0.32に大きく下がった。日本にも、2007年の経済成長率は2.19から、2008年の-1.04に大きく下落した。インフレ率でも、2008年の1.38から、2009年の-1.34に下がった。中国では、2007年の経済成長

率は14.2であったが、2008年は9.60で、変動は-4.6で大きく下落した。それは、経済成長し続けている中国にとって、大きな打撃である。とくに、インフレ率は2008年の5.9であったが、2009年は-0.7で、変動は-6.6で大きく下がった。世界金融危機対策として、中国は大胆な経済政策を打出した。中国政府と中国人民銀行は2008年11月に2年間で総額4兆元(約56兆円)の景気対策と、2008年から2015年までに18回の貸出金利と17回の預金金利を調整した。1990年から2007年までにくらべると、最も多いと示されている。1年期の貸出金利は、2008年1月の7.47から、2016年3月の4.35までに下げ、1年期の預金金利は、2008年1月の4.14から、2016年3月の1.5までに下げた。(表2-1)その成果で、世界各国の中で最も早い回復を終えて、再び、成長の軌道に乗った。

2016年6月24日にイギリスは欧州連合(EU)から離脱で、EUをはじめ、世界経済に大きな影響を与えるに対し、中国政府は積極的に新たな貿易協力関係を築き、世界経済の安定化に役割を果たした。そして、政府と中央銀行は、イギリスEU離脱後における国内への影響を注目し、柔軟な貨幣政策を打出した。

まとめ

第2章では、インフレーションと経済政策を注目し、考察を行った。その結果は以下のとおりである。

(1) 高度経済成長期の中国は高インフレ率を経験したが、中国政府や中国人民銀行は経済政策を打ち出し、期間によって、物価安定を実現した。

(2) 中国の実態分析におけるインフレの大きな要因となったのは、過度の金融緩和であったことが明らかとなっている。その意味で、インフレーションに対しては経済政策(とくに金融政策)の意義が重視されなければならないと考えられる。

(3) 金融危機における貨幣供給量の増加と、金利の調整についても、全経済の実態の変化を考えながら、情報に基づき、効率的、柔軟的な経済政策を実行することが求められる。

中国における消費者物価に関する実証分析

中国は、1978年から経済改革と対外開放政策の成果で、高度な経済成長を実現した。近年、グローバルな経済環境における中国は、世界経済の成長に重要な役割を果たし、国内にも多くの問題と向き合い、解決をしなければならない。例えば、経済成長するとともに、多大な債券が問題になっている。そのため、大量な企業の倒産を配慮しながら、債券の回収、国有企業と銀行改革を進める。中でも、インフレ(物価上昇)問題は重要であり、政府や中国人民銀行が打ち出した物価安定政策の迅速性や有効性について、中国国民の関心も高い。世界の国々の経験から見ると、一旦ハイパー・インフレに陥ると、国の治安を悪化させ、政権を揺がす最大の要因になる。それは、中国の歴史でもすでに明らかである。そうした背景から、中国政府にとって、将来持続的な経済成長を実現することができるかどうかは、物価安定政策の結果に左右されていることになる。そのため、物価への影響要因を検証し、その関係を明らかにすることで、柔軟な有効の経済政策を行う。すなわち、①中国人民銀行は2005年7月21日によりドルペッグ(固定相場制)から管理フロート制(管理変動相場制)へ移行した。為替レートの変動(元高)から、物価変動への影響を明らかにする。③金利市場化改革における金利から、物価への影響を検証し、その関係を明らかにする。④逆に、物価の変動から、金利への影響にも考えて、その関係を明らかにする。⑤経済の成長は、最も重要な要因の一つは貨幣の供給量とGDP考えられる。一方、過供給によって、経済成長を妨げて、高率インフレを招くこともある。そのため、貨幣供給量の変動とGDPの変動から物価への影響を分析し、その関係を明らかにする。

中国当局が公表する統計データの正確さに対し、多く研究者は疑問を持っている。中国国家統計局が公表しているデータの中、2001年以後国主導での統計結果は信頼性が高いとの指摘もある。さらに、国際と同じ統計計算方法で、国内総生産値(GDP)を修正した。

中国の物価への影響要因が多く存在しておる。本論文は、最も信頼性の高い、為替レート、金利、貨幣供給量、国内総生産(修正後)を採用し、消費者物価の変動への影響について、検証を行う。すなわち、第3章で、消費者物価の変動と為替レートの関係について、

検証を行う。第4章で、金利と消費者物価の変動の関係について、検証を行う。第5章で、中国におけるフィッシャー効果について、検証を行う。第6章で、中国の消費者物価の変動と貨幣、GDPの変動の関係について、検証を行う。

第3章 消費者物価の変動と為替レートの関係について

はじめに

本章では中国の物価変動要因の一つとして、為替レートの影響を取上げ、両者の関係を探る。現存の研究では、特定の為替レートを分析しているのに対し、本章では米中或いは日中の為替レートに注目する。すなわち、中国の消費者物価の変動と米中、日中の名目実効為替レートとの関係を、2005年7月-2014年12月の月次データを適用し、OLSモデルとVARモデルを適用した推定結果を報告する。OLSによる推定結果からは、中国とアメリカ、中国と日本の関係において、それぞれの名目実効為替レートは、その影響が相反し、中国の消費者物価の変動に対して、米ドル/人民元レートはマイナスの、日本円/人民元レートはプラスの影響を持っている。そして、その影響の程度とタイミングが異なるとの推定結果を得た。それらの違いは両国の輸出と輸入構造の違いによるものと考えられるが、ともに名目実効為替レートの変動が中国国内の消費者物価の変動に影響を与えることを見出している。また、VARによる推定結果からは、コレスキー分解を用いたインパルス反応関数により、それぞれの名目実効為替レートの変化が消費者物価の変動にショックを与えていることを確かめている。

中国に関する事例は、少なからず存在している。中米、日中の名目実効為替レートに特定して、消費者物価の変動への影響を明らかにしたい。

本章の構成について、第1節で、先行研究を概観する。第2節で、分析手法とOLS分析を行う。第3節で、対アメリカの名目実効為替レート(米ドル/人民元)と対日本の名目実効為替レート(日本円/人民元)の場合に分けてVAR推定を行った結果を提示する。最終節で分析のまとめを行う。

第1節 先行研究

従来の中国の金融政策は、主に金利操作による市中の貨幣供給量を調整するマネー・サプライ・ターゲティング政策である。グローバリゼーション下における中国経済の開放性が高くなっていると、段階的に民間金融機関の金利が自由化を進み、公定歩合の操作による物価への影響力が弱くなっている。消費者物価を安定させるために、金融政策における為替政策は重要な役割を果たすと考える。

中国の名目実効為替レートについて、欧米諸国をはじめ、世界各国から大幅に過小評価を指摘したことは伊藤他（2003）も言及している。中国国内におけるインフレ、賃金、国債などの問題を解決するために、中国政府は経済の開放性を高めることを試みた。その重大な金融改革として、中国人民銀行は2005年7月21日よりドルペッグ（固定相場制）から管理フロート制（管理変動相場制）へ移行した。2005年から2008年までに人民元に対する評価はほぼ20%が上昇したが、国際社会は十分ではないとの指摘は（Jin（2012））もした。中国は、国際貿易における経常収支の黒字幅が拡大し続けており、もしそれが物価の変動に影響を与えるのならば、その要因として、名目実効為替レートとの関係を探ることは興味深い問題である。

名目実効為替レートの変動による消費者物価への影響については、数多くの先行研究がある。一般的には、中国のインフレの決定要因として考えられるのは、貨幣供給量、GDP、賃金率、失業率等があり、中国を対象にした周到な研究（張（2006）は代表的である）が存在している。以下の先行研究は、中国の名目実効為替レートの変動による消費者物価指数への影響を主な研究目的とする。従って、先行研究結果について、検討を行う。そして、米中、日中の名目実効為替レートの影響を探る。

Zorzi, Hahn and Sánchez (2007) は、中国、香港、韓国、シンガポール、台湾、チェコ共和国、ハンガリー、ポーランド、トルコ、アルゼンチン、メキシコ、アメリカ、日本とヨーロッパの名目実効為替レートは物価に影響を与えるかどうかについて、1975年第1四半期から2004年第1四半期までのデータを適用し、説明変数（石油価格指数、生産変数、名目実効為替レート、短期金利、輸入物価指数、消費者物価指数）の順を変えることによって、3つのVARモデルを用いて、分析を行った。中国の名目実効為替レートは消費者物価指数への影響に関する分析結果をみると、中国の名目実効為替レートの1%が上昇することによって、第4四半期では、消費者物価指数に与える影響は0.8、0.07と-0.05で、異なるモデルを用いた結果は異なることを示している。第8四半期では、名目実効為替レートの変動は消費者物価指数に与える影響は0.77%、0.76%と0.07%で、大きな差があ

るが、インフレに正の相関関係を持つことを明らかになった。

Shu, Su and Chow (2008)は、中国の名目実効為替レートの変動が消費者物価指数に与える影響について、2001年第2四半期から2007年第4四半期までのデータを適用し、OLSモデルを用いて、分析を行った。名目実効為替レートと消費者物価指数とは負の相関関係にあるとの結果を得ている。名目実効為替レートの10%の上昇することによって、消費者物価指数への影響について、1年後は1.1%を低下することを引き起こすと、2年後は2.0%を低下することを引き起こす。経済成長し続けている中国は高インフレ率を抑制するため、2007年後半以後に人民元の上昇は大きな役割を果たしていると指摘した。

Jin(2012)は、中国の名目実効為替レートの変動は消費物価指数への影響について、1996年1月から2010年4月までの月次データを適用し、OLS分析とVARモデルを用いて、推定を行った。推定結果によると、長期的には名目実効為替レートの変動は消費者物価への影響について、固定為替相場制期間の影響は管理フロート制期間により大きく影響を受けていることを明らかにした。OLS分析結果によると、中国の名目実効為替レートの1%が上昇すると、長期的には、消費者物価指数は0.132%が低下する。VAR推定およびインパルス反応関数の結果によると、短期から長期に渡って、その影響は弱くなると指摘した。

以上の先行研究について、研究期間と分析モデルが異なることによって、異なる分析結果になることを考えられる^{vi}。そして、Shu, Su and Chow (2008)は推定で用いた中国の名目実効為替レートについて、中国との貿易関係を持つ各国の名目実効為替レートの加重平均で算出したデータを用いて、分析を行った。国際貿易には、主に2カ国で貿易行動を行うと考える。したがって、本研究は名目実効為替レートにおいては、2カ国間の為替レートを用いて、分析を行う。

第2節 分析手法

1. 推定モデル

推定モデルについて、ここでは、Edwards(2006)、Prasertnukul, Kim and Kakinaka(2010)の推定モデルを援用する。

消費者物価の変化率を被説明変数とする推定モデルによって、米ドル対人民元レートの影響をみてみよう。推定式は、(1)式で示される。同じく、日本円対人民元レートの影響は、(2)式で示される。すなわち、中国の消費者物価の変化率に影響を与える要因とし

て、米ドル対人民元レートの変化率(USD/CNY)を説明変数と日本円対人民元レートの変化率(JP/CNY)とし、マネー・サプライはM1で代表する。世界物価変化率(WP)を説明変数に加える。推定期間は2005年7月から2014年12月の月次データを用いている。変数の説明は表3-1のとおりである。

$$CPI=\beta_0+\beta_1WP+\beta_2CPI_{t-1}+\beta_3\sum_{n=1}^3USD/CNY+\beta_4M1+\varepsilon_t \quad (1)$$

$$CPI=\beta_0+\beta_1WP+\beta_2CPI_{t-1}+\beta_3\sum_{n=1}^3JP/CNY+\beta_4M1+\varepsilon_t \quad (2)$$

ここで β は係数推定値であり、 ε_t は誤差項である。米ドル対人民元レートの変化率(USD/CNY)と、日本円対人民元レートの変化率(JP/CNY)とともに、3期のラグを取っている。

2. 推定手法と OLS 推定

アメリカと中国、日本と中国の場合に分けて、推定を行う。時系列(月次)データのOLS(最小二乗法)推定を行い、さらに、VARモデルを適用し、推定を行う。インパルス反応の結果にしたがって、両国の分析結果を比較する。

3. OLS 分析

OLS分析においては、米ドル対人民元レートのケースと日本円対人民元レートのケースに分けて推定を行う。そして、中国経済の動き(中国対アメリカと日本の貿易状況は図1-6と図1-7、米中と日中の貿易収支は表1-3と米ドル対人民元レート、日本円対人民元レートは図1-8)を概観し、分析結果を検討する。

(1) OLS 分析(米ドル/人民元レートのケース)

米ドル対人民元レートの変化率はPGIが公表しているデータに基づき、推定を行う。その結果は表3-2のとおりである。そして、系列相関を回避しており、良好な推定結果となっている。

中国の消費者物価の変化率と米ドル対人民元レートの変化率(USD/CNY)との関係を推論すると、その係数推定値は、負である。表1-3で示したように、中国とアメリカの輸入額と輸出額から見ると、アメリカが中国にとって最重要の輸出相手国であることが影響していると考えられる。それは、名目実効為替レートが上昇すると、輸出が少なくなり、GDPが下がり、消費者物価が下落することになる。これは、Shu, Su and Chow(2008)と

Jin(2012) の推定した相関関係の結果とは同じである。つまり、米ドル対人民元変化率が上昇すると消費者物価の変化率は低下する。そして、今期（今月）の消費者物価の変化率への影響を与えるのは1期（1カ月）前の名目実効為替レートの変動率と考えられる。

次に、日本との関係に移ろう。先の推定モデルの名目実効為替レートを日本円対人民元レートの変化率（JP/CNY）におきかえて推定を行った。推定式は、(2)式であり、それ以外の変数は(1)式と同じであり、推定期間、サンプル数も同じである。

(2) OLS 分析(日本円/人民元レートのケース)

日本円対人民元レートの変化率はPGI が公表しているデータに基づき、推定を行う。その結果は表 3-3 のとおりである。そして、系列相関を回避しており、良好な推定結果となっている。対日本の場合も、ほぼアメリカの場合と同様の推定方法を行った。その結果、名目実効為替レートの変化率は消費者物価の変化率への影響については、その係数推定値は有意に正である。つまり、日本円対人民元レートの変化率が上昇すると、消費者物価の変化率が上昇する。そして、今期(今月)の消費者物価の変化率への影響を与えるのは3期(3カ月)前の名目実効為替レートの変動率と考えられる。

(3) OLS 推定結果の比較

表 3-2 と表 3-3 を比較すると、消費者物価の変化率（CPI）への影響は、自身の1期前の消費者物価の変化率が大きく寄与している。

表 3-2 をみると、1期前の1%名目実効為替レート(米ドル対人民元)の変動は消費者物価の変化率に与える影響は-0.379 で、マイナスの影響を与えている。それに対し、表 3-3 をみると、3期前の1%名目実効為替レート（日本円対人民元）の変動は消費者物価の変化率に与える影響は0.049 で、プラスの影響を与えていると考えられる。表 3-2 と表 3-3 で示したように、対日本の場合も、アメリカの場合と同様の推定モデルで推定行ったが、われわれの注目する名目実効為替レートの影響については、米ドル対人民元レートは日本円対人民元の場合とは逆である。

そして、短期的には、米中と日中の名目実効為替レートの変化率は消費者物価の変化率に与える影響の程度が異なる。その理由は、アメリカ、日本と中国の貿易関係と依存度が異なるによる結果と考えられる。たとえば、アメリカへの輸出が少なくなると、中国国内総生産に深刻な影響を与える。逆に、日本から輸入が少なくなると、製品の代替などによりすぐに影響を与えないと考えられる。

さらに、消費者物価の変化率における米ドル対人民元レートと日本円対人民元レートの

影響のタイミングが異なっていることが明らかになっている。係数推定値の有意水準から判断して、1期(1カ月)前の米ドル対人民元レートの変化率は、消費者物価の変化率に影響を与えると考えられる。それに対し3期(3カ月)前の日本円/人民元レートの変化率は、消費者物価の変化率に影響を与えると考えられる。名目実効為替レートの変動は、すぐに消費者物価の変化率に影響を与えていないことについては、Shu, Su and Chow(2008)とJin(2012)と同じである。

第3節 消費者物価の変化率と名目実効為替レートのVAR推定

本節では、前節の諸変数を用いてVAR推定を行う。それぞれ、4つの変数がすべて内生変数として、その動きをそれら自身の過去の値を用いて説明するものである。使用データは表3-1のとおりである。推定期間は2005年7月から2014年12月である。推定モデルはOLSの場合と同じ。

(1)VAR分析(米ドル/人民元レートの場合)

VARモデル分析による消費者物価の変化率と米ドル対人民元レートの関係についての推定結果は、表3-4のとおりである。

表3-4を見ると、OLS推定結果と同じ、消費者物価の変化率(CPI)自身の1期前の変化が大きく寄与している。同様に、世界物価(WP)、名目実効為替レート変化率、貨幣供給量(M1)変化率は自身の1期前の変化が大きく寄与している。名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率に大きな影響を与えて、負の関係であり、影響を与えるのは1期以後の消費者物価の変化率である。その結果はOLS推定の結果とは同じである。つまり、名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率に影響を与えるタイミングは1期以後と考えられる。

貨幣供給量変化率は消費者物価の変化率にも大きな影響を与えている、正の関係であり、その影響は1期後にも続いて、影響力が弱くなっている。

(2)インパルス反応の結果(米ドル/人民元レートの場合)

VARモデルにより、消費者物価の変化率に影響を与える各変数を分析するために、インパルス応答の分析を行う。その結果は図3-1のとおりである。

表3-4の推定結果に基づいて、対アメリカ名目実効為替レートは中国の消費者物価の変化率への影響を、インパルス反応関数によって考えてみる。推定に用いた各変数のインパルス反応をそれぞれ検討することは興味深い。また、Zorzi, Hahn and Sánchez(2007)の研究結果ではVARモデルの変数の並べ方によって、結果が異なるという問題があるが、こ

ここでは、各変数の影響を比較するのではなく、名目実効為替レート of 消費者物価の変化率への影響に注目するとして以下の結果を報告しておく。

図 3-1 は米ドル対人民元の名目実効為替レートの 1 標準偏差分のショックに対する消費者物価の変化率のインパルス反応を示している。縦軸は乖離の程度(単位は%)をあらわしており、横軸は時間、ここではショック後の月数をあらわしている。

米ドル対人民元レートから消費者物価の変化率へ影響について、図 3-1 を見ると 1 期目(1 カ月)に-0.000、2 期目に-0.149、3 期目に-0.014、4 期目に-0.076、5 期目に-0.004、6 期目に-0.001、7 期目に 0.003、8 期目に-0.003、9 期目に-0.000、10 期目に-0.002、11 期目に 0.001、12 期目に 0.001、その影響が小さくなっている。長期的にはゼロに近い推移している。

(3) VAR 分析(日本円/人民元レートの場合)

日本円対人民元レートの場合は以上米ドル対人民元レートと同じ手法である。

VAR モデル分析による消費者物価の変化率と日本円/人民元レートの関係についての推定結果は、表 3-5 のとおりである。

表 3-5 を見ると、OLS 推定結果と同じ、消費者物価の変化率(CPI)自身の 1 期前の変化が大きく寄与している。同様に、世界物価(WP)、名目実効為替レート変化率、貨幣供給量(M1)変化率は自身の 1 期前の変化が大きく寄与している。名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率に影響を与えて、正の関係であり、影響を与えるのは 3 期以後の消費者物価の変化率である。その結果は OLS 推定の結果とは同じである。つまり、名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率に影響を与えるタイミングは 3 期以後と考えられる。

貨幣供給量変化率は消費者物価の変化率にも大きな影響を与えている、正の関係である。その影響は 1 期後も続いて、影響力が弱くなっている。

(4) インパルス反応の結果(日本円/人民元レートの場合)

表 3-5 の推定結果に基づいて、対日本円名目実効為替レートの中国の消費者物価の変化率への影響を、インパルス反応関数によって考えてみる。分析手法は以上対米ドル名目実効為替レートの中国の消費者物価の変化率への影響とは同じである。

図 3-2 は日本円対人民元の名目実効為替レートの 1 標準偏差分のショックに対する消費者物価の変化率のインパルス反応を示している。縦軸は乖離の程度(単位は%)をあらわし

ており、横軸は時間、ここではショック後の月数をあらわしている。

日本円対人民元の名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率へ影響について、図 3-2 を見ると 1 期目 (1 カ月) に 0.000、2 期目に 0.016、3 期目に-0.043、4 期目に 0.105、5 期目に 0.085、6 期目に 0.063、7 期目に 0.014、8 期目に 0.009、9 期目に-0.003、10 期目に 0.002、11 期目に 0.000、12 期目に 0.003、その影響が小さくなっている。長期的にはゼロに近い推移している。

(5)分析結果の比較

図 3-1 と図 3-2 のインパルス反応の結果をみると名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率に与える影響は、両者ともに 1%未満であり、累積すると負である。

米ドル対人民元(図 3-1)の名目実効為替レートの変動は中国の消費者物価の変化率への影響は、最大数値で-0.149 である。それに対し、日本円対人民元(図 3-2)は、最大数値で 0.105 である。中国の消費者物価の変化率への影響では、米ドル対人民元に比べて、日本円対人民元の名目実効為替レートの変動の方が強いと示される。

図 3-1 と図 3-2 は、その影響力が小さくなり、長期的にはゼロに近い推移している。これは、米中と日中の共通点である。

まとめ

本章では、中国の消費者物価の変化率に影響を与える一つの要因として、名目実効為替レートの変動率を取り上げて、両者の関係について推定を試みた。

多くの中国に関する先行研究の名目実効為替レートのデータは中国との貿易関係がある各国の名目実効為替レートの加重平均値を用いて、分析を行った。それに対し、本章は、米中と日中の両国間の名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率に与える影響を探った。それは中国にとって、アメリカと日本は重要な貿易相手国からだ。

名目実効為替レートの変動は消費者物価の変化率との関係について、アメリカのケースでは、名目実効為替レート(米ドル/人民元レート)の変動は消費者物価の変化率に与える影響は負である。アメリカが中国にとって最重要の輸出相手国であることが影響していると考えられる。それは、名目実効為替レートが上昇すると、輸出が少なくなり、GDP が下がり、消費者物価が下落することになる。それに対し、日本のケースでは、名目実効為替レート(日本円対人民元)の変動は消費者物価の変化率に与える影響は正である。米ドル対人民元レートは日本円対人民元の場合とは逆である。それは、日本は中国にとって、輸

出より輸入方が多い国であることが影響していると考えられる。

そして、短期的には、米中と日中の名目実効為替レートの変化率は消費者物価の変化率に与える影響の程度が異なる。その理由は、アメリカ、日本と中国の貿易関係と依存度が異なるによる結果と考えられる。

消費者物価の変化率における米ドル対人民元レートと日本円対人民元レートの影響のタイミングが異なっていることを明らかになっている。それは、1期(1カ月)前の米ドル対人民元レートの変化率は、消費者物価の変化率に影響を与えられ、それに対し、3期(3カ月)前の日本円対人民元レートの変化率は、消費者物価の変化率に影響を与えられ、国別による異なる市場構造、価格設定、製品の代替などがその影響を遅らせたと考えられる。

さらに、同じ変数群を用いてVAR推定を行った。コレスキー分解の方法でインパルス反応をみたところ、米ドル対人民元為替レート変化のショックに対し、日本円対人民元為替レート変化のショックの方が、相対的に大きいけれども、影響をおよぼす期間は両者ともほぼ12カ月程度という結果が得られた。これは、為替政策の限界と考えられる。複雑な世界経済環境において、長期にわたり、持続的な経済政策効果をもとめることは難しくなっている。したがって、環境変化とともに、柔軟な経済政策が不可欠である。

第4章 中国における金利と物価の関係について

はじめに

中国の金利に関する研究は、主に市中の基準金利に相応しい金利を探ると、金利から物価をはじめ、中国経済への影響についての研究がある。本章では、2008年以後の金利と消費者物価の関係を注目し、検証を行う。さらに、国民生活に最も近い食品価格の変化率への影響にも研究目的とし、検証を行う。すなわち、2008年1月-2016年3月の金利（実質貸出金利、実質預金金利、銀行間取引金利、上海銀行間取引金利と銀行間債券金利）の変化率と、物価（消費者物価と食品価格）の変化率との関係について、VARモデルを適用した推定結果を報告する。

金利の変化率と、消費者物価の変化率、食品価格の変化率との検証結果は以下のとおりである。

(1)各金利の変化率から消費者物価の変化率への影響は、正である。その検証結果は、王玉華 陳宝衛 馮波 楊釗(2013)張延良 白未楽(2011)張麗(2011)と張艷(2006)の推定結果とは同じである。王玉霞(1987)の推論とは同じである。

それは、1978年以來、政府と中央銀行は經濟成長を求めめるために、市中に潤沢な貨幣を供給し続けている。その結果、企業(特に国有企業)の債務残高が大きく上昇している。実質貸出金利と、銀行間の取引金利が上昇すると、コスト・インフレーションで、物価が上昇すると考えられる。実質預金金利が上昇すると、貯蓄による収入が多くなると、消費が多くなり、物価が上昇すると考えられる。

それに対し、謝平 袁沁敌(2003)とは負の影響を与えるとの検証結果を示されている。董董(2010)は、国民の消費より貯蓄を重視することから、金利は物価に負の影響を与えると推論した。易綱(2009)は、銀行の貸出量から、金利は物価に負の影響を与えると推論し

た。一方、石柱鮮 孫皓 石庆華(2006)は、短期の金利差は物価に負の影響を与えると、長期の金利差は物価に正の影響を与えると指摘した。

(2) 消費者物価の変化率では、重要で最も大きな割合を示されているのは、食品価格の変化率である。董董(2010)は金利から食品価格への影響が大きいと推論した。各金利の変化率から、食品価格の変化率への影響にも正である。

(3) インパルス反応の結果からは、各金利の変化率から物価の変化率への影響は、0から12期(12カ月)までは、上昇することを示す。その後、影響が弱くなって、ほぼゼロに近い。

まだ、中国は中央銀行を定められた公定歩合と、市中における銀行間取引金利がある。金利の自由化を実行してから、銀行間取引金利の変化率は、物価の変化率への影響が大きくなっている。

本章は、各金利から物価への影響についての検証結果を、推定結果の係数推定値の大きさを単純に比較して、その結果は以下のとおりである。

(1) 各金利の変化率から、消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響の方が大きい。

(2) 実質預金金利の変化率からの影響に対し、実質貸出金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響の方が大きい。

(3) 銀行間取引金利(1日、7日、30日、60日、90日)と、物価との関係について、90日の銀行間取引金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響の方が大きい。

(4) 銀行間債券金利(1日、7日、1カ月、2カ月、3カ月)と、物価との関係について、1カ月の銀行間債券金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響が大きい。

(5) 上海銀行間取引金利(翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月)と、物価との関係について、1ヶ月の上海銀行間取引金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響が最も大きい。特に、食品価格の変化率への影響のインパルス反応の累積値

は、6期は0.61で、12期は0.7である。

上海銀行間取引金利の変化率から物価(消費者物価と食品価格)の変化率に与える影響が最も大きいと示される。その推定結果からは、基準金利として、上海銀行間取引金利は最も相応しいと考えられる。易綱(2009)張漢鵬 戴金平(2014))をはじめ、多くの先行研究にも指摘した。

本章の構成は、第1節で、中国の金利と物価の関係に関する先行研究を確認する。第2節で、分析手法と単位根検定を行う。第3節で、金利と物価との関係について、VARモデルで推定を行う。最終節で、分析のまとめを行う。

第1節 金利と物価の関係に関する先行研究

発展途上国に比べ、先進国では金利市場化がいち早く進んでいるが、金利から物価への影響に関する研究は、先進国においては、より多く存在している(Bernanke, B. S. and Blinder, A. S. (1992)、Christiano, L. J. Eichenbaum, M. and Evans, C. L. (1998)、Romer, C. D and Romer, D. H(2000)と、Gürkaynak, R. S. Levin, A. T. Marder, A. N. and Swanson, E. T. (2006)と、Thorbecke, W. and Zhang, H. J. (2009))^{vii}。そして、Cody, B. J and Mills, L. O. (1991)、Garner, A. C. (1989)は、大口商品では、取引の効率性が高く、価格変動は経済変化を反映しており、物価の代表であると指摘した。

本章では、各金利の変化率と、消費者物価の変化率との関係を探るのみならず、各金利の変化率から食品価格の変化率に影響を与えるかどうか、分析を行う。

中国の金利と物価の関係に関する論文が多く存在している。その分析結果は以下のとおりである。

王玉霞(1987)は、中国の政策金利を調整するには、物価は重要な要因である。さらに、2つの因果関係から考えるべきと指摘した。すなわち、物価から金利への影響を与えると、金利から物価への影響を与えるがある。

そして、金利と物価の関係についての分析結果は、以下のとおりである。(1)物価の上昇率は預金金利より大きい場合、消費者は消費を選ぶと、物価の上昇率は預金金利より少ない場合、消費者は貯蓄を選ぶ。(2)実質金利は名目金利から物価上昇率を除くものである。(3)金利の上昇は企業のコストへ転嫁する場合、貸出金利が上昇すると、企業は債務による

金利負担増で、コストが上昇すると、物価も上昇する。

謝平 袁沁敌(2003)は、小売価格指数(前年同月比)と、預金金利(1年)との関係について、1期のAR(自己回帰モデル)と1期のMA(移動平均プロセス)を加えて、回帰分析を行った結果は以下のとおりである。(1)1986年1月-2002年9月では、金利の変化率から小売価格指数(前年同月比)に影響を与えるのは、16期以後で、負である(16期-0.323、18期-0.364)。(2)1996年5月-2002年9月では、金利の変化率から小売価格指数(前年同月比)への影響を与えるのは、18期以後で、負である(18期-0.273、22期-0.335、27期-0.332)。

石柱鮮 孫皓 石庆華(2006)は、消費者物価と銀行間取引金利(1週、3週、4週、8週、12週、16週と、1週の金利差)の関係について、1996年1月-2005年12月のデータを用いて、VAR-ATSMモデルで分析を行った。(1)短期の金利差は、物価に負の影響を与える。2-3期後影響が大きくなり、時間とともに影響がなくなる。すなわち、銀行間取引金利は中央銀行の貨幣政策では、重要であると指摘した。(2)長期の金利差は、物価に正の影響を与える。

張艶(2006)は、中国の小売物価指数(前年同月比)、マネーサプライ(M2)、金利(貸出金利)、産出量(実質工業総生産)、投資(実質固定資産投資)、消費(実質社会商品小売総額)を用いて、1990年1月から2003年12月のデータを適用し、Grangerテストと多変数VARモデルで分析を行った。Grangerの因果性テストの結果をみると、金利から物価への影響を検出していなかった。多変数VARモデルの実証分析の結果より、1990年以降のインパルス応答では、金利は物価に対し、正の影響を与えて、効果は限定的である。それは、中国の金利はまだ政府によって、管理されて市場化されていないと、金融政策の手段としての効果を発揮するのは限界があると指摘した。

易綱(2009)は、中長期の基準金利は国債収益率曲線であり、短期基準金利はSHIBORを代表すると指摘した。金利の調整で物価に影響を与える。それは、1996-1999年、実質金利が上昇すると、企業の債務負担を増加し、企業投資意識が低くなると、銀行不良債務が上昇し、貸出の圧力が高まり、貸出が少なくなると、物価が下がる。2003-2004年と2007年、実質金利はマイナスになると、企業収入増で投資を拡大し、潜在的に物価上昇の圧力になっていると指摘した。

董董(2010)は、物価と預金金利との関係について、分析を行った。その結果は、(1)預金

金利が下がると、物価が上昇する。すなわち、金利が上昇すると、貯蓄を増加する。一方、消費が少なくなる。供給は需要より多い場合、消費水準が低くなり、物価が下がる。(2)預金金利は、食品価格に影響が大きい。衣類品価格と高級耐久品価格に与える影響はほぼ変わらない、安定である。一般日用品価格に影響が小さい。

張延良 白未楽(2011)は、実質貸出金利(1年)と、消費者物価指数(小売価格指数は第三次産業の変化を除いたので、価格指数として、消費者物価指数を使用)との関係について、1993Q1-2007Q4のデータで、実証分析を行った結果は、(1)グランジャー因果性テストでは、金利から消費者物価への影響を与える。(2)ADLモデルにおける分析の結果は、金利は物価に正の影響を与える。

張麗(2011)は、預金金利(1年)と、消費者物価の変化率(CPI)との関係について、1984-2009年のデータを用いて、グランジャー因果性テストの結果は、(1)物価から金利への影響はない。(2)金利から物価に影響を与えて、正の相関関係がある。(3)すなわち、フィッシャー効果が成立しない。その原因は、金利は中央銀行の統制により、自由化していないと指摘した。

王玉華 陳宝衛 馮波 楊釗(2013)は、金利(SHIBOR(翌日物の加重平均))と、消費者物価との関係について、2000年1月-2011年12月のデータで、STRモデルを用いて、分析を行った結果は、金利と物価とは正の相関関係である。(price puzzle)

第2節 分析手法

1. 推定モデル

推定モデルについて、VARモデルで推定を行う。すなわち、金利(公定歩合、銀行間取引金利、上海銀行間取引金利、銀行間債券金利)の変化率と貨幣供給量(M2)の変化率を説明変数とする推定モデルによって、物価(消費者物価、食品価格)の変化率への影響をみてみよう。推定式は、(1)式で示される。Iは、公定歩合(実質貸出金利と実質預金金利)、銀行間取引金利^{viii}(1日、7日、30日、60日、90日)、上海銀行間取引金利^{ix}(翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月)、銀行間債券金利^x(1日、7日、1カ月、2カ月、3カ月)の変化率を用いる。CPIは物価(消費者物価と食品価格)^{xi}の変動率を用いる。変数の説明は表4-1のとおりである。

$$\text{CPI}_t = C + \sum_{i=1}^n \beta_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i M2_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで β は係数推定値であり、 ε_t は誤差項である。ラグ(n)はAICとSCの結果により4である。

2. 推定手法

公定歩合(実質貸出金利と実質預金金利)、銀行間取引金利(1日、7日、30日、60日、90日)、上海銀行間取引金利(翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月)、銀行間債券金利(1日、7日、1カ月、2カ月、3カ月)の変化率と、物価(消費者物価と食品価格)に分けて推定を行う。

まず、各変数の単位根検定を行う。そして、時系列(月次)データのVARモデルを適用し、推定を行う。インパルス反応の結果にしたがって、分析を行う。

第3節 単位根検定

銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率(先月比)の単位根検定の結果は公定歩合(実質貸出金利と実質預金金利)、銀行間取引金利(1日、7日、30日、60日、90日)、上海銀行間取引金利(翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月)、銀行間債券金利(1日、7日、1カ月、2カ月、3カ月)と、物価(消費者物価と食品価格)の単位根検定は、表4-2で示される。表4-2は単位根検定とトレンド付の単位根検定結果である。表4-2をみると、各データの定常性が満たされている。

第4節 VAR推定

本節では、前節の諸変数を用いてVAR推定を行う。インパルス反応の累積値は表4-3-表4-4のとおりである。

(1) 公定歩合と物価

2008年1月から2016年3月までのデータを用いて、VARモデルにより、公定歩合(実質貸出金利と実質預金金利)の変化率と物価(消費者物価と食品価格)の変化率の関係について、分析を行う。インパルス応答は図4-1から図4-4までのとおりである。公定歩合(実質貸出金利と実質預金金利)の変化率と物価(消費者物価と食品価格)の変化率に影響を与

えるタイミングは1期以後と考えられる。縦軸は乖離の程度(単位は%)をあらわしており、横軸は時間、ここではショック後の月数をあらわしている。

①図4-1をみると、実質貸出金利の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.318までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.309である。

②図4-2を見ると、実質預金金利の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.105までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.094である。

③図4-3をみると、実質貸出金利の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.475までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.496である。

④図4-4をみると、実質預金金利の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.185までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.175である。

係数推定値の大きさからみると、実質預金金利の変化率からの影響に対し、実質貸出金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響が大きい。そして、消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響が大きい。

(2) 銀行間取引金利と物価

2008年1月から2016年3月までの銀行間取引金利(1日、7日、30日、60日、90日)の変化率と物価(消費者物価と食品価格)の変化率の関係について、分析を行う。インパルス応答は図4-5から図4-14までのおりである。銀行間取引金利(1日、7日、30日、60日、90日)の変化率と物価(消費者物価と食品価格)の変化率に影響を与えるタイミングは1期以後と考えられる。縦軸は乖離の程度(単位は%)をあらわしており、横軸は時間、ここではショック後の月数をあらわしている。

①図4-5をみると、銀行間取引金利(1日)変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.29までに上昇してから影響が少なく

なり、36期までは0.291である。

②図4-6をみると、銀行間取引金利（7日）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.309までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.315である。

③図4-7をみると、銀行間取引金利（30日）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.331までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.336である。

④図4-8をみると、銀行間取引金利（60日）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.291までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.288である。

⑤図4-9をみると、銀行間取引金利（90日）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.376までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.378である。

⑥図4-10をみると、銀行間取引金利（1日）変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.479までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.476である。

⑦図4-11をみると、銀行間取引金利（7日）変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.549までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.569である。

⑧図4-12をみると、銀行間取引金利（30日）変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.556までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.553である。

⑨図4-13をみると、銀行間取引金利（60日）変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.528までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.519である。

⑩図4-14をみると、銀行間取引金利（90日）変化率から食品価格の変化率に正の影響

を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.684までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.694である。

係数推定値の大きさからみると、90日の銀行間取引金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響は最も大きい。そして、消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響が大きい。

(3) 上海銀行間取引金利と物価

2008年1月から2016年3月までの上海銀行間取引金利（翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月）の変化率と物価（消費者物価と食品価格）の変化率の関係について、分析を行う。インパルス応答は図4-15から図4-24までのとおりである。銀行間取引金利（翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月）の変化率と物価（消費者物価と食品価格）の変化率に影響を与えるタイミングは1期以後と考えられる。縦軸は乖離の程度（単位は%）をあらわしており、横軸は時間、ここではショック後の月数をあらわしている。

①図4-15をみると、上海銀行間取引金利（翌日物）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.281までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.284である。

②図4-16をみると、上海銀行間取引金利（1週）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.317までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.325である。

③図4-17をみると、上海銀行間取引金利（1ヶ月）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.391までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.401である。

④図4-18をみると、上海銀行間取引金利（3ヶ月）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.332までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.33である。

⑤図4-19をみると、上海銀行間取引金利（9ヶ月）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.311までに上昇してから影

響が少なくなり、36期までは0.308である。

⑥図4-20をみると、上海銀行間取引金利（翌日物）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.474までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.478である。

⑦図4-21をみると、上海銀行間取引金利（1週）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.552までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.569である。

⑧図4-22をみると、上海銀行間取引金利（1ヶ月）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は、6期で0.61と12期で0.703までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.713である。その各金利の影響に対し、最も大きい。

⑨図4-23をみると、上海銀行間取引金利（3ヶ月）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.548までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.559である。

⑩図4-24をみると、上海銀行間取引金利（9ヶ月）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.497までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.485である。

係数推定値の大きさからみると、1ヶ月の上海銀行間取引金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響は最も大きい。そして、消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響が大きい。

(4) 銀行間債券金利と物価

2008年1月から2016年3月までの銀行間債券金利と物価（1日、7日、1カ月、2カ月、3カ月）の変化率と物価（消費者物価と食品価格）の変化率の関係について、分析を行う。インパルス応答は図4-25から図4-34までのとおりである。銀行間債券金利と物価（1日、7日、1カ月、2カ月、3カ月）の変化率と物価（消費者物価と食品価格）の変化率に影響を与えるタイミングは1期以後と考えられる。縦軸は乖離の程度（単位は%）をあら

わしており、横軸は時間、ここではショック後の月数をあらわしている。

①図 4-25 をみると、銀行間債券金利（1 日）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.294 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.297 である。

②図 4-26 をみると、銀行間債券金利（7 日）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.306 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.313 である。

③図 4-27 をみると、銀行間債券金利（1 カ月）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.348 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.356 である。

④図 4-28 をみると、銀行間債券金利（2 カ月）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.349 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.354 である。

⑤図 4-29 をみると、銀行間債券金利（3 カ月）の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.338 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.337 である。

⑥図 4-30 をみると、銀行間債券金利（1 日）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.495 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.497 である。

⑦図 4-31 をみると、銀行間債券金利（7 日）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.529 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.549 である。

⑧図 4-32 をみると、銀行間債券金利（1 カ月）の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は 12 期で 0.624 までに上昇してから影響が少なくなり、36 期までは 0.63 である。

⑨図 4-33 をみると、銀行間債券金利（2 カ月）の変化率から食品価格の変化率に正の影

響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.594までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.6である。

⑩図4-34をみると、銀行間債券金利(3カ月)の変化率から食品価格の変化率に正の影響を与えている。インパルス反応の累積値は12期で0.614までに上昇してから影響が少なくなり、36期までは0.611である。

推定値からみると、1ヶ月の銀行間債券金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響が大きい。そして、消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響が大きい。

(5) 比較研究

公定歩合、銀行間取引金利、上海銀行間取引金利、銀行間債券金利における種類別での物価への影響の結果は、図表4-1-図表4-4のとおりである。

①銀行間取引金利(1日)、上海銀行間取引金利(翌日物)、銀行間債券金利(1日)の変化率から消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響の方が大きい。

②銀行間取引金利(7日)、上海銀行間取引金利(1週)、銀行間債券金利(7日)の変化率から消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響の方が大きい。

③銀行間取引金利(30日)、上海銀行間取引金利(1ヶ月)、銀行間債券金利(1カ月)の変化率から消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響の方が大きい。

④銀行間取引金利(90日)、上海銀行間取引金利(3ヶ月)、銀行間債券金利(3カ月)の変化率から消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響の方が大きい。

⑤各金利の影響について、上海銀行間取引金利の変動から物価(消費者物価と食品価格)の変動に与える影響が最も大きいである。それは、近年、上海銀行間取引金利は最も重要な金利になり、基準金利として相応しい金利であると多くの先行研究での指摘があった。

まとめ

2008年にアメリカ発のリーマンショックの影響で、世界各国は金融危機に襲われた。危機対策として、中国は大胆な経済政策を打出した。中国政府と中国人民銀行は、2008年から2015年までに18回の貸出金利と17回の預金金利を調整した。その成果で、世界各国の中で最も早い回復を終えて、再び、成長の軌道に乗った。一方、実質貸出金利と実質預金金利の変化率の平均値は5.7と2.66で、高い水準である。さらに、1978年から、高度経済成

長の目標を実現するために、政府と中央銀行(中国人民銀行)は、市中に貨幣を供給し続けている。企業や個人は潤沢な資金で消費と、投資を急速に拡大し、高度経済成長を実現したが、企業、政府の債務残高が大きく膨らんでいる。多大な債務に対し、金利の上昇は企業に対し、大きな影響を与えている。すなわち、コスト・インフレーションと考えられる。実質預金金利が上昇すると、貯蓄による収入が多くなると、消費が多くなり、物価が上昇すると考えられる。

中国の短期と中期の基準金利は先行研究によって、銀行間取引金利、上海銀行間取引金利、銀行間債券金利との指摘があった。各金利は物価(消費者物価と食品価格)との関係について、2008年1月から2016年3月までのデータを用いて、VARモデルで推定を行った。

金利(実質貸出金利、実質預金金利、銀行間取引金利、上海銀行間取引金利と銀行間債券金利)の変化率と、物価(消費者物価と食品価格)の変化率との検証結果は以下のとおりである。

(1)各金利の変化率から消費者物価の変化率への影響は、正である。その検証結果は、王玉華 陳宝衛 馮波 楊釗(2013)張延良 白未楽(2011)張麗(2011)と張艷(2006)の推定結果とは同じである。王玉霞(1987)の推論とは同じである。

それは、1978年以来、政府と中央銀行は経済成長を求めるために、市中に潤沢な貨幣を供給し続けている。その結果、企業(特に国有企業)の債務残高が大きく上昇している。実質貸出金利と、銀行間の取引金利が上昇すると、コスト・インフレーションで、物価が上昇すると考えられる。実質預金金利が上昇すると、貯蓄による収入が多くなると、消費が多くなり、物価が上昇すると考えられる。

それに対し、謝平 袁沁敌(2003)とは負の影響を与えるとの検証結果を示されている。董董(2010)は、国民の消費より貯蓄を重視することから、金利は物価に負の影響を与えると推論した。易綱(2009)は、銀行の貸出量から、金利は物価に負の影響を与えると推論した。一方、石柱鮮 孫皓 石庆華(2006)は、短期の金利差は物価に負の影響を与えると、長期の金利差は物価に正の影響を与えると指摘した。

(2)消費者物価の変化率では、重要で最も大きな割合を示されているのは、食品価格の変化率である。董董(2010)は金利から食品価格への影響が大きいと推論した。各金利の変化率から、食品価格の変化率への影響にも正である。

(3)インパルス反応の結果からは、各金利の変化率から物価の変化率への影響は、0から12期(12カ月)までは、上昇することを示す。その後、影響が弱くなって、ほぼゼロに近い。

まだ、中国は中央銀行を定められた公定歩合と、市中における銀行間取引金利がある。金利の自由化を実行してから、銀行間取引金利の変化率は、物価の変化率への影響が大きくなっている。

本章は、各金利から物価への影響についての検証結果を、推定結果の係数推定値の大きさを単純に比較して、その結果は以下のとおりである。

(1)各金利の変化率から、消費者物価の変化率への影響に対し、食品価格の変化率への影響の方が大きい。

(2)実質預金金利の変化率からの影響に対し、実質貸出金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響の方が大きい。

(3)銀行間取引金利(1日、7日、30日、60日、90日)と、物価との関係について、90日の銀行間取引金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響の方が大きい。

(4)銀行間債券金利(1日、7日、1カ月、2カ月、3カ月)と、物価との関係について、1カ月の銀行間債券金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響が大きい。

(5)上海銀行間取引金利(翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月)と、物価との関係について、1ヶ月の上海銀行間取引金利の変化率から、消費者物価の変化率と食品価格の変化率への影響が最も大きい。特に、食品価格の変化率への影響のインパルス反応の累積値は、6期は0.61で、12期は0.7である。

上海銀行間取引金利の変化率から物価(消費者物価と食品価格)の変化率に与える影響が最も大きいと示される。その推定結果からは、基準金利として、上海銀行間取引金利は最も相応しいと考えられる。易綱(2009)張漢鵬 戴金平(2014))をはじめ、多くの先行研究にも指摘した。

第5章 中国におけるフィッシャー効果の検証

はじめに

本章は、中国の金利市場化の改革を進む段階における銀行金利（銀行間取引金利と上海銀行間取引金利）と消費者物価の関係を注目し、フィッシャー効果の存在について、検証を行う。すなわち、中国の消費者物価の変動と、金利として銀行間取引金利の変動（2002年2月 - 2015年5月）および上海銀行間取引金利の変動（2006年11月 - 2015年5月）との関係を、グレンジャーの因果性テスト、OLSモデルとVARモデルを適用した推定結果を報告する。中国の消費者物価の変動は金利の変動に影響を与えるかどうかの検証結果で、中国のフィッシャー仮説が存在するかどうかを、明らかにする。

従来の中国の金融政策について、政府は中国人民銀行を通じ、政策金利を操作による市中の貨幣供給量を調整するマネー・サプライ・ターゲティング政策とみなされる。中国は、1978年から経済改革が進み、経済成長するとともに、銀行間取引金利の市場化改革が重要な政策課題となっている。貨幣の価値を評価する金利の市場化改革は、人民元は国際通貨基金（IMF）の「主要通貨」の仲間入りすることが求められているが、その過程での代表する金利が、銀行間取引金利と上海銀行間取引金利（SHIBOR）がある。

中国の政策金利（公定歩合）は政府と中国人民銀行によって、管理されている。一方、経済改革後、経済成長するとともに、1996年6月から銀行間取引金利自由化の改革を先行して進められた。さらに、グローバルな環境で市場の供給バランスを配慮し、試行を重ねて、2007年1月に上海銀行間取引金利（SHIBOR）が正式に開始された。本章では、銀行間取引金利と上海銀行間取引金利が、自由化改革を進む段階で、消費者物価の変動が金利の変動に影響を与えるかどうかは、すなわち、中国のフィッシャー効果について、分析を行

う。これまでの中国のデータを用いたフィッシャー仮説に関する研究が多く存在しているが、銀行間取引金利と上海銀行間取引金利(SHIBOR)を用いたフィッシャー仮説に関する検証は、なされていない。

本章の構成は、第1節で、フィッシャー効果に関する先行研究を概観する。第2節で、フィッシャー仮説に関する検証を行う。最終節で、分析のまとめを行う。

第1節 中国のフィッシャー効果に関する先行研究

短期と長期においては、金利とインフレ期待の関係について、Irving Fisher(1930)は、実質利子率が一定で、名目利子率はインフレ期待の変化によって、左右されると主張した。その関係で、「フィッシャー仮説」と呼ばれる。名目利子率と期待インフレの関係について、以下のように示す。

$$\text{名目利子率} = \text{実質利子率} + \text{期待インフレ} \quad (1)$$

以上の Irving Fisher 方程式^{xii}は、実質利子率一定で仮定するとき、1%の期待インフレの上昇率が名目利子率を1%上昇させる。すなわち、名目利子率と期待インフレの関係は、1対1で対応する。そのときに「フィッシャー効果」が存在する。

フィッシャー効果が成立すれば、金利中立性が成立する。名目利子率は期待インフレ率の測定基準となる。

この仮説の検定は先進国において、より多く存在している。

Fama(1975)は、アメリカの短期フィッシャー仮説について検証を行った。名目利子率は短期財務省証券(TB)の金利(1ヵ月もの-6ヵ月もの)とし、1ヵ月-12ヵ月前の消費者物価の変化率(CPI)を期待インフレ率として、その関係について、1953年1月-1971年7月の月次データを適用し、回帰テストで推定を行った。その結果、合理的期待と実質利子率が一定と仮定する時、将来の予想インフレは名目利子率に影響を与えている。部分的なフィッシャー効果の存在を検出した。

Yohe and Karnosky(1969)は、アメリカの短期名目利子率(4ヵ月-6ヵ月商業手形の利回り)、長期の名目利子率(社債の満期利回り)と、48期前までの消費者物価の変化率(CPI)は期待インフレ^{xiii}として、その関係について、1952年1月-1969年9月のデータを適用し、回帰分析を行った。その結果、期待インフレは名目利子率に対し、大きな影響を及ぼす。部分的なフィッシャー効果の存在を検出した。そして、1965年以降の市場金利の大きいな

上昇について、インフレが起因と指摘した。

Mishkin and Simon(1995)は、オーストラリアにおける短期と長期フィッシャー仮説について、検証を行った。財務省証券(13週もの)は名目利子率とし、消費者物価の変化率(CPI)は期待インフレ率として、その関係について、1962:3-1993:4の四半期データを適用し、共和分テスト(EGテスト)を行った。その結果、長期のフィッシャー効果を検出すると、短期フィッシャー効果は検出してなかった。

Hawtrey (1997)は、オーストラリアの短期と長期のフィッシャー仮説について、検証を行った。実質利子率一定で、名目利子率は財務省証券(13週もの)、銀行引受手形(90日もの)、国債(10年もの)と、消費者物価の変化率(CPI)の関係について、1969:3-1994:4の四半期データを適用し、共和分テスト(ヨハンセン・テスト)を行った。その分析結果は、規制緩和(1983年)以前は棄却されて、その以後はフィッシャー仮説を支持する。それは規制緩和の結果と指摘した。

King and Watson(1997)は、長期中立性について分析を行った。アメリカの長期名目利子率は政府短期証券の利回り(3ヵ月もの)とインフレ(CPI)について、1949:1-1990:4の四半期データを適用し、VARモデルで分析を行った。その結果、長期のフィッシャー効果について、その効果は強くない。名目利子率がインフレに対し、1対1で変動することはない、部分的なフィッシャー効果の存在を検出した。すなわち、金利の長期中立性が成立しないと指摘した。

Koustantas and Serletis(1999)は、ベルギー(1957:1-1995:2)、カナダ(1957:1-1995:2)、デンマーク(1972:1-1995:2)、フランス(1957:1-1995:2)、ドイツ(1957:1-1995:2)、ギリシャ(1961:1-1995:2)、アイルランド(1962:1-1995:2)、日本(1957:1-1995:2)、オランダ(1960:1-1995:2)、英国(1957:1-1995:2)、アメリカ(1957:1-1955:2)の短期名目利子率とインフレ(CPI)の関係について、四半期データを適用し、King and Watson(1997)のモデルを援用して、VARモデルで分析を行った。その結果、短期的には、部分的なフィッシャー効果の存在を検出した。

Kama(1981)は、日本の短期と長期の名目利子率(債権利回り)とインフレ率(CPI、WPI)の関係について、1967年1月-1978年12月の月次データを適用し、回帰分析を行った。ラグ30期までの期待インフレ率の分析結果、短期と、長期にもインフレ率は名目利子率に影響を与えている。部分的なフィッシャー効果の存在を検出した。

折谷(1979)は、日本の「Fisher効果」について、1967年2月-1978年12月の月次デー

タを適用して、検証を行った。金利（現先レート、3ヵ月もの）と卸売物価前月比騰落率の関係について、回帰分析を行った。Koyck log による分析結果は、日本でも「Fisher 効果」を検出した。したがって、「Fisher 効果」は欧米だけでなく日本にも無視することはできないと指摘した。

黒田(1982)は、日本の国債流通利回り(上場相場)と期待インフレ率の関係について、1977年6月-1980年12月のデータで実証分析を行った。その結果、期待インフレ率(WPI)は国債利回りに影響を与えているが、約30%~40%である。完全に反映されてないと指摘した。

佐竹(2003)は、名目利子率がインフレ率とは、1対1で変動することは、完全フィッシャー効果であると、0と1の間であると、部分的にフィッシャー効果があると考えている。オーストラリアのフィッシャー仮説について、名目利子率(90日物の銀行引受手形)と物価(CPI)の関係について、1970年第1四半期から2000年第4四半期までのデータを用いて、共和分分析、Engstedの方法、Olekalnsの方法を適用し、検証を行った。すなわち、単位根検定においては、ラグの長さはAIC情報量基準に基づき、トレンドなし、トレンドあり、階差(トレンドなし)階差(トレンドあり)に区分して検証を行った。そして、共和分検定(ラグの長さはAICに基づき)について、EGテストとヨハンセン・テストで、規制緩和以前と以後にも、安定したフィッシャー効果がない。Engstedの方法でも、フィッシャー効果は支持されていない。それに対し、Olekalnsの方法では、ラグの長さはSBICによって決まり、その結果、フィッシャー仮説が成立している。しかし、係数は1より大きい。それは、税引き前の利子率を用いているからと主張する。

金利市場化を目標とし、金利改革が進んでいる中国においてもフィッシャー効果に関する論文が多く存在している。

王国林 陸文(2005)は、中国、アメリカの長期と短期フィッシャー効果について、検証を行った。中米両国、名目利子率は金融機関の貸出金利とし、インフレ率は消費者物価の変化率(CPI)として、長期的には、1980年から2004年までの年次データを適用し、短期として、1987年1月から2005年6月までの月次データを適用し、回帰分析を行った。その結果、中国の事例では、長期的には、1%のCPIが上昇すると、名目利子率は0.237%が上昇する。短期的には、1%CPIが上昇すると、名目利子率は0.18%が上昇する。そして、短期的には、インフレ率は11期(11ヵ月)前の消費者物価の変化率(CPI)は期待インフレとし、分析を行った。その結果、1%のCPIが上昇すると、名目利子率は0.232%が上昇する。t検定値はかなり高いが、ダービン・ワトソン検定値は低い。実質利子率の変動と、中国政府は中国人民銀

行を通して、利子率に対する管理が原因であると指摘した。アメリカの事例では、長期的には、1%のCPIが上昇すると、名目利子率は1.031%が上昇する。短期的には、1%CPIが上昇すると、名目利子率は1.02%が上昇する。そして、短期的には、インフレ率は3期(3ヵ月)前の消費者物価の変化率(CPI)は期待インフレとし、分析を行った。その結果、1%のCPIが上昇すると、名目利子率は1.009%が上昇する。t検定値はかなり高いが、ダービン・ワトソン検定値は低い。名目利子率の上昇率は1%より高いことは、税収が原因であると指摘した。さらに、中米長期と短期の金利格差とCPI格差の関係について、回帰分析を行った。その結果、長期的には、1%のCPI格差が上昇すると、名目利子率格差は0.186%が上昇する。t検定値はかなり高いが、ダービン・ワトソン検定値は低い。それは、中米両国の実質利子率が異なることは原因であると指摘した。短期的には、1%のCPI格差が上昇すると、名目利子率格差は0.125%が上昇する。t検定値はかなり高いが、ダービン・ワトソン検定値は低い。それは、中国政府の資本管理、とくに、短期資本の流動性が厳しく管理することは原因であると指摘した。

封福育(2009)は、中国のフィッシャー効果について、検証を行った。名目利子率は一年期の貸出金利とし、インフレは消費者物価の変化率として、1990年1月から2007年2月までのデータを適用し、閾値を加えた回帰分析を行った。その結果、部分的なフィッシャー効果を検出した。中国の名目利子率とCPI変化率の非線形モデルは2つ閾値を検出した。すなわち、-1.0%と12.1%である。CPI変化率は12.1%より高いでは、1%のCPIが上昇すると、名目利子率は0.23%が上昇する。CPI変化率は12.1%と-1.0%の間では、1%のCPIが上昇すると、名目利子率は0.43%が上昇する。CPI変化率は-1.0%より低いでは、フィッシャー効果を検出してなかった。

袁申国(2009)は、中国を含む、緊密な貿易関係を持つ9カ国(日本、韓国、アメリカ、ドイツ、英国、フランス、カナダ、香港、オーストラリア)のフィッシャー効果について検証を行った。すなわち、1987年から2007年までの年次データを適用し、名目利子率とインフレの関係について、FMOLSとDOLSで分析を行った。中国における名目利子率は中央銀行貸出金利とCPI変化率(2000年=100)、日本は、3ヵ月(或い90日)の貯金利子率とCPI変化率(2000年=100)、韓国、アメリカ、ドイツ、英国、フランス、カナダ、オーストラリアは政府債権利子率(10年債)とCPI変化率(2000年=100)、香港は預金利子率とCPI変化率(2004年10月—2005年9月=100)、その関係について、DOLSとFMOLS検定結果で、中国は1%の消費者物価の変化率から金利に与える影響は0.517と0.695である。部分的なフィッシャ

一効果を検出した。

班洁 戴菲菲(2010)は、株式利益率と物価の関係について、中国の事例で検証を行った。すなわち、上海証券取引所の株価指数と深圳証券取引所の株価指数の月次収益率と小売価格指数の関係について、1996年1月から2009年10月までの月次データを適用し、回帰分析を行った。その結果、上海証券取引所の株価指数の月次収益率はインフレからの影響を受けてない。そして、深圳証券取引所の株価指数の月次収益率はインフレから低い影響を受けている。すなわち中国の株式市場におけるフィッシャー効果を検出してないとの結論を見出した。それは、政府政策の影響が大きいと、株式市場の不健全なルール作りなどは原因であると考えられる。

張小宇 劉金全(2012)は、中国の長期フィッシャー効果について、線形と非線形モデルを用いて、分析を行った。名目利子率は、商業銀行1年期貸出利子率(1990年1月から2011年3月まで)と銀行間取引利子率(7日)(1992年1月から2011年3月まで)とし、インフレ率は消費者物価の変化率(CPI)として、線形 Engle-Granger と非線形 ESTAR-ECM で分析を行った。ADF、AIC 検定を行い、PP、Newey-West 検定では、P 値は 10%より大きい。ラグ 1 で、1%より小さい。したがって、1階差を取ることになる。非線形 ESTAR-ECM モデルの検定結果では、弱いフィッシャー効果を検出した。その効果が弱い原因は、中国の貸出利子率は政府が管理して、自由化が低いと考えられる。市場における自由化がより高い銀行間取引利子率を適用した結果は、前述より高いが、以前として、低い結果となっている。すなわち、中国のフィッシャー効果は部分的なフィッシャー効果で低いとの結論を見出した。それは、中国政府は中央銀行を通して、利子率への管理の結果であると指摘した。

張麗(2011)は、1984年から2009年までの中国のフィッシャー効果について、分析を行った。名目利子率は一年期預金利子率とし、インフレ率は消費者物価の変化率(CPI)として、Granger 因果性分析を行った。その結果、フィッシャー効果を検出してなかった。それは、中国の金利市場の改革が進んでいるが、不健全である。そして、国際経済関係にも金利変動に影響を与えると指摘した。

張艶(2006)は、中国の物価(小売物価指数対前年同月比)、マネー・サプライ(M2)、金利(貸出金利)、産出量(実質工業総生産)、投資(実質固定資産投資)、消費(実質社会商品小売総額)を用いて、1990年1月から2003年12月までのデータを適用し、Granger テストと多変数 VAR モデルで分析を行った。Granger の因果性テストの結果をみると、金利は、物価、マネー・サプライとは因果関係を検出した。

第2節 フィッシャー仮説に関する検証

(1) 分析手法

① 推定モデル

推定モデルについては、多くの先行研究が依拠している King and Watson(1997)と Fama(1975)の推定モデルを採用する。

金利(銀行間取引金利、上海銀行間取引金利)を被説明変数とする推定モデルによって、消費者物価の変動の影響を探る。推定式は、(2)式で示される。I は銀行間取引金利(1日、7日、20日、30日、60日、90日)と上海銀行間取引金利(翌日物、1週、2週、1カ月、3カ月、9カ月と1年)の変化率を別々に当てはめる。CPI は消費者物価の変動率を用いる。変数の説明は表5-1のとおりである。

$$I = \beta_0 + \beta_1 \text{CPI} + \beta_2 \sum_{n=1}^P I + \beta_3 \sum_{n=1}^P \text{CPI} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで β は係数推定値であり、 ε_t は誤差項である。

② 推定手法

銀行間取引金利と上海銀行間取引金利の場合に分けて、推定を行う。事前に各変数の単位根検定を行い、Granger の因果性テストを行う。そして、時系列(月次)データの OLS(最小二乗法)推定を行い、さらに、VAR モデルを適用する。インパルス反応の結果にしたがって、分析を行う。

(1) 銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率(先月比)

2002年2月から2015年5月までのデータを用いる。

① 単位根検定

銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率(先月比)の単位根検定の結果は表3で示される。表5-2は単位根検定と1階差をとった単位根検定結果である。表5-2をみると、各データの定常性が満たされている。そして、階差なしと階差をとった単位根検定の結果は、ほぼ同じ結果である。

② Granger の因果性テスト

銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率(先月比)の Granger の因果性テストの結果は表5-3で示される。表5-3をみると、金利について、消費者物価の変化から、1日、30

日、60日、90日の金利の変化率に対し、5%の有意水準以内で因果性がある。そして、20日の金利の変化率に対し、10%の有意水準以内で因果性がある。

③OLS 推定

銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率（先月比）の推定結果は、表 5-4 のとおりである。系列相関を回避しており、良好な推定結果となっている。中国の銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率との関係を推論すると、以下のとおりである。

(A) 消費者物価の変化率は1日、7日、20日、30日、60日、90日の金利の変化率に影響を与えている。すなわち、今期（今月）の金利の変化率は4期（4カ月）前の消費者物価の変化率により正の影響を受けている。

(B) 銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率（先月比）の推定結果をみると、消費者物価の変化率は銀行間取引金利に影響を与えているが、1対1ではない。部分的なフィッシャー効果があると考えられる。

④VAR 推定

前節の諸変数を用いて VAR 推定を行う。使用データは表 5-1 のとおりである。推定期間は2002年2月から2015年5月である。

銀行間取引金利の変化率に影響を与える変数を分析するために、インパルス応答の分析を行う。縦軸は乖離の程度（単位は%）をあらわしており、横軸は時間、ここではショック後の月数をあらわしている。図 5-1 から図 5-6 のとおりである。

インパルス反応の結果をみると、消費者物価の変化率から銀行間取引金利の変化率への影響は、すべて1%未満であり、最大値0.161であり、累積すると正である。

(2) 上海銀行間取引金利（SHIBOR）の変化率と消費者物価の変化率（先月比）

2006年11月から2015年5月までのデータを用いて、OLSモデルとVARモデルにより上海銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率との関係について分析を行う。

①単位根検定

上海銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率（先月比）の単位根検定の結果は表 5-5 で示される。表 5-5 は単位根検定と1階差をとった単位根検定結果である。表 5-5 をみると、各データの定常性が満たされている。そして、階差なしと階差をとった単位根検定の結果は、ほぼ同じである。

②Granger の因果性テスト

上海銀行間取引金利の変化率の Granger の因果性テストの結果は表 5-6 で示される。表

5-6 をみると、金利について、消費者物価の変化率から翌日物、1 週間、2 週間、1 カ月、3 カ月、9 カ月の金利変化率に対し、5%の有意水準以内に因果性がある。そして、1 年の金利変化率に対し、10%の有意水準以内で因果性がある。

③OLS 推定

上海銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率（先月比）の推定結果は表 5-7 でまとめている。そして、系列相関を回避しており、良好な推定結果となっている。

上海銀行間取引金利の変化率と消費者物価の変化率（先月比）の推定結果をみると、t 検定値はかなり高いが、ダービン・ワトソン検定値も高い。比較すると、1 週、2 週、1 カ月、3 カ月、1 年の係数値は高い。しかし、翌日物、9 カ月の係数値がきわめて低い。消費者物価の変化率は銀行間取引金利に影響を与えているが、1 対 1 ではない。部分的なフィッシャー効果を検出した。

④VAR 推定

前節の諸変数を用いて VAR 推定を行う。

上海銀行間取引金利の変化率に影響を与える変数を分析するために、インパルス応答の分析を行う。図 5-7 から図 5-13 までのインパルス反応の結果をみると、消費者物価の変化率は上海銀行間取引金利の変化率に与える影響について、すべて 1%未満であり、最大値 0.172 で、累積すると正である。

まとめ

本章では、中国の金利市場化の改革を進む段階における銀行金利（銀行間取引金利と上海銀行間取引金利）と消費者物価の関係を注目し、フィッシャー効果について、検証を行った。

中国は二つの金利政策を持っている。政策金利（公定歩合）は政府と中国人民銀行によって、管理されている。1978 年から中国経済改革を進み、経済成長するとともに、銀行間取引金利と上海銀行間取引金利の市場化改革が必要となっている。国民にもっとも近い消費者物価の変化率と貨幣の価値を評価する銀行間取引金利変化率、上海銀行間取引金利の変化率との関係を探った。消費者物価の変化率は、銀行間取引金利の変化率と、上海銀行間取引金利の変化率について、グレンジャーの因果性テストでは、両者ともに因果性を検出した。

銀行間取引金利の変化率、上海銀行間取引金利の変化率は消費者物価の変化率との関係について、OLS の推定結果から、消費者物価の変化率は金利の変化率に影響を与えているが、ともに相関関係は 1 対 1 ではなく、部分的なフィッシャー効果があると考えられる。VAR による推定結果は、インパルス反応関数により、消費者物価の変化率は銀行間取引金利の変

化率と、上海銀行間取引金利の変化率に与える影響は、それぞれともに 1%未満であり、累積すると正である。その検証結果は王国林 陸文(2005)、封福育(2009)、袁申国(2009)、張小宇 劉金全(2012)の推定結果とは同じく、正である。

OLS と VAR による推定結果の係数値からは、消費者物価の変化率からそれぞれの金利の変化率への影響に比較すると、上海銀行間取引金利の変化率への影響方が大きい。それは、中国の金利市場改革は漸進的に行われており、時間とともに、金利に対する規制緩和が大きくなり、自由化改革の成果が大きくなっていると考えられる。

第6章 中国の物価変動について-財および貨幣市場の影響

はじめに

中国の物価変動要因として、貨幣供給量と GDP の影響を取上げ、その関係を探るものである。物価変動要因の研究に関する推定モデルが多く存在しているに対し、本章では、まだ端緒になったばかりの修正 P*モデルを援用する。とくに、2001 年以後の消費者物価変動要因に注目している。すなわち、中国の消費者物価の変化率と貨幣供給量(M0、M1、M2)の変化率、実質 GDP ギャップの変化率の関係を、2001 年第 1 四半期 - 2015 年第 3 四半期のデータを適用し、修正 P*モデルを適用した推定結果を報告する。

中国の物価変動の要因に関する先行研究は、2008 年の世界金融危機からの影響を考えて、期間別と、貨幣供給量の各指標別(M0、M1、M2)での比較研究の論文はまだ少ない。それに対し、本章は、2001 年第 2 四半期 - 2007 年第 4 四半期と、2008 年第 1 四半期 - 2015 年第 3 四半期に分けて推定を行った。

消費者物価の変動に影響を与える物的な要因として、貨幣要因と財市場要因がある。貨幣要因においては、フィッシャーの交換方式とケンブリッジ学派の現金残高方程式は「貨幣数量説」を代表的である。つまり、市中に流通している貨幣の総量の変動によって、物価が変動する。財市場の要因について、総需要(AD)曲線と総供給(AS)曲線を用いて、物価水準と産出量の同時決定を説明することができる。P*(ピー・スター)は、物価変動に与える影響は、貨幣市場と財市場の両面から、その需給ギャップから物価変動への影響を分析するモデルである。

多くの先進国においては、P*モデルを援用して、研究を行った。一方、中国のデータを適用した分析は、まだ少ない。それは、中国での公表されるデータは不備があると考えられる。それに対し、張艶(2006)は、中国のデータを適用して、修正 P*(ピー・スター)モ

デルで分析を行った。本研究は、中国のデータを用いて、修正 P*(ピー・スター)モデルを援用して、貨幣要因と財市場要因の両面から、消費者物価の変動に影響を与えるどうか、検証を行う。

本章の構成は、第 1 節で、先行研究を概観する。第 2 節で、推定に関連するモデル、分析手法を確認する。第 3 節で、消費者物価の変化率に関する実証分析(OLS 推定と VAR 推定)を行う。最終節で、分析のまとめを行う。

第 1 節 先行研究

中国の物価と貨幣供給量、GDP に関する先行研究は以下のとおりである。

Friedman, M(1968)をはじめ、世界各国の貨幣政策による消費者物価への影響については、数多くの先行研究が存在する。中国の研究例について、一般的には、中国のインフレの決定要因として考えられるのは、貨幣供給量、GDP、賃金率、失業率等があり、中国を対象にした周到な研究(張(2006)は代表的である)が存在している。以下の先行研究は、中国の貨幣と GDP の変化率による消費者物価の変化率への影響を主な研究目的とする。

Chow, G. C(1987) は、貨幣から物価に影響を与えている「貨幣数量説」について、中国(1952-1983 年)の小売物価指数(P)、実質生産量(y)、マネー・サプライ(M)、賃金(W)と、アメリカ(1922-1953 年)の消費者物価指数(P)、実質生産量(y)、マネーサプライ(M)のデータで、両国ともにラグなしとラグ付(2 期)で回帰分析を行った。各推定の結果をみると、(1)中国では、①M/y から小売物価指数(P)に対し、長期的にはダービン・ワトソン検定値が低いため、M/y は P に影響を与えていない。②短期的には、ラグなしで、M/y は P に影響を与える。(2)アメリカでは、長期と短期ともに、M/y は消費者物価(P)に影響を与えていないと指摘した。

Chen, C. H(1989) は、1951-1985 年における中国の貨幣供給量(M0、M2、M3)、名目国民所得(Y)、財政赤字(D)、貿易赤字(TD)とインフレ率(TP)のデータで、BVAR(ベイズアンベクトル自己回帰)モデルを用いて分析を行った。ともに、ラグ 3 での因果性テスト結果は、以下のとおりである。(1)M0 テストでは、両方向の因果性は M0 と Y、D、TD が 10%水準以内に有意である。一方向は M0 から TP と、Y から D と、Y から TD と、Y から TP と、D

から TD と、TP から TD が 10%水準以内に有意である。(2)M2 テストでは、両方向の因果性は M2 と Y が 5%水準以内に有意である。一方向は D から M2 と、TD から M2 と、Y から D と、Y から TD と、D から TD が 10%水準以内に有意である。(3)M3 テストでは、両方向の因果性は M3 と D が 10%水準以内に有意である。一方向は、Y から M3 と、Y から D と、D から TD と、TD から M3 と、TP から TD が 10%水準以内に有意であるとの推定結果を示した。

Hasan, M. S(1999) は、1952-1993 年における中国の物価と貨幣供給量の関係について、貨幣供給量(M3)、P(実質価格 $\log P(\text{小売価格}) = \log P + \log(M2/PR(\text{小売売上高}))$)、GDP ギャップ(g(実質国民所得の対数と、所得の対数のトレンドとの間の差)、賃金(W)、農業生産性(AP)、工業生産性(IP)のデータを用いて、ラグ付(2期)で、VECモデルとグレンジャー因果性テストを行った。その結果をみると、(1) VECモデルでは、①貨幣供給量の変化率(1期ラグ)、賃金変化率(1期ラグ)は物価の変化率に負の影響を与える。GDP ギャップの変化率(1期ラグ)、工業生産性指標(1期ラグ)は物価の変化率に正の影響を与える。②物価の変化率(1期ラグ)は貨幣供給量の変化率に負の影響を与える。賃金の変化率(2期ラグ)、GDP ギャップの変化率(2期ラグ)は貨幣供給量の変化率に正の影響を与える。(2) グレンジャー因果性テストでは、物価と貨幣供給量(M3)とは両方向性反応を示す。gからPとM3が5%水準以内に有意である。WからM3と、IPからPが5%水準以内に有意であると指摘した。

Brandt, L and Zhu, X. D. (2001) は、経済成長段階(1979-1995年)における中国経済成長の一般的な均衡モデルについて、試みた。経済分権化における柔軟な予算制約によって、非国有企業と国有企業との間の生産格差が広がっている。投資配分、経済成長率、所得格差、インフレ率は通貨発行益に賄われると指摘した。

劉金全、張文剛、劉兆波(2004)は、中国の貨幣供給量(M1)の変化率とインフレ(π)の関係について、1981年1月-2002年6月のデータを用いて、1期ラグ付で、ECMモデルで推定を行った。その結果、(1)貨幣政策は物価に影響を与えて、正である。(2)需要を拡大することで、経済成長を求める。(3)短期的には、貨幣増加率とインフレ率との乖離が顕著

である。それは、需要の影響を受けているとみられる。すなわち、需要不足で、価格が下がる。(4)国民の貨幣貯蓄が流通速度に影響を与える。(5) 貨幣政策の効果を表すのは、経済環境とは深く関係している。とくに過去の貨幣政策とは深い関係がある。すなわち、一定期間の緊縮貨幣政策を実行してから、積極的に通貨政策を打出しても、効果が出るのは、一定の期間が必要であると指摘した。

Chow, G. C(2005) は、中国(1954-2002)の物価水準(小売物価指数)、実質産出量(Y)、貨幣供給量(M1、M2)と、アメリカ(1964-2002)の物価水準(GDP デフレーター)、実質産出量(Y)、マネーサプライ(M1、M2)、金利(r)の関係について、ラグなしとラグ付(1期)で、VARモデルを用いて、分析を行った。中米両国の回帰分析結果は以下のとおりである。

(1)中国では、①長期的には、モデル1での推定結果は、 $\log(M2/Y)$ は小売物価指数($\log(P)$)に正の影響を与えている。②モデル2での推定結果は、 $\Delta \log(M2/Y)$ は小売物価指数($\Delta \log(P)$)に正の影響を与えている。

(2)中国では、① $\Delta \log(M2)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期のゼロから3期まで上昇し、3期から下がり、12期からゼロになっている。② $\Delta \log(M2)$ から $\Delta \log(Y)$ への影響は、1期から2期までは正から負までに下がり、2期から上昇し、8期まではゼロに近い。③両インパルス反応においては、長期的には、ゼロになっている。

(3)アメリカ(Y、P、M1)と中国(Y、P、M1)のVARモデルの分析結果を比較すると、アメリカでは、① $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期のゼロから20期までは正である。① $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(Y)$ への影響は、1期から3期までは正から負までに下がり、4期から上昇し、20期までも負のままである。

中国では、① $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期のゼロから12期までは正である。② $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期から2期までは正から負までに下がり、2期から上昇し、5期まではゼロに近い。

アメリカの両インパルス反応は、長期的には、ゼロに近いであるに対し、中国の両インパルス反応においては、長期的には、ゼロになっている。

(4)金利を加えて、アメリカ(Y、P、M1、R)と中国(Y、P、M1)のVARモデルの分析結果を比較すると、アメリカでは、① $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期のゼロから

20期までは正である。② $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(Y)$ への影響は、1期から3期までは正から負までに下がり、4期から上昇し、20期までも負のままである。③アメリカの両インパルス反応は、長期的には、ゼロに近いである。

(5)変数の順は(M1、Y、P)のアメリカの事例では、① $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期の負から3期の正まで上昇し、20期までは正で、長期的にはゼロに近いである。② $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(Y)$ への影響は、1期の正から3期の負までに下がり、4期から上昇し、20期までも負のまま、ゼロとほぼ一致している。中国の事例では、① $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期のゼロから12期までは正である。② $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(Y)$ への影響は、1期から2期までは正から負までに下がり、2期から上昇し、5期まではゼロに近い。③アメリカの両インパルス反応は、長期的には、ゼロに近いであるに対し、中国の両インパルス反応においては、長期的には、ゼロになっている。

(6)変数の順は(M2、Y、P)の中国の事例では、① $\Delta \log(M2)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期から7期までは正である。② $\Delta \log(M2)$ から $\Delta \log(Y)$ への影響は、1期から2期までは正から負までに下がり、3期から上昇し、5期まではゼロに近い。③中国の両インパルス反応においては、長期的には、ゼロになっている。

(7)金利の加えて、変数の順は(M1、Y、P、r)のアメリカの事例では、① $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(P)$ への影響は、1期の負から3期の正まで上昇し、20期までは正で、ゼロに近いである。② $\Delta \log(M1)$ から $\Delta \log(Y)$ への影響は、1期の正から4期の負までに下がり、4期から上昇し、20期までも負のまま、ゼロとほぼ一致している指摘した。

張艶(2006)は、1976-2001年の中国の物価に影響を与える要因について、物価(GDPデフレーターと小売物価指数)、GDPギャップ(GAP)、貨幣供給量の変化率(EC)のデータで、修正P*モデルを用いて、ラグ3(AICとSCにより)の変数を導入し、推定を行った。その結果は、物価水準の変動に影響を与えるのは、貨幣の要因だけでなく、実物の要因(GDP)にも影響を与えていると指摘した。

楊麗萍、陳松林、王紅(2008)は、消費者物価指数(CPI)と貨幣供給量(M2)、銀行貸出残高(CREDIT)との関係について、1995年1月-2004年10月のデータを用いて、ラグ2の変数を導入し、VAR推定を行った。その結果、(1)貨幣供給量、銀行貸出残高の変化は物価に正の影響を与える。(2)短期的には、貨幣供給量に対し、銀行貸出残高はより早く物価に影響を与えると指摘した。

李斌(2010)は、貨幣市場と非貨幣市場(証券、黄金、不動産など)の流動性過剰(不足)は物価に影響を与えると指摘した。貨幣の供給量は物価の変動に影響を与える。一方、供給している貨幣(M2)は貯蓄に回すと、市中に流通している貨幣量が少なくなり、流通速度が減ると、物価に下がる圧力になると指摘した。

伍戈(2011)は、中国の消費者物価指数(CPI)と貨幣供給量(M2)、実質 GDP ギャップ、人民元実質為替レート(REER)、国際原油価格指数(oil)との関係について、1994年第1四半期-2009年第2四半期のデータを用いて、PcGets(2001年にHendry and KrolzigはPcGets ソフトを開発した)を用いて、ラグ3の変数を導入し、分析を行った。その結果、(1)長期的には、貨幣の変化率は消費者物価指数に正の相関関係である。短期的には、大きな影響を与えていない。その理由は、他の影響要因があると指摘した。(2)長期的には、GDP ギャップは物価に正の影響を与える。一方、短期的には、負の影響を与える。(3)短期為替レートの上昇は物価が上昇する。長期では、負の相関関係である。(4)原油の国際価格の変動は物価に与える影響が小さいと指摘した。

朱連心(2011)は、2008年にアメリカをはじめ、世界金融危機後の中国の貨幣供給量(M2)と消費者物価指数(π)の関係について、2008年10月-2010年11月のデータを用いて、ラグ3期までで、Granger 因果性テストと、回帰分析を行った。その結果、①1期と2期のラグで、5%水準以内で、M2 の変化率から CPI に影響を与えている。一方、CPI から M2 の変化率に影響を与えていない。②3期のラグでは、5%水準以内で、M2 の変化率から CPI に影響を与えている。10%水準以内で、CPI から M2 の変化率に影響を与えている。③回帰分析の結果では、貨幣供給量の変化率は消費者物価指数に正の影響を与えているが、22.93%で、限定的である。その理由は、期待インフレと経済の成長にも影響要因であると指摘した。

楊奇志、朱勝男(2012)は貨幣供給量(M2、M1、M0)の変動は、消費者物価指数(CPI)に影響を与えているどうかについて、1998年と1999年の中国の金融改革を配慮し、1999年12月-2012年8月と2005年7月-2012年8月に2つの期間に分けて、ラグ付き(AICとSCにより)で、グランジャー因果性テストを行い、10期でのインパルス反応を求めた。(1)2つの期間ともに、グランジャー因果性テストの結果をみると、①5%水準以内で、M1 の変化率と CPI 因果性がある。②M0 の変化率と CPI 因果性がない。M0 の影響がない理由は、近年支払手段の多様化で、現金の支払の比率が低くなっており、その代わりに、電子マネー、銀行カードなどが多くなっている。③M2 の変化率から CPI 因果性がないに対し、5%水

準以内で CPI から M2 の変化率因果性がある。M2 の影響がない理由は、国民の貯蓄率と不動産投資が高いと、2011 年 10 月の統計方法が改革されたと指摘した。(2)インパルス反応の結果をみると、①短期的には、M1 の変化率は CPI に正の影響を与える。②期間 2 は期間 1 より大きな影響を与えると指摘した。

謝冰、蔡洋萍(2012)は 1995 年第 1 四半期-2007 年第 4 四半期の実質 GDP (Y)、設備稼働率(C)、失業率(U)について、HP フィルターと生産関数で潜在 GDP を求めた。GDP ギャップの結果をみると、(1)1995-2001 年は負である。(2)2002-2004 年は正である。(3)2005 - 2007 年は正であり、ギャップが大きい。それは、物価は大きな上昇をさせる原因と指摘した。

張成思(2012)は、消費者物価指数(CPI)、国内総生産(GDP)、貨幣供給量(M2)、人民元実質為替レート(REER)との関係について、1978 年第 1 四半期-2011 年第 4 四半期のデータを用いて、ラグ付き (AIC と SC により) で、グランジャー因果性テストを行った。

短期の推定結果では、(1)5%水準以内で、M2 の変化率から CPI に影響を与える。一方、GDP の変化率に影響を与えてない。(2)10%水準以内で、CPI から GDP の変化率に影響を与えている。1978 年第 1 四半期-2011 年第 4 四半期と 2001 年 Q1-2011 年 Q4 のデータでは、5%水準以内で、CPI から M2 の変化率に影響を与える。一方、1978 年 Q1-1999 年 Q4 では、CPI は M2 の変化率に影響を与えていない。(3)GDP の変化率から CPI に影響を与えていない。5%水準以内で、1978 年第 1 四半期-2011 年第 4 四半期の GDP の変化率から M2 の変化率に影響を与えている。10%の水準以内で、1978 年 Q1-1999 年 Q4 では、GDP の変化率から M2 の変化率に影響を与える。一方、2001 年 Q1-2011 年 Q4 では、GDP の変化率から M2 の変化率に影響を与えていないと指摘した。

長期の推定結果では、(1)5%水準以内で、M2 の変化率は CPI に影響を与えている。一方、GDP の変化率に影響を与えていない。(2)5%水準以内で、CPI は GDP の変化率、M2 の変化率に影響を与えている。(3) 5%水準以内で、GDP の変化率は M2 の変化率に影響を与えている。一方、CPI に影響を与えていない。

人民元実質為替レートを加えて、長期の推定結果では、(1)10%水準以内で、REER の変化率から CPI に影響を与える。一方、GDP の変化率と M2 の変化率に影響を与えていない。(2)5%水準以内で、M2 の変化率から CPI と REER の変化率に影響を与えている。一方、GDP の変化率に影響を与えていない。(3)10%水準以内で、CPI から M2 と REER の変化率に影響を与えている。一方、GDP の変化率に影響を与えていない。(4)5%水準以内で、GDP の変化

率から M2 の変化率に影響を与えている。一方、CPI と REER の変化率に影響を与えていないと指摘した。

Jiang, C. Chang, T and Li, X. Y (2015) は、中国の貨幣とインフレの関係について、1991 年 1 月-2014 年 6 月の M0、M1、M2 の変化率と、CPI(消費者物価の変化率(2010=100))のデータでウェーブレット解析を用いて、推定を行った。その結果、1990 年代半ばから 2000 年台初頭までは、貨幣増加率はインフレとは、強い相関関係であるが、均一的な関連ではない。2000 年代から中国政府や中央銀行はインフレに対する金融政策の効果は前より高くなっている。貨幣の増加とインフレの関係からみると、(周波数領域により)短期は長期の影響により、安定的である。短期的にはインフレに負の影響を与えている。長期の M0 と、M1、M2 における貨幣の供給はインフレに対し、その効果は遅れてあられし、1 対 1 での調査結果を示す。インフレに対する通貨政策は、時間とともに、弱くなる。M0 の変化率では、長期にもインフレに影響を与える。M1、M2 には、QTM(貨幣数量説)が成立すると指摘した。

Zhao, L.Y and Li, L.F(2015) は、1944-1949 年における中国のハイパー・インフレの原因について、卸物価指数(π)、上海金融市場名目利子率(i)と流通中の貨幣(M0)のデータで、OLS と GMM(一般化積率法)を用いて、推定を行った。その結果、(1)超インフレの原因は低金利と貨幣供給である。(2)最もは政府収入(通貨発行益)を追求するのは、原因であると指摘した。

姚興財(2016)は、消費者物価指数(CPI)と貨幣供給量(M1 と M2) の関係について、1997 年 1 月-2010 年 10 月のデータを用いて、ラグなしで、回帰分析を行った。その結果をみると、(1) M1 の変動は CPI に負の影響を与えて、相関係数は 0 より小さい。(2) M2 の変動は CPI に正の影響を与えて、相関係数は 0 より大きい。(2)相関係数の絶対値が小さいからは、CPI に対し、貨幣供給量(M1 と M2) は両変数ともに顕著な相関関係を示されていない。

姜怡菲(2016)は、消費者物価指数(Y)と国内総生産指数(X_1)固定資産投資高変化率(X_2)、外貨準備高変化率(X_3)との関係について、1980-2013 年のデータを用いて、ラグ 1 で、グランジャー因果性と VAR 推定を行った。(1)グランジャー因果性テストの結果をみると、①5%水準以内で、消費者物価指数と経済成長率、消費者物価指数と固定資産投資高変化率、とは両方向の因果関係を検出した。②消費者物価指数と外貨準備高変化率とは、因果関係を検出してない。

(2) VAR とインパルス反応の結果をみると、①経済成長率と固定資産投資高変化率は消費者物価指数に持続的に正の影響を与えている。②消費者物価指数は1期前の物価から強い影響を受けている。

楽怡婷、章洪量(2016)は、消費者物価指数(GCPI)と国内総生産(GGDP)、貨幣供給量(M1)との関係について、1980-2013年のデータを用いて、ラグ2で、グランジャー因果性とSVAR推定を行った。(1)グランジャー因果性テストの結果からみると、①1%水準以内で、GGDPの変化率からGCPIに影響を与えている。②1%水準以内で、M1変化率からGCPIに影響を与えている。③5%水準以内で、GCPIからGGDPの変化率に影響を与えている。④供給が不足で、物価が上昇する。⑤拡張的な通貨政策は投資需要が増加し、物価が上昇させる。とくに、近年不動産投資が急増している。(2)10期でのインパルス反応の結果をみると、2期から物価へ影響を与え始め、9期まで上昇し、10期から縮小と示されている。累積すると正の影響を与えている。

游蕾、王帅、王璐熠(2016)は、中国の消費者物価指数(inlfa)と経済成長率(実質GDP(lgdp))、貨幣供給量M2(1m2)との関係について、1991-2014年のデータを用いて、ラグ2で、VAR推定を行った。インパルス反応の結果をみると、(1)M2の変化率、GDP変化率からインフレに影響を与えて、正である。(2)長期的、inlfaはM2の変化率で決める。(3)短期では、M2の変化率からinlfaへ影響を与えて、正である。3期で最大である。その後弱まり、ゼロになる。(3)GDP変化率からインフレへ影響を与えている。正と負交替である。(4)物価が大きな上昇する時、政府は貨幣供給量の調整を行う。最後はゼロになる。(4)短期では、インフレからM2の変化率へ大きな影響を与える。

第2節 分析手法

(1)P*モデル

Hoeller and Poret (1991)、Hallman, Porter and Small(1991)は物価の変動の圧力は、財市場の需給ギャップ(GDPギャップ)と貨幣市場の需給ギャップ(マネーギャップ)によって説明すると指摘した。すなわち、実質GDPと潜在実質GDP、実質貨幣供給量と潜在実質貨幣供給量との乖離程度によって、物価上昇圧力の度合を推定する。P*(ピー・スター)の特長では、①貨幣供給量(貨幣数量説)のみならず、実体経済における財市場の要因(フィッシャー効果)も総合的に考慮している。②2つの要因として、トレンドを推定することによって、物価上昇の圧力を勘案し、推定を行う。

張艶(2006)は、基本的な P*モデルについて、サーペイを行った。それらを参考して以下のようにまとめる。

物価変動の圧力は、貨幣流通速度ギャップと生産物市場の需給ギャップによって、影響を与える。P*はフィッシャーの交換方程式から導かれる。長期的な P*モデルについての方程式を導出し、以下のように示す。

$$P=M \times V / Q \quad (1)$$

すなわち、物価水準=通貨量供給量×貨幣流通速度/取引量である。

$$P^*=M \times V^* / Q^* \quad (2)$$

式(2)から式(1)を引くより、以下の式(3)を得る。

$$P^*/P=(V^*/V) \times (Q/Q^*) \quad (3)$$

対数で計算すると、以下のように示す。

$$p^*-p=(v^*-v)+(q-q^*) \quad (4)$$

すなわち、(物価ギャップ)=(貨幣流通速度ギャップ)+(生産物の需給ギャップ)

以上の方程式の推移結果式(4)から、潜在物価水準 P*と実際の物価水準 P の乖離(物価ギャップ)は、貨幣市場の需給ギャップ(貨幣流通速度ギャップ)と財市場の需給ギャップ(GDP ギャップ)によって、規定されることになる。

(2) 修正 P*(ピー・スター)モデル

張艶(2006)は、中国の物価に影響を与える要因を推定するために、修正 P*モデルでインフレ関数の推定を行った。推定式は以下のとおりである。

$$\pi_t = C + \sum_{i=1}^n \beta_i GAP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i EC_{t-i} + \lambda \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

π はインフレ率であり^{xiv}、GDP デフレーターと小売物価指数の 2 つを使用する。GAP は財市場の需給を表す GDP ギャップ、誤差修正項 EC は貨幣市場の需給を表すマネーギャップである。C は定数項、 ε は誤差項、添え字 t は時間を表す。推定期間は 1978 年-2001 年である。実質 GDP を用いて HP フィルターにより、潜在実質 GDP を求める。

(3) 誤差修正項(EC)

経済モデルと現実の動きの差が存在している。その乖離は共分散や相関関係は2つの変数間の変動の関係を測定する単純回帰を利用して、直接関心のない事項を除去することができる。その除去された部分の影響は誤差修正項目である。

張艶(2006)を参照して、貨幣需要関数における貨幣市場の誤差修正項 EC0、EC1 と EC2(実質マネーサプライ)を推定する^{xv}。推定結果は表 6-1 から表 6-3 のとおりである。

①表 6-1 をみると、誤差修正項(EC0)を、 $EC0=RM0-0.764351RGDP-2.899482$ である。ダービン・ワトソン値は 2.37 であり、EC0 は実質マネーサプライ(RM0)と実質 GDP(RGDP)の共和分関係を示している。

②表 6-2 をみると、誤差修正項(EC1)を、 $EC1=RM1-0.993809RGDP-1.92083$ である。ダービン・ワトソン値は 1.67 であり、EC1 は実質マネーサプライ(RM1)と実質 GDP(RGDP)の共和分関係を示している。

③表 6-3 をみると、誤差修正項(EC2)を、 $EC2=RM2-1.138255RGDP-1.379063$ である。ダービン・ワトソン値は 1.82 であり、EC2 は実質マネーサプライ(RM2)と実質 GDP(RGDP)の共和分関係を示している。

④誤差修正項(EC)の推定方法は張艶(2006)の研究を援用している。張艶の EC 推定結果では、ダービン・ワトソン値が 0.8 未満に対し、本研究は、ダービン・ワトソン値は有意を示している。

(4)HP フィルター (Hodrick-Prescott filter)

潜在 GDP とは、労働や資本などの生産要素をフル稼働させて得られる上限の生産結果である。実質 GDP ギャップの変化率は実質 GDP と潜在実質 GDP の乖離の変化率である。本章は、中国の統計データが不備のため、潜在実質 GDP を求めるのは、HP フィルターを用いる。フィルタリング・アプローチの代表である HP フィルターは、スムーズさの程度を仮定するトレンド部分が潜在成長率とし、現在値との乖離がギャップである^{xvi}。

HP フィルターを用いて、潜在実質 GDP は、図 6-1 のとおりである。潜在実質 GDP と実質 GDP との差は実質 GDP ギャップである。

(5) 推定モデル

推定モデルについては、張艶(2006)の修正 P*(ピー・スター)モデルを援用する。

$$P_t = C + \sum_{i=1}^n \beta_i GAP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i EC_{t-i} + \lambda \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

Pは消費者物価の変化率である^{xvii}。GAPは財市場の需給を表すGDPギャップであり、実質GDPギャップを使用する。誤差修正項ECは貨幣市場の需給を表す貨幣供給量の変化率である。Cは定数項、 ε は誤差項、添え字tは時間を表す。推定期間は2001年第2四半期 - 2015年第3四半期まで^{xviii}。実質GDPを用いてHPフィルターにより、潜在実質GDPを求める。ラグはAICとSCに基づき決定する。変数の説明は表6-4のとおりである。

(6) 推定手法

実質GDPギャップの変化率で推定を行う。事前に各変数の単位根検定、グランジャー因果性テストを行う。そして、時系列(四半期)データのOLS(最小二乗法)推定を行い、さらに、VARモデルを適用する。インパルス反応の結果にしたがって、分析を行う。

第3節 消費者物価の変化率の実証分析(OLS推定とVAR推定)

(1) 単位根検定

消費者物価の変化率の推定に関する説明変数の単位根検定の結果は表6-5で示される。表6-5は単位根検定と1階差をとった単位根検定結果である。表6-5をみると、各データの定常性が満たされている。そして、階差なしと階差をとった単位根検定の結果は、ほぼ同じ結果である。

(2) グランジャー因果性テスト

消費者物価の変化率と、実質GDPギャップの変化率、貨幣供給量の変化率との関係について、グランジャーの因果性テストの結果は、図6-2から図6-4のとおりである。本節はGDPとマネー・サプライから消費者物価の変化率への影響を与えるかどうか特定し、先行研究と比較する。

①図6-2をみると、貨幣供給量(M0)の場合は、消費者物価の変化率は実質GDPギャップの変化率とは因果性がある。貨幣供給量の変化率から消費者物価の変化率に影響を与えている。(Chen(1989)の推定結果とはほぼ同じであり、楊奇志他(2012)とは異なる推定結果である。)一方、消費者物価の変化率から貨幣供給量の変化率に影響を与えていない。実質GDPギャップの変化率は貨幣供給量の変化率とは因果性がない。

②図6-3をみると、貨幣供給量(M1)の場合は、消費者物価の変化率は実質GDPギャップの変化率とは因果性がある。消費者物価の変化率から貨幣供給量変化率に影響を与え

ている。貨幣供給量変化率から消費者物価の変化率に影響を与えていない。（楊奇志他（2012）、楽怡婷他（2016）とは異なる推定結果である。）実質 GDP ギャップの変化率は貨幣供給量変化率とは因果性がある。

③図 6-4 をみると、貨幣供給量は M2 とする場合は、消費者物価の変化率は実質 GDP ギャップの変化率とは因果性がある。貨幣供給量から消費者物価の変化率に影響を与える。（（朱連心（2011）、張成思（2012）の推定結果とはほぼ同じであるが、楊奇志他（2012）の推定結果とは異なる。）消費者物価の変化率から貨幣供給量変化率に影響を与える。実質 GDP ギャップの変化率は貨幣供給量変化率とは因果性がある。

④図 6-2 から図 6-4 をみると、実質 GDP ギャップの変化率^{xis}から消費者物価の変化率に影響を与える。（Chen（1989）、Hasan, M. S（1999）、姜怡菲（2016）、楽怡婷他（2016）推定結果とはほぼ同じである。張成思（2012）の推定結果とは異なる。）

(3) 実質 GDP ギャップの変化率、貨幣供給量の変化率と消費者物価の変化率 (OLS 推定) 2001 年第 2 四半期 - 2015 年第 3 四半期までのデータを用いる。消費者物価は変化率であるため、推定作業を行う前各変数は変化率で算出し、推定を行う。2008 年の世界金融危機から消費者物価に影響を与えると考え、推定作業は、2001 年第 2 四半期 - 2007 年第 4 四半期までと、2008 年第 1 四半期 - 2015 年第 3 四半期までに 2 つの期間で分けて推定を行う。その結果で、実質 GDP ギャップの変化率、貨幣供給量の変化率と消費者物価の変化率との関係について分析を行う。

実質 GDP ギャップの変化率、貨幣供給量の変化率と消費者物価の変化率の推定結果は表 6-6 から表 6-8 で示されている。

①表 6-6 をみると、2001 年第 2 四半期 - 2015 年第 3 四半期までの推定期間では、①マネーサプライ (M0、M1、M2) を用いる各推定結果は同じである。すなわち、消費者物価の変化率に影響を与えるのは、実質 GDP ギャップの変化率で、正である。②一方、貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に影響を与えていない。

②表 6-7 をみると、2001 年第 2 四半期 - 2007 年第 4 四半期までの推定期間では、①マネーサプライ (M0) を用いる推定結果は、消費者物価の変化率に影響を与えるのは、実質 GDP ギャップの変化率と貨幣供給量の変化率で、正である。消費者物価の変化率に影響を与えはじめるのは、1 期前の GDP ギャップの変化率と貨幣供給量の変化率である。そして、系列相関を回避しており、良好な推定結果となっている。②M1 の場合は、消費者物価の変化率に影響を与えるのは、実質 GDP ギャップの変化率である。10%水準以内で、正で

ある。一方、貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に影響を与えていない。自由度修正済み決定係数値が34%未満である。③M2の場合は、消費者物価の変化率に影響を与えるのは、実質GDPギャップの変化率で、正である。貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に影響を与えている。10%水準以内で、負と正が交差である。ダービン・ワトソン値は1.57である(5%臨界値以内)。

③表6-8をみると、2008年第1四半期 - 2015年第3四半期までの推定期間では、①マネー・サプライ(M0、M1、M2(10%水準以内))を用いる各推定結果は同じである。すなわち、消費者物価の変化率に影響を与えるのは、実質GDPギャップの変化率で、正である。一方、貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に影響を与えていない。

④表6-6から表6-8をみると、全期間或いは、期間別での分析結果では、実質GDPギャップの変化率から一貫して、消費者物価の変化率に影響を与えて、正である。貨幣供給量の変化率と実質GDPギャップの変化率から消費者物価の変化率に影響を与えるのは、2001年第2四半期 - 2007年第4四半期までの推定期間で、貨幣供給量指標M0とM2を用いる場合である。貨幣供給量(M2)の変化率から消費者物価の変化率への影響に対し、貨幣供給量(M0)の変化率からの影響方が強いと示している。

⑤2008年第1四半期から、貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に影響を与えていない。それは、世界金融危機の影響で、中国の不動産投資のリスクが上昇している。さらに、地方政府の債務の拡大することで、国民は投資より、貯蓄志向が強まり、市中流通している貨幣が少なくなる。それも、2008年11月以後に大胆な金融危機対策(貨幣供給)を打ち出したが、消費者物価の変化率(四半期比)は僅かな上昇しかないの原因と考えられる。(李斌(2010)なども同じ考えがある。)

したがって、これから、2001年第2四半期 - 2007年第4四半期までの推定期間で、貨幣供給量の指標M0とM2を用いる場合の貨幣供給量の変化率と実質GDPギャップの変化率は、消費者物価の変化率との関係について、VAR推定を行う。

(4)VAR推定

前節の諸変数を用いてVAR推定を行う。使用データは表6-4のとおりである。推定期間は2001年第2四半期 - 2007年第4四半期である。推定モデルはOLS推定とは同じである。消費者物価の変化率に影響を与える各変数を分析するため、インパルス反応の分析を行う。縦軸は乖離の程度(単位は%)をあらわしており、横軸は時間、ここではショック後の四半期をあらわしている。

①VAR 分析(M0 の場合)

- (a) 表 6-9 をみると、実質 GDP ギャップの変化率と貨幣供給量の変化率から消費者物価の変化率に影響を与えて、正の関係であり、影響を与えるのは 1 期以後の消費者物価の変化率である。その推定結果は OLS 推定とは同じである。つまり、GDP ギャップと貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に影響を与えるタイミングは 1 期(3 カ月)以後と考えられる。
- (b) 図 6-5 から図 6-7 までは、M0 の場合における 1 標準偏差分のショックに対する各変数のインパルス反応を示している。図 6-6 をみると、実質 GDP ギャップの変化率は消費者物価の変化率への影響について、1 期目は 0 で、2 期目が 0.15 で、3 期目から緩やかな変動をしながら 0.1 未満である。2 期、4 期、6 期、8 期、12 期、16 期、20 期を累積すると、すべて正である。すなわち、半年、1 年、1 年半、2 年、3 年、4 年、5 年でも GDP ギャップは消費者物価の変化率に正の影響を与える。長期的には、影響が弱くなっている。
- (c) 図 6-7 をみると、貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率への影響について、1 期目は 0 で、2 期目が 0.23 で、5 期目から緩やかな変動をしながら 0.1 未満である。2 期、4 期、6 期、8 期、12 期、16 期、24 期を累積すると、すべて正である。すなわち、半年、1 年、1 年半、2 年、3 年、4 年、6 年でも貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に正の影響を与える。長期的には、影響が弱くなっている。

②VAR 分析(M2 の場合)

- (a) 表 6-10 をみると、実質 GDP ギャップの変化率の変化率と貨幣供給量の変化率から消費者物価の変化率に影響を与えて、正の関係であり、影響を与えるのは 1 期以後の消費者物価の変化率である。その推定結果は OLS 推定とは同じである。つまり、GDP ギャップと貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に影響を与えるタイミングは 1 期(3 カ月)以後と考えられる。
- (b) 図 6-8 から図 6-10 までは、M2 の場合における 1 標準偏差分のショックに対する各変数のインパルス反応を示している。図 6-9 をみると、GDP ギャップは消費者物価の変化率への影響について、1 期目は 0 で、2 期目が 0.11 で、3 期目から緩やかな変動をしながら 0.1 未満である。2 期、4 期、6 期、8 期、12 期、16 期、24 期を累積すると、すべて正である。すなわち、半年、1 年、1 年半、2 年、3 年、4 年、6

年でも GDP ギャップは消費者物価の変化率に正の影響を与える。長期的には、影響が弱くなっている。

- (c) 図 6-10 をみると、貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率への影響について、1 期目は 0 で、2 期目が 0.13 で、6 期目から緩やかな変動をしながら 0.1 未満である。2 期、4 期、6 期、8 期、12 期、16 期、24 期を累積すると、すべて正である。すなわち、半年、1 年、1 年半、2 年、3 年、4 年、6 年でも貨幣供給量の変化率は消費者物価の変化率に正の影響を与える。長期的には、影響が弱くなっている。

③VAR 推定の比較(M0 と M2)

- (a) M0 と M2 の場合ともに、実質 GDP ギャップの変化率と貨幣供給量の変化率から消費者物価の変化率に影響を与えて、正の関係であり、影響を与えるのは 1 期(3 カ月)以後の消費者物価の変化率である。
- (b) 実質 GDP ギャップの変化率と貨幣供給量の変化率から消費者物価の変化率に影響は、2 期目が最も大きいである。
- (c) 半年、1 年、1 年半、2 年、3 年、4 年、6 年でも実質 GDP ギャップの変化率と貨幣供給量の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与える。長期的には、影響が弱くなっている。
- (d) OLS と VAR の推定値からみると、消費者物価の変化率に影響を与えるのは貨幣供給量(M2)の変化率により、貨幣供給量(M0)の変化率方が、影響が強い。
- (e) 消費者物価の変化率に影響を与えるのは実質 GDP ギャップの変化率より、貨幣供給量の変化率方が、影響が強い。
- (f) 貨幣供給量の変化率と実質 GDP ギャップの変化率から消費者物価への影響は低い。

(5) 先行研究との比較

中国の物価変動の要因に関する先行研究と比較すると、以下のとおりである。

①GDP の変化率から物価の変化率に正の影響を与える。それは、Hasan, M. S(1999)、伍戈(2011)(長期)、姜怡菲(2016)の研究結果とは同じである。それに対し、伍戈(2011)は、短期では負の影響を与えると指摘した。

②貨幣供給量(M0)の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与える。jiang(2015)の研究結果にも、長期的には M0 の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与える。一方、短期的には、負の影響を与えると指摘した。

③貨幣供給量 (M2) の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与える。それに対し、楊麗萍他(2008)、伍戈(2011)、朱連心(2011)、jiang(2015)、姚興財(2016)、游蕾他(2016)の研究結果では、M2 の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与える。

④貨幣供給量 (M1) の変化率から消費者物価の変化率に影響を与えていない。それに対し、劉金全他(2004)、Chow, G. C(2005)、楊奇志他(2012)、jiang(2015)(長期)、樂怡婷他(2016)は正の影響を与えると指摘した。一方、姚興財(2016)は負の影響を与えていると指摘した。

⑤貨幣供給量の変化率と実質 GDP ギャップの変化率から消費者物価への影響は低いと、長期的には影響力が弱くなるとの推定結果を示している。それ結果は多くの先行研究とは同じである。例えば、伍戈(2011)、楊奇志他(2012)、姜怡菲(2016)、游蕾他(2016)などがある。

まとめ

多くの国とは異なり、中国はマネー・サプライ・ターゲティング政策を採用した。すなわち、市中の貨幣供給量を調整することで、経済成長と物価安定の役割を果たす。貨幣供給量と物価関係についての先行研究の結果をみると、異なる貨幣変数(M0、M1、M2)をもちながら、正の影響を与えるとの結果は多数である。一方、政策効果は期待のとおりにいかないなどの指摘も無視するにはいかない。したがって、中国のマネー・サプライ・ターゲット政策の効果があるかどうかについて、OLS と VAR 推定を行う。さらに、2008 年の世界金融危機の影響を考えて、期間別で推定を行う。その結果は以下のとおりである。

(1)2001 年第 2 四半期 - 2015 年第 3 四半期のデータでは、財市場からの影響として実質 GDP ギャップの変化率は消費者物価の変化率に正の影響を与えている。一方、貨幣供給量(M0、M1、M2)は消費者物価の変動に影響を与えていない。

(2)2001 年第 2 四半期 - 2007 年第 4 四半期では、実質 GDP ギャップの変化率は消費者物価の変化率に正の影響を与えている。貨幣供給量(M0、M2)の変化率は消費者物価の変化率に正の影響を与えている。一方、貨幣供給量(M1)の変化率は、消費者物価の変動に影響を与えていない。

(3)世界金融危機以降の 2008 年第 1 四半期 - 2015 年第 3 四半期では、実質 GDP ギャップの変化率は消費者物価の変化率に影響を与えている。一方で、貨幣供給量(M0、M1、M2)の変化率はすべて消費者物価の変化率に影響を与えていないという結果が得られた。

(4) 推定結果の係数推定値の大きさを単純に比較してみると、中国におけるマネー・サプライ政策は、貨幣供給量(M2)により最も重視すべきは貨幣供給量(M0)の変化率と考えられる。すなわち、市中流通している貨幣供給量の変動は消費者物価に影響を与える重要な要因の一つであると考えられる。

むすび

(研究成果)

本研究は、消費者物価の変動に影響を与える要因として、為替レート（米ドル対人民元と日本円対人民元）の変動と、金利（実質貸出金利、実質預金金利、銀行間取引金利、銀行間債券金利と上海銀行間取引金利）の変動、貨幣供給量(M0、M1、M2)の変化率とGDP（実質GDP）の変化率を取り上げて、推定を行った。研究結果は、以下のとおりである。

(1) 為替レートと、物価との関係について、多くの中国に関する先行研究の名目実効為替レートのデータは中国との貿易関係がある各国の名目実効為替レートの加重平均値を用いて、分析を行った。それに対し、本研究は、米中と日中の両国間の名目実効為替レートを注目し、為替レートの変動は消費者物価の変化率に与える影響を探った。それは中国にとって、アメリカと日本は重要な貿易相手国からだ。

推定結果からは、米ドル対人民元と、日本円対人民元の為替レート(2005年7月-2014年12月)は消費者物価の変動に影響を与えて、逆であるとの推定結果を示されている。そして、物価への影響は、貿易関係と依存度により異なるとの因果関係を見つけた。

2005年6月までの米ドル対人民元の為替レートはほぼ変動がない。為替レートの変動から物価への影響を与えることから、人民元改革の成果があると考えられる。物価安定政策として、為替を取上げると、人民元の改革は不可欠である。

(2)金利と、物価との関係について、本研究は、中国の金利改革を実行している最中と、世界金融危機との特別な背景を取り上げて、推定を行った。その結果は、各金利の変動（2008年1月 - 2016年3月）から物価（消費者物価と食品価格）の変化率に正の影響を与えている。その検証結果は、王玉華 陳宝衛 馮波 楊釗(2013)張延良 白未樂(2011)張麗(2011)と張艷(2006)の推定結果とは同じである。王玉霞(1987)の推論とは同じである。そして、金利から消費者物価への影響に対し、食品価格への影響の方が大きいとの推定結果は、董董(2010)の金利から食品価格への影響が大きいとの推論を、実証的な分析手法で証明を行った。一方、董董(2010)の金利から物価に負の影響を与えると推論したこととは異なる。さらに、世界金融危機との特別な背景にもかかわらず、金利政策は物価に正の影響を与えると考えられる。金利市場化改革の重要性を明らかになった。

(3) 消費者物価の変動から、銀行間取引金利の変動（2002年2月 - 2015年5月）および上海銀行間取引金利の変動（2006年11月 - 2015年5月）に正の影響を与えるが、部分的なフィッシャー効果しか検出してない。

(4)中国は多くの国とは異なり、中国はマネー・サプライ・ターゲティング政策を採用した。本研究は、財および貨幣市場から、消費者物価への影響について、推定を行った。

多くの先行研究では、貨幣供給量では、M2のデータを用いる分析が多い。本研究では、貨幣供給量のデータに関し、異なる貨幣変数(M0、M1、M2)をもちながら、推定を行う。その結果、実質GDPギャップ(2001年第2四半期 - 2015年第3四半期)の変化率は、一貫して、消費者物価の変化率に正の影響を与えている。Hasan, M. S(1999)、伍戈(2011)(長期)、姜怡菲(2016)の研究結果でも、GDPの変化率から物価の変化率に正の影響を与えると指摘した。一方、貨幣供給量(M1)の変化率から消費者物価の変化率に影響を与えていない。

2001年第2四半期から2007年第4四半期までの推定結果では、貨幣供給量(M0、M2)の変化率は消費者物価の変化率に正の影響を与えている。楊麗萍他(2008)、伍戈(2011)、jiang(2015)、姚興財(2016)、游蕾他(2016)の研究結果では、M2の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与える。jiang(2015)の研究結果にも、長期的にはM0の変化率から消費者物価の変化率に正の影響を与える。一方、短期的には、負の影響を与えると指摘した。

2008年第1四半期から2015年第3四半期までの推定結果では、貨幣供給量(M0、M2)の変化率は、すべて消費者物価の変化率に影響を与えていない。年金・社会保障制度の普及

率が低い中国国民にとって、貯金は老後の保障である。さらに、金融危機に襲われて、国民は中央銀行の貨幣供給に対する反応は、消費より貯金の志向が強いと考えられる。

2008年の世界金融危機を境にして、金利とGDPの変化が消費者物価の変動に影響を与えるが、マネーサプライの影響は有意な影響をもたらされていない。

推定結果の係数推定値の大きさを単純に比較すると、以下の点が指摘できる。

(1)各説明変数から、消費者物価の変動への影響のタイミングが異なるが、もっとも影響が大きいのは6カ月間であり、12カ月以降弱くなることは、インパルス反応関数の推定値によって、明らかになった。

(2)各説明変数から、消費者物価への影響に関する係数推定値(12カ月の累積値)の単純比較すると、貨幣供給量(M0)の変動は消費者物価に与える影響は、もっとも大きいと示されている。その次は、上海銀行間取引金利(1ヶ月)の変動であるとの結果が得られた。

(3)2008年の世界金融危機では、GDPギャップより、金利から物価への影響の方が大きいとの結果を得られた。

推定結果から、経済政策の効果の側面からみると、以下のように推論する。

(1)2008年の世界金融危機を境にして、消費者物価に対する貨幣政策では、M2(流通している現金通貨+定期預金+貯蓄預金+信託預金+その他預金)により、M0(流通している現金通貨)の供給量を注目すべきであると考えられる。金融危機では、消費者物価に対する貨幣政策は効果がないと考えられる。

(2)金利市場化改革段階における金利政策は、上海銀行間取引金利(1ヶ月)の変動から物価への影響が大きい。とくに、世界金融危機における物価に対する金利政策は重要な役割を果たしていると考えられる。

(3)物価に影響をおよぼす期間は、ほぼ12カ月程度という結果が得られた。これは、金融政策の限界と考えられる。複雑な世界経済環境において、長期にわたり、持続的な経済政策効果をもとめることは難しくなっている。したがって、環境変化とともに、柔軟な経済政策が不可欠である。

(4)持続的な高度経済成長と低インフレの両立は人々にとって望ましいことであるが、現実には、非常に困難である。この課題に対し、高度経済成長を追求しながら、高インフレになると、政府や中央銀行は物価安定に努力することが求められる。そのため、為替改革と金利市場化改革は重要であると考えられる。

参考文献

英語

- Bernanke, B. S. and Blinder, A. S. (1992) "Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 4. 901-921.
- Bernanke, B. S. (2003) "Friedman's monetary framework: some lessons." Paper presented at the Conference, The Legacy of Milton and Rose Friedman's Free To Choose, organized by the Federal Reserve Bank of Dallas, October 23-24, 2003.
- Brandt, L. and Zhu, X. D. (2001) "Soft budget constraint and inflation cycles: a positive model of the macro-dynamics in China during transition." *Journal of Development Economics*. 64, 437-457.
- Chen, C. H. (1989) "Monetary aggregates and macroeconomic performance in Mainland China." *Journal of Comparative Economics*. 13, 314-324.
- Chow, G. C. (1987) "Money and Price Level Determination in China." *Journal of Comparative Economics*. 11, 319-333.
- Chow, G. C. (2005) "Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy." *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*. 12, 91-111.

- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. and Evans, C. L. (1998) "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" NBER Working Paper 6400.
- Cody, B. J. and Mills, L. O. (1991) "The Role of Commodity Prices in Formulating Monetary Policy." *Review of Economics and Statistics*, 73, 2, (May), 358-365.
- Edwards, S. (2006) "The Relationship Between Exchange Rates And Inflation Targeting Revisited." NBER Working Paper Series 12163.
- Fama, E. F. (1975) "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation." *The American Economic Review*, Vol. 65, No. 3, June, 268-282.
- Friedman, M. (1968) "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review*, 58, 1-17.
- Garner, A. C. (1989) "Commodity Prices: Prices: Policy Target or Information Variable?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 21, 4, 508-514.
- Gibson, W. E. (1972) "Interest Rates and Inflationary Expectations: New Evidence." *The American Economic Review*, Vol. 62, No. 5, 854-865.
- Gürkaynak, R. S., Levin, A. T., Marder, A. N. and Swanson, E. T. (2006) "Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations In The Western Hemisphere." *Journal Economía Chilena*, 9, 19-52.
- Hallman, J. J., Porter, R. D. and Small, D. H. (1991) "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *American Economic Review*. 81, No. 4, Sep.
- Hasan, M. S. (1999) "Monetary Growth and Inflation in China: A Reexamination." *Journal of Comparative Economics*. 27, 669-685.
- Hawtrey, K. M. (1997) "The Fisher effect and Australian interest rates." *Applied Financial Economics* Vol7, No 4, June, 268-282.
- Hoeller, P. and Poret, P. (1991) "Is P-Star a Good Indicator of Inflationary Pressure in OECD Countries?" *OECD Economic Studies* No. 17.
- Hyder, Z. and Shah. S. (2004) "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan." *State Bank of Pakistan Working Paper* No. 5.
- Hüfner, F. P. and Schröder, M. (2002) "Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: A European Perspective." *Centre for European Economic Research (ZEW) Discussion Paper* No. 2-20.
- Jiang, C., Chang, T. Y. and Li, X. L. (2015) "Money growth and inflation in China: New evidence from a wavelet analysis." *International Review of Economics and Finance*. 35, 249-261.

- Jin, X. W. (2012) "An Empirical Study of Exchange Rate Pass-Through in China." *Panoeconomicus*, 2012, 2, Special Issue, 135-156.
- Kama, K. (1981) "The Determination of Interest Rates in Japan, 1967-1978." 一橋大学「経済研究」 32(1):21-33.
- King, R. G. and Watson, M. W. (1997) "Testing Long-Run Neutrality." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 83, 69-101.
- Koustas, Z. and Serletis, A. (1999) "On the Fisher effect." *Journal of Monetary Economics* 44 (1), 105-130.
- Lafliche, T. (1996-1997) "The impact of exchange rate movements on consumer prices." *Bank of Canada Review Winter*, 20-32.
- Mishkin, F. S. and Simon, J. S. (1995) "An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia." *The Economic Record*, Vol. 71, No. 214, September, 217-229.
- Moses, C. K. (2013) "The P-Star Model of Inflation and Its Performance for the Kenyan Economy." *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 5.
- Poole, W. (1970) "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model." *Quarterly Journal of Economics*, May.
- Prasertnukul, W., Kim, D. and Kakinaka, M. (2010) "Exchange rates, price levels, and inflation targeting: Evidence from Asian Countries." *Japan and the World Economy* 22, 173-182.
- Romer, C. D. and Romer, D. H. (2000) "Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates." *The American Economic Review*, 90, 429-457.
- Shu, C., Su, X. J. and Chow, N. (2008) "Exchange Rate Pass-through in Mainland China." *China Economic Issues*, 1. Hong Kong Monetary Authority, Hong Kong SAR, China.
- Thorbecke, W. and Zhang, H. J. (2009) "Monetary Policy Surprises and Interest Rates Choosing between the Inflation-Revelation and Excess Sensitivity Hypotheses." *Southern Economic Journal*, 75, 1114-1122.
- Vicente, J. P. and Vicente, E. (1999) "The P-Star Model and Its Performance for The Spanish Economy." *Documento de Trabajo Working Paper*.
- Wang, X. L. and Meng, L. (2001) "A reevaluation of China's economic growth." *China Economic Review*, 12, 338-346.
- Yohe, W. P. and Karnosky, D. S. (1969) "Interest Rates and Price Level Changes, 1952-69." *Federal*

Reserve Bank of St. Louis Review, December, 18-38.

Zhao, L. Y. and Li, L. F. (2015) "Interest rate, money demand and seigniorage: The Chinese hyperinflation 1946-1949." China Economic Review. 34, 169-179.

Zorzi, M. C., Hahn, E. and Sánchez, M. (2007) "Exchange Rate Pass-Through In Emerging Markets." Working Paper Series N0739.

日本語

伊藤智・猪又祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川泉・原尚子・平形尚久・峯岸誠(2006)「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」日銀レビュー, 5月。

伊藤隆敏・林伴子(2003)「アジア4カ国のインフレ・ターゲティングによる金融政策の評価」開発金融研究所報。

一上響・代田豊一郎・関根敏隆・笛木琢治・福永一郎(2009)「潜在成長率の各種推計法と留意点」日銀レビュー, 9月。

鎌田康一郎・廣瀬康生(2003)「潜在GDPとフィリップス曲線を同時推計する新手法」日本銀行金融研究 第22巻第2号6月。

岩田規久男(1990)『インフレとデフレーション不安の経済学』講談社。

黒田晁生(1982)「期待インフレ率と金利の期間構造—理論モデルの提示およびわが国の国債流通利回りを対象とした実証分析—」『金融研究』第1巻第1号。

佐竹光彦(2003)「オーストラリアにおけるフィッシャー仮説の検証」『龍谷大学経済学論集』第43巻第1号。

松浦克己・白石小百合(2009)『EViewsによる統計学入門』東洋経済新報社。

折谷吉治(1979)「インフレ期待と金利—「Fisher効果」の検証とそのインプリケーション—」『金融研究』第4号。

張艶(2006)『中国のマクロ経済と物価変動の分析—経済改革後の中国経済』成文堂。

日本銀行調査統計局(1990)(1)『物価上昇圧力指標の検討—P※(ピー・スター)の紹介と分析』日本銀行調査月報 日本銀行調査統計局。

日本銀行調査統計局(2003)(1)『金融政策運営に果たすマネー・サプライの役割』日本銀行調査月報 日本銀行調査統計局。

白川方明(1979)「「合理的期待」仮説について—金融政策へのインプリケーションを中心に—」『金融研究』第4号。

肥後雅博・中田(黒田)幸子(1998)「経済変数から基調的変動を抽出する時系列的手法について」『金融研究』第17巻第6号 12月。

木村武・藤田茂(1999)「金融不安とマネー、実体経済、物価の関係について」Working Paper 99-6 日本銀行。

Fisher, I. (1930) 『The Theory of Interest, 1930.』 気賀勘重、気賀健三訳『利子論』1980年。

中国語

班結、戴菲菲(2010)「中国费雪效应悖论的实证分析」『中国証券期貨』第4期。

陳彥斌、郭豫媚、陳偉澤(2015)「2008年金融危机后中国货币数量论失效研究」『經濟研究』第4期。

戴金平、張漢鵬(2013)「中国金利市场化中基准金利的选择-Shibor 作为基准金利的可行性研究」『財經科学』第10期。

邓創(2009)「基于实际金利缺口对我国金利调整实践的分析与评价」『税経界』第5期。

董董(2010)「浅析储蓄金利与物价的关系」『財政界』第1期。

方意、方明(2012)「中国货币市场基准金利的确立及其动态关系研究」『金融研究』第7期。

封福育(2009)「名义金利与通货膨胀:对我国费雪效应的再检验—基于门限回归模型分析」『数量經濟技術研究』第1期。

高善文(2014)「金利市场化改革与银行利差」『新金融评论』第3期。

韓蓓(2009)「HP 滤波法及其在地区潜在经济增长率测算中的应用」『經濟師』第1期。

胡明東(2014)「SHIBOR 作为我国货币市场基准金利的实证检验」『金融理論と実践』第10期。

姜怡菲(2016)「我国通货膨胀与经济增长关联性分析」『市場經濟と価格』第3期。

蔣先玲、苏日娜、孫倩(2012)「Shibor 作为中国基准金利的可行性研究」『金融論壇』第9期。

李斌(2010)「从流动性过剩(不足)到结构性通胀(通缩)」『金融研究』第4期。

李敬輝、范志勇(2005)「金利调整和通货膨胀预期对大宗商品价格波动的影响」『經濟研究』第6期。

劉金全、劉達禹、徐寧(2015)「中国通货膨胀成本的非对称性与货币政策动态调控模式研究」『数量經濟技術研究』第12期。

劉金全、張達平、張都(2016)「通货膨胀波动与货币政策调控机制研究—基于 TVP-VAR 模型的实证分析」『当代財經』第4期。

劉金全、張文剛、劉兆波(2004)「货币供给增长率与通货膨胀率之间的短期波动影响和长期均衡关系分析」『中国软科学』第7期。

陸婷、余永定(2015)「中国企业债对 GDP 比的动态路径」『世界經濟』第5期。

- 石柱鮮、孫皓、石庆華(2006)「我国主要宏观经济变量与金利期限结构的关联性研究」『数量經濟研究』第 2 期。
- 田冬華(2004)「对企业债务重组中有关问题的再思考」『生產力研究』第 12 期。
- 王国林、陸文(2005)「中美国内与国际费雪效应实证分析」『21 世紀数量經濟』第 6 卷。
- 王玉華、陳宝衛、馮波、楊釗(2013)「我国金利、货币供应量对物价的传导效应研究」『金融發展研究』第 11 期。
- 王玉霞(1987)「物价与金利关系初探」『銀行と企業』第 8 期。
- 温彬(2004)「我国金利市场化后基准金利选择的实证研究」『國際金融研究』第 11 期。
- 伍戈(2011)「对中国通货膨胀的实证研究：从一般到特殊的建模方法」『数量經濟技術經濟研究』第 5 期。
- 項衛星、李宏瑾(2014)「货币市场基准金利的性质及对 Shibor 的实证研究」『經濟評論』第 1 期。
- 謝冰、蔡洋萍(2012)「基于 HP 滤波—生产函数方法的我国潜在产出估计」『湖南大学学报(社会科学版)』第 6 卷第 2 期。
- 謝平、袁沁敌(2003)「我国近年金利政策的效果分析」『金融研究』第 5 期。
- 熊海芳、王志強(2012)「货币政策意外、金利期限结构与通货膨胀预期管理」『世界經濟』第 6 期。
- 楊麗萍、陳松林、王紅(2008)「货币供应量、银行信贷与通货膨胀的动态关系研究」『管理世界』第 6 期。
- 楊奇志、朱勝男(2012)「货币供应量与通货膨胀的关系研究」『商業時代』第 33 期。
- 楊韶輝(2008)「票据产品以 Shibor 为基准定价的探索」『中国貨幣市場』第 9 期。
- 姚興財(2016)「通货膨胀与货币供应量的关系的实证分析」『時代金融』第 4 期。
- 易綱(1995)「中国的货币供求与通货膨胀」『經濟研究』第 5 期。
- 易綱(2009)「中国改革开放三十年的金利市场化进程」『金融研究』第 1 期。
- 游蕾、王帅、王璐熠(2016)「我国通货膨胀、经济发展水平与货币供给量间关系的实证研究」『統計与管理』第 4 期。
- 余永定(2014)「谨防企业债务危机」『資本市場』第 11 期。
- 袁申国(2009)「中国经济费雪效应的实证研究 1987-2007 ——基于多个国家和地区的面板数据分析」『經濟問題探索』第 6 期。
- 樂怡婷、章洪量(2016)「经济增长和货币政策对中国通货膨胀影响的 SVAR 模型分析」『商業經濟研究』第 5 期。
- 張成思(2012)「通货膨胀、经济增长与货币供应：回归货币主义？」『世界經濟』第 8 期。
- 張漢鵬、戴金平(2014)「Shibor 作为中国基准金利的可行性研究」『管理世界』第 10 期。
- 張麗(2011)「基于费雪效应下的金利与物价关系的实证分析」『經濟師』第 2 期。

張連城、韓蓓(2009)「中国潜在经济增长率分析—HP 滤波平滑参数的选择及应用」『經濟と管理研究』第 3 期。

張林、何広文(2009)「我国货币市场基准金利 SHIBOR 实证分析及运行评价」『金融理論と実践』第 4 期。

張小宇、劉金全(2012)「非线性协整检验与“费雪效应”机制分析」『統計研究』第 5 期。

張延良、白未楽(2011)「金利非对称性传导效应实证分析」『マクロ經濟研究』第 9 期。

張勇、李政軍、龔六堂(2014)「金利双轨制、金融改革与最优货币政策」『經濟研究』第 10 期。

钟遠華(2009)「国有企业债务重组若干问题分析」『現代經濟信息』第 21 期。

周小川(2013)「新世纪以来中国货币政策的主要特点」『中国金融』第 2 期。

周正庆(1988)「中国の货币政策」『金融研究』第 6 期。

朱連心(2011)「本轮通货膨胀中的货币因素—基于月度数据的检验」『当代经济』第 5 期。

PBC(2005)「稳步推进金利市场化报告」『貨幣政策執行報告』増刊、中国人民銀行。

表 1-1 世界の実質 GDP の変化率と中国の GDP の変化率 (%)

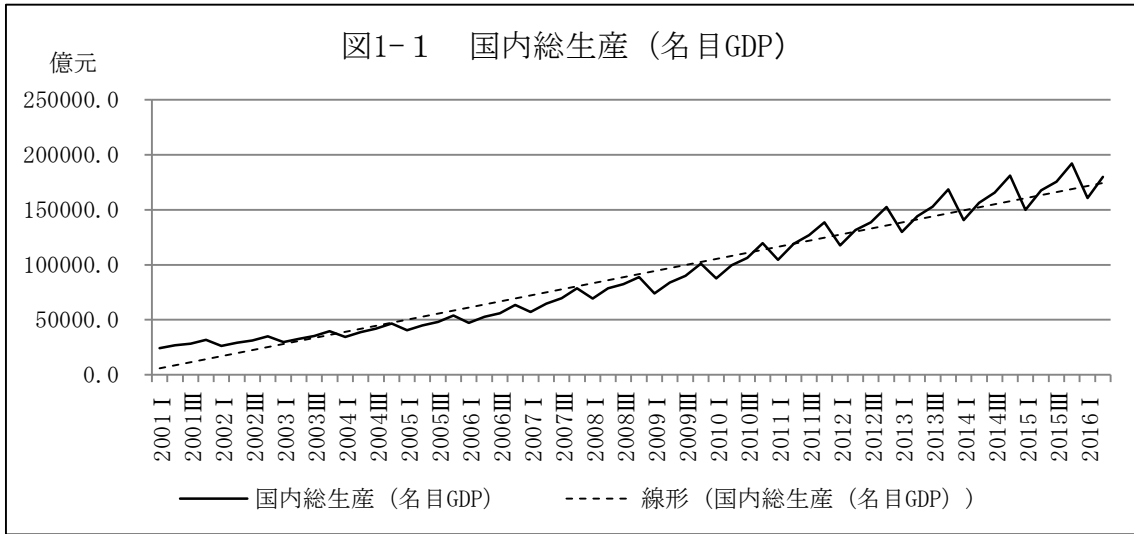
年	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
世界	2.50	2.90	4.30	5.40	4.90	5.50	5.60	3.00	-0.10	5.40	4.20	3.50	3.30	3.40	3.10
中国	8.30	9.10	10.00	10.10	11.30	12.70	14.20	9.60	9.20	10.61	9.46	7.70	7.70	7.30	6.90

IMF 統計

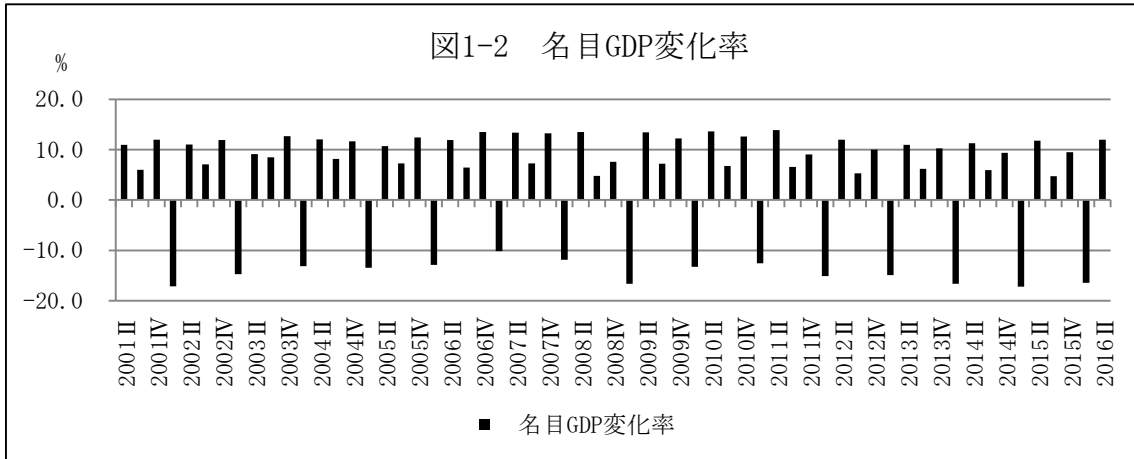
表 1-2 世界のインフレ率と中国のインフレ率 (%)

年	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
世界	4.60	3.60	3.80	3.80	4.00	4.00	4.30	6.30	2.70	3.70	5.10	4.10	3.70	3.20	2.80
中国	0.70	-0.80	1.20	3.90	1.80	1.50	4.80	5.90	-0.70	3.30	5.40	2.65	2.62	1.99	1.44

IMF 統計



中国国家统计局



中国国家统计局のデータにより算出した。

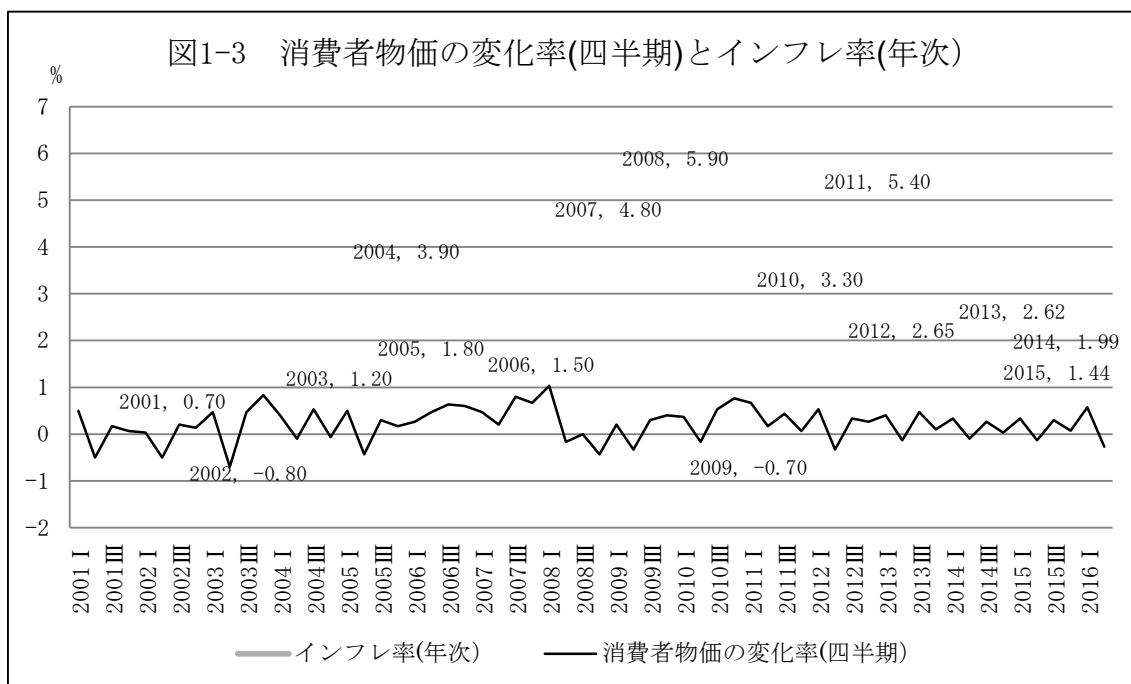
表 1-3 中国 GDP の修正データ(1952年-2015年)

年	GDP（億元）			GDP 増加率（%）		
	修正後	修正前	差額	修正後	修正前	変化率差
1952	679.00	679.00	0.00			
1953	824.00	824.00	0.00	15.60	15.50	0.01
1954	860.00	859.00	0.00	4.30	4.30	0.02
1955	912.00	911.00	1.00	6.90	6.90	0.03
1956	1031.00	1029.00	2.00	15.00	14.90	0.09
1957	1071.00	1069.00	2.00	5.10	5.00	0.03
1958	1312.00	1309.00	4.00	21.30	21.20	0.13
1959	1448.00	1441.00	6.00	9.00	8.80	0.18
1960	1470.00	1459.00	11.00	0.00	-0.40	0.33
1961	1232.00	1222.00	10.00	-27.30	-27.30	0.03
1962	1162.00	1152.00	10.00	-5.60	-5.60	0.02
1963	1248.00	1237.00	11.00	10.30	10.20	0.04

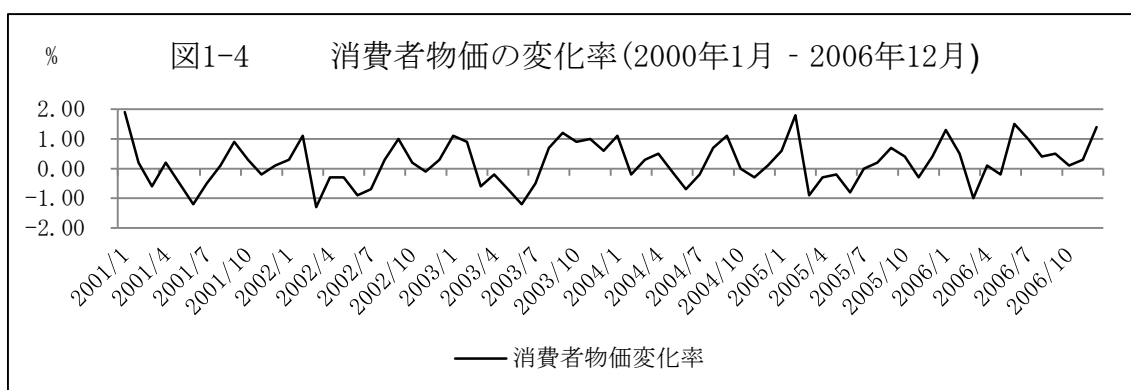
1964	1470.00	1457.00	13.00	18.20	18.20	-0.02
1965	1734.00	1720.00	14.00	17.00	17.00	-0.05
1966	1889.00	1874.00	14.00	10.70	10.70	-0.05
1967	1794.00	1782.00	12.00	-5.70	-5.70	-0.07
1968	1744.00	1732.00	12.00	-4.10	-4.10	0.00
1969	1962.00	1948.00	14.00	16.90	16.90	0.04
1970	2280.00	2264.00	16.00	19.30	19.40	-0.03
1971	2457.00	2438.00	19.00	7.10	7.00	0.06
1972	2552.00	2533.00	19.00	3.80	3.80	0.01
1973	2756.00	2736.00	20.00	7.80	7.80	-0.04
1974	2828.00	2807.00	21.00	2.30	2.30	0.01
1975	3039.00	3017.00	23.00	8.70	8.70	0.02
1976	2989.00	2965.00	23.00	-1.60	-1.60	0.03
1977	3250.00	3225.00	25.00	7.60	7.60	-0.03
1978	3679.00	3650.00	29.00	11.70	11.60	0.02
1979	4100.00	4068.00	33.00	7.60	7.60	0.03
1980	4588.00	4552.00	36.00	7.80	7.90	-0.02
1981	4936.00	4898.00	38.00	5.10	5.10	-0.02
1982	5373.00	5333.00	40.00	9.00	9.00	-0.01
1983	6021.00	5976.00	45.00	10.80	10.80	0.00
1984	7279.00	7226.00	52.00	15.20	15.20	-0.04
1985	9099.00	9040.00	59.00	13.40	13.50	-0.08
1986	10376.00	10309.00	67.00	8.90	8.90	0.00
1987	12175.00	12102.00	72.00	11.70	11.70	-0.06
1988	15180.00	15101.00	79.00	11.20	11.30	-0.08
1989	17180.00	17090.00	89.00	4.20	4.20	0.00
1990	18873.00	18774.00	99.00	3.90	3.90	0.00
1991	22006.00	21896.00	110.00	9.30	9.30	-0.02
1992	27195.00	27068.00	126.00	14.20	14.30	-0.04
1993	35673.00	35524.00	149.00	13.90	13.90	-0.05
1994	48637.00	48460.00	178.00	13.00	13.10	-0.06
1995	61340.00	61130.00	210.00	11.00	11.00	-0.03
1996	71814.00	71572.00	241.00	9.90	9.90	0.00
1997	79715.00	79429.00	286.00	9.20	9.20	0.01
1998	85196.00	84884.00	312.00	7.80	7.80	0.00
1999	90564.00	90188.00	377.00	7.70	7.60	0.04
2000	100280.00	99776.00	504.00	8.50	8.40	0.06
2001	110863.00	110270.00	593.00	8.30	8.30	0.03
2002	121717.00	121002.00	715.00	9.10	9.10	0.05
2003	137422.00	136565.00	857.00	10.00	10.00	0.02
2004	161840.00	160714.00	1126.00	10.10	10.10	0.04
2005	187319.00	185896.00	1423.00	11.40	11.30	0.05
2006	219438.00	217657.00	1782.00	12.70	12.70	0.03
2007	270232.00	268019.00	2213.00	14.20	14.20	0.03
2008	319516.00	316752.00	2764.00	9.70	9.60	0.03

2009	349081.00	345629.00	3452.00	9.40	9.20	0.16
2010	413030.00	408903.00	4127.00	10.60	10.60	0.01
2011	489301.00	484124.00	5177.00	9.50	9.50	0.05
2012	540367.00	534123.00	6244.00	7.90	7.70	0.11
2013	595244.00	588019.00	7226.00	7.80	7.70	0.07
2014	643974.00	635910.00	8064.00	7.30	7.30	0.04
2015	685506.00	676708.00	8798.00	6.90	6.90	0.04

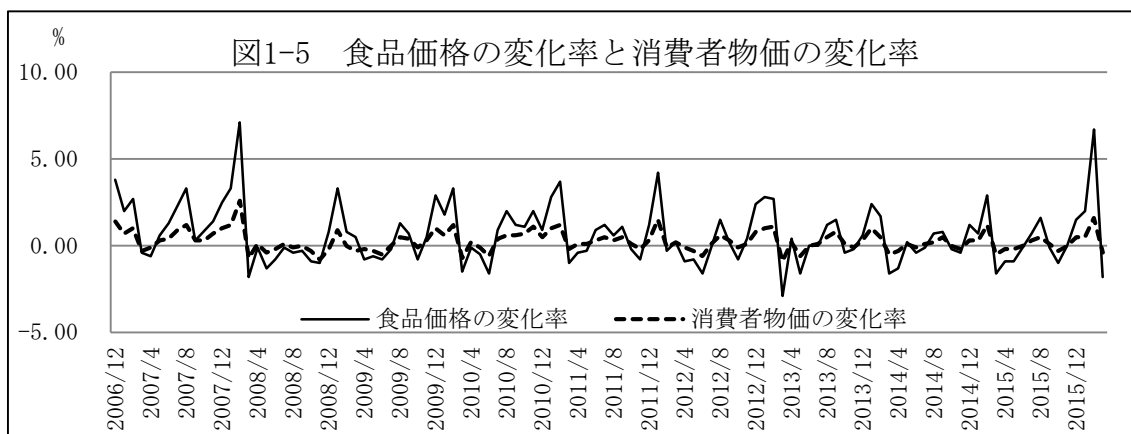
中国国家统计局(2016年7月5日)の公表データにより、第4列のデータは、第2列と第3列の差ではなく、未調整である。



消費者物価の変化率(四半期)データは国家统计局の公表データにより算出した。
インフレ率の(年次)データはIMF統計により。



中国国家统计局



中国国家统计局

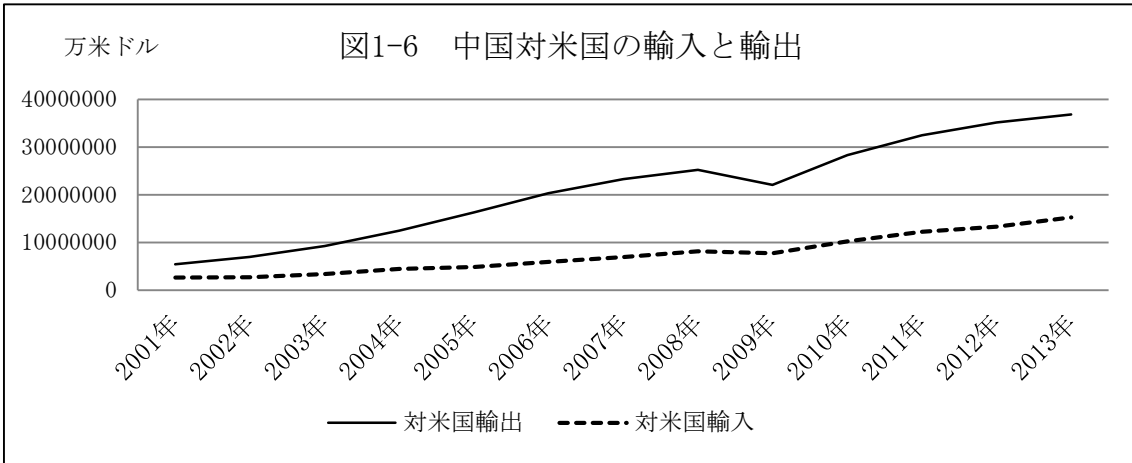
表 1-4 米中と日中の貿易収支

単位：万米ドル

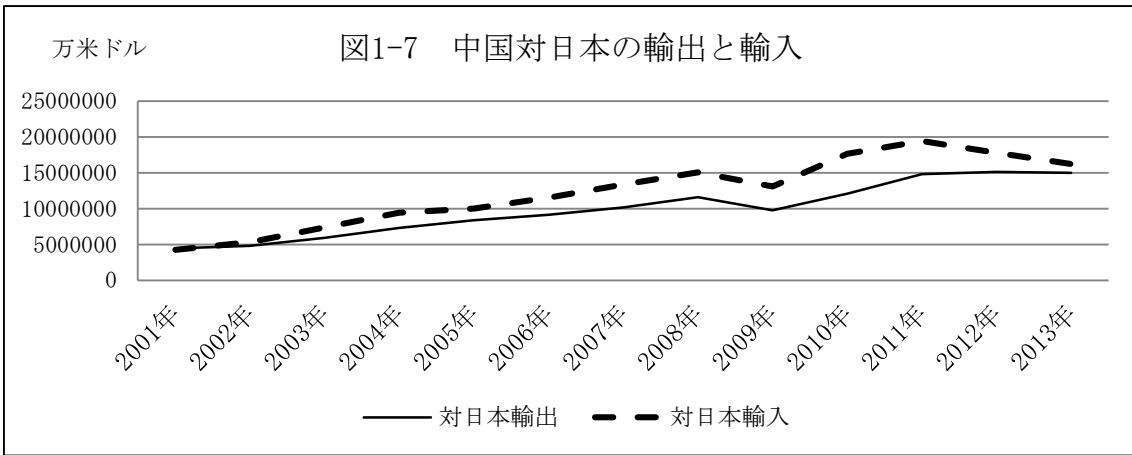
ル

年	対米国輸出	対米国輸入	対日本輸出	対日本輸入
2001年	5428269	2620223	4495757	4279691
2002年	6994579	2723764	4843384	5346600
2003年	9246677	3386609	5940870	7414813
2004年	12494203	4465655	7350904	9432673
2005年	16289075	4862177	8398628	10040768
2006年	20344842	5921105	9162267	11567258
2007年	23267655	6939061	10200859	13394237
2008年	25238355	8135993	11613245	15060004
2009年	22080222	7746038	9786766	13091490
2010年	28328655	10209873	12104349	17673610
2011年	32445336	12212891	14827049	19456352
2012年	35177679	13289746	15162183	17783395
2013年	36840640	15234230	15013245	16224540

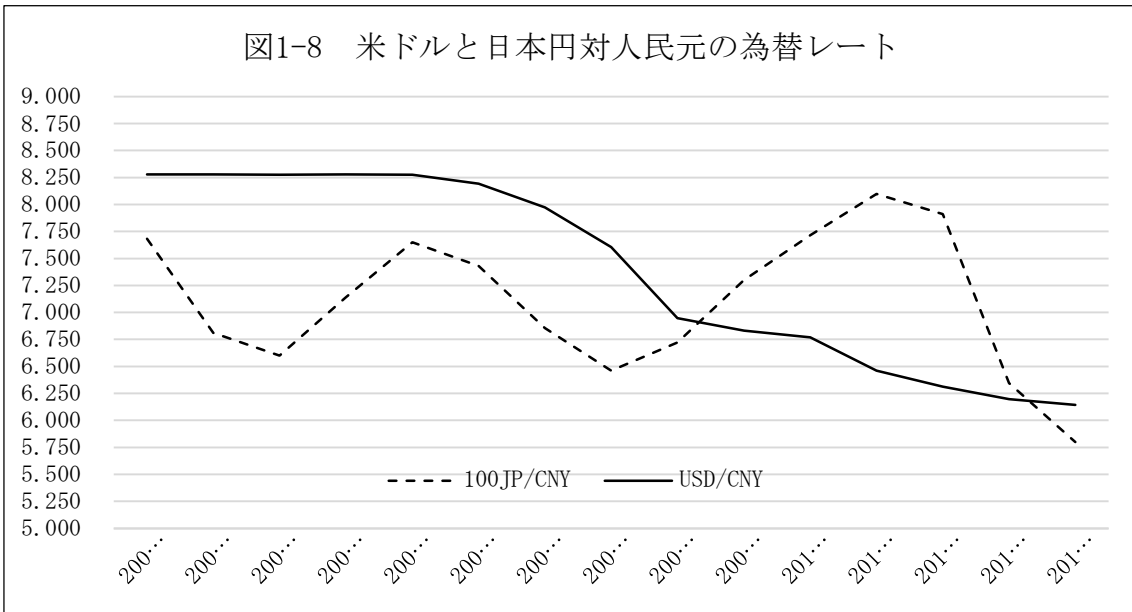
対米国と対日本の経常収支は中国国家统计局（年次）データにより算出する。



中国国家統計局(年次)



中国国家統計局(年次)

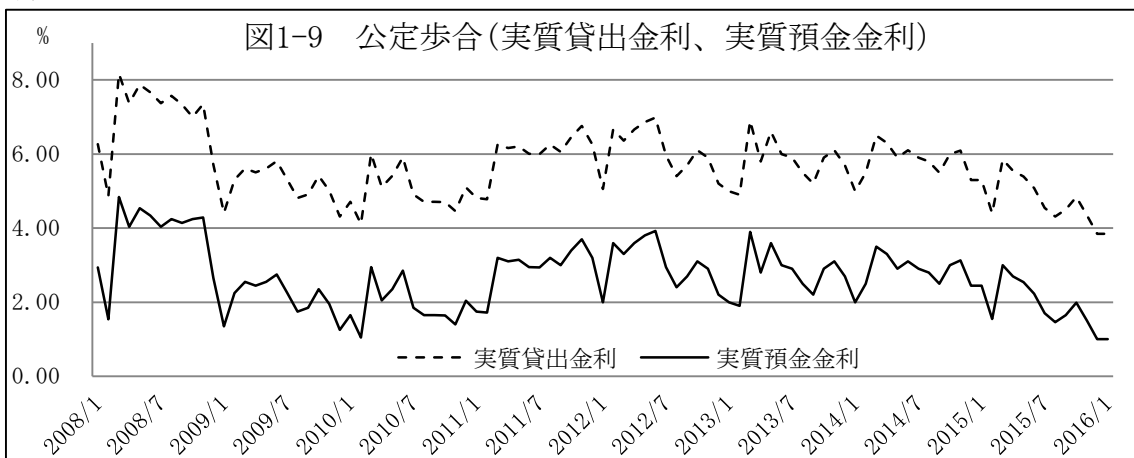


PGI(Principal Global Indicators)

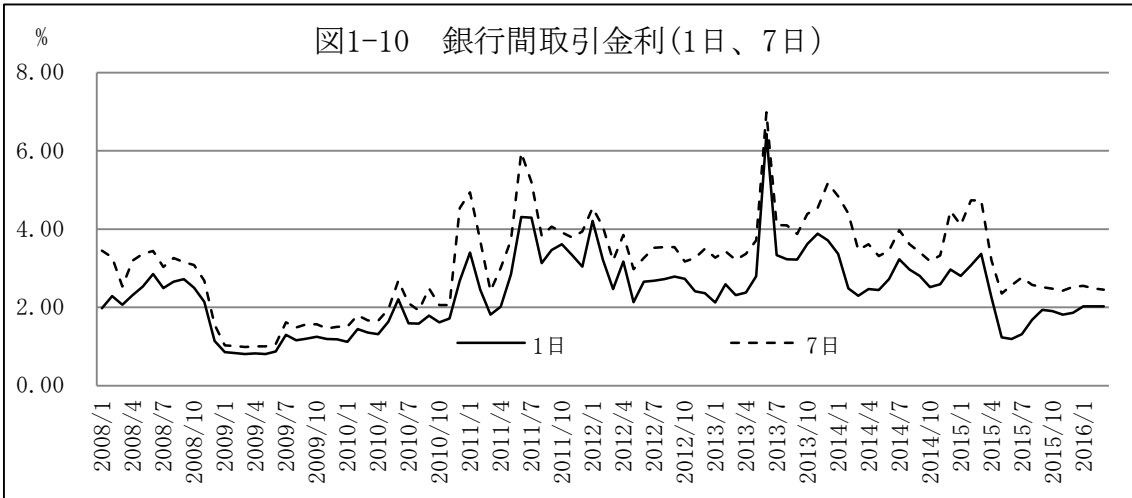
表 1-5 中国の公定歩合

貸出金利(1年)				預金金利			
1991.04.21	8.64	2007.09.15	7.29	1990.04.15	10.08	2007.12.21	4.14
1993.05.15	9.36	2007.12.21	7.47	1990.08.21	8.64	2008.10.09	3.87
1993.07.11	10.98	2008.09.16	7.20	1991.04.21	7.56	2008.10.30	3.60
1995.01.01	10.98	2008.10.09	6.93	1993.05.15	9.18	2008.11.27	2.52
1995.07.01	12.06	2008.10.30	6.66	1993.07.11	10.98	2008.12.23	2.25
1996.05.01	10.98	2008.11.27	5.58	1996.05.01	9.18	2010.10.20	2.50
1996.08.23	10.08	2008.12.23	5.31	1996.08.23	7.47	2010.12.26	2.75
1997.10.23	8.64	2010.10.20	5.56	1997.10.23	5.67	2011.02.09	3.00
1998.03.25	7.92	2010.12.26	5.81	1998.03.25	5.22	2011.04.06	3.25
1998.07.01	6.93	2011.02.09	6.06	1998.07.01	4.77	2011.07.07	3.50
1998.12.07	6.39	2011.04.06	6.31	1998.12.07	3.78	2012.06.08	3.25
1999.06.10	5.85	2011.07.07	6.56	1999.06.10	2.25	2012.07.06	3.00
2002.02.21	5.31	2012.06.08	6.31	2002.02.21	1.98	2014.11.22	2.75
2004.10.29	5.58	2012.07.06	6.00	2004.10.29	2.25	2015.03.01	2.50
2006.04.28	5.85	2014.11.22	5.60	2006.08.19	2.52	2015.05.11	2.25
2006.08.19	6.12	2015.03.01	5.35	2007.03.18	2.79	2015.06.28	2.00
2007.03.18	6.39	2015.05.11	5.10	2007.05.19	3.06	2015.08.26	1.75
2007.05.19	6.57	2015.06.28	4.85	2007.07.21	3.33	2015.10.24	1.50
2007.07.21	6.84	2015.08.26	4.60	2007.08.22	3.6		
2007.08.22	7.02	2015.10.24	4.35	2007.09.15	3.87		

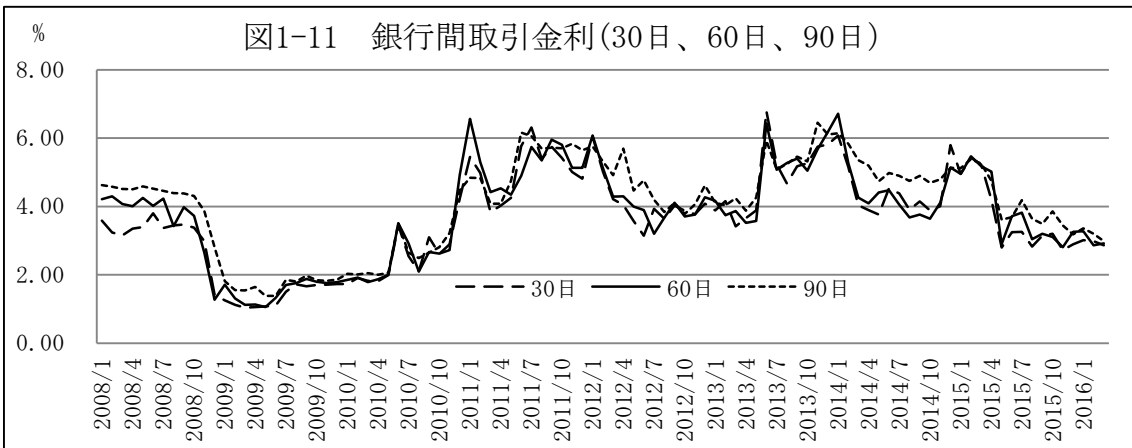
中国人民銀行



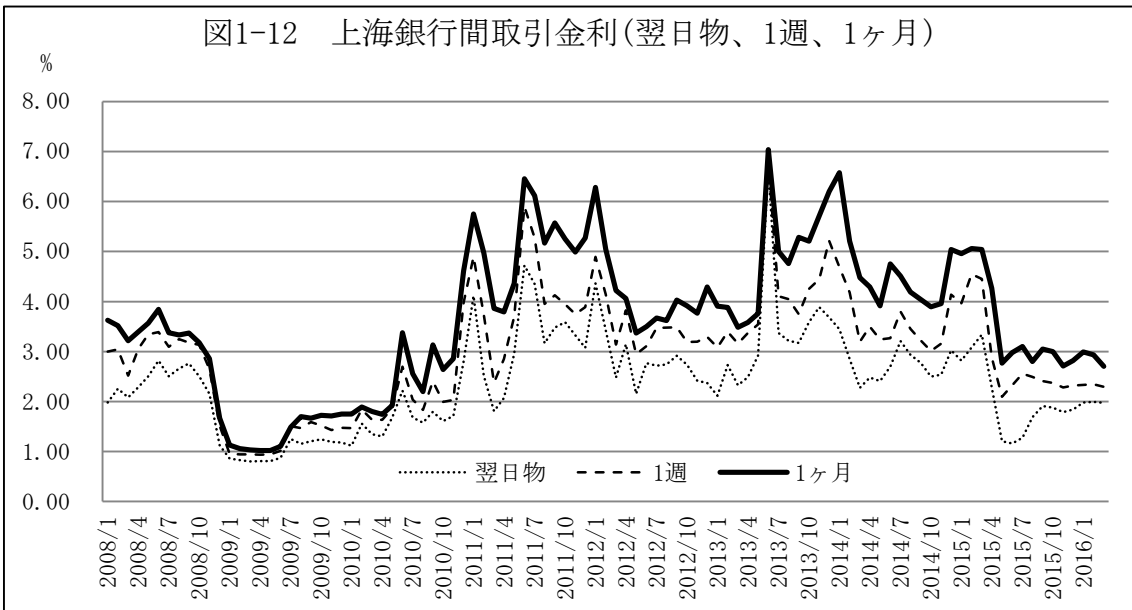
中国人民銀行



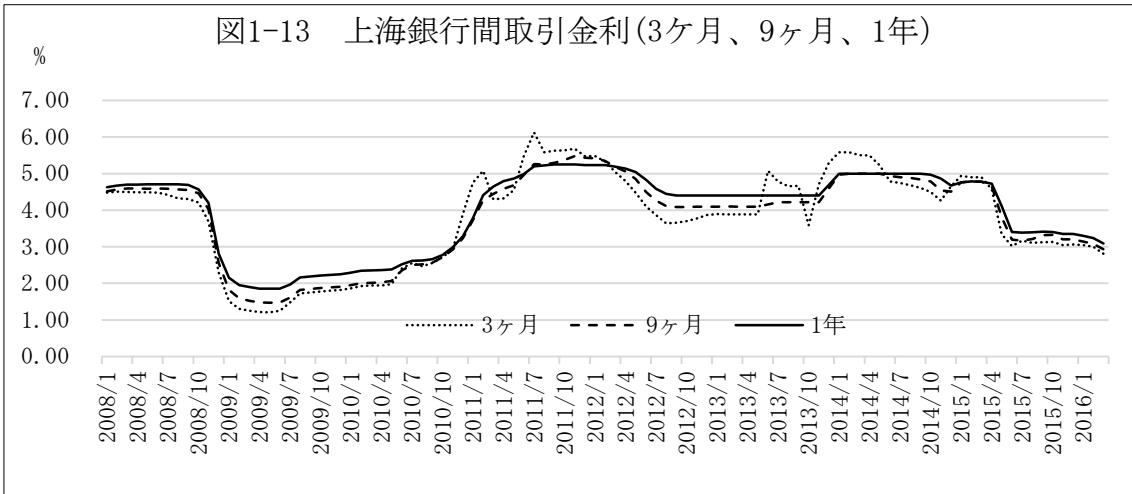
中国人民銀行



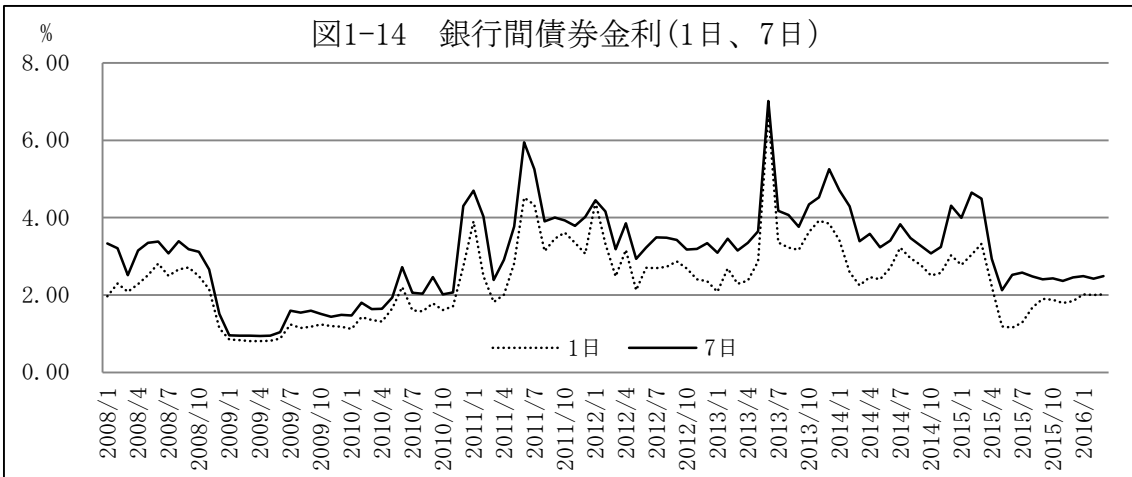
中国人民銀行



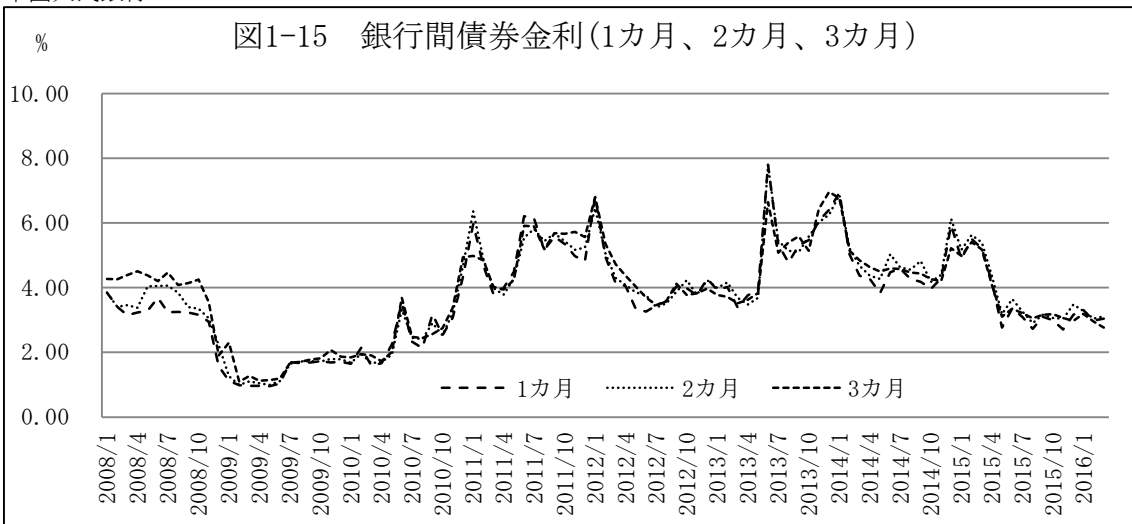
Shanghai Interbank Offered Rate



Shanghai Interbank Offered Rate



中国人民銀行



中国人民銀行

表 1-6 中国の債務一覧表

年	家計債務	非金融企業債務	政府総債務	総債務	名目 GDP	総債務対 GDP 比
2006	23731	234971	70142	328844	216314	152.02
2007	50748	263535	92847	407130	265810	153.17
2008	57137	311693	100052	468882	314045	149.30
2009	81612	424346	124839	630797	340903	185.04
2010	112094	507152	147255	766501	401513	190.90
2011	135214	598912	172671	906797	473104	191.67
2012	160194	723891	197985	1082070	519470	208.30
2013	196864	862313	230938	1290115	588019	219.40

家計及び非金融企業債務は BIS の total credit 統計、政府総債務は IMF の general government gross debt 統計、名目 GDP は中国国家统计局を基に作成。

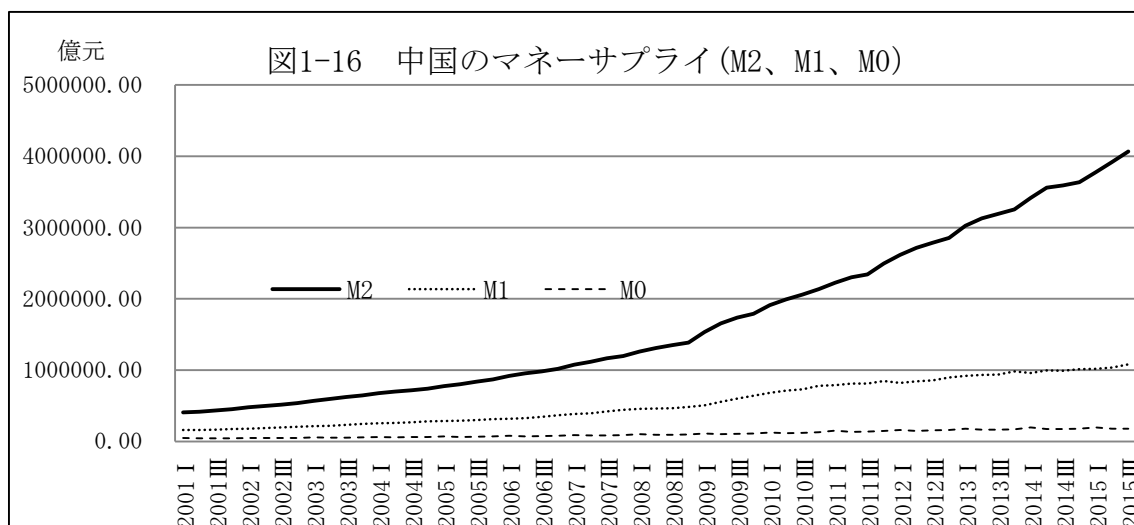
表 1-7 中国のマネー・サプライ制度

M0	・流通している現金通貨
M1	・M0+預金通貨
M2	・M2 : M1+準通貨 ・準通貨=定期預金+貯蓄預金+信託預金+その他預金

1997年に中国人民銀行は金融統計制度に対し、調整を行った。そのため、1997年からのデータは従来のデータとの比較は不完全なものである。

2001年6月から、証券会社保証金は貨幣供給量(M2)のその他預金項目へ計上した。

中国人民銀行



中国国家统计局

表 2-1 中国の金利改革の歩み

1983年6月	国務院[1983] 「国営企業流動資金は中央銀行(中国人民銀行)により統一管理の報告」を発表。それは、基準貸出金利の上下各20%金利変動が可能にする。
1993年12月	第14期三中全会后、国務院が「金融体制改革に関する決定」を発表。中央銀行(中国人民銀行)は、中国の金利改革の長期的な目標は、市場の資金需給が様々な金利水準を決定するような市場金利システムを形成することにある。
1996年5月	貸出金利の上限20%から10%に縮小する。
1996年6月	銀行間金利自由化を決定する。
1997年6月	銀行間レボ金利自由化決定する。
1998年3月	手形割引金利の形成メカニズム改革。再割引金利に基いて商業銀行が自主的に決定する。
1998年8月	国家開発銀行が銀行間債券市場で初めて債券を発行する。
1999年～ 1999年	金融機関は小企業に対する貸出金利幅は10%から20%に拡大する。農村信用社貸出金利は40%から50%へ拡大する。大中型企業の貸出金利は10%のまま維持する。県以下金融機関と商業銀行は中小企業に対する貸出金利幅は30%まで上昇する。大企業は維持する。国務院は512の大型国有企業に対する貸出金利は上昇しない。
1999年10月	国内資本の商業銀行と国内資本の保険会社との協議により、大口預金3000万元以上・満期5年超)預金金利の決定が可能にする。
1999年10月	財政部がインターバンク市場で金利入札方式により国債を発行する。
2000年9月	大口(300万米ドル超)外貨預金の金利を協議方式に変更する。
2003年7月	英ポンド、スイスフラン、カナダドルの小口預金金利を自由化する(米ドル、ユーロ、香港ドルと円の口預金金利は依然政府が決定)。
2003年11月	小口預金金利の下限を自由化する。
2004年1月	貸出金利の上限70%、下限は10%である。
2004年10月	商業銀行の貸出金利上限を撤廃。下限は10%である。商業銀行の預金金利下限を撤廃する。
2004年11月	1年物以上の長期小口預金金利を自由化する。
2006年8月	個人住宅ローンの金利の下限を基準金利の0.85倍に拡大する。
2007年1月	上海銀行間取引金利(SHIBOR)が開始する。
2008年10月	個人住宅ローンの金利の下限を基準金利の0.7倍に拡大する。
2012年6月	貸出金利の下限を0.8倍に拡大、預金金利の上限を基準金利の1.1倍に拡大する。
2013年7月	貸出金利の下限規制を撤廃。手形割引金利は、再割引金利にプレミアムを加える形で決定するという方式を撤廃し、完全に金融機関が自主的に決定できるように変更する。
2013年10月	中国人民銀行によるプライムレート公表開始する。
2013年12月	金融機関に対する大口の譲渡性預金(CD)解禁する。
2014年3月	上海自由貿易試験区内の外貨預金に対する預金金利の上限規制を撤廃する。
2015年5月	預金保険制度を開始
2015年10月	預金金利の上限規制を撤廃する。

中国人民銀行の各報告により。

表 3-1 利用データ

変数	定義	Frequency	資料出所
CPI	消費者物価指数	Monthly (先月比)	中国国家统计局
USD/CNY	ドル/元 (名目実効為替レート)	Monthly (先月比)	PGI
JP/CNY	円/元 (名目実効為替レート)	Monthly (先月比)	PGI
WP	世界すべての商品価格指数	Monthly (先月比)	IMF
M1	貨幣供給量 (期末値)	Monthly (先月比)	中国人民銀行

消費者物価指数は中国国家统计局により、変化率(先月比)で示す。ドル/元と円/元は、PGI(Principal Global Indicators)が公表している統計データを適用し、変化率(先月比)で算出した。M1は中国人民銀行により、変化率(先月比)で算出した。

表 3-2 OLS 推定結果：米ドル/人民元レートのケース

説明変数：CPI			
サンプル：2005M07 2014M12			
変数	係数	t-値	P 値
C	0.255	3.417	0.001
WP	0.016	1.658	0.100
CPI(-1)	0.173	1.960	0.053
USD_CNY	-0.107	-0.658	0.512
USD_CNY(-1)	-0.379	-2.237	0.027
USD_CNY(-2)	0.242	1.392	0.167
USD_CNY(-3)	0.012	0.075	0.940
M1	-0.079	-3.473	0.001
R^2	0.188		
DW	1.713		

USD/CNYはPGI(Principal Global Indicators)が公表している統計データを適用し、変化率(先月比)で算出した。米ドル/人民元レートの名目実効為替レートに関し、PGIと中国国家外貨管理局が公表しているデータとは異なるデータを示している。推定結果の信頼性を高めるため、2つ公表しているデータに基づき、推定を行った。ほぼ同じ推定結果を示している。そして、系列相関を回避しており、良好な推定結果となっている。本論文はPGIの統計データを用いて、分析を行う。

表 3-3 OLS 推定結果：日本円/人民元レートのケース

説明変数：CPI			
サンプル：2005M07 2014M12			
変数	係数	t-値	P 値
C	0.327	5.285	0.000
WP	0.015	1.558	0.122
CPI(-1)	0.198	2.327	0.022
JP_CNY1	-0.012	-0.582	0.562
JP_CNY1(-1)	0.014	1.646	0.520
JP_CNY1(-2)	-0.006	-0.258	0.797
JP_CNY1(-3)	0.049	2.212	0.029
M1	-0.085	-3.745	0.000
R ²	0.178		
DW	1.742		

JP/CNY は PGI (Principal Global Indicators) が公表している統計データを適用し、変化率(先月比)で算出した。日本円/人民元レートの名目実効為替レートに関し、PGI と中国国家外貨管理局が公表しているデータとは異なるデータを示している。推定結果の信頼性を高めるため、2つ公表しているデータに基づき、推定を行った。ほぼ同じ推定結果を示している。そして、系列相関を回避しており、良好な推定結果となっている。本論文は PGI の統計データを用いて、分析を行う。

表 3-4 VAR 推定結果：米ドル/人民元レートの場合

Vector Autoregression Estimates				
サンプル： 2005M07 2014M12				
Included observations: 114 t-statistics in []				
	CPI	WP	USD_CNY	M1
CPI(-1)	0.269461	-0.668294	0.000435	-0.637227
	[2.70557]	[-0.67545]	[0.00645]	[-1.37237]
CPI(-2)	0.016653	0.394901	-0.041705	-0.072255
	[0.16635]	[0.39708]	[-0.61593]	[-0.15481]
CPI(-3)	-0.123907	1.609686	-0.041115	0.262069
	[-1.38496]	[1.81113]	[-0.67945]	[0.62831]
WP(-1)	0.009421	0.386956	0.000498	-0.000229
	[0.95420]	[3.94537]	[0.07463]	[-0.00497]
WP(-2)	-0.004715	0.165639	-0.008695	0.032175
	[-0.45026]	[1.59212]	[-1.22748]	[0.65898]
WP(-3)	-0.007927	-0.132031	0.003461	-0.007637
	[-0.78883]	[-1.32263]	[0.50919]	[-0.16301]
USD_CNY(-1)	-0.487183	-0.267237	0.377621	0.180995
	[-3.28067]	[-0.18115]	[3.75961]	[0.26143]
USD_CNY(-2)	0.240323	-0.892269	0.109953	-0.722787
	[1.48280]	[-0.55418]	[1.00302]	[-0.95656]
USD_CNY(-3)	-0.142536	0.513162	0.127499	1.157068
	[-0.94295]	[0.34173]	[1.24706]	[1.64187]
M1(-1)	0.133020	0.285714	-0.011384	-0.223524
	[6.07625]	[1.31375]	[-0.76881]	[-2.19007]
M1(-2)	0.055227	0.357038	-0.017665	-0.035500
	[2.18052]	[1.41903]	[-1.03119]	[-0.30065]
M1(-3)	0.023260	0.500982	-0.001041	0.119272
	[0.91845]	[1.99128]	[-0.06079]	[1.01018]
C	-0.102713	-1.649096	-0.044766	1.561662
	[-1.23716]	[-1.99947]	[-0.79720]	[4.03465]
Adj. R-squared	0.331502	0.219626	0.260905	-0.012462
Akaike AIC	1.459561	6.051539	0.677535	4.538505
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.314835		
Determinant resid covariance		1.426219		
Log likelihood		-667.2725		

図 3-1 米ドル/人民元レートから消費者物価指数へのインパルス反応

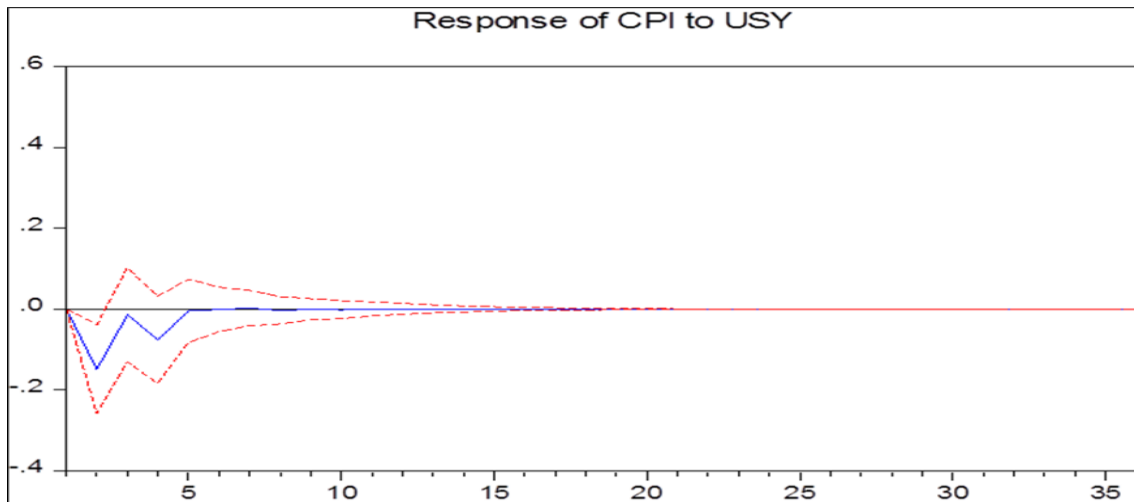


図 3-2 日本円/人民元レートから消費者物価指数へのインパルス反応

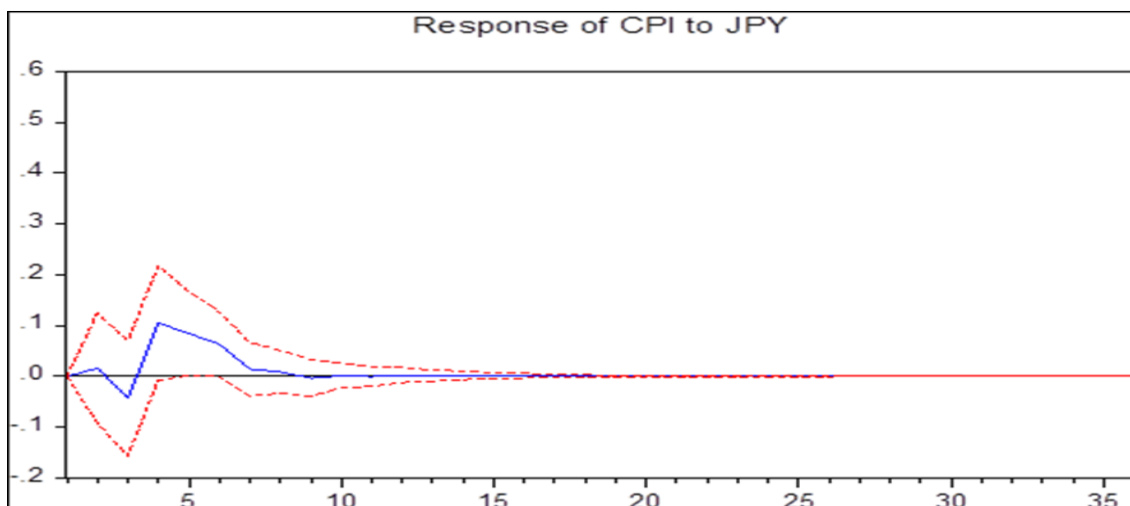


表 3-5 VAR 推定結果：日本円/人民元レートの場合

Vector Autoregression Estimates				
サンプル: 2005M07 2014M12				
Included observations: 114 t-statistics in []				
	CPI	WP	JP_CNY	M1
CPI(-1)	0.300912	-0.460690	-0.104260	-0.618491
	[3.00197]	[-0.48877]	[-0.22441]	[-1.37604]
CPI(-2)	0.010241	0.106816	-0.878146	-0.275503
	[0.10010]	[0.11104]	[-1.85206]	[-0.60060]
CPI(-3)	-0.070506	1.787611	0.520599	0.242605
	[-0.75817]	[2.04429]	[1.20782]	[0.58180]
WP(-1)	0.015695	0.385777	-0.022949	-0.009044
	[1.53532]	[4.01335]	[-0.48435]	[-0.19731]
WP(-2)	-0.009729	0.179792	-0.071168	0.051899
	[-0.88892]	[1.74706]	[-1.40297]	[1.05753]
WP(-3)	0.002552	-0.084399	0.064256	-0.009304
	[0.24058]	[-0.84608]	[1.30683]	[-0.19560]
JP_CNY(-1)	0.015141	0.099591	0.261821	-0.003292
	[0.71854]	[0.50262]	[2.68075]	[-0.03484]
JP_CNY(-2)	-0.024819	0.071015	0.143698	0.139706
	[-1.13787]	[0.34625]	[1.42142]	[1.42843]
JP_CNY(-3)	0.038379	0.305225	-0.078665	0.042425
	[1.80745]	[1.52871]	[-0.79931]	[0.44559]
M1(-1)	0.126031	0.232210	-0.138027	-0.245116
	[5.45836]	[1.06953]	[-1.28976]	[-2.36748]
M1(-2)	0.050724	0.275176	0.238342	-0.061810
	[1.92618]	[1.11129]	[1.95275]	[-0.52345]
M1(-3)	0.019316	0.498045	0.190276	0.162106
	[0.72410]	[1.98553]	[1.53894]	[1.35521]
C	-0.003992	-1.264439	-0.407738	1.501114
	-0.003992	-1.264439	-0.407738	1.501114
Adj. R-squared	0.275612	0.242397	0.135537	-0.014886
Akaike AIC	1.539856	6.021925	4.607078	4.540897
Determinant resid covariance (dof adj.)		123.8436		
Determinant resid covariance		76.30266		
Log likelihood		-894.1143		

表 4-1 利用データ

変数	定義	資料出所
CPI (2008.1 - 2016.3)	消費者物価の変化率	中国国家統計局
FOOD(2008.1 - 2016.3)	食品価格の変化率	中国国家統計局
RI1 (2008.1 - 2016.1)	実質貸出金利	中国国家統計局
RI2 (2008.1 - 2016.1)	実質預金金利	中国国家統計局
CHRd1 (2008.1 - 2016.3)	1日 (銀行間取引金利)	中国人民銀行
CHRd7 (2008.1 - 2016.3)	7日 (銀行間取引金利)	中国人民銀行
CHRd30 (2008.1 - 2016.3)	30日 (銀行間取引金利)	中国人民銀行
CHRd60 (2008.1 - 2016.3)	60日 (銀行間取引金利)	中国人民銀行
CHRd90 (2008.1 - 2016.3)	90日 (銀行間取引金利)	中国人民銀行
SHRON (2008.1 - 2016.3)	翌日物 (上海銀行間取引金利)	Shanghai Interbank Offered Rate
SHRW1 (2008.1 - 2016.3)	1週間 (上海銀行間取引金利)	Shanghai Interbank Offered Rate
SHRM1 (2008.1 - 2016.3)	1ヶ月 (上海銀行間取引金利)	Shanghai Interbank Offered Rate
SHRM3 (2008.1 - 2016.3)	3ヶ月 (上海銀行間取引金利)	Shanghai Interbank Offered Rate
SHRM9 (2008.1 - 2016.3)	9ヶ月 (上海銀行間取引金利)	Shanghai Interbank Offered Rate
Rday1 (2008.1 - 2016.3)	1日 (銀行間債券金利)	中国人民銀行
Rday7 (2008.1 - 2016.3)	7日 (銀行間債券金利)	中国人民銀行
Rth1 (2008.1 - 2016.3)	1ヵ月 (銀行間債券金利)	中国人民銀行
Rth2 (2008.1 - 2016.3)	2ヵ月 (銀行間債券金利)	中国人民銀行
Rth3 (2008.1 - 2016.3)	3ヵ月 (銀行間債券金利)	中国人民銀行
M2 (2008.1 - 2016.3)	貨幣供給量の変化率	中国国家統計局

消費者物価の変化率と食品価格の変化率は中国国家統計局により、変化率(先月比)で示す。実質貸出金利と実質預金金利は、公定歩合のデータにより、近似法で月次データに換算してから、消費者物価の変動を除いて、先月比を算出した。

銀行間取引金利(1日、7日、30日、60日、90日)、銀行間債券金利(1日、7日、1ヵ月、2ヵ月、3ヵ月)と、貨幣供給量(M2)は中国人民銀行により、先月比を算出した。

上海銀行間取引金利(翌日物、1週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月)はShanghai Interbank Offered Rateにより、取引ある日のデータを公表している。それより、平均値を計算してから、先月比を算出した。

表 4-2 単位根検定

変数	ADF	トレンド あり	変数	ADF	トレンド あり	変数	ADF	トレンド あり
RI1	-2.89511	-3.46229	CPI	-2.89511	-3.46229	Rday1	-2.89155	-3.45681
RI2	-2.89123	-3.45632	FOOD	-2.89511	-3.46229	Rday7	-2.89187	-3.4573
SHRON	-2.89155	-3.45681	CHRd1	-2.89155	-3.45681	Rth1	-2.89123	-3.45681
SHRW1	-2.89123	-3.45632	CHRd7	-2.89155	-3.45681	Rth2	-2.89123	-3.45632
SHRM1	-2.89155	-3.45681	CHRd30	-2.89155	-3.45681	Rth3	-2.89123	-3.45632
SHRM3	-2.89123	-3.45632	CHRd60	-2.89155	-3.45681	M2	-2.89511	-3.45995
SHRM9	-2.89187	-3.4573	CHRd90	-2.89123	-3.45632	lag11		

表 4-3 消費者物価の変化率と金利の変化率のインパルス反応累積値

変数	0期	6期	12期	18期	24期	30期	36期
RI1	0.00000	0.19428	0.31781	0.29403	0.31290	0.30577	0.30908
RI2	0.00000	0.04454	0.10510	0.09326	0.09482	0.09423	0.09432
CHRd1	0.00000	0.21462	0.29013	0.28838	0.29092	0.29077	0.29089
CHRd7	0.00000	0.23687	0.30885	0.31183	0.31438	0.31457	0.31466
CHRd30	0.00000	0.29822	0.33122	0.33639	0.33621	0.33615	0.33606
CHRd60	0.00000	0.24909	0.29107	0.28839	0.28873	0.28845	0.28841
CHRd90	0.00000	0.32965	0.37649	0.37782	0.37823	0.37830	0.37832
SHRON	0.00000	0.20493	0.28059	0.28163	0.28374	0.28383	0.28390
SHRW1	0.00000	0.23272	0.31679	0.32128	0.32426	0.32451	0.32462
SHRM1	0.00000	0.34424	0.39141	0.39988	0.40054	0.40057	0.40052
SHRM3	0.00000	0.30107	0.33162	0.32956	0.33020	0.33044	0.33043
SHRM9	0.00000	0.25659	0.31053	0.30637	0.30761	0.30755	0.30760
RDAY1	0.00000	0.21592	0.29373	0.29444	0.29677	0.29681	0.29690
RDAY7	0.00000	0.22245	0.30596	0.30913	0.31257	0.31271	0.31284
RTH1	0.00000	0.29884	0.34800	0.35430	0.35544	0.35553	0.35555
RTH2	0.00000	0.28142	0.34905	0.35238	0.35445	0.35443	0.35449
RTH3	0.00000	0.31734	0.33811	0.33707	0.33712	0.33697	0.33696

表 4-4 食品価格の変化率と金利の変化率のインパルス反応累積値

変数	0期	6期	12期	18期	24期	30期	36期
RI1	0.00000	0.31533	0.47462	0.47526	0.49532	0.49326	0.49564
RI2	0.00000	0.05867	0.18532	0.16974	0.17723	0.17416	0.17469
CHRD1	0.00000	0.29912	0.47900	0.46248	0.47593	0.47470	0.47580
CHRD7	0.00000	0.37090	0.54900	0.55353	0.56722	0.56777	0.56854
CHRD30	0.00000	0.49482	0.55606	0.55610	0.55431	0.55361	0.55304
CHRD60	0.00000	0.41991	0.52754	0.51566	0.52055	0.51901	0.51893
CHRD90	0.00000	0.59183	0.68359	0.68966	0.69396	0.69419	0.69425
SHRON	0.00000	0.29707	0.47395	0.46625	0.47709	0.47707	0.47780
SHRW1	0.00000	0.34498	0.55244	0.55330	0.56835	0.56859	0.56948
SHRM1	0.00000	0.60734	0.70362	0.71309	0.71375	0.71360	0.71332
SHRM3	0.00000	0.45443	0.54833	0.54804	0.55820	0.55898	0.55937
SHRM9	0.00000	0.37102	0.49726	0.47748	0.48645	0.48455	0.48521
RDAY1	0.00000	0.31398	0.49510	0.48467	0.49675	0.49639	0.49730
RDAY7	0.00000	0.31870	0.52899	0.53012	0.54776	0.54771	0.54885
RTH1	0.00000	0.51815	0.62414	0.62667	0.63061	0.63027	0.63045
RTH2	0.00000	0.43539	0.59438	0.58777	0.59913	0.59870	0.59962
RTH3	0.00000	0.57293	0.61373	0.60972	0.61163	0.61083	0.61080

図 4-1 実質貸出金利の変化率と消費者物価の変化率

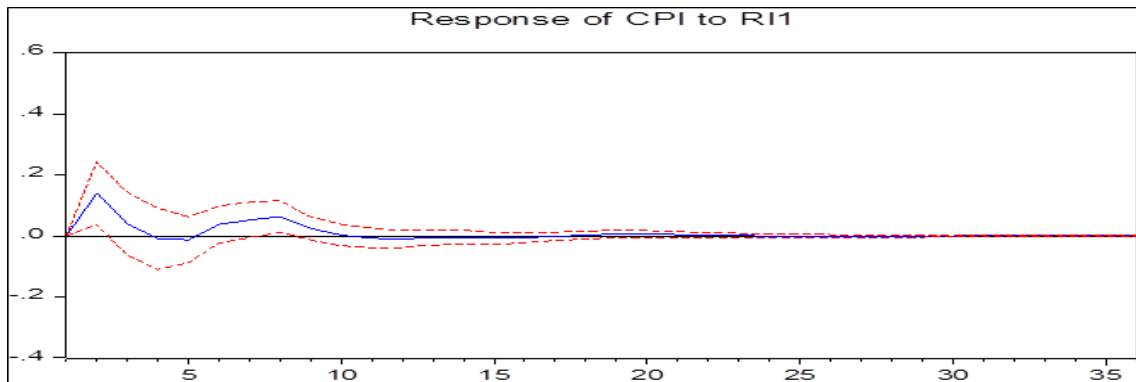


図 4-2 実質預金金利の変化率と消費者物価の変化率

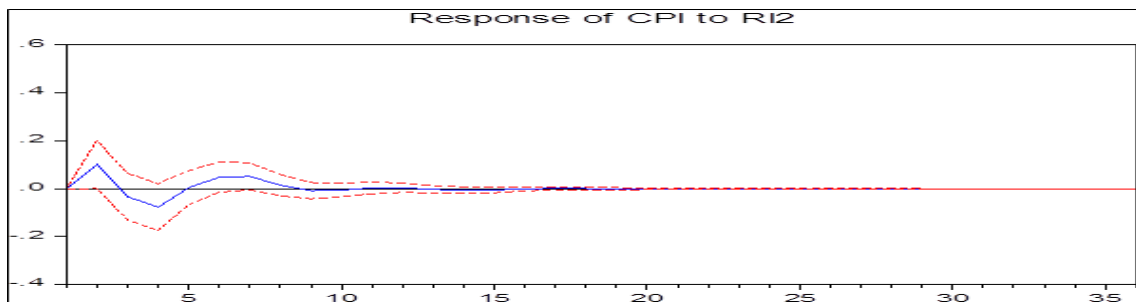


図 4-3 実質貸出金利の変化率と食品価格の変化率

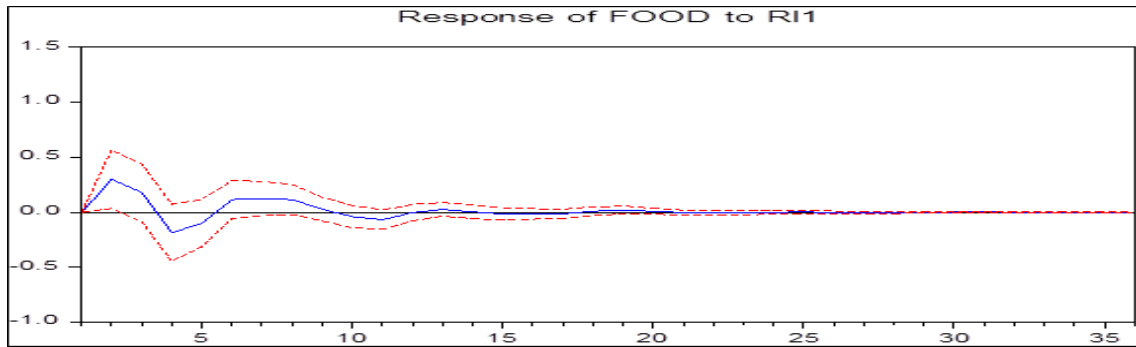


図 4-4 実質預金金利の変化率と食品価格の変化率

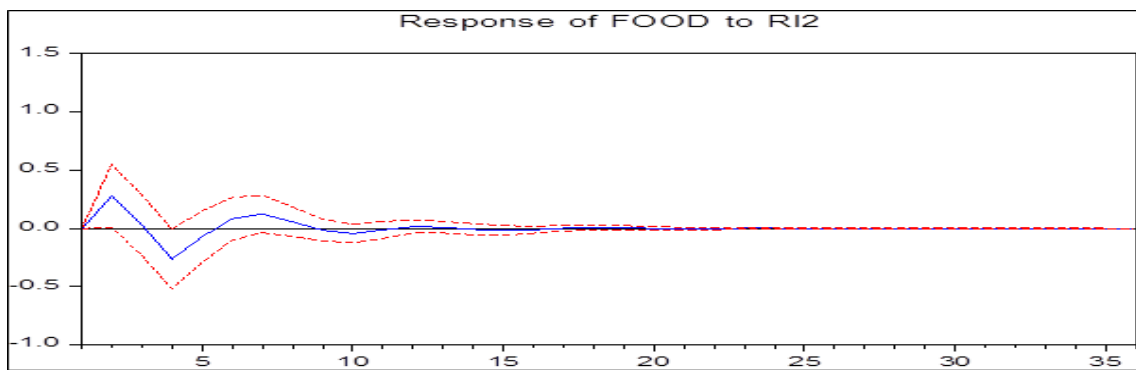


図 4-5 銀行間取引金利(1日)の変化率と消費者物価の変化率

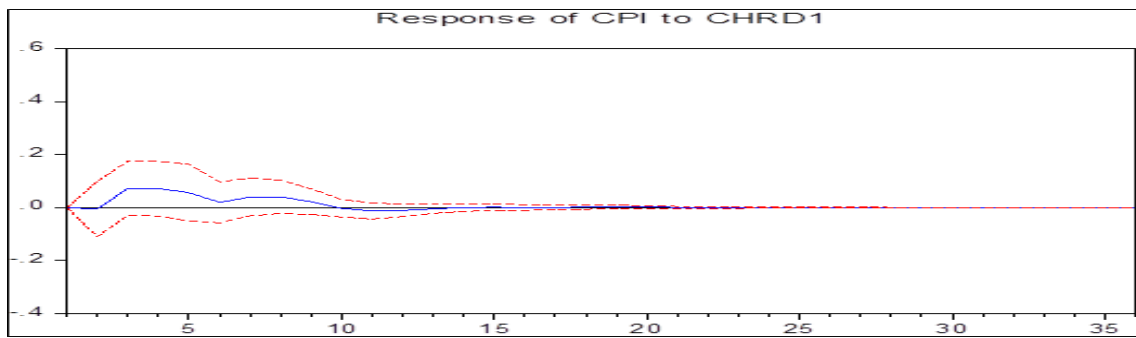


図 4-6 銀行間取引金利(7日)の変化率と消費者物価の変化率

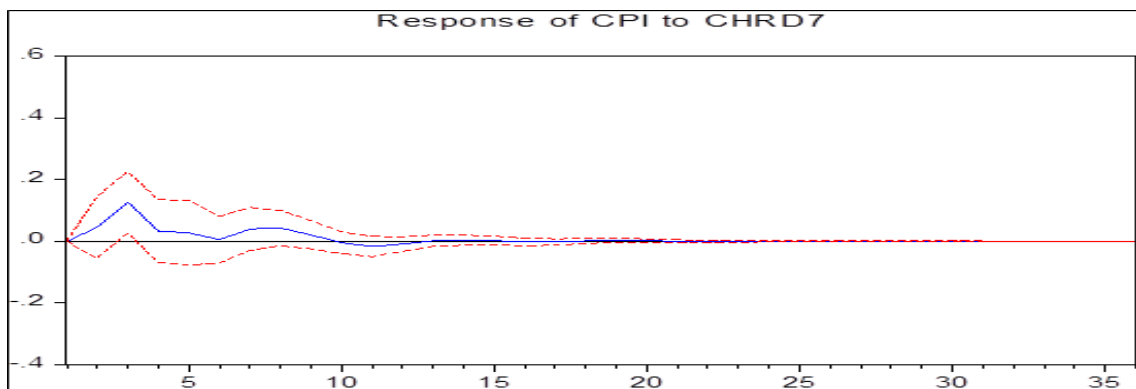


図 4-7 銀行間取引金利(30日)の変化率と消費者物価の変化率

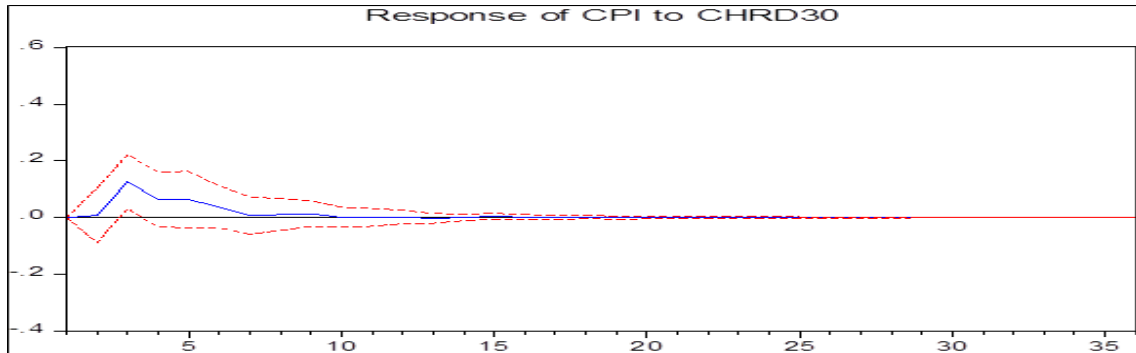


図 4-8 銀行間取引金利(60日)の変化率と消費者物価の変化率

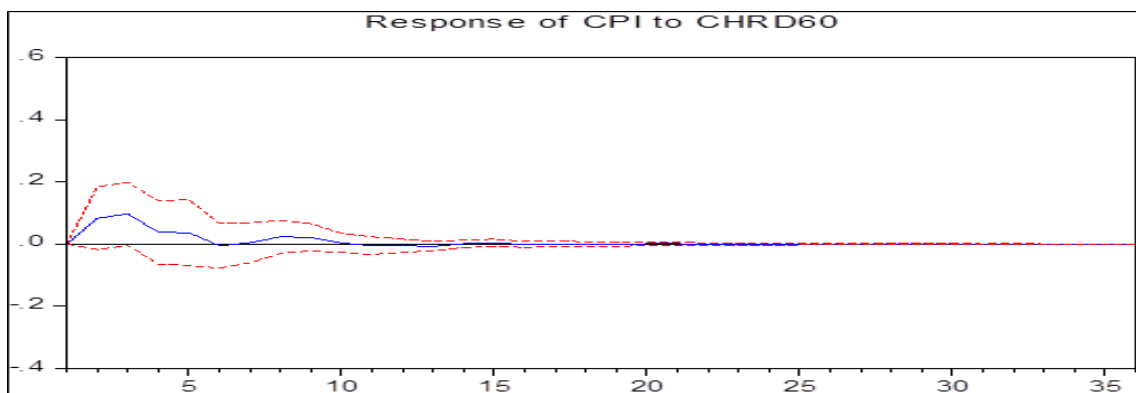


図 4-9 銀行間取引金利(90日)の変化率と消費者物価の変化率

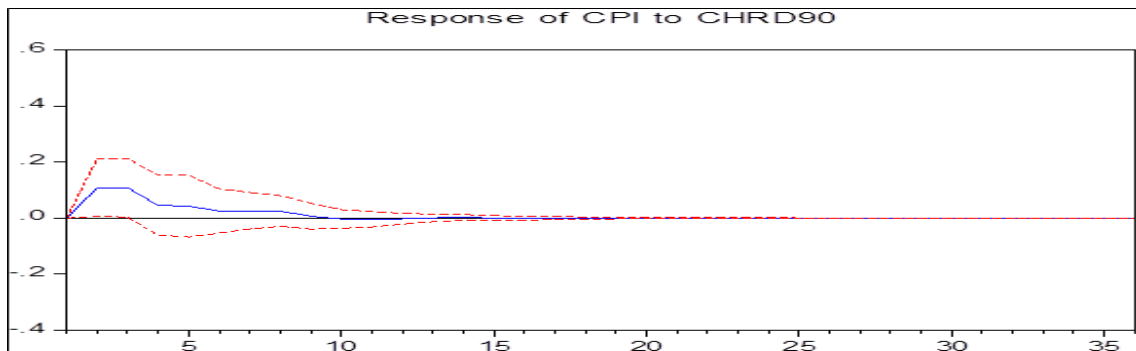


図 4-10 銀行間取引金利(1日)の変化率と食品価格の変化率

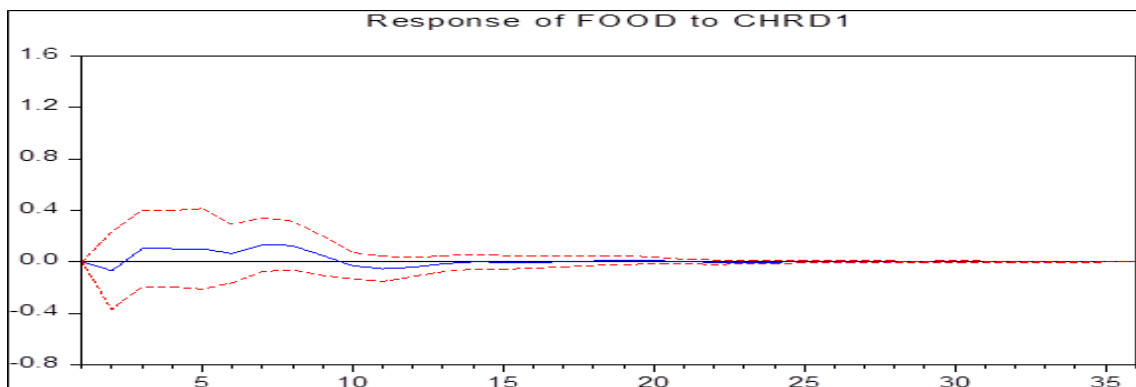


図 4-11 銀行間取引金利(7日)の変化率と食品価格の変化率

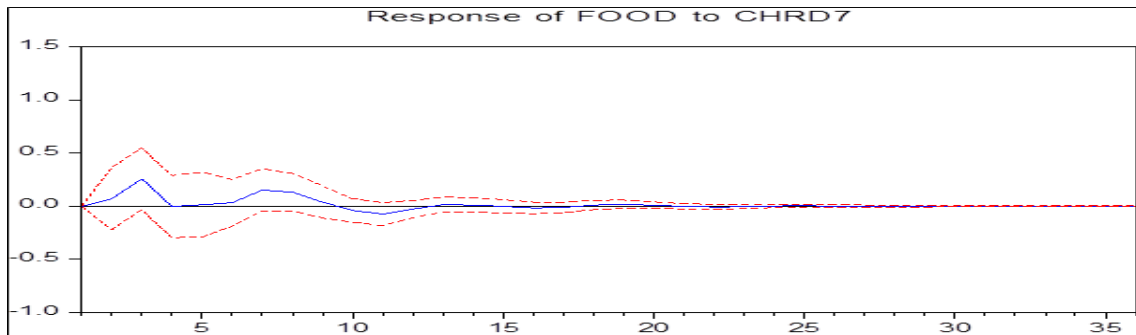


図 4-12 銀行間取引金利(30日)の変化率と食品価格の変化率

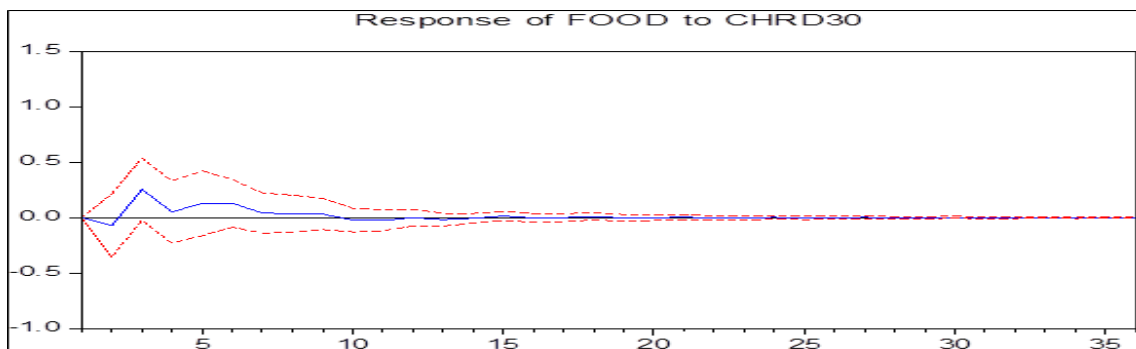


図 4-13 銀行間取引金利(60日)の変化率と食品価格の変化率

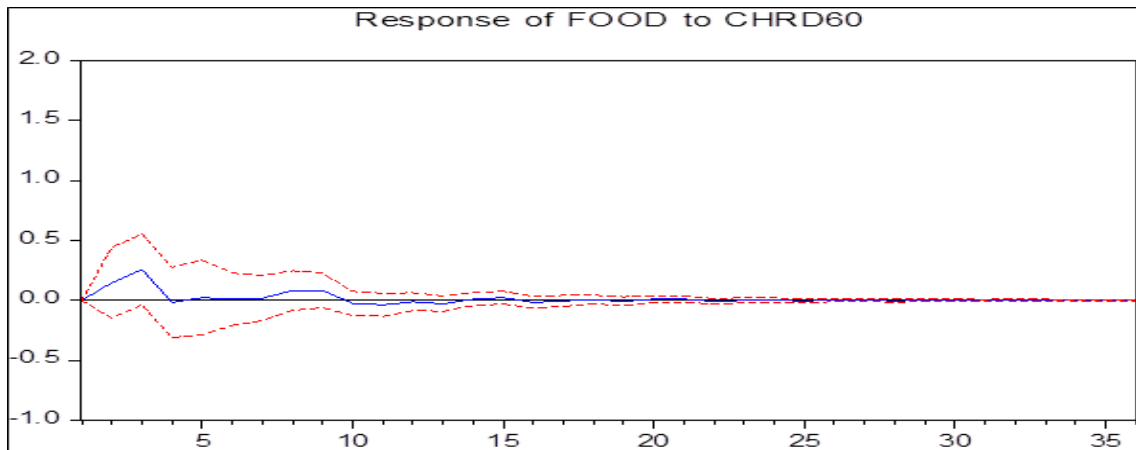


図 4-14 銀行間取引金利(90日)の変化率と食品価格の変化率

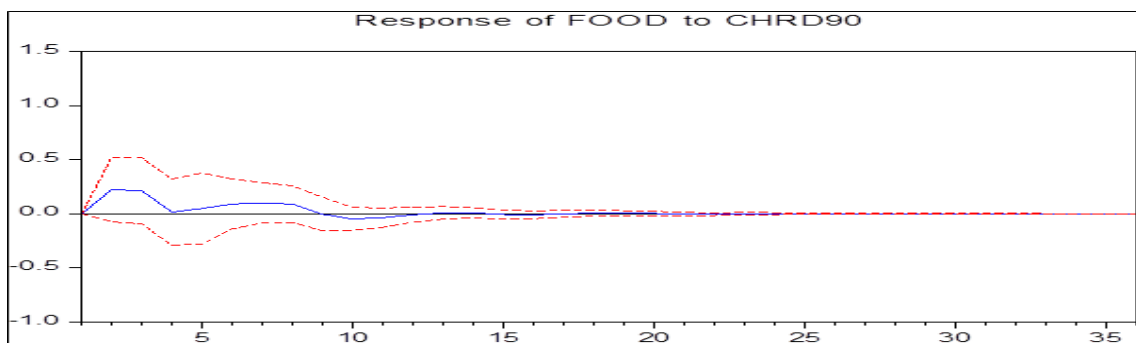


図 4-15 上海銀行間取引金利(翌日物)の変化率と消費者物価の変化率

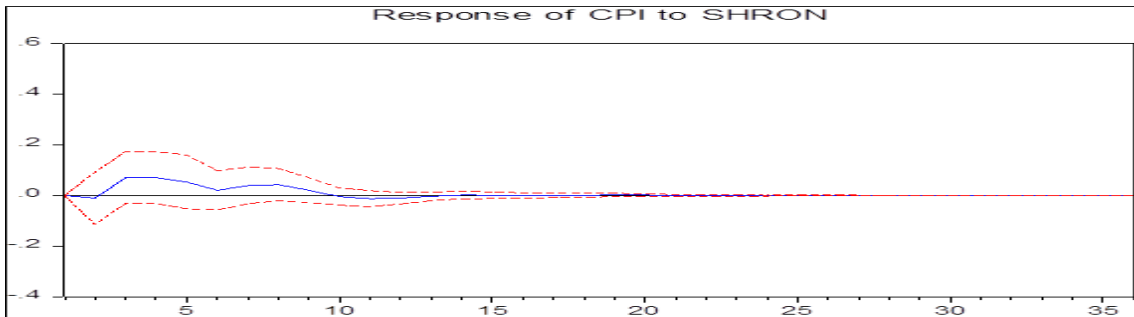


図 4-16 上海銀行間取引金利(1週)の変化率と消費者物価の変化率

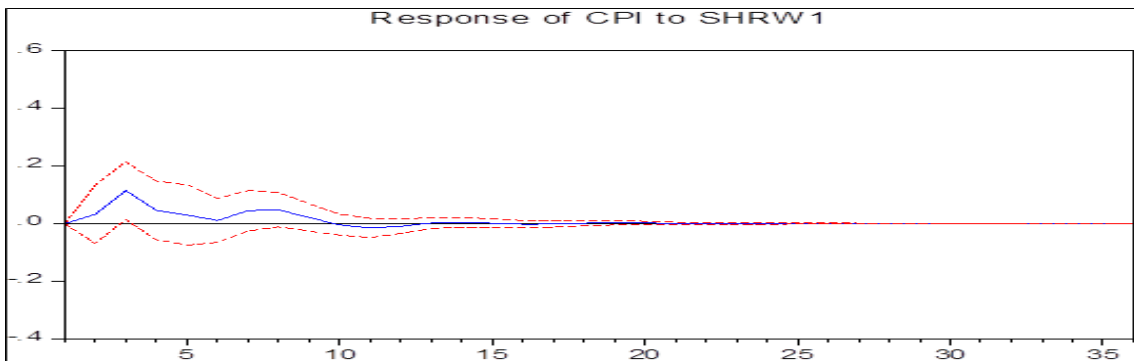


図 4-17 上海銀行間取引金利(1ヶ月)の変化率と消費者物価の変化率

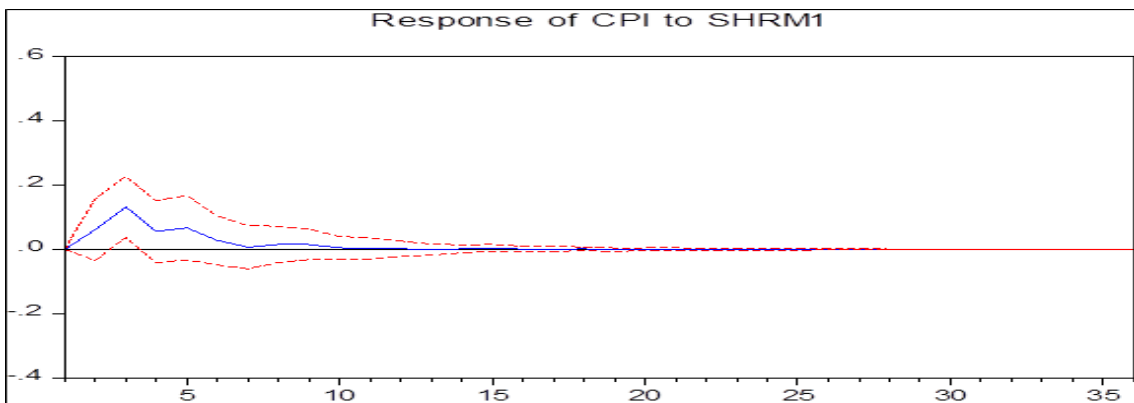


図 4-18 上海銀行間取引金利(3ヶ月)の変化率と消費者物価の変化率

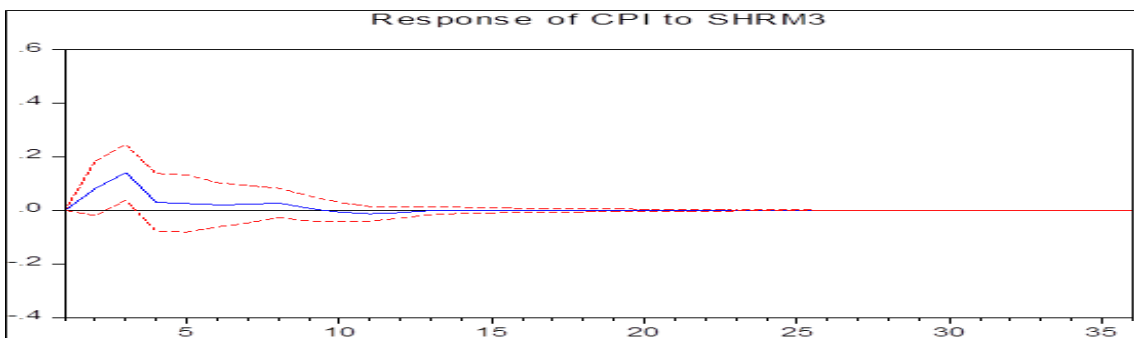


図 4-19 上海銀行間取引金利(9ヶ月)の変化率と消費者物価の変化率

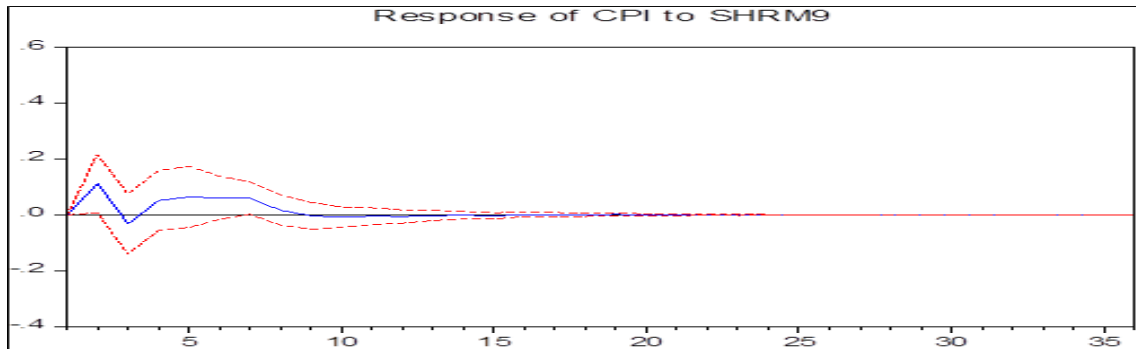


図 4-20 上海銀行間取引金利(翌日物)の変化率と食品価格の変化率

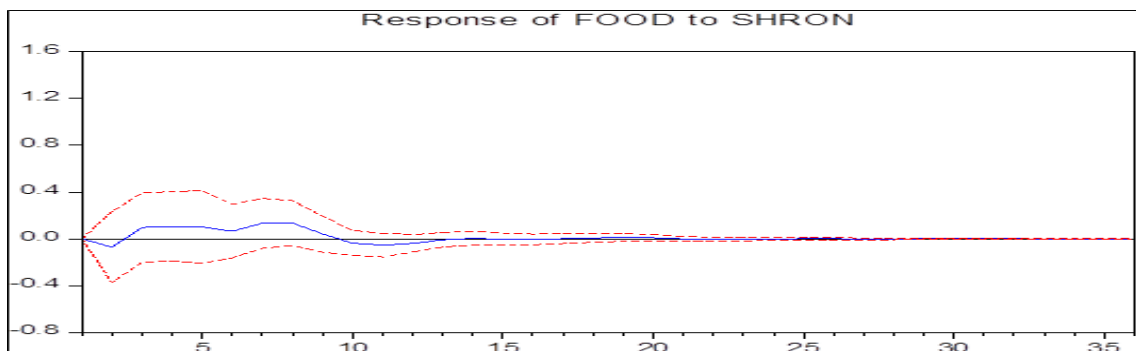


図 4-21 上海銀行間取引金利(1週)の変化率と食品価格の変化率

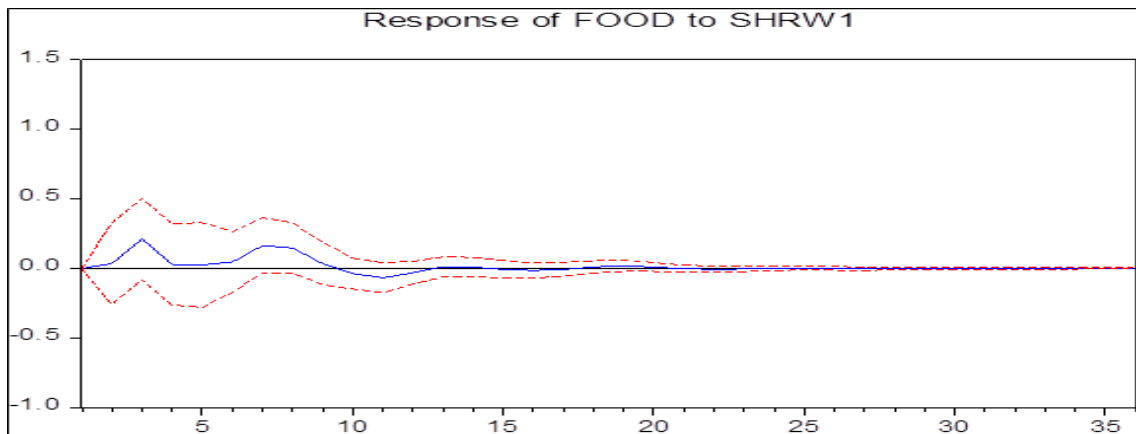


図 4-22 上海銀行間取引金利(1ヶ月)の変化率と食品価格の変化率

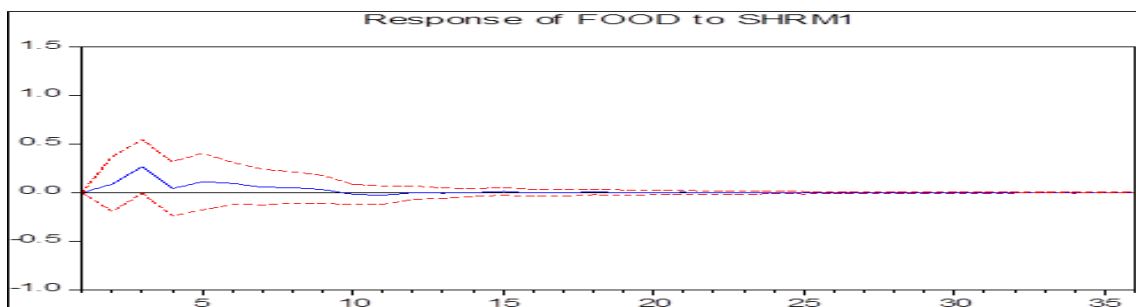


図 4-23 上海銀行間取引金利(3ヶ月)の変化率と食品価格の変化率

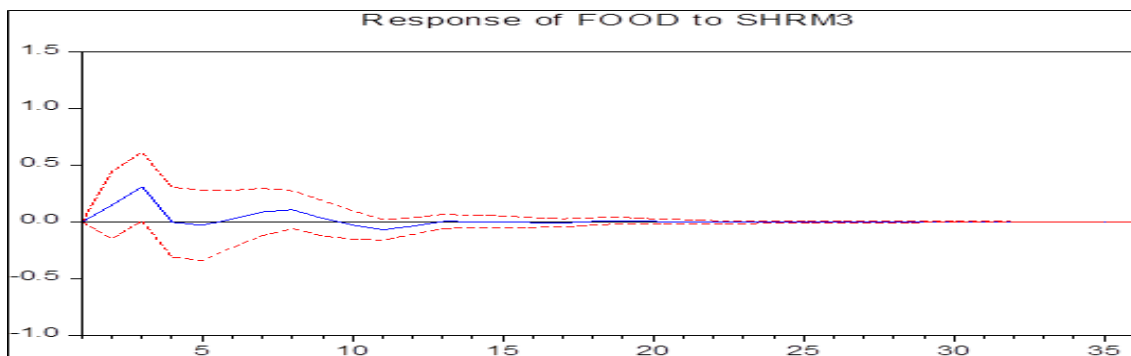


図 4-24 上海銀行間取引金利(9ヶ月)の変化率と食品価格の変化率

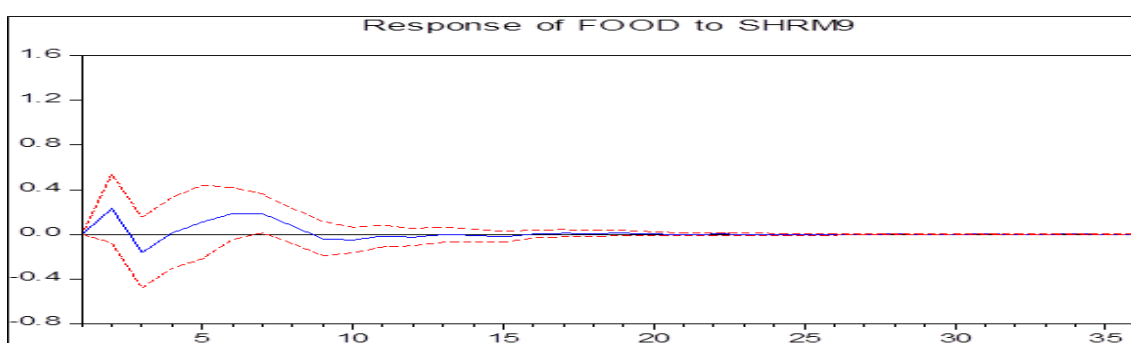


図 4-25 銀行間債券金利(1日)の変化率と消費者物価の変化率

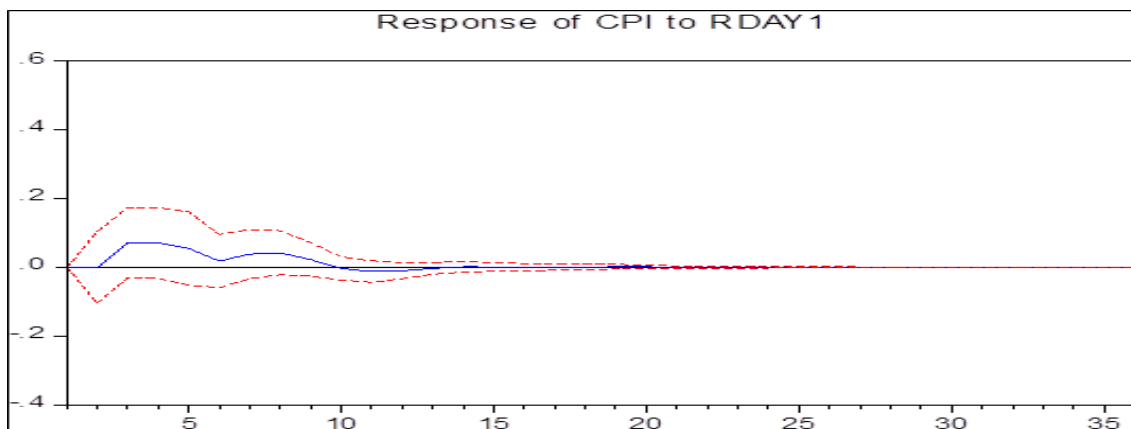


図 4-26 銀行間債券金利(7日)の変化率と消費者物価の変化率

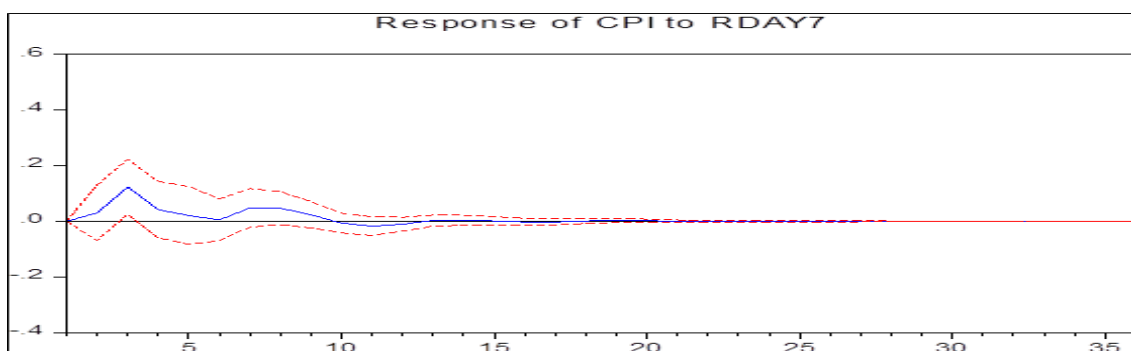


図 4-27 銀行間債券金利(1 カ月)の変化率と消費者物価の変化率

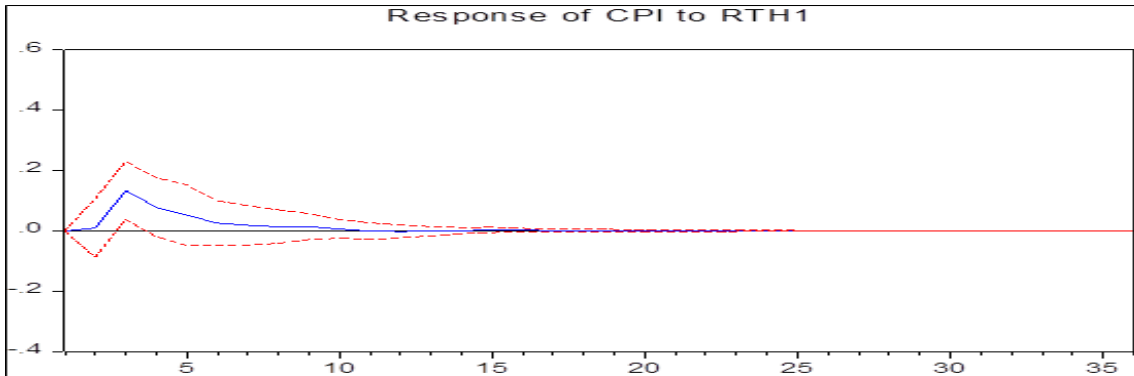


図 4-28 銀行間債券金利(2 カ月)の変化率と消費者物価の変化率

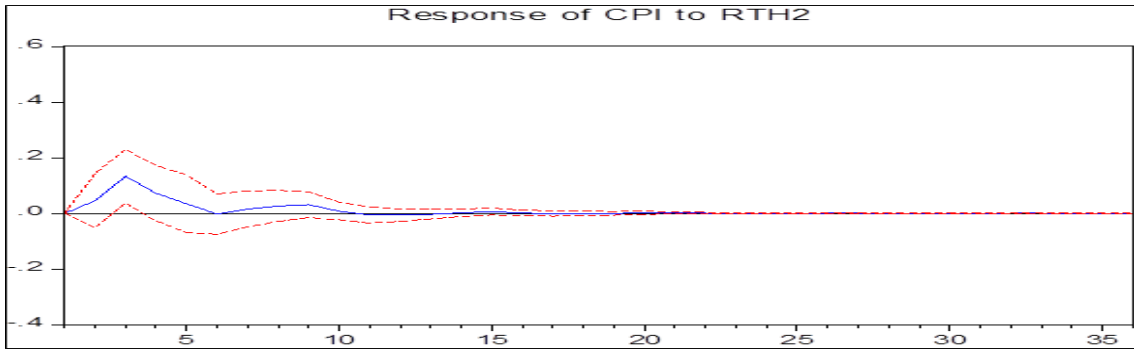


図 4-29 銀行間債券金利(3 カ月)の変化率と消費者物価の変化率

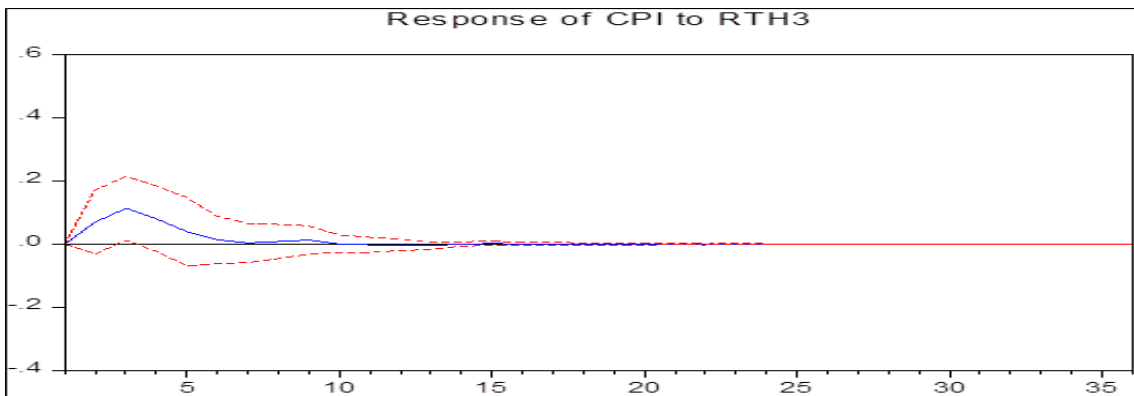


図 4-30 銀行間債券金利(1 日)の変化率と食品価格の変化率

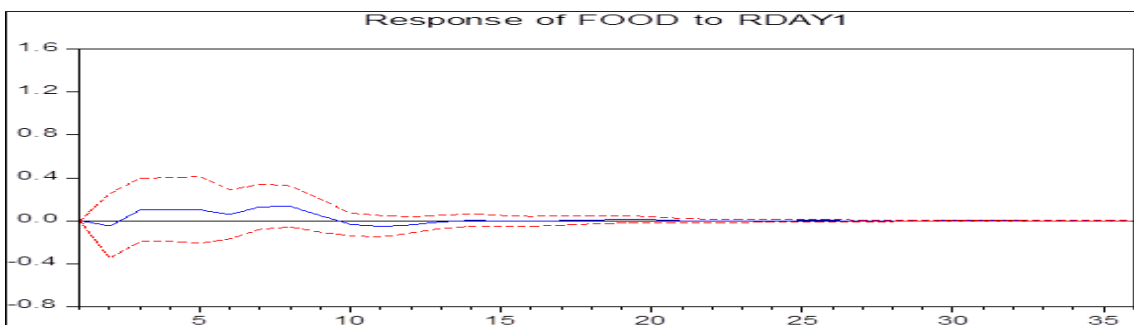


図 4-31 銀行間債券金利(7日)の変化率と食品価格の変化率

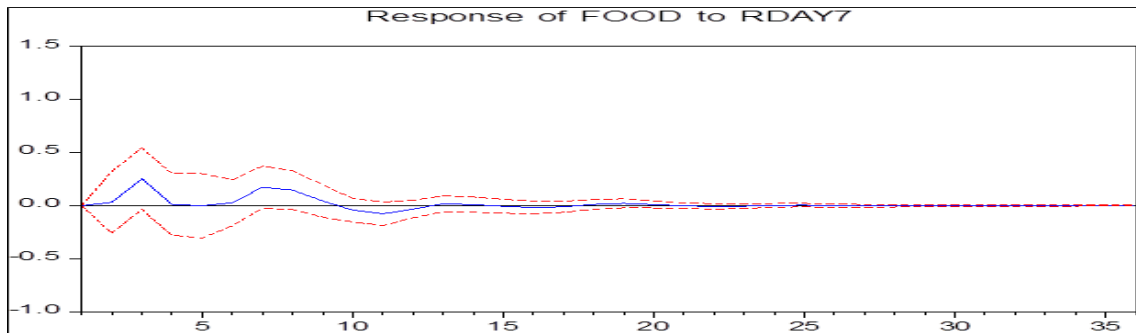


図 4-32 銀行間債券金利(1カ月)の変化率と食品価格の変化率

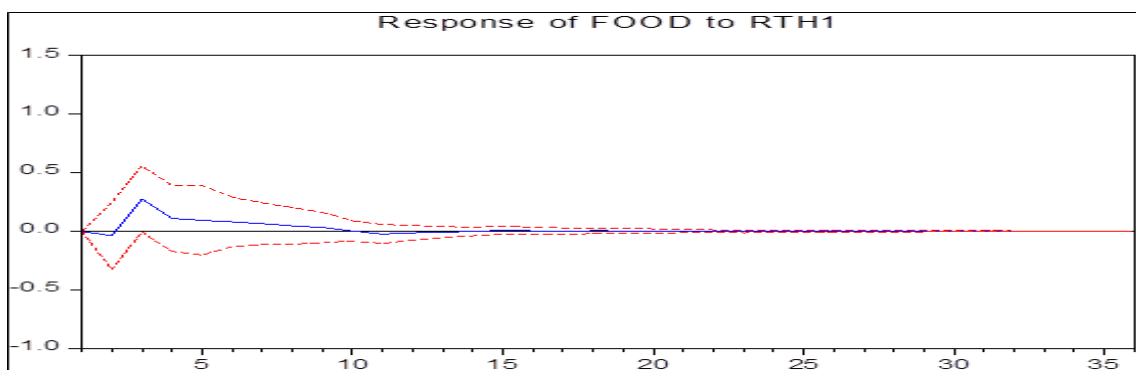


図 4-33 銀行間債券金利(2カ月)の変化率と食品価格の変化率

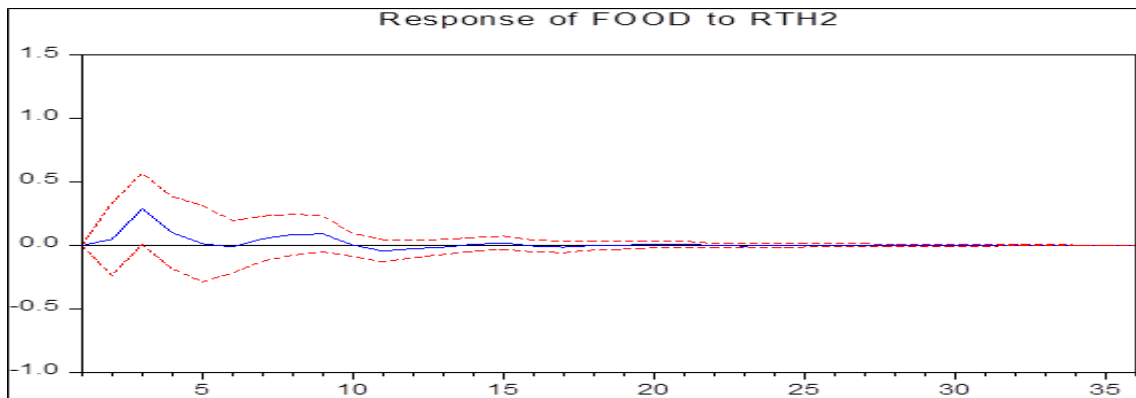
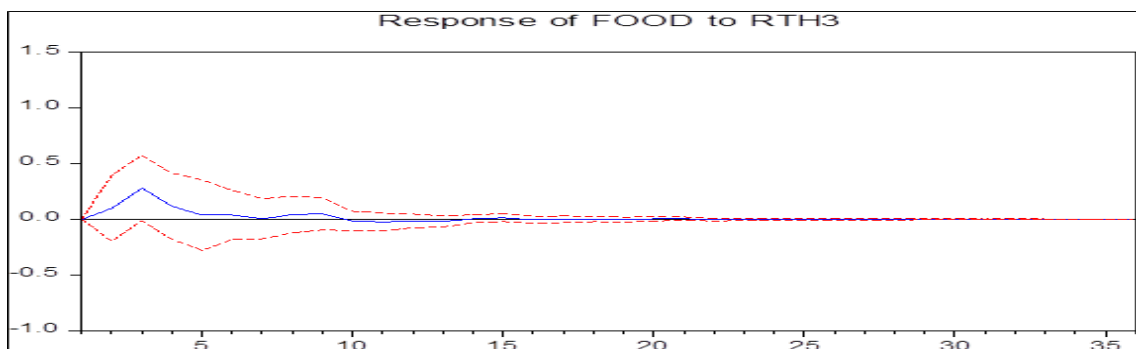
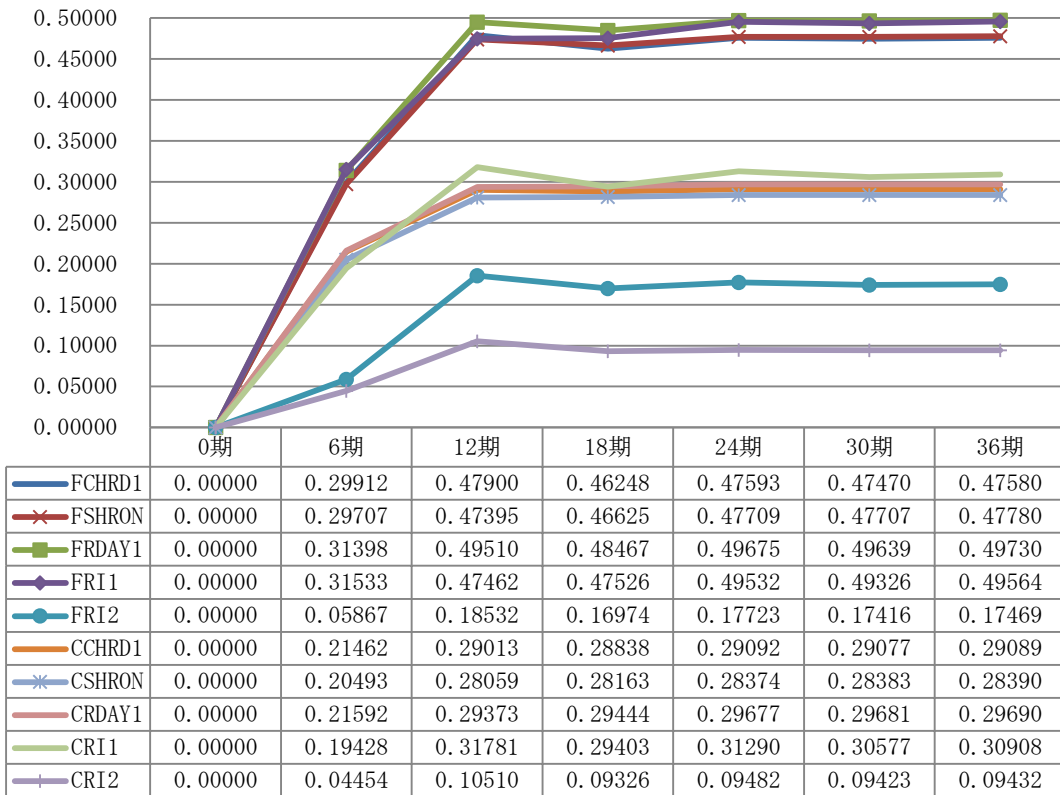


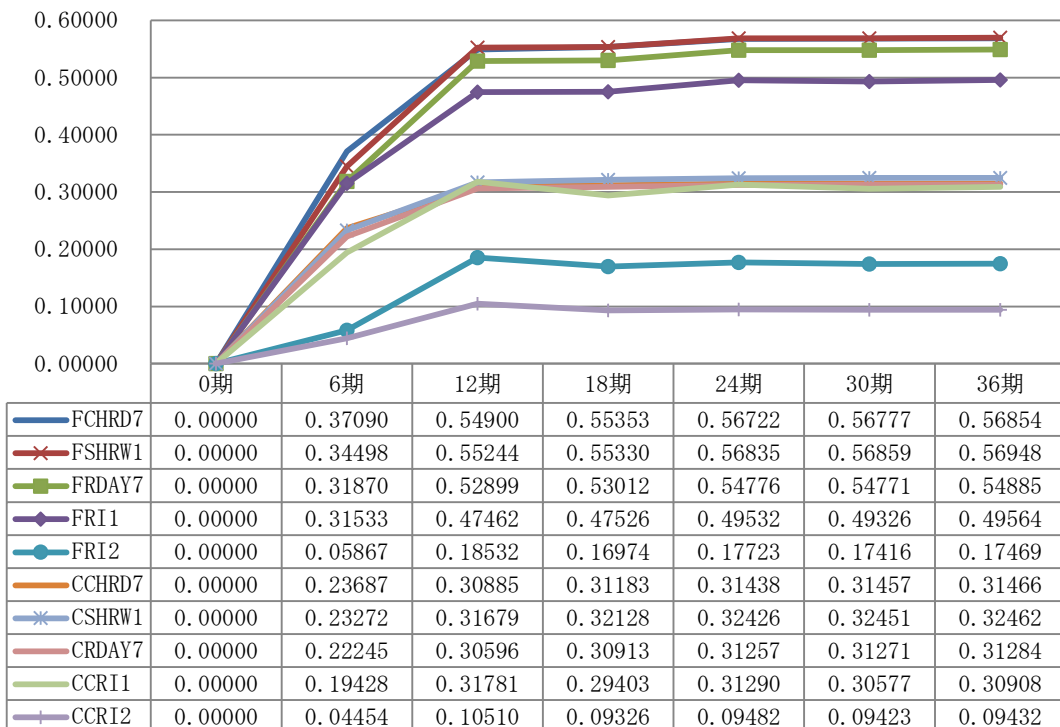
図 4-34 銀行間債券金利(3カ月)の変化率と食品価格の変化率



図表4-1 インパルス反応



図表4-2 インパルス反応



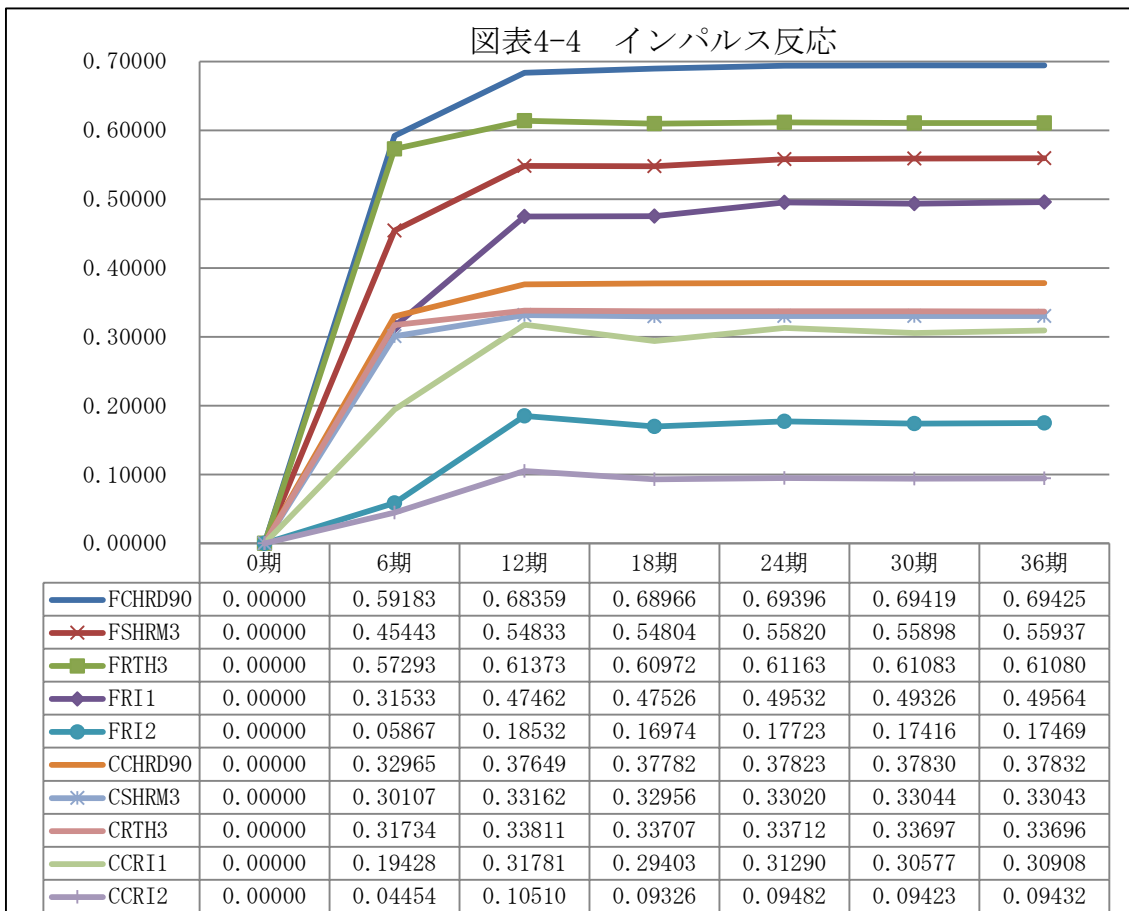
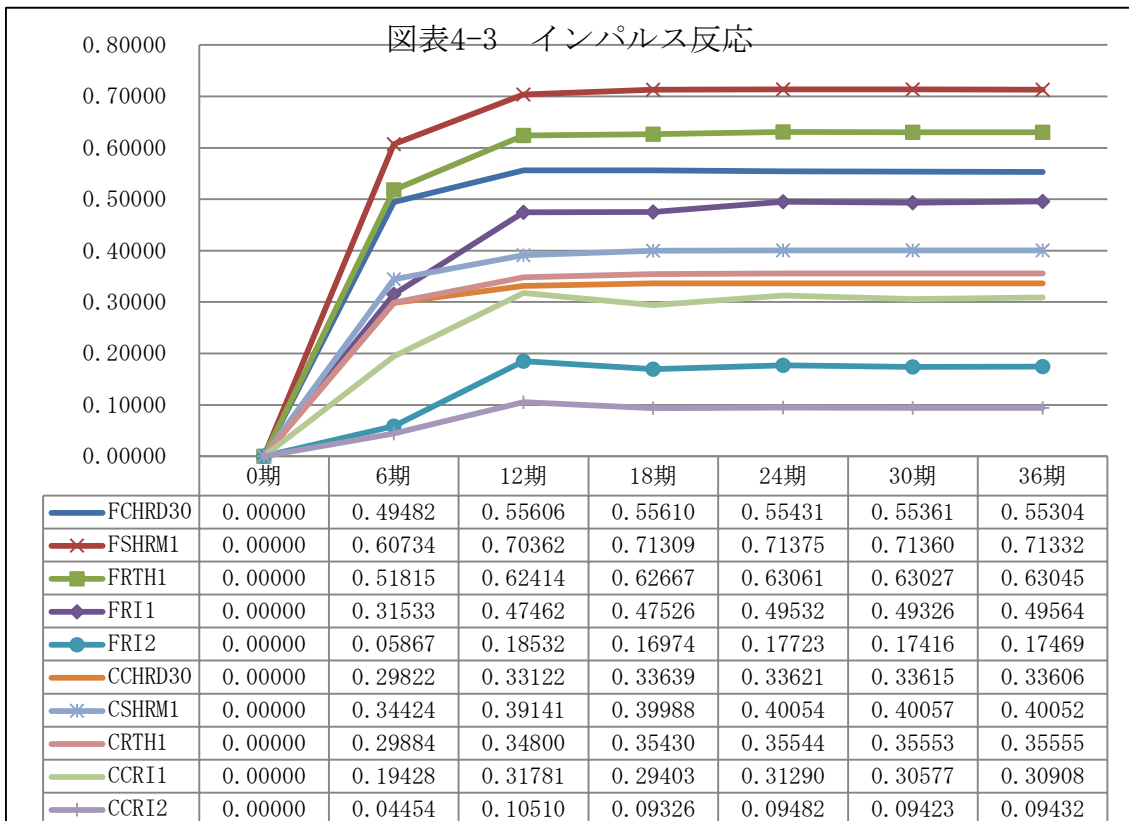


表 5-1 利用データ

変数	定義	Frequency	資料出所
CPI (2002. 2 - 2015. 5)	消費者物価の変化率	(先月比)	中国国家統計局
D1 (2002. 2 - 2015. 5)	1 日 (銀行間取引金利)	(先月比)	中国人民銀行
D7 (2002. 2 - 2015. 5)	7 日 (銀行間取引金利)	(先月比)	中国人民銀行
D20 (2002. 2 - 2015. 5)	20 日 (銀行間取引金利)	(先月比)	中国人民銀行
D30 (2002. 2 - 2015. 5)	30 日 (銀行間取引金利)	(先月比)	中国人民銀行
D60 (2002. 2 - 2015. 5)	60 日 (銀行間取引金利)	(先月比)	中国人民銀行
D90 (2002. 2 - 2015. 5)	90 日 (銀行間取引金利)	(先月比)	中国人民銀行
CPI (2006. 11 - 2015. 5)	消費者物価の変化率	(先月比)	中国国家統計局
on (2006. 11 - 2015. 5)	翌日物 (上海銀行間取引金利)	(先月比)	Shanghai Interbank Offered Rate
W1 (2006. 11 - 2015. 5)	1 週間 (上海銀行間取引金利)	(先月比)	Shanghai Interbank Offered Rate
W2 (2006. 11 - 2015. 5)	2 週間 (上海銀行間取引金利)	(先月比)	Shanghai Interbank Offered Rate
M1 (2006. 11 - 2015. 5)	1 カ月 (上海銀行間取引金利)	(先月比)	Shanghai Interbank Offered Rate
M3 (2006. 11 - 2015. 5)	3 カ月 (上海銀行間取引金利)	(先月比)	Shanghai Interbank Offered Rate
M9 (2006. 11 - 2015. 5)	9 カ月 (上海銀行間取引金利)	(先月比)	Shanghai Interbank Offered Rate
Y1 (2006. 11 - 2015. 5)	1 年 (上海銀行間取引金利)	(先月比)	Shanghai Interbank Offered Rate

消費者物価の変化率は中国国家統計局により、変化率(先月比)で示す。

銀行間取引金利(1日、7日、20日、30日、60日、90日)は中国人民銀行のよると、上海銀行間取引金利(翌日物、1週、2週、1ヶ月、3ヶ月、9ヶ月と1年)はShanghai Interbank Offered Rateにより、取引ある日のデータを公表している。それより、平均値を計算してから、先月比を算出した。

表 5-2 単位根検定の結果

	トレンドなし			トレンドあり			階差（トレンドなし）			階差（トレンドあり）		
	ADF	DF	PP	ADF	DF	PP	ADF	DF	PP	ADF	DF	PP
CPI	-2.880	-1.943	-2.880	-3.438	-2.971	-3.438	-2.880	-1.943	-2.880	-3.439	-2.978	3.439
D1	-2.880	-1.943	-2.880	-3.439	-2.971	-3.438	-2.880	-1.943	-2.880	-3.439	-2.974	3.439
D7	-2.880	-1.943	-2.880	-3.438	-2.971	-3.438	-2.880	-1.943	-2.880	-3.439	-2.977	3.439
D20	-2.880	-1.943	-2.880	-3.438	-2.971	-3.438	-2.880	-1.943	-2.880	-3.440	-2.975	3.439
D30	-2.880	-1.943	-2.880	-3.438	-2.971	-3.438	-2.880	-1.943	-2.880	-3.439	-2.978	3.439
D60	-2.880	-1.943	-2.880	-3.438	-2.977	-3.438	-2.880	-1.943	-2.880	-3.440	-2.978	3.439
D90	-2.880	-1.943	-2.880	-3.439	-2.973	-3.438	-2.880	-1.943	-2.880	-3.440	-2.978	3.439

全国銀行間同業拆借市場交易期限分類（銀行間取引金利）統計表（2002年2月～2015年5月）は、中国人民銀行の公表データを用いて、変化率（先月比）に計算する。

2013年1月からは20日ではなく21日で、30日、60日、90日から1カ月、2カ月、3カ月、4カ月に変更する。

ADF : Augmented Dickey-Fuller Test Equation

DF : DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

PP : Phillips-Perron Test Equation

数値は各統計量のt値である。

Automatic - based on AIC, maxlag=6(5%)

表 5-3 グレンジャーの因果性テストの結果

		CPI	D1	D7	D20	D30	D60	D90
	CPI		0.0415	0.1363	0.0646	0.0104	0.0017	0.0002
lag12	D1	0.1872						
lag12	D7	0.0036						
lag4	D20	0.0052						
lag12	D30	0.0092						
lag12	D60	0.0032						
lag4	D90	0.1865						

lag は AIC と SC による。 数値は Prob(P 値)。

表 5-4 OLS の推定結果

		係数	t 値	P 値	R^2	DW
D1	CPI(-4)	0.0825	2.4793	0.0145	0.0949	2.0045
D7	CPI(-4)	0.1028	2.8523	0.0051	0.0731	2.0035
D20	CPI(-4)	0.0690	2.2920	0.0233	0.0906	1.9687
D30	CPI(-4)	0.0915	3.0510	0.0028	0.1443	2.0646

D60	CPI(-4)	0.05912	1.8444	0.0675	0.1668	2.0674
D90	CPI(-4)	0.0962	4.5320	0.0000	0.1432	1.9904

lag は AIC と SC による。

図 5-1 消費者物価の変動と 1 日銀行間取引金利の変動のインパルス反応

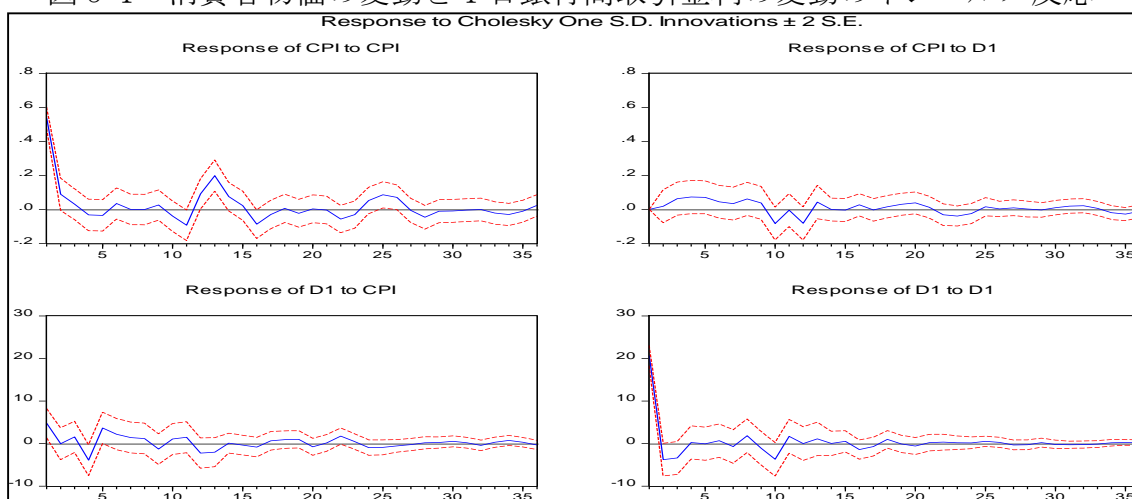


図 5-2 消費者物価の変動と 7 日銀行間取引金利の変動のインパルス反応

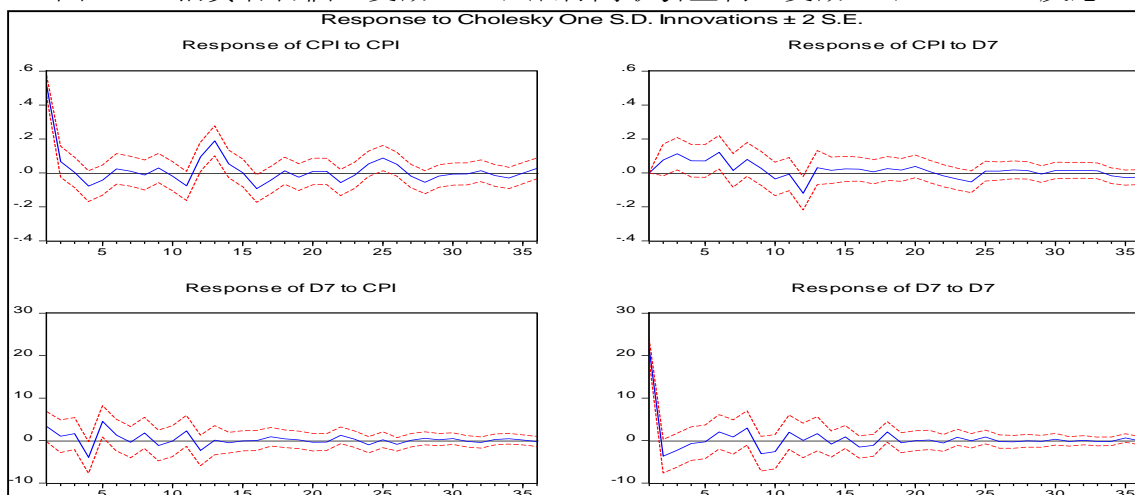


図 5-3 消費者物価の変動と 20 日銀行間取引金利の変動のインパルス反応

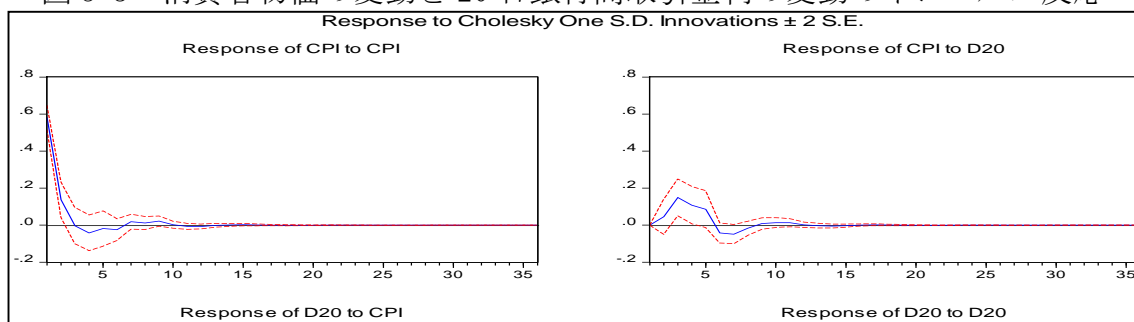


図 5-4 消費者物価の変動と 30 日銀行間取引金利の変動のインパルス反応

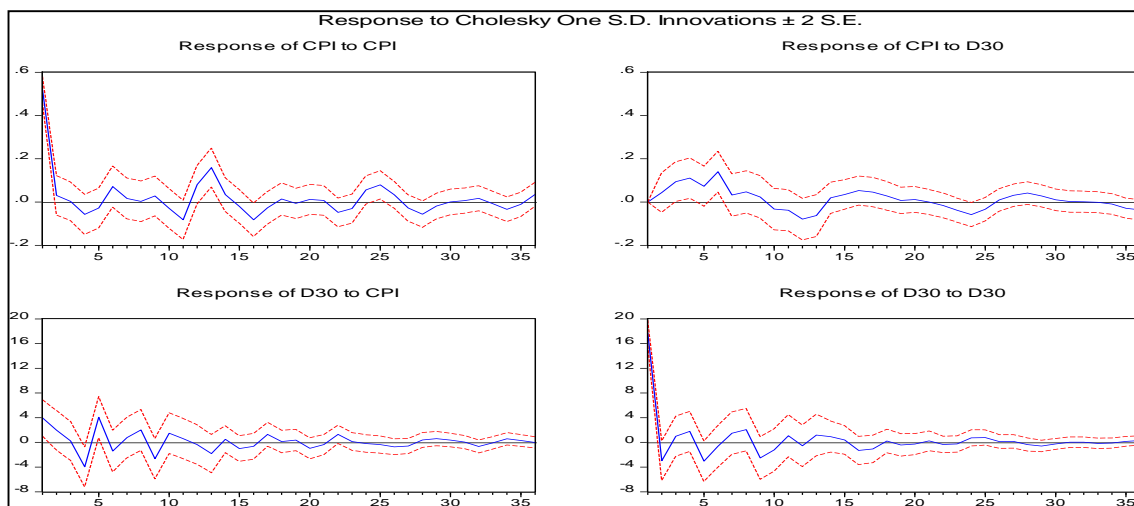


図 5-5 消費者物価の変動と 60 日銀行間取引金利の変動のインパルス反応

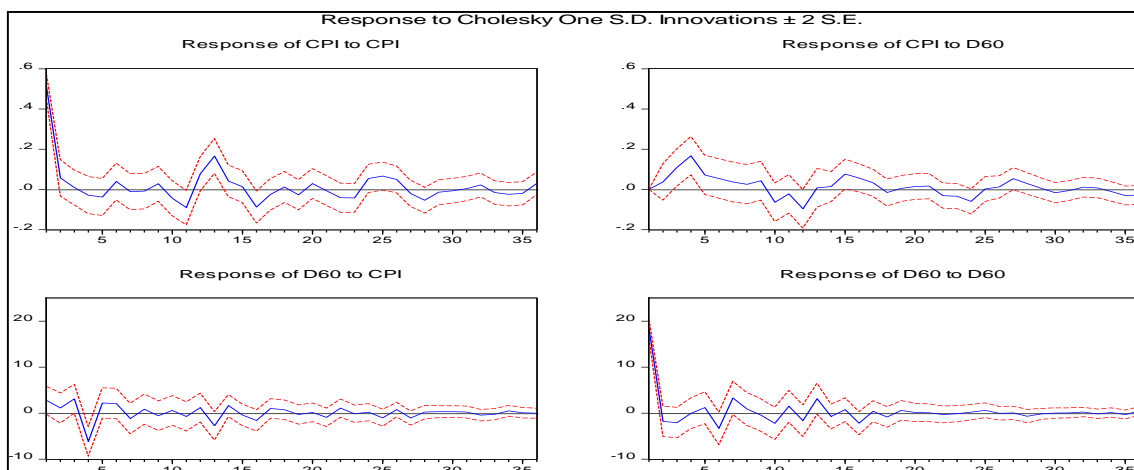


図 5-6 消費者物価の変動と 90 日銀行間取引金利の変動のインパルス反応

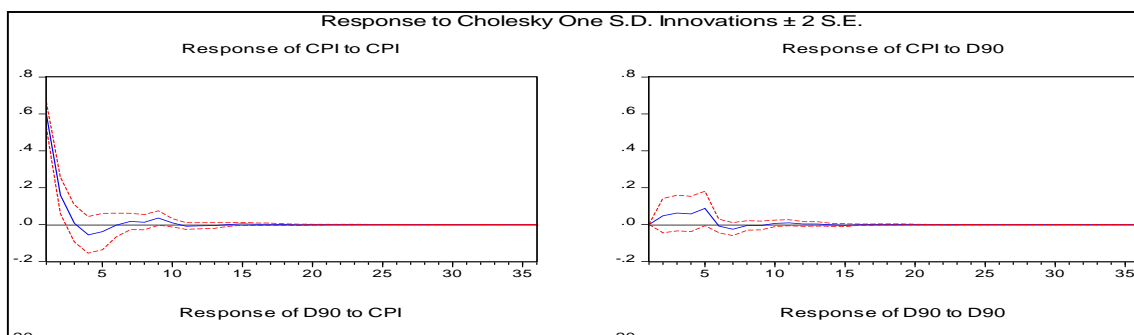


表 5-5 単位根検定の結果

	トレンドなし			トレンドあり			階差 (トレンドなし)			階差 (トレンドあり)		
	ADF	DF	PP	ADF	DF	PP	ADF	DF	PP	ADF	DF	PP
M1	-2.890	-1.944	-2.890	-3.454	-3.028	-3.454	-2.892	-1.944	-2.890	-3.457	-3.046	-3.455
M3	-2.890	-1.944	-2.890	-3.454	-3.028	-3.454	-2.891	-1.944	-2.890	-3.456	-3.040	-3.455
M9	-2.890	-1.944	-2.890	-3.455	-3.029	-3.454	-2.891	-1.944	-2.890	-3.456	-3.030	-3.455
on	-2.890	-1.944	-2.890	-3.455	-3.043	-3.454	-2.892	-1.944	-2.890	-3.457	-3.046	-3.455
W1	-2.890	-1.944	-2.890	-3.455	-3.043	-3.454	-2.892	-1.944	-2.890	-3.457	-3.046	-3.455
W2	-2.890	-1.944	-2.890	-3.454	-3.043	-3.454	-2.892	-1.944	-2.890	-3.457	-3.046	-3.455
Y1	-2.890	-1.944	-2.890	-3.455	-3.029	-3.454	-2.891	-1.944	-2.890	-3.455	-3.030	-3.455

上海銀行間取引金利 (2006年11月~2015年5月) は、Shanghai Interbank Offered Rate の公表データを用いて、変化率(先月比)に計算する。

ADF : Augmented Dickey-Fuller Test Equation

DF : DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

PP : Phillips-Perron Test Equation

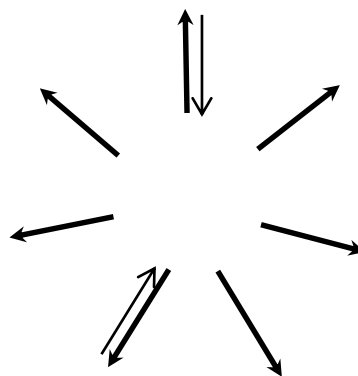
数値は各統計量の t 値である。

Automatic - based on AIC, maxlag=6(5%)

表 5-6 グレンジャーの因果性テストの結果

		CPI	on	W1	W2	M1	M3	M9	Y1
	CPI		0.0191	0.0012	0.0000	0.0000	0.0066	0.0057	0.0634
lag17	on	0.1066							
lag20	W1	0.0143							

lag26	W2	0.0902
lag20	M1	0.0164
lag24	M3	0.0490
lag20	M9	0.0021
lag24	Y1	0.2972



lag は AIC と SC による。
 数値は Prob(P 値)。

表 5-7 OLS の推定結果

		係数	t 値	P 値			係数	t 値	P 値	R^2	DW
on	CPI(-4)	0.1613	2.36	0.02	CPI(-17)	0.1418	2.03	0.05	0.08	1.81	
W1	CPI(-4)	0.2528	3.17	0.00	CPI(-7)	0.1413	2.09	0.04			
	CPI(-10)	0.1965	2.77	0.01	CPI(-17)	0.1429	2.46	0.02	0.31	1.98	
W2	CPI(-4)	0.2657	2.82	0.01	CPI(-7)	0.4238	3.49	0.00			
	CPI(-10)	0.2424	2.37	0.03	CPI(-17)	0.2263	3.12	0.00	0.42	1.98	
M1	CPI(-1)	0.1321	2.16	0.04	CPI(-4)	0.2683	4.44	0.00			
	CPI(-17)	0.1164	2.42	0.02	CPI(-20)	0.1161	2.09	0.04	0.47	1.90	
M3	CPI(-1)	0.1058	2.36	0.03	CPI(-2)	0.1454	3.13	0.00			
	CPI(-5)	0.1170	2.29	0.03	CPI(-7)	0.0872	1.88	0.07	0.31	2.16	
M9	CPI(-2)	0.0807	2.17	0.04	CPI(-3)	0.0896	2.43	0.02			
	CPI(-7)	0.0600	1.99	0.05	CPI(-8)	0.0760	2.56	0.01	0.10	1.84	
Y1	CPI(-1)	0.0516	3.00	0.01	CPI(-2)	0.0449	2.59	0.01			
	CPI(-21)	0.0374	2.40	0.02					0.61	2.01	

lag は AIC と SC による。

図 5-7 消費者物価の変動と翌日物金利の変動のインパルス反応

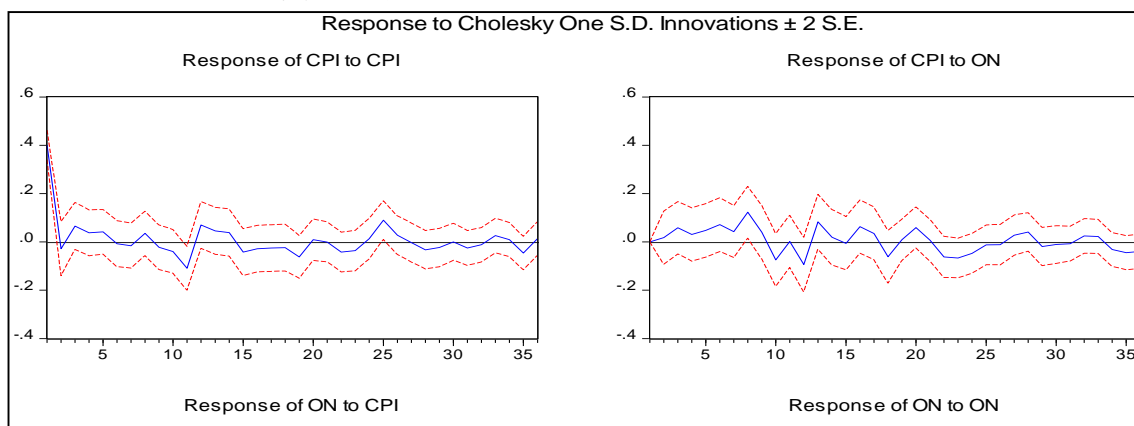


図 5-8 消費者物価の変動と 1 週金利の変動のインパルス反応

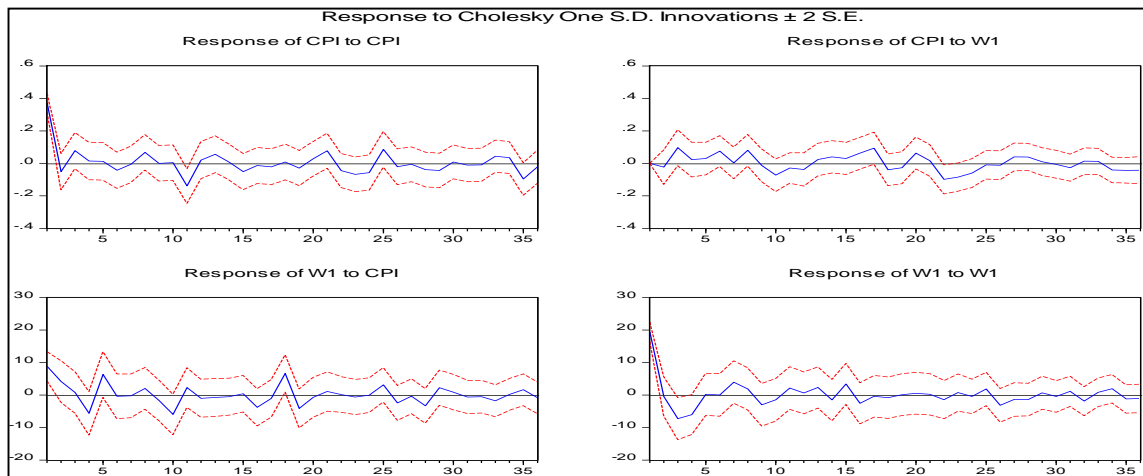


図 5-9 消費者物価の変動と 2 週金利の変動のインパルス反応

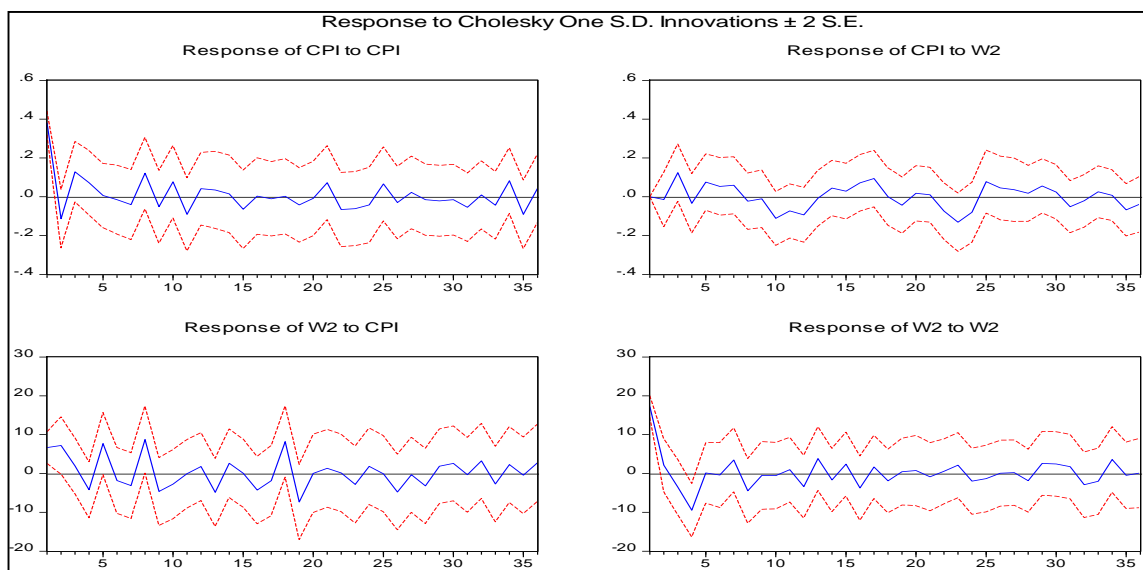


図 5-10 消費者物価の変動と 1 カ月金利の変動のインパルス反応

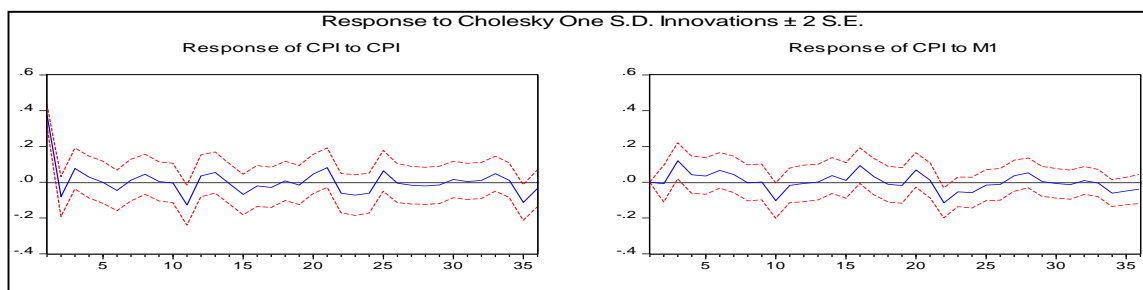


図 5-11 消費者物価の変動と 3 カ月金利の変動のインパルス反応

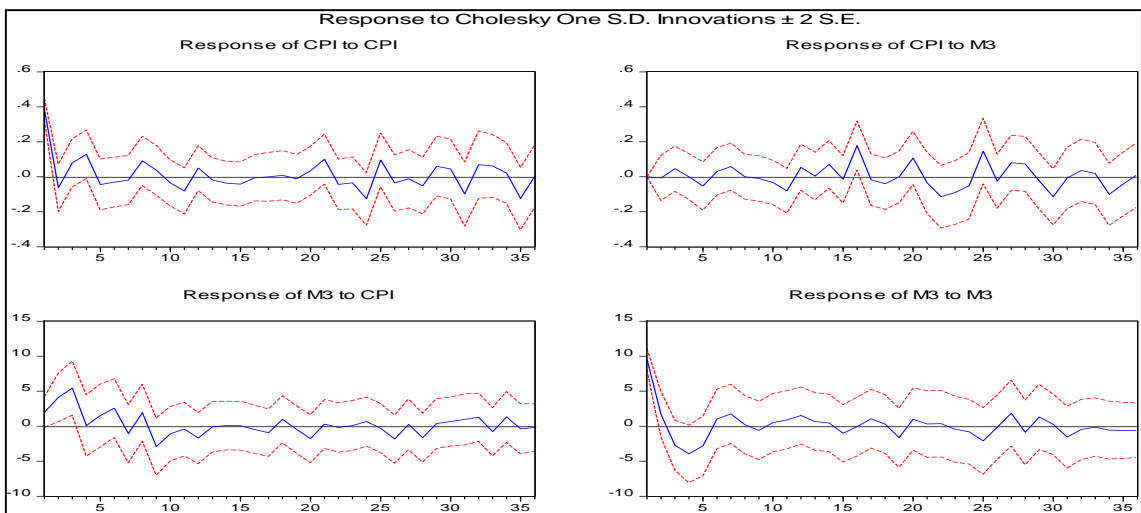


図 5-12 消費者物価の変動と 9 カ月金利の変動のインパルス反応

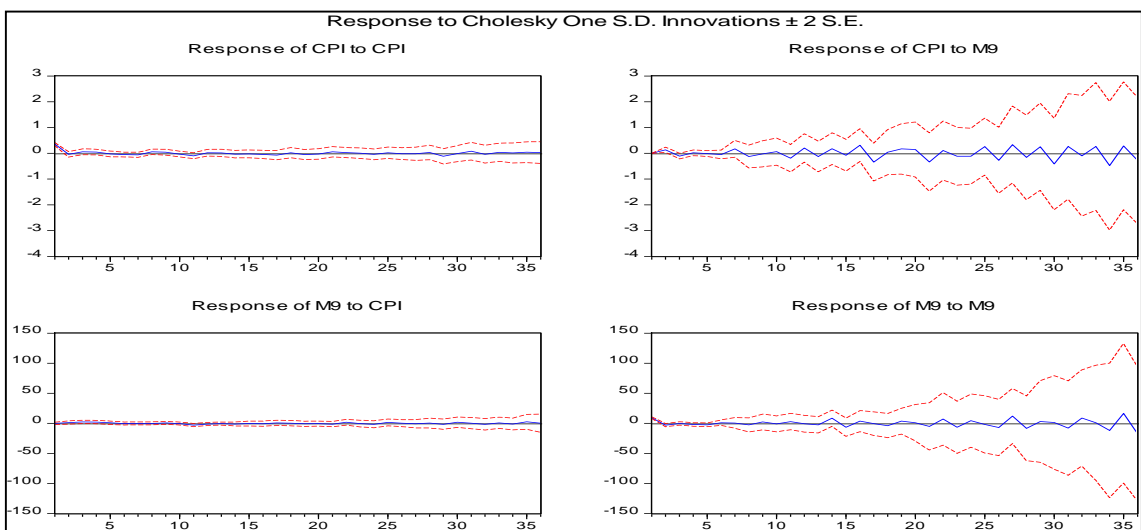


図 5-13 消費者物価の変動と 1 年金利の変動のインパルス反応

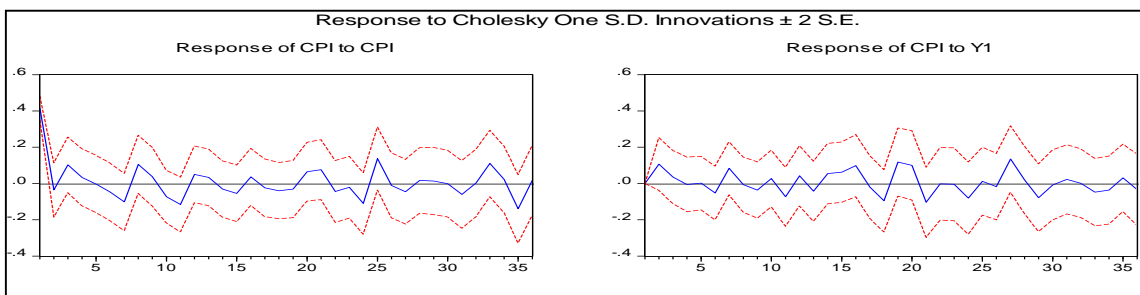


表 6-1 貨幣関数の推定結果 (M0 の場合)

被説明変数： LOG (RM0)				
説明変数	係数	標準誤差	t値	P値
C	2.899482	0.227017	12.77209	0.0000
LOG (RGDP)	0.764351	0.020273	37.70379	0.0000
自由度調整済み決定係数	0.960773	ダービン・ワトソン比	2.37258	

LOG (RM0) は実質マネーサプライ (M0) の対数で、LOG (RGDP) は実質 GDP (RGDP) の対数である。

表 6-2 貨幣関数の推定結果 (M1 の場合)

被説明変数： LOG (RM1)				
説明変数	係数	標準誤差	t値	P値
C	1.92083	0.192029	10.00282	0.0000
LOG (RGDP)	0.993809	0.017148	57.9545	0.0000
自由度調整済み決定係数	0.98302	ダービン・ワトソン比	1.676386	

LOG (RM1) は実質マネーサプライ (M1) の対数で、LOG (RGDP) は実質 GDP (RGDP) の対数である。

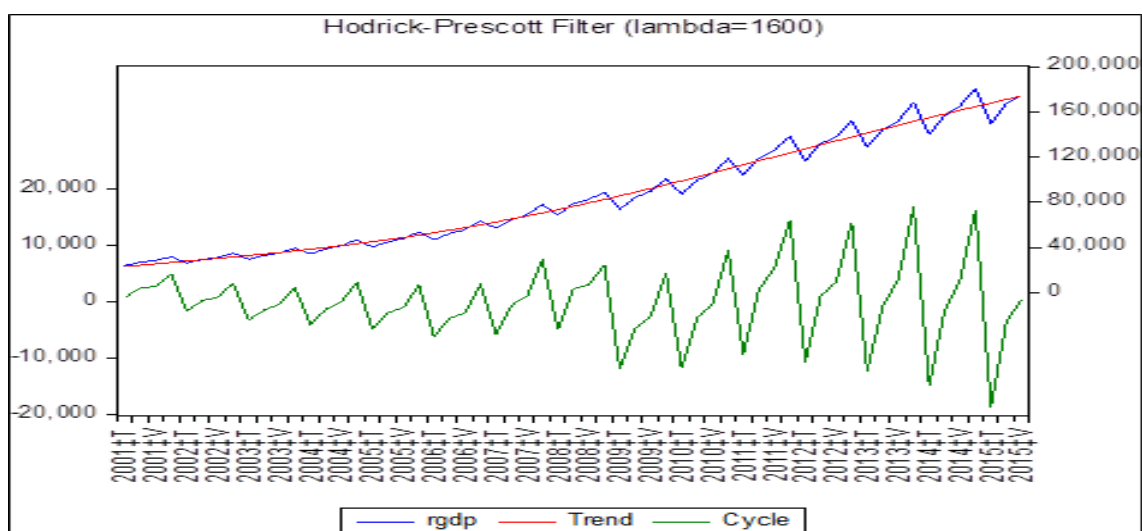
表 6-3 貨幣関数の推定結果 (M2 の場合)

被説明変数： LOG (RM2)				
------------------	--	--	--	--

説明変数	係数	標準誤差	t値	P値
C	1.379063	0.238251	5.788283	0.0000
LOG (RGDP)	1.138255	0.021276	53.50029	0.0000
自由度調整済み決定係数	0.980132	ダービン・ワトソン比	1.818953	

LOG (RM2) は実質マネーサプライ (M2) の対数で、LOG (RGDP) は実質 GDP (RGDP) の対数である。

図 6-1 潜在実質 GDP (HP フィルター)



実質 GDP で HP フィルターにより潜在実質 GDP を算出した。

表 6-4 使用データ

変数	単位	資料など
消費者物価変化率 (P)	%	中国国家统计局 公表しているデータは月次であるため、平均値で四半期データに換算する。
名目GDP (G)	億元	中国国家统计局 国内総生産のデータを使用する。
実質GDP (RG)	億元	中国国家统计局 公表している名目GDPから消費者物価変動を除いて算出する。
M2 (期末値)	億元	中国国家统计局
M1 (期末値)	億元	中国国家统计局
M0 (期末値)	億元	中国国家统计局

実質貨幣残高(M0/P) = M0/(G/RG)

被説明変数(消費者物価)は変化率のため、説明変数にも変化率で算出する。

表 6-5 単位根検定の結果

変数	トレンドなし		トレンドなし	トレンドあり		階差
	ADF	DF	PP	ADF	DF	PP
消費者物価変化率 (P)	-2.922449	-1.946996	-2.914517	-3.504330	-	-3.492149
実質 GDP ギャップ(GAP)	-2.922449	-1.947975	-2.914517	-3.504330	-	-3.492149
実質貨幣供給量(EC2)	-2.917650	-1.947119	-2.914517	-3.496960	-	-3.492149
実質貨幣供給量 (EC1)	-2.913549	-1.946996	-2.914517	-3.490662	-	-3.492149
実質貨幣供給量 (EC0)	-2.922449	-1.947665	-2.914517	-3.508508	-	-3.492149

中国国家统计局

分析期間(2001年第2四半期-2015年第3四半期)

実質 GDP ギャップ(GAP)、実質貨幣供給量 (EC)は変化率である。

ADF: Augmented Dickey-Fuller Test Equation

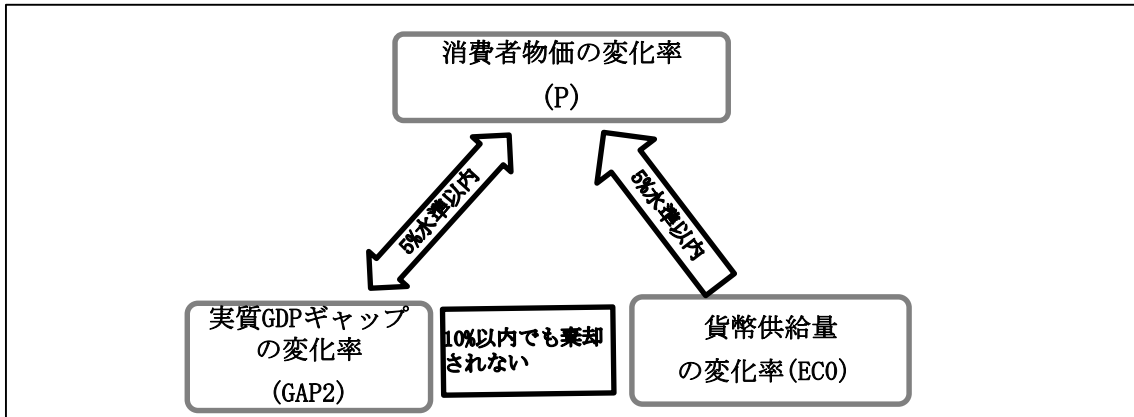
DF: DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

PP: Phillips-Perron Test Equation

数値は各統計量の t 値である。

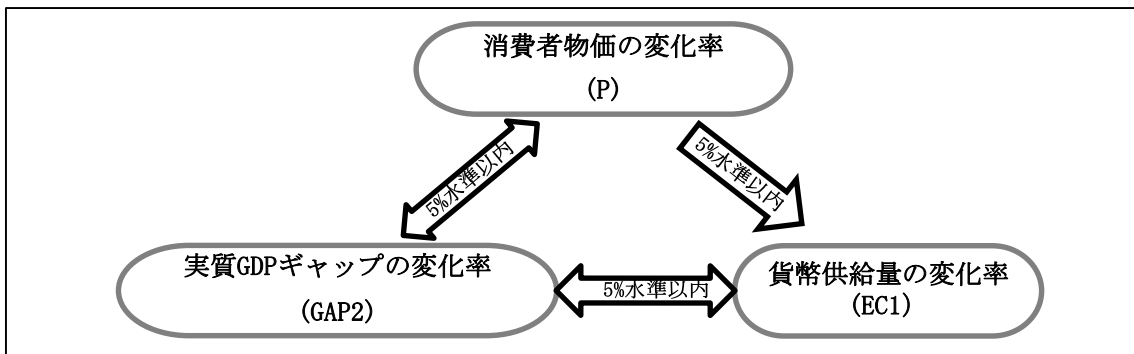
Automatic - based on AIC, maxlag=10(5%)

図 6-2 グランジャー因果性テスト(M0 の場合)



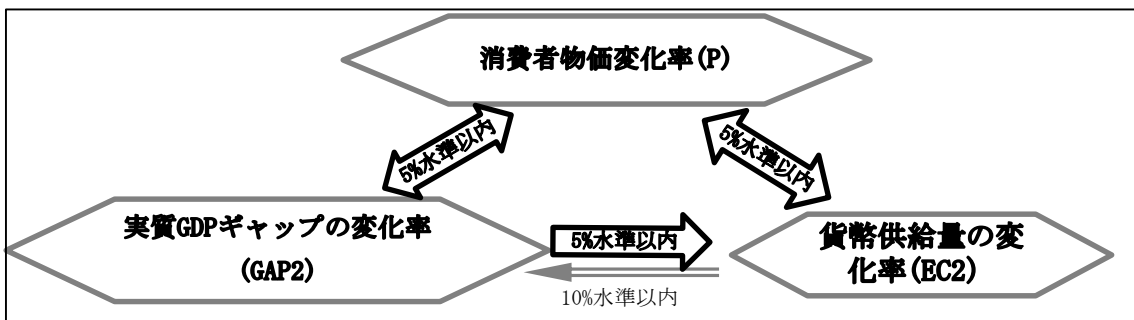
Lags: 5(AIC と SC により)

図 6-3 グランジャー因果性テスト(M1 の場合)



Lags: 4(AIC と SC により)

図 6-4 グランジャー因果性テスト(M2 の場合)



Lags: 4(AIC と SC により)

表 6-6 修正 P*モデル(2001 年第 2 四半期 - 2015 年第 3 四半期)

被説明変数：消費者物価の変化率(P)		
M0 の場合	M1 の場合	M2 の場合

説明変数	t 値	説明変数	t 値	説明変数	t 値
C	2.569436	C	1.094076	C	0.180976
GAP0	2.772333	GAP1	1.420949	GAP2	1.279754
GAP2(-1)	1.601299	GAP2(-1)	3.273855	GAP2(-1)	2.816984
GAP2(-2)	1.524227	GAP2(-2)	1.823221	GAP2(-2)	1.13528
GAP2(-3)	2.083077	GAP2(-3)	2.059767	GAP2(-3)	1.42373
GAP2(-4)	-1.805882	GAP2(-4)	-0.133073	GAP2(-4)	-0.690521
GAP2(-5)	0.550073	EC1	0.637712	EC2	-0.49725
EC0	1.325558	EC1(-1)	1.441163	EC2(-1)	1.114067
EC0(-1)	1.090241	EC1(-2)	0.32665	EC2(-2)	-0.159627
EC0(-2)	-1.502828	EC1(-3)	-0.937113	EC2(-3)	0.213229
EC0(-3)	-1.314416	EC1(-4)	-0.31049	EC2(-4)	0.398566
EC0(-4)	-1.431793	P(-1)	0.73873	P(-1)	1.151539
EC0(-5)	-1.374371				
P(-1)	0.697864				
R^2	0.519719	0.528541		0.51315	
DW	1.954541	1.952289		1.911542	

Log は AIC と SC で決めた。

表 6-7 修正 P*モデル(2001 年第 2 四半期 - 2007 年第 4 四半期)

被説明変数：消費者物価の変化率(P)					
M0 の場合		M1 の場合		M2 の場合	
説明変数	t 値	説明変数	t 値	説明変数	t 値
C	-1.723979	C	0.321427	C	-0.560641
GAP0	1.003369	GAP1	0.806907	GAP2	0.483784
GAP2(-1)	2.430878	GAP2(-1)	1.981106	GAP2(-1)	3.352745
GAP2(-2)	1.867095	GAP2(-2)	0.767486	GAP2(-2)	1.09381
GAP2(-3)	2.767069	GAP2(-3)	1.136649	GAP2(-3)	0.616491
GAP2(-4)	-0.417678	GAP2(-4)	-0.206873	GAP2(-4)	-0.066616
GAP2(-5)	-0.020627	EC1	-0.168124	EC2	-1.999925
EC0	0.421983	EC1(-1)	0.837629	EC2(-1)	2.190104
EC0(-1)	2.595418	EC1(-2)	-0.088443	EC2(-2)	0.460078
EC0(-2)	2.23935	EC1(-3)	-0.482644	EC2(-3)	-0.337296

EC0(-3)	2.781088	EC1(-4)	0.363737	EC2(-4)	1.247148
EC0(-4)	0.656628	P(-1)	0.258324	P(-1)	0.914668
EC0(-5)	0.385335				
P(-1)	-0.471494				
R^2	0.572751	0.33938		0.678508	
DW	2.141753	1.894916		1.567693	

Log は AIC と SC で決めた。

表 6-8 修正 P*モデル(2008 年第 1 四半期 - 2015 年第 3 四半期)

被説明変数：消費者物価の変化率(P)					
M0 の場合		M1 の場合		M2 の場合	
説明変数	t 値	説明変数	t 値	説明変数	t 値
C	0.980042	C	0.739685	C	0.399366
GAP1	2.151449	GAP1	1.002662	GAP2	1.388388
GAP1(-1)	1.033164	GAP1(-1)	2.080362	GAP2(-1)	1.978825
GAP1(-2)	1.882216	GAP1(-2)	1.399844	GAP2(-2)	1.250285
GAP1(-3)	1.178795	GAP1(-3)	1.474345	GAP2(-3)	1.323504
GAP1(-4)	-1.954853	GAP1(-4)	0.207256	GAP2(-4)	-1.120325
GAP1(-5)	1.836211	EC1	0.580324	EC2	0.384459
EC1	1.014415	EC1(-1)	1.237528	EC2(-1)	0.857708
EC1(-1)	0.794702	EC1(-2)	0.698064	EC2(-2)	0.410069
EC1(-2)	0.380886	EC1(-3)	-1.151168	EC2(-3)	-0.400956
EC1(-3)	-0.8642	EC1(-4)	-0.872012	EC2(-4)	-0.887959
EC1(-4)	-1.614453	P(-1)	0.533941	P(-1)	0.506595
EC1(-5)	-0.521529				
P(-1)	-0.510555				
R^2	0.649348	0.56149		0.530924	
DW	1.927469	1.89725		1.839092	

Log は AIC と SC で決めた。

表 6-9 VAR 推定結果(M0 の場合)

Vector Autoregression Estimates			
推定期間 2001 年第 2 四半期-2007 年第 4 四半期			
Included observations: 22 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	P	GAP2	ECO
P(-1)	0.020003	0.916927	-8.587062
	[0.07420]	[0.60200]	[-1.41184]
P(-2)	-0.129317	2.017079	-3.909142
	[-0.50059]	[1.38186]	[-0.67066]
P(-3)	0.01838	2.224826	2.76127
	[0.06636]	[1.42160]	[0.44185]
P(-4)	-0.572259	0.293011	-1.583907
	[-1.83187]	[0.16600]	[-0.22471]

P(-5)	0.22695	1.00437	-9.614512
	[0.90127]	[0.70589]	[-1.69220]
GAP2(-1)	0.211395	-0.276504	-0.080187
	[2.74771]	[-0.63605]	[-0.04619]
GAP2(-2)	0.061291	-0.488292	1.676317
	[1.23470]	[-1.74084]	[1.49664]
GAP2(-3)	0.103623	-0.509647	0.56894
	[2.21506]	[-1.92804]	[0.53901]
GAP2(-4)	0.054322	0.397234	-0.825565
	[0.91493]	[1.18406]	[-0.61626]
GAP2(-5)	0.02293	0.016931	0.370452
	[0.41611]	[0.05437]	[0.29794]
ECO(-1)	0.053209	0.027475	-0.470053
	[3.34321]	[0.30552]	[-1.30894]
ECO(-2)	0.037533	0.013975	0.045629
	[2.12868]	[0.14027]	[0.11469]
ECO(-3)	0.051981	0.005115	-0.055989
	[2.50871]	[0.04369]	[-0.11976]
ECO(-4)	0.016614	-0.049269	0.326285
	[0.76496]	[-0.40146]	[0.66580]
ECO(-5)	0.030178	0.053188	-0.007972
	[1.66123]	[0.51817]	[-0.01945]
C	-0.41434	-1.209958	8.821191
	[-1.57429]	[-0.81361]	[1.48543]
Adj. R-squared	0.706343	0.987487	0.964032
		-49.78219	
Akaike information criterion		8.88929	
Schwarz criterion		11.26975	

図 6-5 修正 P*モデル (VAR 推定 (M0 の場合))

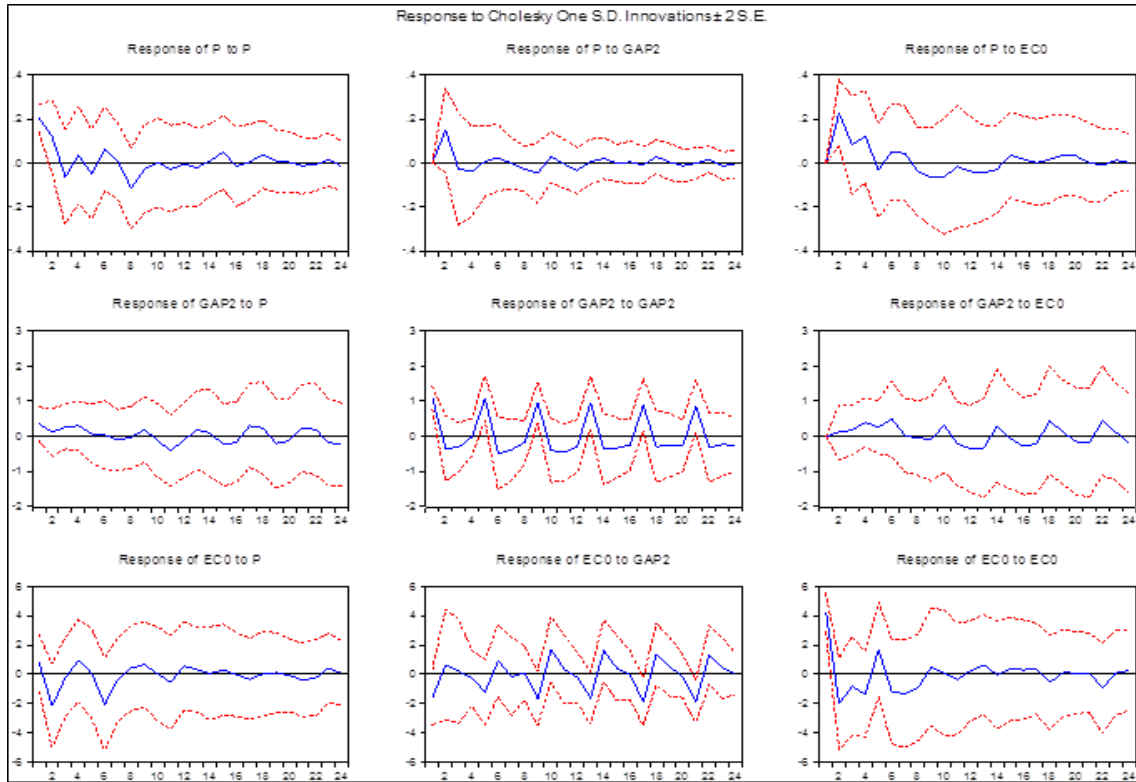


図 6-6 修正 P*モデル(消費者物の変化率、GDP ギャップ)

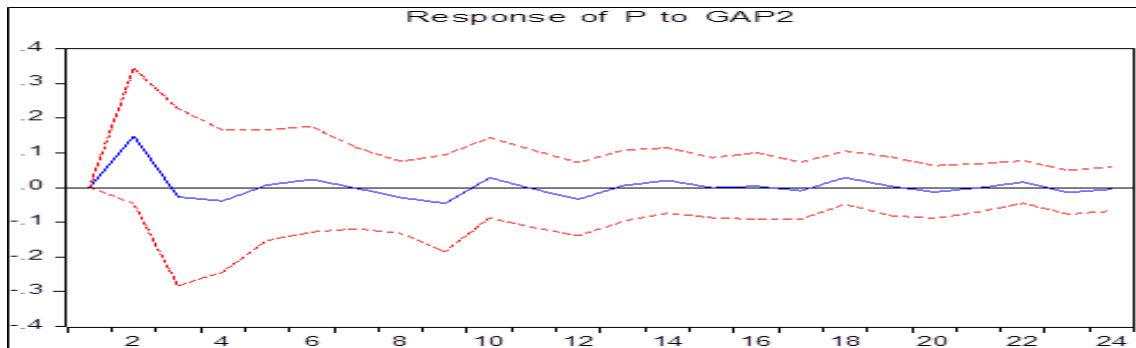


図 6-7 修正 P*モデル(消費者物の変化率、GDP ギャップ)

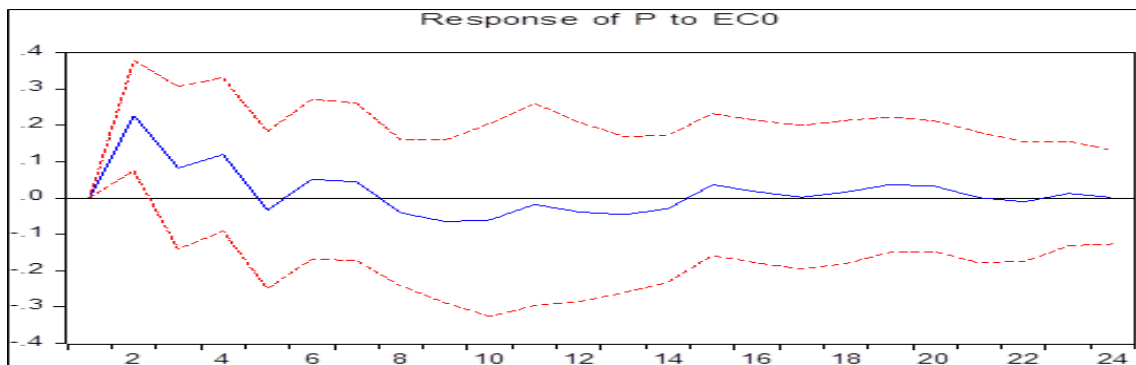


表 6-10 VAR 推定結果(M2 の場合)

Vector Autoregression Estimates			
推定期間 2001年第2四半期-2007年第4四半期			
Included observations: 23 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	P	GAP2	EC2
P(-1)	0.12663	-0.740378	0.737464
	[0.37087]	[-0.74864]	[0.77736]
P(-2)	0.02596	3.214843	0.309879
	[0.07537]	[3.22193]	[0.32375]
P(-3)	-0.031	1.205888	-0.992217
	[-0.08656]	[1.16262]	[-0.99723]
P(-4)	0.1763	1.369067	-0.731182
	[0.46547]	[1.24799]	[-0.69482]
GAP2(-1)	0.09845	-0.278587	-0.030882
	[2.40561]	[-2.35021]	[-0.27159]
GAP2(-2)	0.03895	-0.135106	0.022916
	[0.76825]	[-0.92003]	[0.16267]
GAP2(-3)	0.03402	-0.382408	-0.124324
	[0.70186]	[-2.72371]	[-0.92310]
GAP2(-4)	0.07573	0.681144	-0.256982
	[1.74452]	[5.41708]	[-2.13053]
EC2(-1)	0.21018	0.114763	0.076645
	[1.69283]	[0.31912]	[0.22217]
EC2(-2)	0.02918	0.87489	0.209067
	[0.20753]	[2.14864]	[0.53525]
EC2(-3)	0.00819	-0.259015	-0.552664
	[0.05858]	[-0.63969]	[-1.42286]
EC2(-4)	0.22453	0.476745	-0.428113
	[1.72605]	[1.26529]	[-1.18447]
C	-1.7247	-5.625815	6.991628
	[-2.13039]	[-2.39923]	[3.10830]
Adj. R-squared	0.51787	0.993585	0.796983
Log likelihood		-24.71521	
Akaike information criterion		5.540453	
Schwarz criterion		7.465856	

図 6-8 修正 P*モデル (VAR 推定 (M2 の場合))

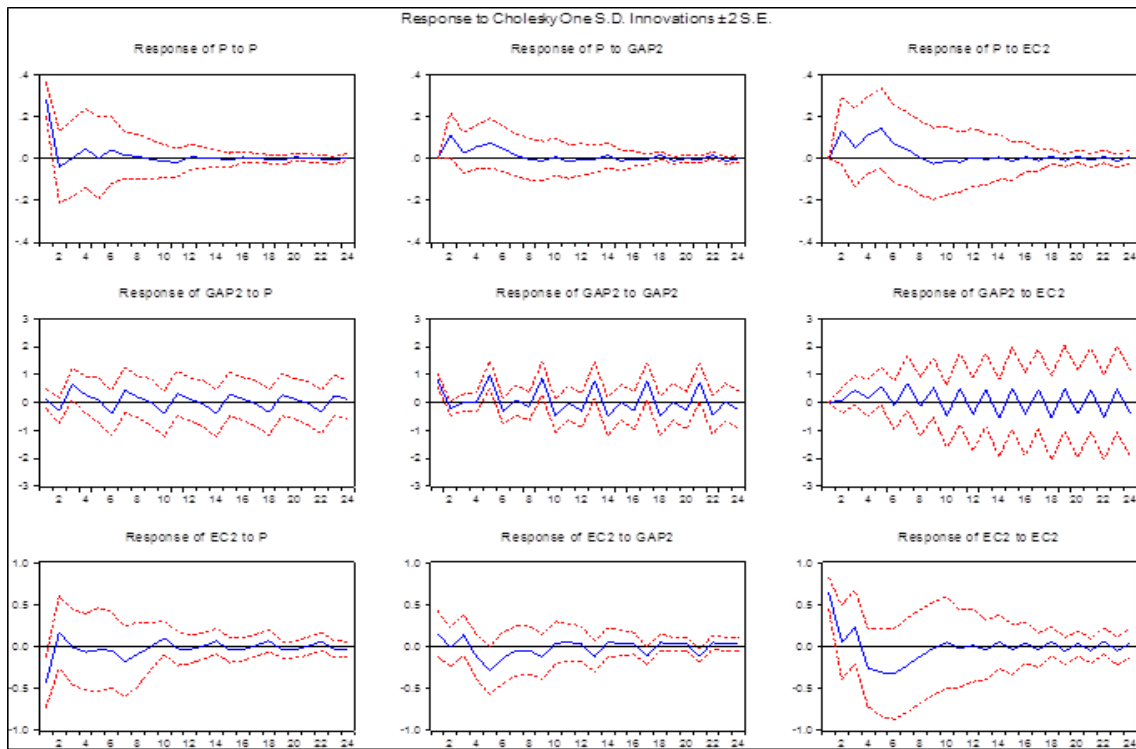


図 6-9 修正 P*モデル(消費者物価の変化率、GDP ギャップ)

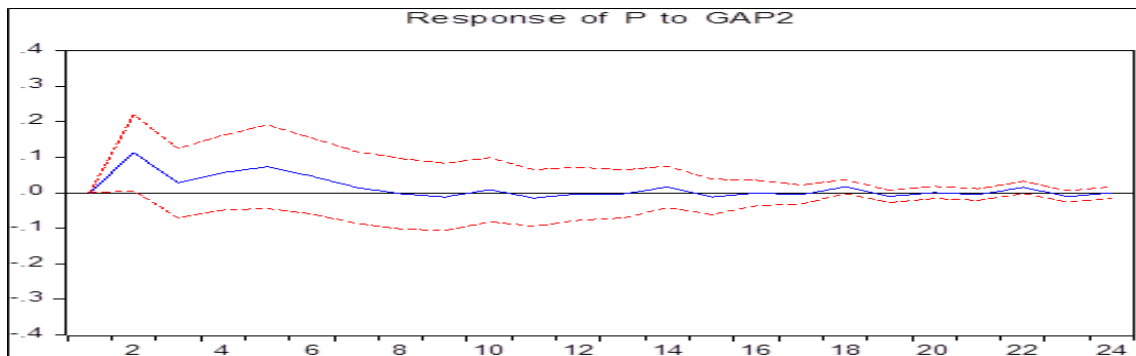
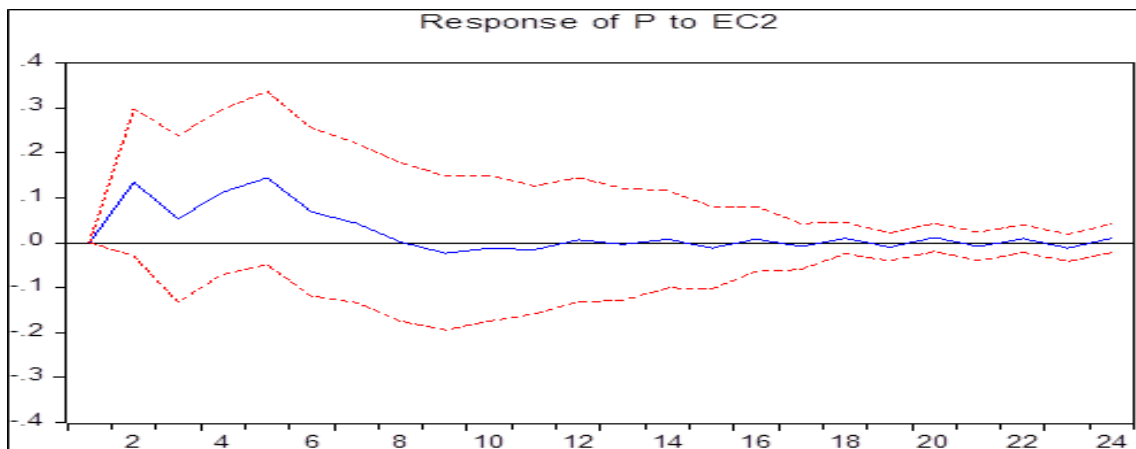


図 6-10 修正 P*モデル(消費者物価変化率、貨幣供給量の変化率)



ⁱ中国の統計データの信頼性について、多くの研究者が疑問を持っている。2000年以後、中国政府は、データを収集する時の調査方法と、審査について、厳しくなっている。すなわち、地方の調査報告を中心としたから、中央政府が直接に調査を行うことを中心とする。GDPの統計・計算方法は中国版SNA(CSNA)から、国際基準としてのSNAを採用した。一方、一部の統計データの信頼性が低いことも否定できない。例えば、人口、失業率などがある。本研究の推定作業で用いる統計データは最も信頼性が高いGDP(修正後)、為替レート、金利のデータで実証分析を行う。

ⁱⁱ本研究では、国内総生産について、修正後の統計結果(中国国家統計局は2016年7月5日の公表データ)を用いる。さらに、名目GDPの変化率を算出した。すなわち、中国版SNA(CSNA)ではなく、国際基準としてのSNAを採用し、算出した。

ⁱⁱⁱ木内登英(2016)は、中国を含む先進国における過剰な設備投資と過剰債務は問題になっている。とくに、世界金融危機以後、中国などは企業債務が大きくなっていると指摘した。余永定(2014) 钟遠華(2009) 陸婷 余永定(2015) 田冬華(2004)は、非金融企業の債務(とくに国有企業)問題で、中国は債務危機に陥る恐れがある。政府と中央銀行は重大な問題として対策を講じると指摘した。

^{iv}世界の国々の経験から見ると、一旦ハイパー・インフレに陥ると、国の治安を悪化させ、政権を揺がす最大の要因になる。それは、中国の歴史でもすでに明らかである。そうした背景から、中国政府にとって、将来持続的な経済成長を実現することができるかどうかは、物価安定政策の結果に左右されていることになる。

^v中国の為替レートは前日終値を翌日営業の中間レートとし、新たな相場制はその0.3%までの変動幅を容認する。計算すると、10日営業日で3%の変化とする。

^{vi}以上の各先行研究の結果を検証するため、本章を分析する際、異なる分析モデル、異なる分析期間と異なる分析変数を利用して、分析を行った。その結果は、分析結果が異なることになった。

^{vii} Bernanke, B. S. and Blinder, A. S. (1992)、Christiano, L. J. Eichenbaum, M. and Evans, C. L. (1998)、Romer, C. D and Romer, D. H. (2000)は、金利と物価とは正の相関関係である。Gürkaynak, R. S. Levin, A. T. Marder, A. N. and Swanson, E. T. (2006)は、金利と物価とは負の相関関係である。Thorbecke, W. and Zhang, H. J. (2009)はアメリカの金利と物価の関係について、20世紀70年代では、正であり、近年では負である。

^{viii}銀行間取引金利は中国の基準金利として最も相応しいと、温彬(2004) 石柱鮮 孫皓 石庆華(2006) 邓創(2009)によって指摘した。

^{ix}上海銀行間取引金利は中国の基準金利として最も相応しいと、楊韶輝(2008) 易綱(2009) 張林 何広文(2009) 蔣先玲 苏日娜 孫倩(2012) 方意 方明(2012) 戴金平 張漢鵬(2013) 項衛星 李宏瑾(2014) 胡明東(2014)、によって指摘した。

^x銀行間債券金利は中国の基準金利として最も相応しいと、温彬(2004) 方意 方明(2012)、によって指摘した。

^{xi}王玉華 陳宝衛 馮波 楊釗(2013)は、消費者物価(CPI先月比)はCPI前年同月比に比べると、前者方が最もよく月次の変化を示す。先進国の物価に関する研究では、消費者物価(CPI先月比)がよく使用する。

^{xii}Irving Fisher 方程式における名目金利は予想実質金利に予想物価上昇率を加えたものである。

^{xiii}期待インフレ(CPI)は過去の物価上昇率の加重平均で算出している。

^{xiv}張艷(2006)では、物価ギャップ(p^*-p)の代理変数として、インフレ率を使用する。

^{xv}推定は、松浦克己・白石小百合(2009)、EViews9.0 User's Guide (p 660-p 709)を参照する。

^{xvi}HPフィルターについて、肥後雅博・中田(黒田)幸子(1998)、鎌田康一郎・廣瀬康生(2003)、上響・代田豊一郎・関根敏隆・笛木琢治・福永一郎(2009)を参照する。HPフィルターを用いて、中国の潜在GDPを求める研究は、張艷(2006)、韓蓓(2009)、張連城・韓蓓(2009)、謝冰・蔡洋萍(2012)、張成思(2012)、劉金全、張達平、張都(2016)がある。そして、伊藤智、猪又祐輔、川本卓司、黒住卓司、高川泉、原尚子、平形尚久、峯岸誠(2006)では、ソロー残差はHPフィルターで滑らかにし、TFPのトレンド成長率を用いて、潜在成長率を算出する。

^{xvii}劉金全、張達平、張都(2016)は、中央銀行はPPIの変動により、CPIの変動を重視し、貨幣政策を打出したと指摘した。その他にも、多くの先行研究では、消費者物価指数はインフレの代理変数として、推定を行った。

^{xviii}2001年以後のデータを用いて分析を行う理由として、Wang and Meng(2001)は、中国の地方政府から

報告したデータの信頼性が低い。それに対し、中央政府が直接の調査結果の信頼性が高いと指摘した。例えば、電力、エネルギー等がある。

^{xi}GAP0、GAP1 と GAP2 は同じデータであり、貨幣供給量の各指標 (M0、M1、M2) との対称で分析するため、GAP0、GAP1 と GAP2 で表示する。消費者物価の変化率にも同じデータである。