



Title	対外開放政策推進下の中国における物価動向に関する研究
Author(s)	南川, 高範
Citation	北海道大学. 博士(経済学) 甲第11065号
Issue Date	2013-09-25
DOI	10.14943/doctoral.k11065
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/53795
Type	theses (doctoral)
File Information	Takanori_Minamikawa.pdf



[Instructions for use](#)

北海道大学大学院経済学研究科
博士学位論文

対外開放政策推進下の中国における物価動
向に関する研究

Study on Price Level and Excess Money under Open Door
Policy in China

南川 高範
MINAMIKAWA Takanori

2013年9月
September 2013

はじめに

本研究は、対外開放政策を進めてきた中国における特徴的な物価動向が、どのような要因により説明されるかを検証したものである。1990 年以降中国では、高く安定的な経済成長を達成した反面、物価上昇率は大きく変動している。また 1998 年から 2002 年にかけては物価が下落している時期もあり (図 1)、安定的な経済成長の下で物価上昇率が大きく変動し、物価下落を経験している状況をパズルとして捉えている研究もある。いくつかの既存研究では、中国の物価上昇率の推移が国内の総需要の要因により説明されるという主張がなされているが、総需要の拡大だけでは経済成長が安定的であるのに物価上昇率が大きく変動しているという状況は説明できない。

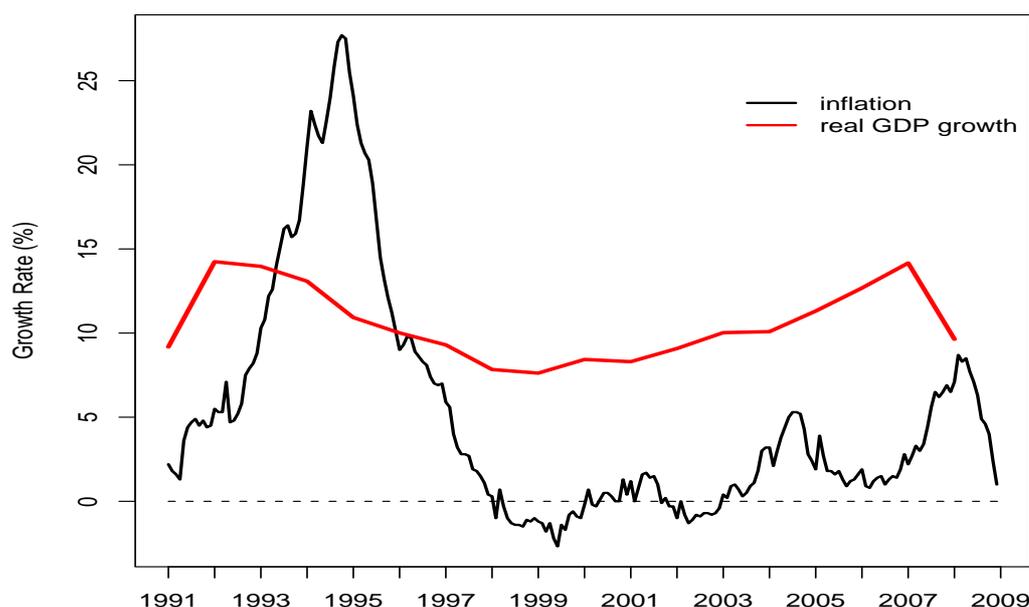


図 1: 中国の実質 GDP 成長率と物価上昇率の推移

物価上昇率:IMF (2012)

実質 GDP 成長率:中国国家統計局 Web ページ

URL: <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2011/indexch.htm>

この研究では、1990 年以降の中国を対外開放政策推進期間として定義し、対外的な要

因が中国の物価上昇率の推移にどのような影響を与えたかについて検証する。また物価上昇率の動きを説明する要因として、既存研究で指摘されている総需要以外の要因である貨幣的要因に注目し、貨幣需給を含む多変量回帰モデルを推定する。モデルに関する変数選択の仮説検定により貨幣需給が為替からの影響を受けることを示し、モデルにおける係数の推定結果から物価の加速度が貨幣需給から有意に影響を受けることを示した。さらに貨幣需給は実質 GDP の加速度に対して有意に影響を与えないことも示した。この推定結果は、安定的な経済成長下で物価が大きく変動しているという結果と整合的であると考えられる。

論文の構成は、まず第 1 章で対外開放政策推進期間を定義しその期間の中国経済の背景について述べる。続いて第 2 章では、構造変化の視点から物価上昇に影響を与えた要因について検証する。第 1 章までで対象期間に国内の制度改革や世界貿易機構への加盟など中国経済が大きな変化を経験しているということが示されており、第 2 章ではこのような変化が物価上昇率の従う時系列過程に構造変化をもたらしているかについて検証する。第 3 章では、中国の物価上昇率の推移を説明する具体的な変数を特定するために、多変量回帰モデルを用いた分析を行う。このモデルには、貨幣需要関数として識別される誤差修正項が含まれており、貨幣需給と物価の加速度との関係を検証することを可能にする。さらに第 4 章では、開放マクロ経済モデルを用いて、第 3 章で指摘された結論の妥当性を検証し、最後に全体を通じての結論を述べる。

目次

第 1 章 対象期間における中国経済の背景	9
1.1 国内の制度改革について	10
1.2 アジア通貨危機の影響	13
1.3 WTO 加盟	14
1.4 為替制度の変更	20
1.5 まとめ	21
第 2 章 構造変化の特徴からみる中国の物価変動の要因分析	25
2.1 はじめに	25
2.2 データと分析方法	27
2.3 実証分析の結果	30
2.4 結論	37
補論 1: 長期記憶の性質を考慮した単位根検定について	38
補論 2: 複数の構造変化を想定した未知の構造変化点の分析	41
補論 3: 信頼区間の計算	44
第 3 章 対外開放政策推進下の中国における物価動向と貨幣の超過供給	47
3.1 はじめに	47
3.2 モデル	49
3.3 データと分析結果	51
3.4 結論	61

補論 1: I(2) 共和分ランクの検定	64
補論 2: I(2) パラメータの推定	67
第 4 章 開放マクロ経済モデルによる中国の物価変動の要因分析	70
4.1 基本モデル	72
4.2 基本モデルに対する修正	74
4.3 パラメータの設定と構造ショック	76
4.4 シミュレーション分析	80
4.5 結論	96
補論: 貨幣的要因を含む物価上昇率決定式の導出	98
本研究の結論	101
謝辞	109
付録: データの出典	110

表目次

表 1	単位根検定の結果	28
表 2	構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1985 年 1 月から 2008 年 12 月) . .	30
表 3	構造変化の回数の検定 (サンプル期間 1985 年 1 月から 2008 年 12 月) . .	31
表 4	構造変化の回数に対応する構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1985 年 1 月から 2008 年 12 月)	31
表 5	構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月) . .	32
表 6	構造変化の回数の検定 (サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月) . .	32
表 7	構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs(サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)	34
表 8	構造変化後の期間の CPI インフレーションの IRFs(サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)	34
表 9	構造変化の回数に対応する構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)	35
表 10	構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs(サンプル期間 1996 年 12 月から 2008 年 12 月)	36
表 11	レベル変数に対する単位根検定の結果	55
表 12	階差変数に対する単位根検定の結果	55
表 13	共和分ベクトルの識別制約	55
表 14	共和分ベクトルの推定結果	56
表 15	尤度比検定の結果	58

表 16	調整係数の推定結果	58
表 17	構造パラメータのカリブレーション結果	79
表 18	各章使用データの出典	110

図目次

図 1	中国の実質 GDP 成長率と物価上昇率の推移	1
図 2	中国の貸出利子率、預金利子率の推移 (1995-2005)	14
図 3	1994 年の中国の輸出相手地域構成	15
図 4	1997 年の中国の輸出相手地域構成	16
図 5	2002 年の中国の輸出相手地域構成	16
図 6	2008 年の中国の輸出相手地域構成	17
図 7	対中 FDI の推移 (1991-2008)	17
図 8	1995 年の対中 FDI の構成	18
図 9	2000 年の対中 FDI の構成	18
図 10	2005 年の対中 FDI の構成	19
図 11	1994 年の中国の輸入相手地域構成	23
図 12	1997 年の中国の輸入相手地域構成	23
図 13	2002 年の中国の輸入相手地域構成	24
図 14	2008 年の中国の輸入相手地域構成	24
図 15	中国の物価上昇率の ACF と PACF	28
図 16	構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs	33
図 17	構造変化後の期間の CPI インフレーションの IRFs	33

図 18	構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs(1996 年 12 月以降)	35
図 19	対中 FDI の金額推移 (10 億ドル)	38
図 20	貨幣の超過供給の推移	59
図 21	中国と米国の名目実効為替レートの推移	59
図 22	中国の利子率の推移	60
図 23	輸入価格の推移	60
図 24	対中 FDI の金額推移 (10 億ドル)	62
図 25	消費の成長率の推移 (1993-1997)	81
図 26	産出の成長率の推移 (1993-1997)	81
図 27	名目実効為替レートの推移 (1993-1997)	82
図 28	実質実効為替レートの推移 (1993-1997)	82
図 29	輸入の成長率の推移 (1993-1997)	83
図 30	輸出の成長率の推移 (1993-1997)	83
図 31	物価上昇率の推移 (1993-1997)	84
図 32	対中 FDI の推移 (1993-1997)	84
図 33	需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数	85
図 34	技術ショックに対する内生変数のインパルス応答関数	88
図 35	為替ショックに対する内生変数のインパルス応答関数	89
図 36	外国需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数	89
図 37	消費の成長率の推移 (1999-2005)	90
図 38	産出の成長率の推移 (1999-2005)	90
図 39	名目実効為替レートの推移 (1999-2005)	91

図 40	実質実効為替レートの推移 (1999-2005)	91
図 41	輸入の成長率の推移 (1999-2005)	92
図 42	輸出の成長率の推移 (1999-2005)	92
図 43	物価上昇率の推移 (1999-2005)	93
図 44	対中 FDI の推移 (1999-2005)	93
図 45	需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)	94
図 46	技術ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)	94
図 47	為替ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)	95
図 48	外国需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)	95

第1章 対象期間における中国経済の背景

第1章では、分析対象となる対外開放政策推進期間を定義し、その期間の中国経済の背景を、対外的な変化という側面から考察する。本研究が対象としている期間は、南巡講話を契機に中国で社会主義的市場経済の流れに沿った対外開放政策が実行されてからの時期を含む、安定的な経済成長下で物価上昇率が大きく変動している時期である^{*1}。対外開放政策自体は1978年の改革開放政策の時点で着手されたが^{*2}、初期の対外開放政策は輸入代替による重工業化というそれ以前の政策が継続されたものであった(呉,2007)。1980年代後半になると比較優位のある労働集約産業を発展させ、輸出指向の産業構造へ移行するような政策に転換されたが(大橋,2003)、1989年の六四天安門事件により対外開放政策が見直され^{*3}、1992年の南巡講話を契機に社会主義的市場経済の流れに沿った対外開放政策が実行されることとなる。本研究では天安門事件による外交制裁が解除された1990年以降の期間を分析対象とし^{*4}、対象期間の特徴から対外開放政策推進期間と定義する。

分析対象である1990年以降の中国では、世界貿易機構(World Trade Organization:

^{*1} 南巡講話とは、1992年1月に鄧小平が武昌、深圳、珠海、上海など中国南方を視察し、イデオロギー論争を止め、改革開放を進めるべきであるという講話を発表したことを意味する。鄧小平は、1992年時点には政府の要職に就いていなかったものの、政府の高官を退いたばかりであり、政治的な影響力を残していた。実際、南巡講話直後の共産党大会で社会主義市場経済路線が確定し、対外開放が急速に進むことになる(呉,2007や梶谷,2011)。

^{*2} 改革開放政策とは、それまでの社会主義計画経済政策の時代と区別する言葉であり、中国が1978年から農業の請負経営制の導入、郷鎮企業の発展(呉,2007)と経済特区設置等の政策を実行し(大橋,2003)、経済の市場化を進めたことを指す。

^{*3} 東側諸国で政治の民主化が進む中で中国でも民主化を要求する声が高まり、民主化を求める集会を人民解放軍が武力鎮圧をした事件が六四天安門事件(天安門事件)である。天安門事件を受けて欧米や日本など西側諸国は、武器輸出の禁止、対中融資の停止等の外交制裁を行い、西側諸国からの対中投資が事実上中断したことで、対中投資ブームが一時途絶えたという影響があったことが大橋(2003)で指摘されている。

^{*4} 浜・大西(1990)によると、江沢民体制は1990年天安門事件に対する外交制裁からの解除に向け、首都の戒厳令を廃し天安門事件関係者に寛大な処置をとるなどした。対中国の制裁はこうした動きに応じて解除され、1990年末に日本からの円借款が再開されており、本研究では1990年を天安門事件の収束というひとつの区切りの年であると捉える。

WTO)への加盟や為替制度の変更など、大きな対外政策の変化を経験している。またこの期間にはアジア通貨危機が発生しており、中国では為替の切り下げなどが行われなかったものの、為替レート以外の経路から国内に変化をもたらした。次節から、対外開放政策推進期間中に中国が経験した変化を国内の制度改革、アジア通貨危機、WTO加盟と為替制度の変更に分け、中国経済に与えた影響について考察する。

1.1 国内の制度改革について

中国では1990年代に朱鎔基の主導により^{*5}、財政、税制、金融制度の改革と国有企業の改革が行われた。いずれの改革の内容も国内の競争環境整備というWTO加盟に際して中国側に出された要求と整合的なものであり、これらの改革を経て2001年12月に中国はWTOへの加盟を果たしている。

財政、税制の改革:

財政、税制の改革は、1994年から中央財政の機能強化を目的として行われ、その象徴的な政策として分税制という制度が採られた。制度改革の前は、地方財政請負制度という制度が採られており、この制度は地方で徴収した財政資金のうち定額を中央に上納するという方式だった(梶谷,2011)。財政請負制度の下で地方政府は一定額を中央に納め、残りの部分を用いて地元経済発展のための資金を拡大させることが可能になったため、地方政府が地方保護主義的な政策を取るという弊害が生まれていた。またこの制度の下では中央政府と地方政府の収入の割合が明確にされず徴収されていたため、中央財政の弱体化と再

^{*5} 朱鎔基は1993年から2003年にかけて中国人民銀行総裁と副首相、首相を務めた人物であり、1990年代の中国国内の制度改革を指導した人物である。鄧小平により上海市長から國務院副総理に抜擢され、制度改革により国内市場の整備を進めた。梶谷(2011)では、朱鎔基の改革前後では財政、税制、金融政策の実態に一定の不連続性を見出すことができると評価している。

配分機能の低下も問題視された。以上の問題に対処するために導入された分税制は、財政収入のうち地方の収入と中央の収入の割合を明確にし、財政資金に対する中央の管理権限を強化するという制度である。この分税制導入により財政収入全体に占める中央財政の割合が 30% から 60% 程度に上昇している (梶谷,2011)。

金融制度改革:

金融制度改革は 1993 年に政府による方針が示され、1995 年に制定された中国人民銀行法により実行される。改革の主要な目的は、中国人民銀行と地方政府の結びつきを断ち国有部門に対する貸出をコントロールすることである。制度改革以前は、中国人民銀行の地方分行が国有銀行の作成する国有企業への貸出計画を審査、批准するという役割を担っていた。これは国内の貨幣供給をコントロールするための信貸管理政策 (貸出管理政策の意味) を実行するためのもので、国有企業への貸出に制限を設けるための政策である。具体的には国有部門への貸出計画を前年度までの預金実績を元に作成することで、貸出に上限を設けるという方法がとられた。

しかし、地方政府が人民銀行地方分行に介入し、貸出計画を超える額の貸出を引き出すという状況が生まれ、中国人民銀行に対する地方政府の介入を断つという要求に従い、金融制度改革が実行された。1995 年に制定された中国人民銀行法により、人民銀行は中央銀行としての役割に特化することになり、それまでの地方分行がすべて廃止され、新たに行政区を越えた地方分行が設立された。さらに政策的融資を専門に行う金融機関も設立され、地方政府の赤字を銀行融資により補填するなどの行為が厳格に禁止された (梶谷,2011 や呉,2007)。

国有企業改革:

国有企業改革に対する要請は 1980 年代から存在したものの、具体的な改革が実行されたのは 1995 年の抓大放小政策の実行からで^{*6}、1998 年に朱鎔基により大型国有企業の民営化を含む改革が実行された。1980 年代からソフトな予算制約の下で過剰生産、過剰投資を行う国有企業の体質は問題視されていたものの、赤字経営に対する改善は行われず、財政補助金により国有企業を保護するという対応がとられていた(柯,2007)。1990 年代になり社会主義的市場経済の方針が採られ、国有企業が外資系企業や私営企業などの非国有部門との競争にさらされるようになると、国有企業の赤字は大きくなり 1985 年に 1 割未満だった赤字企業の割合が 1998 年には 4 割以上となっていることが経済産業省(2005)において示されている。

国有企業の赤字拡大を受けて、最初に 1995 年から 1997 年にかけて中小国有企業部門の民営化が実行され、一時帰休者を含めた失業者の割合が大きくなる。経済産業省(2005)によると一時帰休者を含めた中国の失業率は 1995 年には 4% 台だったものが 1997 年には 8% 以上に増え、その後 2002 年まで 7% 以上と高い水準で推移していることが示されている。中小国有企業の民営化に続いて、1998 年から 2000 年にかけて大型国有企業の民営化も含めた国有企業改革が行われ、赤字国有企業の破綻処理、人員削減、株式の発行による債務の削減などを行い赤字企業の 7 割が黒字化したことを政府が発表している(経済産業省,2005)。

以上のことから金融制度改革により国有企業部門のソフトな予算制約が見直され、国有企業改革により企業整理が進められることで非効率な生産、投資を行う国有企業の割合が

^{*6} 抓大放小政策とは国有企業改革における方針を表す言葉で、インフラなどの大規模な事業に関しては、国が管理を継続するものの中小国有企業に関しては国の管理から手放すという考えを表している。

縮小され、競争環境の整備と生産の効率化が進められたことが窺える。

1.2 アジア通貨危機の影響

1997年にタイのバーツが暴落したことをきっかけに、いくつかのアジア地域の国が為替レートの減価という形で影響を受けた。米国との固定相場制度をとっていた国が通貨を切り下げの中で中国は固定レートを維持し、為替の水準に対する影響はなかったといえる。しかしアジア通貨危機の影響は、実質金利の引き上げという形で中国经济に影響を与えた。

同時期の国有企業改革の影響で失業率の上昇が起こり、アジア通貨危機の影響で外国からの需要が減少したことを受け、中国政府は国内の貸出利子率と預金利子率を引き下げるという金融緩和政策を採った(図2)。しかし通貨危機により人民元に対しても切り下げ期待が形成され、海外からの資金流入が減少したことで、国内物価の下落期待が生まれ実質金利は上昇したことが梶谷(2011)において指摘されている。このような影響からアジア通貨危機により経済成長率と物価上昇率に対して負の影響がもたらされたと考えられる。

また貿易構造の変化からもアジア通貨危機の影響が見られる。米国との固定相場制度をとっていたマレーシア、インドネシア等の通貨が切り下げられたことにより、中国の輸出に対する東南アジアからの需要が減り、1997年を境に輸出額全体に占めるアジア向けの輸出は減少している。1997年には59.62%あったアジア向け輸出の割合は(図3)、アジア通貨危機の直後の1998年には53.43%と減少し、2002年に52.32%(図5)、2008年に46.42%とその後減少し続けた(図6)。アジア向け輸出の中でも特に香港、日本向けの輸出割合が小さくなっている。

アジア以外に向けた輸出の割合は増加しており、特にヨーロッパ向けの輸出は近年まで

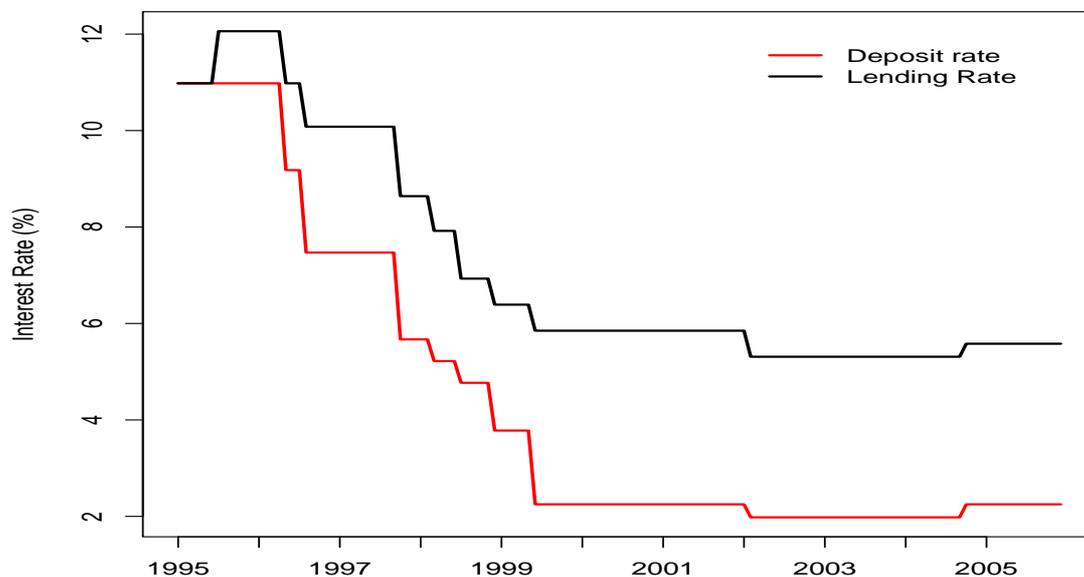


図 2: 中国の貸出利率、預金利率の推移 (1995-2005)

データは IMF (2012) の月次データ

増加傾向を維持している。中国の輸出全体に占めるヨーロッパへの輸出の割合は 1997 年の 15.85% から 2008 年には 24% にまで増加している (図 4 と図 6)。また米国向けの輸出割合は、2002 年の 21.48% をピークとし (図 5)、その後減少を続けており 2008 年には 17.64% と 1994 年代の水準まで減少している (図 6)。

以上のように通貨危機は実質利率の上昇を通じて国内経済に負の影響をもたらし、対外的には輸出相手地域がアジアからヨーロッパに向かうという変化をもたらしたと考えられる。

1.3 WTO 加盟

中国は 2001 年 12 月に WTO 加盟を果たすことになるが、加盟以降も市場の競争環境整備のための改革を継続した。具体的には外国人投資家の証券市場への参入を認めるよう

な規制緩和や、国有銀行株など非流通株上場の推進など株式市場の改革が行われた。さらに国有部門と非国有部門との公正さを担保するために、国有部門に対して適用されている優遇措置は非国有部門に対しても適用するという措置がとられることとなった(呉,2007)。

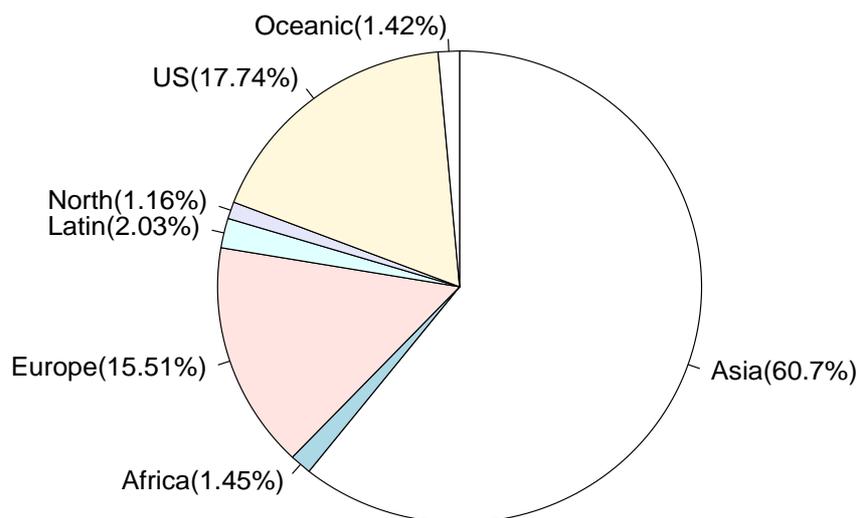


図 3: 1994 年の中国の輸出相手地域構成
中国国家统计局編『中国統計年鑑』各年版に基づいて作成

また、WTO 加盟を境に中国への海外直接投資 (Foreign Direct Investment: FDI) に変化が見られる。アジア通貨危機の影響により 1998 年から 2000 年にかけて対中投資額は一旦減少するものの、WTO 加盟をきっかけに増加に転じている (図 7)。対中投資の総額だけでなく、WTO 加盟前後で対中投資の投資国にも変化が見られる。アジア通貨危機前後で対中投資の投資国の比率を見ると、アジアからの対中投資比率が大きく減少しており (図 8 と図 9)、WTO 加盟後に、対中投資総額に占める日本や韓国からの対中投資比率が大きくなっている (図 10)。

このように WTO 加盟を期に増加した対中投資が、中国の技術向上をもたらしたという既存研究の結果がある。大橋 (2003) では、中国の外資系企業と国内企業の全要素生産性

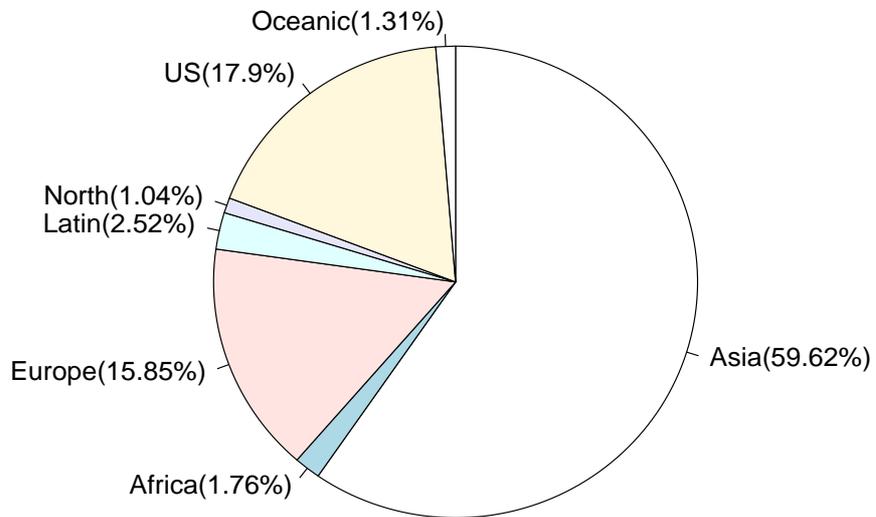


図 4: 1997 年の中国の輸出相手地域構成

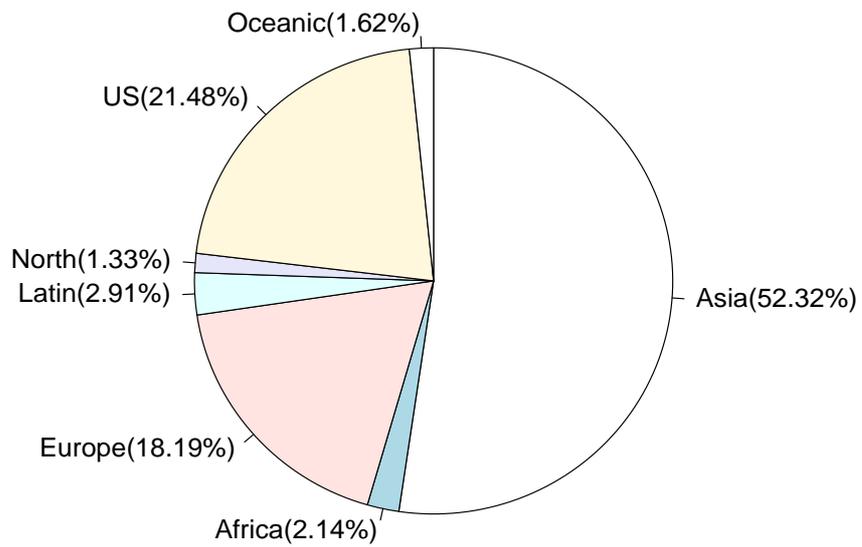


図 5: 2002 年の中国の輸出相手地域構成

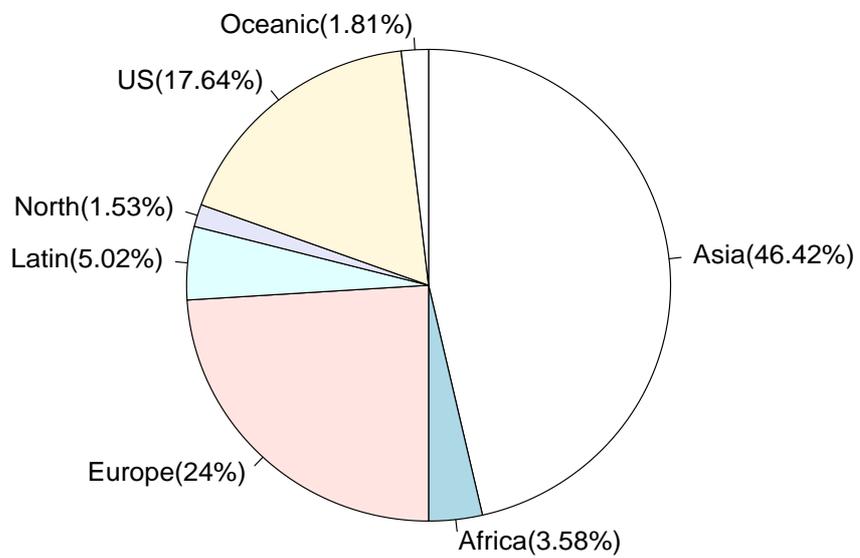


図 6: 2008 年の中国の輸出相手地域構成

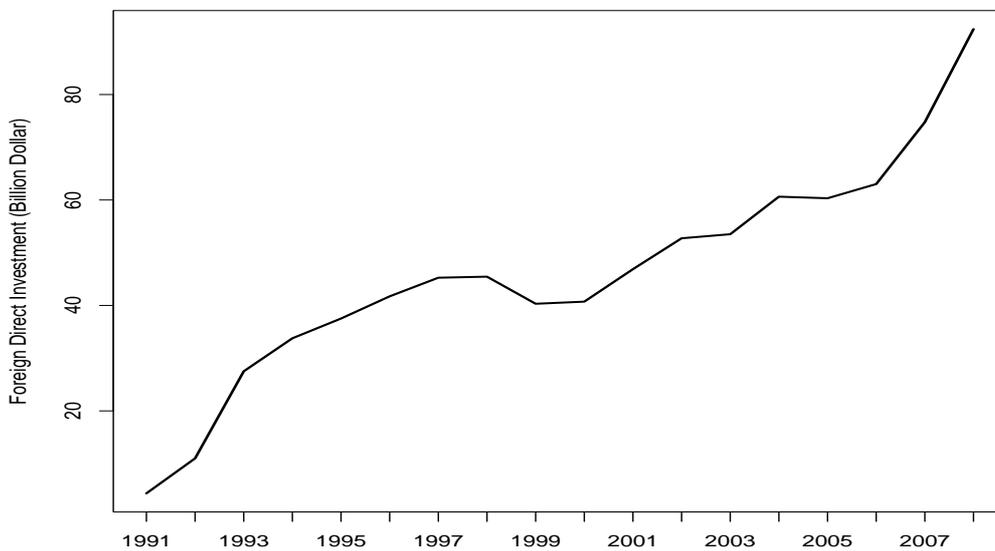


図 7: 対中 FDI の推移 (1991-2008)

中国国家统计局編『中国統計年鑑』のデータを使用
 系列は実行ベースの直接投資額

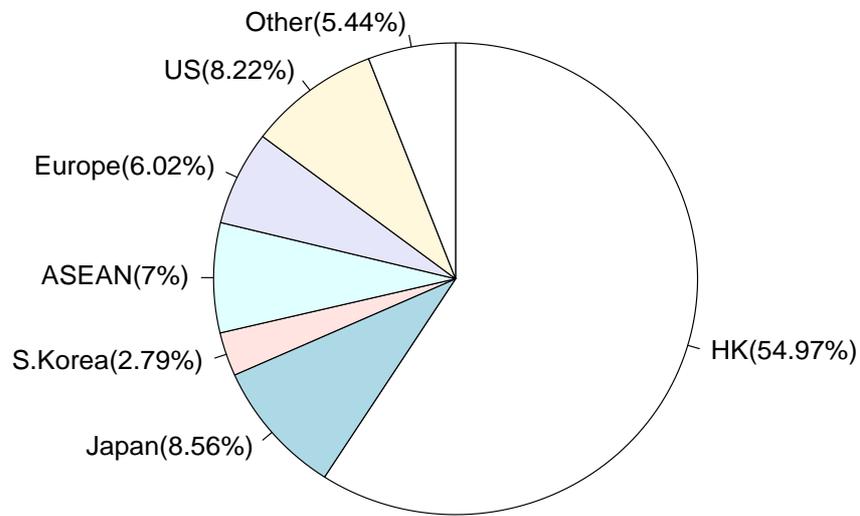


図 8: 1995 年の対中 FDI の構成

中国国家統計局編『中国統計年鑑』各年版に基づいて作成

HK は香港と澳門からの投資割合で ASEAN はインドネシア、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイからの投資割合を示している

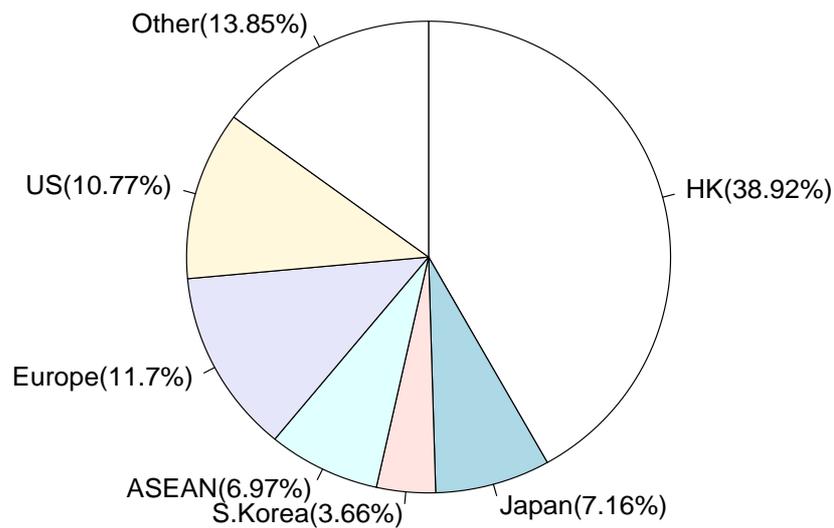


図 9: 2000 年の対中 FDI の構成

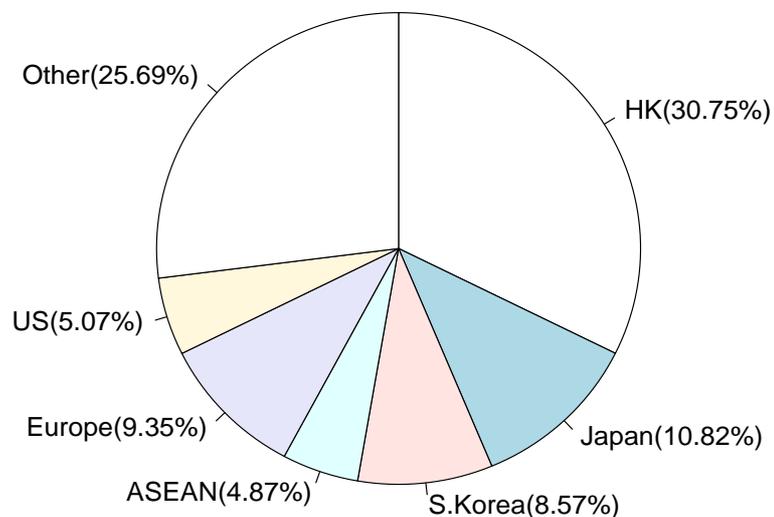


図 10: 2005 年の対中 FDI の構成

の推定結果を示し、対中投資が外資系企業の生産性向上をもたらし、さらに外資系企業の技術や経営ノウハウが中国国内の企業にスピルオーバーしているという結果を示している。また巖 (2011) では、日本や韓国からの対中投資の増加により輸出主導型の産業発展構造に転換したことを示している。アジア通貨危機により一旦減少したアジアからの対中投資は、WTO 加盟をきっかけとして再び増加に転じており、日韓企業の生産・輸出の拠点を中国に移転することを目的とした投資が増加した。このような投資の増加は、より高度な技術を要する産業の成長を促したことが指摘されている。

WTO 加盟を境に起こった変化のうち、証券市場の整備や対中投資の増加以外に貿易相手国の変化が見られる。アジア通貨危機の際に輸出相手国全体に占めるアジア向け輸出の割合が減少し、ヨーロッパ向けの輸出が増えたことを指摘したが、WTO 加盟を境に輸入相手国全体に占めるアジアからの輸入割合が増加している。1994 年時点で 59.48% と 6 割未満 (図 11) だったアジアからの輸入は、2002 年に 64.47% と増加している (図 13)。

アジアからの輸入は 2005 年をピークに減少に転じており、2008 年には 62.04%(図 14) と縮小している。同じアジアでもマレーシア、フィリピン、タイからの輸入が増加しており、香港や日本、シンガポールからの輸入は減少している。また 2002 年以降はアフリカやラテンアメリカからの輸入割合が増加している。アフリカからの輸入割合は 2002 年には 1.84% だったのが 2008 年には 4.94% と増加しており、ラテンアメリカからの輸入は 2002 年に 2.82% だったのが 2008 年には 6.33% と増加している。一方で輸入全体に占めるヨーロッパ、アメリカからの輸入割合は減少しており、2000 年以降は日本や香港、ヨーロッパやアメリカからの先進国地域からの輸入を減らしているという特徴がみられる。

このように WTO 加盟後の貿易構造の変化としてヨーロッパやアメリカ等先進地域からの輸入の一部が新興国、途上国地域からの輸入に移転したことがあげられる。輸入に占めるアジアの割合は依然として高いものの、その構成に占める新興国の割合が増加傾向にあり、またアフリカやラテンアメリカからの輸入も増加傾向にある。新興国、途上国から輸入し先進国へ輸出するという変化は、日韓企業が中国を生産・輸出の拠点とするような投資を行ったという蔵(2011)の指摘と整合的である。

1.4 為替制度の変更

対外開放政策推進期間として定義した 1990 年以降の期間において、中国では二度の為替制度の変更が行われた。一度目の為替制度変更は 1994 年 1 月の二重為替の一本化であり、それまで存在していた公式為替レートと外貨調整レートという二つの為替レートが統合された。公式為替レートとは旅行者の両替や統計作成時の尺度として用いられたもので

あり、その水準は政治的理由により実勢レートよりも高いレートで決定されていた^{*7}。一方で外貨調整レートは自主貿易の際に、中国国内で外貨を調達する際に適用される為替レートのことであり、外貨調整レートも政府によりその水準が決定された。公定レートと国内で取引される外貨の為替レートが異なるという二重為替レートの存在は、外資導入や国際金融業務にとって不利な条件となるため、その弊害が自主貿易の拡大に伴い顕在化し、1994年に二重為替レートは公定レートを外貨調整レートに合わせる形で30%の切下げにより統合される(大橋,2003)。

一方で、2005年7月の為替制度の変更は、経済への影響が小さい調整とともに行われた。1994年以降人民元のレートは、米ドルのレートと事実上固定され、人民元レートの推移が米ドルの為替レートの動きを反映するものとなった。その後人民元に対する切り上げ圧力が高まり、それに答える形で2005年7月に米ドルとの固定相場制から管理フロート制に移行することが決定された(呉,2007)。このとき為替制度の移行だけでなく人民元の切り上げも行われたが、切り上げ幅が大きい調整ではなかった。

1.5 まとめ

本章では、中国における対外開放政策推進期間を1990年以降として定義し、その期間中国経済に影響を与えたと考えられる様々な事象について考察した。1990年には財政、税制と金融制度の改革、国有企業の整理が進められたことで、国内の競争環境が整備され2001年にWTO加盟が実現した。このうち国有企業の整理は、1995年から1997年にかけて急激な失業率の増加をもたらし、その後も高い失業率を維持する要因となった。一方

^{*7} 赤間他(2002)において公式為替レートは強く安定的な人民元が国力を反映するという考えから政治的理由で決定されたという説明がある。

で、過剰投資や非効率な生産を行う国有企業の生産に占める割合が減少したことは国内の生産の効率化をもたらした。

またアジア通貨危機と WTO 加盟を境に中国の貿易において新興国、途上国地域から輸入し先進国へと輸出するという貿易構造の変化があったことを示した。貿易構造の変化や対中投資の増加と投資国に占める日本、韓国の割合が増えたことは、中国の技術水準の向上に寄与したと考えられる。このように日韓企業が中国を生産・輸出の拠点とするために、行った対中投資の増加は、中国における産業の高度化をもたらし、またこれら外資系企業の増加により中国の技術水準は向上したと考えられる。国有企業の整理や対中投資の増加などにより中国の生産の効率化、技術水準の向上が起こったという点は、後の章で取り上げる中国の物価上昇率の構造変化をもたらす要因となったと考えられる。

さらに本章で示した対象期間の為替制度は、中国経済における変化と大きく関連していることを後述の章で示す。対象期間の大部分を占める 1994 年 1 月から 2005 年 7 月までの間に米国との固定相場制度をとっており、それにより、対外的要因が中国経済に波及したという点を第 3 章で取り上げる。中国の通貨である人民元を米ドルの推移に合わせる形で固定相場制度を維持していたため、固定相場制度を取っていた期間中国の名目実効為替レートは米国の名目実効為替レートの動きを反映させる系列となる。特に対象期間中米国で、同時多発テロからイラク戦争にかけて情勢不安の渦中にあるという時期があり、当該期間中は景気後退不安から米ドルレートが減価した。この影響が中国の為替レートに直接反映されたことから、中国経済の貨幣市場の需給変化を通じて物価上昇率に影響した点を第 3 章の多変量回帰モデルで示している。

次章では、対象期間に中国が経験した変化のうち、どのような要因が物価上昇率の系列に影響を与えたかを検証するために、物価上昇率の系列が従う時系列過程を対象として、

構造変化点の推定を行う。

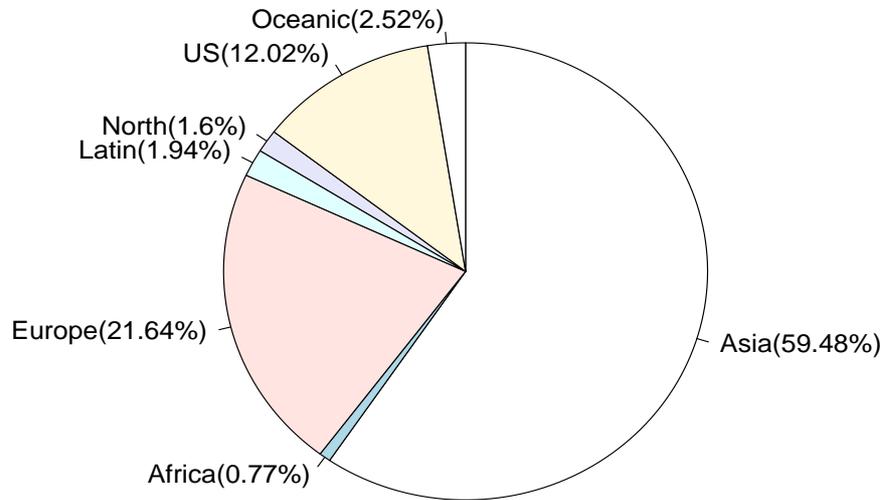


図 11: 1994 年の中国の輸入相手地域構成
中国国家统计局編『中国統計年鑑』各年版に基づいて作成

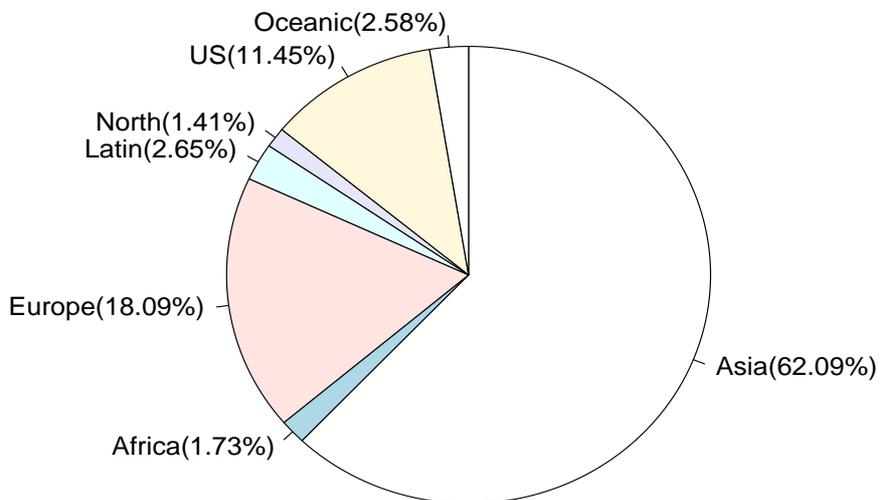


図 12: 1997 年の中国の輸入相手地域構成

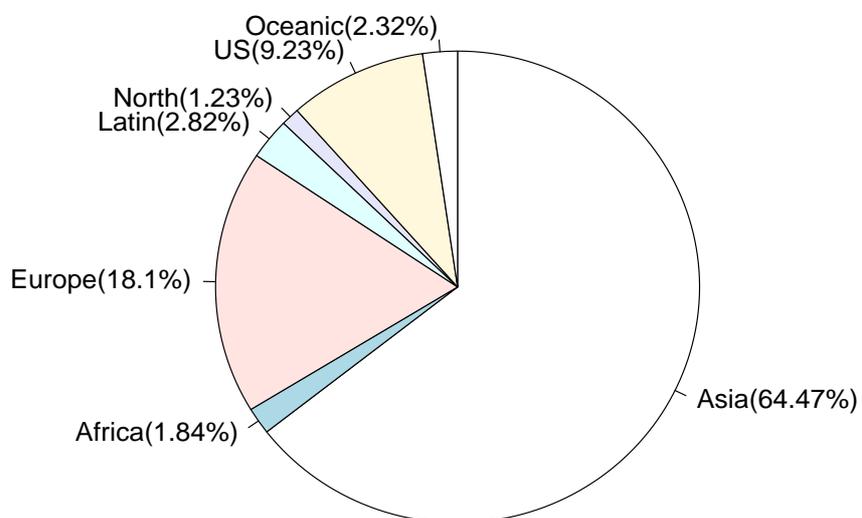


図 13: 2002 年の中国の輸入相手地域構成

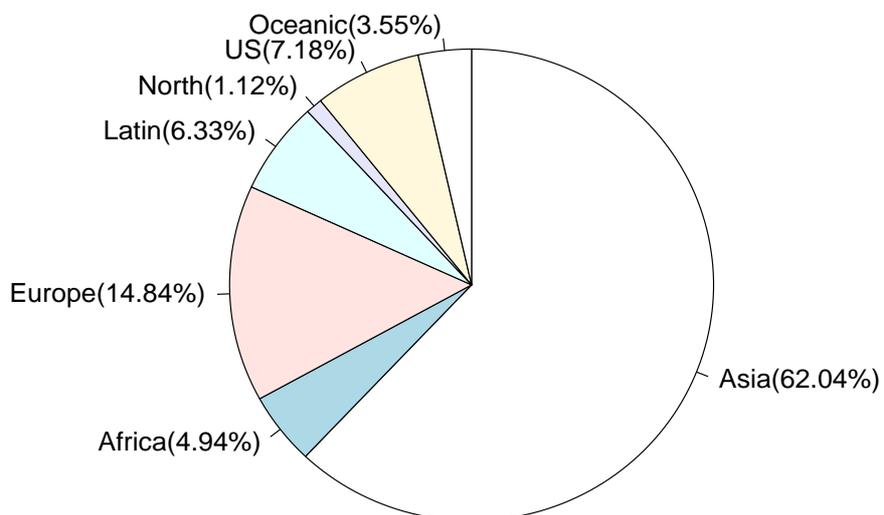


図 14: 2008 年の中国の輸入相手地域構成

第 2 章 構造変化の特徴からみる中国の物価変動の要因分析

2.1 はじめに

本章では、中国の物価上昇率が従う時系列過程に注目し、構造変化の分析を行う。前章で見たとおり中国が対外開放政策を推進してきた期間は、国内の制度改革や世界貿易機構 (World Trade Organization: WTO) 加盟という変化が起こった時期であり、そのような変化は物価上昇率のデータ発生過程の構造に影響している可能性がある。この点に注目し、中国の消費者物価について利用可能な 1985 年からのデータを対象とし、対外開放政策推進期間の物価上昇率がどの時点から連続性を持つか、また構造変化点がどこにあるかを特定した上で、構造変化の要因を構造変化の時点と特徴から考察する。

中国の物価上昇率が従う過程の構造変化に関する既存研究である Zhang (2009) は、未知の構造変化点の推定と検定を行う Andrews and Ploberger (1994) の方法を用いて構造変化点の特定を行っている。そこで用いられた Andrews and Ploberger (1994) の方法は、先験的に構造変化点を特定せずに対象期間の構造変化点を推定し、その有意性を検定するという特徴をもつ。物価上昇率のような経済変数は、他の経済変数と互いに影響しあい、その影響がラグを伴うことがあるため、先験的に構造変化点を特定することが困難であるが、Andrews and Ploberger (1994) の方法はこの問題を解消する。

既存研究において 1981 年から 2007 年のデータに対して Andrews and Ploberger (1994) の方法が適用された結果、中国の物価上昇率が従う時系列過程は、1994 年 11 月に構造変化点をもつことが示された。そこで特定された構造変化点を境に、中国の物価上昇率は急激に下落しさらに財政政策や金融政策などマクロ経済政策に対する反応が鈍くなったことが、インパルス応答関数 (Impulse Resonse Functions: IRFs) の特徴から示された。この構

造変化の時点と特徴から、1993年以降進められた財政、税制、金融制度の改革の内容が1994年の構造変化の特徴と整合的であり、その後物価上昇率の値が低く推移している要因であるとしている。さらにマクロ経済政策に対する物価上昇率の反応が鈍くなったという結果と2004年にかけての物価上昇局面を受けて、政府はより一層物価安定のために警戒しなくてはならないという提言を行っている。

既存研究の方法に対して、本研究は複数の構造変化を前提として構造変化の推定と検定を行う Bai and Perron (1998) の方法を用いて、1994年以外の構造変化点を推定した。Andrews and Ploberger (1994) では複数の構造変化点を想定していないが、Zhang (2009) が指摘した1994年という構造変化点のあとにも中国は、WTO加盟や為替制度の変更など大きな変化を経験している。このことから、構造変化の回数についても先験的に仮定することが困難であると考え、ここでは構造変化の回数と構造変化点を同時に決定する Bai and Perron (1998) の方法を用いて分析を行う。

Bai and Perron (1998) の方法による分析の結果は、既存研究が指摘した構造変化点よりも後の2002年にも構造変化点があることを示した。またIRFsの特徴から、2002年の構造変化点を境に、中国の物価上昇率がマクロ経済政策に対してより弾力的に反応する様に変化したことが示された。これは、経済政策が物価上昇率に影響を与えづらくなっているために、より物価安定のために警戒しなくてはならないという既存研究の主張とは異なる結論を導く。

本章の構成は以下の通りである。最初に中国の物価上昇率が従う時系列過程の時系列特性について検証し、構造変化の実証分析を行う。さらに構造変化の特徴を見る目的で、物価上昇率のIRFsを計算し、経済政策の影響が物価上昇率に伝わる仕組みが構造変化の前後でどのように変化しているかを指摘し、最後に結論を述べる。

2.2 データと分析方法

構造変化の特徴を検証する物価上昇率のデータとして、中国国家统计局が公表しているデータを掲載した IMF (2012) の消費者物価指数のデータを用いる。このデータは、前年同月からの成長率を表したものであり、物価上昇率を表す指標である。標本期間の始点は利用可能な最も古いデータである 1985 年とし、対象期間を世界的な景気後退の時期までとするという理由から 2008 年を終点とし、月次データを用いた。

消費者物価上昇率のデータについて時系列特性を検証するために、自己相関の特徴と単位根の有無を検証した。図 15 はデータの自己相関関数 (Auto-Correlation Function: ACF) と偏自己相関関数 (Partial Auto-Correlation Function: PACF) を表しているが、ACF がゆっくりと 0 に収束していくのに対して、PACF が即座に 0 に収束していることが示されている。これらの特徴から、中国の物価上昇率が従うデータ発生過程を自己回帰 (Auto-Regressive: AR) 過程であると仮定する。さらにデータが単位根過程に従う系列かどうかを検証するために、二つの検定により単位根検定を行う。単位根検定として、拡張ディッキーフューラー (Augmented Dickey Fuller: ADF) 検定と、Elliott et al. (1996) の方法による単位根検定を実行した結果、データが従う過程が単位根を持つという帰無仮説を有意水準 5% で棄却した (表 1^{*8})。単位根検定のラグ次数は赤池情報量規準 (Akaike Information Criterion: AIC) とベイズ情報量規準 (Bayesian Information Criterion: BIC) により決定した。

次にデータが従う過程の構造変化を Bai and Perron (1998) の方法で特定する。複数の構

^{*8} 表の ERS は Elliott et al. (1996) の方法による検定であることを意味しており、Level はレベル変数を検定した場合、Difference は階差変数を検定した場合の結果をそれぞれ示している。

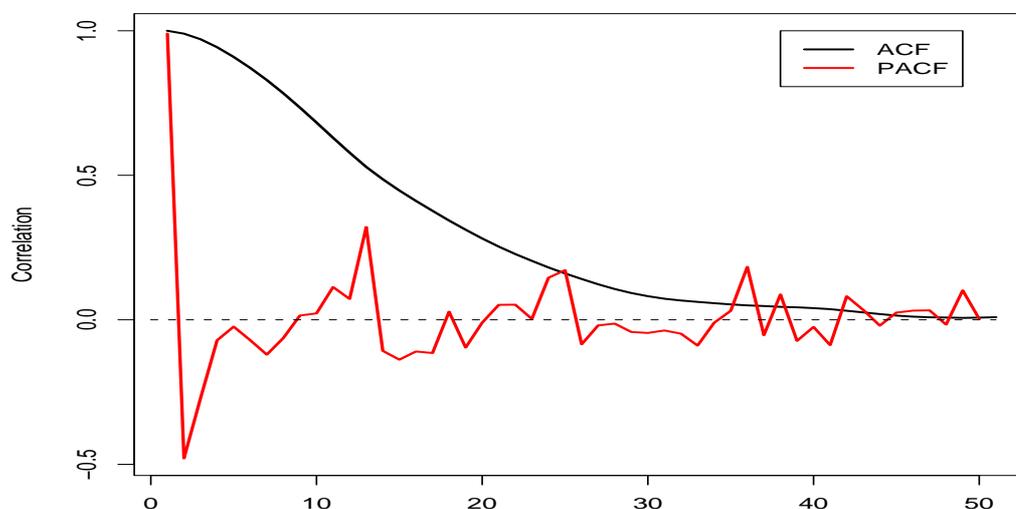


図 15: 中国の物価上昇率の ACF と PACF

表 1: 単位根検定の結果

	情報量基準	ADF	ERS	ラグ次数
Level	(AIC)	0.001	0.001	6
Difference	(AIC)	0.000	0.000	10
Level	(BIC)	0.011	0.008	2
Difference	(BIC)	0.000	0.000	1

造変化を想定して構造変化の推定、検定を行う方法には、Bai and Perron (1998) の方法以外に Yao (1988) や Liu et al. (1997) の方法があるが、Bai and Perron (1998) の方法はこれら二つの方法より一般的な場合を想定している。Yao (1988) の方法は先験的に構造変化の回数を与えて分析を行うものであり、また Liu et al. (1997) の方法は、全てのパラメータが変化する pure structural change の状態のみを対象としている。ここでは Bai and Perron (1998) の方法を R のパッケージソフト strucchange を用いて実行する。

Bai and Perron (1998) の方法は、推定と検定の二つの部分からなり、構造変化点の特定

は推定の部分で行われる。推定の部分では、データに仮定した AR モデルのラグ次数と構造変化の回数、構造変化の時点が同時に決定される。具体的な推定方法は、ラグ次数、構造変化の回数、構造変化点を変えて、BIC の値が最も小さくなるものを最適モデルとし、最適モデルにおける構造変化点を推定された構造変化点とみなす。

また構造変化点が有意であるかどうかを逐次的ワルド検定により検証する。これは最初に帰無仮説「有意な構造変化が 0 回である」と対立仮説「有意な構造変化が 1 回である」を検証し、帰無仮説が棄却されると次の仮説検定、帰無仮説「有意な構造変化が 1 回である」と対立仮説「有意な構造変化が 2 回である」の検証に移るといった検定を逐次的に行うもので、有意な構造変化点が特定されるまで続けられる。

さらに既存研究が指摘した 1994 年以降に推定された構造変化の特徴を IRFs から考察する。IRFs はデータが従うと仮定した AR モデルの誤差項に 1 単位の上昇圧力を加えることで、将来の値にどのように伝播していくかを表したものであり、推定された AR パラメータから計算される。AR パラメータが推定値であるため、IRFs も推定値となり信頼区間を提示する必要があるが、ここではデータの長期記憶の性質を考慮して Gospodinov (2004) の方法で信頼区間を計算する。IRFs の信頼区間を計算する方法として、Lütkepohl (1990) の方法がよく知られているが、対象のデータが長期記憶を持つとき、信頼区間が想定している信頼係数と異なる場合があることが Pesavento and Rossi (2006) で指摘されている。対象期間の中国の物価上昇率についてもデータが長期記憶をもつと考えられるため、データが長期記憶の性質を持つ場合でも頑健な信頼区間を計算する方法である Gospodinov (2004) の方法を用いる。

2.3 実証分析の結果

中国の物価上昇率のデータに Bai and Perron (1998) の方法を適用したところ、BIC が最小となる場合のモデルはラグ次数 2 の AR モデルであり、構造変化の回数は 2 回と示された。構造変化点は、1990 年 6 月と 1994 年 10 月の二つで推定値の信頼区間は表 2 の通りである^{*9}。一つ目の構造変化点は、中国が天安門事件の発生に対して外交制裁を受けた時期であり、二つ目の構造変化点は、Zhang (2009) で指摘されている構造変化点の時期である。このうち、二つ目の構造変化について Zhang (2009) は、中国国内の財政、税制、金融制度の改革によるものであると説明しており、この構造変化点以降物価上昇率は急激に下落している。また有意な構造変化の回数を検定した結果は表 3 の通りとなり、有意な構造変化の回数が 2 回であるという仮説が棄却できないという結果が示された。

表 2: 構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1985 年 1 月から 2008 年 12 月)

	信頼区間下限	構造変化点の推定値	信頼区間上限
1st	1988(8)	1990(6)	1990(11)
2nd	1993(11)	1994(10)	1995(7)

検定の結果、構造変化の回数が 2 回であると示されたものの、1994 年の物価上昇率の値が極端に大きい値であるため、それ以降の構造変化の検出を妨げている可能性がある。表 4 に示した、構造変化の回数を与えたときの構造変化点の推定値を見ると、構造変化の回数が 4 回以上の場合特定の構造変化点が現れていることから、1994 年以降の構造変化が存在する可能性がある。以上の理由から 1994 年の構造変化後、物価上昇率の水準がその後の物価上昇率と同じ水準に落ち着いた 1995 年 6 月からのデータを用いて、Bai and

^{*9} () の値は構造変化点の月を表している。

表 3: 構造変化の回数の検定 (サンプル期間 1985 年 1 月から 2008 年 12 月)

	検定統計量の値	棄却点
m=0	42.46	15.37
m=1	18.54	17.15
m=2	14.92	17.97
m=3	21.29	18.72
m=4	22.85	19.23
m=5	22.78	19.59
m=6	23.11	19.94
m=7	23.17	20.31

Perron (1998) の分析を適用する。この 1995 年 6 月は、表 2 に示した 1994 年の構造変化点の信頼区間に含まれる期間であり、また中国人民銀行法が成立した月であるため、金融制度が連続性を持つ時期であると考えられる。

表 4: 構造変化の回数に対応する構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1985 年 1 月から 2008 年 12 月)

m=1			1995(5)				
m=2	1990(6)		1994(10)				
m=3	1989(6)	1992(5)	1994(11)				
m=4	1989(6)	1992(6)		1996(12)		2002(3)	
m=5	1989(6)	1992(5)	1994(10)	1997(2)		2002(3)	
m=6	1989(6)	1992(5)	1994(10)	1997(2)	1999(6)	2002(3)	
m=7	1989(6)	1992(5)	1994(10)	1997(2)	1999(6)	2002(3)	2006(8)

1995 年 6 月以降のデータに Bai and Perron (1998) の分析を行ったところ、最小 BIC 値を与えるモデルは、ラグ次数 2 の AR モデルであり、構造変化の回数が 1 回の場合であると示された。構造変化点の推定値は、表 5 で示した時期であり、WTO 加盟から食料価格高騰にかけての物価上昇期と一致する。また最適モデルの構造変化の回数が 1 回であるのに対して、検定は 2 回の構造変化が有意であるという帰無仮説を有意水準 5% で棄却できないという結果を示した (表 6)。

表 5: 構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)

	信頼区間下限	構造変化点の推定値	信頼区間上限
1st	2000(5)	2002(3)	2004(11)

表 6: 構造変化の回数の検定 (サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)

	検定統計量の値	棄却点
m=0	15.73	15.37
m=1	19.02	17.15
m=2	12.98	17.97
m=3	13.59	18.72
m=4	17.04	19.23
m=5	18.09	19.59
m=6	20.82	19.94
m=7	16.98	20.31

中国の物価上昇率の系列が 2002 年 3 月を境にどのように変化したかを IRFs の特徴から考察する。図 16 が構造変化の前、図 17 が構造変化後の IRFs を表したものであるが、構造変化前後で IRFs の形状が変化していることがわかる。構造変化前は、外生的物価上昇圧力発生の直後に反応が小さくなるものの、構造変化後は、外生的物価上昇圧力発生の直後反応が拡大していることが示されている。また構造変化前後の IRFs の信頼区間を表で示した表 7 と表 8 を見ると信頼区間が早い時点で重なっており、IRFs の信頼区間が重なっている期間は二つの IRFs に有意な差がないことを示している。

次に 1995 年 6 月以降の構造変化が 2 回である場合を検証する。表 6 で示した構造変化の有意性検定の結果、2 回の構造変化が有意であるという帰無仮説を棄却できないという結果が示されており、その際の構造変化点は 1996 年 12 月であると示された (表 9)。この 1996 年 12 月という時期は、国内のマクロ経済制度改革により物価上昇率が安定化した時期と、アジア通貨危機によりその後の国有企業の整理等により物価上昇率が負値に転

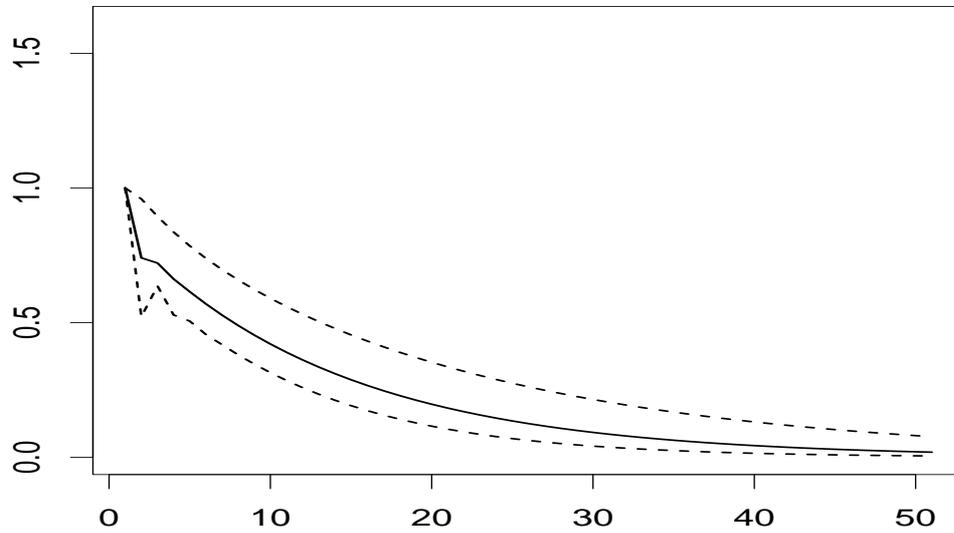


図 16: 構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs

破線は IRFs の信頼区間

標本期間は期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月

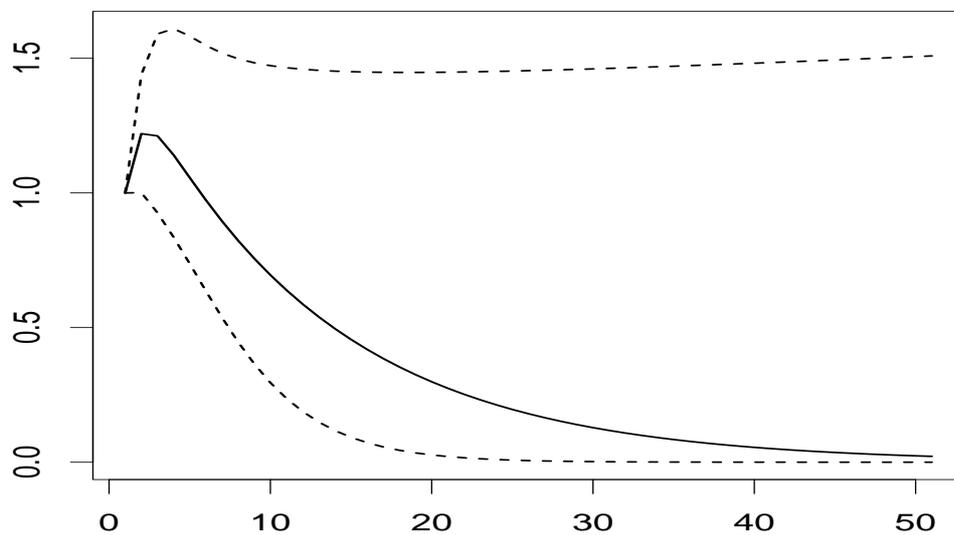


図 17: 構造変化後の期間の CPI インフレーションの IRFs

破線は IRFs の信頼区間

標本期間は 1995 年 6 月から 2008 年 12 月

表 7: 構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs(サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)

予測期間	信頼区間下限	IRFs	信頼区間上限
1	1	1	1
2	0.522	0.740	0.959
3	0.636	0.721	0.894
4	0.528	0.662	0.836
5	0.505	0.615	0.785
6	0.456	0.570	0.739
7	0.418	0.528	0.697
8	0.380	0.489	0.658
10	0.314	0.420	0.590
30	0.041	0.092	0.214
50	0.005	0.020	0.080

表 8: 構造変化後の期間の CPI インフレーションの IRFs(サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)

予測期間	信頼区間下限	IRFs	信頼区間上限
1	1	1	1
2	1.001	1.220	1.439
3	0.926	1.212	1.590
4	0.836	1.141	1.610
5	0.737	1.057	1.582
6	0.636	0.974	1.548
7	0.538	0.895	1.519
8	0.447	0.823	1.498
10	0.295	0.695	1.473
30	0.002	0.128	1.461
50	0.000	0.024	1.506

じた時期を分割する点と捉えることができる。ここからは、1995 年 6 月以降で推定された構造変化点である 1996 年 12 月以降のデータを用いて 2002 年 3 月の構造変化の特徴を見る。

1996 年 12 月以降のデータについて、2002 年 3 月の構造変化点を境に物価上昇率の特徴がどのように変化したかを IRFs により考察する。構造変化前後の IRFs の形状は、図

表 9: 構造変化の回数に対応する構造変化点の推定結果 (サンプル期間 1995 年 6 月から 2008 年 12 月)

m=1			2002(3)				
m=2	1996(12)		2002(3)				
m=3	1996(12)	1999(6)	2002(3)				
m=4	1996(12)		2002(3)		2004(9)		2007(1)
m=5	1996(12)	1999(6)	2002(3)		2004(9)		2007(1)
m=6	1996(12)	1999(6)	2002(3)	2003(10)	2005(2)	2006(10)	
m=7	1996(12)	1999(6)	2001(8)	2002(12)	2004(9)	2006(4)	2007(8)

18 と図 17 の通りで、1995 年 6 月開始データの場合と同様に外生的物価上昇圧力発生直後に違いが見られる。信頼区間を表した表 10 と表 8 を見ると、構造変化前後で IRFs の値が 7 期先まで有意に異なることが示された。

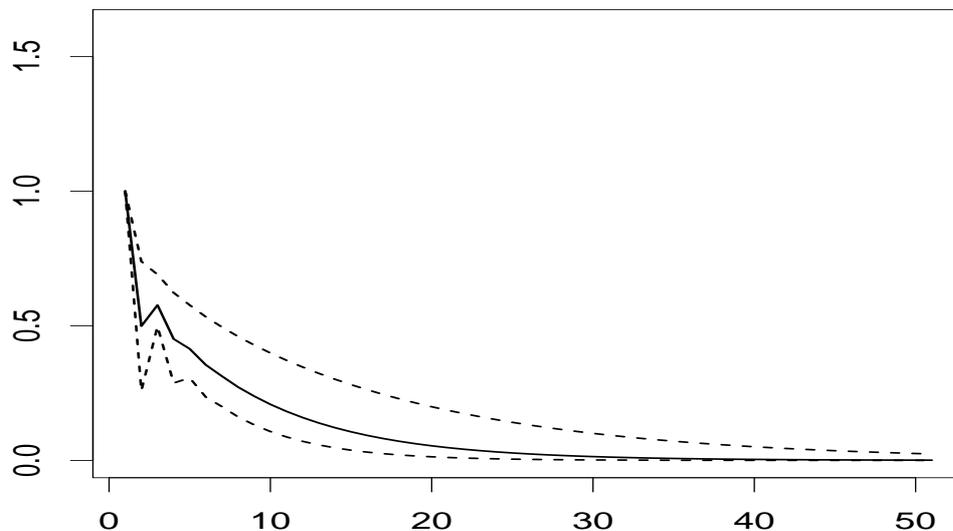


図 18: 構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs(1996 年 12 月以降)

破線は IRFs の信頼区間

標本期間は 1996 年 12 月から 2008 年 12 月

構造変化の特徴と時点から、その要因が国内における生産の効率化であると考えられる。構造変化を境に IRFs が有意に大きくなったということは、金融政策等のマクロ経済

表 10: 構造変化前の期間の CPI インフレーションの IRFs(サンプル期間 1996 年 12 月から 2008 年 12 月)

予測期間	信頼区間下限	IRFs	信頼区間上限
1	1	1	1
2	0.259	0.499	0.739
3	0.498	0.577	0.690
4	0.287	0.451	0.623
5	0.306	0.414	0.577
6	0.235	0.355	0.533
7	0.200	0.313	0.495
8	0.161	0.272	0.460
10	0.107	0.208	0.399
30	0.002	0.014	0.100
50	0.000	0.001	0.026

政策の影響が物価上昇率に対してより大きな影響を与えるようになったことを意味している。推定された構造変化点である 2002 年 3 月は、中国に対する海外直接投資 (Foreign Direct Investment: FDI) が増加し (図 19)、国内の生産部門における技術水準の向上や、過剰な生産、投資を行い非効率な生産を行ってきた国有企業の整理が進められる等、経済全体における生産の効率化が進められた時期である (大橋,2003 や巖,2011)。このことから、政策の効果がより大きな生産の拡大に波及するような構造変化が生産の効率化によりもたらされたことが、IRFs の特徴に現れたと考えられる。

本章の分析結果は、Zhang (2009) の主張に対して異なる見解を与えるものである。Zhang (2009) は、1994 年 11 月に物価上昇率の従う過程が構造変化を起こしており、構造変化点を境にマクロ経済政策が物価上昇率に与える影響が小さくなっているという結果を示した。これに対して、Bai and Perron (1998) の方法による本章の分析結果は、2002 年 3 月に新たな構造変化点を検出し、その構造変化点を境にマクロ経済政策に対する物価上昇率の反応が大きくなったことを示した。この 2002 年 3 月の構造変化に留意しなければ、

中国のマクロ経済政策の効果を過小評価することになる。

2.4 結論

1985年から2008年にかけてのデータについて Bai and Perron (1998)の方法による構造変化の推定を行った結果、既存研究が指摘していない新たな構造変化点を検出した。既存研究では、1994年に構造変化がありその構造変化点を境に物価上昇率に対するマクロ経済政策の影響が小さくなったことを指摘し、物価安定のためマクロ経済政策の修正が必要であるという主張を行っている。これに対して、本章で行った分析結果は1994年11月以降の期間に再度構造変化があり、構造変化点を境にマクロ経済政策に対する物価上昇の反応が変化していることを示した。

Bai and Perron (1998)の方法による本章の分析結果は2002年3月にも構造変化があることを示し、IRFsの特徴から、構造変化を境に物価上昇率に対するマクロ経済政策の影響が大きくなったことを示した。構造変化の特徴と時点から、対中FDIの増加や、非効率的な生産と投資を行う国有企業の生産全体に占める割合の低下が中国全体の生産の効率化をもたらし、物価上昇に対する政策効果を大きくするような構造変化をもたらしたと考えられる。また、本章の結果は、構造変化を起こした要因の一つに対中FDIという対外的要因があることも示している。

中国のマクロ経済政策が物価上昇率に与える影響が大きくなったという本章の結果は、Zhang (2009)が示した主張と異なる見解を与えるものである。1994年以降の物価上昇率が従う系列が、2002年にも構造変化を起こしており、それによりマクロ経済政策に対する反応が大きくなったことを考慮しなければ、政策の効果を過小評価する危険がある。

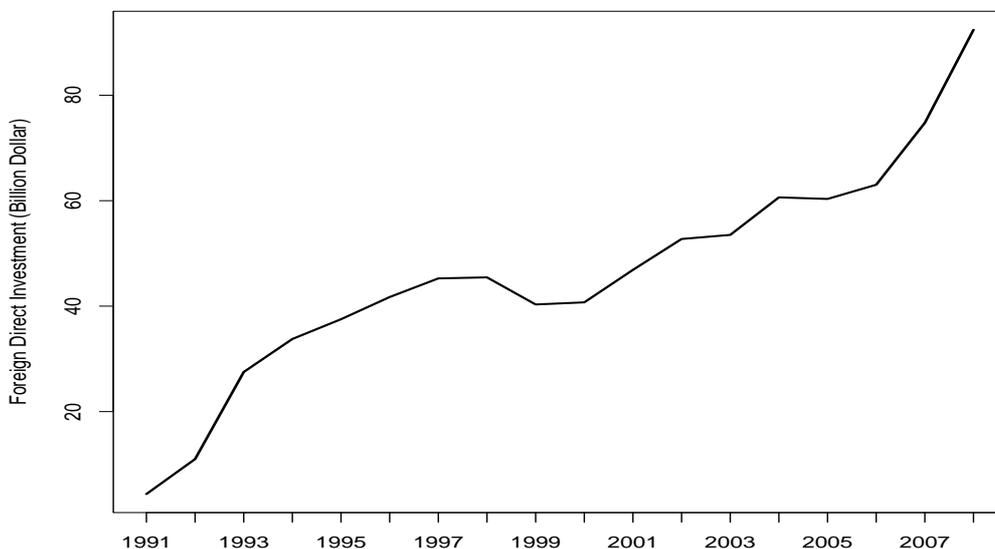


図 19: 対中 FDI の金額推移 (10 億ドル)

出典: 中国国家统计局 Web ページ

URL: <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2011/indexch.htm>

補論 1: 長期記憶の性質を考慮した単位根検定について

単位根検定の方法として拡張ディッキーフュラー (Augmented Dickey Fuller: ADF) 検定がよく知られているが、検定の対象とする過程が長期記憶を持ち、さらに過程が定数項や確定的トレンドを持つ場合、ADF 検定の検出力が下がることが指摘されている (黒住, 2008)。検出力が下がるのは確定項の推定の効率性に起因するものであり、Elliott et al. (1996) は確定項を効率的に推定し、ADF 検定よりも検出力の高い検定を行う方法を提示している。Elliott et al. (1996) では、この検定を ADF-GLS 検定と呼んでいる。

確定項の推定を効率的に行うための式の変換を表現するために、まず対象の時系列過程

を以下のように表現する。

$$\begin{aligned} y_t &= \boldsymbol{\mu} \mathbf{z}_t + u_t \\ u_t &= au_{t-1} + \varepsilon_t \\ \boldsymbol{\mu} &= \begin{bmatrix} c_0 \\ c_1 \end{bmatrix} \quad \mathbf{z}_t = \begin{bmatrix} 1 \\ t \end{bmatrix} \end{aligned}$$

y_t は検定を行う対象の時系列過程であり、 \mathbf{z}_t は定数項を返す要素が全て 1 のベクトルと確定的トレンド t からなる。 ε_t は独立、同一の過程に従う誤差項であり、 a と $\boldsymbol{\mu}$ はパラメータである。このモデルでは構造上 u_t が系列相関を持つため y_t を \mathbf{z}_t に回帰して確定項を推定すると効率的に確定項を推定することができない。

確定項の効率的な推定のために、モデルに以下の変換を加える。

$$y_t^d = \begin{cases} y_1 & t = 1 \\ y_t - ay_{t-1} & t \geq 2 \end{cases}, \quad \mathbf{z}_t^d = \begin{cases} \mathbf{z}_1 & t = 1 \\ \mathbf{z}_t - a\mathbf{z}_{t-1} & t \geq 2 \end{cases}$$

y_t^d を \mathbf{z}_t^d に回帰するモデルは、独立、同一な分布に従う誤差項で、なおかつ元のパラメータを推定する式となっている。

$$\begin{aligned} y_t &= \boldsymbol{\mu}' \mathbf{z}_t + u_t \\ y_t &= \boldsymbol{\mu}' \mathbf{z}_t + au_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t &= \boldsymbol{\mu}' \mathbf{z}_t + a(y_{t-1} - \boldsymbol{\mu}' \mathbf{z}_{t-1}) + \varepsilon_t \\ y_t - ay_{t-1} &= \boldsymbol{\mu}' \mathbf{z}_t - a\boldsymbol{\mu}' \mathbf{z}_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t^d &= \boldsymbol{\mu}' \mathbf{z}_t^d + \varepsilon_t \end{aligned}$$

y_t^d を \mathbf{z}_t^d に回帰することで確定項の推定を効率的に行うことができる。

このようにして推定された確定項を $\hat{\boldsymbol{\mu}}$ とし、 $x_t = y_t^d - \hat{\boldsymbol{\mu}}' \mathbf{z}_t^d$ のように確定項を除去した系列に対して ADF 検定を実行することで、ADF 検定よりも検出力の高い検定の結果を得ることができる。

確定項を除去する推定を行う際に a が既知でなければならないが、ADF-GLS 検定の検定統計量が従う分布は、この a に依存する。定数項モデルにおける検定統計量を T^{GLS_c} 、

確定的トレンドモデルの検定統計量を T^{GLS_t} とすると、モデルの分布は、

$$T^{\text{GLS}_c} \xrightarrow{d} \frac{\frac{1}{2}(B^2(1) - 1)}{\sqrt{\int_0^2 B^2(s)ds}}, \quad T^{\text{GLS}_t} \xrightarrow{d} \frac{\frac{1}{2}(V^2(1, \theta) - 1)}{\sqrt{\int_0^2 V^2(s, \theta)ds}}$$

$$V^2(1, \theta) = B(r) - r(\lambda B(1) + 3(1 - \lambda) \int_0^1 sB(s)ds)$$

$$\lambda = \frac{1 - \theta}{(1 - \theta + \theta^3)/3}$$

に従う。ここで、 $B(r)$ は r 時点における標準ブラウン運動であり、 θ が a である。ADF-GLS 検定の結果は定数項モデルでは $a = 7$ のときに、確定的トレンドモデルでは $a = 13.5$ のときにそれぞれ最も検出力が高くなることを Elliott et al. (1996) では示している。

補論 2: 複数の構造変化を想定した未知の構造変化点の分析

本章の分析では、構造変化点を特定するための方法として Bai and Perron (1998) の方法を用いている。Bai and Perron (1998) の分析は未知の構造変化点の特定を目的としたものであるが、構造変化が複数存在するということも仮定しており、構造変化の回数も推定、検定の対象となる。この章と補論では対象の系列が自己回帰 (Auto-Regressive: AR) 過程に従うことを仮定しているが、他の時系列モデルについてもこの方法を適用することは可能である。

構造変化点の推定は、構造変化付 AR モデルの最適モデルを求めることと同義である。つまり、対象の時系列過程に従うモデルの構造変化の回数、構造変化点、AR モデルのラグ次数を変えて、当てはまりが最もよいモデルを与える点が構造変化点の推定値であることを意味する。このとき、当てはまりのよさの尺度はベイズ情報量規準 (Bayesian Information Criterion: BIC) が用いられる。

また、推定された構造変化点は、その構造変化が有意であるかどうかを検証される必要がある。推定された構造変化点は、あくまでその点を構造変化点として導入するとモデルの当てはまりがよくなるということの意味しており、その点を境に有意な構造変化を起こしていることを保証するものではない。複数の構造変化の検定は、構造変化点があるかどうかだけでなく、有意な構造変化点がいくつあるかについても検証するものである必要があり、そのような帰無仮説を設定する必要がある。

構造変化の回数がいくつであるかを検証するための帰無仮説として、有意な構造変化の数が ℓ 回、それに対する対立仮説として、有意な構造変化の数が $\ell+1$ 回というものが設定される。この仮説検定を $\ell=0$ から逐次的に行っていく、最初に棄却されない帰無仮説

の ℓ が有意な構造変化の数として判断される。これらの仮説検定は尤度比検定により行われ、検定統計量には帰無仮説を仮定したモデルと、対立仮説を仮定したモデルの尤度比が用いられる。

尤度比検定に用いられる検定統計量が従う分布は、帰無仮説が正しいときに未知の構造変化点 π によって変化する非標準的な分布となり、 χ^2 分布には従わない。この π は対象期間を連続時間で表記したときの、対立仮説モデルにのみ現れる構造変化点であり、対象期間を t_0 から T までと定義すると構造変化点は πT と表現される。

検定統計量を F_T とすると、 F_T は以下の式で表現される。

$$F_T(\ell+1|\ell) = \frac{RSS - USS}{\hat{\sigma}^2}$$

ここで、 RSS は帰無仮説を仮定したときの残差二乗和、 USS は対立仮説を仮定したときの残差二乗和を表す。帰無仮説を仮定したモデルは、構造変化の回数を ℓ 回としたときに最も BIC が小さくなる点として推定され、残差二乗和が検定に用いられる。

一方で対立仮説を仮定したモデルは、帰無仮説と同様の方法ではモデルを推定することができない。求めたいのは帰無仮説で設定したモデルに追加的に 1 つ構造変化点を加えたときの最適モデルであって、 $\ell+1$ 回を仮定したときの最も当てはまりのよいモデルではないからである。仮に帰無仮説を仮定したモデルと同様の方法で推定を行うと、 $\ell+1$ 回の構造変化点が全て帰無仮説のモデルと異なる点になる可能性がある。

この場合のモデルは、帰無仮説の仮定の下で特定したモデルにおいて、既存の構造変化点以外の全ての時点に構造変化点を仮定し、残差二乗和が最小になる場合を求めるという方法で推定される。 $S_T(\hat{t}_i)$ を構造変化点 \hat{t}_i を仮定したときの残差二乗和であるとし、帰無仮説を仮定したときの構造変化点が $[\hat{t}_1 \ \cdots \ \hat{t}_\ell]$ であるとする、対立仮説を仮定した

モデルの残差二乗和は

$$USS = \min_{\tau}(S_T(\hat{T}_1, \dots, \tau, \dots, \hat{T}_\ell))$$

となり、残差二乗和を最小にするような $\ell+1$ 回目の構造変化点 τ が推定される。ここで追加的な構造変化点 τ が $\tau < \hat{t}_1$ である場合には、

$$USS = \min_{\tau}(S_T(\tau, \hat{T}_1, \dots, \hat{T}_\ell))$$

$\tau > \hat{T}_\ell$ の場合には、

$$USS = \min_{\tau}(S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_\ell, \tau))$$

となる。

さらに構造変化点間の距離についても考慮する必要がある。構造変化点間の距離があまりに近すぎると標本数がパラメータ数を下回り推定を行えない場合も生じる。実際には帰無仮説を仮定したモデルの前後数期間を除いた全ての時点に構造変化点を仮定し、そこで推定されるモデルが残差二乗和を最小にする場合が USS を与えるモデルとなる。

検定統計量は $\ell+1$ 回の構造変化を仮定した場合の尤度比検定統計量の最大値として求められており、検定統計量が従う分布を $G_q(x)^{\ell+1}$ とすると、分布が

$$G_q(x)^{\ell+1} = \frac{(B_q(\pi) - \pi B_q(1))'(B_q(\pi) - \pi B_q(1))}{\pi(1-\pi)}$$

という形で与えられることが Bai and Perron (1998) で示されている。ここで、 $B_q(\pi)$ は π 時点における q 次元のブラウン運動を表しており、 x は分布 $G_q(x)^{\ell+1}$ における対応する確率を求めたい点を表している。この分布は 0 から 1 に調整した期間の構造変化点 π に依存する分布になっており、 π を固定すると分布は χ^2 分布に従う。 $G_q(x)^{\ell+1}$ の棄却点は Bai and Perron (1998) に表として掲載されており、本章の分析にもこの表を用いた。

補論 3: 信頼区間の計算

本章ではインパルス応答関数 (Impulse Response Functions: IRFs) の信頼区間を計算する方法として、長期記憶の性質に対して頑健な Gospodinov (2004) の方法を用いた。中国の物価上昇率が従う自己回帰 (Auto-Regressive: AR) パラメータの推定値は、対象の系列が高い長期記憶を持つことを示している。Gospodinov (2004) は、AR パラメータの非線形関数に制約を課したときの制約付モデルと無制約モデルの尤度比が従う分布を示しており、この分布の棄却点を利用すると IRFs の信頼区間が計算できる。

後述のように IRFs は AR パラメータの非線形関数であり、Gospodinov (2004) が提示しているのは、IRFs に課した制約を検証する尤度比検定統計量の分布である。信頼区間導出方法の考え方は、無制約の AR モデルの尤度と特定の値を IRFs に制約として課した場合の尤度比検定統計量が有意水準 α の棄却点を与える場合、そのときの制約を IRFs の信頼係数 $1 - \alpha$ の信頼区間とするというものである。この場合に困難な点は、まず IRFs に制約を与えたときの尤度を求める方法である。これは後述の IRFs と AR パラメータの対応関係を利用して求める。もう一つの困難な点は、有意水準 α のときの制約を求める方法についてである。これは IRFs に課す制約を無制約モデルの IRFs を初期値として、そこから徐々に離れた値を制約として課していき、それに対応する尤度比検定統計量の値が棄却点に到達するまで逐次的に続けるという方法をとる。

IRFs に制約を課したときの制約付 AR パラメータの推定は以下の関係を利用して行わ

れる。IRFs と AR パラメータの間には、

$$\begin{aligned}
 y_t &= \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \\
 (1 - \Phi(L))y_t &= \varepsilon_t \\
 \Phi(L) &= \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p \\
 y_t &= (1 - \Theta(L))\varepsilon_t \\
 y_t &= \varepsilon_t + \sum_{i=1}^{\infty} \theta_i \varepsilon_{t-i} \\
 (1 - \Phi(L))^{-1} &= (1 - \Theta(L))
 \end{aligned}$$

という関係がある*10。 $(1 - \Phi(L))^{-1} = (1 - \Theta(L))$ より

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)(1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots) = 1$$

という関係を導出することができる。

ラグ作用素 L の次数ごとに、パラメータ間の関係を表すと

$$\begin{aligned}
 \theta_1 &= \phi_1 \\
 \theta_2 &= \phi_1 \theta_1 + \phi_2 \\
 &\vdots \\
 \theta_s &= \phi_1 \theta_{s-1} + \phi_2 \theta_{s-2} + \dots + \phi_p \theta_{s-p}
 \end{aligned}$$

となり、 s 期先の IRFs の値を AR パラメータとそれまでの IRFs の値で表現することができることを示している。この関係を利用すると、特定の期の IRFs を AR パラメータにより表現することができる。

この方程式の関係から θ_s と AR パラメータの $\phi_2 \dots \phi_p$ までに制約を課して、 ϕ_1 を推定し、そこから制約付モデルの尤度を導出することができる。つまり未知数 $\phi_1 = x$ として、 $\theta_s = \bar{\theta}_s$ と $[\phi_2 \ \dots \ \phi_p] = [\bar{\phi}_2 \ \dots \ \bar{\phi}_p]$ という制約を課して、

$$\theta_s - \bar{\theta}_s = x\theta_{s-1} + \bar{\phi}_2\theta_{s-2} + \dots + \bar{\phi}_p\theta_{s-p} = 0$$

という方程式の解を求めることにより制約付 AR パラメータと尤度を計算することができる。制約を課していない IRFs の値は、 $\theta_1 = \phi_1 (= x)$ から未知数を含む形で逐次的に求めて

*10 L は $Lx_t = x_{t-1}$ となるようなラグ作用素を表す。

いくことができる。残差二乗和を目的関数として、目的関数を最小にするような ϕ_1 を計算することで、制約付 AR パラメータと制約付尤度を計算する。

制約付モデルと無制約モデルの尤度比が従う分布は長期記憶の度合いを表すパラメータ c に依存する。AR モデルはパラメータ c を含む以下の拡張ディッキーフュラー (Augmented Dickey-Fuller: ADF) 表現と呼ばれる形で表すことが可能である。

$$\begin{aligned}y_t^d &= \alpha y_{t-1}^d + \Psi(L)\Delta y_t^d + e_t \\ \alpha &= 1 + \frac{c}{T}\end{aligned}$$

y_t^d はトレンドや定数項を除外した系列を表しており、 $\Psi(L)$ はラグ多項式、 T はサンプルサイズを表している。 c が 0 に近いほど系列が高い長期記憶を持つことを意味しており、 $c = 0$ のときに単位根過程となるため、このパラメータを長期記憶の度合いを表すとみなすことができる。尤度比検定統計量が従う分布の棄却点は、長期記憶性の度合いを表すパラメータ c に左右されるため、制約付モデルの AR パラメータから c を計算する必要がある。

第3章 対外開放政策推進下の中国における物価動向と貨幣の超過供給

3.1 はじめに

第3章では、高く安定的な経済成長下で物価上昇率が大きく変動しているという中国の特徴を、他の経済変数との関係により説明するために多変量回帰モデルによる分析を行う。物価上昇率の推移に対して、対外的な要因が影響している可能性があるという前章の結果を考慮して、多変量回帰モデルに対外的要因を反映する名目実効為替レート (Nominal Effective Exchange Rate: NEER) を導入し、また多変量回帰モデルに前章で推定された構造変化点を導入した。

いくつかの既存研究において、対外的要因が中国の実体経済に影響したことを主張している。ここでの対外的要因とは、海外直接投資 (Foreign Direct Investment: FDI) の増加や輸出の増加を意味しており、これらの要因により技術水準の向上や産業の高度化、貿易黒字の拡大による所得の増加という影響があったことが指摘されている (大橋,2003 や 蔵,2011)。このような対外的要因は、アジア通貨危機の影響で一時途絶えるものの、2000年以降再び拡大している。

また中国の物価上昇率の動きが実体経済の変化により説明されるとする研究に大山他 (2005) がある。この研究では構造型の多変量自己回帰 (Vector Auto-Regressive: VAR) モデルを用いて、構造ショックを需要と供給のショックに識別し、需要ショックの方が供給ショックよりも物価上昇率に対する影響が大きいことを示している。また2000年以降消費者物価全体の動きに対して、食料品価格が寄与する部分が多いことから、2000年以降の物価上昇の要因として食料品需要の拡大をあげている。

実体経済の変化により経済成長と所得の増加がもたらされ、物価の上昇圧力となったと

いう説明の他に、貨幣供給量の増加により物価上昇の圧力がもたらされたという説明を行う研究もある(王・長井,2007)。そこでは対中投資の増加や、貿易黒字の拡大など外国から流入した貨幣が余剰流動性となり、中国の物価を押し上げる作用をもたらしたという見解が示されている。

この章でも物価上昇率の推移を説明する要因として貨幣に注目し、貨幣供給量を含む多変量回帰モデルを用いた分析を行う。中国に限らず、物価は実体経済の影響だけではなく、貨幣的な要因からも影響を受けると考えられる。ここでの貨幣的要因とは、貨幣市場における需給の変化が名目値の均衡を維持するために物価に影響を与えることを意味している。

貨幣市場と物価の関係を直接分析の対象とするために、モデルに名目貨幣供給量と物価水準という非定常性が指摘されている変数を導入する。物価水準や、名目貨幣供給量は二階の階差をとって初めて定常的な過程に従う $I(2)$ 過程に従うという指摘がなされており、本研究でもこの点を考慮して、和分次数 2 の変数に対する誤差修正モデル (Error Correction Model: ECM) を用いて分析を行う。

具体的には、ECM における誤差修正項を貨幣供給量と貨幣需要の間の安定的な関係として識別し、貨幣需給と物価上昇率の関係を推定することで、貨幣的要因が物価上昇率に与える影響を検証する。このとき多変量回帰モデルに NEER の変数を導入し、誤差修正項に対外的な要因を反映させることで、対外要因の影響を反映する貨幣需要関数の推定を可能にする。

中国を対象として、ECM を用いた貨幣需要の推定を行った分析には、Burdekin and Siklos (2008) や、Mehrotra (2008)、Gerlach and Kong (2005) などがある。いずれの研究においても貨幣需給の関係が短期的に物価上昇率に影響を与えることを示しているもの

の、モデルを構成する変数が異なることから貨幣需給に影響を及ぼす要因については一致した見解が得られていない。

また貨幣需要関数における貨幣保有の機会費用を表す変数として何を導入するかという点についても、共通の見解はない。貨幣保有の機会費用とは、貨幣の代替資産の価値が上昇することで貨幣として資産を保有したときの相対的な損失を費用として捉えたものである (Sriram,2001)。代替資産として金融資産を考える場合は利子率が、実物資産を考える場合には物価上昇率が機会費用を表す変数となるが、中国の貨幣需要関数に関する既存研究でもいずれかの変数が用いられている。ただし利子率と物価上昇率のいずれの変数を機会費用の変数として用いるかについては共通の見解が得られていないことから、本研究では利子率と物価上昇率の両方をモデルに導入し、それぞれの変数をモデルに導入する妥当性を、仮説検定により検証する。

モデルの推定結果から中国の貨幣市場において、貨幣が超過供給方向に推移したことが、2000年以降の物価上昇圧力となったことを示した。また貨幣の超過供給は産出に対して有意に影響を与えないものの、物価に対しては有意に正の影響を与えるという特徴を持ち、この結果は国内産業の高度化など实体经济の変化を通じた要因と異なる経路で物価に影響を与える要因が存在することを意味している。さらに当該期間の変数の推移から為替の下落や利子率の上昇、外生的要因による物価上昇率の上昇等が当該期間の貨幣需給を超過供給方向に導いた要因であることを示した。

3.2 モデル

この章では、貨幣市場と物価の関係を表す多変量回帰モデルとして共和分を考慮したECMを推定し、誤差修正項部分の推定結果から貨幣需要関数の特徴を考察する。共和分

関係にある非定常時系列過程が一階の階差をとることで定常的な過程に従うという I(1) 変数である場合 ECM は、ラグ次数 p の VAR モデルから

$$\Delta \mathbf{x}_t = \alpha \beta' \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \varepsilon_t$$

と導出される。ここで $\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{x}_t - \mathbf{x}_{t-1}$ であり、 ε_t は誤差項、 α 、 β 、 ψ_i はそれぞれパラメータを表す。I(1) 変数の ECM は和分次数を一つ下げて定常的な過程に従う共和分関係を含んでおり、長期的な均衡関係である共和分の関係からの乖離を階差変数が修正していると解釈することができる。

この論文では貨幣市場と物価の関係を直接モデルとして表現するために名目の貨幣供給量と物価水準をモデルに導入するが、名目貨幣や物価は二階の階差をとって初めて定常的な過程に従う I(2) 変数であるという指摘がされている。後述の様に単位根検定の結果からもモデルに導入する変数が I(2) 変数を含むことが示されているため、ここでは、以下に示す I(2) 変数のための ECM を用いる。I(2) 変数の ECM 表現は Johansen (1997) で提唱されており^{*11}、本研究では Johansen 型のモデルについて識別と推定の方法を考慮して修正を加えた以下の Mosconi and Paruolo (2011) 型のモデルを用いて分析を行う。

$$\Delta^2 \mathbf{x}_t = \alpha (\beta' \tilde{\mathbf{x}}_{t-1} + \nu' \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-1}) + (\varsigma \beta' + \xi \gamma') \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \Upsilon_i \Delta^2 \tilde{\mathbf{x}}_{t-i} + \varepsilon_t$$

ν 、 γ 、 ς 、 ξ 、 Υ_i はパラメータを表しており、モデルには複数の共和分関係が含まれている。パラメータのうち β と γ は、共和分ベクトルであり、 $\Delta \tilde{\mathbf{x}}_t$ の前から掛けて定常過程を導く^{*12}。また $\tilde{\mathbf{x}}_t$ は確定項を含む変数ベクトルをあらわしており、モデルが発散しないた

^{*11} Johansen 型の I(2) モデルを用いて分析を行った研究には Georgoutsos and Kouretas (2004)、Juselius (2004)、Fiess and MacDonald (2001) や Rahbek et al. (1999) 等がある。

^{*12} この関係は Mosconi and Paruolo (2011) において proportional-control term と呼ばれている関係であり、本研究ではこの共和分関係を階差共和分関係と呼ぶ。

めの条件としてレベル変数は、確定的トレンドのみを、一階の階差を取った変数は定数項のみを含むという条件が必要になる (Juselius,2006)。さらにモデルの $\beta' \tilde{x}_t$ の部分は $v' \Delta \tilde{x}_t$ と結びつき、 $\beta' \tilde{x}_{t-1} + v' \Delta \tilde{x}_{t-1}$ とすることで和分次数がさらに一つ下がり定常的な過程となる^{*13}。多変量回帰モデルを構成する内生変数の数が k 、複合同分関係の数を r とし、階差共和分関係の数を $r+s$ とすると、 β と v の次元は $k \times r$ 、 γ の次元は $k \times s$ となる。

I(2) モデルの推定結果は、複合同分の構造変化点の設定に影響されることが知られており、本研究においても中国に関する既存の研究が指摘する構造変化点を参考にして構造変化を含むモデルの推定を行う。Mosconi and Paruolo (2011) 型のモデルは v の部分に識別制約を課すことが可能であるため、構造変化が有意であるかどうかを容易に検証することが可能となる。

3.3 データと分析結果

貨幣市場と物価の関係を分析するために以下のデータを使用する。貨幣の変数として狭義の名目貨幣供給量 (M)、物価水準のデータとして消費者物価指数から計算した物価水準 (P)、産出のデータとして実質 GDP(Y)、貨幣保有の機会費用変数として貸出利率 (RL)、対外的要因を表す変数として NEER(RF) を用いる。 M 、 P 、 RL 、 RF のデータは IMF (2012) のものを使用し、 Y は CEIC データ社のものを用いて分析を行う^{*14}。標本期間は 1991 年 1 月から 2008 年 12 月までとし、月次データが存在しない M 、 Y のデータについては四半期データを月次に按分して使用した。

^{*13} この関係は Mosconi and Paruolo (2011) 等において multi-cointegration と呼ばれている関係であり、本研究ではこの共和分関係を複合同分と呼ぶ。

^{*14} CEIC データ社は、中国を含む多数の国のマクロ経済データを販売する企業であり、本論文は GDP の四半期データを以下の URL から入手した (<http://www.ceicdata.com/ja/countries/china>)。

利子率として貸出利子率を導入しているが、中国では貸出利子率は政府により基準利子率と変動幅が決められているいわば規制された利子率である。金融市場が自由化されている場合、利子率は平準化されるためリスクフリーレートを金融資産の代表的な利子率として用いるが、中国においては、長期間の連続したデータとして使用できる利子率が存在しない。また中央銀行が決定する利子率が金融市場の動向と無関係に決定されているというのは非現実的であることや、Burdekin and Siklos (2008) 等貨幣需要関数に貸出利子率を導入している既存研究に倣い、ここでは利子率の変数として貸出利子率を導入する。

標本期間が対外開放政策推進下の期間を含むため、対外要因を反映する変数として NEER を導入する。NEER とは貿易総額を加重として複数の国の為替レートの加重平均値を為替の指標としたものである。分析期間中に中国が米国との固定相場制度をとっていた期間を含んでいるため、その期間対米ドルレートが動きのない系列となるという問題があり、本研究では NEER を用いる。

為替レートが貨幣需要関数に与える影響について、Mehrotra (2008) は二つの経路があることを示している。一つは為替の増価が貨幣需要に対して正の影響をもたらす経路であり、為替の増価が自国の貨幣を外国の貨幣よりも強くすることで自国の貨幣に対する需要を大きくするというものである。もう一つは為替の増価が貨幣需要に対して負の影響をもたらすという経路で、為替の増価により保有している外国通貨建て資産の価値が下がり、資産が減少した分、消費の減退などを通じて取引動機の貨幣需要を減退させるというものである。貨幣需要関数の為替の係数推定値には、この二つの効果のうち大きい方の効果が反映される。

また標本期間に多変量回帰モデルの複合共和分が、1994年11月と2001年9月に構造変化をもつと仮定して分析を行う。1994年11月の構造変化点は Zhang (2009) の研究を

参考にしており、物価上昇率が従うデータ発生過程が 1994 年 11 月を境に下落・停滞の推移へと変化するような構造変化を起こしていることを示している。1994 年以降の物価上昇率については構造変化の分析以外に、中国の物価下落について検証した Guerineau and Guillamont (2005) があり、海外からの需要が減速したことにより、中国の非貿易部門の生産が落ち込んだこと等を物価下落の要因として指摘している。2001 年 9 月の構造変化は、Koiv (2009) の多変量回帰モデルを用いた研究を参考にしており、そこでは中国に関する多変量回帰モデルが 2001 年 9 月に構造変化をもつという検定の結果を示している。この構造変化点は、多変量回帰モデルの構造変化点であると同時に、前章で特定した物価上昇率の推移における構造変化点である 2002 年 3 月の構造変化点の信頼区間に含まれる点である。この点を境に物価上昇率の推移も下落、停滞から上昇に転じており、政策に対する反応が弾力的になっている。

使用するデータに対して Elliott et al. (1996) の方法 (以後 ERS 検定) と拡張ディッキーフュラー (Augmented Dickey Fuller: ADF) 検定を行い単位根の存在を検証した。レベル変数の単位根検定の結果を示した表 11 から、貨幣、産出、利子率のレベル変数が単位根を持つという仮説が ADF 検定、ERS 検定いずれからも棄却されないという結果が示された。物価と実効為替レートについては ADF 検定で単位根の存在を棄却されたが、物価の階差変数は ADF 検定で単位根の存在が棄却できないこと、ERS 検定における実効為替レートの P 値が大きき値であることからレベル変数は全て単位根を持つと仮定する。階差変数の単位根検定の結果を示した表 12 は、ADF 検定では物価の階差変数が単位根を持つという仮定が、ERS 検定では産出の階差変数が単位根を持つという仮定がそれぞれ棄却できないという結果が示された。また有意水準 1% で考えると ERS 検定では物価、産出に加えて貨幣の階差変数についても単位根の存在を棄却できないという結果が示された

ため、多変量回帰モデルを構成する変数が $I(2)$ 変数を含むものとして分析を行う。

共和分検定を Nielsen and Rahbek (2007) で提示されている方法により行った結果、共和分ランクは $r = 4, s = 0$ であると示された。この結果から複合共和分関係が複数存在するということが示され、貨幣需給の関係として解釈する特定の複合共和分関係を他の共和分関係から識別する必要があることになる。識別制約の個数は β に対しては r 個の制約を、 v に対しては $r + s$ 個の制約を課すことで適度識別 (just identified) となり、 $r = 4, s = 0$ の場合では β と v の両方に 4 個の制約を課すことで適度識別となる。

共和分検定の結果から、複合共和分関係が 4 つ存在すると仮定しその一つを貨幣需給の関係として識別するために表 13 のような識別制約を課す。表の中で $D1$ 、 $D2$ 、 $D3$ と定義されているのは構造変化ダミーであり、上述の構造変化点で分割される確定項を与えるダミー変数である。貨幣需給の関係として識別するための制約は、物価の同次性 (price homogeneity) とトレンドの除外制約、物価上昇率以外の階差変数の除外制約を用いる。物価の同次性とは、物価と貨幣が同じ歩調で上昇するという仮定であり、物価水準が上がると取引に必要な貨幣の金額が増えるということがその論拠である。表 13 において貨幣と物価の係数推定値が絶対値で等しい値、 $-\beta_{11}$ となっていることが物価の同次性制約を表しており、同様の制約は Georgoutsos and Kouretas (2004) や Johansen and Lütkepohl (2005) で用いられている。また貨幣需給の関係が時間とともに乖離していくという仮定をおくことが現実的ではないと考え、多くの既存研究でトレンド項を含まない貨幣需給の関係を推定しているのに倣い、ここでもトレンド項を除外している^{*15}。さらに物価上昇率以外の特定の階差変数が貨幣需給の関係に影響を及ぼすという論拠がなく、ECM に関

*15 複数の共和分関係から貨幣需給の関係を識別するためにトレンド項の除外制約を課している研究には Rahbek et al. (1999) がある。

する研究において物価上昇率以外に階差変数が導入されていないことに倣い、ここでも階差変数の除外制約を課す。

表 11: レベル変数に対する単位根検定の結果

変数	ラグ次数	ADF 検定 P 値	ERS 検定 P 値	確定項
<i>M</i>	3	0.222	0.607	トレンド
<i>P</i>	7	0.012	0.145	トレンド
<i>Y</i>	4	0.495	0.885	トレンド
<i>RL</i>	1	0.140	0.215	トレンド
<i>RF</i>	1	0.016	0.263	トレンド

表 12: 階差変数に対する単位根検定の結果

変数	ラグ次数	ADF 検定 P 値	ERS 検定 P 値	確定項
ΔM	2	0.001	0.011	定数項
ΔP	8	0.149	0.026	定数項
ΔY	3	0.043	0.063	定数項
ΔRL	1	0.000	0.000	定数項
ΔRF	1	0.000	0.000	定数項

表 13: 共和分ベクトルの識別制約

	β_1	v_1
<i>M</i>	β_{11}	0
<i>P</i>	$-\beta_{11}$	v_{21}
<i>Y</i>	β_{31}	0
<i>RL</i>	β_{41}	0
<i>RF</i>	β_{51}	0
<i>D1</i>	0	v_{61}
<i>D2</i>	0	v_{71}
<i>D3</i>	0	v_{81}

4つの複合共和分ベクトルのうち、識別制約を課した列 β_1 と v_1 の推定結果は表 14 のように推定された。複合共和分関係を $e \equiv \beta' \tilde{x}_t + v' \Delta \tilde{x}_t$ と定義し識別制約を課した共和分

表 14: 共和分ベクトルの推定結果

	β_1	v_1
M	14.83	0
P	-14.83	1654.71
Y	-21.83	0
RL	1.13	0
RF	-24.73	0
$D1$	0	179.35
$D2$	0	214.17
$D3$	0	216.05

ベクトルの係数推定値を複合共和分に代入すると以下のように表記できる。

$$e_t = 14.83(M_t - P_t - 1.47Y_t + 0.08RL_t - 1.67RF_t - 111.56\Delta P_t + 12.09\Delta D1_t + 14.44\Delta D2_t + 14.57\Delta D3_t)$$

この関係が貨幣供給と貨幣需要の差を表すことから貨幣需要関数は、

$$M_t = P_t + 1.47Y_t - 0.08RL_t + 1.67RF_t - 111.56\Delta P_t - 12.09\Delta D1_t - 14.44\Delta D2_t - 14.57\Delta D3_t + \frac{1}{14.83}e_t$$

と表現できる。

推定された貨幣需要関数に解釈を与えていく前にモデルの特定化に関する尤度比検定を行っていく。モデルに過剰識別制約を課して、その過剰識別制約が妥当なものであるときには制約付モデルと無制約モデルの尤度比が過剰識別度を自由度とする χ^2 分布に従うことが知られており、これを利用して制約が妥当であるかどうかを検証することができる。検証の対象とする帰無仮説として、産出の係数推定値が貨幣と絶対値で等しくなるという制約 (H_{N1})、利子率の除外制約 (H_{N2})、為替の除外制約 (H_{N3})、物価上昇率の除外制約 (H_{N4}) を設定し、モデルの特定化を検証した。さらに 1994 年 11 月の構造変化がないとする制約 (H_{N5})、2001 年 9 月の構造変化がないとする制約 (H_{N6}) を設定し構造変化が有意であるかどうかを検証した。検定の結果は表 15 の通りとなり有意水準 5% で、適度識別制約モデルから除外される係数はなく、また構造変化が有意であるという結果が示さ

れた。

適度識別制約モデルの推定結果は以下のように解釈できる。利子率と物価上昇率の係数推定値の符号から、いずれの変数も貨幣保有の機会費用としての特徴を持つ。また為替の係数推定値の符号から為替の増価は貨幣需要に対して正の影響をもたらすという結果が示され、構造変化の特徴については1994年11月時点と2001年9月時点で定数項が負の方向にシフトしていることが示されている。

二階の階差変数(以下、加速度変数)に対する複合共和分の影響を表す調整係数の推定結果(表16)は、以下のように解釈される。複合共和分は貨幣供給と貨幣需要の差で表現されるため、複合共和分項が正の値をとると貨幣が超過供給の状態であることを意味する。表16の $\Delta^2 P$ 行における値が有意な正の値であることから、貨幣が超過供給になると物価の加速度に対する上昇圧力となる一方で、 $\Delta^2 Y$ の行における値が有意ではないことから貨幣の超過供給は短期的には実質の産出には影響を与えないということを意味する。

共和分ベクトルの係数推定値から貨幣の超過供給を計算し、その推移を示した図20を見ると、貨幣の超過供給の推移が、当該期間の物価上昇率の動きを説明していることがわかる。1994年11月時点で貨幣の超過供給は最大となりその後急激に縮小している点や、1997年のアジア通貨危機の期間に貨幣が超過需要に転じていることは、その期間の物価上昇率が下落・停滞している点と整合的である。また1999年まで超過需要は拡大しているが、2001年末から超過需要は縮小に転じ、2004年から2005年にかけて超過供給となっている点もその時期の物価上昇率の上昇を説明する動きをしている。物価上昇率が上昇に転じた時期である2002年から2005年にかけて中国のNEERは減価で推移しており(図21)、これが貨幣需要を減退させたと考えられる。さらに同時期、中国の為替制度は米国との固定相場制を採っており、米国のNEERが下落したことに連動して中国の為替

レートが減価したことになる。

表 15: 尤度比検定の結果

帰無仮説	χ^2 値	P 値
$H_{N1}: (\beta_{31} = -\beta_{11})$	7.20	0.007
$H_{N2}: (\beta_{41} = 0)$	6.09	0.014
$H_{N3}: (\beta_{51} = 0)$	14.88	0.000
$H_{N4}: (v_{21} = 0)$	8.29	0.004
$H_{N5}: (v_{61} = v_{71})$	8.29	0.004
$H_{N6}: (v_{71} = v_{81})$	7.42	0.006

表 16: 調整係数の推定結果

調整係数		
$\Delta^2 M$	-3.00E-03	[1.15E-03]
$\Delta^2 P$	2.88E-04	[1.84E-05]
$\Delta^2 Y$	2.00E-04	[4.66E-04]
$\Delta^2 RL$	-1.27E-01	[2.81E-02]
$\Delta^2 RF$	1.51E-02	[3.33E-03]

2006年から2008年にかけて為替が下落していないにもかかわらず、貨幣の超過需要縮小と超過供給への転換が見られるが、この時期には貨幣保有の機会費用を代表する変数である物価上昇率と利子率の上昇が見られ、貨幣需要が減退したと考えられる。2007年の1年間に中国では6回にわたる利上げが行われ(図22)、このような金融引き締め策は貨幣需要に対して負の影響をもたらす。さらに一次産品の輸入価格の推移を示した図23を見ると2006年から2008年にかけて上昇しており、貨幣的要因以外の経路から物価上昇率に正の影響をもたらしたと考えられる。物価上昇率の値が大きくなると貨幣需要が減退するため、貨幣の超過供給の拡大を通じて物価の加速度に対して上昇圧力をもたらす。つまり物価上昇率が一度均衡から正方向に乖離すると物価の加速度の上昇をもたらすため、物価上昇率の変動が大きくなることを意味する。

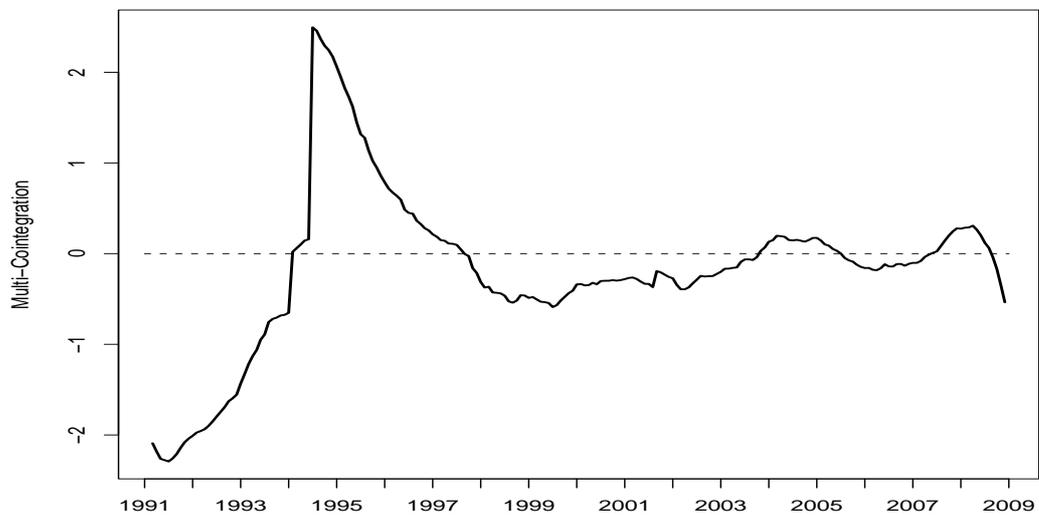


図 20: 貨幣の超過供給の推移

推定結果から筆者が計算

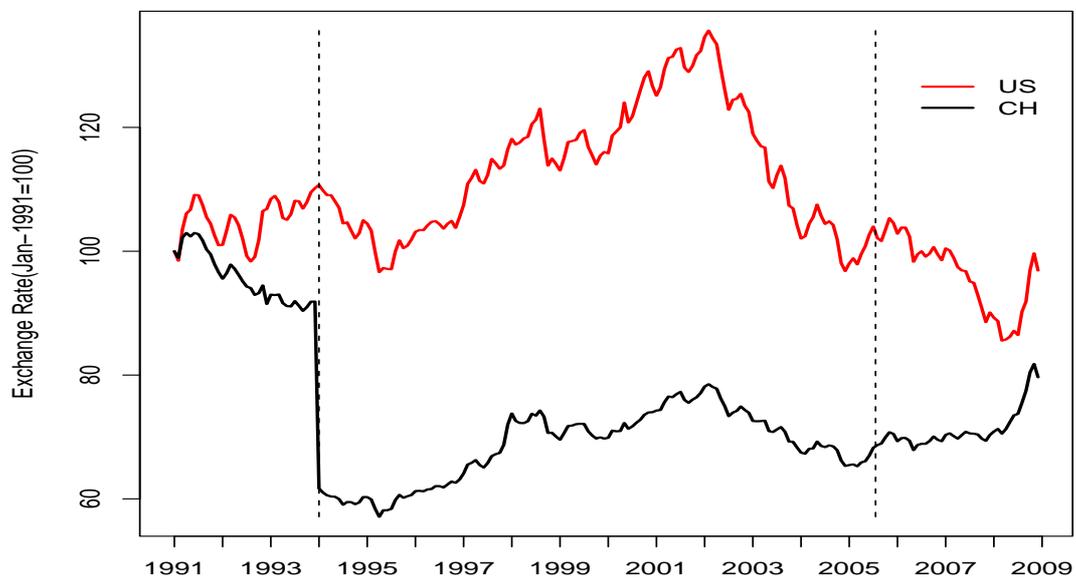


図 21: 中国と米国の名目実効為替レートの推移

点線は中国が固定相場制度を取っていた期間

データは IMF (2012) の月次データ

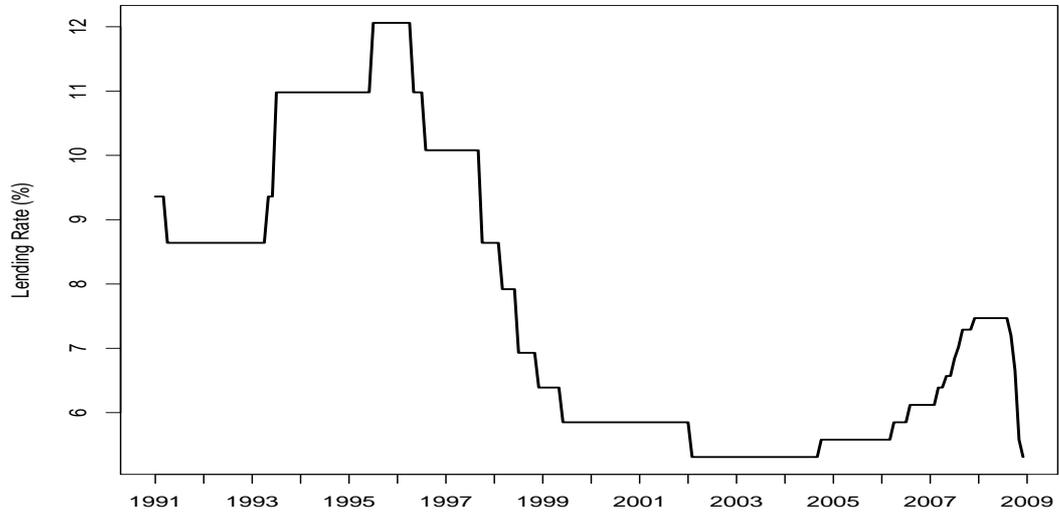


図 22: 中国の利率の推移

データは IMF (2012) の月次データ

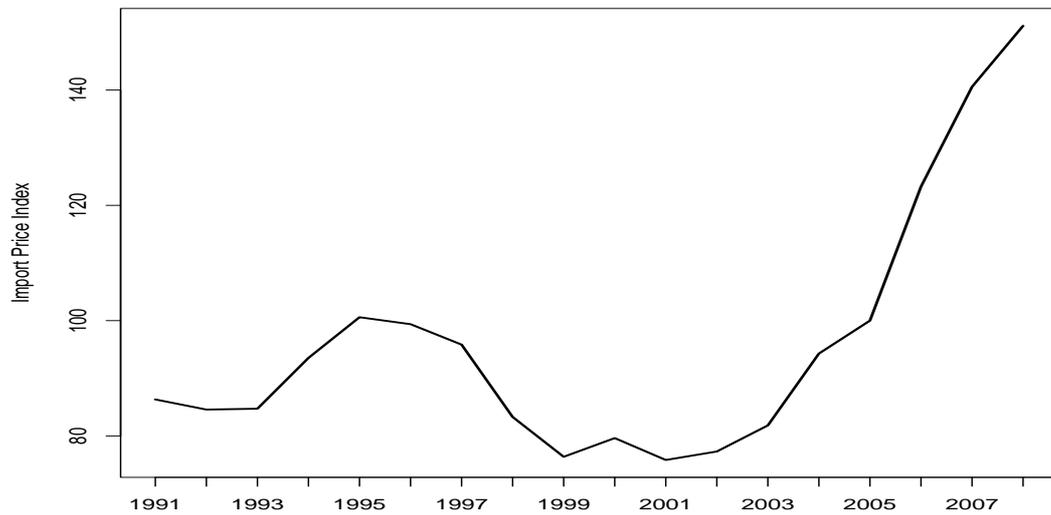


図 23: 輸入価格の推移

データは IMF (2012) の月次データ

3.4 結論

対外開放政策推進下の中国で、経済成長率が安定して高いにも関わらず物価上昇率の変動が大きいことがどのような理由により説明されるのかを検証するために、I(2)モデルによる分析を行ない、そこから2000年以降の物価上昇率が上昇に転じた理由を提示した。2000年以降の物価上昇率が上昇に転じた点について、既存研究では対中FDIの増加により实体经济の変化と国内の所得増加がもたらされたことや、食料品価格上昇という要因を通じて物価が上昇したためであるという説明がなされている。図24で示したFDIの金額の推移は2000年以降の物価上昇率の上昇を説明する要因となっているが、物価上昇率の変動が経済成長率の動きに比べて大きいことについては所得の増加を通じた経路の物価上昇要因だけでは説明できない。

高く安定した経済成長の下で、物価上昇率が不安定になっている要因として本研究では貨幣の超過供給という要因を提示した。貨幣の超過供給は実質の産出の加速度に対して有意に影響を与えないが、物価の加速度に対しては上昇の圧力を与える(表16)。さらに複合共和分の推定結果から、物価上昇率が高まると貨幣需要は減退し、貨幣の超過供給を通じて物価の加速度に更なる上昇の圧力をもたらすという作用があることを示した(表14)。この仕組みから物価上昇率は短期的に均衡から大きく乖離することになり、大きく変動するという特徴を持つことになるが、既存の研究結果が示す産出の増加を伴う物価上昇率の変動要因とは異なる特徴である。

図20に示したとおり、2000年以降貨幣需給は超過供給方向に推移しており、中国のNEERの減価、利子率、物価上昇率の上昇が中国の貨幣需要を減退させたことがその原因であると考えられる。中国のNEERが減価した原因については、中国が固定相場制度を

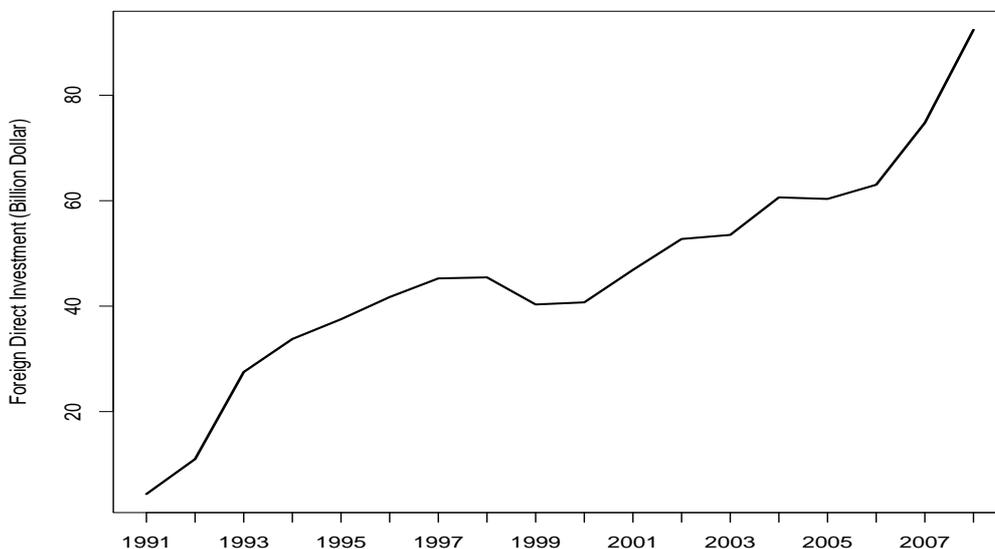


図 24: 対中 FDI の金額推移 (10 億ドル)

出典: 中国国家统计局 Web ページ

URL: <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2011/indexch.htm>

採っている相手国の米国の実効レートが、同時多発テロからイラク戦争までの情勢不安がもたらした財政悪化、景気後退不安により減価したためである。つまり、米国の NEER が減価し、固定相場制度を通じて中国の NEER を連動して減価させたことが、国内の貨幣需要の減退とそれによる物価の加速度への上昇圧力をもたらしたというのが推定結果から得られた結論である。

さらに 2000 年代後半、為替が減価していないに関わらず、物価上昇率が上昇している期間が存在するが、その時期の物価上昇率の推移にも貨幣需給による影響があると考えられる。2006 年から 2008 年にかけて物価上昇率が上昇しており、そのときの為替制度は固定相場制ではなく、また為替レートも減価していない。この期間の貨幣需給は、利子率の上昇という金融政策が採られたことと、一次産品の輸入価格が上昇したことにより超過供給に誘導されたと考えられる。物価上昇を抑制する目的で実施された 2007 年の 6 回の

利上げは、貨幣保有の機会費用を大きくすることから貨幣需要を減退させ、結果として物価に対する上昇圧力をもたらしたと考えられる。また、輸入価格が上昇したことで材料費や輸送費の上昇分を製品価格に上乗せする形で物価上昇率が上昇したことも貨幣需要を減退させ、貨幣的要因による物価上昇圧力をもたらした要因であると考えられる。

補論 1: I(2) 共和分ランクの検定

多変量回帰モデルを構成する変数ベクトル \mathbf{x}_t が I(2) 過程に従う場合の共和分ランクを Nielsen and Rahbek (2007) の検定により特定する。I(2) モデルには以下の三つの共和分関係が含まれる。

$$\begin{aligned}\beta' x_t + \nu' \Delta \mathbf{x}_t &\sim I(0) \\ \beta' \Delta \mathbf{x}_t &\sim I(0) \\ \gamma' \Delta \mathbf{x}_t &\sim I(0)\end{aligned}$$

共和分ランクの検定は尤度比検定により行われ、帰無仮説と対立仮説で異なる共和分ランクを設定したモデルが推定され検定統計量が計算される。共和分関係がパラメータで明示されているモデルならば、共和分ランクは、共和分ベクトルを表すパラメータの次元と一致するが、以下のような I(2) モデルでは、共和分ランクを指定してパラメータの推定を行うことができない。

$$\Delta^2 \mathbf{x}_t = \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \Gamma \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-2} \Psi \Delta^2 \mathbf{x}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Johansen (1997) が提示するパラメータの設定を行うと、共和分ランクとパラメータ行列の次元数が対応する。

$$\begin{aligned}\Delta^2 \mathbf{x}_t &= \alpha(\rho' \tau' \mathbf{x}_{t-1} + \psi' \Delta \mathbf{x}_{t-1}) + \Omega \alpha_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Omega \alpha_{\perp})^{-1} \kappa' \tau' \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N_p(0, \Omega), \quad t = 1, \dots, T \\ \psi &= -(\alpha' \Omega^{-1} \alpha)^{-1} \alpha' \Omega^{-1} \Gamma \\ \kappa' &= \begin{bmatrix} \alpha'_{\perp} \Gamma \bar{\beta} & \xi \end{bmatrix}\end{aligned}$$

このモデルでは、パラメータ α や τ の列数が共和分ランクと一致しており、共和分ランクに制約を課してモデルを推定することができる^{*16}。

パラメータの最尤推定値は、 τ と残りのパラメータの推定を交互に行うことを尤度が最大になる点まで繰り返すことで得られる。最初に τ に任意の初期値を与えたモデルの固有

^{*16} ここで \perp は対象の行列の直行補空間に張るベクトルからなる行列、 $\bar{\mathbf{x}}_t$ は $\bar{\mathbf{x}}_t = \mathbf{x}(\mathbf{x}'\mathbf{x})^{-1}$ で定義される行列であることを意味する。

値問題を解くことにより α と α_{\perp} が推定される。パラメータ α の列数は、制約として課している共和分ランク r に一致し、 α_{\perp} の列数は固有値問題で導出された固有ベクトルのうち α を差し引いた残りの部分である。

τ の推定を行うためには、モデルを τ に対して線形になるように変形する必要がある。ここでモデルの前から $\bar{\alpha}'$ と α'_{\perp} をそれぞれ掛けた二つの式を導出すると、

$$\begin{aligned}\bar{\alpha}'\Delta^2\mathbf{x}_t &= \omega\alpha'_{\perp}\Delta^2\mathbf{x}_t + \rho'\tau'x_{t-1} + \psi'\Delta x_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ \alpha'_{\perp}\Delta^2\mathbf{x}_t &= \kappa'\tau'\Delta\mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}$$

となる。ここで $\omega = \bar{\alpha}'\Omega\alpha_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Omega\alpha_{\perp})^{-1}$ であり、 α 、 α_{\perp} と τ が既知である場合には、それ以外のパラメータ ω 、 ψ 、 κ の推定値はモデルの回帰により得ることができる。

パラメータ α 、 α_{\perp} 、 ω 、 ψ 、 κ を既知として、前から $\bar{\alpha}'$ を掛けた式に代入し、残差回帰により、 τ を含まない項を除外すると、

$$\bar{\alpha}'R(\Delta^2\mathbf{x}_t|\alpha'_{\perp}\Delta\mathbf{x}_t, \Delta\mathbf{x}_t) = \rho'\tau'R(\mathbf{x}_{t-1}|\alpha'_{\perp}\Delta^2\mathbf{x}_t, \Delta\mathbf{x}_{t-1}) + \tilde{\varepsilon}_t$$

と表すことができ^{*17}、さらにこの式と

$$\alpha_{\perp}\Delta^2\mathbf{x}_t = \kappa'\tau'\Delta\mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

の両式で残差二乗和を最小にするような τ を求める。

最小化の一階条件として下式が導出される。

$$A\tau'B + C\tau'D = E$$

$$\begin{aligned}A &= \rho\Omega_1^{-1}\rho' & B &= SS(\mathbf{x}_{t-1}|\alpha'\Delta^2\mathbf{x}_t, \Delta\mathbf{x}_{t-1}) & C &= \kappa\Omega_2^{-1}\kappa' \\ D &= T^{-1}\Delta\mathbf{x}'_{t-1}\Delta\mathbf{x}_{t-1} \\ E &= \rho\Omega_1^{-1}\bar{\alpha}'SP(\Delta^2\mathbf{x}_t, x_{t-1}|\alpha'_{\perp}\Delta^2\mathbf{x}_t, \Delta\mathbf{x}_{t-1}) + \kappa\Omega_2^{-1}\alpha'_{\perp}T^{-1}\Delta^2\mathbf{x}'_t\Delta\mathbf{x}_{t-1}\end{aligned}$$

ここで $SP(U_t, W_t|V_t)$ は $T^{-1}\sum_{t=1}^T R(U_t|V_t)R(W_t|V_t)$ を表し、 $SS(U_t|V_t)$ は $SP(U_t, U_t|V_t)$ を表す^{*18}。

^{*17} ここで、 $R(u|v)$ は u を v に回帰した残差を表す。

^{*18} Ω_i は ε_i の分散共分散行列の不偏推定量を表す。

$A\tau'B + C\tau'D = E$ の両辺をベクトル化した式に対して、以下の行列変換

$$\text{vec}(ABC) = (C' \otimes A)\text{vec}(B)$$

を適用すると、 τ を求める式を導出できる。

$$\text{vec}(\tau) = ((B' \otimes A) + (D' \otimes C))^{-1}\text{vec}(E)$$

この計算により求められた τ により、最初の τ を固定する手順に戻り、尤度が収束するまで計算を続ける。

以上の手順により共和分ランクに制約を課して推定されたモデルから計算した尤度により尤度比検定統計量が求められ、それぞれの共和分ランクに対して逐次的に検定が行われていく。最初に帰無仮説 $r = 0, s = 0$ に対して、対立仮説 $r = 0, s = 1$ の尤度比検定を行い、棄却された場合、より制約が弱い共和分ランクに対して検定が行われ、仮説が棄却されない共和分ランクまで検定が続けられる。この逐次的検定において帰無仮説が棄却されない最も制約の強い共和分ランクが採択される。

これらの検定は、CATS in RATS や <http://www.econ.ku.dk/okohn/> で公開されている Ox ファイルにより実行できる。

補論 2: I(2) パラメータの推定

多変量回帰モデルを構成する変数の和分次数を考慮して、本章では I(2) モデルを推定した。レベル変数がラグ次数 p の多変量自己回帰に従うとする時、推定するモデルは、

$$\Delta^2 \mathbf{x}_t = \alpha(\beta' \tilde{\mathbf{x}}_{t-1} + \mathbf{v}' \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-1}) + (\boldsymbol{\varsigma} \beta' + \xi \boldsymbol{\gamma}') \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \Upsilon_i \Delta^2 \tilde{\mathbf{x}}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

と表され、 α 、 β 、 \mathbf{v} 、 $\boldsymbol{\gamma}$ 、 $\boldsymbol{\varsigma}$ 、 ξ 、 Υ_i はパラメータ、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ は誤差項を表す。このパラメータについて便宜上、調整係数ベクトルを $\boldsymbol{\eta} = [\alpha \quad \xi \quad \boldsymbol{\varsigma}]$ と定義し、共和分ベクトルを $\boldsymbol{\zeta} = [\beta \quad \mathbf{v} \quad \boldsymbol{\gamma}]$ と定義する。 $\tilde{\mathbf{x}}_t$ は内生変数 \mathbf{x}_t と確定項からなる変数ベクトルである。

このモデルにおいてパラメータ Υ_i の推定には特別な点がないため、予め残差回帰によりモデルから除外する。 $\Delta^2 \mathbf{x}_t$ を $\Delta^2 \mathbf{x}_{t-i}$ に回帰した残差を $\Delta^2 \mathbf{y}_t$ 、 $\Delta \mathbf{x}_{t-1}$ と \mathbf{x}_{t-1} を $\Delta^2 \mathbf{x}_{t-i}$ に回帰した残差をそれぞれ $\Delta \mathbf{y}_{t-1}$ 、 \mathbf{y}_{t-1} とすると、ここで議論するモデルは、

$$\Delta^2 \mathbf{y}_t = \alpha(\beta' \tilde{\mathbf{y}}_{t-1} + \mathbf{v}' \Delta \tilde{\mathbf{y}}_{t-1}) + (\boldsymbol{\varsigma} \beta' + \xi \boldsymbol{\gamma}') \Delta \tilde{\mathbf{y}}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

となる。

パラメータの推定は $\boldsymbol{\zeta}$ と $\boldsymbol{\eta}$ の推定を交互に行うという方法がとられる。 $\boldsymbol{\zeta}$ に任意の初期値を設定し固定すると、モデルはパラメータに対して線形で表現されるため、回帰によりパラメータ $\boldsymbol{\eta}$ の推定値を得ることができる。 $\boldsymbol{\eta}$ を推定したモデルの残差から誤差項の分散共分散行列の不偏推定量 $\hat{\boldsymbol{\Omega}}$ を計算する。

$$\hat{\boldsymbol{\Omega}} = \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'}{T-p}$$

ここで T はサンプルサイズである。

次にモデルを $\boldsymbol{\zeta}$ に対して線形の形で表現するために以下の行列変換を用いる。

$$\text{vec}(ABC) = (C' \otimes A) \text{vec}(B)$$

モデルの両辺をベクトル化して表現すると

$$\text{vec}(\Delta^2 \mathbf{y}_t) = \text{vec} \left[\begin{array}{ccc} \boldsymbol{\alpha} & \boldsymbol{\varsigma} & \boldsymbol{\xi} \end{array} \right] \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{v}' \Delta \mathbf{y}_{t-1} \\ \boldsymbol{\beta}' \Delta \mathbf{y}_{t-1} \\ \boldsymbol{\gamma}' \mathbf{y}_{t-1} \end{bmatrix} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

となり、行列の変換を適用すると、

$$\begin{aligned} \text{vec}(\boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_{t-1}) + \text{vec}(\boldsymbol{\varsigma} \boldsymbol{\beta}' \Delta \mathbf{y}_{t-1}) &= (\mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\alpha} + \Delta \mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\varsigma}) \text{vec}(\boldsymbol{\beta}') \\ \text{vec}(\boldsymbol{\alpha} \mathbf{v}' \Delta \mathbf{y}_{t-1}) &= (\Delta \mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\alpha}) \text{vec}(\mathbf{v}') \\ \text{vec}(\boldsymbol{\xi} \boldsymbol{\gamma}' \Delta \mathbf{y}_{t-1}) &= (\Delta \mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\xi}) \text{vec}(\boldsymbol{\gamma}') \end{aligned}$$

が得られる。モデルをパラメータ ζ に対して線形の形で表現すると、

$$\begin{aligned} \Delta^2 \mathbf{y}_t &= \mathbf{Z}_t \text{vec}(\zeta) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \mathbf{Z}_t &= \left[\begin{array}{ccc} (\mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\alpha} + \Delta \mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\xi}) & (\Delta \mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\alpha}) & (\Delta \mathbf{y}'_{t-1} \otimes \boldsymbol{\varsigma}) \end{array} \right] \end{aligned}$$

となり ζ を推定することができる。

最初に推定した $\boldsymbol{\eta}$ と $\hat{\boldsymbol{\Omega}}$ を用いて、上記モデルに一般化最小二乗法を適用する。

$$\text{vec}(\zeta) = \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{Z}'_t \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1} \mathbf{Z}_t \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}'_t \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1} \Delta^2 \mathbf{y}_t$$

ここで推定された値を用いて ζ を固定し、パラメータ $\boldsymbol{\eta}$ の推定を行うという操作を尤度関数がある特定の値に収束するまで繰り返すことで、パラメータの推定値が得られる。

本文では、モデルの特定の共和分ベクトルを貨幣需要関数として識別するために制約を課しており、その場合制約付パラメータの推定を行う必要がある。制約の表現は、パラメータ間の関係を表現する行列 \mathbf{H} を用いて行われる。変数の数を k 、制約の数を r とすると \mathbf{H} の次元は $k \times (k-r)$ となり、例えばパラメータの第1要素と第2要素が絶対値で等しくなるという制約 \mathbf{H}_1 は

$$\mathbf{H}_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

と表現される^{*19}。この制約付パラメータの推定は、

$$\text{vec}(\zeta) = \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{H}' \mathbf{Z}'_t \hat{\Omega}^{-1} \mathbf{Z}_t \mathbf{H} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{H} \mathbf{Z}'_t \hat{\Omega}^{-1} \Delta^2 \mathbf{y}_t$$

により実行することができる。

以上の方法により、本章における制約付 I(2) モデルが推定された。

^{*19} 制約が課されていないパラメータに対応する列は単位行列と同じ要素が並ぶ。

第4章 開放マクロ経済モデルによる中国の物価変動の要因分析

第4章では開放型マクロ経済モデルを用いたシミュレーション分析を行い、前章で得られた結論の妥当性を検証する。第3章の多変量回帰モデルによる分析では、対外的要因が貨幣需給の変化を通じて中国の物価上昇率に影響を与えたという結論を得た。しかしI(2)モデルを用いて推定した貨幣需給の関係は、多変量回帰モデルを構成する変数間の同時点関係の一つであり、産出や物価上昇率などの変数はそれ以外の決定式により他の変数からの影響を受けると考えられる。この章では第3章の結論である、対外的要因が貨幣需給に変化をもたらす物価上昇率に影響を与えたという仕組みを構造モデルに導入し、モデルに構造ショックを与えたときの内生変数の反応が実際のデータの推移と整合的か検証することにより、第3章の結論の妥当性を検証する。

分析の対象とする開放型マクロ経済モデルとして McCallum and Nelson (2000) で提示されているモデルを基礎として(以下 MN モデル)、そこに貨幣需給と物価上昇率の関係を検証できるような修正を加えたモデルを使用する。MN モデルは、物価上昇率や消費の決定式がそれぞれ生産者と家計の最適化行動によって導出されるミクロ的基礎付けを持つモデルであり、そこに輸出や輸入、為替レートとの関係を導入した開放型のマクロ経済モデルである。具体的な開放経済の特徴として、国内総支出に輸出額が含まれる、国内の利子率が外国の利子率と期待為替変化率から影響される、原材料がすべて輸入されるため為替の変化が生産条件に影響を与える等である。このような開放経済の特徴を持つ MN モデルは対外開放政策推進期間という分析対象の中国経済の特徴と整合的である。この章では、MN モデルに貨幣需給の関係を導入するために以下に示す修正を加える。

MN モデルでは、金融政策ルールとして利子率を政策変数とするようなテイラールール

が採用されているが、ここに修正を加え、中国の金融政策とより統合的なマッカランルールをモデルに導入する。マッカランルールとは、金融政策の目標として貨幣供給量を用いるというものであり、Burdekin and Siklos (2008) や Sun et al. (2012)、建部・張 (2009) において、中国の金融政策が貨幣供給量を目標とする金融政策と統合的であることが示されている。この政策ルールの下では、貨幣供給量は政策により外生的に決定される一方で、貨幣需要は内生変数で構成される貨幣需要関数から決定され、その差額を貨幣の超過供給として定義する。貨幣の超過供給が物価上昇圧力となるという特徴を導入したモデルに特定の構造ショックを与え、内生変数の反応と実際のデータの挙動を見る^{*20}。

モデルに与える構造ショックは、当該期間の中国経済が経験した変化を再現するようなショックであり、検証する変化として 1990 年代後半の需要の減退、2000 年から 2004 年にかけての技術水準の向上、2002 年から 2004 年にかけての名目為替の減価、2001 年 9 月からの輸出に対する需要の減退の 4 つである。これらのショックをモデルに与えたときの内生変数の反応をインパルス応答関数で表し、それぞれの期間のデータの挙動と統合的であるかどうかを検証することで、モデルの妥当性を検証する。

内生変数の反応について輸出、輸入や、消費の反応は、構造ショックだけでは説明ができない動きをする期間があるものの、それらが固定相場制度等構造ショック以外の要因により説明され、貨幣的要因の導入がモデルと実際のデータの動きの矛盾を生むものではないことを示した。

^{*20} 本章の名目と実質の為替レート、物価上昇率のデータは IMF (2012) のものを、消費、産出、輸出、輸入のデータはそれぞれ中国国家统计局 Web ページのものを使用した。

4.1 基本モデル

ここからは、MN モデルの特徴について詳細に見ていく。MN モデルは開放型マクロモデルであるため、経済主体として家計、政府、生産部門だけでなく、輸出部門、輸入部門が存在する。このうち、輸入には特徴的な仮定を置いており、輸入された財は最終消費には回されず、生産部門に対して原材料として提供されると仮定する。これは、原材料を輸入し、加工した上で輸出や国内消費に回すという加工貿易の貿易形態を想定したものであり、2000 年以降の中国で先進国からの輸入の一部を新興国、途上国からの輸入に移転させ、ヨーロッパ等先進国地域への輸出を増やした点と整合的である。生産部門は、中間生産者と最終財部門が存在し、家計は中間生産者に労働を提供し、賃金を受け取る。政府は、政策を実行する部門であり、この章の分析では金融政策だけを想定している。

家計:

家計は効用最大化を目的としており、異時点間の最適化問題を解くことにより消費額を決定する。家計の効用最大化問題は、

$$\begin{aligned} \max \quad U &= \sum_{t=0}^{\infty} \beta \left\{ \frac{c_t^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{m^{1-\mu}}{1-\mu} - \frac{l_t^{1+\lambda}}{1+\lambda} \right\} \\ \text{s.t.} \quad m_t + c_t &= \frac{1}{1+\pi_t} ((1+i_t)b_{t-1} + m_{t-1}) + w_t n_t \end{aligned}$$

と表現される。 c は消費、 m は貨幣、 n は労働、 π は物価上昇率、 i は利子率、 b は債券で w は賃金率である。モデルの前提として家計は貨幣の保有から効用を得るという仮定が置かれている。最適化問題の一階条件から以下の消費の決定式が導出される。

$$c_t = \alpha_1 E_t(c_{t+1}) + \alpha_2 (i_t - E_t(\pi_{t+1}))$$

ここで α_1 と α_2 はパラメータである。

生産部門:

生産部門は価格支配力を持つ中間生産者と完全競争市場に直面する最終財部門が存在する。中間生産者は輸入した原材料と労働を投入して財を生産し、生産した財を最適価格で最終部門に提供する。中間生産者は一定の割合だけが価格改定を行えると仮定し、残りの割合の中間生産者は前期の価格を維持しなくてはならない。以上の仮定の下で中間生産者は、生産関数と最終部門からの需要を制約として利潤関数の最大化を行う。

$$\begin{aligned} \max \quad & \Pi_t = \left(\frac{P_t^*(j)}{P_t} \right) y_t(j) - q_t im_t - w_t n_t(j) \\ \text{s.t.} \quad & y_t(j) = z_t(n_t(j))^{(1-\delta)} im_t^\delta(j) \\ & y_t(j) = y_t^D(j) \end{aligned}$$

Π は利潤を表し、 $y(j)$ は個別の中間生産者の生産量を表す。 im が輸入した原材料、 P が一般物価を表し、 $P^*(j)$ が個別の生産者が生産する財の最適価格を表す。財に対する需要 $y^D(j)$ は完全競争市場に直面する最終部門の利潤最大化問題から導出される。中間生産者が提供する財は差別化された財であり、代替の弾力性を θ_p と定義すると最終部門の生産関数は、

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t^{\frac{\theta_p-1}{\theta_p}}(j) dj \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p-1}}$$

と表現され、最適な $y(j)$ は、

$$y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\theta_p} y_t$$

と中間部門の提示する価格に依存する形式で表される。中間生産部門が上記の利潤関数を異時点間で最大化する際の一階条件から、以下の一般物価上昇率の決定式を導出する。

$$\pi_t = \sigma_1 E_t(\pi_{t+1}) + \sigma_2 (y_t - \bar{y}_t)$$

\bar{y} は産出の定常的水準で、 $y - \bar{y}$ は産出ギャップである。産出の定常的水準 \bar{y} は生産用件から決定され、

$$\bar{y}_t = a_t - \frac{\gamma\delta}{1-\delta} q_t$$

により与えられる。ここで労働供給が完全に非弾力的であるという仮定が置かれており、労働の変化という要因が産出の定常的水準に影響を与えないという仮定が置かれている。また a は外生的に与えられる技術水準であり、 γ は輸入の実質為替に対する弾力性を表す。

外国貿易部門:

輸入業者は原材料を輸入し、中間生産部門に提供する。輸入額は国内生産者からの需要と実質為替レートから以下の式で決定される。

$$im_t = y_t - \gamma q_t$$

q は実質為替レートを表し、原材料がすべて輸入されていると仮定されているので輸入額 im は、中間生産者の生産関数に含まれる im と同じものを意味する。外国への輸出についても自国と対称的であると仮定し、輸出は、

$$ex_t = y_t^f + \gamma q_t$$

で表される。 ex は輸出を表しており、 y^f は外国からの需要を表している。外国からの需要は国内経済にとって外生的に決定されると仮定し、

$$y_t^f = \rho_{yf} y_{t-1}^f + \varepsilon_{yf,t}$$

というラグ次数 1 の自己回帰 (Auto-Regressive: AR) 過程に従うとする。ここで $0 < \rho_{yf} < 1$ で、外国需要は定常的な過程に従うと仮定する。

4.2 基本モデルに対する修正

金融政策ルール:

MN モデルにおいて政府は、金融政策の操作変数として利子率を用いるというテイラールールを導入している。物価上昇率のターゲットを π^{tar} とすると、政府は利子率を下式に

従って決定する。

$$\dot{i}_t = \pi_t + \mu_1(\pi_t - \pi_t^{\text{tar}}) + \mu_2(y_t - \bar{y}_t)$$

この金融政策ルールは実質の利子率が物価上昇率ギャップと産出ギャップに反応して推移することを示している^{*21}。本章では金融政策ルールとして、このテイラールールではなく中国の金融政策の特徴とより整合的なマッカランルールを用いる。マッカランルールとは、貨幣供給量を金融政策の政策目標とするような金融政策ルールを意味する。

建部・張(2009)で指摘されているように、中国人民銀行法では、貨幣供給量を表す年度通貨供給量が政策変数の一つとして明示されており、当該期間における過熱経済の抑制策として窓口規制など直接的な貨幣供給の操作が中心的な役割を果たしていたと考えられる。また利子率についても金融政策の操作変数の一つとして示されているが、その際の利子率はインターバンクレートのような市場への介入を通して操作される利子率ではなく、金融当局が直接金融機関に対して設定する貸出金利や預金金利を指している。つまり、市場への介入を行う際の操作変数として利子率を用いるという政策ルールは、当該期間の中国経済の金融政策として適していないと考えられ、マッカランルールをモデルに導入する。

マッカランルールでは、物価上昇率ギャップと産出ギャップが0になる点の貨幣供給量を貨幣供給の目標値 m^{tar} として設定し、 m^{tar} が当期の貨幣供給量 m_t の決定要因となる。

$$\begin{aligned} m_t^{\text{tar}} &= \theta_1 \bar{y}_t + \theta_2 \pi^{\text{tar}} \\ m_t &= (1 - \phi) m_t^{\text{tar}} + \phi m_{t-1} \end{aligned}$$

貨幣供給量は ϕ により表される硬直性を持ち、目標の貨幣供給量は即座に実現しないと仮定する。

^{*21} ここでは物価上昇率ギャップを、金融当局が目標とする物価上昇率の値と実際の物価上昇率の間の乖離と定義する。

貨幣供給量がターゲットの物価上昇率や定常状態の産出水準から決定されるのに対して、実質の貨幣需要 m^D は以下で特定される貨幣需要関数により決定されるとする。

$$m^D = \zeta_1 y_t - \zeta_2 s_t - \zeta_3 i_t - \zeta_4 \pi_t$$

y は取引動機の貨幣需要、 s は外国貨幣との代替的效果を反映する貨幣需要への影響、 i と π は貨幣保有の機会費用を表す変数として貨幣需要関数に導入される。貨幣需要は内生変数により構成され、貨幣供給との差額を以下に示す貨幣の超過供給として定義する。

$$m_t^{\text{ex}} = m_t - m_t^D$$

貨幣の超過供給が物価の加速度に影響を与えるという I(2) 共和分分析の結果をモデルに反映させるために、物価上昇率の決定式にも修正を加える。中間生産者が、貨幣の超過供給を観測すると物価上昇を予見し最適価格を上方修正するという仮定を置くことで、物価上昇率の決定式を以下のように書き換えられる。

$$\pi_t = E_t \sigma_1 \pi_{t+1} + \sigma_2 (y_t - \bar{y}_t) + \sigma_3 m_t^{\text{ex}}$$

同時点間の関係を以上の決定式で表現したモデルを用いて、シミュレーション分析を行う。

4.3 パラメータの設定と構造ショック

カリブレーション:

モデルの各方程式はそれぞれ構造パラメータをもっており、シミュレーション分析のた

めにパラメータのカリブレーションを行う。構造モデルは、

$$\begin{aligned}
 c_t &= \alpha_1 E_t(c_{t+1}) + \alpha_2 (i_t - E_t(\pi_{t+1})) \\
 y_t &= \beta_1 c_t + \beta_2 ex_t \\
 im_t &= y_t - \gamma q_t \\
 ex_t &= y_t^f + \gamma^f q_t \\
 \bar{y}_t &= a_t - \frac{\gamma \delta}{1 - \delta} * q_t \\
 \pi_t &= \sigma E(\pi_{t+1}) + \sigma_2 (y_t - \bar{y}_t) + \sigma_3 m_{t-1}^{ex} \\
 i_t - i_t^f &= E(s_{t+1}) - s_t \\
 m_t &= (1 - \phi) m_t^{tar} + \phi m_{t-1} \\
 m_t^{tar} &= \theta_1 \bar{y}_t + \theta_2 \pi^{tar} \\
 m_t^D &= \zeta_1 y_t - \zeta_2 s_t - \zeta_3 i_t - \zeta_4 \pi_t
 \end{aligned}$$

と表現される。物価上昇率の決定式における貨幣の超過供給のパラメータ σ_3 と m^{tar} の決定式のパラメータ θ_1 、 θ_2 、貨幣供給の決定式 ϕ 、貨幣需要関数のパラメータ ζ_1 から ζ_4 以外は McCallum and Nelson (2000) で提示されている値を設定した。金融政策において産出ギャップと物価上昇率ギャップの重要性に関するウェイトは $\theta_1 = 0.1$ 、 $\theta_2 = 0.9$ とし、物価上昇率ギャップの解消をより重視しているという仮定を置く。貨幣供給の決定式における ϕ は 0 から 1 までの値をとるパラメータであるが、ここでは 0.5 と設定した^{*22}。また貨幣需要関数のパラメータは前章の多変量回帰モデルの推定結果を設定した^{*23}。 σ_3 の値は、I(2) モデルの分析において貨幣の超過供給が物価に与える影響を表す 2.88×10^{-4} を設定した。

構造ショック:

次にモデルに与える構造ショックが、どの期間における中国経済の特徴を表すものかについて見ていく。この分析では、1995 年から 1997 年にかけての期間と 2000 年から 2004

^{*22} θ_1 、 θ_2 ならびに ϕ の値について産出ギャップのほうを重視するという設定や $\phi = 0.1$ から $\phi = 0.9$ までの値についても検証したが、シミュレーション結果に影響を与えるものではなかった。

^{*23} ただし名目為替レートの変数 s_t はこのモデルでは値が大きいほうが減価をあらわしているため、 ζ_3 の符号は推定結果と逆にして設定した。

年にかけての期間に中国で起こった変化を特定の構造ショックにより表現する。1995年から1997年にかけては国有企業改革により失業率が上昇した時期であり、国内需要が減退した時期であると考えられる。この時期の特徴を表す変化として国内の消費額を一方的に減少させるような構造ショックを以下の形式で導入する。

$$\begin{aligned} c_t &= \alpha_1 E_t(c_{t+1}) + \alpha_2 (i_t - E_t(\pi_{t+1})) - e_t^c \\ e_t^c &= \rho_c e_{t-1}^c + \varepsilon_t^c, \quad 0 < \rho_c < 1 \end{aligned}$$

需要減退の構造ショック e^c は定常的な AR 過程に従うと仮定される^{*24}。

また2000年から2004年にかけて、中国では対中投資の増加により技術水準が向上したという変化、米国の情勢不安により中国の輸出品に対する米国からの需要が減退したという変化、米国の為替レート減価が固定相場を通じて中国の名目実効為替レートを連動して減価させたという変化がある時期である。対中投資は、2000年を境に増加に転じており2004年まで増加を続けており、外国需要の減退は2001年9月の同時多発テロの時点からを想定している。また為替は2002年の始めごろから減価をしているため、2002年から2005年までを為替減価の時期とする。これら複数の構造ショックを2000年以降の中国経済の変化を再現するものとしてモデルに導入する。

2000年から2004年にかけての技術水準の上昇は、定常的な生産水準を一方的に増加させるような技術水準 a_t の増加として定義してされ、

$$\begin{aligned} \bar{y}_t &= a_t - \frac{\gamma\delta}{1-\delta} * q_t \\ a_t &= \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \end{aligned}$$

の ε_t^a を技術水準上昇ショックとする。

2001年9月からの外国需要減退のショックは、外生的に決定される中国の輸出に対す

^{*24} $0 < \rho_c < 1$ であると仮定する。

る外国からの需要を表す変数 y_t^f について、

$$\begin{aligned} ex_t &= y_t^f + \gamma^f q_t \\ y_t^f &= \rho_{yf} y_{t-1}^f - \varepsilon_t^{yf} \end{aligned}$$

の ε_t^{yf} によって表す。

2002 年から 2004 年にかけての為替の減価は、外生的要因で推移している名目実効為替レートの決定式について、

$$s_t = \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_t^s$$

の ε_t^s によって表す。このモデルでは、名目実効為替レートの値が大きいほど為替が減価していることを表すため、構造ショックの符号は正值となる。

以上の構造ショックについて、国内需要と技術ショックのパラメータ ρ_c と ρ_a は McCallum and Nelson (2000) で提示されている値 $\rho_c = 0.30$ 、 $\rho_a = 0.95$ を設定し、外国需要が国内の需要と対称的であるという仮定をおき、国内需要ショックのパラメータと同じ値を設定した。また中国の名目実効為替レートの推移は、持続性を持つ系列であると考えられ^{*25}、0.95 と設定した。各パラメータのカリブレーションの結果は、表 17 の通りである。

表 17: 構造パラメータのカリブレーション結果

パラメータ名	値	パラメータ名	値	パラメータ名	値
α_1	0.800	σ_1	0.330	θ_1	0.100
α_2	-1.500	σ_2	0.086	θ_2	0.900
β_1	0.890	σ_3	0.026	ϕ	0.500
β_2	0.300	ρ_c	0.300	ζ_1	1.470
γ	0.333	ρ_a	0.950	ζ_2	1.670
γ^f	0.333	ρ_s	0.950	ζ_3	0.080
δ	0.330	ρ_{yf}	0.300	ζ_4	1.116

*25 実際に AR モデルを仮定してパラメータを推定したところ 0.968 と 1 に近い値が推定された。

4.4 シミュレーション分析

需要ショックに対する内生変数の反応:

1995年から1997年にかけての失業率の変化を想定して、国内需要の減退ショックを構造モデルに与えたときの内生変数の反応を検証する。需要減退ショックを与えたときの内生変数のインパルス応答関数は、図33の通りである。消費の減少に対して生産が縮小し、負の産出ギャップが発生することにより物価上昇率の下落が起こるというモデルの仕組みから、インパルス応答関数の形状が説明される。また物価上昇率の下落は、実質為替レートの上昇をもたらす。また輸入の減少と輸出の増加の効果をもたらす。

該当する期間である1993年から1997年までの内生変数の推移を図25から図32に示した。それぞれ、消費の成長率、産出の成長率と名目実効為替レート、実質実効為替レート、輸入の成長率、輸出の成長率、消費者物価の上昇率と海外直接投資 (Foreign Direct Investment: FDI) の額を示している。失業率増加の期間である1995年から1997年にかけて産出、消費と物価上昇率が下落しており、輸入の系列も下落で推移している点は、需要減退に対するインパルス応答関数と整合的である。一方で、この時期の為替レートは減価で推移しておらず一貫して増価しておりその影響により輸出額も減少で推移している。これはこの時期中国で米ドルとの固定相場制度を取っていたため、為替の推移が中国国内の経済情勢により変化したのではなく、米国の為替レートと連動していたことが原因であると考えられる。

技術ショックに対する内生変数の反応:

次に2000年から2004年にかけて、対中投資の増加などによる技術水準の上昇を想定



図 25: 消費の成長率の推移 (1993-1997)

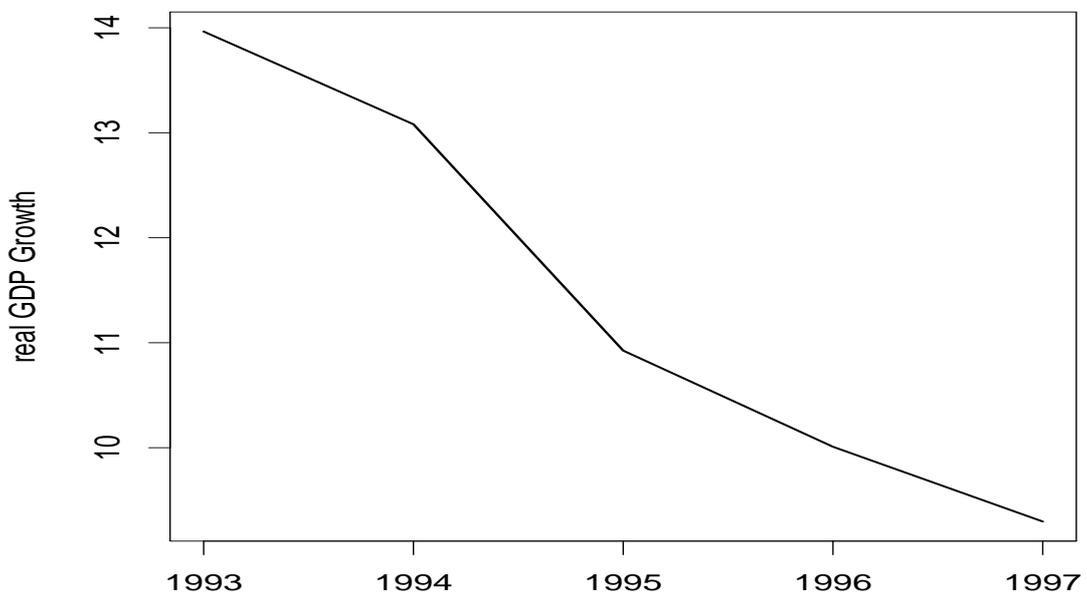


図 26: 産出の成長率の推移 (1993-1997)



図 27: 名目実効為替レートの推移 (1993-1997)

値の上昇が減価

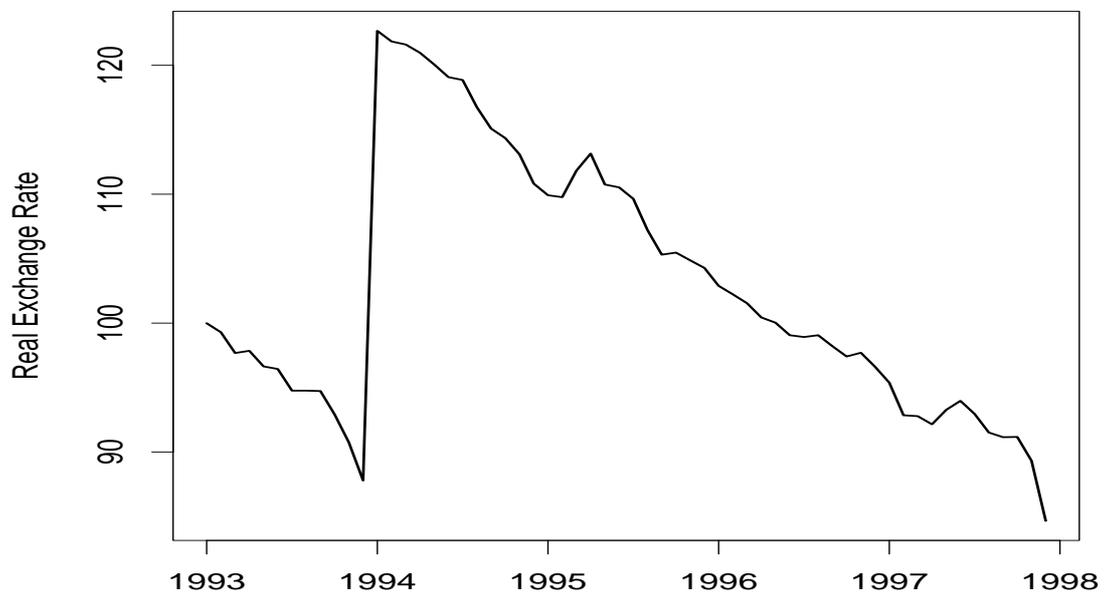


図 28: 実質実効為替レートの推移 (1993-1997)

値の上昇が減価



図 29: 輸入の成長率の推移 (1993-1997)



図 30: 輸出の成長率の推移 (1993-1997)

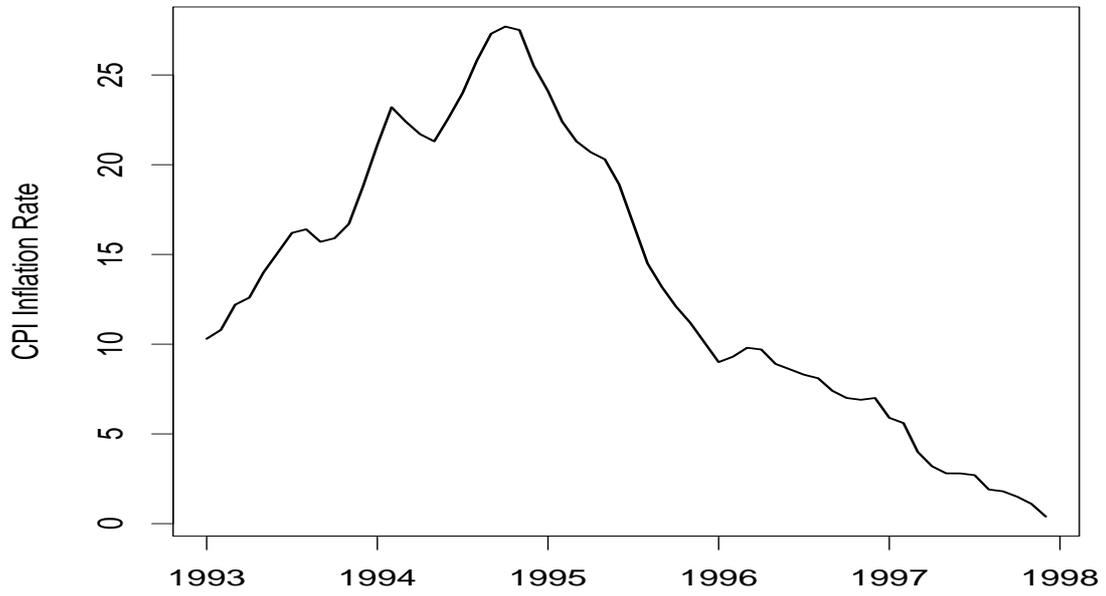


図 31: 物価上昇率の推移 (1993-1997)

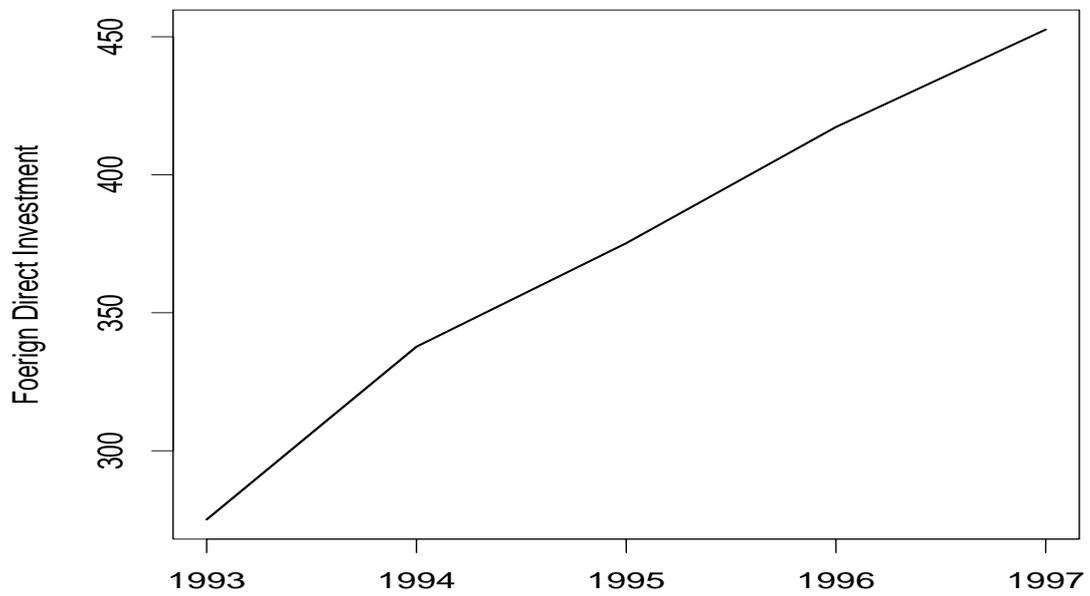


図 32: 対中 FDI の推移 (1993-1997)

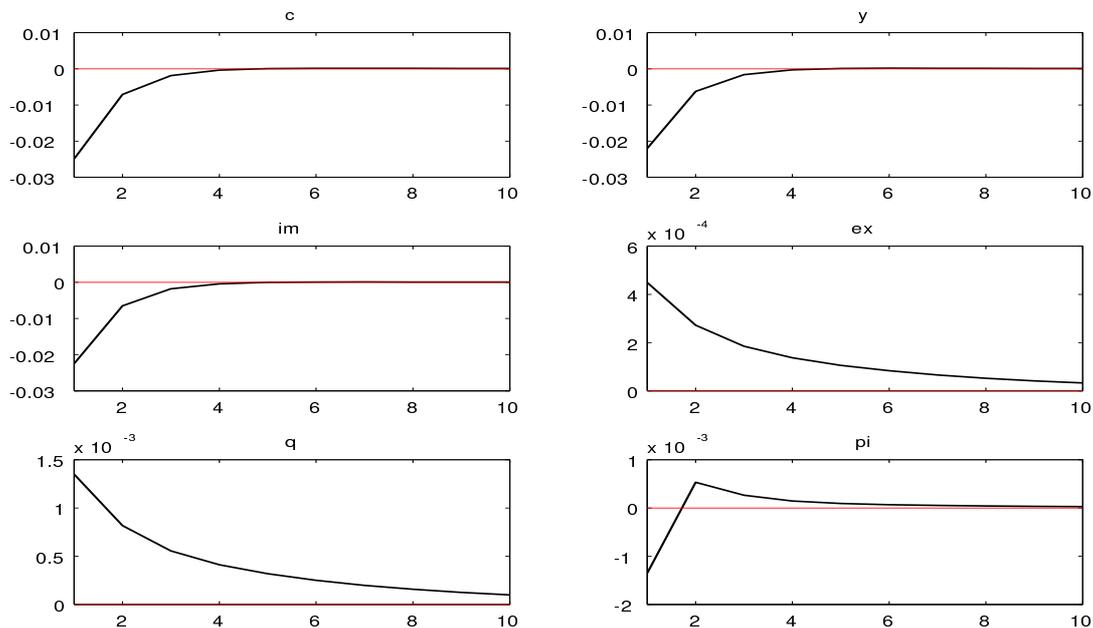


図 33: 需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数

して、技術向上ショックを構造モデルに与えたときの反応を検証する。技術向上ショックを与えたときの内生変数のインパルス応答関数は、図 34 の通りである。技術の向上により定常的な産出水準が増加することで、負の産出ギャップが発生し物価上昇率に対して負の圧力が生まれ、実質利率の下落と国内の消費が拡大をもたらしたという仕組みにより、物価の下落と消費の増加というインパルス応答関数の形状が説明される(図 34)。消費の増加は生産の増加をもたらし、物価の下落は実質為替の減価を通じて輸出の増加と輸入の減少をもたらす。ただし、生産の増加は原材料の輸入に対して正の影響をもたらすため、輸入に対しては増加と減少の両方の圧力が存在することになる。インパルス応答関数の形状を見ると、技術向上ショックに対して輸入は減少しており、実質為替による減少圧力をより大きく反映していることがわかる。

2000 年から 2004 年にかけての内生変数の推移を見ると、2000 年から 2002 年にかけて物価上昇率は下落しており(図 43)、2000 年を境に産出の成長率が増加で推移している点

はインパルス応答関数と整合的である(図 38)。一方で消費の成長率は 2003 年まで下落で推移しており、2004 年に増加に転じている(図 37)。また 2001 年に輸出と輸入の成長率が下落し、その後上昇している点は(図 41 と図 42)、後述の技術向上ショック以外の要因によるものと考えられる。

名目為替ショックに対する内生変数の反応:

2002 年を境に中国の名目実効為替レートが減価で推移している点に注目して、名目為替ショックを構造モデルに与えたときの反応を検証する。名目為替ショックを与えたときの内生変数のインパルス応答関数は、図 35 の通りで、為替の減価により輸出の増加が生産を増加させ、生産の増加により正の産出ギャップが生まれ物価上昇率の上昇をもたらす。さらに名目為替の減価により、国内外の利子率の格差を縮小させるために名目利子率が下落し、消費に対して増加の圧力をもたらす。また為替の減価は、輸入に対して負の影響を与えるものの、生産の増加は原材料の輸入増加をもたらすため、正の影響ももたらす。図 35 に示したインパルス応答関数からは、名目為替の減価は輸入の増加をもたらすことを示している。

名目為替が減価で推移している 2002 年から 2004 年にかけての内生変数の推移を見ると、当該期間に産出の成長率と物価上昇率の上昇が見られ(図 38 と図 43)、輸出と輸入の成長率も増加で推移している(図 42 と図 41)。一方で消費の成長率は 2004 年になって上昇に転じている。

外国需要ショックに対する内生変数の反応:

2001 年 9 月に米国で同時多発テロからイラク戦争にかけての情勢不安が起こり、景気後退不安から、中国の輸出に対する米国からの需要が減退したことを想定して、外国需要

ショックを構造モデルに与えたときの反応を検証する。ショックを与えたときの内生変数のインパルス応答関数は、図 36 の通りである。外国需要の減退により輸出が減少し、それに伴い生産が減少する。この生産の減少により負の産出ギャップが発生し、物価上昇率が下落することで国内消費を増加させる効果をもたらす。また生産の減少は原材料の輸入を減少させるため、輸入に負の影響をもたらす。

2001 年 9 月時点における各変数の推移を見ると、産出の成長率は若干の下落を示し(図 38)、輸出と輸入の成長率についても下落を示している(図 41 と図 42)。また 2001 年後半から 2002 年にかけての物価上昇率が下落で推移している点は(図 43)、外国需要減退ショックに対する内生変数のインパルス応答関数と整合的である(図 36)。一方で、外国需要が減退した時点における消費の成長率は下落を続けており、インパルス応答関数の結果と異なる結果を示している(図 37)。

国内の構造ショックに対する輸出、輸入の変数や、2000 年代の消費の成長率の推移以外は、構造ショックに対するインパルス応答関数の結果と実際のデータの推移が整合的であるといえる。シミュレーション結果のうち、国内ショックに対する輸出、輸入の変数と実際の挙動が異なる点については、当該期間の中国で固定相場制度を取っており、輸出や輸入に影響を与える実質為替レートの推移が、米国の為替レートの推移を反映する系列だったことにより説明される。実際に 1995 年から 1997 年の名目実効為替レートは増価で推移しており、2000 年代に入ってから輸出、輸入の推移も名目為替の動きにより説明される。また、技術ショックの影響は長期間にわたり内生変数に影響することがインパルス応答関数の結果から示されており^{*26}、消費の成長率に対して、最初の数期間減少で推

^{*26} 技術ショックのパラメータ ρ_a に 0.95 と高い数値で設定されていることから、技術向上ショックの影響が長期間内生変数に残ると仮定されている。

移している点は(図 34)、消費の増加に時間差がある原因のひとつと考えられる。それ以外にも消費行動が習慣により左右されるため、構造ショックに対して即座に反応しなかったことが、消費の成長率の上昇を 2004 年まで遅らせた理由と考えられる。

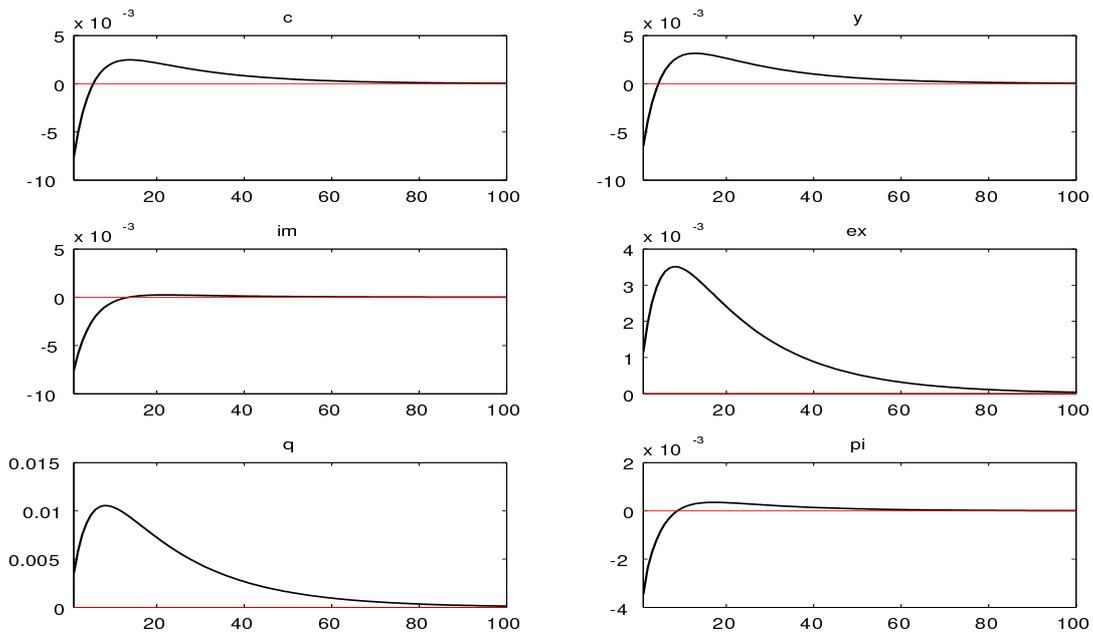


図 34: 技術ショックに対する内生変数のインパルス応答関数

これらの点について、物価上昇率に対する貨幣的要因の効果を除いた場合のインパルス応答関数の結果からも(図 45 から図 48)^{*27}、構造ショックから内生変数に対する影響の方向が同じであり、消費の反応と実際のデータの時間差は貨幣的要因の導入によるものではないと考えられる。

^{*27} $\sigma_3 = 0$ とした場合のモデルを検証した。

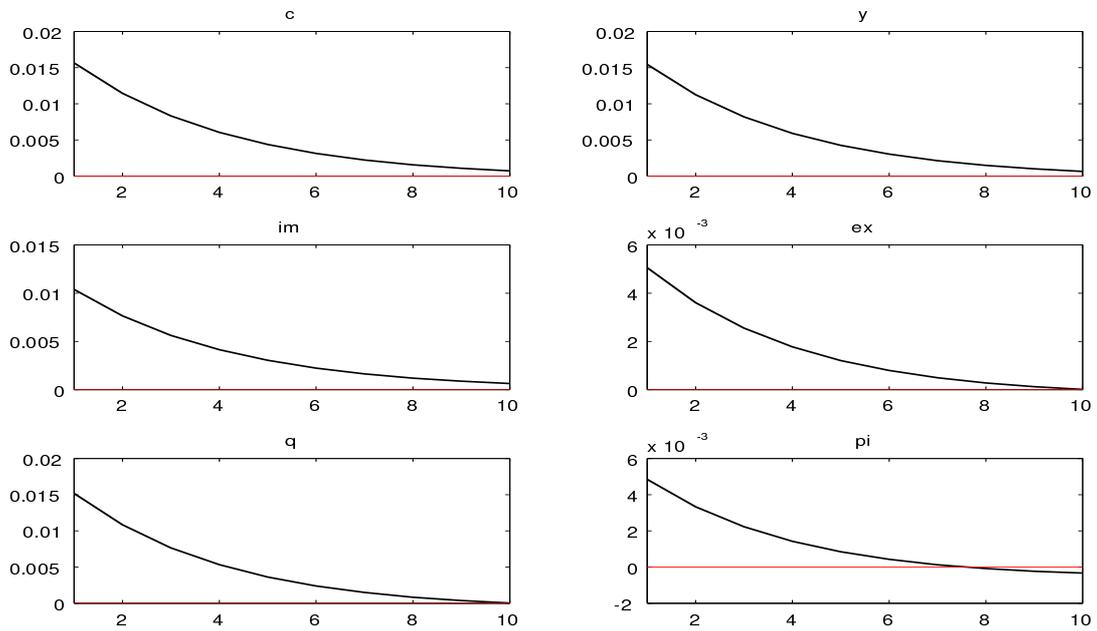


図 35: 為替ショックに対する内生変数のインパルス応答関数

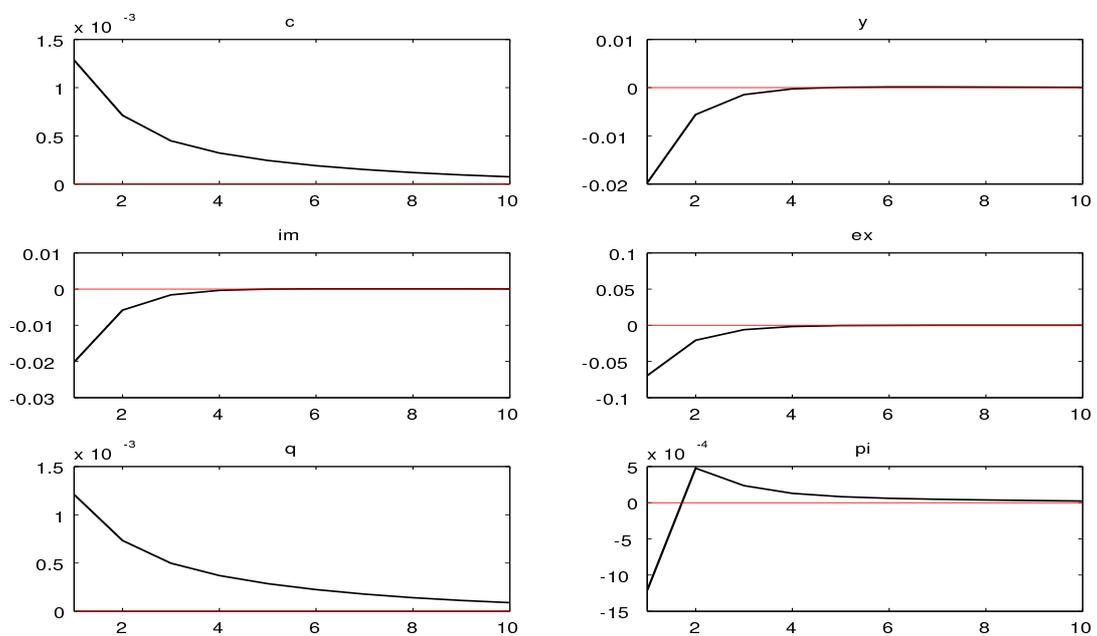


図 36: 外国需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数

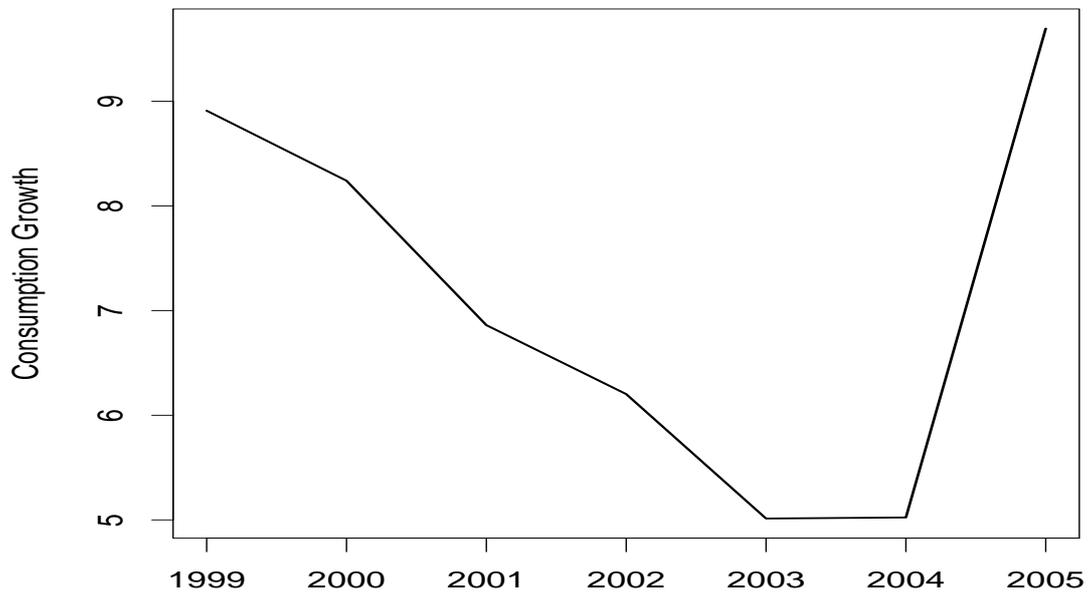


図 37: 消費の成長率の推移 (1999-2005)

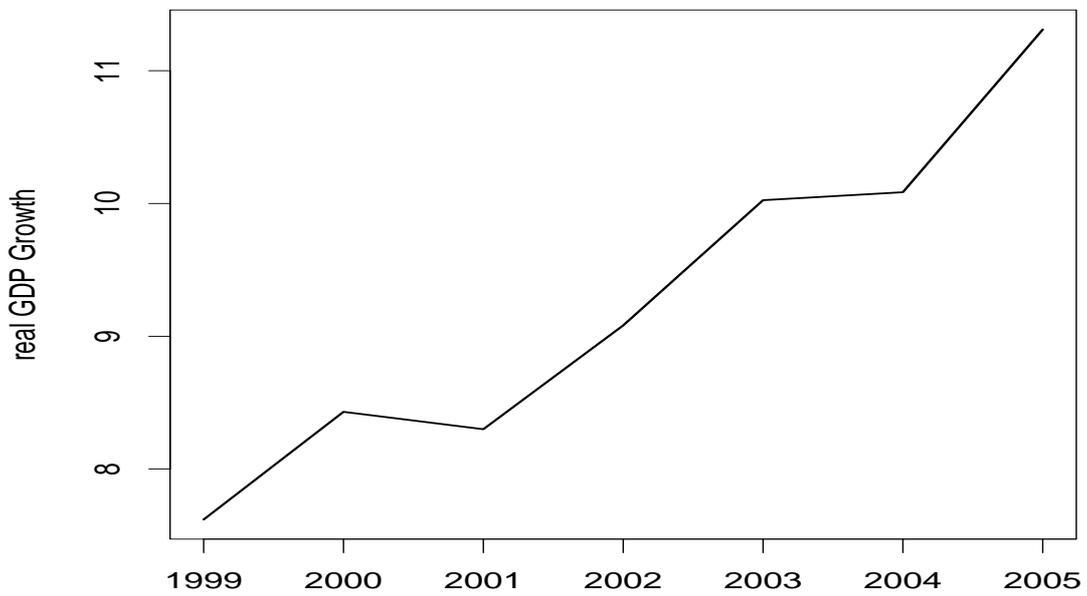


図 38: 産出の成長率の推移 (1999-2005)

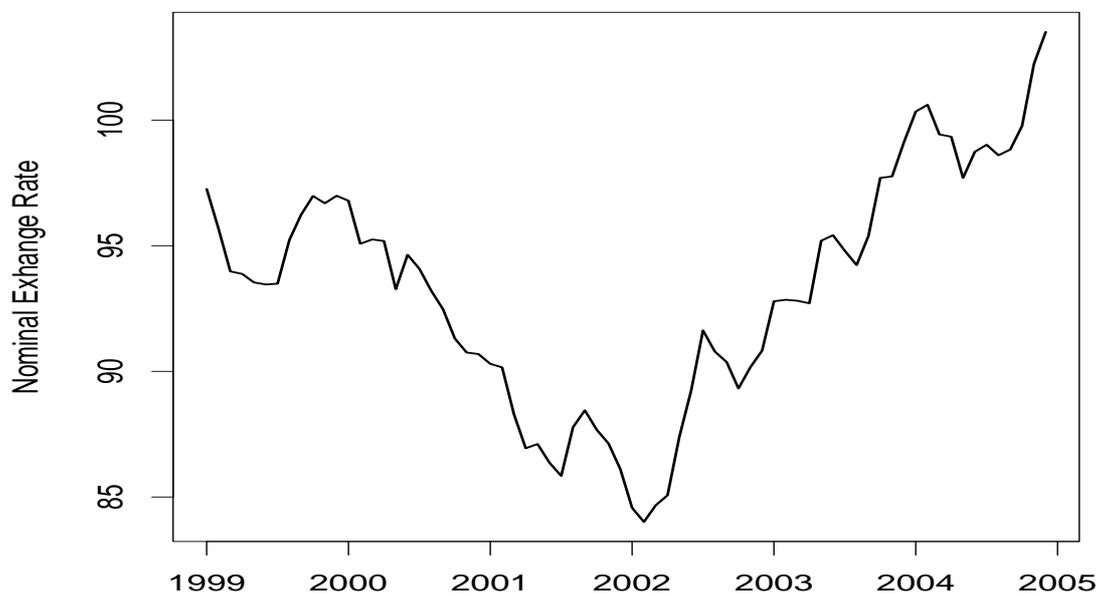


図 39: 名目実効為替レートの推移 (1999-2005)

値の上昇が減価

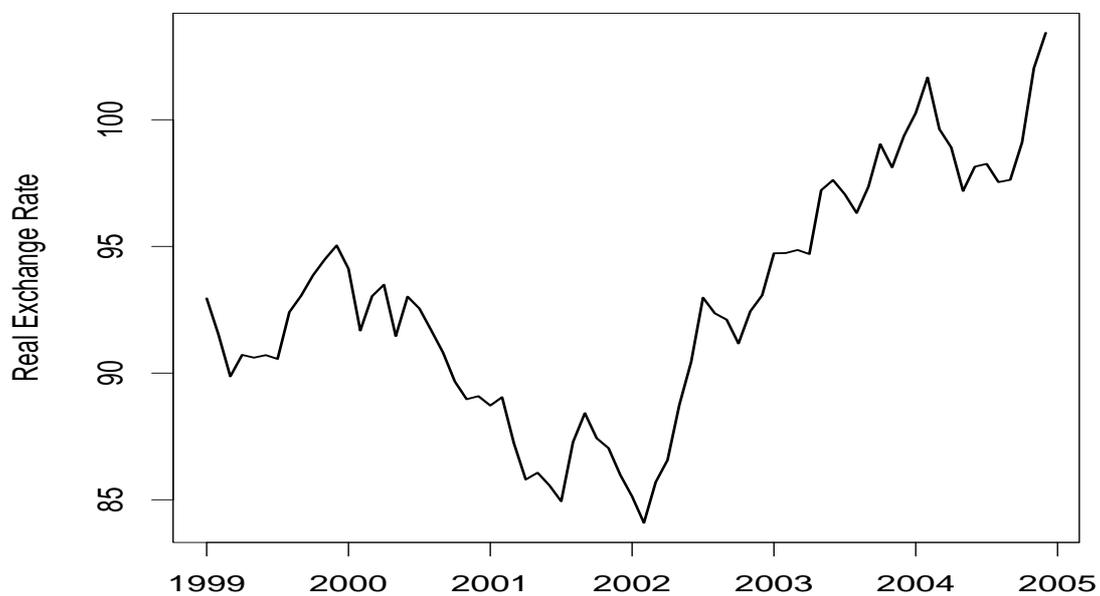


図 40: 実質実効為替レートの推移 (1999-2005)

値の上昇が減価

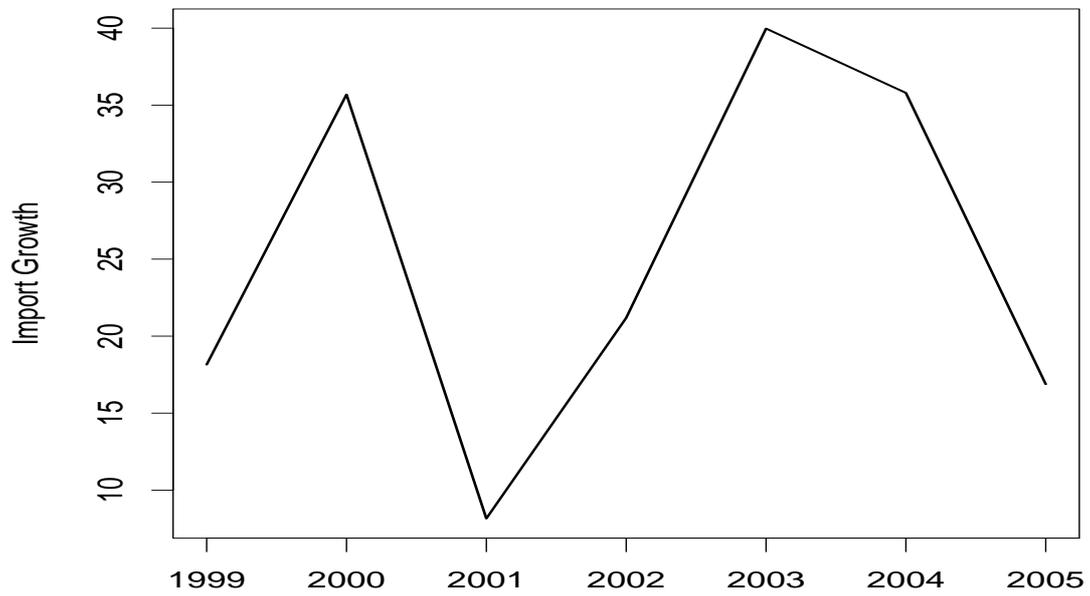


図 41: 輸入の成長率の推移 (1999-2005)

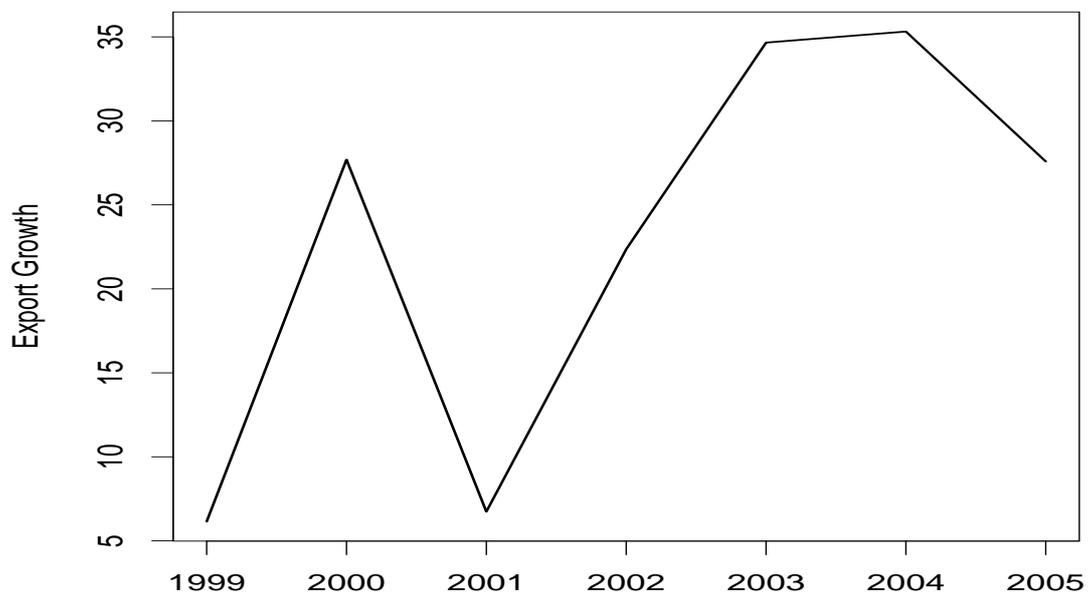


図 42: 輸出の成長率の推移 (1999-2005)

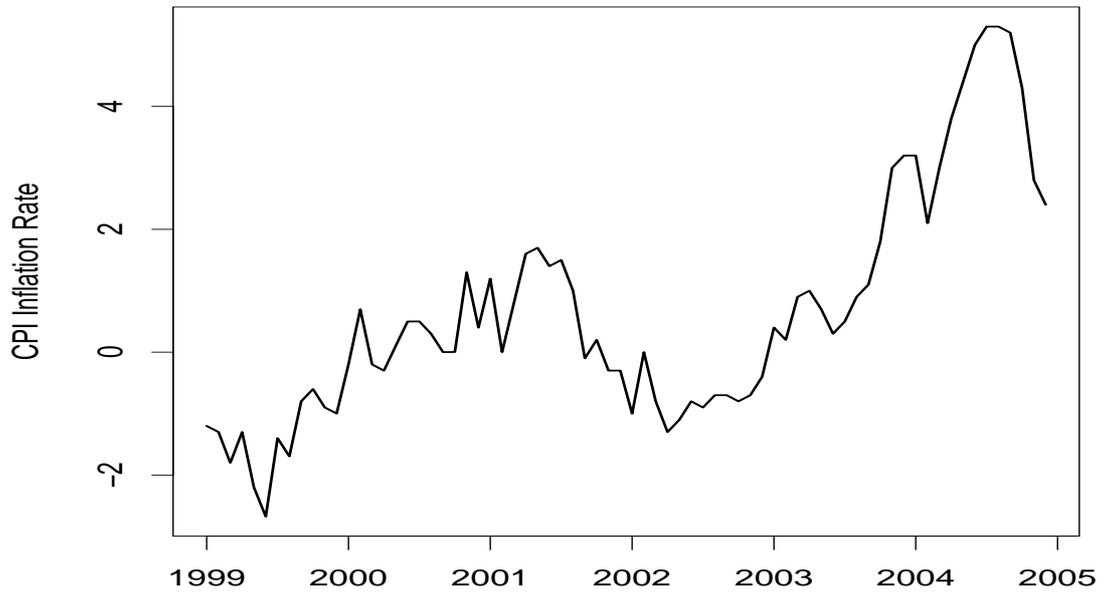


図 43: 物価上昇率の推移 (1999-2005)

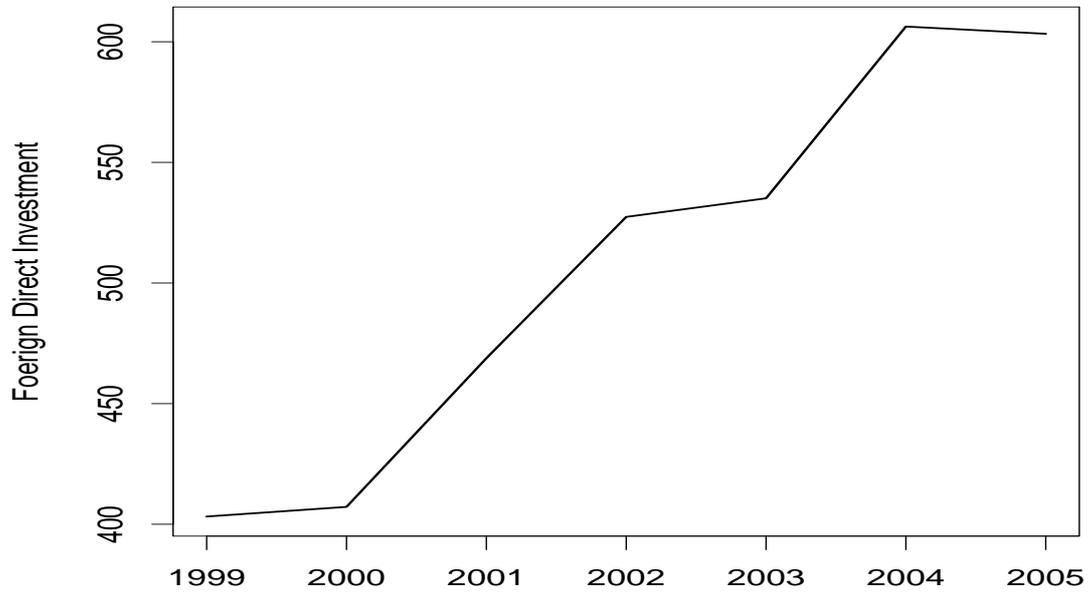


図 44: 対中 FDI の推移 (1999-2005)

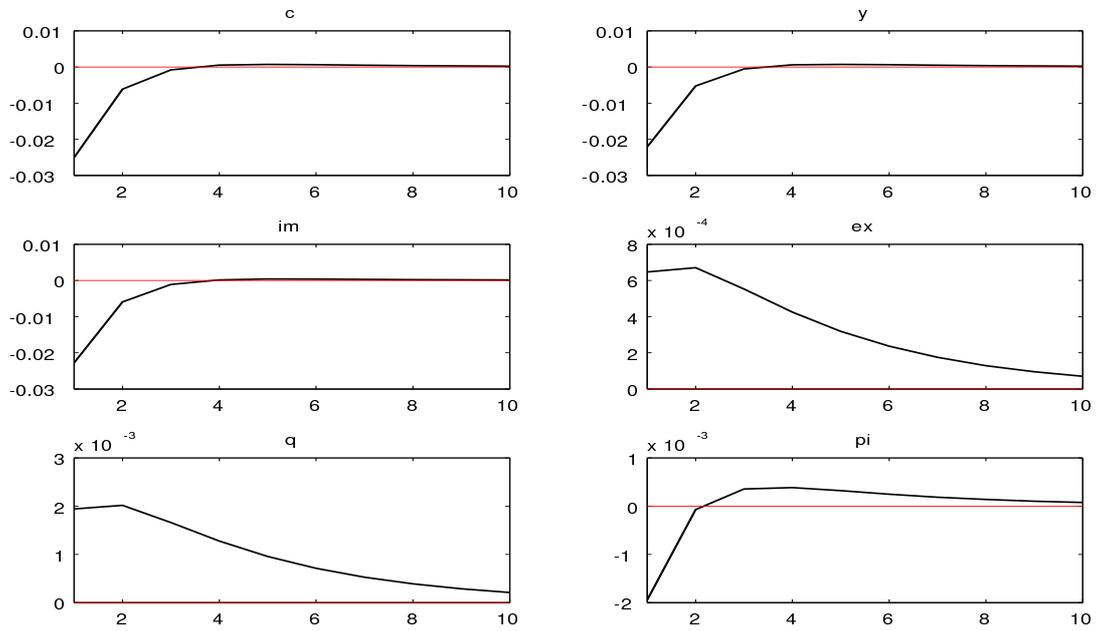


図 45: 需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)

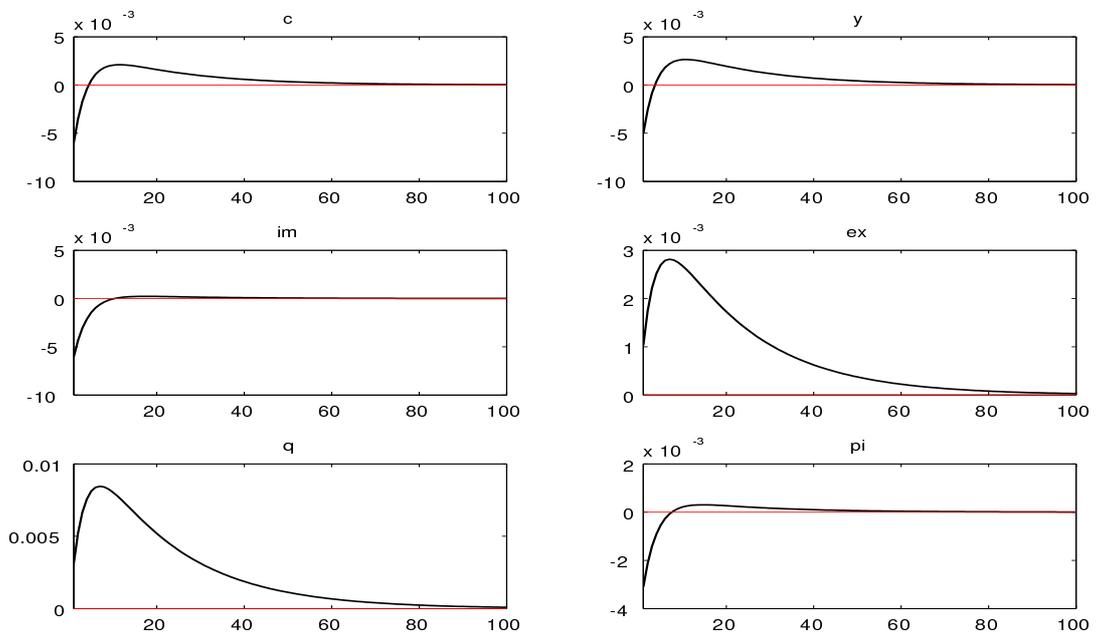


図 46: 技術ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)

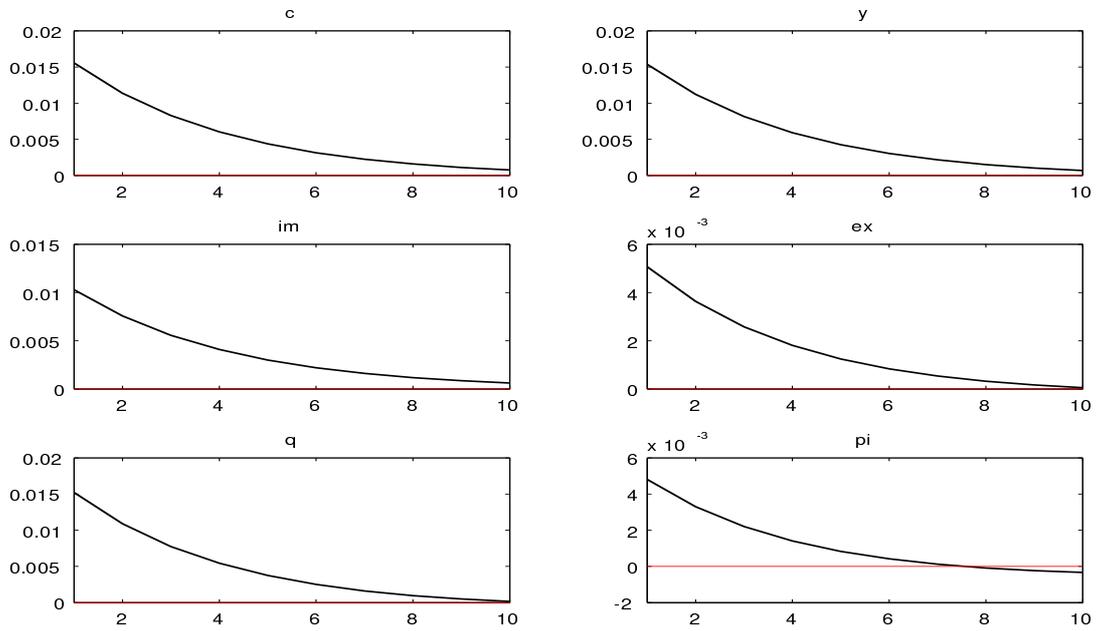


図 47: 為替ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)

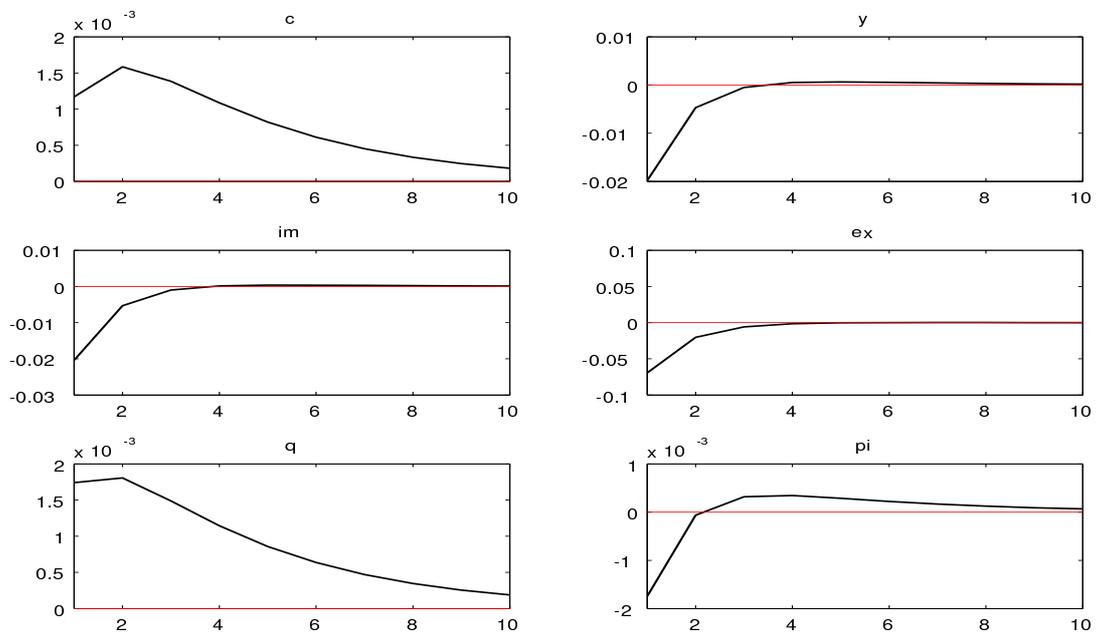


図 48: 外国需要ショックに対する内生変数のインパルス応答関数 ($\sigma_3 = 0$)

4.5 結論

本章では、対外的要因が貨幣需給の変化を通じて物価上昇率に対して影響を与えたという前章の結論を、開放型マクロ経済モデルにより検証した。貨幣の超過供給を定義するために、政策により外生的に決定される貨幣供給量と、内生変数から構成される貨幣需要関数により決定される貨幣需要の決定式をそれぞれモデルに導入している。貨幣需要関数は、対外的要因を表す変数である為替レートを含んでおり、対外的要因が貨幣需給に変化をもたらし、貨幣の超過供給に影響を与えるという特徴をモデルに与えている。このモデルに当該期間の中国が経験した変化を表現する構造ショックを与え、実際のデータとの整合性を検証した。

産出や物価上昇率に対する構造ショックの影響は、実際のデータと整合的であることが示され、また為替や外国需要という対外的要因に対する輸出、輸入の反応も実際のデータと整合的であることが示された。しかし、為替制度が固定相場制度にあることで、技術や国内需要という国内ショックの影響が実質為替レートに影響せず、結果としてモデルが示した内生変数の反応と当該期間の輸出、輸入のデータは異なる動きを示した。

また 2000 年から 2004 年の中国経済を想定して、技術向上、名目為替減価、外国需要減退という構造ショックを与えたときの消費増加の反応についても、構造ショックが想定している時期と、実際の消費増加の反応に時間差が見られることが示された。これは消費行動が習慣などにより硬直的な性質を持ち、構造ショックに遅れて反応したということが考えられる。また技術ショックの特徴から、ショック発生の直後は消費に対して負の圧力を加えることも消費増加の反応を遅らせた原因と考えられる。これら国内ショックに対する輸出、輸入の反応や、技術、名目為替、外国需要ショックに対する消費の反応は、貨幣的

要因を含まない場合のインパルス応答関数でも見られるため、貨幣的要因によるものではない。

以上の点から、対外的要因が貨幣需給の変化を通じて物価上昇率に影響するという第三章の結論は、多変量回帰モデルに含まれない輸出、輸入や消費というデータの動きについても矛盾のないものである。

補論： 貨幣的要因を含む物価上昇率決定式の導出

構造モデルにおいて物価上昇率の決定式としてニューケインジアンフィリップスカーブ (New Keynesian Phillips Curve: NKPC) を導入しており、本研究では貨幣的要因が物価上昇率に影響を与えるという仮定を置いている。NKPC は中間生産者の利潤最大化問題から導出される物価上昇率の決定式であり、前提として、中間生産者が独占的競争市場に直面し、価格支配力を持つと仮定されている。また生産者の一定割合だけが価格を最適価格に変更できると仮定し、生産された財は差別化された財として最終財部門に提供される。NKPC の導出について貨幣的要因を含まない場合の方法は江口 (2011) や加藤 (2007) でも詳しく解説されている。

本文で示した中間生産者の利潤関数と生産関数、

$$\begin{aligned}\Pi_t &= \left(\frac{P_t^*(j)}{P_t}\right)y_t(j) - q_t im_t - w_t n_t(j) \\ y_t(j) &= a_t(n_t(j))^{1-\alpha} im_t^\alpha(j)\end{aligned}$$

について異時点間の利潤最大化問題を解いて最適価格の導出が行われる。

最適価格を設定できる生産者の異時点間における利潤最大化問題は、

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \eta^k \left[\left(\frac{P_t^*(j)}{P_{t+k}}\right)y_{t+k}(j) - q_{t+k} im_{t+k}(j) - w_{t+k} n_{t+k} \right]$$

のように表現される。最終財部門からの需要と生産部門の生産関数は、

$$\begin{aligned}y_t(j) &= \left(\frac{P_t(j)}{P_t}\right)^{-\psi} y_t \\ y_t(j) &= a_t n_t^{1-\alpha} im_t^\alpha\end{aligned}$$

と表現されここから費用最小化の一階条件を満たす限界費用 mc が導出できる。費用最小

化の一階条件は、

$$\begin{aligned}n_t(j) &= \frac{y_t(j)}{a_t} \left[\frac{q_t(1-\alpha)}{\alpha w_t} \right]^\alpha \\ im_t(j) &= \frac{y_t(j)}{a_t} \left[\frac{q_t(1-\alpha)}{\alpha w_t} \right]^{\alpha-1}\end{aligned}$$

と表され、限界費用 mc が一階条件を満たす場合、

$$\begin{aligned}
 tc_t &= q_t i m_t(j) + w_t n_t(j) \\
 &= q_t \frac{y_t(j)}{a_t} \left[\frac{q_t(1-\alpha)}{\alpha w_t} \right]^{\alpha-1} + w_t \frac{y_t(j)}{a_t} \left[\frac{q_t(1-\alpha)}{\alpha w_t} \right]^{\alpha} \\
 &= \frac{w_t}{(1-\alpha)a_t} \left[\frac{q_t(1-\alpha)}{\alpha w_t} \right]^{\alpha} y_t(j) \\
 mc_t &= \frac{w_t}{(1-\alpha)a_t} \left[\frac{q_t(1-\alpha)}{\alpha w_t} \right]^{\alpha}
 \end{aligned}$$

という関係が成り立つ。ここで tc は総費用関数を表す。

利潤関数を最適価格、産出量、限界費用で表現すると、

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \eta^k \left[\left(\frac{P_t^*(j)}{P_{t+k}} \right) y_{t+k}(j) - mc_{t+k} y_{t+k}(j) \right]$$

として表され、これを最大化する最適価格の一階条件は、

$$P_t^*(j) = \frac{\psi}{\psi-1} \frac{\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\eta)^k y_{t+k}(j) mc_{t+k}}{\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\eta)^k \frac{y_{t+k}(j)}{P_{t+k}}}$$

となる。

ここで一般物価は最適価格 P_t^* と前期の物価 P_{t-1} 、価格改定する企業の割合 η から

$$P_t = (1-\eta)P_t^* + \eta P_{t-1}$$

として定義され、最適価格の一階条件を代入し、対数線形近似すると

$$P_t = \eta P_{t+1} + (1-\eta)(1-\beta\eta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\eta)^k [P_{t+k} + mc_{t+k}]$$

となる。この両辺に $1-\beta\eta L^{-1}$ というラグ多項式をかけ整理すると以下で表される NKPC

を導出できる^{*28}。

$$\pi_t = \beta E_t + \frac{(1-\eta)(1-\eta\beta)}{\eta} mc_t$$

^{*28} L は $Lx_t = x_{t-1}$ となるようなラグ作用素を表す。

$\sigma_1 = \beta$ 、 $\sigma_2 = \frac{(1-\eta)(1-\eta\beta)}{\eta}$ としたものが、McCallum and Nelson (2000) の NKPC である。

仮に生産者が貨幣の超過供給 m^{ex} の発生により、将来の物価上昇を予見すると考えると最適価格は、

$$P_t = \eta P_{t+1} + (1-\eta)(1-\beta\eta)E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\eta)^k [P_{t+k} + mc_{t+k} + \mu m_{t+k-1}^{\text{ex}}]$$

という形式に修正され、貨幣の超過供給 m^{ex} を含む NKPC

$$\pi_t = \beta E_t + \frac{(1-\eta)(1-\eta\beta)}{\eta} mc_t + \frac{(1-\eta)(1-\eta\beta)}{\eta} \mu m_{t-1}^{\text{ex}}$$

を導出できる。

本研究の結論

本研究では対外開放政策推進期間における中国の物価上昇率に注目し、高く安定的な経済成長の下で大きく変動している物価上昇率の動きが、どのような要因により説明されるのかを検証してきた。最初に対外開放政策推進期間を定義し、その期間の中国において国内の制度改革や世界貿易機構 (World Trade Organization: WTO) 加盟など中国の物価上昇率の動きに影響しうる外的要因が多く存在することを示した。

具体的には WTO 加盟に際して国内の競争環境を整備するための制度改革が行われ、財政、税制と金融制度の改革が行われ、また国有企業の整理などが行われた。さらにアジア通貨危機や WTO 加盟の時期から対中投資や貿易構造が変化したことを示した。貿易構造については、先進国からの輸入の一部が新興国、途上国地域からへと移転し先進国地域へと輸出するという形に転換したというものであり、対中投資における変化は日本や韓国の対中投資が増加したというものである。日韓企業による対中投資の増加は中国の産業をより高度な技術を要する産業へ転換させたという指摘があり、国有企業改革や対中投資の増加は中国の技術水準の高度化や生産の効率化を促した要因であるといえる。また対象期間に中国で二度の為替制度の変更があり、大幅な為替の切り下げや固定相場制度への移行が行われた。特に固定相場制度下の 2001 年に、米国同時多発テロからイラク戦争にかけての情勢不安による米ドルの減価が、中国の人民元レートを長期間減価させたという時期があり、固定相場制度の採用は中国国内の経済に大きく影響を与えた。以上のように、対象期間は、国内で対外的政策を打ち出しただけでなく、外的要因により国内経済が大きく影響された時期であるといえる。

次に対象期間における変化のうち、中国の物価上昇率の推移に影響したものを特定する

ために構造変化の分析を行い、既存研究で指摘されていない2002年3月という新たな構造変化点を検出した。この変化の特徴は、物価上昇圧力に対する反応が構造変化前に比べて構造変化後のほうが弾力的になっているというものであり、金融政策などのマクロ経済政策に対して同じ程度の政策支出でも、その効果が物価上昇率に対して大きく現れることを意味している。構造変化の特徴と2002年3月という時点から、本研究では生産の効率化が中国の物価上昇率の推移に構造変化をもたらしたという点を指摘した。国有企業の改革や対中投資の増加により、中国の生産の効率化や技術水準の向上がもたらされたことにより、一定額の政策支出の効果がより効率的に生産に用いられ、結果として物価上昇率に対して大きな影響を与えるように変化したと考えられる。つまり対中投資という対外的要因が、生産の効率化という実体経済の変化を通じて物価上昇率に対して影響を与えた要因の一つであることを意味している。

構造変化の分析により対外的な要因が生産の効率化を通じて物価上昇率に影響を与えたという結論を示したが、実体経済を通じた要因以外の物価上昇率への影響として、貨幣的な要因を考慮するために多変量回帰モデルの分析を行った。多変量回帰モデルの推定結果からは、貨幣的要因が中国の物価上昇率に対して影響を与えることが示された。ここでいう貨幣的要因とは貨幣需給が変化したときに、物価上昇率に与える影響を意味しており、貨幣的要因が何によりもたらされるかについては、貨幣需要関数を構成する変数の動きにより説明される。貨幣の超過供給の推移と貨幣需要関数を構成する変数の推移を対照させ、考察したところ為替レートの動きが貨幣的要因を説明することが示された。為替の減価により人民元に対する需要が減退するため、貨幣を超過供給に誘導したと考えられる。モデル分析から貨幣の超過供給は物価の加速度に対しては上昇圧力となるものの、産出の加速度に対しては有意に影響を与えないという結果が示された。この結果は、為替の減価

という対外的要因が貨幣需給という経路を通じて物価上昇率に影響を与えたことを示しており、この経路による物価上昇要因は産出に対して影響を与えないということを意味している。多変量回帰モデルにより示された産出に影響を与えない物価上昇要因の存在は、中国の経済成長率が高く安定的に推移しているにも関わらず物価上昇率が大きく変動しているという現象と整合的である。

最後に、多変量回帰モデルで指摘された物価上昇要因である貨幣の超過供給の存在が、モデルで考慮されていない変数の推移とも整合的であるかどうかを検証するために、構造モデルを用いて検証を行った。多変量回帰モデルにより推定された貨幣需要関数の関係は、変数間の同時点関係の一つであり、産出や物価上昇率という経済変数は、それ以外の決定式を通じて他の変数からも影響を受けると考えられる。これらの同時点関係を特定した上で、分析対象の期間中国で起こった変化を表す構造ショックをモデルに与えて、該当する期間の変数の動きと整合的であるかを検証した。構造ショックとして与えたのは、1995年から1997年にかけての失業率上昇の時期を想定した国内需要減退ショック、2000年から2004年にかけての対中投資増加の時期を想定した技術水準向上ショック、2002年から2004年にかけての名目為替減価を表すショック、2001年9月からの外国需要減退期を表すショックの4つであり、ショックに対する内生変数のインパルス応答関数と実際のデータの動きを比較した。国内のショックに対する輸出、輸入の反応がモデルで示されたシミュレーション結果と反対の動きであることと、2000年代を想定したショックに対する消費増加の反応に時間差があるという結果が示されたが、それ以外の変数の推移は、シミュレーション結果と一致した。また、輸出、輸入の動きは対象期間が固定相場制度であったこと、消費増加の時間差については、技術ショックの特徴と消費行動の硬直性という理由から説明されるものであり、貨幣の超過供給という物価上昇要因の存在は、中国の

経済変数の動きと矛盾するものではないことを示した。

以上の分析結果から対外開放政策推進期間の中国において、高く安定的な経済成長の下で、物価上昇率が大きく変動している要因が、産出の加速度には直接影響せずに、物価の加速度に上昇圧力をもたらす貨幣的要因であることを本研究の結論とする。

参考文献

- Andrews, Donald W. K. and Werner Ploberger (1994) "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Econometrica*, Vol. 62, No. 6, pp. 1383–1414.
- Bai, Jushan and Pierre Perron (1998) "Estimating and testing linear models with multiple structural changes," *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, pp. 47-78.
- Burdekin, Richard C. K. and Pierre L. Siklos (2008) "What has driven Chinese monetary policy since 1990? Investigating the People's Bank's policy rule," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 27, No. 5, pp. 847–859.
- Elliott, Graham., Thomas J. Rothenberg, and James H. Stock (1996) "Efficient tests for autoregressive unit root," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp. 813-836.
- Fiess, Norbert and Ronald MacDonald (2001) "The instability of the money demand function: an I(2) interpretation," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 4, pp. 475-495.
- Georgoutsos, Dimitris A. and Georgios P. Kouretas (2004) "A multivariate I(2) cointegration analysis of German hyperinflation," *Applied Financial Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 29-41.
- Gerlach, Stefan and Janet Kong (2005) "Money and inflation in China." (Paper provided by Hong Kong Monetary Authority).
- Gospodinov, Nicolay (2004) "Asymptotic confidence intervals for impulse responses of near-integrated processes," *Econometrics Journal*, Vol. 7, No. 2, pp. 505-527.
- Guerineau, Samuel and Jeanneney Sylviane Guillamont (2005) "Deflation in China," *China*

- Economic Review*, Vol. 16, No. 4, pp. 336 – 363.
- IMF (2012) “International Financial Statistics.” Produced by: IMF CD-ROM Project.
- Johansen, Soren (1997) “Likelihood analysis of the I(2) model,” *Scandinavian Journal of Statistics*, Vol. 24, No. 4, pp. 433-462.
- Johansen, Soren and Helmut Lütkepohl (2005) “A note on testing restrictions for the cointegration parameters of a VAR with I(2),” *Econometric Theory*, Vol. 21, No. 3, pp. 653-658.
- Juselius, Katarina (2004) “Inflation, money growth, and I(2) analysis..” University of Copenhagen. Institute of Economics, (Discussion Papers).
- (2006) *The cointegrated VAR model*: Oxford University Press.
- Koiv, Tuuli (2009) “Has the Chinese economy become more sensitive to interest rates? Studying credit demand in China,” *China Economic Review*, Vol. 20, No. 3, pp. 455-470.
- Liu, Jian, Shiyong Wu, and James V. Zidek (1997) “On segmented multivariate regression,” *Statistica Sinica*, Vol. 7, No. 2, pp. 497-525.
- Lütkepohl, Helmut (1990) “Asymptotic distribution of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 1, pp. 116-125.
- McCallum, Bennett and Edward Nelson (2000) “Monetary policy for an open economy: An alternative framework with optimizing agents and sticky prices,” *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 16, No. 4, pp. 74-91.
- Mehrotra, Aaron N. (2008) “Demand for money in transition: Evidence from China’s disinflation,” *International Advances in Economic Research*, Vol. 14, No. 1, pp. 36–47.
- Mosconi, Rocco and Paolo Paruolo (2011) “Identification of cointegrating relations in I(2)

- vector autoregressive models.” Università dell’Insubria(Working Paper).
- Nielsen, Heino Bohn and Anders Rahbek (2007) “The likelihood ratio test for cointegration ranks in the I(2) model,” *Econometric Theory*, Vol. 23, No. 4, pp. 615-637.
- Pesavento, Elena and Barbara Rossi (2006) “Small-sample confidence intervals for multivariate impulse response functions at long horizons,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21, No. 8, pp. 1135-1155.
- Rahbek, Anders, Hans Christian Kongsted, and Clara Jorgensen (1999) “Trend stationarity in the I(2) cointegration model,” *Journal of Econometrics*, Vol. 90, No. 2, pp. 265-289.
- Sriram, Subramanian S. (2000) “A survey of recent empirical money demand studies,” *IMF Staff Papers*, Vol. 47, No. 3, pp. 334-365.
- Sun, Shuzhang, Christopher Gan, and Baiding Hu (2012) “Evaluating McCallum rule as a policy guideline for China,” *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 17, No. 3, pp. 527-545.
- Yao, Yiching (1988) “Estimating the number of change-points via Schwarz criterion,” *Statistic and Probability Letters*, Vol. 6, No. 3, pp. 181-189.
- Zhang, Chengsi (2009) “Structural instability of China inflation dynamics,” *Frontiers of Economics in China*, Vol. 4, No. 1, pp. 30-45.
- 王紅・長井滋人 (2007) 「中国における金融市場調節:金融政策か為替政策か」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, 1-29 頁 .
- 加藤涼 (2007) 『現代マクロ経済学講義-動学的一般均衡モデル入門-』, 東洋経済新報社 .
- 梶谷懐 (2011) 『現代中国の財政金融システム』, 名古屋大学出版会 .
- 経済産業省 (2005) 「通商白書 (2005 年版)」, Technical report , METI .

- 建部正義・張亦春 (2009) 『日中の金融システム比較』, 中央大学企業研究所研究叢書 .
- 巖成男 (2011) 『中国の経済発展と制度変化』, 京都大学学術出版会 .
- 呉敬レン (2007) 『現代中国の経済改革』, NTT 出版 .
- 江口允崇 (2011) 『動学的一般均衡モデルによる財政政策の分析』, 三菱経済研究所 .
- 黒住英司 (2008) 「経済時系列分析と単位根検定: これまでの発展と今後の展望」, 『日本統計学会誌 (シリーズ J)』, 第 38 巻, 第 1 号, 39-57 頁 .
- 赤間弘・御船純・野呂国央 (2002) 「中国の為替制度について」, 『日本銀行調査月報』, 第 2002 巻, 第 5 号, 1-41 頁 .
- 大橋英夫 (2003) 『シリーズ現代中国経済 5 経済の国際化』, 名古屋大学出版会 .
- 大山慎介・小島亮太・中村慎也 (2005) 「中国のインフレ変動」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, 1-50 頁 .
- 浜勝彦・大西康雄 (1990) 「90 年代への体制整備-1990 年の中国-」. 『アジア動向年報』 (電子版)-動向分析レポート-
- URL: <http://d-arch.ide.go.jp/browse/html/1990/104/1990104TPC.html> .
- 柯隆 (2007) 『中国の不良債権問題』, 日本経済新聞出版社 .

謝辞

本論文の執筆に当たって、終始熱心なご指導をしてくださり、また適切なご助言を賜った北海道大学大学院経済学研究科の高木真吾准教授に心より感謝を申し上げます。

また、大学院入学時からの指導をいただき、本論文の審査を担当してくださった北星学園大学経済学部の佐々木隆生教授、北海道大学大学院経済学研究科の鈴川晶夫教授に深くお礼を申し上げます。

最後に私を生んで進学を支えてくださった母を始めとして、家族にも感謝の意を申し上げます。

付録: データの出典

表 18: 各章使用データの出典

データ系列名	使用した章	出典 (URL)
物価上昇率 (月次)	序章、2、3、4 章	IMF (2012)
実質 GDP(年次)	序章、4 章	中国国家统计局 Web ページ http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsjsj/2011/indexch.htm
預金利子率 (月次)	1 章	IMF (2012)
貸出利子率 (月次)	1 章	IMF (2012)
各国別輸出額 (年次)	1 章	中国国家统计局編 『中国統計年鑑』
各国別輸入額 (年次)	1 章	中国国家统计局編 『中国統計年鑑』
各国別対中投資額 (年次)	1 章	中国国家统计局編 『中国統計年鑑』
対中 FDI 額 (年次)	1、2、3、4 章	中国国家统计局編 『中国統計年鑑』
名目貨幣供給量 (四半期)	3 章	IMF (2012)
実質 GDP(四半期)	3 章	CEIC データ http://www.ceicdata.com/ja/countries/china
名目実効為替レート (月次)	3、4 章	IMF (2012)
一次産品輸入価格	3 章	IMF (2012)
消費額 (年次)	4 章	中国国家统计局 Web ページ http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsjsj/2011/indexch.htm
実質実効為替レート (月次)	4 章	IMF (2012)
総輸出額 (年次)	4 章	中国国家统计局 Web ページ http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsjsj/2011/indexch.htm
総輸入額 (年次)	4 章	中国国家统计局 Web ページ http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsjsj/2011/indexch.htm