

【論文】

経済改革後における中国の物価変動*

張 艶

【キー・ワード】物価変動, P*モデル, 金融政策

【JEL分類番号】C22, E31, E52, O53

1. 問題意識と目的

1978年の経済改革と対外開放政策以来, 中国は計画経済から次第に市場経済に転換しつつ, 経済の拡張期と調整期を繰り返しながら, 平均9.6%もの高い経済成長率を達成している¹⁾。こうした高成長を維持する中で, 物価の変動は非常に激しかった(経済改革後の経済成長率とインフレ率の基本統計量については, 表1を参照)。具体的には, 1952-77年までの小売物価指数の年平均上昇率は0.78%に過ぎなかったが, 1978-2001年では5.6%となり, 特に, 1994年には21.7%に達し, 史上最高になった。中国の物価変動は何が原因で生じたのであろうか。財市場側の要因によるのだろうか, それとも貨幣市場側の要因によるのだろうか。中国の物価安定を維持するには, どのような金融政策が有効なのであろうか。

物価変動の分析においては, 貨幣数量説を代表とするモデルでは, 貨幣市場の面から物価を

分析し, フィリップス曲線モデルを代表とするモデルでは, 財市場の面から物価を分析する。これに対してP* (ピースター) モデルは, 貨幣市場の需給と財市場の需給の両面から, 物価の変動圧力を分析する。現在, P*モデルについては, 多くの国を対象として研究が行われている²⁾。ただし, 中国の物価変動をP*モデルによって分析した本格的な研究は, まだ端緒についたばかりである³⁾。本論文では, このP*モデルを使い, 中国の物価変動の原因を分析し, 中国における有効な金融政策を模索する。

また, 時系列データで回帰分析を行う場合, 多くのデータはトレンドを持っているために, 見せかけの相関が生じる可能性がある。このような問題に対処する上で, 時系列データの非定常性の有無についての検定が非常に重要な役割を果たす。本論文では, 中国のP*モデルを構築する際, 使用データの非定常性の問題を考慮する。

本論文の構成としては, まず経済改革後の中国の物価変動を概観する。次に, 中国の物価変動モデルを構築する。具体的なプロセスとして

* 本論文の作成に当たっては, 匿名のレフェリーから大変貴重で詳しいコメントを頂戴した。深く感謝したい。ただし, あり得べき誤りは全て筆者に属するものである。

1) 経済改革後の中国の経済成長については, 張(2002b, 63-71ページ), Guitian and Mundell(1996)などを参照。

2) Hoeller and Poret (1991, pp.7-29), Habibullah (1999, pp. 112-140)などを参照。

3) なお, 張(2001, 153-168ページ; 2002a, 225-237ページ)においては, P*モデルによる中国の物価変動の分析がなされている。

表1 経済成長率とインフレ率の基本統計量(1978-2001年)

	経済成長率 (実質)	インフレ率	
		(GDP デフレーター)	(小売物価指数)
平均	9.6	5.3	5.6
標準誤差	0.6	1.1	1.4
中央値 (メジアン)	9.2	4.7	2.9
最頻値 (モード)	7.8	n. a.	6.0
標準偏差	3.1	5.6	6.9
分散	9.4	31.1	47.4
尖度	-0.5	0.6	0.2
歪度	0.0	0.9	1.0
範囲	11.4	22.2	24.7
最小	3.8	-2.4	-3.0
最大	15.2	19.8	21.7
合計	229.2	128.3	134.8
標本数	24	24	24

(資料)『中国統計年鑑』1990年, 2002年。

は、基本的なP*モデルを紹介した後、中国の貨幣需要関数にかかわる時系列データの非正常性を考慮し、単位根検定と共和分検定を行う。その後、中国の貨幣需要関数に基づき誤差修正項を求め、短期の不均衡を誤差修正項として表し、中国の修正P*モデルを構築する。そして、この誤差修正項を入れた修正P*モデルを使い、中国の物価変動に関して実証分析を行う。最後に物価変動に対する財市場と貨幣市場の影響を実証的に解明し、その結果に基づき有効な金融政策について考える。

2. 経済改革後中国の物価変動

経済改革後の中国では、経済の拡張期と調整期が繰り返された。その過程で、中国の物価変動は激しかったが、大きく5つの期間に分けられる。具体的にいうと、第1期(1978-81年)、第2期(1982-86年前半)、第3期(1986年後半-90年)、第4期(1991-97年)、第5期(1998年-現在)である⁴⁾(図1)。

(1) 第1期(1978-81年)

経済改革前、中国では貸出が国家計画に基づいて行われ、国家財政と金融は一体化されてい

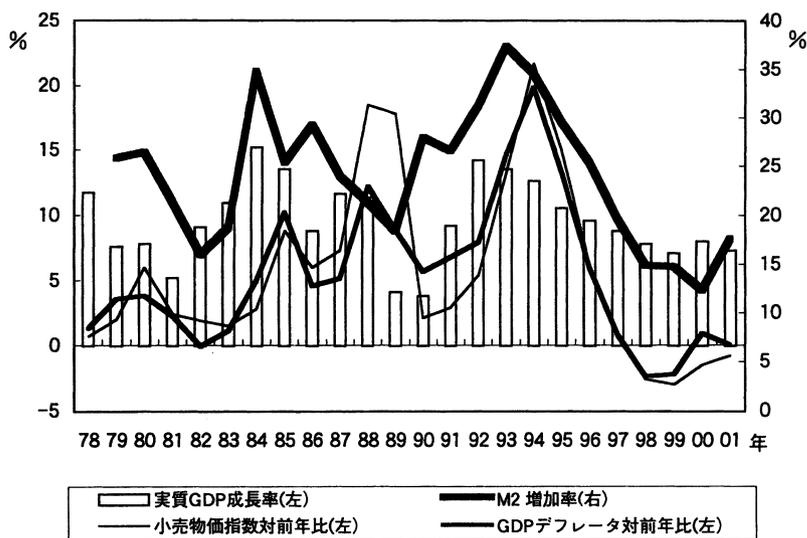
た。そのため、中国人民銀行はマネーサプライをコントロールすることはできなかった。1978年3月、中国人民銀行は財政部から独立し、国務院に所属する部クラスの機構となった。同年12月の第11期3中全会で⁵⁾、中国は経済改革と対外開放政策を打ち出した。以後、中国の物価水準は持続的な上昇傾向を示すようになった。1952-78年までの小売物価指数の年平均上昇率は0.77%に過ぎなかったが、1979年は2%、1980年は6%となっている。

この時期の特徴としては、財政赤字と消費需要の急増があげられる。財政赤字の原因として、国営企業の利潤留保と地方財政の分離による財政収入の減少、補助金支出による財政支出の急増などがある。消費需要の急増の原因として、

4) 本節については、石原(1989a; 1989b, 2-32ページ)、植田(1992, 111-124ページ)、小宮(1989, 147-214ページ)、関口・朱・植草(1992, 3-21, 111-124ページ)、張(2003a, 63-65ページ; 2003b, 58-64ページ)、南部・張(1995)、劉(1998, 126-148ページ)、凌(1996, 121-172ページ)、Guitian and Mundell(1996)、IMF(1997, pp. 217-219)、Oppers(1997)などを参照。

5) 中国共産党第11期中央委員会第3回全体会議のことを指す。

図1 中国の経済成長率、インフレ率、貨幣増加率



(資料)『中国統計年鑑』1990年, 2002年, 『中国金融年鑑』1990年。

賃上げ、価格調整補助金などによる労働者の収入増、農産物買上げ価格の引き上げによる農民の収入増などがあげられる。政府支出は大幅に増え、1979年には135.4億元、1980年には68.9億元の財政赤字を発生させて、大量の貨幣供給が行われた。経済改革後の最初のインフレーションを抑制するために、中国は20数年ぶりに1981年から国債を発行し始めた。この国債発行は財政収支を均衡させるだけでなく、都市と農村の余剰資金の吸収によって需要を抑制し、インフレを鎮静化する手段としての役割も果たした。

(2) 第2期 (1982—86年前半)

中国人民銀行は、1984年1月から中央銀行としての任務に専念するようになった。中央銀行である中国人民銀行を中心とし、農業銀行、中国銀行、建設銀行、工商銀行など4つの専門銀行を主体とする銀行システムが形成された。ただし、それはすべて国有銀行であり、銀行の自主権は限られ、従来までの行政命令方式が基本的に継承された。1984年までの経済改革は、農村の人民公社解体に伴う農業生産請負制の導入を中心に展開した。1984年10月に、中国政府が

都市部での経済改革をさらに積極的に進めていくように指示を出すと、銀行間の貸出競争が激しくなり、投資が過熱してインフレ傾向は再び高まった。インフレ率を見ると、84年には2.8%であったものが、85年になると8.8%にもなった。この時期の財市場の特徴としては、投資需要の急増と消費需要の増加があげられる。投資需要の増加の原因としては、企業や地方の自主権の拡大による無計画投資、重複投資などがある。消費需要の増加の原因としては、企業自主権の拡大に伴う、賃金とボーナスの上昇による収入増がある。中央銀行になったばかりの中国人民銀行は、このとき金融引締政策を発動し、物価高騰を抑制した。

(3) 第3期 (1986年後半—90年)

1985年頃には、家計部門は黒字に転換しつつあったが、銀行預金以外の選択肢はほとんどなく、他の金融資産に対する潜在的な需要が高まっていた。一方、国有企業改革の進行につれ、企業の資金調達は、国家財政資金から国有専門銀行借入に変わった。こうして、資本市場での資金調達手段も求められるようになり、86年頃から社債と株式の発行が始まり、その流通市場

も発展してきた。88年には、前年の経済金融情勢の好転が楽観的に評価されすぎ、高成長が強く求められた。その結果、銀行間の貸出競争が激しくなり、88年1-6月の現金通貨は88.6億元しか増加しなかったが、下半期に経済が過熱したため、年間で679.5億元増加し、対前年比46.7%増となった。小売物価指数対前年比は84年の2.8%から88年の18.5%に上昇し、年平均8.7%の上昇率となった。

この時期の特徴として、消費需要の急増と供給のボトルネックによるインフレがあげられる。消費需要の増加の原因として、インフレ期待による消費者、企業の買占め、売り惜しみなどがあげられる。ボトルネック・インフレの原因は、長期的産業構造の矛盾で、インフラと基礎工業の立ち遅れによるエネルギー、原材料、交通、農業などの価格上昇が発生した。この時期のインフレーションを抑制するために、政府は1989年に引締政策をとった。しかし、厳格な金融引き締めの結果、需要の冷え込み、企業間の三角債の増加⁶⁾、郷鎮企業の相次ぐ倒産などが発生し、不況が深刻化した。一方、物価は継続的に上昇し、89年には17.8%に達し、スタグフレーションが発生した。

(4) 第4期 (1991-97年)

こうした状況のもとにあった中国経済は、1992年春の鄧小平の「南巡講話」に刺激され、また過熱していった。乱脈な資金集め、無謀な貸出などの現象がますます激しさを増し、金融秩序はかなり混乱した。1993年にはインフレ率は13.2%になり、94年には21.7%に達し、史上最高になった。第4期では、不動産、開発区の開発ブームを含む投資ブームが、1993-94年の

過剰需要の主な源泉であった。この時期の特徴として、そのほかに、賃上げによる消費の増加、貿易の発展による対外貿易依存度の上昇、貿易黒字の拡大、外資導入の増加、価格の全面的な自由化によるコストの上昇などがあげられる。

このような金融秩序の混乱の中で、市場経済に向けて抜本的金融制度改革が行われた。1995年3月に「中華人民共和国中国人民銀行法」が採択され、中国人民銀行の中央銀行としての法的基盤が固まった⁷⁾。また、同年から政策金融と商業金融の分離が行われるようになり、国家開発銀行、中国輸出入銀行、農業発展銀行が設立され、専門銀行の政策金融業務は、新設の3つの銀行に移され、4専門銀行(農業銀行、中国銀行、建設銀行、工商銀行)は完全に国有商業銀行として機能することになった。また、1990年代前半に発生した中国版「バブル」に対し、緊縮政策が実施された結果として、97年には実質GDP成長率を8.8%に維持しながら、インフレ率を94年の21.7%から0.8%に下げ、軟着陸に成功した。

(5) 第5期 (1998年-現在)

ところが、この軟着陸はインフレの終息を通り過ぎ、1998年からインフレ率がマイナスにまで下落し、中国経済は改革後20年にしてはじめてデフレーションを経験した。98年にはインフレ率は-2.6%、1999年には-3%、2000年には-1.5%、2001年には-0.8%であった。最近の中国におけるデフレーションの要因としては、主に財市場の供給超過と不良債権処理による貸し渋りの両面があげられる。財市場の供給超過については、長年の無計画投資による供給

6) 三角債というのは、前もって決められた期日を過ぎても弁済されない商業信用債権のことである。その発生原因については、悪意による返済の引き延ばし、流動資金の設備投資への流用、金融引き締めにより苦しくなった資金繰りなどいろいろある。南・牧野(2001, 122ページ)などを参照。

7) 中国人民銀行の職務と権限は、紙幣の発行、硬貨の鑄造、金融政策の決定と運用、人民元の安定維持、金融機関の監督と管理、金融システム安全性の確保と効率的運営、国の外貨準備の管理と運用、国庫の代理、政府代表としての国際金融組織での活動展開などが含まれ、日本の財務省(旧大蔵省)と金融庁の権限を兼ねている。樊・岡(1998, 1-27ページ)を参照。

過剰と、国内外市場の低迷による需要不足という両面の原因がある。需要不足の原因としては、国有企業の改革による消費需要の低迷、銀行の貸し渋りによる投資需要の低迷、アジア通貨危機による輸出の大幅減少などがあげられる。不良債権処理による貸し渋りについては、不良債権を抱えている四大国有商業銀行の貸出は、一部の大企業や不動産開発投資などに集中し、本当に資金が必要な私営中小企業などの成長セクターには回らない。中国政府は国内の需要不足に対し、内需の拡大を図る景気刺激策をとった。同時に、不良債権の処理を中心とする金融システムの改革が本格的に行われつつある。また、農村、西部におけるインフラ建設、国有企業改革なども着々と進められている。

3. 中国の物価変動モデル

(1) 基本的なP*（ピースター）モデル

まず、P*モデルについて、簡単に説明する。P*モデルとは、Hallman et al. (1989; 1991) によって提唱されたもので、物価の変動圧力を財と貨幣の両市場の需給関係から説明しようとするものである⁸⁾。

P*とは、財と貨幣の両市場の需給を勘案して、潜在的物価水準を指標化したものである。P*モデルの基本的な考え方は、このP*と現実の物価水準(P)の乖離度合いを見ることによって、物価上昇圧力の程度を測るというものである。その導出の方法は次のとおりである。

まず、貨幣数量説に基づく数量方程式を対数化すると、以下の式になる。

$$p = m + v - y \quad (1)$$

ここで、 p は物価水準、 m は貨幣供給量、 v は貨幣流通速度、 y は生産量である。

次に、 v と y が長期均衡にある時、現実の貨幣供給量 m と整合的な物価水準 p^* を次のように定義する。

$$p^* = m + v^* - y^* \quad (2)$$

ここで、 v^* は貨幣流通速度の長期的なトレンド、 y^* は潜在の実質GDP、 p^* は v^* 、 y^* が与えられたとき、 m と整合的な潜在的物価水準である。

さらに、(2)式から(1)式を引くことにより、以下の(3)式が得られる。

$$p^* - p = (v^* - v) + (y - y^*) \quad (3)$$

ここで、 $p^* - p$ は物価ギャップ、 $v^* - v$ は貨幣流通速度ギャップ、 $y - y^*$ は実質GDPギャップである。 v^* が v を上回るとき、あるいは y が y^* を上回るとき、 p^* は p を上回ること

8) 中国の物価変動に関する先行研究について言及すると、Chow (1987, pp.319-333)は、貨幣数量説が中国の物価水準を説明するのに有用な理論であり、産出量に対する貨幣供給の比率は、物価水準を説明するのに重要な変数である、と指摘した。Chen (1989, pp.314-324)は、貨幣数量説に基づいて分析を行ったが、貨幣と物価および産出量の間関係を決定するため、因果性テストを用いた。この検定の結果は、貨幣から物価への一定方向の因果関係、および貨幣と産出量の間には双方向の因果関係が存在するというものであった。Tseng et al. (1994)は、物価と貨幣の変動を検証した。Moosa (1999, pp.419-433)は、貨幣数量説という単一の方程式ではなく、VARモデル、因果性テストなどを使って、工業生産の急増がインフレを引き起こすということを示した。張 (2003c, 375-392ページ)は、物価と産出量の2変数構造型VARモデルを利用して、中国の物価変動を需要面と供給面に要因分解し、実証分析を行った。フィリップス曲線に関しては、Coe and McDermott (1997, pp.59-80)、Oppers (1997)により、インフレ率の変化と財市場の需給ギャップについて分析が行われている。さらに、Oppers (1997)は、説明変数にGDPギャップだけでなく、資本ギャップも入れて推定を試みている。一方、貨幣市場の需給と財市場の需給の両面から、物価の変動圧力を分析するP*モデルは、これまで、多くの国を対象とした実証研究において使われている。たとえば、Habibullah (1999)、Hallman and Small (1989; 1991)、Hoeller and Poret (1991)、日本銀行 (1990, 24-33ページ)、木村・藤田 (1999)などがある。なお、本論文のP*モデルと修正P*モデルについては、主に日本銀行 (1990, 24-33ページ)、木村・藤田 (1999)などを参照。

表2 使用データ

変数	単位	資料など
名目 GDP	億元	『中国統計年鑑』2002年 51頁
実質 GDP	億元	『中国統計年鑑』2002年 54頁より、1978年を基準年として計算
実質貨幣残高 ¹⁾ (M2/P)	億元	M2:『中国金融年鑑』1990年 48-53頁、460頁、『中国統計年鑑』2002年 662頁 P: GDP デフレーター (名目 GDP/実質 GDP)を使用
インフレ率 π	%	GDP デフレーターと小売物価指数の上昇率を使用 小売物価指数:『中国統計年鑑』1990年 249頁、2002年 295頁
金利 r ²⁾	%	1年物貯蓄預金の名目利子率を使用 趙(2001, 144頁)を参照、データ出所:『中国人民銀行統計季報』

(注) 1) 中国では、M0は流通している現金、M1(狭義の貨幣供給量)は、M0+企業・事業単位の当座預金、M2(広義の貨幣供給量)は、M1+企業・事業単位の定期預金+個人の貯蓄性預金を指す。ただし、1985年以前は、M1+国家銀行および農村信用組合「貯蓄性預金」の合計値である。現在の中国では、M2がマネーサプライの変動をもっともよく表す指標なので、ここではM2を用いる。

2) 中国では、金利の変数として、1年物貯蓄預金の名目利子率をもっともよく使用される。

なり、物価上昇の圧力が生じる。すなわち、潜在的物価水準 p^* と実際の物価水準 p の乖離(物価ギャップ)は、貨幣流通速度ギャップ(貨幣市場の需給)と実質GDPギャップ(財市場の需給)の両者によって規定されることになる。

(2) 利用データ

本論文では、推定期間は1978年から2001年までとする。中国で公表される四半期データは不備のため、ここでは年次データを使用する。使用されるデータは、表2のとおりである。

(3) 中国の貨幣需要関数の単位根検定と共和分検定

回帰分析において正しい結果を得るためには、変数は原則として以下の定常性の条件を満たす必要がある。すなわち、(i) 変数の期待値が時間を通じ一定である。(ii) 変数の分散が時間を通じ一定である。(iii) 変数の自己共分散が、時刻に依存せず、2時点の差のみに依存する。回帰分析に使用する変数の定常性を検定するために、単位根検定が行われる⁹⁾。1980年代に入り、マクロの時系列データが、単位根を持つ非定常過程に従っている可能性が、米国を中心に指摘されるようになった。ある変数の動きを自己回帰モデルで分析する場合、単位根が存在す

るか否かは、変数が定常か非定常かを判断するための重要な基準として重要視されるようになった¹⁰⁾。

次に、中国のP*モデルを構築するため、まず時系列データの単位根検定を行う。ここでは、中国の貨幣需要関数について分析する。一般的に、貨幣需要関数は以下のように仮定する。

$$rm_t = c + \beta y_t + \lambda r_t + \varepsilon_t$$

$$\beta > 0, \lambda < 0 \quad (4)$$

ここで、 rm は実質貨幣残高M2/Pの対数、 y は実質GDPの対数、 r は金利である。

いま、実質貨幣残高(rm)と実質GDP(y)、および金利(r)について、単位根検定を行う。

9) 単位根・共和分検定については、副島(1994, 97-129ページ)、松浦・マッケンジー(2001, 229-261ページ)、養谷(1999b, 375-431ページ)、Engle and Granger(1987, pp.251-276)、Gujarati(1995)などを参照。

10) 時系列データの分析において、単位根検定は今日ほぼ不可欠の手順となっているが、検出力が弱いこと、季節調整済みデータを用いることにより帰無仮説を棄却しないバイアスがかかること、構造変化が起きた場合の検出力が著しく低くなることなど、課題も多く指摘されている。松浦・マッケンジー(2001, 247-248ページ)を参照。

表3 単位根検定の結果

	ADF テスト		PP テスト	
	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし
<i>rm</i>	-2.808369	-1.091531	-2.617924	-1.423529
Δrm	-3.713128**	-3.632748**	-4.349423**	-4.249013***
<i>y</i>	-4.015706**	-0.715948	-2.093328	-0.310109
Δy	-3.322008*	-3.385651**	-2.574178	-2.625333
<i>r</i>	-1.383611	-1.619545	-1.156406	-1.399197
Δr	-3.283797*	-3.526803*	-3.895183**	-3.525232**

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

表4 共和分検定の結果 (Johansenの尤度比検定)

H0(帰無仮説)	トレース検定	最大固有値検定
共和分の関係がない	35.88467**	22.96471*
共和分の関係がただか1つ	12.91996	11.85882
共和分の関係がただか2つ	1.061138	1.061138

(注) **は1%, *は5%水準で帰無仮説が棄却されることを示す。

ここでは、ADF (拡張Dickey-Fuller) テストとPP (Phillips and Perron) テストを使用し、ドリフト項付きを前提に検定を行う。検定期間は1978-2001年で、検定結果は表3のとおりである。

表3では、 Δ は1階の階差を示す。検定の結果、中国の実質貨幣残高 (*rm*) と実質GDP (*y*)、および金利 (*r*) は、ともに次数が1の和分I(1)とみなすことができる。次に、これらの変数が共和分関係にあるかどうかを調べてみる。

階差を1階とると定常になる非定常過程をI(1) (1階の和分過程) と呼び、I(1)変数どうしの線形結合が定常過程 (すなわちI(0)) となる場合に、共和分関係にあると定義される¹¹⁾。変数が共和分関係にあるということは、各変数が大きく乖離することなく、長期的に一定の関係に収束していくというものである。ここでは、ヨハンセンテストを用いて共和分検定を行う。ヨハンセンテストの結果は表4のとおりである。この結果より、*rm*と*y*、*r*とは共和分

関係にあるとの結論を得た。

(4) 誤差修正項を入れた修正P*モデル

共和分の分析でもっとも重要な結果の1つは、グレンジャーの表現定理である¹²⁾。この定理によれば、1組の変数が共和分関係にあるなら、データの正しい誤差修正表現が存在する。つまり、もし実質貨幣残高 (*rm*) と実質GDP (*y*)、金利 (*r*) が共和分関係にあるなら、それらに長期の関係があると考えられる。さらに、グレンジャーの表現定理から、短期のダイナミックスを誤差修正モデル (ECM) によって記述することができるようになる。

誤差修正項 (Error Collection Term) を求め

11) より一般的には、次数dの和分過程に従う変数 (I(d)変数) の線形結合が、次数d-bの和分過程に従う (I(d-b)変数となる) とき、これらの変数は次数 (d, b) で共和分関係にあると定義される。本論文では、d=1, b=1である。

12) Engle and Granger (1987, pp.251-276) を参照。

表5 貨幣需要関数の推定結果（金利を含む場合）

説明変数	係数推定値	標準誤差	t 値	p 値
<i>c</i>	-6.664726	0.205999	-32.35317	0.0000
<i>y</i>	1.694766	0.021953	77.20137	0.0000
<i>r</i>	-0.002126	0.005206	-0.408316	0.6872
自由度調整済み決定係数	0.996155	赤池の情報量基準 (AIC)		-2.366291
回帰式の標準誤差	0.069926	シュバルツの情報量基準 (SC)		-2.219034
ダービン・ワトソン比	0.693040	F 値		2980.026

表6 貨幣需要関数の推定結果（金利を含まない場合）

説明変数	係数推定値	標準誤差	t 値	p 値
<i>c</i>	-6.678229	0.199440	-33.48498	0.0000
<i>y</i>	1.694720	0.021533	78.70521	0.0000
自由度調整済み決定係数	0.996300	赤池の情報量基準 (AIC)		-2.441717
回帰式の標準誤差	0.068589	シュバルツの情報量基準 (SC)		-2.343546
ダービン・ワトソン比	0.717176	F 値		6194.510

るには、まず、貨幣需要関数の長期均衡式におけるパラメータを推定し、その結果を利用して、誤差修正項を計算する¹³⁾。それでは、中国の貨幣需要関数の長期均衡式 (4) を推定する。推定結果は表5のとおりである。

推定の結果、貨幣需要の所得弾力性は1.694766で、利子弾力性は0.2126E-02 *r* となる。ただし、金利 (*r*) の *t* 値は-0.408316で、*p* 値は0.6872であり、有意ではない。その理由の1つは、中国では金利は中央銀行によって厳しく規制され、市場均衡水準とは無関係に設定される傾向があるからと考えられる。

次に、金利の項を除き、長期均衡関係としての貨幣需要関数を考えてみる。ここでは、金利を除いた貨幣数量説に基づく貨幣需要関数 ($rm_t = c + \beta y_t + \epsilon_t$) を推定する。その前に、まず *rm* と *y* が共和分関係にあるかどうか

を調べてみると、ヨハンセンテストの結果、トレース検定量と最大固有値検定量はそれぞれ17.304と16.1699となり、*rm* と *y* の間に共和分の関係がないという帰無仮説が5%有意水準で棄却され、*rm* と *y* とは共和分関係にあるとの結論を得た。

表6は、中国の金利を除いた貨幣需要関数の推定結果である。

この推定結果から、係数推定値や各種の統計量は表5と大きく異ならず、説明変数としての金利の有無に関わらず、推定結果は頑健であることがわかる。したがって、次節の実証分析では金利を除いた貨幣需要関数の長期均衡式の結果を用いて、誤差修正項 (*EC*) を、 $EC_t = rm_t - 1.694720 y_t + 6.678229$ とする。*EC* は実質貨幣残高 (*rm*) と実質GDP (*y*) の共和分関係を示したものであり、*EC* により貨幣市場の需給ギャップを表すことができる。

さて、ここでは、貨幣需要関数についての誤差修正項 *EC* を (4) 式に対応させ、より一般的に規定すると、

$$EC_t = rm_t - c - \beta y_t - \lambda r_t \quad (5)$$

13) 誤差修正項および貨幣需要関数の推計については、陳 (1997, 56-65ページ)、蓑谷 (1999a, 153-161ページ; 1999b, 431-442ページ)、宮川 (1998, 113-128ページ)、宮川・澤田 (2000, 35-63ページ)、吉田 (1989, 99-147ページ) などを参照。

のようになる。(5)式の EC は誤差修正項で、 EC がゼロのとき、実質貨幣残高は長期均衡値にある。

それでは、(1)式の貨幣数量説を、誤差修正項を含む(5)式に置き換え、 P^* モデルを再導出しよう。短期では、(5)式より、以下の関係がある。

$$r m_t = m_t - p_t = c + \beta y_t + \lambda r_t + EC_t \quad (6)$$

次に、長期均衡状態 ($y = y^*$, $EC = 0$)において、現実の貨幣供給量 m 、金利 r と整合的な物価水準 p^* を次のように定義する。

$$m_t - p_t^* = c + \beta y_t^* + \lambda r_t \quad (7)$$

(6)式から(7)式を差し引くと、以下のような誤差修正項を含んだ P^* モデルの修正版が得られる。

$$p_t^* - p_t = \beta (y_t - y_t^*) + EC_t \quad (8)$$

(3)式の基本的な P^* モデルと比べ、この(8)式では、貨幣流通速度 v の長期トレンドからの乖離 ($v^* - v$)の代わりに、時系列データの非定常性を考慮しながら、貨幣需要関数から推定した誤差修正項 EC を利用する点に特徴がある。

4. 中国の物価変動モデルの実証分析

(1) 修正 P^* モデルの推定

実際に(8)式の修正 P^* モデルを推定するために、以下のインフレ関数を推定する¹⁴⁾。

$$\pi_t = c + \sum_{i=1}^n \beta_i GAP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_i EC_{t-i} + \lambda \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

ここで、 π はインフレ率であり、GDPデフレーターと小売物価指数の2つを使用する¹⁵⁾。 GAP は財市場の需給を表すGDPギャップ、誤差修正項 EC は貨幣市場の需給を表すマネーギャップである¹⁶⁾。 c は定数項、 ε は誤差項、添え字 t は時間を表す。推定期間は1978年から2001年

までで、年次データを使用する¹⁷⁾。実質GDPと、HPフィルターにより求められた潜在の実質GDPは、図2のとおりである。

(9)式を推定した結果は表7、表8のとおり

14) 推定式(9)でラグ付き変数を導入した理由は、価格が硬直的で、調整は徐々にしか行われなためである。また、本論文では二段階推定法を用い、第一段階として共和分回帰から誤差修正項を推定し、第二段階としてこれを(9)式の推定に用いている。このため、Pagan(1984, pp. 221-247)のgenerated regressorsの問題が発生し、推定量の一致性、および効率性が満たされていない可能性があり、よって、推定結果の t 値もバイアスを持っている可能性があると考えられる。ただし、本論文の分析では、generated regressorsの問題による推定量の非効率性は問題とならない。

15) 中国における物価ギャップ ($p^* - p$)と物価上昇率つまりインフレ率 (π)との関係については、グラフによる比較、時差相関による分析、回帰分析という三つの方法を用いて確認したところ、両者の間には、物価ギャップが増大すれば、インフレ率も上昇するという関係が見られる。そこで、 P^* モデルの物価ギャップ ($p^* - p$)の代理変数として、インフレ率 π を使用する。張(2001, 158-160ページ)を参照。

16) GDPギャップは、実質GDPと潜在の実質GDPのギャップである。潜在の実質GDPについては、張(2001, 157-158ページ)では、コブ・ダグラス型生産関数を仮定して求めた。本論文では、特定の生産関数を仮定せずに、HP(Hodrick and Prescott)フィルターを用いる。HPフィルターとは、実質GDPなどの時系列データの変動を、トレンド部分と循環変動部分に分ける手法である。ここでは、トレンド部分が潜在の実質GDPに相当し、トレンド部分と現在値の乖離がGDPギャップに相当するものとする。ただし、HPフィルターは、最近の数年分の推定がうまくいかないという問題があると指摘されている。詳細については、肥後・中田(1998, 39-97ページ)を参照。

17) (9)式の変数について単位根検定を行っていないのは、(9)式はARDL (autoregressive distributed lag) モデルによる定式化であり、Pesaran and Shin (1999)にあるように、ARDLモデルにおいては、説明変数、および被説明変数の定常性に関わりなく、パラメータの最小二乗推定量は \sqrt{T} -consistentであることが知られているためである。

図2 実質GDPと潜在の実質GDP

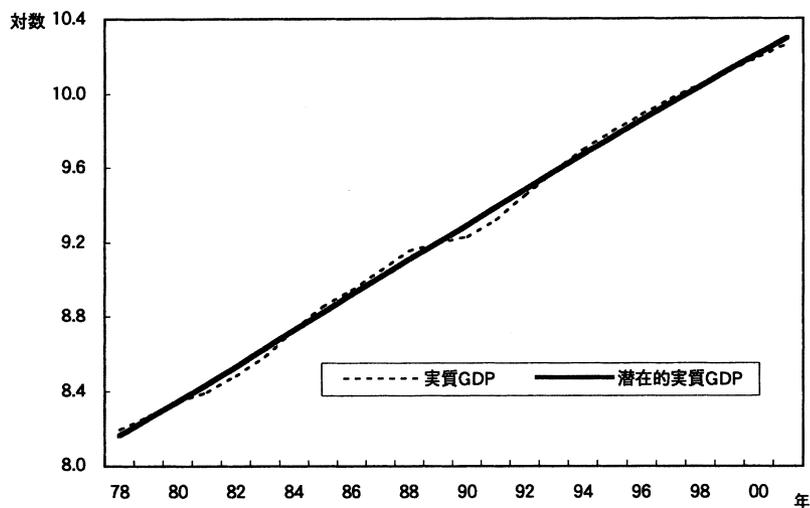


表7 修正P*モデルの推定結果 (GDPデフレータの場合)

説明変数	係数推定値	標準誤差	t 値	p 値
c	0.310066	1.200380	0.258307	0.8002
GAP $t=1$	66.18091	22.02974	3.004163	0.0102
GAP $t=2$	-22.42139	24.61519	-0.910876	0.3789
GAP $t=3$	29.36848	19.40760	1.513246	0.1541
EC $t=1$	109.7126	48.26774	2.273001	0.0406
EC $t=2$	-137.1937	76.25026	-1.799255	0.0952
EC $t=3$	84.44345	55.65657	1.517223	0.1531
λ	0.846455	0.155054	5.459097	0.0001
自由度調整済み決定係数	0.772828	赤池の情報量基準 (AIC)		5.177133
回帰式の標準誤差	2.796762	シュバルツの情報量基準 (SC)		5.575047
ダービン・ワトソン比	1.823593	F 値		10.71984

表8 修正P*モデルの推定結果 (小売物価指数の場合)

説明変数	係数推定値	標準誤差	t 値	p 値
c	-0.818453	1.335080	-0.613036	0.5504
GAP $t=1$	209.4354	55.96650	3.742156	0.0025
GAP $t=2$	-162.6919	87.83569	-1.852230	0.0868
GAP $t=3$	81.95001	62.43391	1.312588	0.2120
EC $t=1$	99.62120	26.38688	3.775407	0.0023
EC $t=2$	6.805466	28.31026	0.240389	0.8138
EC $t=3$	-2.447869	22.57084	-0.108453	0.9153
λ	0.940501	0.159371	5.901331	0.0001
自由度調整済み決定係数	0.809600	赤池の情報量基準 (AIC)		5.423090
回帰式の標準誤差	3.162745	シュバルツの情報量基準 (SC)		5.821003
ダービン・ワトソン比	1.992265	F 値		13.14884

表9 グレンジャー因果性テストの結果

帰無仮説	GDP デフレータの場合		小売物価指数の場合	
	F値	p値	F値	p値
ECがインフレ率にGrangerの意味で因果性はない	5.48945	0.01448	2.54094	0.10827
GAPがインフレ率にGrangerの意味で因果性はない	2.9707	0.07826	2.78481	0.08992

図3 修正P*モデルのフィット (GDPデフレータの場合)

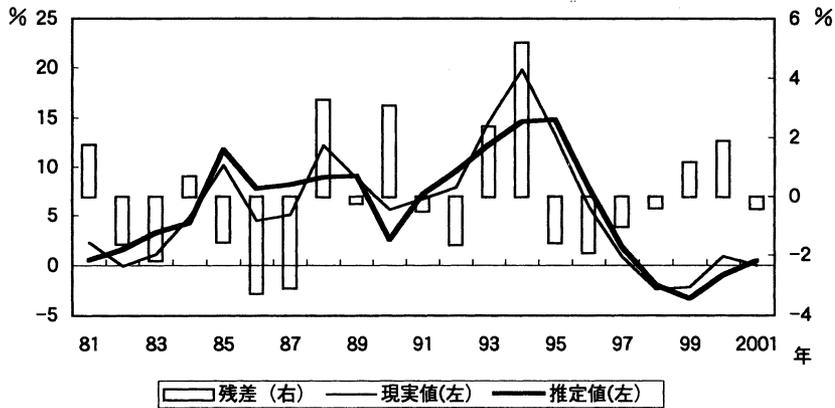
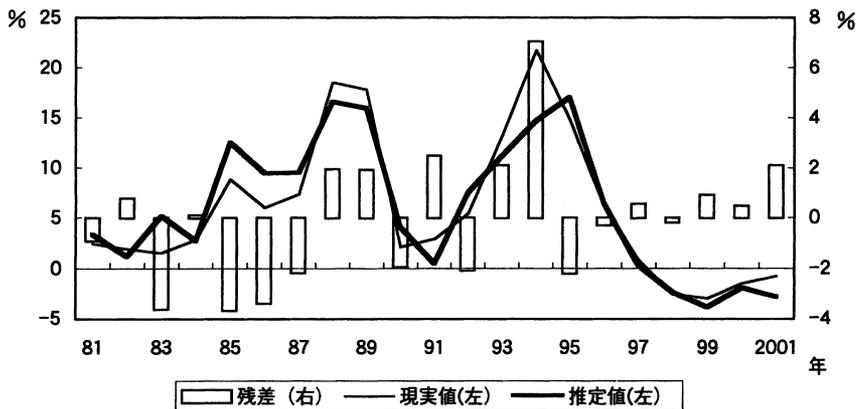


図4 修正P*モデルのフィット (小売物価指数の場合)



である。なおラグ次数については、赤池の情報量基準に基づき決定した。

モデルのあてはまり具合を見ると、インフレ率をGDPデフレータで見るケースでは、自由度修正済み決定係数は0.772828、小売物価指数のケースでは0.809600であり、モデルの当てはまりは良好である。また表7、表8を見れば分かるように、係数推定値の符号については、G

DPギャップを表すGAPのパラメータも、マネーギャップを表すECのパラメータも、プラスとマイナスが共に存在する。これは、経済が不均衡の状態（すなわち、GDPギャップとマネーギャップがゼロではない）であっても、時の推移とともに、経済は均衡状態に近づき（すなわち、マネーギャップとGDPギャップがゼロに近づく）、物価Pは潜在的な物価水準を表

すP*に向かって変化していくことを示す。

さらに、被説明変数のインフレ率、説明変数のEC、GAPの因果関係を、Granger因果性テストによって検定すると、GDPデフレーターと小売物価指数の両方の場合において、マネーギャップを表すECのパラメータも、GDPギャップを表すGAPのパラメータも、インフレ率への因果関係が、有意水準10%でほぼ有意であることが確認できる(表9)。具体的にいうと、EC、GAPがインフレ率にGrangerの意味で因果性はないという帰無仮説では、GDPデフレーターの場合には、p値はそれぞれ0.01448、

0.07826である。一方、小売物価指数の場合には、それぞれ0.10827、0.08992である。

また、推定値と現実値をプロットした図3、図4を見ると、インフレ率 π の推定値は現実値とほぼ整合的であることが分かる。これらの結果から、誤差修正項を入れた修正P*モデルは、よい推定結果になっており、中国のデータに当てはまることはいえる。

(2) 構造変化テスト

推定期間中にP*モデルに構造変化があったか否かを確認するために、逐次残差を利用した

図5 CUSUMSQテスト (GDPデフレーターの場合)

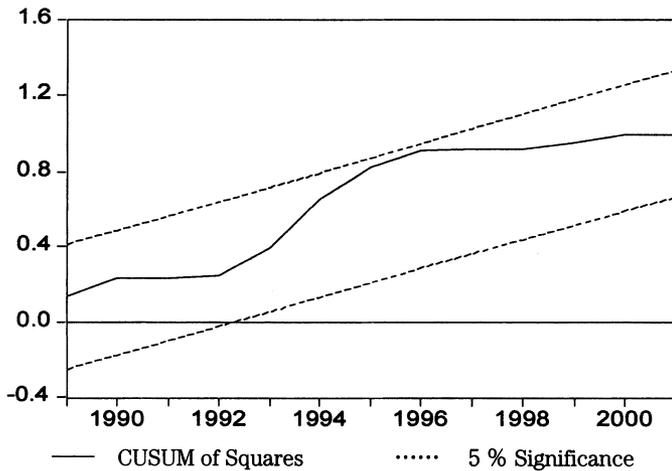
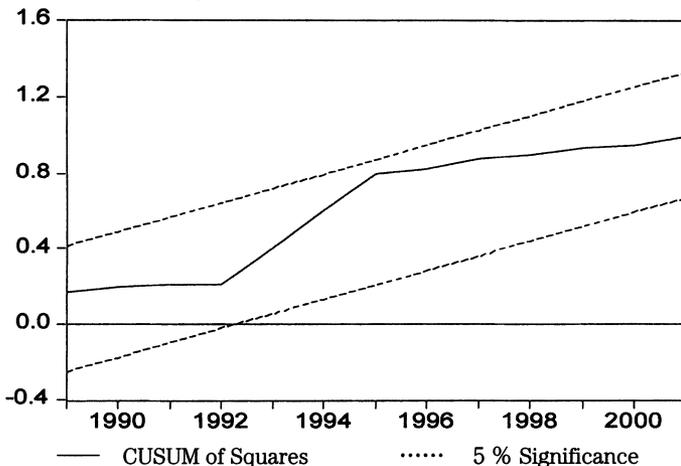


図6 CUSUMSQテスト (小売物価指数の場合)



CUSUMSQテストを用いる。結果は図5、図6のとおりである。破線は5%の信頼水準区間を示している。推定値がこの破線の範囲内であれば係数は安定しており、構造変化は生じていないと判断できる。これらの図より、推定値が信頼区間の範囲を超えていないことから、構造変化はないといえる。

(3) 修正P*モデルによるシミュレーション P*モデルのインプリケーションは、現時点

における経済の不均衡の情報を利用して、物価水準の将来の動きを予測しようとするものである。ここでは、以上の推定結果をもとに外挿シミュレーションを実施する。まず、フルサンプルの場合と同じ推定式により、1978年から1996年までを推定し、それをもとにシミュレーションを実施する。予測期間を1997年から2001年までとする。その結果は図7、図8のとおりである。図7と図8は、95%の予想信頼区間を棒グラフで示し、マル点で示されたインフレ率の現

図7 外挿シミュレーション (GDPデフレーターの場合)

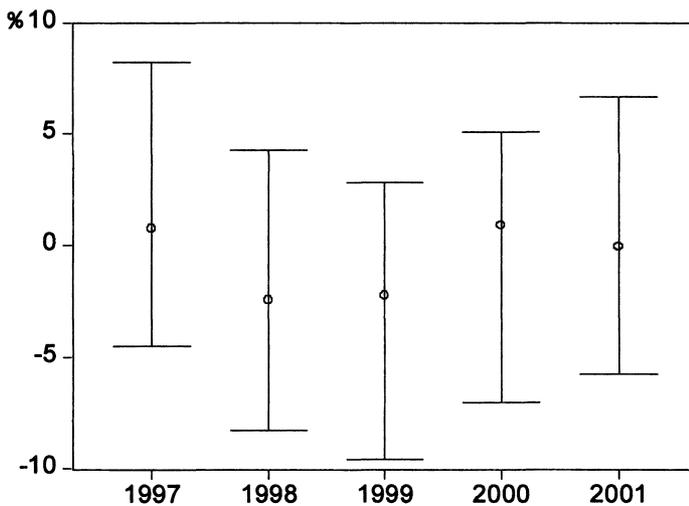
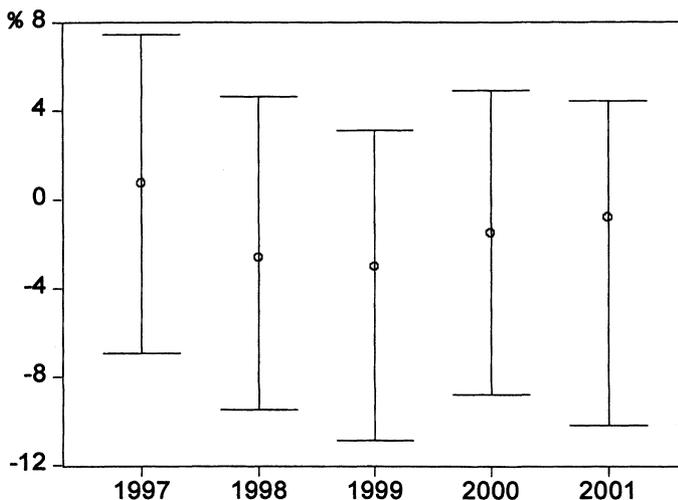


図8 外挿シミュレーション (小売物価指数の場合)



実値がその中に入っているかどうかを見たものである。図を見れば分かるように、インフレ率の現実値は95%の予想信頼区間に入っている。

以上から、誤差修正項を入れた修正P*モデルは、中国の物価を予想するのに有用なモデルであることが分かる。

5. むすび

本論文では、まず、経済改革後の中国の物価変動を概観した後、物価変動の圧力を財市場の需給と貨幣市場の需給の両面から分析するP*モデルについて説明し、時系列データの非定常性の問題を考察し、誤差修正項を入れた修正P*モデルを推定した。推定およびシミュレーションの結果から、物価変動に対する貨幣市場と財市場の影響が分かり、修正P*モデルは、中国の物価変動を説明したり、予測したりするのに有用なモデルであるといえる。

物価水準の変動に対し、貨幣的要因のみならず、実物的要因も有意な影響力を持つという推定結果から、今後の金融政策の運営に関して、重要なインプリケーションが得られる。すなわち、物価安定を目指す金融政策の運営においては、貨幣市場だけでなく、財市場の変動にも目を向け、金融政策を調整することが不可欠である。

なお、貨幣需要関数の推定において金利が有意ではないのは、中国では、金利は規制されており、まだ市場化されていないからである。実際、中国の金利水準は、市場で貨幣の需要と供給の関係によって決められているのではない。今後、金利が金融調整手段として機能するには、金利の自由化が必要である。証券市場の国際化の進展、国債発行量の増加、証券市場の発展に伴う直接金融の比率の上昇などにより、金利の自由化も自然の流れとなっている¹⁸⁾。ただし、金利の自由化を達成するには、法制度の整備、金融機関の不良債権処理、証券市場の改善など

のプロセスを踏まえながら、慎重に段階的に進める必要があると思われる。

おわりに、本論文の分析では年次データを用いており、標本数の少ないことがデメリットの1つである。中国におけるデータの制約の問題もあるが、今後は四半期データなどを用いてデータ数を確保し、本論文で得られた結果の頑健性を示してみたい。

引用文献

【日本語文献】

- 陳力陽 (1997) 「中国の貨幣需要関数とその安定性」『調査と研究』(京都大学経済学会) 第14号。
- 張艶 (2001) 「P*モデルによる中国のインフレーション分析—経済改革後中国における物価変動について」『早稲田大学大学院商学研究科紀要』第53号。
- (2002a) 「中国における物価変動と貨幣および実体経済の関係について」『早稲田大学大学院商学研究科紀要』第55号。
- (2002b) 「経済改革後中国の経済成長」『商経論集』(早稲田大学大学院商学研究科商学会) 第83号。
- (2003a) 「高成長続く中国経済と低物価水準の要因(上)」『世界経済評論』11月号。
- (2003b) 「高成長続く中国経済と低物価水準の要因(下)」『世界経済評論』12月号。
- (2003c) 「構造型VARによる中国の物価変動分析」『早稲田商学』第398号, 12月。
- (2004) 「中国の証券市場の発展とWTO加盟後の展望—株式市場と債券市場を中心に」『ジェトロ中国経済』2月号, 日本貿易振興機構。
- 樊勇明・岡正生 (1998) 『中国の金融改革』東洋経済新報社。
- 肥後雅博・中田(黒田)幸子 (1998) 「経済変数から基調的変動を抽出する時系列的手法について」『金融研究』第17巻第6号, 12月。
- 石原享一 (1989a) 「中国のインフレとマクロ経済管理」(総合研究開発機構編『現代中国経済の課題』筑摩書房, 所収)。
- (1989b) 「中国のインフレーションと経済改革」『アジア経済』第30巻第2号, 2月。
- 木村武・藤田茂 (1999) 「金融不安とマネー, 実体経済, 物価の関係について」Working Paper 99-6, 日本銀行調査統計局。
- 小宮隆太郎 (1989) 『現代中国経済—中日の比較考察』東京大学出版会。
- 松浦克己・コリン・マッケンジー (2001) 『EViewsによる計量経済分析』東洋経済新報社。
- 南亮進・牧野文夫編 (2001) 『中国経済入門—目覚めた巨龍はどこへ行く』日本評論社。
- 蓑谷千風彦 (1999a) 『計量経済学』(第3版) 東洋経済新報社。
- (1999b) 『計量経済学』多賀出版。
- 宮川重義 (1998) 「貨幣需要関数とECM」『京都学

18) 金利の自由化については、張 (2004) を参照。

- 園大学経済学部論集』第7巻第3号, 3月。
 ——・澤田吉孝 (2000) 「日本とアメリカの貨幣需要関数の推定」『京都学園大学経済学部論集』第10巻第2号, 12月。
 南部稔・張元元編 (1995) 『中国のインフレーション』勁草書房。
 日本銀行 (1990) 「物価上昇圧力指標の検討—P* (ピースター) の紹介と分析—」『調査月報』1月号。
 凌星光 (1996) 『中国の経済改革と将来像』日本評論社。
 劉干栄 (1998) 「中国高度成長期のインフレーション」『東瀛求索』(中国社会科学研究会) 第9号。
 関口尚志・朱紹文・植草益編 (1992) 『中国の経済体制改革—その成果と課題』東京大学出版会。
 副島豊 (1994) 「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』第13巻第4号, 12月。
 戴相龍 (桑田良望訳) (1999) 『中国金融読本』中央経済社。
 植田和男 (1992) 「インフレーション」(関口尚志・朱紹文・植草益編『中国の経済体制改革』東京大学出版会, 所収)。
 吉田知生 (1989) 「通貨需要関数の安定性をめぐって—ECM (Error Correction Model) による計測」『金融研究』第8巻第3号, 10月。
- [中国語文献]**
 趙尚梅 (2001) 『利率政策有効性研究』北京, 経済科学出版社。
 中国国家統計局『中国統計年鑑』1990年, 2002年, 北京, 中国統計出版社。
 中国金融学会『中国金融年鑑』1990年, 北京, 中国金融出版社。
 中国人民銀行『中国人民銀行統計季報』各季報。
- [英語文献]**
 Chen, C.H. (1989) “Monetary Aggregates and Macroeconomic Performance in Mainland China,” *Journal of Comparative Economics*, Vol.13 No.2, Jun.
 Chow, G.C. (1987) “Money and Price Level Determination in China,” *Journal of Comparative Economics*, Vol.11 No.3, Sep.
 Coe, D.T. and C. J. McDermott (1997) “Does the Gap Model Work in Asia?” *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol.44, Mar.
 Engle, R. F. and W. J. Granger (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol.55 No.2, Mar.
 Guitian, M. and R. Mundell (1996) *Inflation and Growth in China*, Washington, International Monetary Fund.
 Gujarati, D.N. (1995) “Time Series Econometrics I: Stationarity, Unit Roots, and Cointegration,” in idem, *Basic Econometrics* (3rd ed.), New York, McGraw-Hill.
 Habibullah, M. S. (1999) “The P-Star Model Approach: Linking Divisia Money and Prices in the Asian Countries,” in idem, *Divisia Monetary Aggregates and Economic Activities in Asian Developing Economies*, Aldershot, Ashgate Publishing.
 Hallman, J., R. Porter and D. Small (1989) “M2 per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level,” Board of Governors of the Federal Reserve System, *Staff Study*, No.157, Apr.
 ——, —— and —— (1991) “Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?” *American Economic Review*, Vol.81 No.4, Sep.
 Hoeller, P. and P. Poret (1991) “Is P-Star a Good Indicator of Inflationary Pressure in OECD Countries?” *OECD Economic Studies*, No.17, Autumn.
 IMF (1997) “China Achieves ‘Soft Landing’ Through Sustained Macro Stabilization,” *IMF SURVEY ’97*, July 21.
 Moosa, I. A. (1999) “Some Empirical Evidence on the Cyclical Behaviour of Prices in the Chinese Economy,” *Asian Economic Journal*, Vol.13 No.4, Dec.
 Oppers, S. E. (1997) “Macroeconomic Cycles in China,” *IMF Working Paper*, WP/97/135.
 Pagan, A. (1984) “Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressions,” *International Economic Review*, vol.25 No.1, Feb.
 Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999) “An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” In S. Strøm (ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, Cambridge, Cambridge University Press.
 Tseng, W., H. E. Khor, K. Kochhar, D. Mihaljek and D. Burton (1994) “Economic Reform in China: a New Phase,” *IMF Occasional Papers*, No.11.
- [ちょう えん・早稲田大学大学院商学研究科]

Price Fluctuation after Economic Reform in China

Yan ZHANG [Graduate School of Commerce, Waseda University]

Key Words: Price fluctuation, P* model, Monetary policy

JEL Classification Numbers: C22, E31, E52, O53.

The price fluctuation in China has been very sharp since economic reform and the open-door policy were introduced in 1978. What has caused the price fluctuation in China? Is it based on the factor of the goods market, or is it based on the factor of the money market? In order to maintain price stability in China, what monetary policy will be effective?

In this paper, bearing the above issues in mind, the price fluctuation in China after economic reform was first surveyed. Then the cause of the price fluctuation in China was analyzed, making use of the P* model which analyzes the pressure of the price fluctuation from both sides of the money market and the goods market. Finally, the management of an effective monetary policy in China was considered.

This empirical analysis showed that not only monetary factors but also real factors have a significant influence on the price fluctuation in China. In the management of the monetary policy which should aim at price stability from now on, it is indispensable to turn one's eyes not only to changes in the money market but also to those in the goods market. In addition, since the interest rate is not significant in the estimation of the money demand function, in order for the interest rate to function as a means of monetary adjustment from now on, the liberalization of the interest rate is necessary.