



ベトナムにおけるインフレーションおよび金融政策に関する実証分析

Dinh Thi Ngoc Quynh

(Degree)

博士（経済学）

(Date of Degree)

2017-03-25

(Date of Publication)

2018-03-01

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第6826号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006826>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博士論文

平成 28 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 藤田誠一

DINH THI NGOC QUYNH

博士論文

ベトナムにおけるインフレーション および金融政策に関する実証分析

平成 28 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 藤田誠一

DINH THI NGOC QUYNH

目次

謝辞.....	4
はじめに.....	5
第1章 ベトナム経済概況.....	9
1. 背景.....	9
2. 経済状況.....	9
2.1 1986年から1996年まで.....	9
2.2 1997年から2006年まで.....	11
2.3 2007年から～.....	13
3. 金融政策.....	18
3.1 政策決定.....	18
3.2 政策目標.....	18
3.3 政策手段.....	19
4. 結論.....	20
付録.....	22
第2章 ベトナムにおけるインフレーションに影響を与える要因.....	27
1. 背景.....	27
2. 先行研究.....	30
3. 実証分析.....	33
3.1 LA-VARモデル.....	33
3.2 データ.....	34
3.3 単位根検定.....	35
4. 推計結果.....	35
4.1 グレンジャー因果性検定.....	35
4.2 インパルス応答関数.....	36
4.3 予測誤差の分散分解.....	38
4.4 サブ・サンプルの分析.....	39
4.4.1 グレンジャー因果性検定.....	39
4.4.2 インパルス応答関数.....	40
4.4.3 予測誤差の分散分解.....	43

5. 結論.....	45
付録.....	47
第3章 ベトナムにおける金融政策運営—テイラー・ルールによる検証—.....	48
1. 背景.....	48
2. テイラー・ルールの概要.....	49
3. 先行研究.....	50
4. オリジナル・テイラー・ルールの分析—ベトナムの場合.....	53
5. 実証分析.....	55
5.1 モデルの設定.....	55
5.1.1 シンプルなテイラー・ルール.....	55
5.1.2 開放経済のテイラー・ルール.....	55
5.2 データ.....	56
5.3 二段階最小二乗法について.....	56
6. 推計結果.....	57
6.1 シンプルなテイラー・ルール.....	57
6.2 開放経済のテイラー・ルール.....	59
6.3 サブ・サンプルの分析.....	62
7. 結論.....	67
付録.....	69
第4章 ベトナムにおける金融政策の中間目標の選択.....	72
1. 背景.....	72
2. 金融政策の目標.....	73
3. 先行研究.....	74
4. 実証分析.....	77
4.1 モデルの設定.....	77
4.2 シミュレーション.....	79
5. シミュレーションの結果.....	80
5.1 5変数のVAR.....	80
5.2 外生変数を入れたVAR (VAR 5+1).....	82
6. 政策的インプリケーション.....	86

7. 結論	87
付録	89
おわりに	90
参考文献	93
図表リスト	102

謝辞

本研究を作成するにあたり、多くの方々にお世話になりました。

本研究の遂行から論文の完成に至るまで、終始温かくご指導頂きました指導教官である神戸大学大学院経済学研究科の藤田誠一教授に厚く御礼申し上げます。また、研究活動において、研究生から6年間にわたり、先生から数々のご指導、ご鞭撻を賜りました。深く感謝申し上げます。

松林洋一教授には計量経済学ならびに本研究の実証分析について懇切丁寧なご指導頂きまして、心より厚く御礼申し上げます。

藤田ゼミの Agata Wierzbowska 先輩からいつも熱心にアドバイスを多数頂き、精神的にも支えられました。ここに感謝致します。

最後になりましたが、支え続けてくれた両親と家族に心から感謝の意を表します。

2016年12月

DINH THI NGOC QUYNH

はじめに

ベトナムは 1986 年に社会主義体制を維持しながら、刷新政策（ドイモイ政策と呼ばれる）を導入し、社会・経済・外交関係について全般的に改革を行った。経済面に関しては、政策の管理・運営メカニズムを見直し、外国投資誘致を促進し、対外資本流入を認め、計画経済から市場経済へ移行することを決定した。

1986 年以降、ベトナム政府は計画経済の名残によって、最優先目標である景気回復を目指し、あらゆる手段を用いて、成長を重視した金融政策を採用してきた。その政策の成果としては、1990 年代に入ると、ベトナムは急速に不景気を脱し、一步一步好調に推移し、年平均 7% の成長率を維持できた。そして、長年食糧不足が続いたほどの貧乏なベトナムは中所得国になり、世界・地域の高成長国のグループに入ることができた。しかしながら、ベトナムにおいて、長期にわたって、物価に強い上昇圧力が掛けられ、頻繁に景気不安に陥る。実際、ベトナムは 1986 年から現在にかけて、何回も 2-3 桁のハイパーインフレーションを経験した。

そして、ドイモイ政策導入後、ベトナムは二国・多国間の関係を改善して、国際経済協力参入を推進してきた。東南アジア諸国連合 (Association of South - East Asian Nations : ASEAN) をはじめ、ASEAN 自由貿易地域 (ASEAN Free Trade Area : AFTA)、アジア太平洋経済協力会議 (Asia - Pacific Economic Cooperation : APEC) に順次加盟した。特に、2007 年 1 月に、正式に世界貿易機関 (World Trade Organization : WTO) のメンバーになった。ベトナムは WTO 加盟を契機として、広汎なグローバル経済統合の時代に入り、多くの分野において自由化を段階的に行ってきた。発展途上国であるベトナムにとって、WTO 加盟は国内経済発展のチャンスであるが、経済開放性が高まるに伴い、国際経済の変動からの影響をより敏感に受けるため、課題でもある。このように、ベトナムは国内問題のみならず、外生的なショックにも直面した。

なお、2007 年の WTO 加盟後、ベトナムにおいては、インフレ率はさらに激しく推移してきた。日々複雑になる経済変動および国内における高いインフレ率にうまく対処するために、強い中央銀行は重要となる。しかしながら、ベトナム中央銀行は政府からの独立性も弱く、政策管理・経済状況分析能力も低いと指摘された。そして、政策の中間目標・操作目標、もしくは、トランスミッションメカニズムの設定は不明瞭で、公表されなかった。したがって、インフレーション予測およびコントロールは

より難しくなった。金融政策もあまり有効に機能しなかった。このように、グローバル化時代の経済変動に合わせるために、金融政策を変更する必要がある。実際には、2007 年末以降、中央銀行は頻繁に金利を調整して、成長から安定を重視した金融政策に踏み切った。景気状況に応じて、政策を柔軟に運営しようとする努力をしている。

それでは、本研究は下記のようなリサーチクエスチョンを立てる。まず、ベトナムでは、インフレーションに影響を与える要因は何であろうか。続いては、ベトナムにおける金融政策はどのようなものであったか。そして、金融政策運営に関しては、物価および景気動向、それから、為替相場へどのように対応したか。最後に、物価安定を唯一の最終目標とした時に、金融政策の中間目標はどの変数が望ましいか。

これらのリサーチクエスチョンに答えるために、論文を下記のように構成する。

- ・はじめに
- ・第 1 章： ベトナム経済概況
- ・第 2 章： ベトナムにおけるインフレーションに影響を与える要因
- ・第 3 章： ベトナムにおける金融政策運営—テイラー・ルールによる検証—
- ・第 4 章： ベトナムにおける金融政策の中間目標の選択
- ・おわりに

ベトナムにおけるインフレーションおよび金融政策に関する先行研究では、主に金融変数は実体経済変数にどの程度の影響を与えるかに注目している。そして、対象期間については、ハイパーインフレーションの期間およびデフレーションの期間を含めて検証をしているため、各期間の金融変数の役割は明確に示されていない。続いては、金融政策運営上、金融政策ルールの角度からの分析は稀であり少ないし、結果にも統一性がない。また、中央銀行はどちらの中間目標を選択するべきか、もしくは、どのように金融政策を適切に運営するかという実証分析は見つけられない。

このように、本研究はベトナムにおける経済成長、インフレーションおよび金融政策を詳しく調べた上で、第 2 章、第 3 章、第 4 章では、いろいろな手法 (LA-VAR モデル、テイラー・ルールに基づく TSLS モデル、経済モデルと金融政策ルールを組み合わせた上での動学的シミュレーション) を用いて、実証分析を行っていく。なお、述べたように、ベトナムにおいては、WTO 加盟後、インフレ率の変動は激しくなったことおよび金融政策の枠組は変化したことは明らかである。よって、本研究は先行

研究と異なり、対象期間を WTO 加盟前と WTO 加盟後に分割し、各期間を比較しながら、検証をする。そのため、新たな実証結果を得ることができると考えられる。

具体的に、第 1 章では、1986 年から現在までベトナムの経済状況について述べている。ベトナムにおいては、ドイモイ政策の成果により、高成長率を維持してきたが、長期にわたって、高物価上昇圧力を掛けられた状態にあることが明らかになった。特に、WTO 加盟後、インフレ率の変動は激しくなったが、中央銀行の対応は不十分で、金融政策はあまり有効に機能しなかった。ただし、2007 年末以降、中央銀行は経済変動に応じた政策を確立・変更して、インフレ率を収めることに懸命に努力している。

第 2 章はベトナムにおけるインフレーションに影響を与える要因について 6 変数による LA-VAR モデルを用いて検証した。主要な結果として、まず、ベトナムでは、インフレーションの慣性が発生したことが確認できた。そして、先行研究と異なり、為替レートは物価に対する役割を果たさないという結果が得られた。また、WTO 加盟後、マネーサプライは物価の動向に対する説明力が低下しているが、金利は物価への影響程度は小さいが、説明力は強くなっていることが判明した。さらに、ベトナムにおけるインフレーションが国際価格の変動に反応することはさらに敏感になっていることも注目された。

第 3 章では、ベトナムにおける金融政策運営について、TSLS モデルを用いて、シンプルなテイラー・ルールおよび拡張・修正したテイラー・ルールによる検証を行った。推定結果により、中央銀行の金融政策の特徴は次のように挙げられる。まず、中央銀行は金利安定性に重点を置いた政策を実施している。次に、インフレーションに関して、バックワード・ルッキングではなく、フォワード・ルッキングであった。そして、中央銀行は物価上昇に対して、まだ十分に対処できなかった。加えて、一貫して景気変動および為替相場への対応はなかった。最後に、WTO 加盟前は、テイラー・ルールにより、金融政策運営は説明できなかったのに対して、WTO 加盟後は、政策金利は物価上昇に有意に反応した。

第 4 章では、ベトナムにおいて、WTO 加盟後、物価安定という最終目標を達成するために、マネーサプライと金利のどちらを中間目標として利用すべきであるかを McCallum (1988, 1993) に従い、動学的シミュレーションを実行して、中間目標の選択について検証した。シミュレーション結果から見ると、中間目標として、マネーサプライより金利の方が望ましいことが明らかになった。つまり、金利を通じた方

が物価目標を達成する可能性が高いことが解釈できた。しかしながら、外生的なショックの影響により、政策目標を達成することは難しくなり、インフレーションの現実値と目標値との乖離が大きくなるため、金利の調整程度をより高くする必要があることも確認できた。ベトナムにおいては、内生・外生的なショックに対する対応は課題となると考えられる。最後に、中央銀行は金融政策をグローバル化時代の複雑な経済変動に迅速で適切に対処できるように、より効果的に運営するため、いくつかの政策的インプリケーションを提案する。

第 1 章

ベトナム経済概況

1. 背景

ベトナムは 1986 年に社会・経済についてドイモイ政策と呼ばれる全般的な改革を導入した。経済の管理・運営を見直して、計画経済から市場経済へ移行した。企業の自主権を拡大し、外国投資も段階的に認めた。そして、各国との関係を改善して、国際経済協力参入を推進してきた。1995 年 7 月にベトナムは東南アジア諸国連合 (ASEAN) の第 7 番目のメンバーになった。それから、1998 年に ASEAN 自由貿易地域 (AFTA)、アジア太平洋経済協力会議 (APEC) に加盟した。特に、ベトナムは 12 年間にわたる多国間・二国間交渉ならびに加盟交渉が合意に至ったことを受けて、2007 年 1 月に正式に世界貿易機関 (WTO) の加盟国となった。発展途上国であるベトナムにとって、WTO 加盟は国内経済発展のチャンスであるが、国際経済変動からの影響および外生的なショックの課題に直面することとなった。

本章では、ドイモイ政策導入から現在にかけてのベトナムの経済成長、インフレーションおよび金融政策について詳しく調べる。

2. 経済状況

2.1 1986 年から 1996 年まで

ベトナムはドイモイ政策を導入した後で、経済成長を重視した政策を運営した。政府は第 4 次社会経済開発 5 カ年計画 (1986 年—1990 年) を発表し、6~7%の経済成長および年平均 2000~2050 万トンの食糧生産を目標とした¹。食糧・消費財・輸出品の増産、貿易拡大という目標プログラムを実施した。そして、工業化・近代化に向けて、生産インフラを整備して、農業・工業・サービス業という産業構造を合理的に調整した。また、ベトナム政府は外国投資法を制定して、投資環境を改善し、投資誘致を促進してきた。

ドイモイ政策の成果により、ベトナム経済は急速に回復した。1986 年から 1990 年まで、年平均 4.8%の成長を達成した。1989 年に、ベトナムは初めて米を輸出した。そして、一步一步、食糧の輸入依存国からタイ、インドに次ぐ米の輸出大国になった。しかしながら、ドイモイ政策導入後、初期段階では、市場経済への移行過程を実現するための政策は実体を伴っていなかった。まず、需要過剰・供給不足の問題はまだ徹

¹ 岩見 (1996)、34 ページ。

底的に解決できていなかった。そして、ドイモイ以前から、不合理な金利政策、国営企業への補助金政策、価格・賃金補填政策を続けて行ったことは政府の予算赤字を拡大させた²。さらに、ソ連・東欧諸国からの援助が大幅に減少したため、政府は財政赤字を埋めるために貨幣増刷を行った³。したがって、インフレーションはさらに深刻に進行した。1986年から1988年まで、3年連続で急激に3桁の上昇率となった。

1989年、中央銀行は深刻なインフレーションに対処するために、完全な金融引き締めを導入した。まず、定期預金および普通預金の金利を月1-2%から10-12%に引き上げて、実質金利をプラスに維持した⁴。為替レートについては、ベトナムドンを切り下げて、銀行のレートとブラックマーケットのレートが大幅に乖離しないように調整した。1989年以降、国庫補助金制度の廃止および流通紙幣発行をうまくコントロールできたことはインフレ率の減少をもたらした⁵。その結果、1989年は95.8%と3年ぶりに2桁台に鈍化した。

1990年代に入ってから、食糧の生産能力が高まったことで国内需要を満たし、海外にも輸出できたため、ベトナム経済は好調に推移した。高い成長率を維持し、不景気を脱した。1992年、1993年、1994年において、成長率はそれぞれ8.6%、8.1%、8.8%であった。特に1995年は9.5%、1996年は9.3%を記録した。長年食糧不足が続いていた貧乏なベトナムは世界の高成長国のグループに入ることができた。また、1989年の物価上昇抑制政策の効果および生産・輸出の拡大により、インフレ率は鎮静化した。さらに、第5次社会経済開発5ヵ年計画(1991年—1995年)においては、1桁台のインフレ率を達成し、物価上昇抑制という目標が掲げられた。同5ヵ年計画の成果により、インフレ率は1991年には81.8%、1992年には37.7%へと減速した。特に、1993年には8.4%の1桁インフレーションを達成した。1994年・1995年には、インフレ率は10%台に上昇したが、1996年には4.5%へ落ち着いた。1995年まで、中央銀行は高金利制度を維持した。そして、ドル・ペッグ為替相場制度を実施した。中央銀行はインターバンク為替レートと許容変動幅(1%以下)を決定した。しかしながら、金融政策がまだ不健全なため、市場事態に応じた金利、預金準備率を適切に

² 丹野(1995)、95ページ。

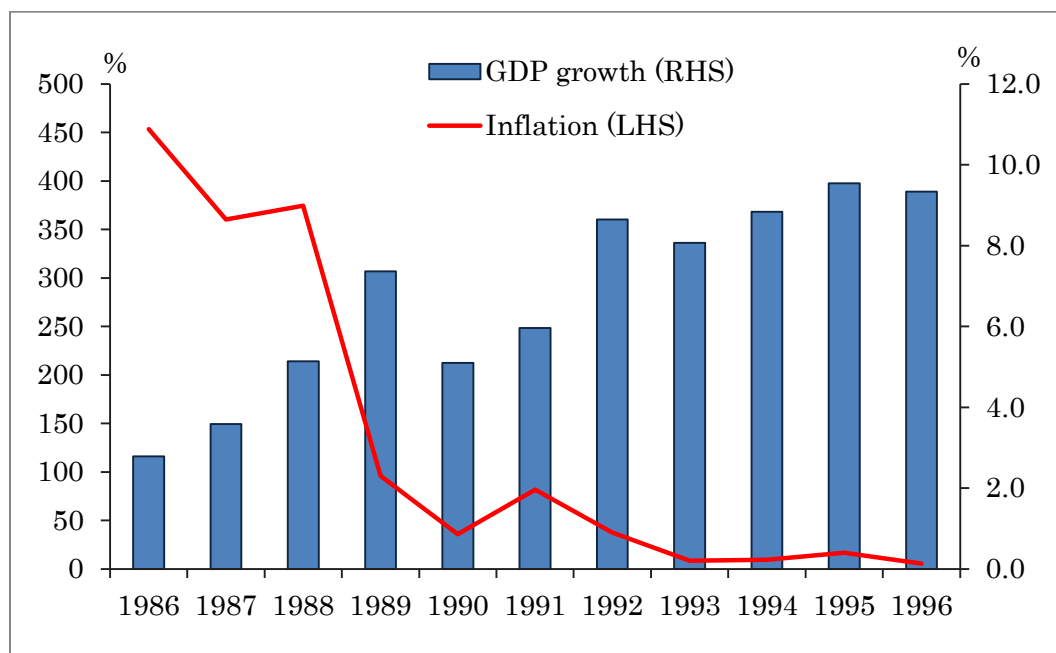
³ 岡江(2015)、99ページ。

⁴ トラン(2010)、89ページ。

⁵ 関口・トラン(1992)、93-94ページ。

運営するのは困難であった。

図1-1 GDP成長率とインフレ率の推移 (1986年—1996年)



データ出所 : *Asia Regional Integration Center – Asian Development Bank, IMF World Economic Outlook 2016 database*

2.2 1997年から2006年まで

1990年代後半にアジア通貨危機から負の影響を受けたため、一時直接投資流入は減少し、成長率は鈍化した。1997年、1998年、1999年において、成長率はそれぞれ8.2%、5.8%、4.8%まで大きく低下した。その時、ベトナムでは金融資本市場がまだ発達しておらず、固定為替制度を硬直的に運用したため、危機からの影響が小さく、成長率はマイナスに陥ることはなかった⁶。そして、食料・食品および原材料の価格が安定したため、インフレ率は3.1%となり、経済改革政策導入から1997年までの最も低い水準であった。中央銀行は投資促進を目標として、金利・下限金利、預金準備率の引き下げを実施した。これに対して、外貨・為替は一層厳しく管理した。

1998年には、危機の影響により、インフレ率は再び上昇して、8.1%となった。中央銀行は数回にわたって、ベトナムドンを切り下げながら、変動幅を拡大した。危機後、世界需要の減少はベトナムの輸出に悪影響を与えて、在庫品を増加させた。また、外国直接投資、観光客およびサービス業は軒並み大幅に減少した。そのうえ、世界規模の価格低下と国内供給過剰も起きたため、物価が下落した。その結果、1999年の

⁶ Leung (1999)、4ページ。

インフレ率は4.1%ととどまった。1999年以降、中央銀行は管理フロート制度に移行した。しかしながら、事実上、クローリング・ペッグ制を採用している。すなわち、中央銀行は前日の銀行間相場の平均値を公定レートとして発表し、変動レンジを設定する。

2000年代に入ってから、外国資本導入が急速に増加して、投資ブームが起きた。また、2000年7月には、アメリカとの通商協定が締結されたことを契機にして、輸出が急に伸びてきた。ベトナムは東アジア地域では中国に次いで高成長時代を迎えた。2000年から2006年まで、成長率は年平均7.5%を達成してきた。特に、2005年は8.4%となり、それから連続で約8%以上の伸びを維持してきた。一方、2000年、2001年にインフレ率はそれぞれ-1.8%、-0.3%に再鈍化して、ベトナムはデフレーションを経験した。中央銀行は5%以下というインフレ目標を達成し、需要を刺激するために、金融緩和政策を行った。2000年7月に、公開市場操作を開始し、金融機関の流動性を調整できるようになった。同年8月に、ベトナムドン建貸出金利上限規制から基準金利規制に移行した。そして、2001年に、預金準備率の引き下げを実施した。具体的には、外貨預金を15%から10%、4%に引き下げ、ベトナムドン預金を3%に引き下げた。為替相場については、輸出拡大のために、ベトナムドンの切り下げが行われた。このことは、公定レートと市場レートの乖離が縮小することにつながった。2002年、インフレ率は若干上昇したが、引き続き低水準に収まった。

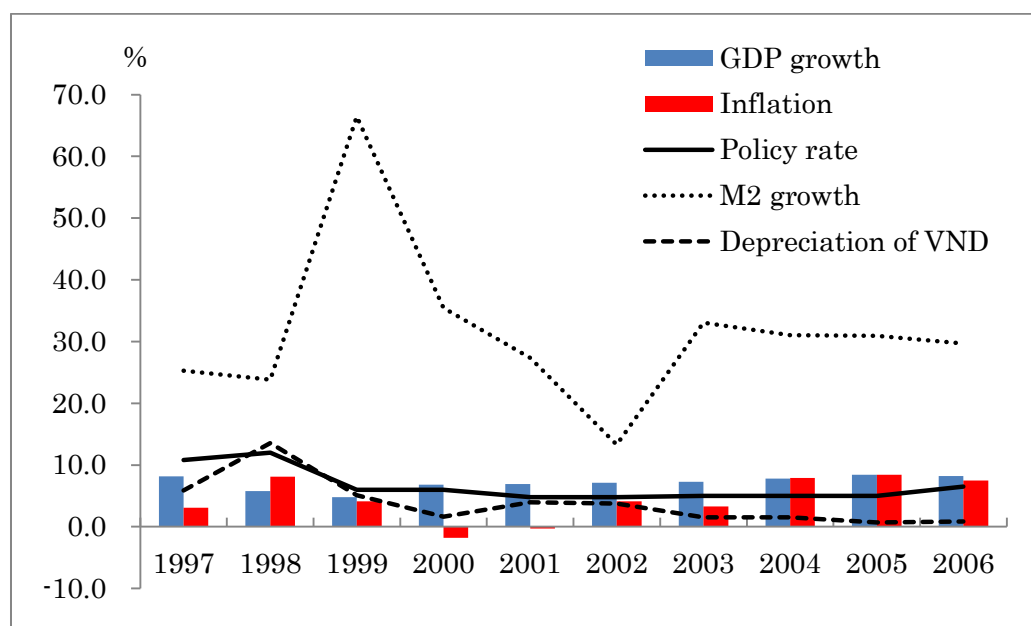
2003年に入ると、中央銀行はインフレリスクに対処して、金利を若干引き上げた。そして、金利・通貨安定のために、公開市場操作を主な政策手段として行った。物価上昇に対処するために、公開市場操作を通じて、金融システムに大量の資金を注入した。為替相場については、中央銀行はクローリング・ペッグ制を採用し、為替レートを厳格に管理したため、公定レートと闇レートに大きな差がなくなった。結果としては、2003年にインフレ率は3.3%と低下した。

2004年には、世界規模の石油価格高騰と国内の不安定な天候・鳥インフルエンザにより、食品価格の上昇がもたらされた。さらに、その時点において、ドルが他の主要な通貨に対して下落した状態は継続していたが、中央銀行がドル・ペッグ制度を維持したため、輸入価格も上昇した。また、インフレ率は再上昇したものの、中央銀行まだ需要を刺激するために、金利を引き下げて、金融緩和を維持していた。このことにより、インフレーションが悪化し、インフレ率は7.9%へ上昇した。

2005年のインフレ率も8.4%と高水準であった。同年、中央銀行は為替相場安定という目標に向かって、3回にわたって、利上げを行った。

2006年、ベトナムでは経済成長は8.2%を達成したが、インフレ率は7.5%に落ち込んだ。しかしながら、中央銀行は政策金利を6-7%の水準に維持した。そして、公開市場操作により、金融市場の変動を適切にコントロールすることができた。

図1-2 ベトナムの経済状況 (1997年-2006年)



データ出所 : *Asia Regional Integration Center – Asian Development Bank, International Monetary Fund Data, State Bank of Vietnam*

2.3 2007年から～

2007年1月、ベトナムは正式にWTOに加盟した。WTO加盟を契機として、経済開放・自由化が強力に進んだ。多くの分野において一歩一歩開放が進み、外資参入に関する規制は段階的に緩和された。しかしながら、未熟な政策管理・運営能力を持っているベトナムでは、多額の海外資金の流入によって、過剰流動性ならびに不動産バブルが発生してしまった。ベトナムはやや景気過熱の状態に陥った。外資流入は物価上昇圧力が強くなる一つの原因だと指摘された⁷。(2007年には、外国直接投資認可額は約200億ドルとなって、前年比ほぼ75%に急加速した。また、外国間接投資認可額は約62億ドルであり、前年比6倍となった)。外為市場でのドル供給が増加したことにより、ベトナムドンの増価圧力をかけられた。中央銀行はドル買い・ドン

⁷ 三菱UFJリサーチ&コンサルティング(2015)、3ページ。

売りを行って、通貨を安定させた。しかしながら、2007年の第4四半期からインフレ率は徐々に上昇した(具体的には、10月、11月、12月はそれぞれ9.35%、10.04%、12.57%であった)。中央銀行はドル買いを中止した。その後、預金準備率を6%へ引き上げたものの、物価の制御は有効に機能していなかった。

2008年は国際経済の大きな変動はベトナム景気に影響を及ぼした。リーマンショックの影響により、ベトナム景気は急減速した。成長率は2008年に6.3%と鈍化した。一方、中東域内の対立による急激な石油価格上昇は輸入に依存する工業用原材料・建設資材の値上がりにつながった。不動産バブル、株価の大幅上昇が発生した。このほか、消費者物価指数バスケットに高いウェイトを占める米・穀物・豚肉価格も高騰した⁸。それに加え、依然として、物価上昇圧力は強いものの、政府は成長を重視した緩和政策を採用した。高成長目標を達成するために、公共投資の増加により、信用需要を増加させたため、物価上昇傾向が強まった。急激なインフレーションが発生し、ベトナムの景気は過熱状態に陥っていた。2008年2月、中央銀行は物価上昇圧力が強くなったため、金融引き締めを踏み切った。まず、中央銀行は20兆3000億の中央銀行債を発行して、市場資金を吸収した⁹。そして、リファイナンスレートは年15%に、割引レートは年13%に、基準金利は年14%にと大幅と引き上げられた。さらに、預金準備率も預金種類ごとに1ポイントの引き上げが決定された。為替レートについては、お正月による外貨導入が増加したが、中央銀行は引き締め金融を実施したため、2回にわたり、相場変動幅を年0.25ポイント、そして、1ポイントへと拡大した。さらに、外貨市場の需給に基づくインターバンク相場を柔軟に採用しながら、外国為替市場に介入し、外貨両替所の取り締まりを強化した。同年9月には、リーマンショックの影響による景気の減速を受けた。2008年10月から2009年前半まで、インフレ率ならびに貿易赤字が落ち込んだ。中央銀行はすぐに金融緩和の転換を発表した。金利については、3ヶ月以内に4回の引き下げを行った。預金準備率も調整して、ベトナムドン預金は5%、外貨預金は4%へ引き下げた。そして、中央銀行は輸出競争力を高めるために、柔軟な為替相場政策を採用して、市場動向に合わせて適切に切り下げてきた。為替相場変動は再び2%から3%~5%に拡大された。2008年の為替減価率は約6.2%であった。

⁸ 三浦(2008)、37ページ。

⁹ みずほ総合研究所(2008)、5ページ。

2009年の世界金融危機により、ベトナム経済は鈍化した。2009年11月に、ベトナム政府は政策運営に関して、成長重視から安定重視に転換すると公表した。中央銀行は金利を1%引き上げた。為替制度については、対ドルのクローリング・ペッグ制度を続けて採用した。ベトナムドンに12%切り下げたため、市場レートと公定レートは大幅に乖離した。引き締め政策を実施したため、成長率は再び低下し、5.3%となった。インフレ率も低下し、6.7%にとどまった。

2010年に入り、工業生産は好調に成長して、景気は回復した。成長率は6.4%へと加速した。しかしながら、世界経済が回復して、石油・燃料需要を増加させた。生産用原料価格の上昇と実施した景気刺激のための金融緩和政策があいまって、インフレ率が再加速し、9.2%となった。金融政策は頻繁に見直しされた。同年第2四半期から第3四半期まで、金融緩和政策が続けて行われた。金利は年7-8%の水準で維持され、外貨預金準備率は引き下げられた。第4四半期に入ってから、高インフレ率に直面したため、中央銀行はすぐに政策金利を年1%引き上げた。また、同年、3回にわたって、ベトナムドンの切り下げが行われた。インターバンク為替レートは3.35%、さらに、2.1%の引き上げが連続的に調整された。同時に、変動幅は5%から3%に縮小された。

2011年に入ると、中東・北アフリカの政治的不安定、東日本大震災、天候不順などによって、世界的な原油・資源価格は徐々に上昇した。国内では、貿易赤字によるドル需要が増えたため、中央銀行はドンに9%切り下げた。ドン安は輸入コストの上昇をもたらした。さらに、ガソリンは20%、電気料金は15%の値上げ調整が行われた。結局、ベトナムは再び2桁インフレーションに陥った(18.7%であった)。物価上昇圧力の下にあったため、中央銀行は急激な金融引き締めを行い、利上げや外貨建預金準備率の引き上げを実施した(リファイナンスレートは7%から12%~13%に大幅に引き上げられた)。預金金利の上限は年14%と高い水準で決定された。さらに、中央銀行は再びベトナムドンを切り下げて、変動幅を3%から1%に縮小した。切り下げ率は2月、4月、8月、10月にそれぞれ9.3%、2.1%、1%、8.5%となった。金融引き締めの強化により、2011年の成長率は6.2%に鈍化した。

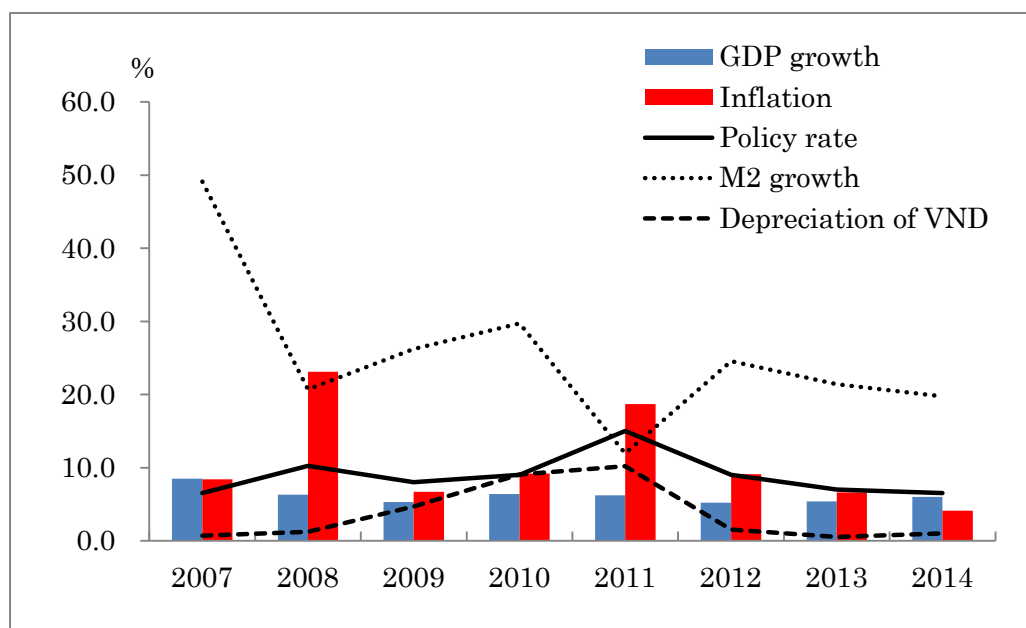
2012年には、成長より安定を重視した金融引き締め政策の効果により、インフレーション抑制に成功、9.7%となったが、経済成長はマイナス影響を受けた(成長率は5.2%であった)。銀行システムは非常な資金不足に陥り、解散・破産および倒産し

た企業は増加する傾向にあった。さらに、不動産市場も低迷した。そのため、中央銀行は政策を見直して、金融緩和に転換した。正の金利制度を維持しながら、市場事態に合わせて、6回にわたり利下げを実施した。また、銀行外の外貨両替・取引規制を強化したため、為替レートは安定的な状態が継続することとなった。

2013年には、ベトナムは物価安定を重視した金融政策を維持した。インフレ率は政府の目標を達成して、低い水準で推移した（6.6%であった）。一方、経済の低迷が継続していた（成長率は5.4%であった）。中央銀行は経済を回復ために、引き続き金融緩和を行い、金利は1%と引き下げられ、ベトナムドンも1%と切り下げられた。

2014年3月に、中央銀行は景気刺激のための政策を行って、再び政策金利を7%から6.5%に引き下げた。ドン建て預金金利上限は1%、その後0.5%へ引き下げられた。一方、ベトナムドンは1%と安いまま、大きな変動はなかった。その結果、2014年後半から、景気刺激策により、ベトナムの経済成長率は6%へと上昇した。経済が安定化して、インフレ率は低い水準で推移した。2014年は4.1%と沈静化した。

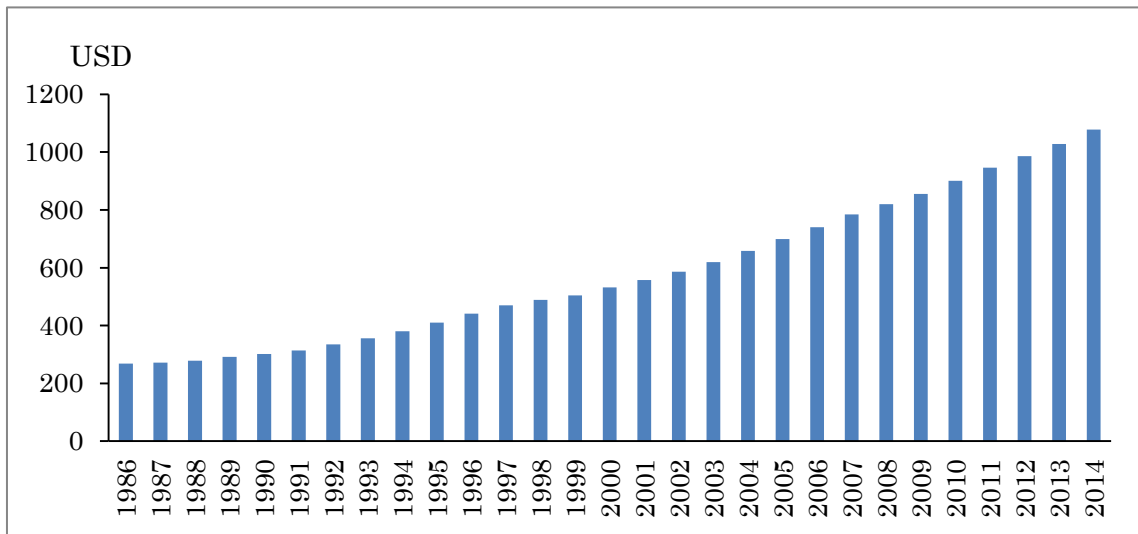
図1-3 ベトナムの経済状況（2007年-2014年）



データ出所：Asia Regional Integration Center – Asian Development Bank, International Monetary Fund Data, State Bank of Vietnam

要約すると、ベトナムはドイモイ政策導入後、経済改革努力の成果により、高い経済成長率を維持可能となり、低所得国から中所得国になった。2014年の一人当たりGDPは1077.9ドルを達成して、1986年の約5倍の水準に増大した。

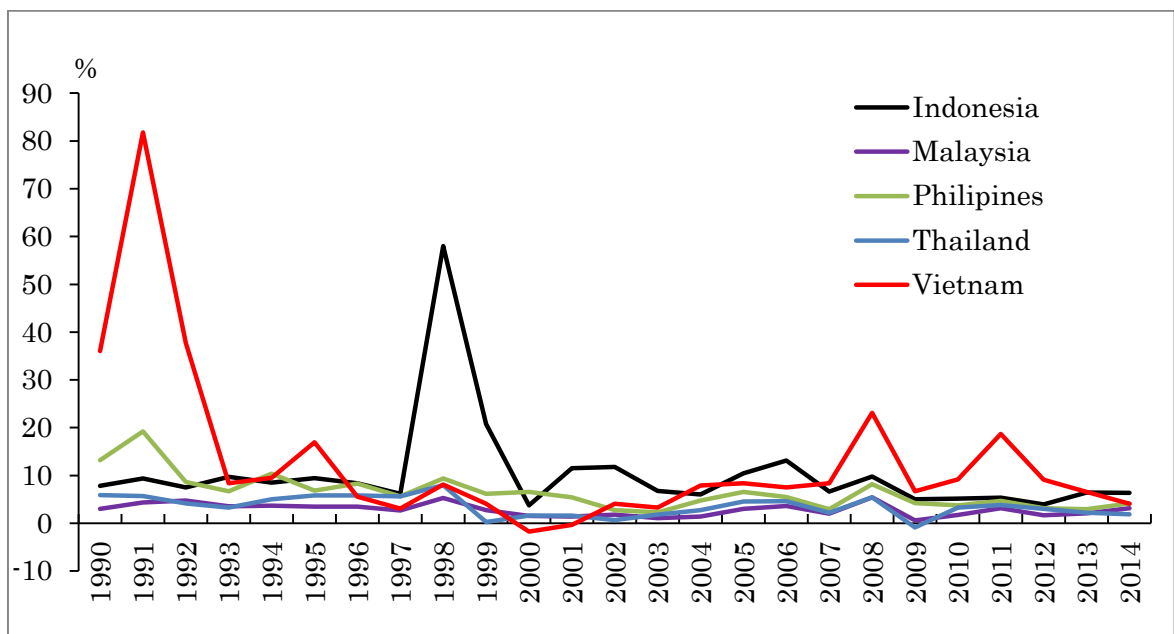
図1-4 一人当たり GDP の推移 (2005 年ドル価格)



データ出所 : World Bank

一方、ベトナムはドイモイ政策を導入してから、ハイパーインフレーションもデフレーションも経験した。特に、2007 年の WTO 加盟後、物価上昇の変動は激しくなっている。外生的なショックを受けるあるいは、国内危機に直面するようになり、インフレ率をコントロールすることは難しくなった。中央銀行は物価上昇圧力に対する政策によりインフレーション抑制に成功したが、図 1-5 は ASEAN の各国に比べると、ベトナムのインフレ率はかなり高いことを示している。

図1-5 ASEAN 諸国におけるインフレ率の推移 (1990 年–2014 年)



データ出所 : IMF World Economic Outlook 2016 database

3. 金融政策

3.1 政策決定

1986年のドイモイ政策を導入する前には、ベトナム国家銀行はモノバンク・システムの下で、中央銀行および商業銀行の機能を持っていた。その時期において、どんな金融政策か、どのように運営するか、すべては政府・国家計画委員会によって決定された。

そして、1988年には、そのモノバンク制度が廃止され、中央銀行、国有商業銀行、ならびに民間銀行がそれぞれ設立された。国家銀行は中央銀行として、金融政策を決定し、貨幣発行・管理および金融監督を行う責任を負うこととなった。

それから、2010年には、ベトナム政府は国家銀行法の改正を行った。銀行法改正により、国会は政府予算・経済成長目標に応じて、インフレーションの目標を設定して、金融政策運営を監督する。一方、中央銀行は国会の目標を達成するために、政策実施の計画を立て、あらゆる手段によって金融政策を行う。このように、ベトナムにおいては、政府が金融政策運営に参加することで中央銀行の独立性を制限すると指摘された。

3.2 政策目標

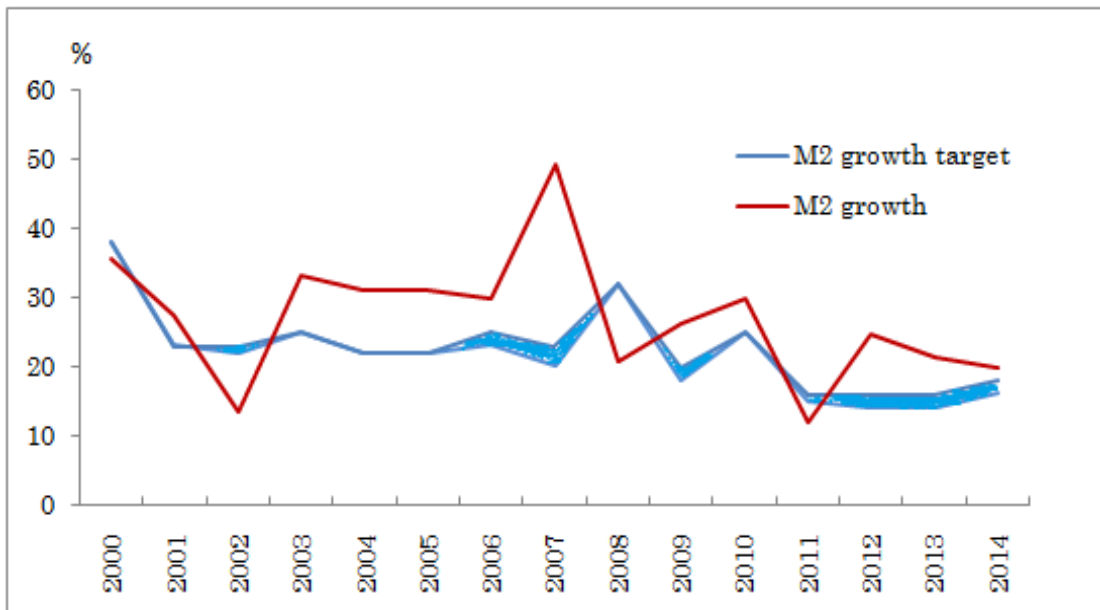
ベトナムにおいては、金融政策の最終的な目標がはっきりと設定されない。中央銀行は2010年の国家銀行法に基づき、通貨価値の安定、インフレーション抑制、経済発展という多様性を持つ目標に向かって金融政策を行う。さらに、時々、銀行システムの安定も目標として追加される¹⁰。したがって、具体的でない、不明瞭な目標は政策運営の困難につながると考えられている。

なお、金融政策運営上、中間目標に関しては、基本的にマネーサプライが採用されている。しかしながら、グローバル化時代に入ってから、多額の外資資本流入のことで、ベトナム中央銀行がマネーサプライに影響を及ぼす要因、または、金融機関の預金額をうまくコントロールできない状況となっている。さらに、中央銀行は景気の変動によって、信用、為替、金利という様々な中間目標を設定する¹¹。このように、政策の中間目標・操作目標、もしくは、トランスミッションメカニズムの設定は曖昧で、金融政策は有効に機能しておらず、実現値は目標値からかなり乖離する。

¹⁰ To et al. (2012)、94 ページ。

¹¹ To et al. (2012)、96 ページ。

図1-6 マネーサプライ成長率の推移



データ出所：State Bank of Vietnam

3.3 政策手段

ベトナム中央銀行は下記のように、5つの金融手段を行う。

- ・金利：

ドイモイ政策導入後、金融機関は非常な資金不足の状態に陥った。中央銀行は増資のために、貸出金利上限および預金金利下限を決定した。1996年から、銀行貸出金利の上限が中央銀行によって決定され、貸出・預金金利が商業銀行によって設定されるようになった¹²。2000年から、中央銀行はベトナムドンに関する貸出・預金金利の上限・下限規制を廃止して、市場原理に沿って変動基準金利を適用した。そして、2003年から2010年まで、約定金利制度が採用された。しかしながら、2008年には、物価上昇が深刻化したため、金利の上限規制が再設定された¹³。現在、2010年の銀行法によれば、中央銀行は金融政策運営の上で高利貸しを防いだりするために、リファイナンス金利、基準市場金利などを決定し、公表している。リファイナンスレートは政策金利として設定される。

- ・為替相場：

為替改革は1989年に行われた。ベトナムの為替相場制度は複数相場制から公定相

¹² Bui (2000)、205 ページ。

¹³ Tran et al. (2014)、8 ページ。

場製に一体化された。1994年には、インターバンクの為替市場が確立され、外国為替レートが中央銀行によって公表された。それから1999年には、管理フロート制度が採用された。外貨規制は年々緩くなる傾向がある。中央銀行は外貨市場の需要・供給に基づく為替レートを決定して、為替変動幅を管理する。事実上、中央銀行はベトナムドンとドルにペッグしているが、毎日、市場状況に応じた対ドル中心レートおよび他の外貨とのクロスレートを公表する。

・預金準備率：ベトナムは1990年に預金準備率操作を金融政策の手段として導入した。マネーサプライ調整、資金吸収・供給のために、預金準備率の対象、構造、割合や管理方法などを設定した。その時期の10-30%の高い準備率は銀行のコストを上昇させた。1998年の銀行法によれば、金融機関の種類、預金の種類による準備率は中央銀行により決定される。現在の規制では、ベトナムドン預金については0%-3%、外貨預金については0%-8%で設定されている。

・公開市場操作：

ベトナムの公開市場操作は2000年から開始された。中央銀行は金融機関との間で調達方法による有価証券の売買を行う。売買価格は市場の需給、政策金利に基づいて決定される。他の国より開始は遅かったが、次第に市場の流動性を管理することは大切な政策手段になった。

・リファイナンス：

中央銀行は一時資金不足に陥った金融機関（主に国有商業銀行）に短期貸付を供与する。ベトナムでは、短期有価証券の再購入や保有する短期有価証券担保貸付などによりリファイナンスを行う。

4. 結論

1986年のドイモイ政策導入を契機として、ベトナム経済は大きく発展した。政府は利用可能なあらゆる手段によって経済改革を行ってきた。成果としては、ベトナムは一步一步生産・輸出を拡大し、不況から脱却して、年平均7%の高い成長を維持してきた。一人当たりの平均年収は毎年上昇傾向にある（1986年には100ドルであったが、2015年には2300ドルに達した）。ベトナムは食糧が不足するほどの貧困な国から中所得国になった。

一方、ベトナムは長期にわたって、物価上昇圧力に直面してきた。世界の価格に依存し、外生的なショックの影響を受けるのみならず、未熟な経済インフラ、不適切な

金融政策、不十分な管理などの国内の問題もインフレ率の上昇につながると指摘されてきた。中央銀行は経済変動に応じた政策を確立・変更して、インフレ率を収めることに懸命に努力している。2012年以降、2、3桁のインフレーションを経験したベトナムはインフレ率を低い水準に抑制することができた。

付録

付表 1-1 GDP 成長率の目標値および実績値

年	目標値	実績値
2000 年	5.5-6.5%	6.8%
2001 年	7-7.5%	6.9%
2002 年	7%	7.1%
2003 年	7-7.5%	7.3%
2004 年	7-7.5%	7.8%
2005 年	8.5%	8.4%
2006 年	8%	8.2%
2007 年	8-8.5%	8.5%
2008 年	7%	6.3%
2009 年	5%	5.3%
2010 年	6.5%	6.4%
2011 年	7.5%	6.2%
2012 年	6.5%	5.2%
2013 年	6-6.5%	5.4%
2014 年	5.8%	6%
2015 年	6.2%	6.7%

データ出所：目標値：General Statistics Office of Vietnam,

実績値：Asia Regional Integration Center – Asian Development Bank

付表 1-2 インフレ率の目標値および実績値

年	目標値	実績値
2000 年	6%	-1.8%
2001 年	< 5%	-0.3%
2002 年	3-4%	4.1%
2003 年	< 5%	3.3%
2004 年	< 5%	7.9%
2005 年	< 6.5%	8.4%
2006 年	< 8%	7.5%
2007 年	< 8%	8.4%
2008 年	< 10%	23.1%
2009 年	< 15%	6.7%
2010 年	< 7%	9.2%
2011 年	< 7%	18.7%
2012 年	< 10%	9.1%
2013 年	7-8%	6.6%
2014 年	7%	4.1%
2015 年	5%	0.63%

データ出所：目標値：General Statistics Office of Vietnam,

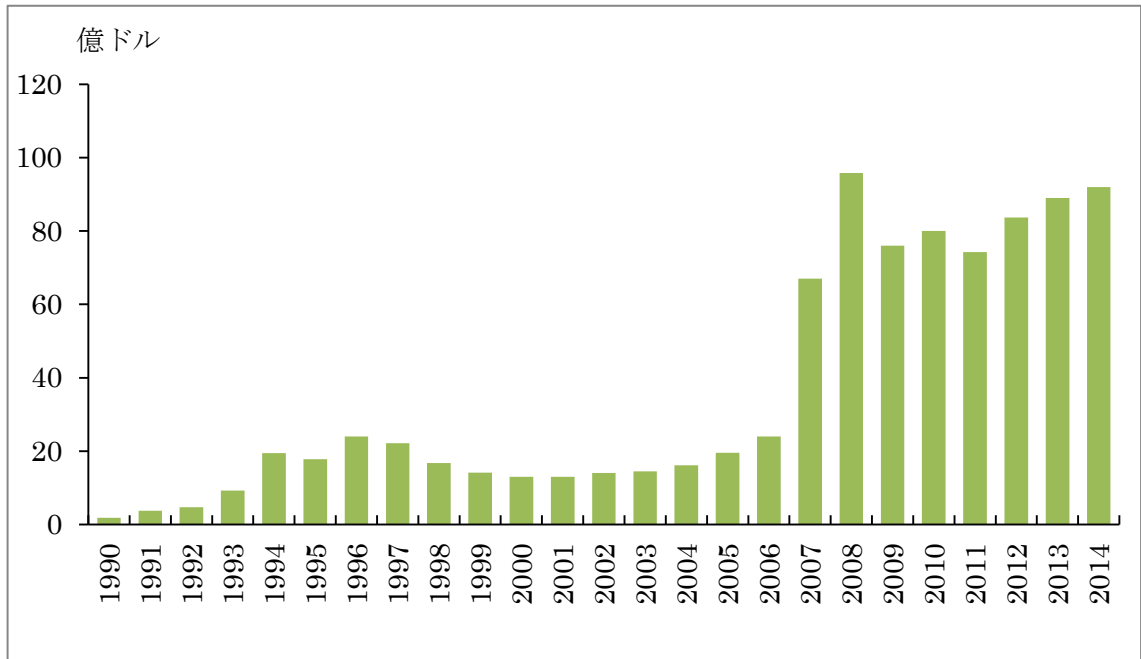
実績値：IMF World Economic Outlook 2016 database

付表 1-3 マネーサプライ成長率の目標値および実績値

年	目標値	実績値
2000 年	38%	35.4%
2001 年	23%	27.3%
2002 年	22-23%	13.3%
2003 年	25%	33.1%
2004 年	22%	31%
2005 年	22%	30.9%
2006 年	23-25%	29.7%
2007 年	20-23%	49.1%
2008 年	32%	20.7%
2009 年	18-20%	26.2%
2010 年	25%	29.7%
2011 年	15-16%	11.9%
2012 年	14-16%	24.5%
2013 年	14-16%	21.4%
2014 年	16-18%	19.7%

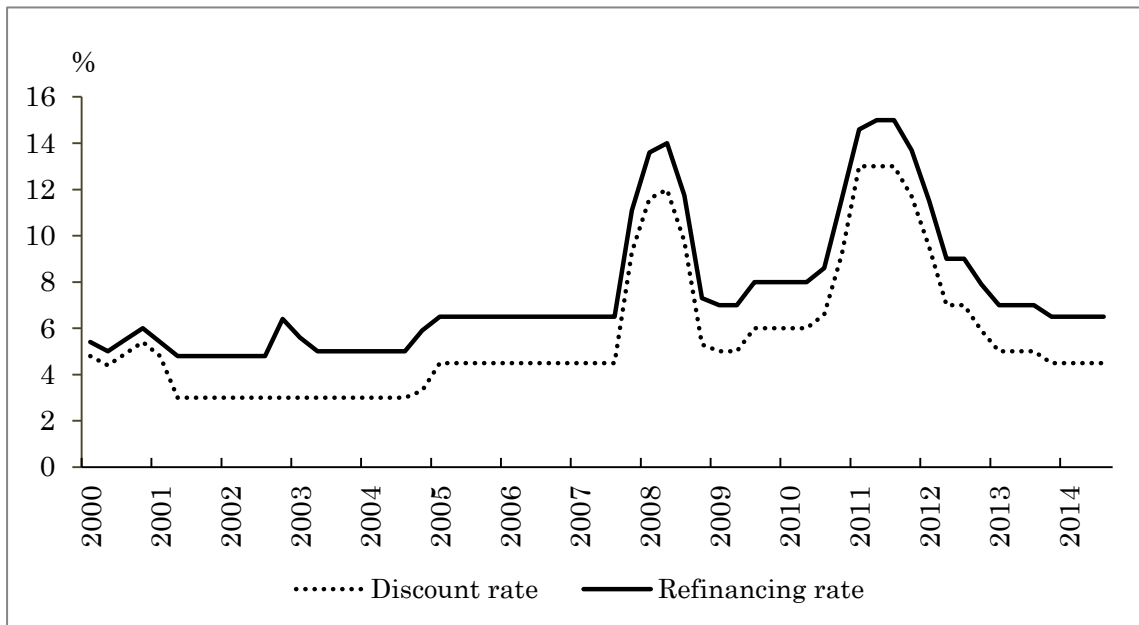
データ出所 : *State Bank of Vietnam*

付図 1-1 外国直接投資純流入の推移



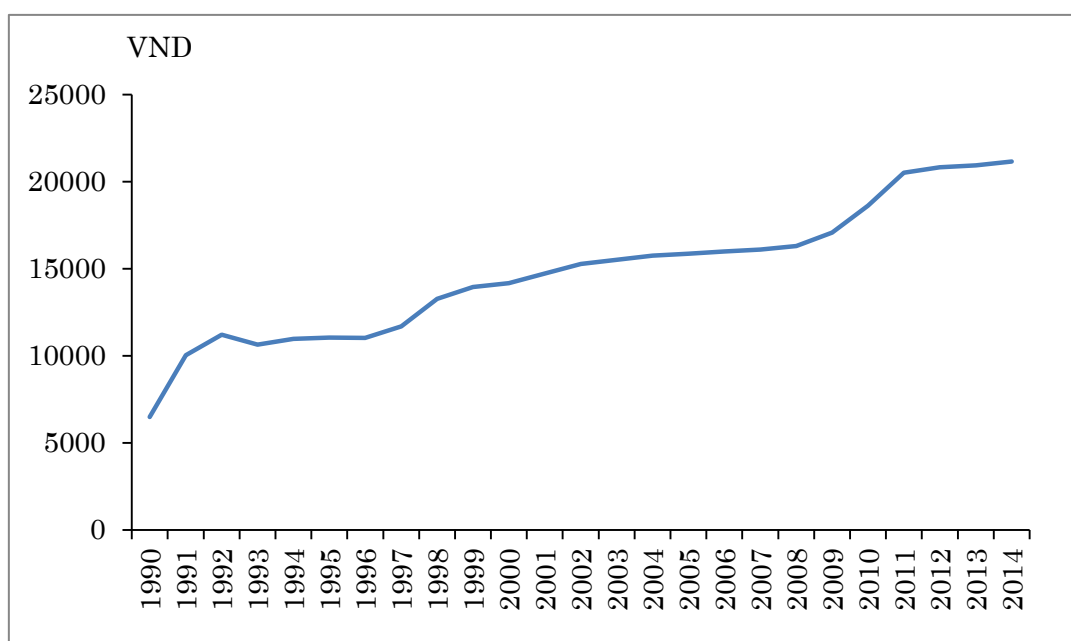
データ出所 : World Bank

付図 1-2 金利の推移



データ出所 : State Bank of Vietnam

付図 1-3 対ドル為替レート推移



データ出所 : *International Financial Statistics*

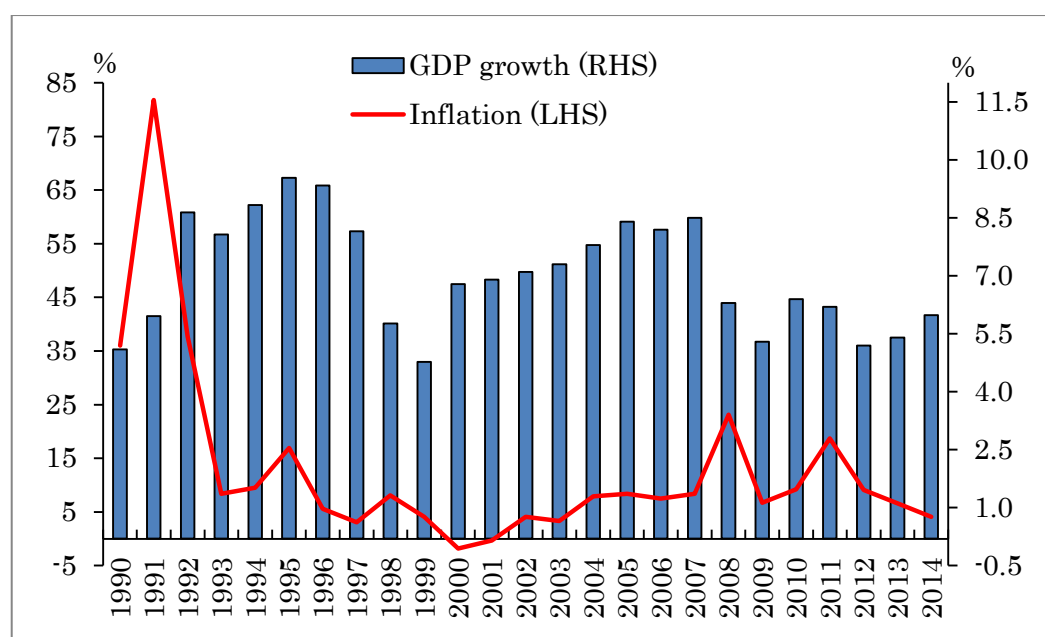
第2章

ベトナムにおけるインフレーションに影響を与える要因

1. 背景

第1章で述べたように、ドイモイ政策導入後、ベトナム経済は回復して、地域内において高い成長率を維持してきた。しかしながら、長期にわたって、高い物価上昇圧力を掛けられた状態にある。

図2-1 GDP成長率とインフレ率の推移



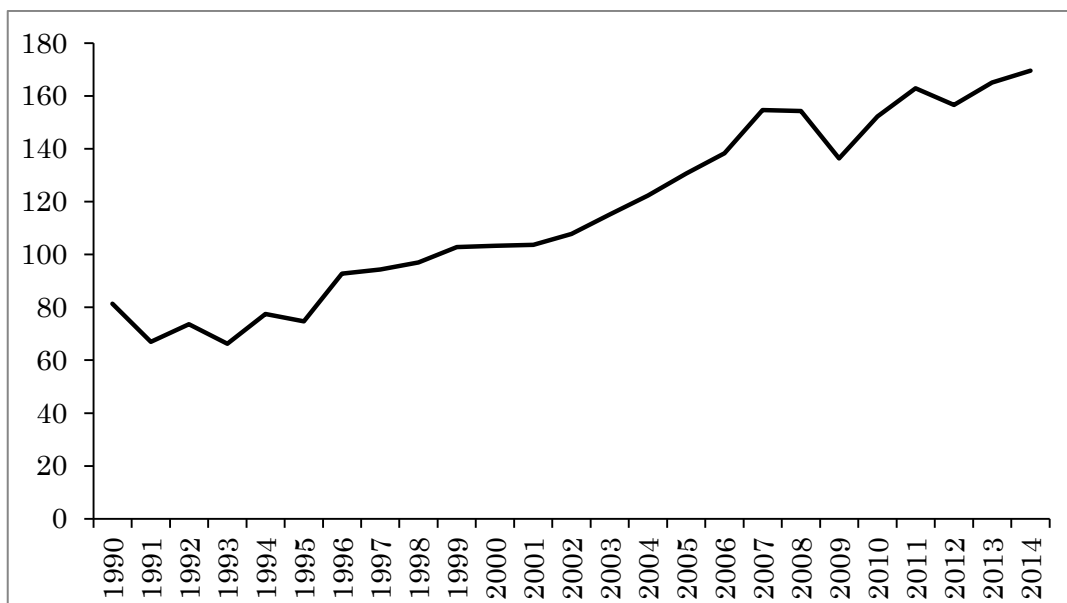
データ出所 : *Asia Regional Integration Center – Asian Development Bank, IMF World Economic Outlook 2016 database*

2007年1月には、ベトナムは正式に世界貿易機関（WTO）のメンバーとなり、広汎なグローバル経済統合の時代を迎えた。WTO加盟を契機として、多くの分野において自由化は段階的に行われてきた。しかしながら、経済開放性が高まるに伴って、国際経済の変動および世界金融危機からの影響を受けやすくなってしまうと考えられる。以下の図2-2によると、ベトナムの経済開放度は向上する傾向があることが確認できた¹⁴。そして、WTO加盟後の国際経済変動に対する敏感さも明らかとなっている。また、2000年代以降、ベトナムはデフレーションもハイパーインフレーションも経験した。特に、WTO加盟後は、物価上昇率は激しく動いていることが図2-1により明らかとなった。したがって、WTO加盟後において、ベトナムは未熟

¹⁴ 経済開放度 = (輸入+輸出) / GDP。

な政策運営・管理メカニズムなどの国内問題のみならず、国際経済の外生的なショックにも直面したと考えられる。

図 2-2 経済開放度の推移

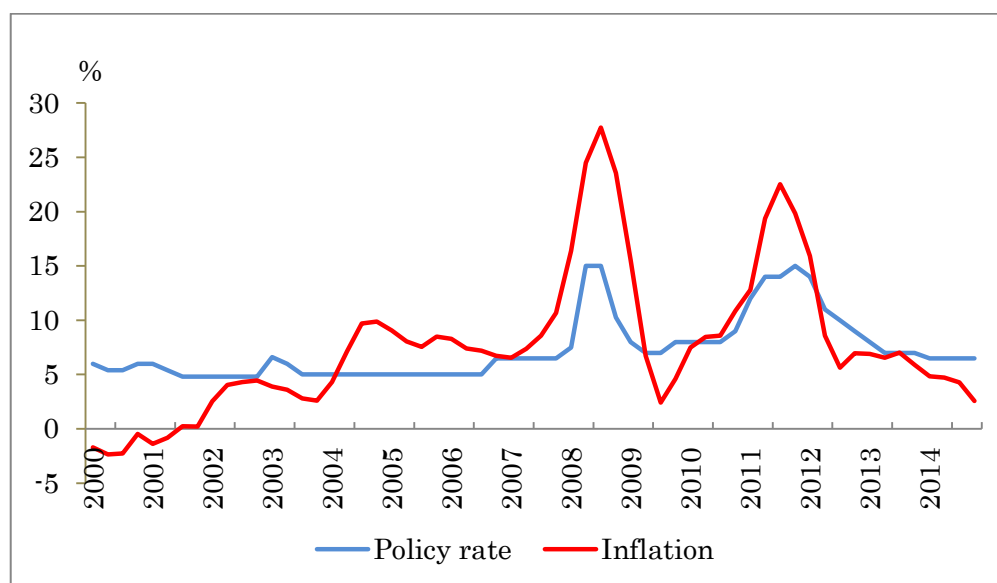


データ出所： World Bank

中央銀行は可能な限り、物価上昇に対処するために、あらゆる手段を用い、経済状況に合わせる金融政策を柔軟に行っている。2007年から、激しく変動するインフレ率に対する政策変更が頻繁になされている。

ここで、政策金利と物価上昇の推移を考察してみよう。

図 2-3 政策金利とインフレ率の推移

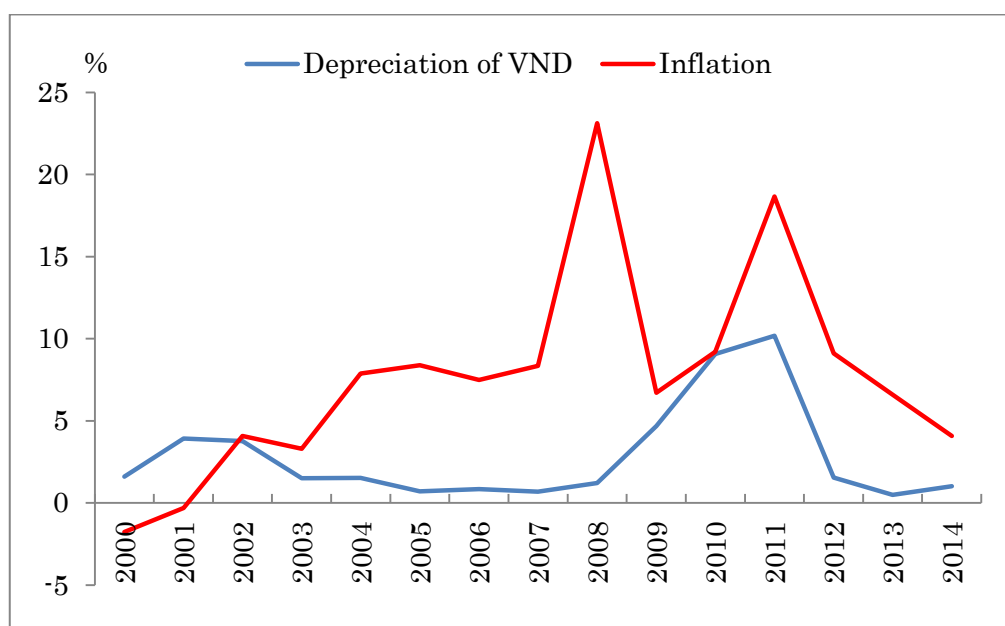


データ出所： International Financial Statistics

図 2-3 は政策金利とインフレ率の相関を示している。中央銀行はインフレ率が加速した場合、利上げにより、金融引き締めを強めていく。そして、インフレ率が落ち着いたら、すぐに金利を引き下げ、金融緩和に転じる。2007 年から、金利はインフレ率とほぼ同じように推移していると見られる。しかしながら、インフレ率の実績値は目標値からかなり乖離したため（付表 1-2 を参照）、中央銀行の対応はまだ十分でなかったと判断できる。

また、為替相場に関しては、事実上、ベトナムにおいて、クローリング・ペッグ制度が採用されている。中央銀行は経済状況によって、変動幅を調整し、ドル・ペッグ為替相場制度を行う。景気低迷および危機が発生した場合、ベトナムドンを大幅に切り下げ、その際、公定レートと市場レートの乖離も広がっていた。これに対して、景気が回復した場合は、中央銀行はやや硬直的に為替相場を運営した。

図 2-4 対ドル減価率とインフレ率の推移

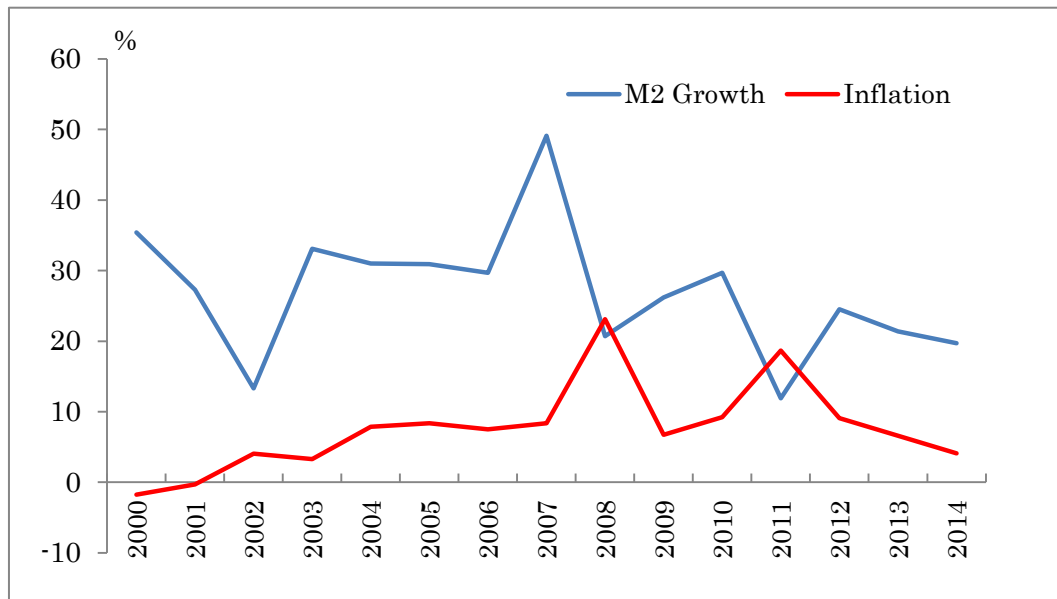


データ出所 : *International Financial Statistics*

さらに、ベトナム中央銀行は基本的にマネーサプライを中間目標として設定しているが、多額の外貨資金流入によって、金融市場上の資本、または、マネーサプライに影響を及ぼす要因がうまくコントロールできないでいる。以下の図 2-5 を見ると、2006 年以降、マネーサプライが増加してから、約 3-6 ヶ月の後で、インフレ率も上昇したことが確認できた。ただし、正の相関関係は一貫して見られない。したがって、ベトナムにおいては、マネーサプライは物価上昇を抑えることに対して、役割を果た

さないと判断される。

図 2-5 マネーサプライ成長率とインフレ率の推移



データ出所 : *International Financial Statistics & State Bank of Vietnam*

図 2-3、図 2-4、図 2-5 を見ると、ベトナムにおいては、WTO 加盟後、インフレ率とともに各変数の推移は激しくなってきたことが分かった。つまり、中央銀行は物価上昇に対処するためにより柔軟に金融政策を運営していると解釈できた。しかしながら、国際経済変動を予測できないこと、ショックに対する対処能力はまだ低いこと、および、政策目標がはっきりと設定されないということがあいまって、物価上昇をコントロールすることはより難しいと思われる。

以上のことから、本章では、ベトナムにおけるインフレーションに影響を与える要因は何であろうか、または、その影響の程度はどのくらいであろうかということに関して実証分析を行う。

2. 先行研究

インフレーションに影響を与える要因に関する分析は盛んに行われている。

・先進国、新興国、発展途上国におけるインフレーションに関する研究

まず、Phillips (1958) は、イギリスのデータを用いて、インフレ率と失業率との負の関係を述べている。

また、Friedman (1968)、または、Phelps (1967) はフィリップス曲線に期待インフレ率を追加して、長期的にインフレーションと失業の間にトレードオフ関係が存

在しないと主張している。

さらに、Friedman & Schwartz (1963) では、アメリカのケースを調査することにより、インフレ率を決定するマネーサプライの役割を強調した。

続いては、新興国や発展途上国におけるインフレーションに関して、Calvo、Reinhart & Végh (1994) はブラジル、チリ、コロンビアを対象国として、インフレーションと実質為替レートとの関係を肯定している。

また、Loungani & Swagel (2001) では、アフリカ・アジア発展途上国の場合は、為替相場制度によってインフレーションに対するマネーサプライの影響の程度は異なるということを示している。

Jongwanich & Park (2008) はアジア発展途上国 (9カ国) において、四半期データを用いる VAR モデルによって推定を行った。結果としては、総需要とインフレ期待は国際価格よりインフレーションの変動を十分に説明していると報告している。Osorio & Unsal (2011) においても物価に対する国際価格の影響は大きいと確認された。

Nayef Al-Shammari & Mohammed Al-Sabaey (2012) は先進国でも、発展途上国でも、物価に影響を与える要因はマネーサプライ、国際石油価格および名目実効為替レートであると主張している。

また、東・東南アジアに関して、Siregar & Rajaguru (2005) は1985年から2002年まで ARDL モデルによって、韓国、タイとインドネシアにおけるインフレーションの要因について分析した。インフレーションの変動に関して、説明力が高いのは、インドネシアではマネーサプライであり、韓国とタイでは為替レートであるという結論が得られている。また、物価をコントロールすることに対する金利の役割が肯定されている。

このように、各国におけるインフレーションに影響を与える主な要因は国際価格と金融政策の変数である。しかしながら、対象国および分析期間によって物価に対する影響程度が異なることが分かった。

・ベトナムにおけるインフレーションに関する研究

ベトナムにおけるインフレーションについての実証研究は少なくないが、それぞれ異なる結果が得られている。

まず、IMF (2003) の研究では、1995年1月から2003年3月までの期間におけ

る 7 変数（消費者物価指数、石油価格、コメ価格、アウトプットギャップ、為替レート、マネーサプライ（ブロードマネー）、輸入価格）を用いる VAR モデルに基づく推定が行われた。推定結果によれば、消費者物価指数に対するマネーサプライおよびコメ価格の影響はささやかな程度にとどまると主張している。また、コア・インフレは石油価格と為替レートからのショックを受けやすいということを示している。

Camen（2006）は月次データ（1996年2月から2005年4月まで）を使用して、7変数（消費者物価指数、マネーサプライ（M2）、総信用、貸出金利、石油価格、コメ価格、アメリカのマネーサプライ（M3））の VAR モデルによって、分析を行った。分析の主要な結果は、次のようになる。① 石油価格、コメ価格、為替レートは十分にインフレーションの変動を説明する。② 物価に対する金利やマネーサプライの影響は非常に小さい。

Bui（2008）では、1990年から2007年までの期間の異なる推定手法（OLS）を用いる分析により、為替レートの役割を肯定している。また、インフレーションに影響を及ぼす主な要因は、過去のインフレーションおよびアウトプットであるという結果を得た。

同じように、Bhattacharya（2014）、または、Le（2011）でも、物価とアウトプットとの深い関係が認められた。

これに対して、Nguyen & Nguyen（2010）は VECM モデルによって推定を行ったうえで、インフレーションに対するアウトプットの役割を否定している。また、国際的な価格、金利、およびマネーサプライの物価への影響は小さいのにひきかえ、過去のインフレーションと為替レートの方が大きいと報告している（分析対象期間は2001年1月から2010年3月まで）。

ここで、Pham（2009）は、マネーサプライがインフレ率に大きな影響を与えると強調している。また、石油価格の物価への影響もあまりないし、為替レートの説明力も弱いということが明らかになった（推定手法は ECM モデルであり、推定期間は1995年第1四半期から2008年第4四半期までである。使用する変数は消費者物価指数、GDP、マネーサプライ、金利、為替レート、石油価格である）。

Le（2011）は、GMM モデルによって推定したが、マネーサプライの役割については、Pham（2009）と同様な結論を得た。

Nguyen & Tran（2013）は2001年1月から2011年6月までの期間において、9

変数（消費者物価指数、石油価格、コメ価格、名目実効為替レート、金利、アウトプットギャップ、マネーサプライ、輸入価格指数、生産者価格指数）の SVAR モデルを設定して、実証分析を行った。推計結果は、① 外生的なショックおよび需要側はベトナムのインフレーションにあまり影響を与えないが、輸入価格や生産者価格は大きく与える。② 金利と為替レートからの影響程度は小さい。③ マネーサプライの影響は 6 ヶ月という遅れ以降大きくなり、効果が持続している。

なお、Nguyen（2013）では、そのほかの研究とは異なり、金利は為替レートやマネーサプライより物価への影響が大きいということを示している（8 変数（消費者物価指数、石油価格、フェデラル・ファンド金利、鉱工業生産指数、名目実効為替レート、金利、マネーサプライ、株価指数）を使用する VECM モデルによる分析、推定期間は 2001 年 1 月から 2012 年 7 月まで）。

このように、以上の先行研究では、ベトナムにおけるインフレーションに影響を与える主な要因について明らかにしている。しかしながら、物価の変動に対する説明力に関しては、分析対象期間および推定手法が異なるゆえに、さまざまな結論が出ていると考えられる。

第 1 章で述べたように、ベトナムはハイパーインフレーションもデフレーションも経験した。期間によって、インフレーションに影響を与える要因、または、影響程度はけっして同様ではないと思われる。しかしながら、ほとんどの先行研究では、ハイパーインフレーションの期間のデータとデフレーションの期間のデータを含めて検証をしている。そのゆえに、各期間における物価上昇の変動に対する各変数の役割ははっきり見られない。したがって、本章では、先行研究の推計結果を比較するために、全期間において分析してから、各変数の説明力はどのように変わるかを理解できるように、サブ・サンプルの分析も行う。

3. 実証分析

3.1 LA-VAR モデル

まず、ベクトル自己回帰モデル（Vector Autoregression Model : VAR）について簡単に述べる。

VAR は変数の自己ラグが含まれて、変数の過去の値が現在の変動を説明しようと

するモデルである¹⁵。VAR モデルにおいて、内生変数と外生変数が区別されない。一般的な VAR モデルは以下のように定義される。

$$y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t$$

ここで、 A_0 は n 次の定数項ベクトル、 A_i ($i=1, 2, \dots, p$) は係数を表す $n \times n$ 次の行列、 u_t は攪乱項である n 次の列ベクトルとする。

ただし、 u_t の期待値と分散は次のように仮定する。

$$E(u_t) = 0 \quad E(u_t u_s') = \Sigma \text{ (if } t = s) \text{ および } E(u_t u_s') = 0 \text{ (if } t \neq s)$$

(Σ は分散共分散行列である。)

時系列分析の手法では、単位根検定と共和分検定はバイアスがあると指摘された。その結果を導くモデルに基づいて、統計的に推計すると、異なった結論を出すおそれがある¹⁶。このような問題を避けるために、本章では Toda & Yamamoto (1995) によって提唱された LA-VAR モデル (Lag Augmented Vector Autoregression Model) で分析を行う。LA-VAR は単位根や変数間の共和分が存在しても VAR モデルを適用できる手法である。すなわち、階差形に基づく VAR またはベクトル誤差修正モデル (Vector Error Correction Model : VECM) を採用するが必要はなくなる。Toda & Yamamoto に従えば、なんらかの方法で確定した最適なラグ次数に和分次数を加えて、レベルで推定可能である。

3.2 データ

推計に用いられる変数は以下のものである。

CPI : 消費者物価指数 (2010=100)

GAP : アウトプットギャップ (鉱工業生産指数 (2010=100) でホドリック＝プレスコット・フィルタ (Hodrick Prescott Filter) を使って計測¹⁷)

ER : ベトナムドンの対ドル為替レート (VND/USD)

R : 貸出金利

¹⁵ 羽森 (2009)、156 ページ。

¹⁶ Sims, Stock & Watson (1990)、今村 (2000) を参照されたい。

¹⁷ 月次データを用いるため、HP フィルタのスムージングパラメータ (λ) は 14400 と設定した。

M：マネーサプライ（M2）

CP：コモディティの国際価格指数（2010=100）

いずれも月次データである。また、金利を除くすべての変数は対数変換してある。データの出所は International Financial Statistic (IFS) および General Statistics Office of Vietnam (GSO) による。最適なラグ数は赤池情報量基準 (Akaike Info Criterion : AIC) により取る。そして、推定期間 2001 年 1 月から 2014 年 12 月までとする。

3.3 単位根検定

データの定常性に関しては ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test) および PP 検定 (Phillips-Person test) を行った。ADF 検定では AIC により、PP 検定では Eviews の自動的に設定した Newey-West で、ラグ数を決定した。それぞれ定数項のみ、定数項とトレンドのモデルを検定した。付表 2-1 は検定結果を示している。

結果表を見ると、各変数が単位根を持つとみなされる。それで、一次階差を取って、再び検定を行った。結果としては、各変数とも帰無仮説を棄却できるため、定常な変数となると認められた。したがって、すべての時系列は次数 1 の和分過程に従っていると決定した。以上より、「最適なラグ次数+1」分のラグでレベル VAR モデルによって推定を行う。

4. 推計結果

4.1 グレンジャー因果性検定

グレンジャー因果関係はグレンジャー (1969) によって提案された。ある変数 x を予測するうえで、モデルに他の変数 y を入れても、 x の予測力が高くない時に、 y は x に対してグレンジャー因果関係となっていないと言われる¹⁸。つまり、 y の過去の値は現在における x の変動について説明できないということである。

ここでは、各変数の間に因果性があるかどうかを検証する。検定結果は以下の表 2-1 にまとめられている。

結果表を見ると、為替レートと金利はインフレ率に因果性がないという帰無仮説は棄却されることが分かった。つまり、インフレ率に対して、グレンジャーの意味での原因とはなっていないと言える。

これに対して、コモディティの国際価格、マネーサプライはともに5パーセントの

¹⁸ 羽森 (2009)、158 ページ。

水準で帰無仮説は棄却され、インフレ率に影響を及ぼすと認められた。

また、アウトプットギャップもインフレ率への因果関係が存在すると確認できた。

表 2-1 グレンジャー因果性検定の結果

説明変数	CPI	
	Chi-sq	Prob
CP	8.38	0.03**
GAP	8.17	0.04**
R	0.62	0.89
ER	3.47	0.32
M	8.84	0.03**

注：***、**、* はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で帰無仮説の棄却を表す。

4.2 インパルス応答関数

インパルス応答関数（Impulse response function：IRF）とはVARモデルにおいて、ある攪乱項に与えられた外生的なショックが各変数にどのように伝わるかを示したものである¹⁹。インパルス応答関数を求めるにあたっては、変数の順序によって、異なる結果が得られる。しかしながら、本章においては、変数の順番を変えても、結果が大きく変わらず、頑健性が確認できた。

ここで、予測できなかった政策変数や外生的な変数などの変化により、インフレ率の影響の度合いがどのように変化したかを検定しよう。

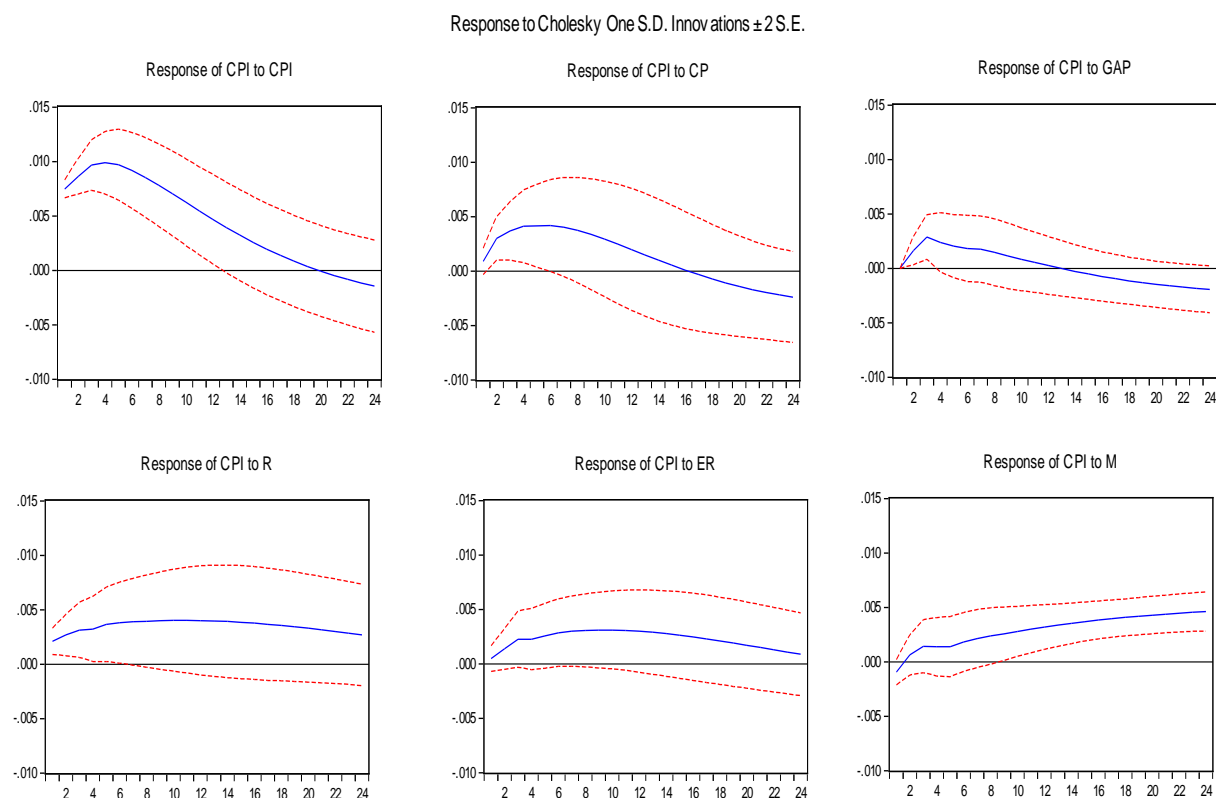
図 2-6 は各変数のショックに対する物価の反応を示している。なお、実線は推定されたインパルス応答関数、点線は ± 2 標準誤差の範囲（95%の信頼区間）である。

まず、物価自身のインパルス反応関数を見よう。自分自身のショックからの影響力は強いと見られる。ピーク（約0.01%）に達するのは予測期間の4期である。そして、5ヶ月の遅れから、影響の程度が小さくなるが、他の変数に比べると、より大きいことが確認できた。したがって、ベトナムでは、過去のインフレーションは現在における物価上昇に圧力をかけると考えられる。

¹⁹ 飯塚・加藤（2006）、238 ページ。

つぎに、コモディティの国際価格のショックに対して、物価は上方へと反応する。それから、およそ7ヶ月の遅れ以降、下降し始める。また、変動幅は小さいものとなっている。

図2-6 インパルス応答



続いて、アウトプットギャップのショックは限定的にインフレ率を予測期間の2期から上昇させ、5期から低下させる。そして、総需要側からの影響程度も大きくないことが確認できた。

さて、政策変数に対するインフレ率の動学的な反応に目を移すものとする。金利の上昇は物価上昇を引き起こしている。しかしながら、12ヶ月の後、インフレ率はやや低下していく。それゆえ、モデルにおいて、物価パズルの問題は発生しなかった。

為替レートに対しては、物価もプラスの反応を示しているものの、統計的に有意ではない。事実上、ベトナムにおいて、中央銀行はドル・ペッグ制を採用している。為替レートの大きな変動がほとんど見られないことから、インフレ率に対する影響はあまりないと解釈できた。

最後に、マネーサプライのショックによって、インフレ率が予測期間の9期から有意に上昇するという結果が得られた。変動幅は大きくないが、効果は持続していると

見られる。そして、ほかの政策変数に比較すると、マネーサプライは物価上昇に与える影響がより大きいことが分かった。このように、中央銀行が金融緩和を実行したことは長期的にインフレーションに多少の影響を与えるものと解釈できた。

まとめると、ベトナムにおけるインフレーションは自分自身のショックおよびマネーサプライの変動に敏感に反応している。

4.3 予測誤差の分散分解

本節では、各変数間の具体的な相互関係を理解するために、予測誤差の分散分解を行う。概念としては、予測の分散分解 (Variance Decomposition of Forecast) とは「各変数の変動をその原因となったショックごとに分解したものである」²⁰。言い換えると、ある変数の変動に各変動がどの程度寄与をしているかを分析するという事である。

表 2-2 は予測期間 3、6、12、24 ヶ月後に、インフレ率の予測誤差の分散に対して、変数ごとのショックがどの程度影響を与えるかを示している。

表 2-2 予測の分散分解の結果

	Variance Decomposition of CPI					
	CPI	GAP	CP	R	ER	M
3	77.21	3.75	8.04	7.12	2.66	1.19
6	71.87	3.44	10.75	8.05	4.22	1.65
12	62.82	2.55	10.96	11.39	7.57	4.69
24	47.66	2.99	9.31	14.88	9.37	15.76

推定結果を見ると、一貫してインフレ率の変動に占める物価自身のショックは非常に大きいことが分かる。その相対的分散寄与率は 3 ヶ月後に 77.21%であるが、6 ヶ月後からは低くなっている。24 ヶ月後には 47.66%に低下するが、他の変数と比較して、依然として、圧倒的にシェアを持つことが確認できた。

次に、コモディティの国際価格の寄与率は約 10%を示して、物価にいくらかの影響を与えるものと解釈できた。

²⁰ 羽森 (2009)、169 ページ。

また、アウトプットギャップからのショックは3ヶ月後に3.75%であるが、6ヶ月後、12ヶ月後、24ヶ月後には、それぞれ3.44%、2.55%、2.99%であり、このことから、インフレ率の動きに対する説明力はかなり小さいと考えられる。

為替レートの寄与する値は3ヶ月後にわずか2.66%にとどまる。24ヶ月後には、9.37%まで上昇するが、けっしてインフレ率への影響は大きいとは認められない。

ここで、物価の動きに対する金利およびマネーサプライの相対的分散寄与率を見よう。予測期間3ヶ月後に、金利は7.12%、マネーサプライはわずか1.19%の大きさでインフレ率の変動を説明する。6ヶ月以降、金利もマネーサプライも寄与度が大きくなる。表2-8を見ると、24ヶ月後には、マネーサプライからのショックは15.76%まで上昇して、金利を若干上回ると見られる。このことから、短期的にマネーサプライより金利の方が物価に大きい影響を与えよう。

4.4 サブ・サンプルの分析

WTOに加盟する前は、ベトナム経済の開放性がまだ低いことから、外生的なショックからの影響はあまりないと考えられる。したがって、インフレーションを引き起こすのは主に国内の要因であると言えよう。しかしながら、WTO加盟後の急速な対外資本流入およびグローバル化はベトナムにおける経済、政策運営に多少の影響を及ぼす。また、2007年の第4四半期から、インフレ率の変動は激しくなっている。中央銀行は物価上昇に対処するために、外為市場に介入したが、インフレーション抑制に失敗した(2007年11月のインフレ率は2桁に上った)。そして、2008年から、物価上昇圧力が強くなったゆえに、中央銀行は何回も金利を調整し、安定重視した金融政策を運営している。つまり、ベトナムにおいては、WTO加盟後、金融政策のレジームが変わったと言える。このように、国際的なショックや政策変数の物価の変動に対する各変数の説明力も変化する傾向があると考えられる。

それでは、サンプルを2つに分割して、比較しながら、分析を行う。具体的には、前半期をWTO加盟前(2001年1月から2006年12月まで)、後半期をWTO加盟後(2007年1月から2014年12月まで)とする。

4.4.1 グレンジャー因果性検定

因果検定の結果は表2-3にまとめている。

まず、前半期間の結果を見よう。WTOに加盟する前は、マネーサプライ以外、すべての変数はインフレ率に因果性がないという帰無仮説は棄却されない。言い換えると、

外生的なショック、国内の総需要、政策変数である金利および為替レートは物価に影響を及ぼさないと考えられる。一方、マネーサプライはインフレ率に対して1パーセントの高い水準で帰無仮説は棄却され、直接的に強い関係を有していることが分かる。

表 2-3 グレンジャー因果性検定の結果 (サブ・サンプル分析)

説明変数	前半期間		後半期間	
	CPI		CPI	
	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob
CP	1.98	0.37	19.84	0.00***
GAP	2.42	0.29	7.50	0.06*
R	0.004	0.99	8.35	0.04**
ER	1.07	0.58	3.01	0.39
M	25.04	0.00***	5.32	0.15

注：***、**、* はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で帰無仮説の棄却を表す。

続いて、後半期間の検定結果について報告する。WTO加盟後に、ベトナム経済の開放性が高まるということは世界経済の変動からの影響を受けやすくなるということである。表2-3を見ると、外生的なショックであるコモディティの国際価格は物価上昇に対して、グレンジャーの意味での強い原因となっていることが確認できた。そして、金利とアウトプットギャップはそれぞれ5パーセント、10パーセントの水準で帰無仮説は棄却され、インフレ率に影響を与えることが認められた。これに対して、WTO加盟後において、マネーサプライは物価との因果関係を持っているとは見なされない。物価上昇に対して、マネーサプライの役割は変化した疑いがある。また、為替レートはサンプル期間を分割する・しないの如何にかかわらず、インフレ率への因果関係が存在しないことが検定結果から分かった。

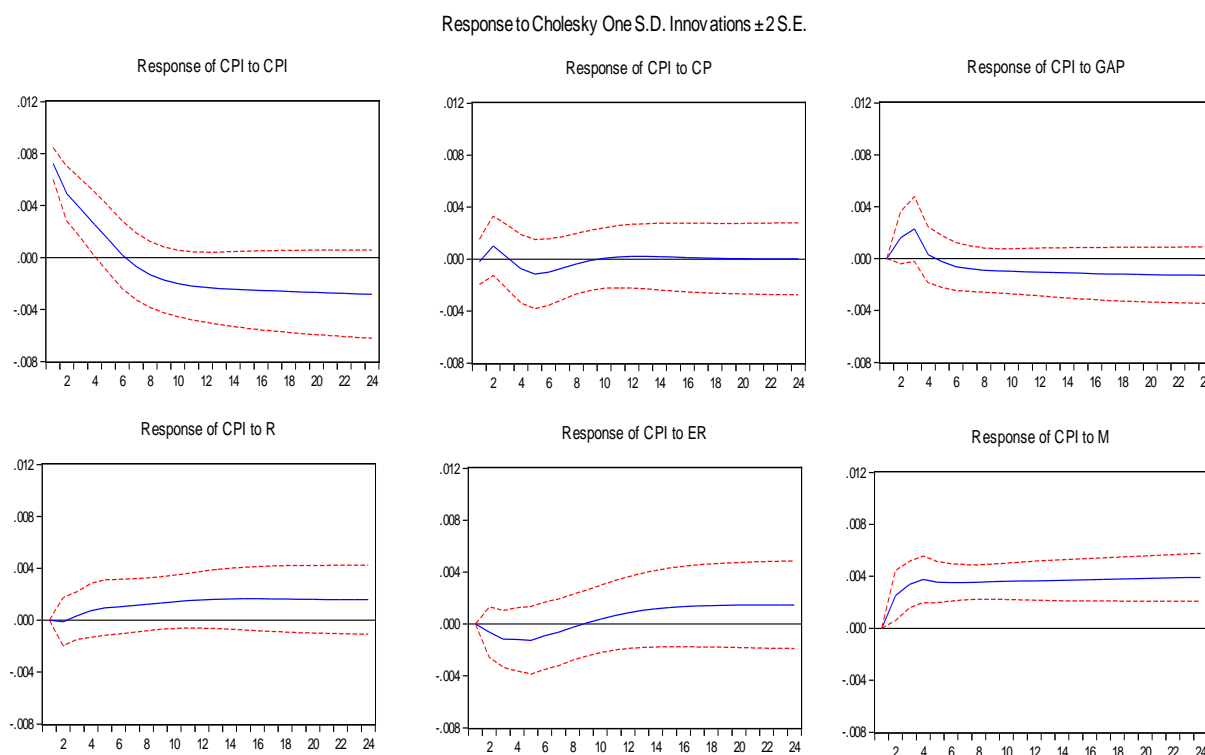
4.4.2 インパルス応答関数

本節では、予測期間を24期と設定して、WTO加盟前とWTO加盟後において各変数のショックに対するインフレ率のインパルス応答関数を推計した。図2-7および図2-8は推計結果を表している。

まず、WTO加盟前において、物価の反応を見よう。

自分自身のショックに対して、物価は当初上方へと反応している。それから予測期間 2 期から、物価は低下する。変動幅はあまり大きくないが、影響力は各変数に比べると一番強いと認められた。

図 2-7 インパルス応答 (WTO 加盟前)



コモディティの国際価格のショックに対して、インフレ率は若干のプラスの反応が得られたが、統計的に有意ではない。これは、その期間において、ベトナム経済の開放性がまだ高くないことから、外生的なショックからの悪影響を回避することができたと解釈した。

アウトプットギャップはコモディティの国際価格と同じようにインフレ率に正の影響を与えるものの、有意でない推計結果となった。

ここで、物価への金融政策変数のショックの影響を見よう。まず、金利は物価を引き上げ（ただし、有意でない）、モデルにおいて、物価パズルの問題が発生した。また、2007 年の前には、為替レートは安定的に推移し、役割を果たすことが見られない。図 2-7 を見ると、為替レートのショックに対して、インフレ率は非有意で反応していることが分かる。一方、マネーサプライは 2 ヶ月の遅れから有意で物価を上昇させる。影響の程度は小さいが、効果が長期に持続している。

このように、WTO に加盟する前に、インフレ率へ影響を与える主な要因は過去の

インフレーションおよびマネーサプライだと考えられる。

続いては、WTO 加盟後におけるインフレ率の反応を見ながら、前半期間（2007 年前）と比較しよう。

図 2-8 インパルス応答 (WTO 加盟後)

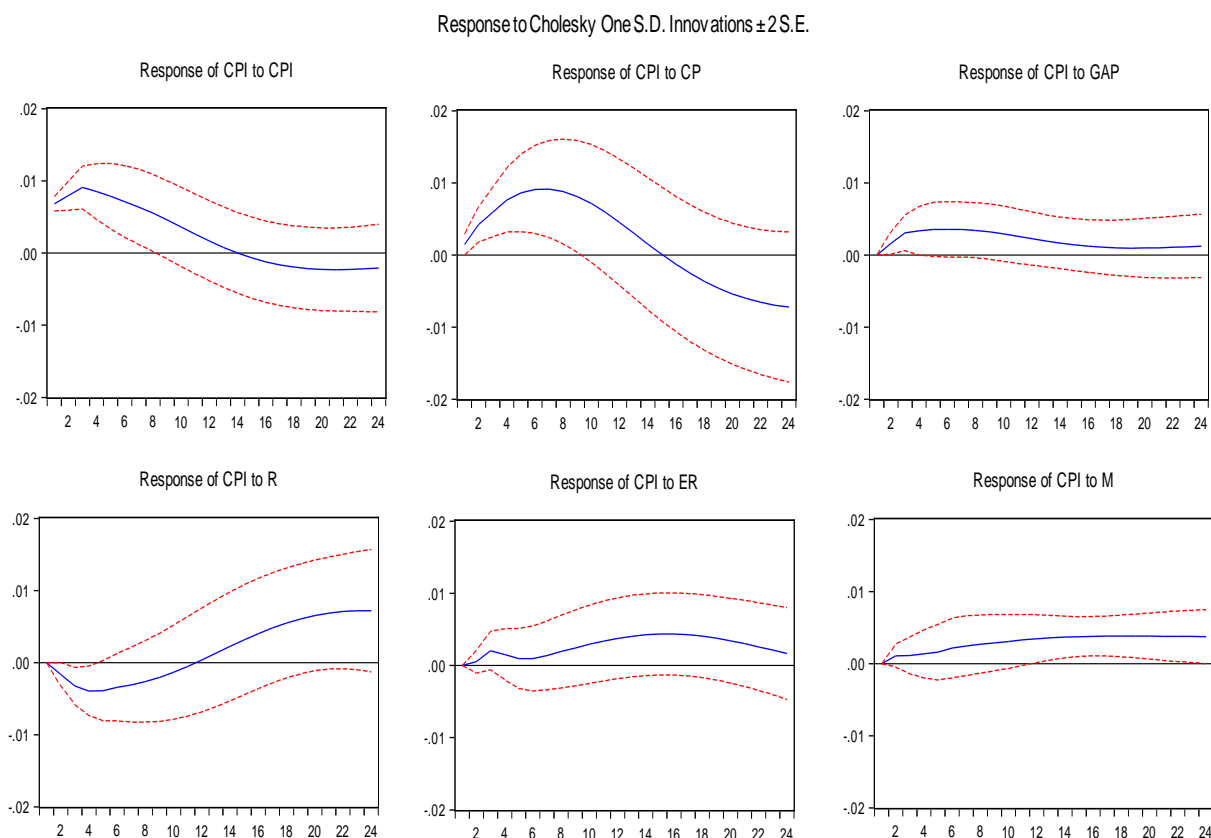


図 2-8 を見ると、後半期でも、自分自身のショックからの影響力が強いことが確認できる。物価は上昇し、予測期間の 3 期にピークを達成して、4 期から低下する。このように、全期間もサブ・サンプルも、物価自身は同じ動学的な効果を示している。つまり、ベトナムでは、インフレーションの慣性が発生したと考えられる。

次に、前半期と後半期を比較すると、コモディティの国際価格のショックの効果が変化したことが分かる。前半期の場合、インフレ率はプラスに反応しているものの、有意でない結果が得られた。後半期の場合、インフレ率は大きく正の有意な反応を示している。コモディティの国際価格は物価自身と同じ程度にインフレ率への効果を持っている。したがって、WTO に加盟した後では、ベトナムにおけるインフレ率は世界価格の変動からの影響を受けやすいと考えられる。

また、アウトプットギャップのショックに対して、物価は限定的に上方へと反応し

ている。言い換えると、一般的に、アウトプットギャップの影響力は非常に弱いことが認められた。

ここで、金利ショックの効果は注目すべきである。後半期では、金利は予測期間の2期から5期まで、限定的にインフレ率を低下させる。影響の程度は小さいながら、物価上昇抑制に対する金利の役割を決して否定できないと思われる。

為替レートショックからの影響については、全期間、前半期、後半期においても、統計的に有意でない結果が得られた。したがって、中央銀行はインフレ率に対処するための為替政策をうまく運営できていないと言える。

最後に、2007年に入ってから、マネーサプライのショックに対して、12ヶ月後、物価は限定的に上昇している。前半期と比べると、後半期におけるマネーサプライの影響力はより弱いことが分かる。

要約すると、WTOに加盟することを契機にして、物価上昇に対するコモディティの国際価格、金利およびマネーサプライショックの効果は大きく変わった。これに対して、為替レートからの影響ははっきりと見られない。

4.4.3 予測誤差の分散分解

本節では、WTO加盟前とWTO加盟後に期間を分割し、物価の変動に対する各変数の分散寄与率を考察しながら、比較していこう。それらの寄与率がどのように変化したかについて注目した。

検定結果は表2-4のとおりである。

表2-4 予測の分散分解の結果 (サブ・サンプル分析)

	前半期間				後半期間			
	3	6	12	24	3	6	12	24
CPI	76.04	56.14	40.5	32.46	80.74	63.68	49.59	32.31
GAP	6.56	4.74	4.71	5.01	2.91	3.74	4.19	3.66
CP	0.93	2.28	1.62	0.78	9.12	22.76	32.03	27.1
R	0.16	1.81	5.39	8.16	4.76	7.23	5.64	18.47
ER	1.09	2.32	2.19	5.67	1.59	1.11	3.88	8.72
M	15.2	32.7	45.58	47.9	0.86	1.46	4.66	9.73

まず、前半期間においても後半期間においても、インフレ率の変動を説明する一番大きい要因は一貫して物価自身である。その寄与率は予測期間の3期後にそれぞれ76.04%、80.74%を示している。6ヶ月以降、寄与度が低くなるが、24ヶ月後に約32%となり、依然として優位を占める。

これに対して、物価の動向に対して、アウトプットギャップおよび為替レートのショックは期間分割にかかわらず、大きな寄与は見られない。したがって、インフレ率への影響力は小さいと考えられる。

続いては、コモディティの国際価格の寄与率をみていく。前半期間では、6ヶ月後に、2.28%へ上昇するが、12ヶ月後は1.6%、さらに24ヶ月後は0.78%に低下する。その影響は非常に小さいと認められた。したがって、WTO加盟前には、外生的なショックは国内のインフレ率に影響をほとんど与えなかったと言えよう。これに対して、WTO加盟後には、コモディティの国際価格は6ヶ月後、12ヶ月後、24ヶ月後、それぞれ22.76%、32.03%、27.1%と物価の変動を十分に説明する。言い換えると、WTO加盟後、コモディティの国際価格の影響力が強くなっていると解釈できた。

次に、前半期においては、物価の動きは金利によって予測期間の3期以降、わずか0.16%が説明される。それから、12期後、24期後には、それぞれ5.39%、8.16%まで上昇して、寄与率は大いに増加するが、けっして物価に強い影響を与えるとは言えない。対して、マネーサプライが寄与する値は物価自身以外、他の変数と比較すると、圧倒的に大きいことが確認できた。ところで、WTOに加盟する前は、ベトナムにおけるインフレ率に対するマネーサプライの役割を肯定できよう。しかしながら、2007年に入ってから、金利からのショックはマネーサプライを上回ることが注目された。具体的には、マネーサプライの影響は3ヶ月後に、物価の変動にわずか0.86%という大きさにとどまる。一方、金利の方は4.76%である。さらに、24ヶ月後にはインフレ率の動きの18.47%を説明する。つまり、説明力は向上している。金利からの影響はコモディティの国際価格を除いて、他の変数と比べて、より大きいと見られることから、後半期においては、その影響が無視できないと考えられる。

以上の結果より、WTO加盟前においても、WTO加盟後においても、インフレ率の変動に対して、物価自身、アウトプットギャップならびに為替レートの寄与率は変化しないことは確認できた。しかしながら、WTO加盟後、外生的なショックであるコモディティの国際価格および金利の方は大きくなり、物価上昇への影響の程度は明ら

かである。

5. 結論

本章では、ベトナムにおけるインフレーションに影響を与える要因についての実証分析を行った。我々は6変数を用いるLA-VARモデルによって推定した。

まず、2001年1月から2014年12月までの期間における推定結果としては、次のようにあげる。① 過去のインフレーションは現在でのインフレーションの変動を十分に説明する。② 外生的なショック、アウトプットギャップはインフレ率に対して、グレンジャーの意味での原因となっているが、影響程度はあまり大きくない。③ マネーサプライからの影響は小さいが、効果が持続している。④ 為替レートと物価との相関関係がみられない。

また、WTO加盟後に（2007年1月から）、ベトナム経済が大きく変動している。構造変化の可能性があると疑問であるため、サンプル期間を2つ（WTO加盟前とWTO加盟後）に分割して検証した。推定結果からみると、前半期においても後半期においても、物価自身の影響力は他の変数と比べて、より大きいと確認できた。したがって、ベトナムでは、インフレーションの慣性が発生したと言える。これに対して、先行研究と異なり、為替レートはサンプル期間を分割することの如何にかかわらず、物価に対する役割を果たさない。事実上、ベトナムではドル・ペッグ制が採用されている。為替相場政策は経済変動に応じてまだ柔軟に運営されていない。そのため、為替相場政策は効果がないものと解釈できた。

続いては、WTO加盟後に、コモディティの国際価格、マネーサプライ、金利のインフレーションへの影響力が変化したことが注目された。具体的には、① 2007年前には、国際価格はインフレーションにほとんど影響を及ぼさないのに対し、WTO加盟後には、物価上昇に対して直接に強い関係を有していて、インフレーションの動きを十分に説明することが明らかになった。つまり、ベトナムにおけるインフレーションが国際価格の変動に反応することはさらに敏感になっている。② WTO加盟前には、マネーサプライは物価との厳密な関係を持っているが、WTO加盟後には、物価の動向に対する説明力は低下している。ベトナムにおいては、2007年から、対外資本が急速に流入しているがゆえに、マネーサプライをコントロールことはさらに難しくなる。したがって、マネーサプライは物価に対する役割を果たさなくなってしまうものと思われる。③ WTO加盟後、金利はインフレーションにグレンジャーの意

味での原因となっている。物価への影響程度は小さいが、物価の変動を説明する力は強くなっている。このように、中央銀行は物価の動向に応じて、より効果的に金利を操作していたと考えられる。

付録

付表 2-1 単位根検定の結果

	変数	ADF 検定		PP 検定	
		定数項	トレンドと定数項	定数項	トレンドと定数項
水準値	CPI	-0.65 (0.85)	-2.59 (0.29)	0.35 (0.98)	-2.59 (0.58)
	GAP	-3.27 (0.02)***	-3.27 (0.07)*	-24.27 (0.00)***	-24.19 (0.00)***
	R	-2.19 (0.21)	-2.01 (0.59)	-2.35 (0.16)	-2.31 (0.43)
	ER	-0.11 (0.94)	-1.53 (0.82)	-0.18 (0.94)	-1.59 (0.79)
	M	-1.05 (0.73)	-1.42 (0.85)	-0.65 (0.85)	-1.15 (0.92)
	CP	-2.11 (0.23)	-2.04 (0.57)	-1.58 (0.49)	-1.64 (0.77)
一次階差	CPI	-2.91 (0.04)***	-2.8 (0.19)	-9.09 (0.00)***	-9.11 (0.00)***
	GAP	-6.07 (0.00)***	-6.05 (0.00)***	-93.1 (0.00)***	-92.85 (0.00)***
	R	-6.67 (0.00)***	-6.72 (0.00)***	-8.73 (0.00)***	-8.71 (0.00)***
	ER	-14.68 (0.00)***	-14.65 (0.00)***	-14.77 (0.00)***	-14.74 (0.00)***
	M	-2.88 (0.05)**	-3.02 (0.13)	-11.63 (0.00)***	-11.62 (0.00)***
	CP	-5.53 (0.00)***	-5.66 (0.00)***	-7.84 (0.00)***	-7.91 (0.00)***

注：***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で帰無仮説の棄却を表す。

第3章

ベトナムにおける金融政策運営—テイラー・ルールによる検証—

1. 背景

最近、テイラー・ルールは中央銀行の金融政策運営を分析したり、評価するためのベンチマークとしてよく使われている。テイラー・ルールは1993年にアメリカのTaylorによって提唱された。短期金利（政策金利）の設定がインフレギャップおよび生産ギャップで決定されるというシンプルな金融政策ルールである。提唱された当時のテイラー・ルール（以下、オリジナルなテイラー・ルールとする）はアメリカにおけるフェデラルファンド・レートの動向をうまく説明できて、連邦準備銀行（Federal Reserve Bank : FRB）の金融政策に当てはまりが良かったと評価された。さらに、Taylor（1993）の研究以降、Taylor自身、または、多くの研究者は金融政策運営について、より踏み込んだ比較検討をするために、オリジナルなテイラー・ルール式にさまざまな変数を追加したり、部分的に調整したりして、拡張・修正形を導出している。テイラー・ルールがアメリカのケースをはじめ、そのほかの地域・国に広幅に応用されて、金融政策運営を分析するための手段としてしばしば用いられる。

ベトナムは1986年のドイモイ政策を導入した後で、経済管理・政策運営について全般的に改革を行った。景気回復という改革成果により、低所得国から中所得国になった。さらに、高成長率（年平均は7%である）を維持できて、世界の高成長国のグループに入ることができた。他方では、物価上昇圧力が強まることに直面した。2007年1月、ベトナムは正式にWTOに加盟して、広幅なグローバル経済統合の時代に入った。WTO加盟を契機として、経済開放の程度は高まっているが、国内経済は国際経済変動からの影響をより敏感に受ける。第1章によると、ベトナムにおいては、WTO加盟後、インフレーションの変動は激しくなり、インフレーション予測・コントロールは難しくなったと確認できた。外生的なショックからの影響、または、金融政策運営上、中央銀行の中間目標・操作目標および金融政策のトランスミッションメカニズムが明瞭ではないという要因によって、物価上昇に対してうまく対処できなくなった。また、中央銀行は独立性が十分でないし、管理・分析能力がまだ低いと指摘された。そのため、グローバル化時代における複雑な経済変動に対処できるように、金融政策を変更することが必要となると思われる。2007年末から、中央銀行は頻繁に政策金利を調整して、成長から安定を重視した金融政策に踏み切った。したがって、中

中央銀行が経済状況に合わせる金融政策を柔軟に運営しようとあらゆる努力をしていることは否定できないと考えられる。

それでは、ベトナムにおける金融政策はどのようなものであったか。中央銀行は積極的な金融政策を実施したか。そして、金融政策運営については、物価、景気動向、為替相場へどのように対応したかをテイラー・ルールにより、検証したいと思っている。本章では、まず、オリジナルのテイラー・ルールをベトナムに適用してみて、政策金利の現実値とテイラー・ルールによる値とを比較する。それから、2000年から2014年までの期間において、中央銀行の金融政策運営に関して、シンプルなテイラー・ルールおよび拡張・修正したテイラー・ルールによって実証分析を行う。さらに、第2章と同様、ベトナムにおいては、WTOに加盟した後で、構造変化の可能性があるかどうかを検討した上で、対象期間を2つ（WTO加盟前とWTO加盟後）に分割して、推計期間ごとに比較しながら検証する。

2. テイラー・ルールの概要

テイラー・ルールとは中央銀行の短期金利を国内総生産ギャップ（GDPギャップ＝現実のGDP－潜在GDP）およびインフレギャップ（＝現実のインフレ率－目標インフレ率）によって非常にシンプルに説明するという線形の関数である。具体的には以下のとおりである。

$$i_t = r^* + \pi_t + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 y_t \quad (1)$$

ただし、 i は短期金利（政策金利）、 r^* は均衡実質金利（一定と仮定される）、 π_t はインフレ率、 π^* は目標インフレ率、 y_t は国内総生産ギャップ（GDPギャップ）と定義される。また、政策反応パラメータである β_1 および β_2 はプラスの値を取る。すなわち、現実のインフレ率が目標インフレ率を上回った〔下回った〕場合、または、実質GDPと潜在GDPの差（GDPギャップ）が大きく〔小さく〕なった場合、中央銀行は政策金利を引き上げ〔引き下げ〕るべきであることを示す。そして、係数 β_1 および β_2 は大きい値を取れば、それは中央銀行の経済変動に対する積極的な金融政策を表す²¹。

Taylor (1993) は各パラメータを設定して、アメリカにおける連邦準備銀行のフェデラルファンド・レート（Federal Funds Rate：FFR）である政策金利の変動を想定

²¹ 小田・永幡（2005）、3ページ。

した。その式は次のように与えられた。

$$ffr_t = 2 + \pi_t + 0.5(\pi_t - 2) + 0.5y_t$$

ここでは、均衡実質金利および目標インフレ率は2%、パラメータ β_1 および β_2 はそれぞれ0.5と設定された。すなわち、インフレギャップあるいはGDPギャップが大きく[小さく]なったら、同じウェイト(0.5)で利上げ(金融引き締め政策)[利下げ(金融緩和政策)]を実行するというルールを示した。これらの設定にしたがって、1987年から1992年までのアメリカのフェデラルファンド・レートの現実値がテイラー・ルールによる金利の値とほぼぴったり一致すると評価されている²²。つまり、オリジナルなテイラー・ルールはアメリカ経済に当てはまりがよかったと考えられる。

3. 先行研究

Taylor はアメリカの金融政策を議論したが、多くの研究者はテイラー・ルールに基づいて、その他の地域・国について、分析を盛んに行っている。

・先進国

先進国の研究として、まず挙げられるのは Clarida、Gali & Gertler (1998) である。筆者たちはテイラー・ルールの式に金利スムージングのパラメータ ($0 < \lambda < 1$) を入れ、将来値を用いて、G3 諸国(ドイツ、日本、アメリカ)および E3 諸国(イギリス、フランス、イタリア)の金融政策を分析した。推計結果によれば、G3 各国において、政策金利は予想インフレ率に有意に反応しており、政策はフォワード・ルッキングであった。一方で、E3 各国は物価上昇に対して、積極的に対処してきたことが見られないと判明した。さらに、E3 諸国の中央銀行はドイツの金融政策から大きな影響をうけたと主張している。

Gerlach & Schnabel (1999) では、EMU (European Monetary Union) 地域において、1990年から1998年まで、EMU 諸国の平均金利とオリジナルなテイラー・ルール値とがあまり乖離していなかったと述べている。また、Peersman & Smets (1999) もユーロ圏の金融政策に対するテイラー・ルールの有効性・有用性を肯定している。これに対して、杉本・里麻(2012)では、同様にテイラー・ルールを用いるものの、ECB (European Central Bank) は PIIGS 諸国(ポルトガル、アイルランド、イタリア、ギリシャ、スペイン)のインフレーションや景気変動に柔軟に対応で

²² 詳細は Taylor (1993) を参照されたい。

きなかったという推計結果から得られた（現在値、将来値、過去値による推計が行われた）。

そのほか、原田・佐藤（2009）はアジアの先進国である日本における昭和恐慌期前後の金融政策について分析して、テイラー・ルールによって政策運営を評価できないと主張している。なお、木村・種村（2000）あるいは Fujiwara et al.（2007）では、推計値はほぼオリジナルなテイラー・ルール値に近いという整合的な結果を得られた。これに対して、地主（2000）では、1980年代後半以降を対象期間とする検証によれば、中央銀行の金融引き締めも金融緩和もタイミングが遅れて、政策規模自体が小さかったと理解できた。さらに、為替相場に配慮しなかったことも明白である。そのほか、中澤（2002）は1990年代以降、日本の中央銀行は景気変動やインフレーションに十分に対処しないで、金利の安定性に高いウェイトを置いた金融政策を運営したと述べている。

・新興国、発展途上国

先進国に比べると、新興国および発展途上国のケースに関する研究はあまり多くない。

Mohanty & Klau（2004）はアジア、ラテンアメリカ、中央ヨーロッパ、アフリカ13カ国を対象として、新興国の金融政策の分析を行った。テイラー・ルールは金利の変動をよく説明できたという有意な推計結果が出た。ただし、ほかの地域と比較すると、中央ヨーロッパにおけるインフレーションに対する金融政策の反応はより小さく、アジアにおける景気動向に対する反応はより弱いことが確認できた。

また、Abudari（2006）あるいは Yazgan & Yilmazkuday（2007）によると、ヨルダン、トルコ、イスラエルの中央銀行はテイラー・ルールに従い、金利政策を設定しており、ヨルダンの推計結果の為替レートの反応係数は有意であった。

そのほか、斉藤・高微（2013）は2005年から2012年までの中国の金利政策を検証した。推計結果としては、中国人民銀行の利上げあるいは利下げのタイミングは遅れたということを示している。ただし、中国における金利政策の分析に対するテイラー・ルールの有用性を強調している。また、蔡（2015）は、中国中央銀行は為替レートへ対応せず、物価より景気安定を重視した金融政策を運営していたということを示した。

Shrestha & Semmler（2015）では、ベースラインのテイラー・ルールによって東

アジア（マレーシア、インドネシア、韓国、タイ、フィリピン）における金融政策を十分に理解できないと主張している。また、同様に、Malik & Ahmed（2007）あるいはIslam（2011）によれば、パキスタンおよびマレーシアの金融政策はテイラー・ルールに従わないという推計結果を得た。

・ベトナム

テイラー・ルールに基づいて、ベトナムにおける金融政策の運営を分析する研究は非常に少ない。

Nguyen（2010）では、2000年から2008年までの四半期データを用いて、OLSモデルによって推計が行われた。すべての係数が有意ではないことから、中央銀行はテイラー・ルールに従わなかったという結果が出た（シンプル・テイラー・ルールも開放経済のテイラー・ルールも推計された）。さらに、筆者はテイラー・ルールによるシミュレーションを行って、ベトナムにおける経済状態に対して、最適なパラメータの値を提案している。

また、Hoang（2014）は、ニューケインジアンモデルによって、1995年から2012年までの月次データを使って、ベトナムにおける金融政策を分析した。推定された反応係数の値は小さいが、有意な結果となっているため、中央銀行はインフレーション、アウトプットギャップ、生産成長率に配慮したと主張している。

そして、Nguyen & Le（2012）、または、Dang（2013）は実証分析を行わずに、オリジナルのテイラー・ルールに基づき、均衡実質金利、目標インフレ率および各パラメータの値を仮定して、金利の現実値とテイラー・ルール値との比較を行った。中央銀行の貸出金利および公定歩合はテイラー・ルールによる金利とほぼ同じように推移していると述べている。

以上のように、テイラー・ルールは金融政策を分析する上で有効であると明らかになった。多くの国において、中央銀行はテイラー・ルールに従い、政策金利を設定していることが確認できた。ただし、地域や国によって、金融政策のインフレーション、景気変動および為替相場への反応度は異なる。また、ほとんどの研究では、テイラー・ルールは先進国における金融政策にあてはまりがよいと認められた。これに対して、新興国および発展途上国についての研究は多くないし、推計結果もさまざまである。ベトナムのケースについては、テイラー・ルールによる実証研究は非常に少ないし、研究によって結果が異なることが分かった。

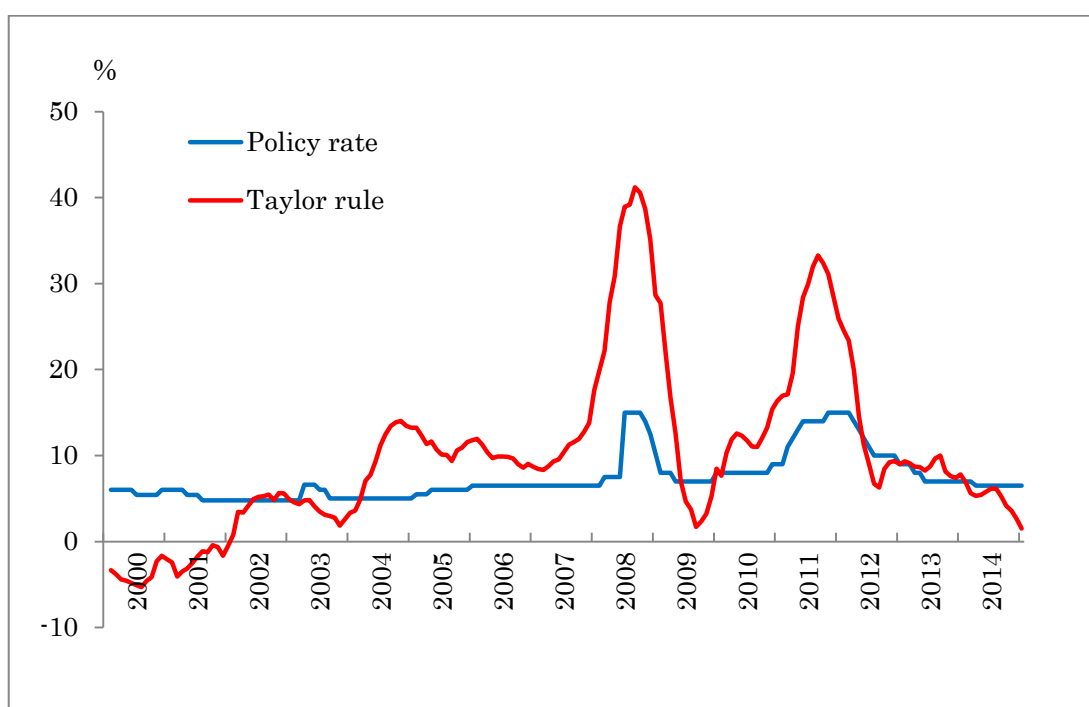
4. オリジナル・テイラー・ルールの分析ーベトナムの場合

Taylor (1993) では、オリジナルなテイラー・ルールは 1987 年から 1992 年までのアメリカにおける現実のフェデラルファンド・レートをかなりフォローできていたと述べている。Taylor (1993) の研究以降、多くの研究者はそのほかの地域・国に適用して、現実の政策金利とテイラー・ルール値との乖離を比較しながら、金融政策の分析を行う。オリジナルなテイラー・ルールは金融政策を施行するタイミング、または、金融緩和(金融引き締め)度合いを評価する有用な手段として広幅に用いられる。

以下、テイラー・ルールをベトナムに適用する。まず、パラメータ値については、Taylor (1993) にならい、 β_1 も β_2 も 0.5 と設定した。続いては、実質金利は World Bank からのデータを用いて計算した(2000 年から 2014 年までの平均値は 1.72%となっている)。そして、目標インフレ率を 5%に設定した。

以下の図 3-1 では、ベトナムにおける 2000 年から 2014 年までの政策金利の現実値とテイラー・ルール値とが表されている。

図 3-1 テイラー・ルールと政策金利の現実値 (ベトナムの場合)



政策金利のデータ出所: *International Financial Statistics*

まず、図 3-1 を見ると、2007 年以前には、政策金利は一貫して大きな変動がなかったことが確認できた。2000 年および 2001 年は、ベトナム景気はややデフレ気味に

なった。中央銀行は主に需要を刺激するために、金融緩和政策を行った。この期間において、政策金利はテイラー・ルール値より高くなっていたことを示している。つまり、中央銀行の金融緩和の程度は不足であったと言えるだろう。

2002年にはインフレ率は若干上昇したが、低水準に収まった。それから、2003年に入ると、中央銀行は物価上昇を懸念したことから、政策金利を引き上げた。現実値はテイラー・ルール値より先に上昇した。言い換えると、中央銀行は速やかに利上げを行って、インフレーション圧力を抑制した。

2004年から2006年まで、ベトナムは緩やかなインフレーションを経験した。中央銀行は金融引き締め政策を維持したが、政策金利の引き上げ幅は大きくなかった。テイラー・ルールからみれば、この期間における金融引き締めは規模が非常に小さかったと考えられた。

2007年以降、ベトナムにおける政策金利がテイラー・ルールによる金利とほぼ同じように推移していることが示されている。第1章で述べたように、2007年1月からの正式なWTO加盟を契機にした多額の外国資本流入によって、過剰流動性が発生した。ベトナムはやや景気過熱の状態に陥った。さらに、国際経済の大きな変動から悪い影響を受けた。したがって、2007年末から2008年まで、物価上昇傾向が強まった。中央銀行は厳しい金融引き締め政策を実施した。しかしながら、現実値はテイラー・ルールの値と大幅に乖離したと見られる。そのため、インフレーションへの対応は不十分であったと思われる。同様、2010年～2012年の期間においても、中央銀行の金融引き締め政策はタイミングが遅れて、規模が小さかったと明らかになった。

なお、2008年10月から2009年前半まで、インフレ率が落ち込んだ。中央銀行は政策金利を引き下げて、金融緩和政策への転換を発表した。しかしながら、金融緩和は十分ではなかったことが認められた。

2012年から、現実値とテイラー・ルールの値との乖離は小さくなり、ほぼ近い値となっていると見られる。したがって、中央銀行は経済状態に応じて、よりうまく政策金利を設定・調整して、金融政策を運営していると言えよう。

要するに、ベトナムにおいては、WTOに加盟する前（2007年以前）、政策金利は有効に機能していなかった。原因としては、第2章の実証分析結果により、この期間において、中央銀行はマネーサプライを中間目標として、成長を重視した金融政策を運営したと思われる。なお、WTOに加盟した後は、ベトナムは国内問題のみならず、

国際的なショックにも直面していた。多額の外国資本が流入して、マネーサプライをコントロールすることができなかった。中央銀行は政策金利調整によって物価上昇に対処した。そして、中央銀行もできるだけ、あらゆる手法によって柔軟に経済変動に応じる金融政策を運営している。しかしながら、テイラー・ルールによれば、金融政策を実行するタイミングが遅かったし、インフレーションへの対応が不十分であったことは明白である。ベトナムにおいて、中央銀行の不十分な独立性・低い分析能力、物価上昇圧力の強まりおよび外生的なショックをうまく予測できないことがあいまって、金利政策運営は難しいと考えられる。

5. 実証分析

5.1 モデルの設定

本章では、シンプルなテイラー・ルールおよび拡張・修正した開放経済のテイラー・ルールによって、ベトナムにおける金融政策運営を検証する。

5.1.1 シンプルなテイラー・ルール

斉藤・高微（2013）にならい、(1) 式を次のように変形した²³。

$$i_t = r^* + \pi^* + (1 + \beta_1)(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 y_t$$

ここでは、 $(r^* + \pi^*)$ は定数項に含められる。そして、それぞれ $(r^* + \pi^*) = \alpha$ 、 $(1 + \beta_1) = \beta$ ($\beta > 0$)、 $\beta_2 = \gamma$ ($\gamma > 0$)、 $(\pi_t - \pi^*) = \text{inf_gap}$ (inf_gap) とする。推定式は次式で表される。

$$i_t = \alpha + \beta \text{inf_gap}_t + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

なお、中央銀行はしばしば金利を安定させるために金利変動の平準化 (Smoothing) を行っている。スムージングしたシンプルなテイラー・ルールによって検証してみよう。(2) 推計式に一期前の政策金利を加える²⁴。

$$i_t = \alpha + \delta i_{t-1} + \beta \text{inf_gap}_t + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

5.1.2 開放経済のテイラー・ルール

開放経済のテイラー・ルールは為替ギャップ (e_t) を追加した形である²⁵。

$$i_t = \alpha + \beta \text{inf_gap}_t + \gamma y_t + \theta e_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

ただし、政策反応関数に金利スムージングを反映するものを考慮に入れると、推定

²³ 詳細は斉藤・高微（2013）を参照されたい。

²⁴ 詳細は地主（2000）を参照されたい。

²⁵ 詳細は Taylor（2001）を参照されたい。

式は次のとおりである。

$$i_t = \alpha + \delta i_{t-1} + \beta \text{inf_gap}_t + \gamma y_t + \theta e_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

ここでは、政策反応パラメータである θ もプラスの値を取る。

5.2 データ

本章では、月次データを使用する²⁶。推計に用いられる変数は鉱工業生産指数(2010=100) (GDP の代わり)、インフレ率 (CPI 上昇率：前年同月比)、政策金利、為替レート (VND/USD) とする。また、第 2 章の実証分析によって、国際価格は外生的なショックとして、ベトナムの経済に影響を与えることは明らかであった。そのため、コモディティの国際価格指数 (2010=100) を一つの操作変数として用いる。そして、インフレ率と政策金利を除くすべての変数は対数変換してある。データの出所は International Financial Statistic (IFS) および General Statistics Office of Vietnam (GSO) による。

それぞれのギャップを計算することに関しては、まず、生産ギャップと為替ギャップはホドリック＝プレスコット・フィルタ (Hodrick Prescott Filter : HP フィルタ) を用いて計測された。月次データを用いることから、HP フィルタのスムージングパラメータ (λ) は 14400 と設定した。次は、ベトナムにおいては、インフレ目標値がはっきりと報告されていないことから、インフレギャップは地主 (2000) にならい、次のように算出した。

$$\text{インフレギャップ}_t = \text{インフレ現実値}_t - \text{長期平均インフレ率}_t$$

なお、対象推計期間は 2000 年 1 月から 2014 年 12 月までであり、推計手法は二段階最小二乗法 (Two Stage Least Squares : TSLS や 2SLS) である。

5.3 二段階最小二乗法について

時系列データ分析を行う時、回帰モデルにおいて、説明変数と誤差項が相関を持つ場合、最小二乗法推定量は不偏性および一致性を満たさなくなってしまう²⁷。つまり、最小二乗法 (Ordinary Least Squares : OLS) による推計にはバイアスが発生する。

²⁶ 本章では、2000 年第 1 四半期から 2014 年第 4 四半期までの四半期データを用いる推計も行った。(生産ギャップとしては GDP によって計算した。そして、GDP ギャップと為替ギャップを計測する時、HP フィルタのスムージングパラメータ λ は 1600 と設定した。) 月次データを用いる推計の場合とほぼ同様な結果を得た。この結果の頑健性が確認できた。詳細は付録を参照のこと。

²⁷ 羽森 (2009)、99 ページ。

その問題に対処するための二段階最小二乗法がよく用いられる。

二段階最小二乗法は説明変数とは相関するが、誤差項とは相関していない操作変数を導入して、OLS を 2 回行う。まず、第 1 段階では、説明変数（内生変数）を操作変数（外生変数）に OLS で回帰して、内生変数の予測値を求める。それから、第 2 段階では、その求めた予測値をもとのモデルに代入して、再度 OLS によって未知パラメータを推定する²⁸。二段階最小二乗法は複数の操作変数を使えて、バイアスの問題を解決できる。

本章では、操作変数としては各説明変数およびコモディティの国際価格指数および誤差項を用いて、二段階最小二乗法によって実証分析を行った。

6. 推計結果

6.1 シンプルなテイラー・ルール

最初に、シンプルなテイラー・ルールによって、推計をする²⁹。表 3-1 が推計結果を示している。

表 3-1 シンプルなテイラー・ルールの推計結果

説明変数	推定値
定数項	7.1 [23.2] ***
インフレギャップ	0.35 [7.4] ***
生産ギャップ	-0.67 [-0.28]

注：[] 内は t 値、*、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% で係数が有意であることを表す。

まず、インフレギャップの反応係数は 0.35 となっているが、統計的に有意で正しい符号を持っている。つまり、インフレギャップが 1 パーセント上昇すると、政策金利は 0.35 パーセントだけ引き上げられるべきであることが分かった。しかしながら、係数は 1 より小さいことから、金融引き締め政策の効果は大きかったとは言えない。

²⁸ 詳細は羽森（2009）、第 6 章、または、松浦・コリン（2012）、第 6 章を参照されたい。

²⁹ 操作変数としては各説明変数、コモディティの国際価格指数の 1 期ラグから 12 期ラグまでおよび誤差項を用いた。

これに対して、生産ギャップに関しては、統計的に有意ではないし、符号も正しくないことが確認できた。このように、中央銀行の金融政策は景気の変動に配慮されていなかったと考えられる。

また、多くの国はショックに対して、金融政策の有効性を確保するために、金利の平準化を行う³⁰。それでは、以下、金利スムージングしたテイラー・ルールによる推計を行う。推計結果は表3-2にまとめられている。

表3-2 金利スムージングしたシンプルなテイラー・ルールの推計結果

説明変数	推定値
定数項	0.86 [0.41] **
政策金利1期ラグ	0.88 [15.9] ***
インフレギャップ	0.05 [1.72] *
生産ギャップ	-0.02 [-0.04]

注：[]内はt値、*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。

金利スムージングを反応するパラメータを考慮に入れた推計結果では、政策金利1期ラグの係数値は0.88であり、1パーセントで有意となっている。中央銀行は金利安定のため、金利調整に高いウェイトを付けていることが分かった。

続いて、インフレギャップの係数は0.05となって、10パーセント水準ながらも、有意な結果である。(2)式による推計結果と比べると、その反応係数の値と有意性はともかなり低下してしまう。さらに、(2)式同様、1よりも小さいと判明した。つまり、中央銀行の金融引き締めは不足した可能性があると解釈できた。

次に、生産ギャップについては、反応係数は符号がマイナスであり、統計的にも有意ではない。このように、政策金利の平準化の実施如何にかかわらず、景気の変動への反応はなかったと考えられる。

まとめると、シンプルなテイラー・ルールの検証においては、インフレギャップの

³⁰ 村上(2003)、118ページ。

係数しか有意となっていないことが分かった。

6.2 開放経済のテイラー・ルール

本節では、現在値、過去の値および将来値をそれぞれ利用して、拡張・修正した開放経済のテイラー・ルールによって推計する³¹。

最初に、以下の表 3-3 は現在値のデータを用いる場合の推計結果を報告している。

表 3-3 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (現在値)

説明変数	推定値
定数項	0.89 [2.32] **
政策金利 1 期ラグ	0.87 [16.7] ***
インフレギャップ	0.06 [1.67] *
生産ギャップ	0.06 [0.12]
為替ギャップ	3.56 [0.41]

注：[] 内は t 値、*、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% で係数が有意であることを表す。

開放経済の下では、インフレギャップは有意で約 6 パーセントの水準にとどまっている。(3) 式による推計結果と比べると、インフレ率への反応係数値はほぼ同様な値となっているが、明らかに有意性は低いと分かった。したがって、開放経済の下でも、国内におけるインフレーションへの対応が難しいと思われる。また、この場合でも、インフレギャップの係数値は 1 よりも小さくて、テイラー・ルールにより設定された係数値 (1.5) からかなり乖離していることが確認できた。このように、物価上昇に対して、金融政策が十分に対処しなかったと言える。

続いて、生産ギャップについては、符号は正しいものの、統計的に有意ではない。そうすると、シンプルなテイラー・ルールによる推計結果と同様、景気変動への対応はなかったと考えられる。

また、為替ギャップの係数は正しい符号を持っているが、政策金利は為替相場に有

³¹ (4) 式を推計したが、有意な結果を得られなかった。そのため、(5) 式の推計結果のみ報告する。ただし、操作変数はシンプルの場合と同様である。

意に反応していないことが分かった。これは、ベトナムにおいて、中央銀行はやや硬直的にドル・ペッグ為替相場制度を運営していたためであると思われる。

最後に、政策金利 1 期ラグの係数は 0.87 となって、金利スミージングのウェイトはまだ高い。これは、ベトナム中央銀行が利上げや利下げを行うことは遅れたと解釈できた。

さて、金融政策運営上、インフレーションに関しては、金融政策がバックワード・ルッキングであるか、フォワード・ルッキングであるかを検証する。ここでは、インフレギャップの過去の値（過去 3 ヶ月）および将来値（3 ヶ月間後まで）を使って推計する。

まず、過去の値を用いる推計結果を報告する³²。

表 3-4 開放経済のテイラー・ルールの推計結果（過去の値）

説明変数	推定値
定数項	0.41 [1.1]
政策金利 1 期ラグ	0.94 [19.78] ***
インフレギャップ	0.01 [0.77]
生産ギャップ	0.11 [0.21]
為替ギャップ	4.22 [0.52]

注：[] 内は t 値、*、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% で係数が有意であることを表す。

表 3-4 を見ると、政策金利 1 期ラグを除くすべての変数はプラスの値をとって、テイラー・ルールの符号条件を満たしたものの、有意ではない。つまり、バックワード・ルッキング形テイラー・ルールによって、ベトナムにおける金融政策運営が物価、景気変動、為替相場へどのように対応することかを説明できない。したがって、ベトナムにおいて、インフレーションに関しては、バックワード・ルッキングではなかつ

³² インフレギャップの過去の値については過去 6 ヶ月の値も試した。政策金利 1 期ラグの係数を除き（推計値≒0.98）、すべての変数の係数は有意な結果となっていない。推計結果の報告を省略する。

たと言えよう。

なお、政策金利1期ラグは有意で、高い値(0.94)となっていることが明らかになった。金利スミージングの係数は大きいと、経済は安定性を失ってしまう³³。

続いては、インフレギャップの将来値を用いるフォワード・ルッキングなテイラー・ルールによる検証を行う³⁴。表3-5は推計結果を示している。

表3-5 開放経済のテイラー・ルールの推計結果(将来値)

説明変数	推定値
定数項	0.79 [2.69] ***
政策金利1期ラグ	0.88 [21.0] ***
インフレギャップ	0.07 [2.68] ***
生産ギャップ	0.06 [0.13]
為替ギャップ	2.89 [0.43]

注：[]内はt値、*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。

表3-5を見ると、依然として、政策金利1期ラグは係数値も有意性も変化しないと判明した(1パーセントで高い有意水準の88%の水準である)。このように、ベトナム中央銀行は金利の安定性を重視する金融政策を運営していたと思われる。実行する理由としては次のようにあげられる。① ベトナムの資本市場は未熟のため、金利は激しく変動している。② 中央銀行は金融政策を頻繁に変更している。

続いては、インフレギャップについては、反応係数値は0.07となって、有意な結果である。したがって、インフレーションに関しては、フォワード・ルッキングであると言えよう。また、その係数値は1よりかなり小さいものの、現在値を用いる推計結

³³ 木村・種村(2000)、2ページ。

³⁴ インフレギャップの将来値については6ヶ月後までの値も試した。結果は政策金利1期ラグの推計値は約0.92であり、他の変数の係数値および有意性は3ヶ月後までの場合に近いため、推計結果の報告を省略する。

果（表3-3）と比較すると、統計的な有意性は高くなっている。したがって、フォワード・ルッキング型テイラー・ルールの方が当てはまりがよいと考えられる。

最後に、生産ギャップおよび為替ギャップに関しては、係数はプラスの値をとって、テイラー・ルールの符号条件を満たしたものの、有意となっていない。

要するに、以上の諸推計結果から、インフレギャップおよび政策金利1期ラグ（金利スミージングした場合）の係数のみ有意な結果を得たと明らかになった。

なお、テイラー・ルールにより、ベトナムにおける金融政策の特徴については、下記のように挙げることができる。まず、インフレギャップの反応係数が1より小さいことから、中央銀行は物価上昇に対して、まだ積極的に金融政策を運営しなかったと考えられる。そして、政策金利1期ラグの係数は高い値をとっていることは金利安定性に重点を置いた政策を示していると解釈できた。また、インフレーションに関しては、バックワード・ルッキングではなく、フォワード・ルッキングであったことが分かった。最後に、景気変動および為替相場への対応はなかったことも認められた。

6.3 サブ・サンプルの分析

第1章で述べるように、ベトナムはWTOに加盟した後では、経済開放・自由化がかなり進んでいる。国内問題に直面するとともに、世界金融危機および国際的なショックからの影響を受けやすくなった。2007年以降、ベトナム経済が減速して、成長率は平均6%と鈍化した。これに対して、物価上昇圧力は強まって、インフレ率は2桁台に上って、激しく動いていた。また、グローバル化時代においては、国際・国内経済変動に応じて、金融政策運営の枠組みの変更は必要となったと考えられる。したがって、WTO加盟を契機として、中央銀行は頻繁に政策金利を調整して、物価上昇に対処する金融政策を施行していた。

そして、第2章の実証分析結果を見れば、WTO加盟後、ベトナムにおいては、金融政策の変数がインフレーションに与える影響力は変化したことが確認できた。具体的には、金利の物価の変動に対する説明力は強くなっている。したがって、経済の変動に応じて、金融政策の目標・手段および運営も変更されたと思われる。

それでは、WTO加盟後（2007年1月から）においては、構造変化が発生したかどうかを検証するために、ダミー変数を用いる。具体的には、テイラー・ルールによる

推定式にダミー変数を入れて推計する³⁵。ダミー変数に関しては、2000年1月から2006年12月まで（WTO加盟前）は0、2007年1月から2014年12月まで（WTO加盟後）は1と設定する。

推計結果は次のようである。

表3-6 開放経済のテイラー・ルールの推計結果（ダミー変数を入れた場合）

説明変数	推定値
定数項	1.08 [2.6] ***
政策金利1期ラグ	0.80 [11.6] ***
インフレギャップ	0.06 [1.71] *
生産ギャップ	0.15 [0.27]
為替ギャップ	10.19 [1.18]
ダミー	0.47 [2.19]**

注：[]内はt値、*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。

表3-6を見ると、ダミー変数は有意水準5パーセントで有意となった。つまり、構造変化が発生したと結論づけることができた³⁶。

そのため、サンプル期間を2つに分割して、推計期間ごとに検証を行う。すなわち、前半期をWTO加盟前（2000年1月から2006年12月まで）、後半期をWTO加盟後（2007年1月から2014年12月まで）とする。各期間における金融政策はどのようなものであったかと比較しながら、分析する。

本節でも、開放経済のテイラー・ルールによる検証においては、現在値、過去の値および将来値のデータを用いて、推計を行う³⁷。

最初は、全期における推計と同様、過去3ヶ月の値を使う推計結果を報告する。

³⁵ (2)式および(3)式にもダミー変数を入れ、推計を行った。同じ結果を得られた。本節では、開放経済のテイラー・ルールによる推計のケースのみ報告する。

³⁶ Chow-test 検定も行った。F-statisticは3.449であり、有意水準1パーセントの有意な結果である。したがって、構造変化が起きたことが確認できた。

³⁷ 開放経済のテイラー・ルールの(5)式の推計結果のみ報告する。

以下の表 3-7 によると、一貫して、サンプル期間を分割する・しないの如何にかかわらず、WTO 加盟前においても WTO 加盟後においても、インフレーションに関しては、バックワード・ルッキングではないと明らかになった。具体的には、WTO 加盟前は、インフレギャップを除いて、生産ギャップと為替ギャップはともにその符号は正しくない。WTO 加盟後は、すべての変数はテイラー・ルール of 符号条件を満たした。しかしながら、推定期間を分割しても、有意な結果となっていない。ただし、WTO 加盟後、前半期と比べると、金利スミージングの度合いを表す係数は高くなったことが認められた³⁸。

表3-7 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (過去の値)
(サブ・サンプル)

説明変数	2000年1月～2006年12月 (WTO加盟前)	2007年1月～2014年12月 (WTO加盟後)
	推定値	推定値
定数項	1.07 [3.05] ***	0.98 [1.31]
政策金利1期ラグ	0.79 [11.17] ***	0.89 [9.62] ***
インフレギャップ	0.003 [0.53]	0.02 [0.31]
生産ギャップ	-0.06 [-0.97]	0.68 [0.4]
為替ギャップ	-1.62 [-0.67]	0.96 [0.13]

注：[]内はt値、*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。

続いては、現在値および将来値（現在から3ヶ月後まで）による推計結果は表3-8にまとめられる。

まず、現在値による推計結果を報告する。WTOに加盟する前には、インフレギャップおよび生産ギャップの係数ともにプラスで正しい符号をもっているが、統計的に有意な結果となっていない。また、為替ギャップについては、有意ではなく符号も正しくない。つまり、政策金利は物価、景気変動、為替相場に有意に反応していなかつ

³⁸ インフレギャップの過去6ヶ月の値も使って推計したが、同じ結果を得られた。推計結果の報告を省略する。

た。このように、シンプルなテイラー・ルールによる検証と同様に、修正したテイラー・ルールもWTO加盟前におけるベトナムの金融政策運営を説明できないと考えられる。続いては、WTO加盟後には、インフレギャップの反応係数は0.08であり、有意である。これに対して、生産ギャップおよび為替ギャップについては、符号はプラスで正しいものの、有意ではない。最後に、政策金利1期ラグに関しては、全期間と同様に、WTO加盟前においてもWTO加盟後においても、有意かつ高い値（約0.78）をとっていることが確認できた。

表3-8 開放経済のテイラー・ルールの推計結果（現在値および将来値の場合）
（サブ・サンプル）

説明変数	2000年1月～2006年12月(WTO加盟前)		2007年1月～2014年12月(WTO加盟後)	
	現在値	将来値	現在値	将来値
定数項	1.15 [3.17]***	1.12 [3.00]***	1.68 [2.73]***	1.05 [2.61]**
政策金利1期ラグ	0.78 [10.8]***	0.78 [10.7]***	0.79 [10.33]***	0.86 [17.4]***
インフレギャップ	0.004 [0.62]	-0.002 [-0.2]	0.08 [1.73]*	0.07 [2.41]**
生産ギャップ	0.19 [0.79]	-0.07 [-0.67]	0.02 [0.01]	-0.41 [-0.36]
為替ギャップ	-2.27 [-1.11]	-0.27 [-0.18]	10.51 [1.2]	6.47 [0.81]

注：[]内はt値、*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。

ここで、現在から3ヶ月後のインフレ率を使った推計結果を報告する³⁹。

まず、WTO加盟前には、政策金利1期ラグは現在値の場合に比較すると、係数値も

³⁹ サブ・サンプルの分析でも、インフレギャップの将来値である6ヶ月後の値も試した。推計結果としては、WTO加盟前、政策金利1期ラグ（係数≒0.75）を除き、すべての変数は有意ではない。WTO加盟後、政策金利1期ラグ以外（係数≒0.93）、他の変数の推定値および有意性は3ヶ月後の場合に近い。

有意性も変わらないと見られる。これに対して、インフレギャップ、生産ギャップ、為替ギャップは有意ではなく、テイラー・ルール of 符号条件を満たさないことが認められた。

続いては、WTO加盟後の各変数の推定値を見る。インフレギャップの反応係数値は7%の水準にとどまっている。現在値の場合と同様にして、1より小さい値をもっている。しかしながら、有意性は高くなっている。他方、生産ギャップは符号がマイナスで正しくなく、有意ではない。なお、為替ギャップは符号条件を満たしたが、有意な結果となっていない。また、政策金利1期ラグについては、係数値は0.86と高まり、1パーセント有意水準で有意となっている。

まとめると、WTO加盟前におけるベトナムの金融政策運営はテイラー・ルールによつては理解できなかつた。以上の推計結果から中央銀行の政策金利はインフレギャップ、生産ギャップおよび為替ギャップに有意に反応していなかつたことが確認できた。実際には、2000年から2006年まで、ベトナムにおいては、インフレ率はあまり高くなかつた。さらに、2年間にわたり、デフレーションを経験した。この期間では、景気および物価はともに大きく変動しなかつた。これに対して、WTO加盟後には、外生的なショックおよび国内問題によつて、インフレ率は激しく変動していた。中央銀行は頻繁に政策金利を調整して、あらゆる手法でインフレーションに対処した。したがつて、2007年から2014年までの期間においては政策金利は物価に有意に反応していたと解釈できた。しかしながら、インフレギャップの反応係数が1より小さいことから、ベトナムの中央銀行は物価上昇に対してまだ十分に対処できなかつたと思われる。そして、WTO加盟後には、中央銀行は物価上昇抑制を重視して、インフレ期待に重点を置いて、フォワード・ルッキングという政策を運営していると推計結果によつて判明した。他方、前半期においても、後半期においても、生産ギャップおよび為替ギャップともまったく有意な結果を得ることができなかつた。つまり、2000年から2014年まで、金融政策は一貫して、景気動向および為替相場に配慮されなかつたと考えられる。最後に、サンプル期間を分割する・しないの如何にかかわらず、金利のスミージングのウェイトは高い（具体的には、政策金利1期ラグの係数は1パーセントで有意であり、0.8前後という高い値をとっている）。中央銀行はインフレーションの予測を重視する政策を運営しているが、金融政策のトランスミッションメカニズムは明瞭ではないことから、政策の有効性を確保するために、金利変動の平準化

を実行していると解釈できた。

7. 結論

本章では、ベトナムにおける金融政策運営について、テイラー・ルールによって実証分析を行った。

まず、Taylor (1993) にならい、各パラメータを設定した上で、ベトナムに適用してみると、金融政策を実行するタイミングが遅かったし、インフレーションへの対応が不十分であったことが明らかである。ただし、WTO 加盟後 (2007 年から)、政策金利はテイラー・ルールによる金利と乖離しているものの、ほぼ同様に動向していると見られる。

続いては、2000 年から 2014 年までの期間において、TSLS モデルを用いて、シンプルなテイラー・ルールおよび開放経済のテイラー・ルールによって、ベトナムの金融政策運営について検証した (過去の値、現在値、将来値を用いた)。推計結果としては、ベトナムにおける金融政策の特徴について、次のようにあげられる。① 金利安定性に重点を置いた政策を示している。② インフレーションに関して、バックワード・ルッキングではなく、フォワード・ルッキングであった。③ インフレギャップの反応係数が 1 よりも小さいことから、中央銀行は物価上昇に対して、まだ積極的に金融政策を運営しなかったと考えられよう。④ 一貫して景気変動および為替相場への対応はなかった。

なお、ベトナムにおいては、WTO 加盟を契機として、経済は大きく変化した。特に、物価上昇圧力は強くなった。また、第 2 章の実証分析結果により、金融政策に関しては、金利のインフレーションに与える影響力は変化したことが確認できた。したがって、WTO 加盟後 (2007 年 1 月から) に、構造変化が発生したかは疑問である。そのため、ダミー変数を用いて、構造変化の検定を行った。有意な結果を得られたため、サンプル期間を 2 つ (WTO 加盟前および WTO 加盟後) に分割して、各期間における中央銀行の金融政策はどのようなものであったかと比較しながら考察した。推計結果により、WTO 加盟前には、政策金利は物価上昇、景気動向および為替相場に有意に反応しなくて、中央銀行はテイラー・ルールに従わなかったことが認められた。これに対して、WTO 加盟後には、インフレギャップの反応係数が有意となったが、1 より小さいことから、中央銀行はインフレーションに対してまだ十分に対処できなかったと思われる。他方、前半期においても、後半期においても、政策は景気動向およ

び為替相場に一貫して配慮されなかった。そして、サンプル期間を分割する・しないの如何にかかわらず、ベトナムにおいて、中央銀行はインフレの予測を重視する政策を運営しているが、政策の有効性を確保するために、金利変動の平準化を実行していると解釈できた。

付録

ここでは、四半期データによる推計結果を示している（推計期間は2000年代1四半期から2014年代4四半期までとする。操作変数としては各説明変数、コモディティの国際価格指数の1期ラグから4期ラグまでおよび誤差項を用いる）。

付表3-1 シンプルなテイラー・ルールの推計結果

説明変数	推定値
定数項	7.15 [17.16] ***
インフレギャップ	0.37 [6.46] ***
生産ギャップ	0.17 [0.19]

注：[]内はt値、*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。

付表3-2 金利スモーキングしたシンプルなテイラー・ルールの推計結果

説明変数	推定値
定数項	2.38 [2.35] **
政策金利1期ラグ	0.67 [4.77] ***
インフレギャップ	0.14 [2.09] **
生産ギャップ	0.04 [0.06]

注：[]内はt値、*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が有意であることを表す。

付表 3-3 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (現在値)

説明変数	推定値
定数項	2.76 [2.31] ***
政策金利 1 期ラグ	0.61 [3.77] ***
インフレギャップ	0.17 [2.32] ***
生産ギャップ	0.13 [0.19]
為替ギャップ	8.80 [0.81]

注：[] 内は t 値、*、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% で係数が有意であることを表す。

付表 3-4 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (過去の値)

説明変数	推定値
定数項	1.75 [1.65]
政策金利 1 期ラグ	0.76 [5.56] ***
インフレギャップ	0.06 [0.77]
生産ギャップ	0.25 [0.73]
為替ギャップ	7.30 [0.61]

注：[] 内は t 値、*、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% で係数が有意であることを表す。

付表 3-5 開放経済のテイラー・ルール の推計結果 (将来値)

説明変数	推定値
定数項	2.31 [2.92] ***
政策金利 1 期ラグ	0.67 [6.10] ***
インフレギャップ	0.19 [4.12] ***
生産ギャップ	-0.12 [-0.19]
為替ギャップ	8.81 [1.08]

注： [] 内は t 値、*、**、*** はそれぞれ有意水準 10%、5%、1% で係数が有意であることを表す。

第4章

ベトナムにおける金融政策の中間目標の選択

1. 背景

ベトナムは、1986年以降、計画経済から市場経済へ移行して、安定より成長を重視した金融政策を採用した。政策効果としては、景気は回復し、経済成長は年平均7%を達成できて、高い水準を維持してきた。しかしながら、長期にわたって、高い物価上昇に圧力を掛けられていた。そして、2007年1月、WTO加盟を契機として、広汎なグローバル経済統合の時代に入り、多くの分野において自由化が段階的に行われてきた。経済開放度は向上するに伴って、国際経済の変動および世界金融危機からの影響を受けやすくなってしまおうと考えられる。第1章によると、ベトナムにおいては、WTO加盟後、インフレーションの変動はさらに激しくなり、インフレーション予測・コントロールは難しくなったことが確認できた。

事実上、中央銀行は独立性が十分でないし、管理・分析能力がまだ低いと指摘された。さらに、金融政策の中間目標・操作目標およびトランスミッションメカニズムが明瞭ではないなどの原因により、インフレーションを抑制することにまだ成功していない。最近、中央銀行は可能な限り物価上昇に対処するために、金融政策を柔軟に運営している。特に、2007年末以降、中央銀行は経済状況に合わせて、金利を頻繁に調整して、安定を重視した政策に転換した。第2章の実証分析結果から見ると、WTO加盟後、マネーサプライは中間目標として設定されているものの、物価の動向に対する説明力が低下して、物価の変動に対処する役割を果たさなくなってしまうと明らかになった。対外資本が急速に流入しているがゆえに、マネーサプライをコントロールすることはさらに難しくなると思われる。これに対して、金利はインフレーションにグレンジャーの意味での原因となっている。物価への影響の程度は小さいが、物価変動に対する説明力は強くなっている。そして、第3章のテイラー・ルールによる検証では、ベトナムにおける金融政策運営上、景気動向および為替相場に一貫して配慮されなかったことが認められた。一方、インフレーションに関しては、フォワード・ルッキングであった。インフレギャップの反応係数が有意となったが、1より小さいことから、中央銀行はインフレーションに対処するタイミングが遅れて、まだ十分に対処できなかった。加えて、WTO加盟前、テイラー・ルールによって、金融政策運営は説明できなかった。これに対して、WTO加盟後は、政策金利は物価上昇に有意に

反応することになった。したがって、2007年以降、中央銀行は物価の動向に応じて、より効果的に金利を操作していたと考えられる。

このように、ベトナムにおいて、2007年以降（WTO加盟後）、インフレーション抑制・物価安定という最終目標を達成するために、金利を中間目標として利用すべきであるか。または、マネーサプライか金利かのどちらが適切であるか。本章では、このようリサーチクエスチョンに答えるには、McCallum (1989, 1993) を参照して、マクロ経済モデルと金融政策ルールを組み合わせた上で、動学的シミュレーションを実行して、中間目標の選択についての検証を行っていく。それから、シミュレーション結果に基づいて、ベトナムにおける中央銀行の金融政策をグローバル化時代の複雑な経済変動に迅速で適切に対処できるようにより効果的に運営するため、いくつかの政策的インプリケーションを提案する。

2. 金融政策の目標

いずれの中央銀行も経済状況に合わせて、金融政策の政策目標（最終目標とも言われる）を目指す。各国におけるマクロ経済動向によって、中期・長期的な物価安定や経済成長や低い失業率、為替レートの安定などを最終目標として行われる。多様性を持つ最終目標を設定する中央銀行もあるが、このような金融政策を有効に運営することは難しいと思われる。

中央銀行は最終目標を直接にコントロールすることができないため、目標を達成するために、いくつかの過程を経過して、可能な限りあらゆる手段を用いる。通常、中央銀行は政策手段から運営目標（操作目標および中間目標）のコントロールを通して、最終目標に向かって、金融政策を運営する⁴⁰。政策手段としては公開市場操作、公定歩合、準備率操作などが代表的である。運営目標は中央銀行のコントローラビリティが高い変数である⁴¹。また、操作目標は短期金利（コールレート…）、マネタリー・ベースなどであり、中間目標は長期金利、マネーサプライなどである。

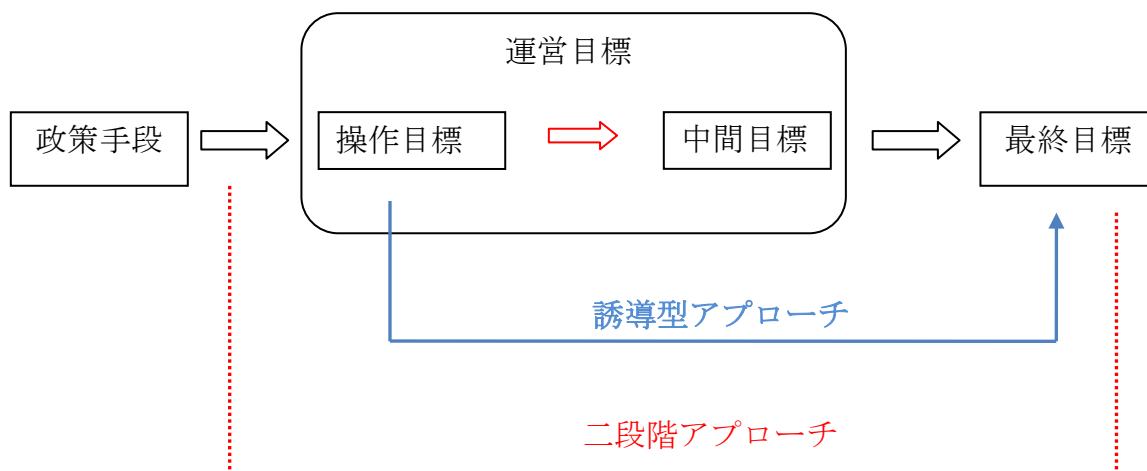
金融政策運営のアプローチは2種類に分けられる（図4-1参照）。まず、二段階アプローチにおいては、政策目標に到達するまで、政策手段から操作目標、操作目標から中間目標というステップを過程する。このアプローチは中間目標と最終目標との厳

⁴⁰ Handa (2009)、第10章

⁴¹ 広江 (1997)、199ページ。

密な因果関係または中間目標を正確的に操作できることが重要となる⁴²。これに対して、誘導型アプローチにおいては、中間目標を置かないで、政策手段から操作目標、操作目標から直接に最終目標という経路によって行われる。

図4-1 金融政策のアプローチ⁴³



ただし、運営目標はどの変数が望ましいかという問題をめぐって、さまざま議論がなされている。どの変数を選択すべきであるかは景気動向、実体経済変数との関係または中央銀行の操作可能性によって決定されると考えられる。

3. 先行研究

金融政策運営上、中間目標の選択については、さまざまな手法を用いて分析が盛んに行われている。

まず、マネタリストを代表する経済学者である Friedman の研究（1963、1968、…）は、インフレーションまたはアウトプットに対するマネーサプライの役割を重視して、金融政策運営上、マネーサプライを中間目標として採用すべきであると主張している。

Garcia (1984) は 1970 年代から 1980 年代まで、米国連邦準備制度理事会 (Federal Reserve System : Fed) の金融政策運営における中間目標を考察した。他の変数に比較すると、マネーサプライ (M1) の方が優れたことが明らかになった。

Weninger (1990) もさまざまな手法を用いた分析結果により、Fed の中間目標としたマネーサプライ (M1) の重要な役割を肯定している。

⁴² 詳細は田中 (2006) を参照されたい。

⁴³ 岸野 (1993)、36 ページ、または、田中 (2006)、3 ページ。

岸野（1993）は金融政策の中間目標について理論的に分析した。マネーサプライを重視した政策運営は重要であると強調している。

日本銀行（1988）では、VAR モデルによって、1972 年から 1987 年までの期間を対象にして、日本のケースを検証した。マネーサプライは実体経済変数に対する説明力が高いため、中間目標として適切な変数であると示している。

Treichel(1997)は ECM モデルによってチュニジアにおける金融政策を分析した。推計結果では、マネーサプライは実質 GDP と強く安定した関係にあるため、マネーサプライを中間目標とすることは適切であると報告している。

これに対して、1980 年代から、多くの国において、金融の自由化により、貨幣の流通速度も不安定化し、政策運営も困難になった。したがって、中央銀行は金融政策運営上、マネーサプライ以外の変数を中間目標とすべきであるかどうかについて数多くの研究がされている。

釜（1988）は 1965 年から 1982 年まで、スペクトル分析および VAR モデルを用いて、日本の金融政策運営における中間目標について実証分析を行った。結果としては、各種のマネーサプライに比べて、銀行貸出を中間目標にすることは最適であると結論づける。

また、Tsukuda（1998）では、VAR モデルのグレンジャー因果性検定によって、日本においては、1980 年代以降、中間目標としたマネーサプライ（M2+CD）は名目 GNP に対する役割を果たさなかったと強調している。

Butter（1983）は IS-LM モデルによってオランダのケースを検証した。オランダ金融当局は金利政策を重視した方がいいと報告している。

Friedman & Kuttner（1992）では、アメリカにおいて、1960 年から 1990 年までマネーサプライは所得および物価との関係は希薄になったため、中間目標とする条件に満たさないと示している。そして、コマーシャル・ペーパーのレートと短期国債レートのスプレッドは実質所得の動向に影響を与えると主張している。

最近、Atkeson et al.（2007）では、フィリップ曲線およびオイラー方程式を用いて、物価上昇をコントロールするための中間目標の選択について分析した。先進国においても発展途上国においても、マネーサプライまたは為替レートと比較すると、金利の方が最適な選択であると主張している。

その他、McCallum（1989）は、1954 年から 1985 年まで、Fed の金融政策運営に

における中間目標および操作目標の選択に関して、経済モデルと政策ルールを組み合わせした上で、シミュレーションによって実証分析を行った。結果としては、物価水準より名目所得を中間目標にすると最終目標を達成することができると報告している。また、マネーサプライを操作目標とすることが望ましいと述べている。

そして、伊藤・北川（1996）は、McCallumと同様なプロセスによって、日本銀行の金融政策運営について分析した。シミュレーション対象は1986年から（プラザ合意後）1992年までと設定された。次のような結果が得られた。① 中間目標としては、名目GDPの方が優れている。② 名目GDPも物価安定も中間目標にした場合、操作目標は金利より貨幣集計量の方がいい。ただし、ベースマネーよりM2+CDやM3+CDの方が望ましい。

以上の研究とは異なり、Poole（1970）はIS-LMモデルに基づいて、理論的な分析を行った。中間目標としては、マネーサプライと金利のどちらが適切であるかは財市場あるいは貨幣市場に不確実性が存在することによって決められると述べている。そして、同研究でも、二つの中間目標を組み合わせるルールである「Monetary Combination Policy」が提唱された。すなわち、中央銀行は経済の不確実性によって、それぞれの中間目標をコントロールする比重を決めて、金融政策を運営する。

そして、田中（2006）はPoole（1970）に基づいて、1968年1月から1995年12月までの日本銀行のマネーサプライと金利をコントロールする比重の変化について考察した。その他には、Gichuki et al.（2012）では、ケニアにおいて、一つの目標を選択することより、二つの目標を組み合わせの方がいいとECMモデルによる実証分析から確認された。

また、Benavie & Froyen（1992）はPoole（1970）を拡張して、開放経済の下では、為替レートも重要な中間目標であり、三つの目標を組み合わせた金融政策を検討した。

以上の先行研究から見ると、中間目標の選択については、さまざまな結果が得られた。特に、中間目標としてのマネーサプライか金利かのどちらかを選択すべきかという問題について、マネタリスト対ケインジアンとの対立がまだ存在していることが確認できた。実際、金融政策運営上、どの中間目標が最適であるかということは各国の経済状況および時期によって決定されると考えられる。

ベトナムにおける金融政策運営に関する研究は主に金融変数の実体経済変数に与

える影響の程度に注目している。例えば、Le (2009)、Pham (2009)、または、Nguyen (2010)などはマネーサプライのアウトプットまたは物価に対する影響力について述べている。また、金利の説明力に関する研究は Nguyen & Nguyen (2010)、Dinh & Phan (2013)、Nguyen (2013)・・・を挙げられる。その他には、Nguyen & Fujita (2007)、Le (2011)、または、Bhattacharya (2014)などは為替レートの役割を主張している。しかしながら、金融政策運営上、中間目標として、どの変数が最適であるか、どれを利用すべきであるかという問題を比較・分析・評価する研究は見つけれない。

4. 実証分析

ベトナムは依然として、物価上昇圧力の課題に直面することとなった。特に、2007年以降(WTO加盟後)、インフレ率は激しく変動していた。中央銀行は基本的にマネーサプライを中間目標として設定しているが、対外資本が急速に流入しているがゆえに、マネーサプライのコントロールの難しさに配慮していた。そのため、インフレーションの予測・対処も難しくなってきた。したがって、インフレーション抑制が必要となり、中央銀行は金利を柔軟に調整して、安定を重視した政策へ転換した。物価安定は金融政策の最終目標として設定される。したがって、本章では、二段階アプローチによって、2007年以降、ベトナムにおける金融政策の最終目標を達成するための適切な中間目標(マネーサプライか金利か)を選択することについて、McCallumのプロセスにならない、マクロ経済モデルと金融政策ルールを組み合わせるうえで、動学的シミュレーションを行っていく。

4.1 モデルの設定

動学的シミュレーションを実行する前に、マクロ経済モデルおよび金融政策ルールの設定が必要となる。

・マクロ経済モデル

マクロ経済モデルとしては、VARモデル(Vector Autoregression Model: ベクトル自己回帰モデル)を用いる。

データに関しては、まず、以下の5変数を内生変数として用いる。

IPI: 鉱工業生産指数 (2010=100)

CPI: 消費者物価指数 (2010=100)

ER: ベトナムドンの対ドル為替レート (VND/USD)

R：貸出金利

M：マネーサプライ（M2）

そして、第2章の実証分析の結果により、ベトナムにおけるインフレーションは国際価格の変動による外生的なショックの影響を受けることが明らかである。したがって、ここでも、CP：コモディティの国際価格指数（2010=100）を外生変数として利用する。

すべては月次データである。また、貸出金利を除くすべての変数は対数変換してある。

データの出所は International Financial Statistic (IFS) および General Statistics Office of Vietnam (GSO) による。

最適なラグ数は赤池情報量基準（Akaike Info Criterion：AIC）により取る。VARモデルの推定期間は2001年1月から2014年12月までとする。

なお、時系列分析の手法では、単位根検定および共和分検定はバイアスがあると指摘された。さらに、変数間の動学的な関係を調べるVARモデルにおいて、各変数は非定常でも、推定量は一致性が失われない⁴⁴。この点を踏まえ、VARモデルを推定する時には、レベル変数を用いる。

・金融政策ルール

本章では、ベトナムにおける金融政策運営に関して、物価安定を最終目標として設定する。金融政策ルールの定式化はMcCallum（1993）を参考にする。

まず、久保（2006）にならい、マネーサプライを中間目標とした定式は次のように表される。

$$\Delta M_t = -\frac{1}{12}(CPI_{t-1} - M_{t-1} - CPI_{t-13} + M_{t-13}) + \lambda(CPI_{t-1}^* - CPI_{t-1}) \quad (1)$$

ただし、CPI* は物価目標値、 λ は政策調整係数（正の符号を取る）と定義される。ここでは、1年間の平均実質マネーサプライ成長率（月次データを使うため、1年間の平均は1/12となる）と前期の物価の目標値からの乖離を今期に λ 分だけマネーサプライを調整するルールである。

続いては、金利を中間目標としたら、政策ルールは次のようである。

$$R_t = R_{t-1} - \lambda(CPI_{t-1}^* - CPI_{t-1}) \quad (2)$$

⁴⁴ 詳細は Sims, Stock & Watson（1990）を参照されたい。

この式はインフレーションの現実値と目標値との乖離がある場合、金利を λ 分だけ調整するルールを表す。すなわち、現実値が目標値を上回った [下回った] 場合、金利を引き上げ [引き下げ] るべきである。

・目標物価経路

ここでは、ベトナムにおいて、中央銀行の目標インフレ率は年率 5%と仮定する。物価目標値が過去のインフレ率より決定され、一定の年率 5%のインフレ率を達成する次式が与えられる。

$$CPI_t^* = CPI_{t-12} + 0.04879$$

ここでは、 $\ln(1.05) = 0.04879$ という意味である。

4.2 シミュレーション

それでは、ベトナムにおける金融政策の中間目標を選択することに関しては、マネーサプライか、金利かのどちらが望ましいか。マクロ経済モデルおよび政策ルール定式 (1) および (2) をそれぞれ組み合わせて、動学シミュレーションを行って、比較しながら検討していく。

まず、マクロ経済モデルである VAR モデルを推定する。ここでは、内生変数を用いる VAR (以下は VAR 5 とする) および外生変数を入れた VAR (以下は VAR 5+1 とする) によって検証する。推定結果から得られた残差を確率的なショックのデータとする。それから、政策ルールの定式 (1) および (2) をそれぞれ推定した VAR モデルを組み合わせる。このモデルに確率的なショックのデータを与えたうえで、 λ に 0 から 2 までという値を順次代入して、動学的シミュレーションを実行する⁴⁵。

さらに、政策ルールを評価する方法としては、二乗平均平方根誤差 (Root Mean Square Errors : RMSE) を利用する。RMSE の式は次のように与えられる。

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (CPI_t^* - CPI_t^s)^2}$$

ただし、 CPI_t^s はシミュレートされた物価水準であると定義される。RMSE はシミュレートされた値は目標値 (CPI_t^*) からどれだけ乖離しているかを示す。したがって、RMSE の値が小さければ小さいほど物価目標水準を達成する可能性が高いという意

⁴⁵ 詳細は McCallum (1989、1993) を参照されたい。

味である。

なお、WTO 加盟後には、ベトナムにおけるインフレ率は激しく変動していた。中央銀行は成長から安定を重視した金融政策に踏み切って、インフレーションに対処するために可能限り柔軟に金融政策を運営している。さらに、第 2 章、第 3 章の分析により、構造変化が発生したことが確認できた。マネーサプライおよび金利のインフレーションに与える影響力が変わったことも判明した。したがって、本章では、動学的シミュレーションの対象期間は正式に WTO 加盟後以降、つまり 2007 年 1 月から 2014 年 12 月までとする。

5. シミュレーションの結果

5.1 5 変数の VAR

本節では、まず、内生変数 (CPI、IPI、R、M2、ER) を用いて推計したマクロ経済モデルである VAR モデル (VAR5) を金融政策ルール (1) および (2) にそれぞれ組み合わせる。それから、政策調整係数 λ に 0 から 2 までの値を順次代入したモデルに対して、2007 年から 2014 年までという対象期間において、動学シミュレーションを行う。

得られたシミュレーション結果は以下の表 4-1 にまとめられる。

表 4-1 VAR 5 を使ったシミュレーションの RMSE

中間目標	政策調整係数						
	0	0.1	0.25	0.5	1	1.5	2
M	0.08395	0.08274	0.08092	0.07782	0.07192	0.06521	0.06518
R	0.05947	0.05944	0.05951	0.05951	0.05949	0.05950	0.05948

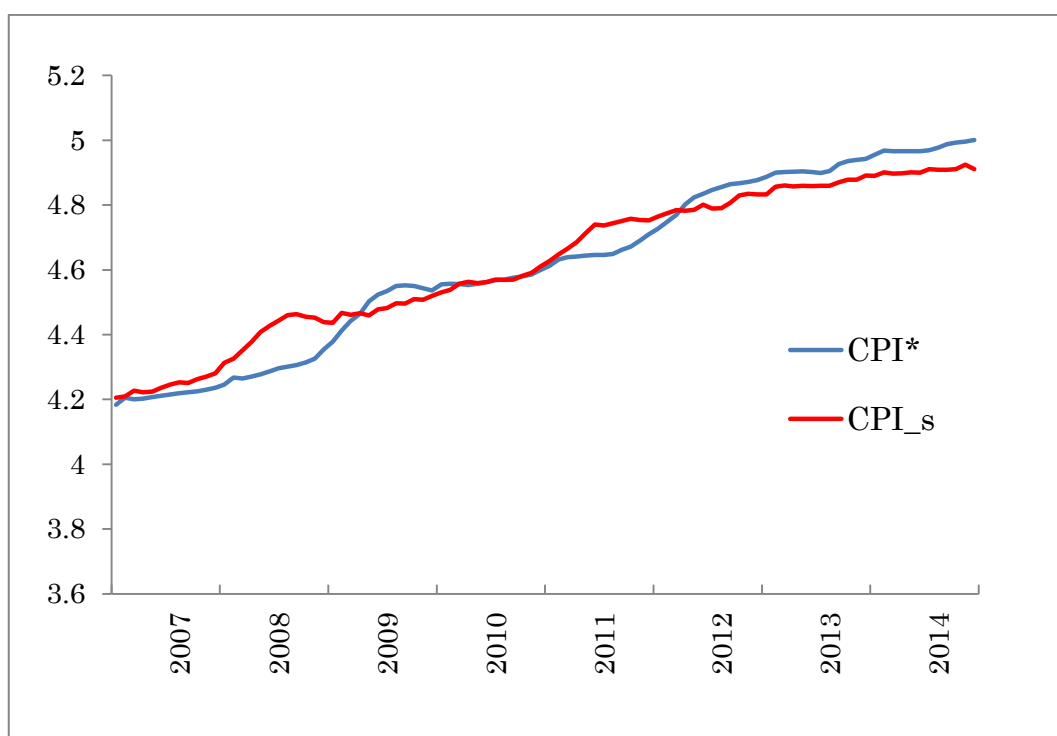
まず、マネーサプライを中間目標にした時の RMSE を見てみよう。表 4-1 を見ると、 $\lambda=0$ の場合、RMSE は 0.08395 となり、もっとも大きな値を取っていることが確認できた。さらに、 λ の値が大きくなると、RMSE は小さくなることが明らかになった。つまり、マネーサプライによる政策調整の程度が大きくなると (マネーサプライを強く反応させる)、RMSE を低下させることができると考えられる。

続いては、金利を中間目標としたケースのシミュレーションから得られた RMSE を検討しよう。表 4-1 によって、 λ が 0 から 2 までの範囲では、RMSE はほとんど大きく変動していないと分かった。具体的には、RMSE 値は約 0.059 となることが明らかである。したがって、そのパフォーマンスは満足できるものである。

なお、マネーサプライの場合と比較すると、金融政策の中間目標に金利を設定した時の方は RMSE がより小さい値をとっていることが判明した。 $\lambda=0.1$ の時、RMSE は最小値になっている。すなわち、 $\lambda=0.1$ はもっとも経済に良いパフォーマンスをもたらすと考えられる。

ここでは、中間目標を金利に、 λ を 0.1 に設定したケースをグラフ化する。

図 4-2 目標物価経路およびシミュレーション値 (VAR5)



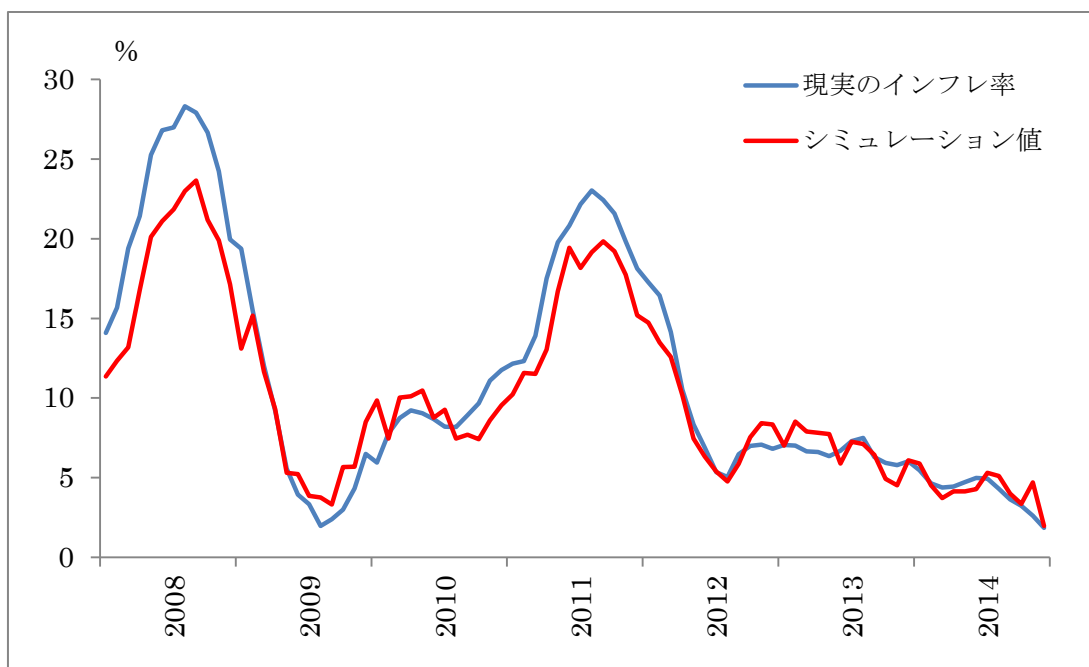
CPI_s : シミュレーション値

図 4-2 を見れば、一貫して、シミュレーション値は目標物価経路をほぼ追跡していることが確認できた。しかしながら、2008 年および 2011 年（ベトナムにおいて、起きた 2 桁のハイパーインフレーションの時期）は、シミュレーション値と目標値との乖離が発生したものの、大差はないと見られる。したがって、ベトナムにおける金融政策運営に関しては、景気動向が予測できないショックまたは対応できない内生的な問題などからの影響を受けた場合、物価目標を達成することがより難しいと考えら

れる。

なお、シミュレーション値および現実の物価上昇率を比較してみよう。

図4-3 現実のインフレ率およびシミュレーション値 (VAR5)



現実のインフレ率のデータ出所 : *International Financial Statistic*

図4-3を見ると、シミュレーションのインフレ率は現実のインフレ率とほぼ同様に推移していることが明らかである。ただし、2008年と2011年には、シミュレーション値は現実値を下回っているが、大差がないことに注目する。つまり、この期間においては、中央銀行の金融引き締めはまだまだ低かったと思われる。これに対して、ほかの時期においては、現実値は若干下回ることが確認できた。特に、2012年から、ほぼ一致して動いている。したがって、金利を中間目標としたら、物価目標を達成する可能性があると考えられる。

5.2 外生変数を入れたVAR (VAR 5+1)

ベトナムは2007年1月に正式にWTOのメンバーとなった。WTO加盟後には、ベトナム経済開放度の高まりに伴って、国際経済の変動および世界金融危機からの影響を受けやすくなってしまおうと考えられる。また、第2章の実証分析によると、WTO加盟後、ベトナムにおけるインフレーションは国際価格の変動に対してさらに敏感になっていることが確認できた。そのため、本節では、コモディティの国際価格指数(CP)を外生変数として、VARモデル設定の考慮に入れる(以下はVAR5+1という)。

また、節 5.1 と同様に、政策調整係数に 0 から 2 までの値を順次代入していく。それから、VAR 5+1 モデルと政策ルールとの組み合わせモデルによってシミュレーションを行う。

RMSE の結果は以下の表 4-2 が示している。

表 4-2 VAR 5+1 を使ったシミュレーションの RMSE

中間目標	政策調整係数						
	0	0.1	0.25	0.5	1	1.5	2
M	0.08436	0.08387	0.08284	0.08129	0.07867	0.07340	0.06745
R	0.06244	0.06240	0.06236	0.06240	0.06237	0.06239	0.06245

表 4-2 を見ると、政策調整係数が 0 から 2 までの範囲で、VAR5 によるシミュレーションの結果と比較すると一貫して、マネーサプライのケースも金利のケースも RMSE 値はより大きいと分かった。つまり、VAR モデルに外生変数を入れたら、RMSE は高くなってしまう。したがって、第 2 章の分析結果と同様に、国際価格は明らかにベトナムの物価の変動に影響を与えることが確認できた。外生的なショックからの影響を受けた時、国内におけるインフレーションのコントロールおよびインフレ目標を達成することは難しくなると考えられる。

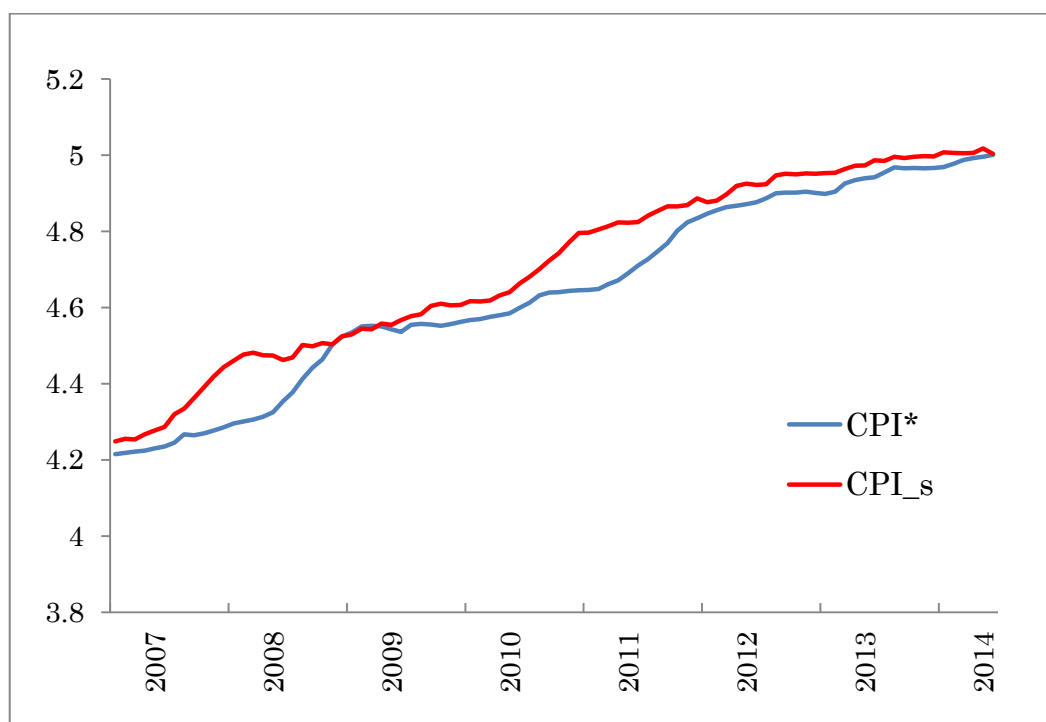
ここで、それぞれのケースを見てみよう。まず、中間目標にマネーサプライを設定した時、VAR5 モデルを使ったシミュレーションからの結果と同様に、 $\lambda=0$ の場合、RMSE はもっとも大きな値をとっている。したがって、目標値と現実値との乖離を強く調整したら、パフォーマンスはより良くなると思われる。

続いては、金利を中間目標とした時、RMSE 値は約 0.062 となり、パフォーマンスは満足のいく結果である。そして、中間目標にマネーサプライを設定した時と比較すると、このケースの RMSE がより小さい値を取っていることは確認できた。また、RMSE の最小値は 0.06236 であるが、政策調整係数は 0.25 であり、VAR5 モデルのケースより大きい値となる。つまり、外生的なショックからの影響により、金融政策運営上、インフレーションの現実値と目標値との乖離が大きくなるため、金利の調整

程度をより高くする必要があると考えられる。

このように、外生変数を入れた VAR モデルを使ったシミュレーションのケースにおいては、もっとも優れているのは中間目標に金利を、 λ を 0.25 と設定した時であることが明らかである。参考のために、このケースを図示する。

図 4-4 目標物価経路およびシミュレーション値 (VAR5+1)



CPI_s : シミュレーション値

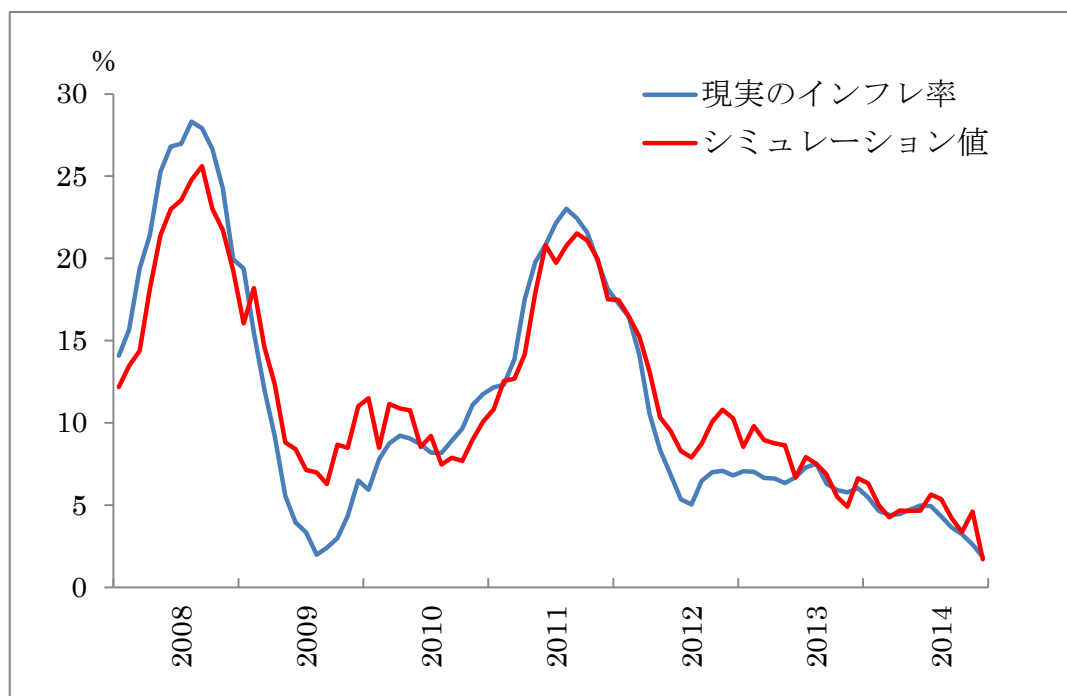
図 4-4 から見ると、VAR5 を使ったシミュレーションの場合と比較すれば、このケースには、シミュレーション値は目標値を若干上回ることが明らかになった。しかしながら、目標経路からの乖離はあまり大きくない。さらに、シミュレーションによる物価経路は目標物価経路とほぼ同じように動いている。つまり、外生変数を入れても、金利を中間目標としたら、経済のパフォーマンスの良さは変化しない。マネーサプライより金利の方が望ましいということについて、組み合わせモデルの頑健性を確認できた。

続いては、以下の図 4-5 には VAR5+1 を使ったシミュレーション値および現実の物価上昇率の推移が示されている。

VAR5 によるシミュレーションのケースと比べると、VAR5+1 を使ったシミュレーション値は高くなっているものの、現実のインフレ率とほぼ同様に動いていることが

判明した。ただし、このケースにおいても、ベトナムにおいて、中央銀行の金融引き締めまたは金融緩和の程度は低かったことが確認できた。

図4-5 現実のインフレ率およびシミュレーション値 (VAR5+1)



現実のインフレ率のデータ出所 : *International Financial Statistic*

このように、外生変数を入れても入れなくても、VAR モデルと政策ルールとの組み合わせによるシミュレーションの結果はほとんど変化しない。すなわち、金利を中間目標にしたら、よいパフォーマンスが得られる。ただし、VAR5 のケースと比較すると、外生変数を入れたケースにおいて、シミュレーション値と目標値との乖離はより大きいと認められた。つまり、国際価格からの影響により、物価目標を達成することは難しくなると考えられる。したがって、ベトナムにおいては、中央銀行は外生的なショックに対してどのように適切に対処するかは重要な課題となっていると思われる。

まとめると、いずれのケース (VAR5 および VAR5+1) においても、動学的シミュレーション結果から見ると、マネーサプライより中間目標に金利を設定した時の方は RMSE が小さい値を取ることは明らかである。したがって、中央銀行の金融政策運営上、中間目標はマネーサプライより金利の方が望ましいと言える。ただし、ベトナムにおいて、内生・外生的なショックからの影響に対する対応は課題となると考えられる。

6. 政策的インプリケーション

シミュレーション結果から見ると、ベトナムにおいては、金融政策運営に関して、物価安定を最終目標として目指すために、中間目標としてマネーサプライより金利の方が望ましいことが確認できた。したがって、中央銀行は経済変動に応じて、適切に政策調整係数を設定した上で金利を柔軟に調整するか、もしくは、確実にコントロールするならば、金融政策は有効に機能し、政策目標を達成する可能性が高いと考えられる。

しかしながら、現在、中央銀行の金融政策運営には依然としてさまざまな問題がある。まず、ベトナムにおいて、政府が政策目標を決定して、金融政策の実施に介入することによって中央銀行の独立性が制限されると指摘された。中央銀行の極めて弱い独立性は金融政策の有効性を失ってしまうと思われる。次に、ベトナムは政策運営・管理メカニズムが未熟であるにもかかわらず、政府は多様性を持つ金融政策目標を目指す（銀行システムの安定というあいまいな目標を追及したこともある）。したがって、中間目標および操作目標がはっきりと設定されないため、金融政策運営の困難につながると考えられる。結局、現実値は目標値からかなり乖離して、政策は有効に機能しない状況となってきた。また、中央銀行は国内における経済変動および外生的なショックからの影響についての分析・予測能力がまだ低い。そのため、中央銀行はショックに対して受動的に対応して、政策実施のタイミングが遅れて、政策規模も足りないきらいがある。

以上の問題を解決するために、次のような政策的インプリケーションを提言する。まず、中央銀行の独立性を強化することが重要である。2010年の国家銀行法の改正によると、中央銀行は金融政策運営に関して、政府の目標を達成するために、政策手段を決定するという権限を持ち、責任を負う。したがって、中央銀行は迅速に経済変動についての情報を得て、確実に分析するべきである。その上では、適切に政策手段・操作目標・中間目標を選択して、より積極的に政策を運営する。また、中央銀行のスタッフは経済状況の分析または景気動向の予測能力を高める必要がある。正確な予測は政策実行のタイミングの良さをもたらすと思われる。次に、ベトナムは唯一の政策目標を追及するべきである。このようにすれば、運営目標およびトランスミッションメカニズムを明らかに設定できるようになる。金融政策変数をコントロールすることも困難な状態に陥らないと考えられる。そして、中央銀行は有効に金融政策を運営す

るために、政策決定内容および実施過程の透明性を向上する必要がある。中央銀行は定期的に具体的に金融政策運営の結果、今後の課題・目標などを公表するべきである。最後に、本研究の分析結果により、金利の物価への影響力が高いこと、および、中間目標として金利の方が望ましいことをはっきりと理解できた。このように、ベトナムにおいては、適切に金利をコントロールすることを通じて、金利を重視する金融政策を運営するべきである。

7. 結論

本章では、2007年以降（WTO加盟後）、ベトナムにおける金融政策の中間目標として、マネーサプライか、それとも、金利か、どの変数が適切であるかということについて検証を行った。

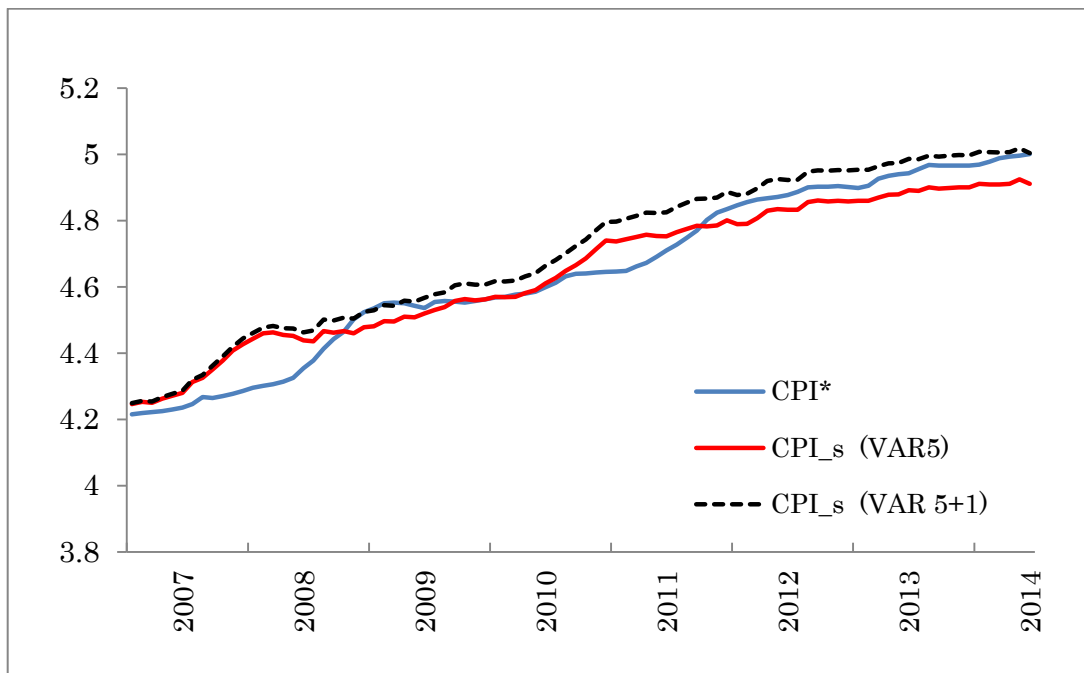
中間目標を選択することに関しては、内生変数を用いる VAR モデル（VAR5）およびコモディティの国際価格指数を外生変数として考慮に入れた VAR モデル（VAR5+1）を推計して、金融政策ルールをそれぞれ組み合わせた上で、動学的シミュレーションを実行した。シミュレーション結果としては、次のようにあげられる。① それぞれの RMSE 値を比較すると、いずれのケース（VAR5 および VAR5+1）においても、中間目標として、マネーサプライより金利の方が望ましい。すなわち、金融政策の中間目標に金利を設定した時、RMSE がより小さい値を取り、パフォーマンスは満足できるものとなる。また、金利を通じて、物価安定という最終目標を達成する可能性が高いと言える。② VAR5+1 モデルを用いる検証では、VAR5 のケースと比べると、政策調整係数はより大きい値を取る。つまり、外生的なショックからの影響により、政策目標を達成することは難しくなり、インフレーションの現実値と目標値との乖離が大きくなるため、金利の調整程度はより高くする必要があると考えられる。③ 中間目標を金利にした場合をグラフ化すると、シミュレーション値は目標物価経路をほぼ追跡していることが確認できた。ただし、2008年および2011年（ハイパーインフレが発生した時期）には、シミュレーション値は現実値を下回っているが、中央銀行の金融引き締め程度はまだ低かったと解釈できた。④ VAR5 を使ったシミュレーションの場合と比較すれば、VAR5+1 のケースは、シミュレーション値は目標値を若干上回ることが見られる。このように、ベトナムにおいては、外生的なショックに対する対応は課題となると思われる。

最後に、ベトナムにおける中央銀行の金融政策運営について、いくつかの政策的イ

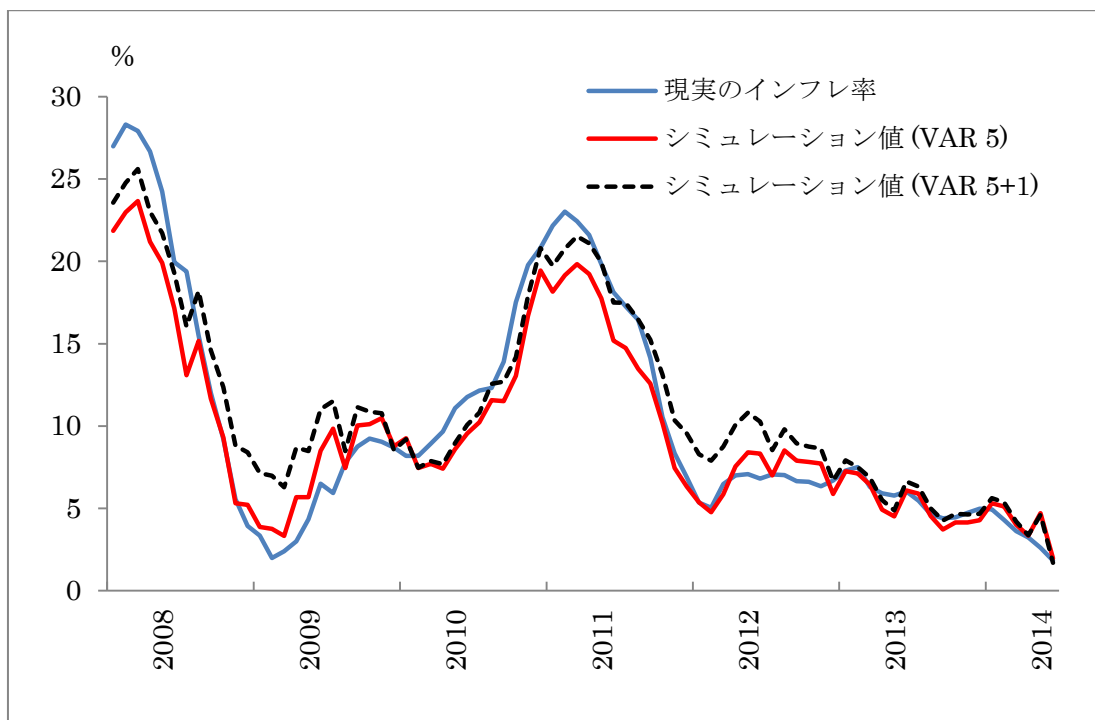
ンプリケーションを提案する。金融政策をより効果的に運営するため、中央銀行の独立性を強化すること、または、スタッフの分析・予測能力および政策決定内容・実施過程の透明性を向上することが必要であると考えられる。そうすると、予測できないショックに対して、うまく対応できて、経済への悪い影響を最小限に抑えることができると思われる。

付録

付図 4-1 目標物価経路およびシミュレーション値 (金利のケース、まとめ)



付図 4-2 現実のインフレ率およびシミュレーション値 (金利のケース、まとめ)



おわりに

本研究においては、ベトナムにおけるインフレーションおよび金融政策に関して、いろいろな手法を用いて実証分析を行った。

第1章はベトナムの経済状況について述べている。具体的には、1986年から現在までの経済成長、インフレーションおよび金融政策を詳しく調べた。ベトナムにおいては、ドイモイ政策の成果により、高成長率を維持できたものの、高物価上昇圧力を掛けられたことが明らかになった。特に、WTO加盟後、インフレ率の変動は激しくなったが、中央銀行の対応は不十分で、金融政策はあまり有効に機能しなかった。中央銀行は弱い独立性、低い分析・予測能力を持ち、政策運営の目標およびトランスミッションメカニズムをはっきりと設定しなかった。ただし、2007年末以降、中央銀行は頻繁に金利を調整して、景気状況に応じて、金融政策をより柔軟に運営しようとする努力をしている。

第2章はベトナムにおけるインフレーションに影響を与える要因について6変数によるLA-VARモデルを用いて検証した。実証結果から見ると、ベトナムでは、インフレーションの慣性が発生したことが確認できた。また、先行研究とは異なり、為替レートは物価に対する役割を果たさないという結果が得られた。そして、推定期間をWTO加盟前およびWTO加盟後に分割し、比較しながら分析を行った。WTO加盟後、マネーサプライは物価の動向に対する説明力が低下しているが、金利は物価への影響の程度は小さいが、説明力は強くなっていることが判明した。また、外生的なショックである国際価格からの影響は物価上昇に対して、直接に強い因果関係を持っていることも注目された。

第2章の実証分析により、物価の変動に対する金利の役割を解釈できたため、第3章はベトナムにおける金融政策運営について、シンプルなテイラー・ルールおよび拡張・修正したテイラー・ルールに基づいて、TSLSモデルを用いて、実証分析を行った。推定結果により、中央銀行の金融政策の特徴は下記のように挙げることができる。まず、ベトナム中央銀行は金利安定性に重点を置いた政策を実施している。次に、インフレーションに関して、バックワード・ルッキングではなく、フォワード・ルッキングであった。そして、中央銀行は物価上昇に対しては、まだ積極的に金融政策を運営しなかった。加えて、景気変動および為替相場への対応は一貫していなかった。最後に、WTO加盟前は、テイラー・ルールによって、金融政策運営は説明できなかつ

た。これに対して、WTO 加盟後は、政策金利は物価上昇に有意に反応することになった。

第 2 章および第 3 章の分析によると、2007 年以降、中央銀行は物価の動向に応じて、より効果的に金利を操作していたと考えられる。このため、第 4 章では、ベトナムにおいて、WTO 加盟後、インフレ抑制・物価安定という最終目標を達成するために、マネーサプライと金利のどちらを中間目標として利用すべきであるを McCallum (1989、1993) に従い、マクロ経済モデルと金融政策ルールを組み合わせる上で、動学的シミュレーションを実行して、中間目標の選択について検証した。シミュレーションから見ると、いずれのケース（内生変数による VAR モデルおよび外生変数を入れた VAR モデル）においても、中間目標として、マネーサプライより金利の方が望ましいと分かった。つまり、金利を通じた方が、物価安定という最終目標を達成する可能性が高いことが解釈できた。しかしながら、外生的なショックからの影響により、政策目標を達成することは難しくなり、インフレーションの現実値と目標値との乖離が大きくなるため、金利調整の程度をより高くすると必要があることも確認できた。ベトナムにおいては、内生・外生的なショックに対する対応は課題となると考えられる。

最後に、中央銀行の金融政策運営について、いくつかの政策的インプリケーションを提案する。金融政策をより効果的に運営するため、次のようなことを行う必要がある。① 中央銀行の独立性の強化。② 中央銀行のスタッフの経済変動・ショックからの影響についての分析・予測能力の向上。③ 中央銀行の政策決定内容・実施過程の透明性を向上すること。

このように、第 2 章から第 4 章までの実証分析を行ったことにより、最初の章において立てたリサーチクエッションに答えが得られた。本研究はベトナムにおけるインフレーションおよび金融政策に関して、下記のようなことが理解できたと思われる。まず、ベトナムにおいては、WTO 加盟を契機として、物価上昇に対する金利の影響・役割は変化したことが明らかになった。次に、テイラー・ルールに基づく検証によって、ベトナムの金融政策運営の特徴がはっきりと解釈できた。最後に、物価安定を最終目標と設定して、中間目標としては金利の方が望ましいことが分かった。加えて、物価目標経路を達成するための適切な政策調整係数を動学シミュレーションによって見つけた。さらに、先行研究とは異なり、本研究は対象期間に関しては、全期間の

みならず、異なる期間に分割して、比較しながらの分析も行った。サブ・サンプルを検証したことにより、ベトナムの金融政策運営の変化をはっきりと理解できた。

しかしながら、本研究においては、まだ課題が残されている。まず、本研究はデータを十分に取れないため、金利から最終目標へのチャンネルを十分に説明することは難しい。また、ベトナムドンの対ドル為替レート (VND/USD) のみを用いたため、為替相場の物価動向に対する役割を全体的に観察できない。

今後の展望に関しては、まず、他のデータセットを用いて、ベトナムにおける金融政策の最終目標へのチャンネルを検証していきたい。次に、二国間為替レートの代わりに、多国間為替レート（実効為替レート (REER および NEER)）を利用して、物価上昇に与える影響をさらに実証的に分析する。最後に、中央銀行は外生・内生的なショックに対してどのように対処すべきであるか、どのように資本流入をコントロールすべきであるかという新たな研究を進めたい。

参考文献

〈英語文献〉

- [1] Abudari, M. (2006), “The Monetary Policy in Jordan after 1994 : A Taylor Rule Approach,” *Yokohama Journal of Social Sciences*, Vol.11, No.2, pp.209–227.
- [2] Al–Shammari, N. & M. Al–Sabaey, (2012), “Inflation Sources Across Developed And Developing Countries: Panel Approach,” *The Clute Institute, International Business&Economics Research Journal*, Vol.11, No.2, pp.185–194.
- [3] Atkeson, A. et al. (2007), “On the Optimal Choice of a Monetary Policy Instrument,” NBER Working Paper, No. 13398.
- [4] Benavie, A. & R.T. Froyen (1992), “Optimal Monetary and Exchange-Rate Policy with Wage Indexation,” *Journal of Economic Integration*, Vol.7, No.2, pp.151-173.
- [5] Bhattacharya, R. (2014), “Inflation dynamics and monetary policy transmission in Vietnam and emerging Asia,” *Journal of Asian Economics*, No.34, pp.16–26.
- [6] Bui, T.K.T. (2008), “Inflation in Vietnam over the period 1990–2007”, Master Thesis.
- [7] Bui, V.H. & T.M.T. Tran (2015), “The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Vietnam: A VAR Approach,” Graduate Institute of International and Development Studies, Working Paper Series, No.HEIDWP15-2015.
- [8] Butter, F.A.G.D (1983), “Choice of Monetary Policy Instruments in a Stochastic IS-LM model: Some Empirical remarks for The Netherlands,” *De Economist* 131, NR.1, pp.46–54.
- [9] Camen, U. (2006), “Monetary policy in Vietnam: the case of a transition country,” BIS Working Papers, No.31.
- [10] Calvo, G.A. & C.M. Reinhart & C.A. Végh (1994), “Targeting the real exchange rate: theory and evidence,” *Journal of Development Economics*, Vol.47, Issue1, pp. 97–133.
- [11] Cavoli, T. & R.S. Rajan (2008), “Do Monetary Policy Rules Work for Asia?,” University of South Australia, Working Paper, 2008–02.
- [12] Clarida, R., J.Gali, & M.Gertler (1998), “Monetary policy rules in practice-Some international evidence,” *European Economic Review*, Vol.42, pp.1033–1067.
- [13] Fujiwara et al. (2007), “Japanese Monetary Policy during the Collapse of the Bubble Economy,” *Monetary and Economic Studies*, Vol.25, No.2.
- [14] Friedman, B.M. (1988), “Targets and Instruments of Monetary Policy,” NBER Working Paper, No. 2668.
- [15] Friedman, B.M. & K.N. Kuttner (1992), “Money, Income, Prices, and Interest Rates,” *The American Economic Review*, Vol.82, No.3, pp.472–492.

- [16] Friedman, M. & A.J. Schwartz (1963), *A Monetary History of the United States, 1867–1960*, Princeton University Press.
- [17] Friedman, M. (1968), “The Role of Monetary Policy,” *American Economic Review*, Vol.58, No.1, pp. 1–17.
- [18] Garcia, G. (1984), “The Right Rabbit: Which Intermediate Target Should the Fed Pursue?,” *Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives*, Vol.8, No. May/June, pp.15–31.
- [19] Gerlach, S. & G. Schnabel (1999), “The Taylor Rule and Interest rates in the EMU area: A note,” BIS Working Papers, No. 73.
- [20] Gichuki, J. et al. (2012), “The choice of Optimal Monetary Policy Instrument for Kenya,” *International Journal of Economics and Management Sciences*, Vol.1, No.9, pp.1–23.
- [21] Handa, J. (2009), *Monetary Economics, second edition*, Routledge.
- [22] Hoang, V.K. (2014), “The Role of Monetary Policy in the New Keynesian Model: Evidence from Vietnam,” William Davidson Institute Working Paper, No.1075.
- [23] International Monetary Fund (2003), “Vietnam: Selected Issues,” IMF Country Report, No.03/381.
- [24] Islam, M.S. (2011), “Taylor Rule-based Monetary Policy for Developing Economies- A case Study with Malaysia,” *International Review of Business Research Papers*, Vol.7, No.1, pp.134–149.
- [25] Jongwanich, J. & D. Park (2008), “Inflation in Developing Asia: Demand–Pull or Cost–Push?,” ERD Working Paper, No.121.
- [26] Lack, C. (2006), “Forecasting Swiss inflation using VAR models,” *Swiss National Bank Economic Studies*, No.2.
- [27] Le, H.T.T (2011), “Inflation Dynamics in Vietnam,” Master Thesis.
- [28] Le, H.V. & W.D. Pfau (2009), “VAR Analysis of The Monetary Transmission Mechanism in Vietnam,” *Applied Econometrics and International Development*, Vol.9–1, pp.165–179.
- [29] Le, T.H. (2015), “Measuring the Stance of Monetary Policy in Vietnam: A Structural VAR Analysis,” *Asian Journal of Economics and Empirical Research*, Vol.2, No.1, pp.8–22.
- [30] Leung, S. (1999), *Vietnam and the East Asian crisis*, Edward Elgar Publishing,
- [31] Loungani, P. & P. Swagel (2001), “Sources of Inflation in Developing Countries,” IMF Working Paper Series, WP/01/198.
- [32] Malik, W.S. & M.A. Ahmed (2007), “The Taylor Rule and the Macroeconomic Performance in Pakistan,” Pakistan Institute of Development Economics Working Papers.

- [33] Mankiw, N.G. (2006), *Macroeconomics, sixth edition*, Worth Publishers.
- [34] McCallum, B.T. (1988), “Robustness properties of a rule for Monetary Policy,” *Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.29, pp.173 – 203.
- [35] McCallum, B.T. (1989), “Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy,” NBER Working Paper, No. 3047.
- [36] McCallum, B.T. (1993), “Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan,” *Monetary and Economic Studies*, Vol.11, No.2, pp.1 – 45.
- [37] Mehrotra, A. & J.R.S. Fung (2011), “Assessing McCallum and Taylor rules in a cross-section of emerging market economies,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.21, Issue 2, pp.207 – 228.
- [38] Mohanty, MS. & M. Klau (2004), “Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence,” BIS Working Papers, No 149.
- [39] Nguyen, T.H.L. (2010), “The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy in Vietnam,” *Yokohama Journal of Social Sciences*, Vol.15, No.4, pp.99 – 115.
- [40] Nguyen, T.T.V. & S. Fujita (2007), “The Impact of Real Exchange Rate on Output and Inflation in Vietnam: A VAR approach,” Kobe University Discussion Paper, No. 0625.
- [41] Nguyen, T.K. & J. Hirata (2008), “Current Inflation in Vietnam and Some Suggestions for Monetary Policy,” *Ritsumeikan University, Institute of Social Systems, Journal Social System Study*, Vol.17, pp.1 – 20.
- [42] Osorio, C. & D.F. Unsal (2011), “Inflation Dynamics in Asia: Causes, Changes, and Spillovers from China,” IMF Working Paper Series, WP/11/257.
- [43] Pham, T.T.T. & J. Riedel (2012), “On the conduct of monetary policy in Vietnam,” *Asian – Pacific Economic Literature*, Vol.26, No.1, pp.34 – 45.
- [44] Peersman, G. & F. Smets (1999), “The Taylor Rule: A Useful Monetary Policy Benchmark for the Euro Area?,” *International Finance*, Vol. 2, Issue 1, pp. 85 – 116.
- [45] Phelps, E.S. (1967), “Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time,” *Economica*, New Series, Vol.34, No.135, pp.254-281.
- [46] Phillips, A.W. (1958), “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861 – 1957,” *Economica New Series*, Vol.25, No.100, pp.283 – 299.
- [47] Poole, W. (1970), “Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 2, pp.197 – 216.
- [48] Sghaier, I.M. & Z. Abida (2013), “Monetary Policy Rules for A Developing Countries: Evidence from Tunisia,” *The Review of Finance and Banking*, Vol.5, Issue1, pp.35 – 46.

- [49] Shrestha, P.K. & W. Semmler (2015), “Monetary Policy and International Reserves: Empirical Evidence from East Asian Countries,” *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 20, No.3, pp.191–205.
- [50] Sims, C., J. Stock & M. Watson (1990), “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots,” *Econometrica*, Vol. 58, Issue1, pp.113–144.
- [51] Siregar, R. & G. Rajaguru (2005), “Sources of variations between the inflation rates of Korea, Thailand and Indonesia during the post–1997 crisis,” *Journal of Policy Modeling*, Vol.27, Issue.7, pp.867–884.
- [52] Staudinger, S. (2002), “Optimal monetary policy and the term structure of interest rates: a note,” *Journal of Economic Studies*, Vol.29, No.2, pp.98–108.
- [53] Taylor, J.B. (1993), “Discretion versus policy rules in practice,” *Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy*, No.39, pp.195–214.
- [54] Taylor, J.B. (2001), “The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules,” *American Economic Review*, Vol.91, No.2, pp.263–267.
- [55] Tobin, J. (1983), “Monetary Policy: Rules, Targets, and Shocks,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.15, No.4, pp.506–518.
- [56] Treichel, V. (1997), “Broad Money Demand and Monetary Policy in Tunisia,” IMF Working Paper Series, WP/97/22.
- [57] Tsukuda, Y. & T. Miyakoshi (1998) “Granger causality between money and income for the Japanese economy in the presence of a structural change,” *The Japanese Economic Review*, Vol.49, No.2, pp.191–209.
- [58] Vu, T.K. (2012), “The Sources of Recent Inflation in Vietnam: Evidence from a VAR with Sign Restrictions,” TCER Working Paper Series, No.E–43.
- [59] Wenninger, J (1990), “Monetary Aggregates as Intermediate Targets,” *Intermediate Targets and Indicators for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of New York, pp.67–108.
- [60] White, W.R. (1979), “Alternative Monetary Targets and Control Instruments in Canada : Criteria for Choice,” *The Canadian Journal of Economics*, Vol.12, No.4, pp.590–604.
- [61] Yazgan, M.E. & H. Yilmazkuday (2007), “Monetary policy rules in practice: Evidence from Turkey and Israel,” *Applied Financial Economics*, Vol.17, No.1, pp.1–8.

〈日本語文献〉

- [62] 飯塚信夫・加藤久和 (2006), 『Eviewsによる経済予測とシミュレーション入門』日本評論社。

- [63] 今村有里子 (2000), 「日米間の株価連動性」『経営論集』東洋大学第 52 号, 75-90 頁。
- [64] 上野義之 (2008), 「ベトナム経済: インフレ高進で求められる中央銀行の独立性向上とドル化の是正」『国際通貨研究所・国際金融トピックス』第 163 号。
- [65] 小田信之・永幡崇 (2005), 「金融政策ルールと中央銀行の政策運営」『日銀レビュー』2005-J-13。
- [66] 岡江恭史 (2015), 「ベトナム」『農林水産政策研究所・プロジェクト研究』研究資料第 7 号, 93-139 頁。
- [67] 小倉政則 (2012), 「ベトナムの経済・投資状況とその課題」『JOI 機関誌』2012 年 3 月号。
- [68] 石川純正・田中優子・平川佳世子 (2005), 「ベトナムのマクロ経済の現状と今後の課題」『開発金融研究所報』第 24 号, 117-128 頁。
- [69] 伊藤史朗・北川雅章 (1996), 「金融政策ルールに関する計量分析」『同志社大学経済学論叢』第 47 巻第 2 号, 1-50 頁。
- [70] 伊藤隆康 (2012), 「ベトナムにおける銀行制度と金利形成」『新潟大学経済論集』第 93 号, 33-52 頁。
- [71] 岩見元子 (1996), 『ベトナム経済入門』日本評論社。
- [72] 釜国男 (1988), 「貨幣、信用と経済活動」『創価経済論集』第 18 巻第 3 号, 63-84 頁。
- [73] 木村武・種村知樹 (2000), 「金融政策ルールとマクロ経済の安定性」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 2000 年』。
- [74] 岸野文雄 (1993), 「金融政策の中間目標と政策運営」『創価経済論集』第 23 巻第 2 号, 29-46 頁。
- [75] 株式会社大和総研 (2007), 「ベトナムにおける金融インフラ整備支援のための基礎的調査」『金融庁委託調査』。
- [76] 北川雅章 (1995), 「金融政策の目標とルールについて—名目 GDP 目標政策の展望を中心に—」『同志社大学経済学論叢』第 46 巻第 2 号, 303-328 頁。
- [77] 北川雅章 (2005), 「ゼロ金利政策、量的金融緩和政策と名目 GDP 目標政策、物価水準目標政策—シミュレーション分析による評価」『龍谷大学経済学論集』第 45 巻第 2 号, 77-97 頁。

- [78] 金子由芳 (2007), 「ベトナム」『アジア金融セクターの規制緩和に関する法制度研究』日本貿易振興機構アジア経済研究所, 333-350 頁。
- [79] 久保彰宏 (2006), 「インド経済へのインフレ・ターゲティングの適用可能性」『南アジア研究』第 18 号, 117-143 頁。
- [80] 黒川洋行 (2002), 「欧州中央銀行の金融政策におけるテイラー・ルール適用」『関東学院大学経済系』第 210 集, 49-62 頁。
- [81] グエン・スアン・オアイン (2003), 『ベトナム経済—21 世紀の新展開』明石書店。
- [82] 蔡玉成 (2015), 「中国金融政策のテイラー・ルール及び政策反応関数による検証」『埼玉大学経済科学論究』第 12 号, 1-11 頁。
- [83] 齊藤国雄・高微 (2013), 「2000 年代後半における中国の金融政策—テイラールール推計による—考察—」『富士大学紀要』第 45 巻第 2 号, 1-15 頁。
- [84] 地主敏樹 (2000), 「1980 年代後半以降の日本の金融政策—テイラー・ルール型政策反応関数による検証—」『国民経済雑誌』第 181 巻第 1 号, 83-104 頁。
- [85] 地主敏樹・尾崎泰文(2002), 「ポリシー・ミックスの検討: 1980 年代後半以降の日本マクロ経済政策」『国民経済雑誌』第 185 巻第 6 号, 37-55 頁。
- [86] 杉本喜美子・里麻克彦 (2012), 「ECB の金融政策とテイラールール」『大阪学院大学経済論集』第 26 巻第 2 号, 23-64 頁。
- [87] 薛軍 (2008), 「移行期におけるベトナムのドイモイ改革及び課題」『長崎工業経営専門学校大東亞経済研究所年報』第 88 巻第 3 号, 239-263 頁。
- [88] 関口末夫&トラン・ヴァン・トゥ (1992), 『刷新 (ドイモイ) と経済建設』勁草書房。
- [89] 田中敦 (2006), 『日本の金融政策: レジームシフトの計量分析』有斐閣。
- [90] 田中勇人 (2015), 「小国開放経済における金融政策ルール ASEAN 諸国の金融政策、為替相場制度について」『明星大学経済学研究紀要』第 47 巻第 1 号, 29-44 頁。
- [91] 高屋定美・栗原裕 (2001), 「EU におけるテイラールール適用の是非—ユーロ圏における実証分析—」『日本 EU 学会年報』第 2001 巻第 21 号, 209-221 頁。
- [92] 寺本実 (1998), 「経済が伸び悩むなか、政治は引き締めへ」『IDE-JETRO 動向分析レポート』1998 年。
- [93] トラン・ヴァン・トゥ (2010), 『ベトナム経済発展論』勁草書房。

- [94] 日本銀行調査統計局 (1988), 「信用集計量 (Credit Aggregates) について」『調査月報』1988年12月号。
- [95] 羽森茂之 (2009), 『ベーシック計量経済学』中央経済社。
- [96] 原田泰・佐藤綾野 (2009), 「昭和恐慌期前後の金融政策はどのように行われたのか—テイラー・ルールとマッカラム・ルールによる解釈—」『RIETI Discussion Paper Series』09-J-025。
- [97] 平松毅一郎 (2008), 「急速な発展を見せるベトナムの問題点」『FFG 調査月報』第4巻, 23-25頁。
- [98] 中澤正彦 (2002), 「名目金利と経済動向」『PRI Discussion Paper Series』02A-22。
- [99] 丹野勲 (1995), 「ベトナムの企業経営: ドイモイ政策・外資政策・日本企業の進出を中心として」『神奈川大学・国際経営論集』第8号, 81-113頁。
- [100] 久山淳爾 (2013), 「ベトナム経済危機説に関する考察—対外債務危機、通貨危機、銀行部門の問題点—」『財務省広報誌』第49巻第5号, 32-43頁。
- [101] 広江満郎 (1997), 「金融政策と金融指標の選択」『関西大学経済論集』第46巻第5号, 197-216頁。
- [102] 福地亜希 (2011), 「ベトナム経済: 景気は堅調ながらも対外信認の回復が課題」『BTMU Asean Topics』2011/1号。
- [103] 松浦克己, コリン・マッケンジー (2012), 『EViewsによる計量経済分析』東洋経済新報社。
- [104] 三浦有史 (2008), 「ベトナムは通貨危機に陥るのか—グローバル化で高まる脆弱性の本質を読み解く—」『環太平洋ビジネス情報』第8巻第30号, 29-60頁。
- [105] みずほ総合研究所 (2008), 「08年ベトナム経済の変調を振り返って」『みずほレポート』。
- [106] みずほ総合研究所 (2014), 「ベトナム経済はなぜ堅調か」『みずほインサイト』。
- [107] みずほ総合研究所 (2014), 「ベトナムの景気は持ち直す見通し」『みずほインサイト』。
- [108] 三菱UFJリサーチ&コンサルティング (2008), 「WTO加盟後のベトナム経済」『調査レポート』07/71号。
- [109] 三菱UFJリサーチ&コンサルティング (2011), 「ベトナム経済の現状と今後の展望—経常赤字拡大とドン安進行を解消できるか?—」『調査レポート』。

- [110] 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング (2015), 「ベトナム経済の現状と今後の展望—高成長よりも不均衡・非効率の解消が必要なベトナム経済—」『調査レポート』。
- [111] 三菱東京 UFJ 銀行 (2006), 「第 10 回共産党大会を控えたベトナム経済の動向」『経済レビュー』第 7 号。
- [112] 宮尾龍蔵 (2006), 『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社。
- [113] 宮澤健介 (2010), 「日本におけるテイラー・ルール」『財務省財務総合政策研究所・フィナンシャル・レビュー』第 99 号, 82–96 頁。
- [114] 村上敬進 (2003), 「金融政策の遅れと金利スモーキング政策」『龍谷大学経済学論集』第 43 巻第 1 号, 111–123 頁。
- [115] 毛利良一 (1992), 「ベトナムにおける経済改革の現状と課題」『日本福祉大学・社研年報』第 7 号。
- [116] 山崎勝 (1991), 「ベトナムにおける社会主義国家建設と「ドイモイ」政策の歴史的意義」『創大アジア研究』第 12 巻, 121–139 頁。
- [117] Bui Thien Thu (2000), 「ベトナム金融制度改革による国内貯蓄の吸収—経済発展との関連において—」『岡山大学大学院社会文化科学研究科紀要』第 10 号。
- [118] Luan Thuy Duong, Bui Quoc Tuan (2001), 「アジア通貨危機以後のベトナム—ドイモイは継続できるのか」『拓殖大学海外事情』第 49 巻第 3 号, 19–28 頁。

〈ベトナム語文献〉

- [119] Dang Anh Tuan (2013), “Qui tac thuc thi chinh sach tien te va ket qua kinh te vi mo trong dieu kien Viet Nam” (ベトナムにおける金融政策運営およびマクロ経済効果), *Tap chi Kinh te & Phat trien*, Vol.190, pp. 15–19.
- [120] Dinh Thi Thu Hong (2013), “Hieu qua cua chinh sach tien te thong qua kenh truyen dan lai suat” (金利のトランスミッションを通じた金融政策の効果), *Tap chi Phat trien & Hoi nhap*, Vol.12, No.22, pp.39–47.
- [121] Nguyen Duc Long, Le Quang Phong (2012), “Nguyen tac Taylor trong dieu hanh chinh sach tien te” (金融政策運営上のテイラー・ルール), *Tap chi Ngan hang*, Vol.23.
- [122] Nguyen Khac Quoc Bao (2013), “Nghien cuu truyen dan chinh sach tien te o Viet Nam” (ベトナムにおける金融政策のトランスミッションメカニズム), *Tap chi Phat trien & Hoi nhap*, Vol.13, No.23, pp. 15–22.

- [123] Nguyen Thi Lien Hoa, Tran Dang Dung (2013), “Nghien cuu lam phat tai Viet Nam theo phuong phap SVAR” (ベトナムにおけるインフレーション—SVARによる検証—), *Tap chi Phat trien & Hoi nhap*, Vol.10, No.20, pp.32–38.
- [124] Nguyen Thi Thu Hang, Nguyen Duc Thanh (2010), “Cac nhan to vi mo quyet dinh lam phat o Viet Nam giai doan 2000–2010” (2000年から2010年までのベトナムにおけるインフレーションに影響を与えるマクロ経済学の変数), *Trung tam nghien cuu kinh te va chinh sach VEPR*.
- [125] Pham The Anh (2009), “Xac dinh nhan to quyet dinh lam phat o Viet Nam” (ベトナムにおけるインフレーションの決定要因), *Tap chi Kinh te va Phat trien*, Vol.150, pp.29–35.
- [126] To Thi Anh Duong et al. (2012), “Lam phat muc tieu va ham y doi voi khuon kho chinh sach tien te o Viet Nam” (インフレターゲットリングおよびベトナムにおける金融政策へのインプリケーション), *Tri Thuc*.
- [127] Tran Hoang Ngan et al. (2014), “Chinh sach tien te va cac cong cu thuc thi tai Viet Nam giai doan 1986–2013” (1986年から2013年までのベトナムにおける金融政策および政策手段), *Tap chi Phat trien Kinh te*, Vol.288, pp.2–18.

〈ウェブサイト〉

Asian Development Bank : <https://www.adb.org/>

General Statistics Office of Vietnam: <https://www.gso.gov.vn/>

International Monetary Fund: <http://www.imf.org/>

State Bank of Vietnam: <http://www.sbv.gov.vn/>

World Bank Data: <http://data.worldbank.org/>

在ベトナム日本大使館経済班 : <http://www.vn.emb-japan.go.jp/jp/economic.html>

図表リスト

- 図 1-1 GDP 成長率とインフレ率の推移 (1986 年—1996 年)
- 図 1-2 ベトナムの経済状況 (1997 年—2006 年)
- 図 1-3 ベトナムの経済状況 (2007 年—2014 年)
- 図 1-4 一人当たり GDP の推移 (2005 年ドル価格)
- 図 1-5 ASEAN 諸国におけるインフレ率の推移 (1990 年—2014 年)
- 図 1-6 マネーサプライ成長率の推移
- 図 2-1 GDP 成長率とインフレ率の推移
- 図 2-2 経済開放度の推移
- 図 2-3 政策金利とインフレ率の推移
- 図 2-4 対ドル減価率とインフレ率の推移
- 図 2-5 マネーサプライ成長率とインフレ率の推移
- 図 2-6 インパルス応答
- 図 2-7 インパルス応答 (WTO 加盟前)
- 図 2-8 インパルス応答 (WTO 加盟後)
- 図 3-1 テイラー・ルールと現実値 (ベトナムの場合)
- 図 4-1 金融政策のアプローチ
- 図 4-2 目標物価経路およびシミュレーション値 (VAR5)
- 図 4-3 現実のインフレ率およびシミュレーション値 (VAR5)
- 図 4-4 目標物価経路およびシミュレーション値 (VAR5+1)
- 図 4-5 現実のインフレ率およびシミュレーション値 (VAR5+1)

- 表 2-1 グレンジャー因果性検定の結果
- 表 2-2 予測の分散分解の結果
- 表 2-3 グレンジャー因果性検定の結果 (サブ・サンプル分析)
- 表 2-4 予測の分散分解の結果 (サブ・サンプル分析)
- 表 3-1 シンプルなテイラー・ルールの推計結果
- 表 3-2 金利スムージングしたシンプルなテイラー・ルールの推計結果
- 表 3-3 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (現在値)
- 表 3-4 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (過去の値)

- 表 3-5 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (将来値)
表 3-6 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (ダミー変数を入れた場合)
表 3-7 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (過去の値) (サブ・サンプル)
表 3-8 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (現在値および将来値の場合)
(サブ・サンプル)

表 4-1 VAR 5 を使ったシミュレーションの RMSE

表 4-2 VAR 5+1 を使ったシミュレーションの RMSE

付図 1-1 外国直接投資純流入の推移

付図 1-2 金利の推移

付図 1-3 対ドル為替レートの推移

付図 4-1 目標物価経路およびシミュレーション値 (金利のケース、まとめ)

付図 4-2 現実のインフレ率およびシミュレーション値 (金利のケース、まとめ)

付表 1-1 GDP 成長率の目標値および実績値

付表 1-2 インフレ率の目標値および実績値

付表 1-3 マネーサプライ成長率の目標値および実績値

付表 2-1 単位根検定の結果

付表 3-1 シンプルなテイラー・ルールの推計結果

付表 3-2 金利スモーキングしたシンプルなテイラー・ルールの推計結果

付表 3-3 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (現在値)

付表 3-4 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (過去の値)

付表 3-5 開放経済のテイラー・ルールの推計結果 (将来値)