

■ 論文

中国インフレーションの時系列統計分析

岡田 義 昭

目 次

- I はじめに
- II 中国のインフレ動向
- III インフレ発生メカニズム
- IV 金融政策と物価の制御
- V 結び

補論
注
参考文献

▶ 要 旨

本稿において、中国のインフレ問題に対し、一般的な経済理論的枠組みのもと、近年発展の著しい時系列統計学の各種推計法を適用して計量分析を行った。その結果、中国のインフレ動向に関して、その特色が定量的に明らかとなった。さらにまた、金融の“量”に働きかける中国通貨当局の政策手段については、物価へのトランスミッション・メカニズムが有効に機能していることが明確となった。

▶ キーワード

GARCH（一般化自己回帰条件付分散不均一モデル）、GMM（一般化積率法）、VEC（ベクトル誤差修正モデル）、SVAR（構造ベクトル自己回帰モデル）、MCMC（マルコフ連鎖モンテカルロ）法

I はじめに

中国経済は、2008年秋からの米国金融危機発生にともなう世界的な同時不況により、一時的に景気後退を余儀なくされた。これに対し、中国政府当局は4兆元に達する景気刺激策¹⁾や金利・預金準備率の引き下げ²⁾という金融緩和政策を採ったことから、これが功を奏して中国経済はV字型回復を遂げ、成長率を再び加速させた。しかしながら、2011年に至り、景況感に陰りが見え始めた³⁾。実質GDPの前年同期比伸び率が、2011年初めより2012年7-9月期まで2年近くに亘って連続して減少したのだ。その直接的理由としては、欧州財政金融危機や日中間領土問題などの影響で、中国からの対日・対欧輸出の鈍化したことなどが挙げられよう。また、間接的には景気の過熱や不動産バブルによるインフレ昂進への対策としての昨今の景気引き締め策も影響した。

ところで、日本の輸入相手国は2002年にはそれまでの米国から中国にトップの座が取って替わった。日本企業は、従来、製品の国際競争力を高めるためと巨大な国内市場に着目してとの理由で生産拠点を中国に移してきたから、中国で製品を生産し日本に輸入するという新しい貿易体制が構築された⁴⁾。また、輸出相手国のトップも、2008年にはそれまで50年余り続いた米国から同じく中国に替わった。米国の金融危機に端を発した世界景気の落ち込みのなかで中国の相対的な高成長が日本の輸出拡大につながった。したがって、こうした日中間経済の相互依存関係が深まるなか、上述した中国の経済動向を抜きにしてはもはや日本経済は語れない状況に差し掛かっている。

一般に、インフレが昂進すると、“物価の安定”を第一義的使命とする各国の中央銀行は、あらゆる金融政策を駆使してデマンド・プルないしはコスト・プッシュによるインフレ要因の排除を図る。中国の場合、1978年に改革開放政策を採り始めて以降今日まで、1980年、1985年、1988年・89年、1994年、2008年をピークとする5つのインフレ・サイクルを経験し⁵⁾、それとともに自律的な経済活動のみならず物価安定目的で他律的・外生的に働き掛ける中国政府当局の経済政策効果もあって、経済成長率は上下に振れた⁶⁾。したがって、中国経済の物価動向は、中国のマクロ経済それ自体の動きを左右するとともに、日本の対中国輸出入を通じて日本経済にも影響してくる。あるいはまた、中国からの輸入品価格を通じて日本の物価へも少なからず跳ね返ってくる。さらに言えば、GDP統計でみて中国が米国に次ぐ世界の主要大国となった今日、自国を取り巻く経済環境を与件とする「小国経済」から文字通りの「大国経済」としてその動向は世界経済に何らかの影響を及ぼすまでに至った。

翻って中国経済を“診断”する手掛かりに目を転ざると、近年、中国の経済統計データ整備はその利用可能性や信頼性の面から見て急速に進展した⁷⁾。例えば、IMFマニュアルに即したところのIFS掲載の中国各種統計データ(月次、四半期、年次)はその一例である。また、中国国家统计局による「China Statistical Yearbook」の最近の充実振りは目覚ましいものがある。そ

ここで本稿では、日本経済や世界経済と深い関わりの持たれる中国の物価動向に対し、これら時系列データを利用して統計分析を加え、これまでの先行研究における定性分析を定量的に検証する。まず第2章では、1978年に「改革開放政策」を採り始めて以降今日までの中国のインフレ動向を概観し、その特色をGARCHモデル等で検討する。続く第3章では、中国における物価騰貴に関し、その発生メカニズムを①需要サイド、②供給サイド、③金融サイド、の3側面から各種時系列統計的手法を適用して総体的に分析する。第4章ではさらに中国通貨当局の金融政策にどの程度の物価コントロール機能があるかという問題を検証すべく、構造ベクトル自己回帰モデルを用いて計測する。かくして本稿では一般的なマクロ経済理論的枠組みのもと、一連の計量分析を通じ、中国におけるインフレ問題に対して従来の定性分析とは異なる新たな視点からの論点整理を試みる。以上が本稿の狙いと概要である。

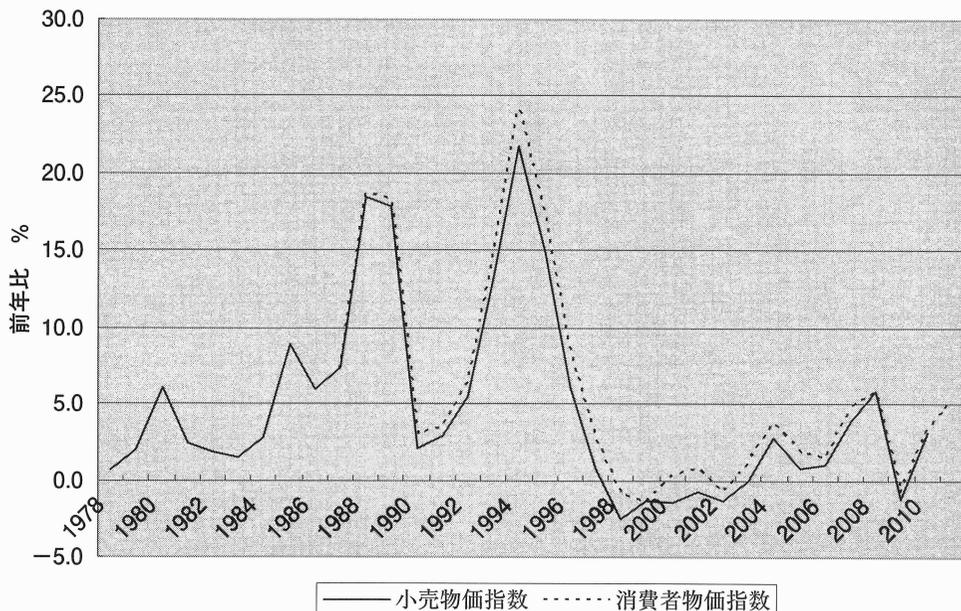
II 中国のインフレ動向

1 インフレ・サイクル

中国では、1978年に「改革開放政策」を採り始めて以降今日まで、第1図のごとく1980年、1985年、1988年・89年、1994年、2008年をピークとする五つのインフレ・サイクルを観察することができる⁸⁾。

こうした循環的インフレ動向において、1980年代・90年代のインフレ昂進は、主として政府による価格統制が緩和・自由化されたことにより、それまで低位に抑えられていた生活必需品

第1図 中国インフレ率



資料 中国国家統計局ならびに IMF IFS (2012)

を中心とする価格が高騰したこと、ならびに政策の権限が中央政府から地方政府、企業に委譲される過程で、地方政府や国有企業間で設備投資拡大・賃金引上げ競争が激化した結果、総需要が膨張したことなどをもってその要因として指摘することができる⁹⁾。

ただし1994年のピークを過ぎると、中国物価水準は安定した動きとなった。とりわけ1998～99年ならびに2002年はデフレとなった。その原因としては、1996年以降、国有企業や国有銀行の改革が本格化し、市場経済化が進展したことにより、価格メカニズムによる財サービスの需給調整が弾力的となって、過度の需要拡大が回避されるようになったこと、加えて、国有銀行の不良債権対策に端を発した貸し渋りが多くの企業倒産をもたらした、価格引下げにつながったこと、ならびに経済全体の生産性上昇や効率化の促進により供給力が相対的に高まったこと、さらには原油など原材料の価格低下と関税率引き下げなどが影響したことなどをあげることができる¹⁰⁾。

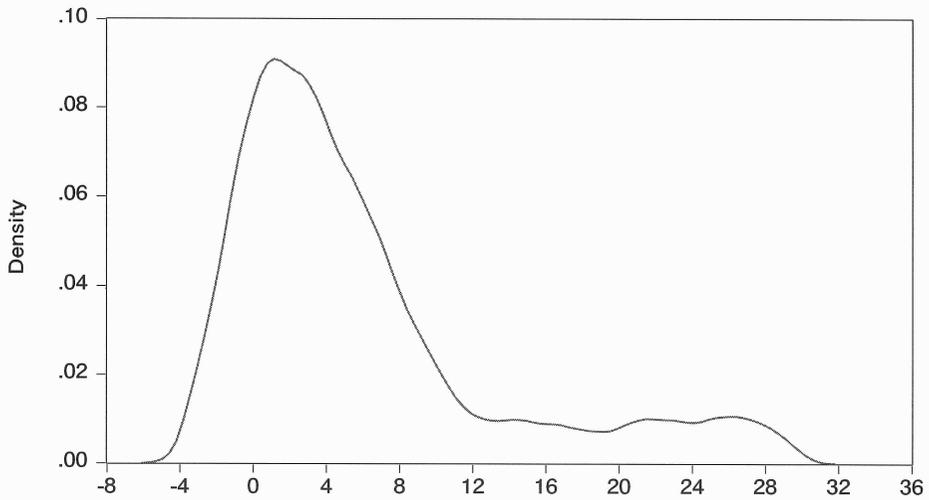
しかしながら2000年代も半ばになると、ふたたびインフレ傾向が再燃した。とりわけ2007年には5%、2008年には6%という高い数値を記録した（いずれもCPI前年比）。2008年におけるピークの主因はおおよそ以下のごとくである。中国通貨当局は、2005年7月にそれまでの米ドル・ペッグ制から通貨バスケット管理相場制に移行した。しかしながら、人民元レート決定をある程度市場の需給状況に委ねるとはいうものの、①国際収支が循環的には変動するとしても趨勢的には均衡しているか、②外貨準備/貿易額の比率が趨勢的に見て安定して推移しているか、の2点から人民元レートの割安・割高評価を“傍証”すると、人民元レートは、いぜんとして国際収支の自動調整機能により本来あるべき水準より割安に誘導されていたと見ることができる。すなわち、中国人民銀行は人民元高を抑制すべく、外国為替市場に介入して大量の人民元売り・米ドル買いを行ない、その結果、急速に増大しつつある外貨準備＝人民元の国内流通量を、保有国債の売却や人民銀行債の発行などの売りオペによって吸収することができず、そうした中央銀行による不胎化政策の不徹底さによりインフレ昂進の一因となったと考えられる¹¹⁾。その他の要因としては、さらに不動産バブルが指摘できる。すなわち、地方政府の不動産開発に対するインセンティブが強いことや海外からの資本規制を潜り抜けての資金流入（i.e. 熱銭）も加わって、都市部を中心とした不動産市場は過熱し、こうした不動産価格の高騰が一般的なインフレをさらに昂進させた¹²⁾。

2 循環的インフレの分散変動

中国消費者物価上昇率の時系列データ（1987年1月～2012年5月）に関し、柱状グラフを滑らかな曲線グラフに置き換えたカーネル密度とその分布特性によって示すと、第2図のごとくである。

ところで、こうした循環的物価変動の分散は、時間の経過とともに変動することが一般に観察される。とりわけ第3図で示されるごとく、大きな物価変動のあとは大きな変動が続き、小

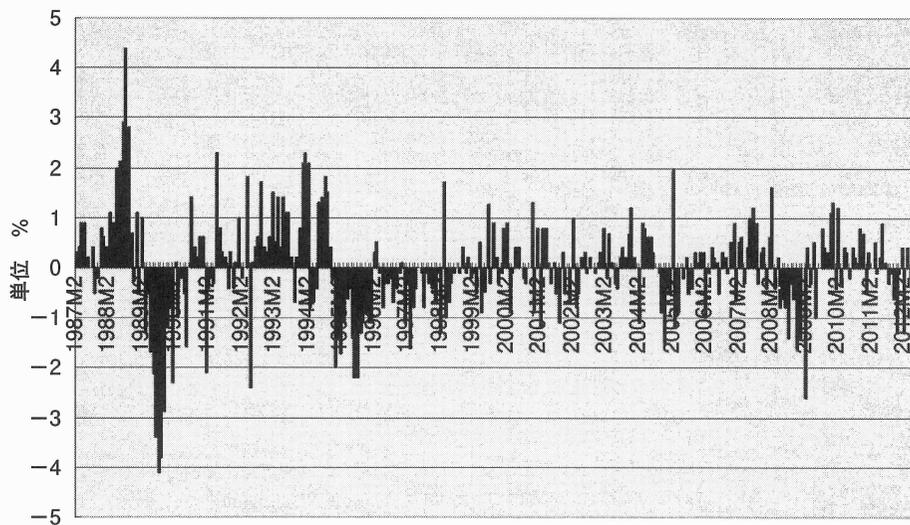
第2図 中国消費者物価上昇率（月次）カーネル密度
CPI



Sample	87M01 12M05
Observations	305
Mean	5.950328
Median	3.600000
Maximum	28.40000
Minimum	-2.680000
Std. Dev.	7.408748
Skewness	1.518591
Kurtosis	4.542843

資料 IMF *IFS* (2012) より計算

第3図 中国消費者物価上昇率（前年同月比・1階階差）



資料 IMF *IFS* (2012)

小さな物価変動ないしは安定的な物価のあとは小さな安定した物価変動が続く。すなわち、「volatility clustering 現象」と称されるものである。また、同じ規模の分散変動であっても、価格高騰という正のインフレ・ショックは物価下落という負のショックより将来の物価変動により大きな影響を及ぼすことも時としてあり得る。したがって、これら物価変動の時系列を分析するために、ここで Bollerslev(1986) や Taylor(1986) によって提唱された GARCH ならびに分散式に非対称性を導入した Exponential GARCH (Nelson(1991)) や Threshold GARCH (Glosten et al.(1993), Zakoian (1994)) によって、その動きを把握してみよう。

今 p を消費者物価指数とし、 $\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-12}}$ を t 期 ($t=1,2,\dots,T$) の消費者物価上昇率 (前年同

月比) とすれば、GARCH (1,1) モデルは

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + u_t$$

$$\text{ただし, } u_t = v_t\sqrt{h_t}, \quad v_t \sim N(0,1), \quad h_t = \beta_0 + \beta_1u_{t-1}^2 + \beta_2h_{t-1}$$

と定式化できる。また、EGARCH モデルは、

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + u_t$$

$$\text{ただし, } u_t = v_t\sqrt{h_t}, \quad v_t \sim N(0,1), \quad \ln h_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln h_{t-1} + \gamma_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_3 \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

で表せる。ここで非対称性の効果は、 $\gamma_2 \neq 0$ で検定できる。すなわち、 $\gamma_2 = 0$ であれば効果は対称的であり、 $\gamma_2 > 0$ であれば、正のインフレ・ショックは負のインフレ・ショックより将来の変動により大きな影響を及ぼすことになる。さらに TGARCH モデルは、

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + u_t$$

$$\text{ただし, } u_t = v_t\sqrt{h_t}, \quad v_t \sim N(0,1),$$

$$h_t = \delta_0 + \delta_1u_{t-1}^2 + \delta_2h_{t-1} + \delta_3u_{t-1}^2I_{t-1}, \quad I_t = 1, \text{ if } u_{t-1} < 0 \\ = 0, \text{ otherwise}$$

で示せる。非対称性の効果は EGARCH と同様にして、 $\delta_3 \neq 0$ で検定できる。

ところで、中国消費者物価上昇率 (前年同月比, 1987年1月~2012年5月) の1階階差変数 $\Delta\pi_t$ は、拡張的 Dickey = Fuller 検定においてもあるいは標本自己相関を考慮した Phillips = Perron 検定においてもいずれの場合でも 1% の有意水準で定常時系列変数であることが第1表から見てとれる。つぎに、この変数の自己回帰式 (AR(1)) $\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + u_t$ における誤差項に不均一分散検定 (White test) を施すと、第2表で示されるごとく、分散が時間を通じて均一であるという帰無仮説を自由度2の χ^2 統計量によって 1% の有意水準で棄却できる。かくして、ここに誤差項の分散不均一性が確認されたことから、定常時系列変数 $\Delta\pi_t$ に GARCH,

EGARCH, TGARCH をそれぞれ適用すると、第3表のような結果を得る。

GARCH モデルの推計値では、ARCH 効果 ($\text{RESID}(-1)^2$) と GARCH 効果 ($\text{GARCH}(-1)$) の係数は、 z 統計量¹³⁾ の p 値からいずれも 1%水準で有意である。また、今期のインフレ率変化は前期の変化のおよそ 3~4 割程度の自己回帰的影響を受けていることが分かる。さらに、定数項に関しゼロであるという帰無仮説は 10%有意水準でも棄却し得ないことから、中国経済にインフレ傾向が構造的にビルト・インされているとは必ずしも言えない。

第1表 ADF・PP 単位根検定

Null Hypothesis: DCPI has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 15)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.688022	0
Test critical values: 1% level	-3.451847	
5% level	-2.870899	
10% level	-2.571828	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: DCPI has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.02585	0
Test critical values: 1% level	-3.451775	
5% level	-2.870868	
10% level	-2.571811	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

第2表 不均一分散検定

Heteroskedasticity Test: White				
Obs*R-squared	27.66609	Prob. Chi-Square(2)	:	0

第3-a表 GARCH

Dependent Variable: DCPI Sample (adjusted): 1987M03 2012M05 Included observations: 303 after adjustments GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.013192	0.042504	0.310379	0.7563
DCPI(-1)	0.364952	0.062722	5.818545	0
Variance Equation				
C	0.177224	0.068225	2.597646	0.0094
RESID(-1)^2	0.263473	0.072863	3.616034	0.0003
GARCH(-1)	0.518046	0.108402	4.778948	0

第3-b表 EGARCH

Dependent Variable: DCPI				
Sample (adjusted): 1987M03 2012M05				
Included observations: 303 after adjustments				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.010853	0.042908	0.252936	0.8003
DCPI(-1)	0.421047	0.059804	7.040418	0
Variance Equation				
C(3)	-0.518793	0.095866	-5.411646	0
C(4)	0.505297	0.106535	4.742989	0
C(5)	0.025346	0.071425	0.354863	0.7227
C(6)	0.63555	0.1351	4.704299	0

第3-c表 TGARCH

Dependent Variable: DCPI				
Sample (adjusted): 1987M03 2012M05				
Included observations: 303 after adjustments				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(6)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.004644	0.041266	-0.112529	0.9104
DCPI(-1)	0.406517	0.052964	7.675406	0
Variance Equation				
C	0.565724	0.071442	7.918696	0
RESID(-1)^2	0.551207	0.192009	2.870738	0.0041
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.296199	0.207698	-1.426102	0.1538
GARCH(-1)	-0.15251	0.063236	-2.411742	0.0159

第3-d表 GARCH-M

Dependent Variable: DCPI				
Sample (adjusted): 1987M03 2012M05				
Included observations: 303 after adjustments				
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.102762	0.157908	-0.650771	0.5152
C	0.080552	0.104167	0.773292	0.4393
DCPI(-1)	0.348388	0.06304	5.526445	0
Variance Equation				
C	0.155658	0.06245	2.492499	0.0127
RESID(-1)^2	0.250891	0.068976	3.637383	0.0003
GARCH(-1)	0.558203	0.101282	5.511391	0

さらに EGARCH モデルならびに TGARCH モデルの推計値では、前者の係数 C(5) ならびに後者の $\text{RESID}(-1)^2 * (\text{RESID}(-1) < 0)$ の係数のいずれもが z 統計量の p 値より統計的に有意でない。したがって、このことから正のインフレ・ショックならびに負のインフレ・ショックが共に物価変動に与える影響は対称的であり、すなわち、同じ規模の分散変動であれば、価格が高騰してもあるいは物価が下落しても共に将来の物価変動に及ぼす影響は同程度であることが示される。

最後に、 $\Delta\pi_t$ に GARCH-M モデル¹⁴⁾ を適用して推計してみると、第 3 - d 表で示されるごとく、GARCH の係数が統計的に有意でない。一般に、物価が安定している期に比べ物価変動のボラティリティが高まると、将来の価格高騰を見越した消費者の買いだめ・買い急ぎを招来してインフレ昂進につながることが多い。しかしながら、中国の場合、月次データで見ると、たとえそうした物価変動のボラティリティが高まっても趨勢的な物価の動きにはなんら影響を及ぼすことはないことが見てとれる。

Ⅲ インフレ発生メカニズム

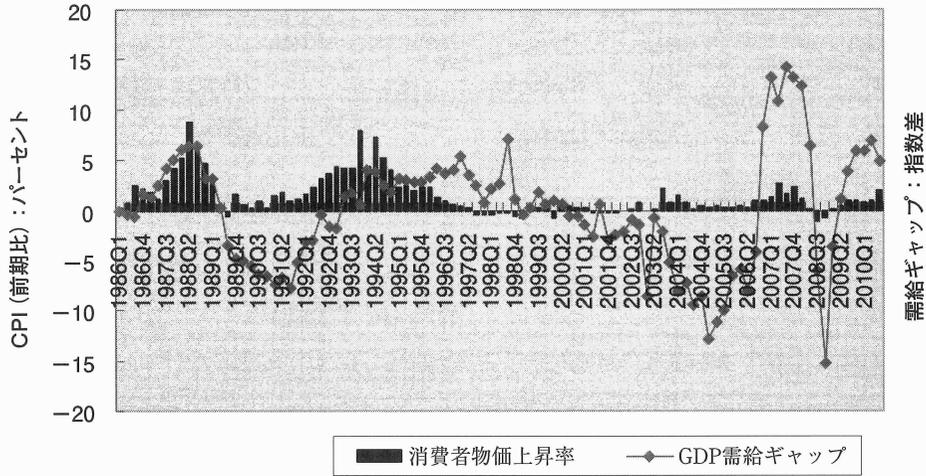
本章において、前述した中国におけるインフレ動向に関し、その発生メカニズムを①需要サイド、②供給サイド、③金融サイドの 3 側面から分析してみる。

1 需給ギャップ—需要サイド

物価上昇を決定する最も基本的な要因は、経済全体の需給ギャップであろう。一般に「フィリップス曲線」で示されるごとく、需要が生産能力を上回り需給が逼迫すると物価は上昇する。逆に需要が生産能力を下回り需給が緩やかになると、物価は安定する。ところで、需給ギャップを計測するには、①マクロ生産関数を用いて潜在 GDP を求め、現実 GDP のそこからの乖離をもって計る方法や、②現実 GDP の趨勢的な変動を抽出し、そこからの乖離をもって推計する方法などがある。本稿では、マクロ生産関数を推計するに足るだけの統計データのアベイラビリティの点から②の方法を採用する。

まず、四半期ベースの実質 GDP に対して Hodrick-Prescott Filter を用いて趨勢値を求め、そこからの乖離をもって需給ギャップの代理変数 *gapd* とする。消費者物価上昇率（前期比）とこの需給ギャップをグラフにすると第 4 図のごとくである。つぎに、この *gapd* のレベル変数ならびに消費者物価指数 *cpi* の 1 階の階差変数に対して拡張的 Dickey = Fuller (ADF) 単位根検定を施すと第 4 表のごとくであり、1%ないしは 5%の有意水準で定常時系列変数であることが確認される。すなわち、*cpi* は $I(1)$ であり、*gapd* は $I(0)$ である。したがってこの 2 変数の回帰式を OLS 計算すると、第 5 表のような結果が得られる。*gapd* の係数の最小二乗推計値が有意に正であることから、中国経済において、需給がタイトになるとインフレの昂進することが見て取れる。

第4図 中国インフレ率と GDP 需給ギャップ



資料 CPI:IMF *IFS* (2012) & GDP 需給ギャップ計算

第4表 ADF 単位根検定

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.147222	0.0264
Test critical values: 1% level	-3.498439	
5% level	-2.891234	
10% level	-2.582678	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: GAPD has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.605499	0.0073
Test critical values: 1% level	-3.498439	
5% level	-2.891234	
10% level	-2.582678	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

第5表 インフレと需給ギャップ

Dependent Variable: D(CPI) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1986Q2 2010Q4 Included observations: 99 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.957727	0.35648	8.297037	0
GAPD	0.270498	0.062946	4.297329	0
R-squared	0.159933	Mean dependent var		2.957723
Adjusted R-squared	0.151273	S.D. dependent var		3.850069
S.E. of regression	3.54693	Akaike info criterion		5.390037
Sum squared resid	1220.329	Schwarz criterion		5.442464
Log likelihood	-264.8068	Hannan-Quinn criter.		5.411249
F-statistic	18.46704	Durbin-Watson stat		0.471002
Prob(F-statistic)	0.000041			

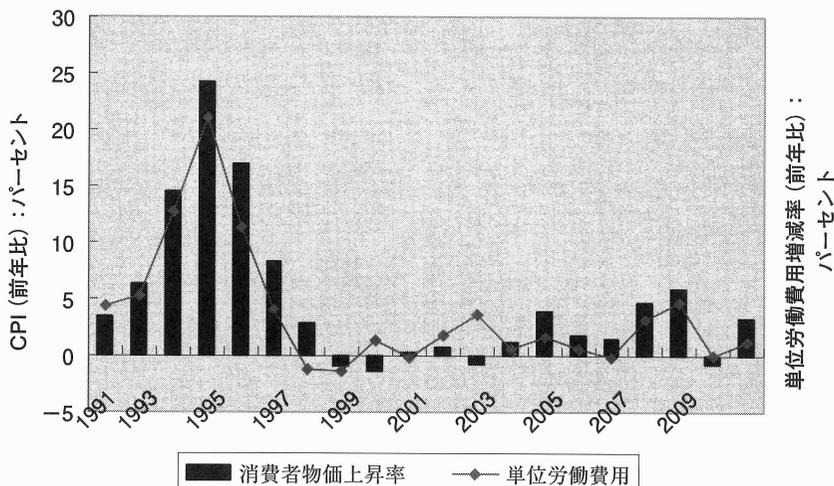
2 単位労働費用—供給サイド

単位労働費用 ulc とは、実質 GDP 1 単位当たりの賃金支払い総額である。賃金は企業の総費用の主要な部分を占めるため、名目賃金の上昇はコスト面からインフレ要因となるなど、賃金の動向は物価に大きな影響を及ぼす（第5図参照）。

ところで、単位労働費用 ulc は、 y を実質 GDP、 w を名目賃金率、 L を労働投入量とすれば、 $ulc = \frac{wL}{y}$ で表せるから、この式の両辺の対数をとれば、 $\ln(ulc) = \ln(w) - \ln\left(\frac{y}{L}\right)$ となる。

ここで右辺第2項は労働生産性を示す変数である。したがって、労働生産性が高まっている場合は、たとえ賃金が増加しても単位労働費用の上昇を吸収する余地があり、物価を抑制する方

第5図 中国インフレ率と単位労働費用



資料: CPI:IMF IFS (2012) & 単位労働費用計算

向に働く。実際、中国の国有企業において、1990年代半ばには賃金総額の伸び率を税引き後利益の伸び率以内に抑えること、ならびに一人当たり実質賃金の伸び率を労働生産性の上昇率以内に収めること、の二つの規制が導入されていた¹⁵⁾。

いま、消費者物価指数 *cpi*、名目賃金指数 *wage* ならびに労働生産性指数 *prod* の年次データに対し、ADF 単位根検定ならびに標本自己相関を考慮した Phillips-Perron 単位根検定を施すと、第6表のごとく、いずれの検定でもレベル変数は10%の有意水準で「 H_0 ：単位根を持つ」という帰無仮説を棄却できない。さらにこれら3変数に関して1階の階差を取ると、いずれの単位根検定でも定常時系列変数となることが分かる。すなわち、 $I(1)$ である。したがって、この3変数のレベル変数に Johansen 共和分検定を施すと、トレース検定によっても最大固有値検定によっても「 H_0 ：共和分の関係は存在しない」という帰無仮説は1%の有意水準で棄却され、これより少なくとも次のような1個の共和分関係の存在することが導かれる（第7表参照）。

$$cpi - 0.730694 * wage + 0.616340 * prod = 0$$

(0.12572) (0.17566)

(standard error in parentheses)

このことから、賃金が上昇すると物価も上昇し、他方、労働生産性が高まると物価は下落することが分かる。ただし、これら年次データは21標本期間と標本数が少ないため、精度の高い共和分推計値を常に期待することは難しい。すなわち、小標本データから得られた上述パラメータ値が尤度関数を必ずしも最大化しているとは限らない可能性も十分あり得る。そこで、マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法によるベイズ推定によって最尤推定量を求め、上述した共和分方程式と同一のフォーミュラを補足的に推計すると、第8表のような結果を得る¹⁶⁾。第8表は、ギブス・サンプラー・アルゴリズムにより、最初の1,000個を初期値に依存する稼働検査 (burn-in) 期間として捨て、その後の10,000個の標本を事後分布からの標本と考えて、事後分布の平均、標準偏差、標準誤差、95%信頼区間のそれぞれを表示している¹⁷⁾。さらに第6図は、ギブス・サンプラーで得られた各パラメータならびに分散に関する標本経路（左部分）と事後確率密度関数（右部分）を表示している。いずれの標本経路も安定した動きで十分に状態空間全体を行き来していると思なされ得ることから不変分布に収束していると判定され、かつ各推計

第6表 ADF・PP 単位根検定

Null Hypothesis: CPI has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.785677	0.8744
Test critical values: 1% level	-2.692358	
5% level	-1.960171	
10% level	-1.607051	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: WAGE has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag = 4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.209041	0.6465
Test critical values: 1% level	-3.857386	
5% level	-3.040391	
10% level	-2.660551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PRO has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.493104	0.8724
Test critical values: 1% level	-3.831511	
5% level	-3.02997	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: CPI has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.467724	0.1376
Test critical values: 1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: WAGE has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.727894	0.4029
Test critical values: 1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PRO has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.072564	0.94
Test critical values: 1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

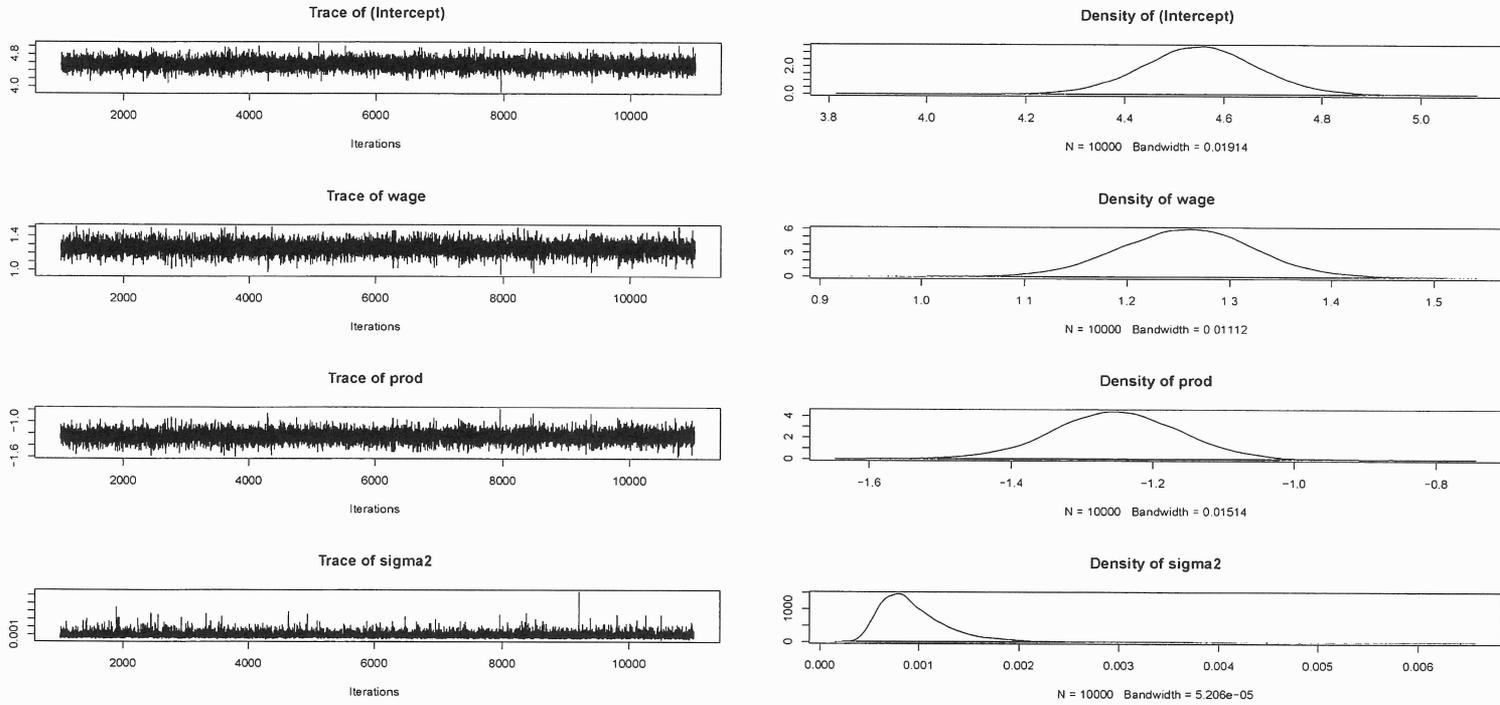
第7表 Johansen 共和分検定

Sample (adjusted): 1992 2010 Included observations: 19 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: CPI WAGE PRO Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.730117	39.37124	29.79707	0.0029
At most 1	0.442345	14.48565	15.49471	0.0705
At most 2	0.163382	3.38937	3.841466	0.0656
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.730117	24.8856	21.13162	0.0141
At most 1	0.442345	11.09627	14.2646	0.1494
At most 2	0.163382	3.38937	3.841466	0.0656
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 161.2889 Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
	CPI	WAGE	PROD	
	1	-0.730694 (0.12572)	0.616340 (0.17566)	

第8表 MCMC 推計結果
(Posterior Distributions of the Parameters)

Variable	Mean	SD	SE	95% Interval
Intercept	4.5528168	0.1189441	0.001368	[4.3209350 4.790523]
Wage	1.2583038	0.0674483	0.000761	[1.1258067 1.391341]
Prod	-1.2511909	0.0917014	0.001048	[-1.4328147 -1.069514]

第6図 MCMC 標本経路と事後確率密度関数

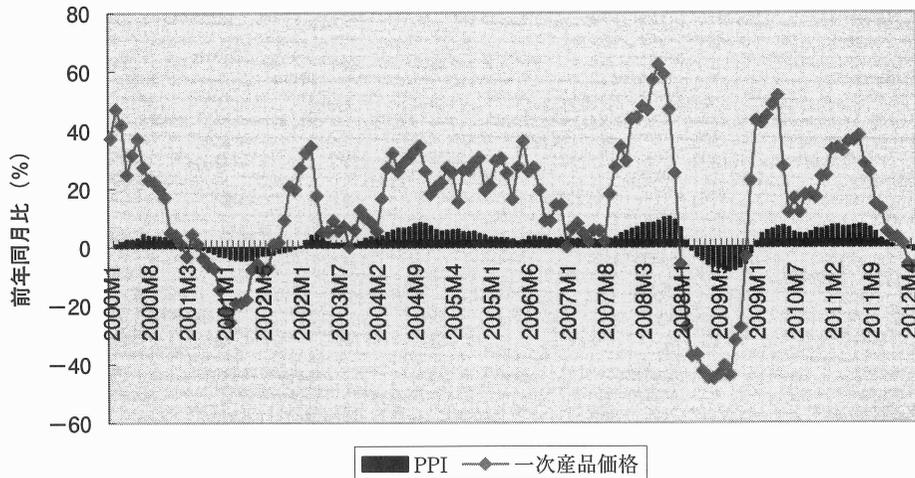


値が事後確率密度関数の中央近辺に来ていることも分かる。かくして、MCMC法に基づく推定によってしても、賃金が増加すると物価には上昇圧力として働き、他方、労働生産性が上昇すると物価には下落圧力として働くことが示される。

3 素原材料・エネルギー価格—供給サイド

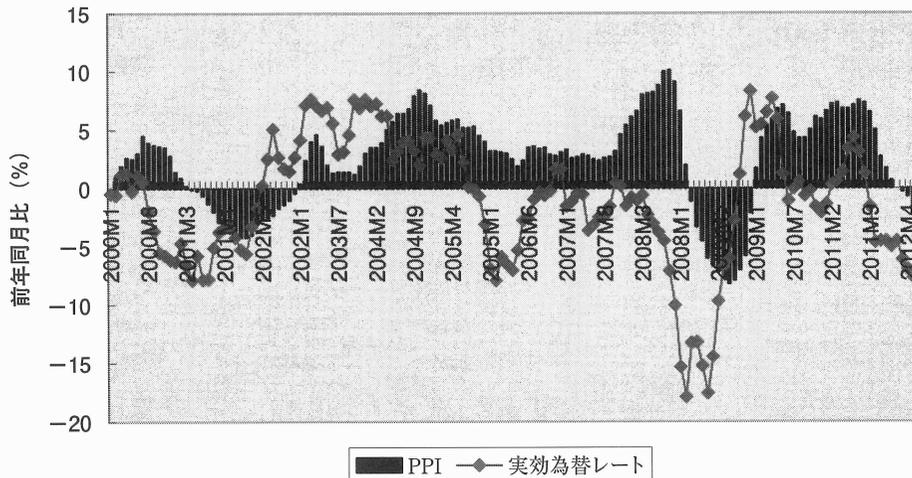
つぎに、生産に要する素原材料やエネルギー価格と消費者物価との関連を見てみよう。一般に、それら川上の素原材料価格や中間財投入価格が増加すると、川下の価格、すなわち消費段階の価格にもコストアップとなって跳ね返ってくる。それゆえ、こうした物価の連鎖を検証す

第7図 中国生産者物価と一次産品価格



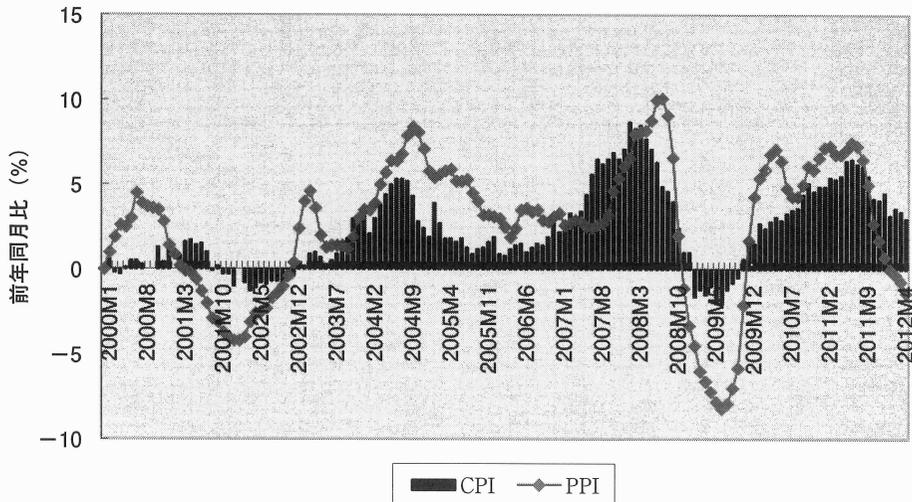
資料 IMF IFS (2012)

第8図 中国生産者物価と為替レート



資料 IMF IFS (2012)

第9図 中国消費者物価と生産者物価



資料 IMF IFS (2012)

るために、まず川上の価格として、一次産品世界価格¹⁸⁾の前年同月比 $comp$ ならびに生産者物価前年同月比 ppi を採り、川下の価格に同じく消費者物価前年同月比 cpi を採る。さらに為替レートとして名目実効為替レートの前年同月比 exr を採用する (第7図～第9図参照)。

そこでこれら4変数に関し、利用可能な2000年1月～2012年6月の月次データ¹⁹⁾ に対してそれぞれ ADF 単位根検定を施すと、 $comp$ ならびに ppi は $I(0)$ であり、 exr ならびに cpi は $I(1)$ であることが第9表より確認される。そこでこの exr と cpi のレベル変数に Johansen 共和分検定を施すと、トレース検定によっても最大固有値検定によっても5%の有意水準で1個の共和分関係の存在することが確認される (第10表参照)。したがって、レベル変数の $comp$ ならびに ppi と階差変数の Δexr ならびに Δcpi に対し、さらに共和分関係によって規定される exr と cpi の長期均衡関係を取り込んだところのベクトル誤差修正モデル (VECM) を推計する²⁰⁾。ただしラグに関してはラグ基準に照らして1次とする。これら VECM 推計値に対して「逐次的制約」としてのコレスキー順序を $(comp, \Delta exr, ppi, \Delta cpi)$ と仮定してコレスキー分解を施せば²¹⁾、構造 VAR は“適度に”識別が可能となる。こうして求められた構造 VAR を基に、一次産品価格、為替レートならびに生産者物価の各ショックを1標準偏差だけプラスで与えたときのそれぞれの生産者物価と消費者物価の12期までの単純インパルス応答を求めると、第10図のように示すことができる。かくして中国経済の場合、石炭・石油や金属その他の一次産品価格が上昇すると国内生産者物価もそれに伴って上昇し、さらに一定の波及経路を経て川下の消費者物価にも影響を及ぼすことが分かる。加えて、人民元の名目実効為替レートが増価すると生産者物価は大きく低下することが見て取れるから、中国では為替レートの生産者物価に対する「パススルー効果」は高いことが分かる²²⁾。

第9表 ADF 单位根検定

Null Hypothesis: COMP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.620213	0.0064
Test critical values: 1% level	-3.474567	
5% level	-2.880853	
10% level	-2.577147	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(EXR) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag = 13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.684343	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.478911	
5% level	-2.882748	
10% level	-2.578158	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PPI has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.177625	0.001
Test critical values: 1% level	-3.475184	
5% level	-2.881123	
10% level	-2.577291	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag = 13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.1135	0
Test critical values: 1% level	-3.478911	
5% level	-2.882748	
10% level	-2.578158	

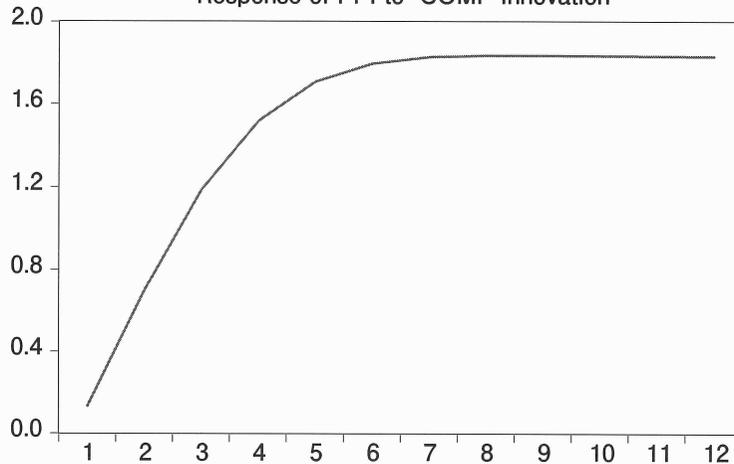
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

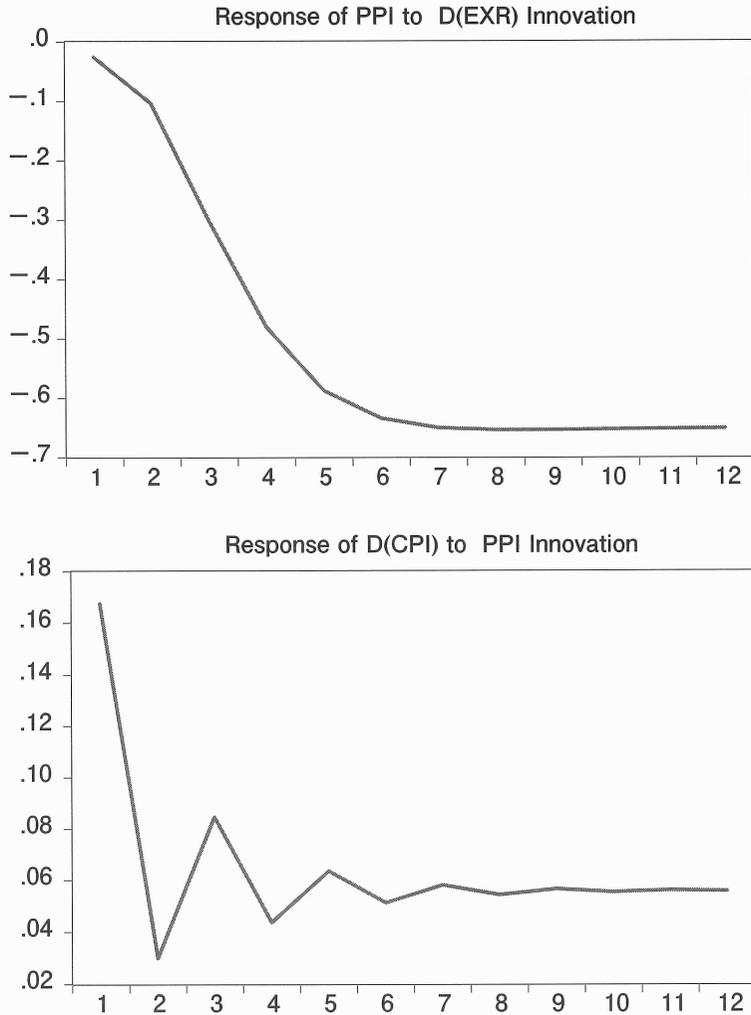
第10表 Johansen 共和分検定

Sample (adjusted): 2000M06 2012M05 Included observations: 144 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: CPI EXR Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.129631	27.45335	20.26184	0.0043
At most 1	0.050491	7.460673	9.164546	0.1041
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.129631	19.99268	15.8921	0.0107
At most 1	0.050491	7.460673	9.164546	0.1041
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood - 404.9856 Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
	CPI	EXR	C	
	1	-0.943626 (0.24592)	-0.94902 (1.05533)	

第10図 単純インパルス応答

Response of PPI to COMP Innovation

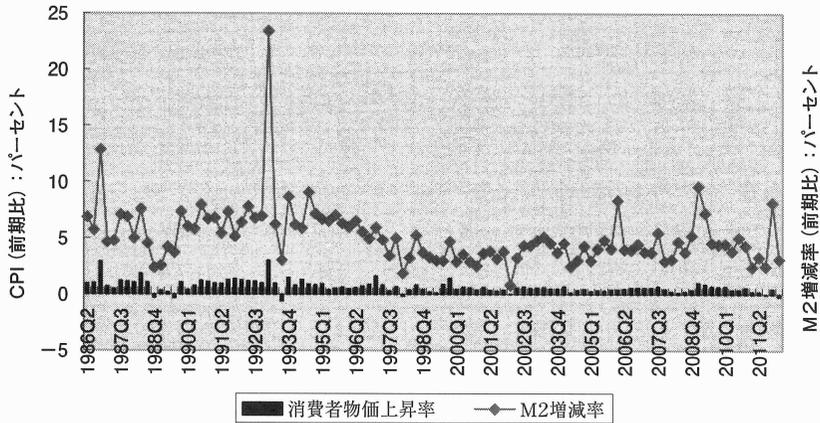




4 金利，銀行貸出，マネーサプライ—金融サイド

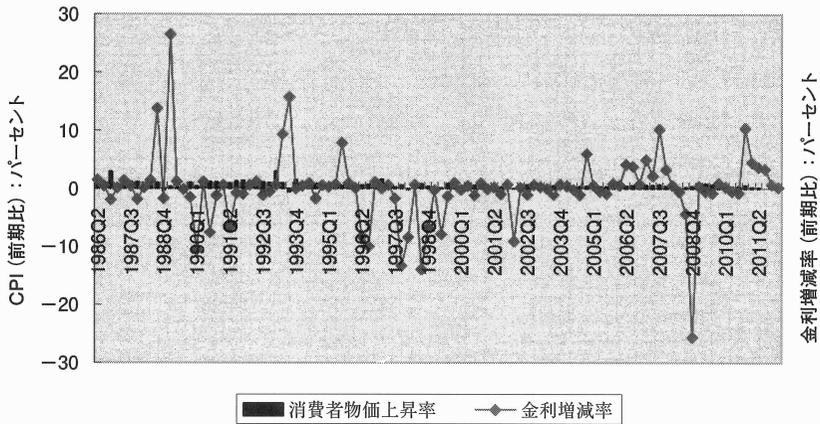
消費者物価は，金利，銀行貸出額，マネーサプライなど，主要金融要因とも密接に関わってくる。例えば，金利が引き下げられたり，あるいは銀行貸出額やマネーサプライが増加したりすれば，金利経路や銀行貸出経路・マネーサプライ経路など通常のトランスミッション・メカニズムが機能する限りにおいて，人々の手元流動性は潤沢となって購買意欲が増す。あるいは設備投資・住宅建設投資の増大にもつながる。その結果，総需要は拡大し，財サービス市場では“見えざる手”の需給調整機能が働いて価格は上昇する（第11図～第13図参照）。

第11図 中国インフレ率とマネーサプライ



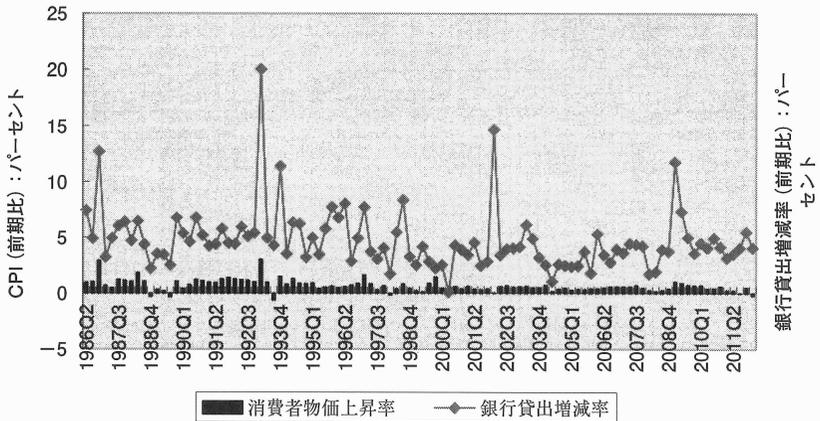
資料 IMF *IFS* (2012)

第12図 中国インフレ率と金利



資料 IMF *IFS* (2012)

第13図 中国インフレ率と銀行貸出



資料 IMF *IFS* (2012)

そこで、本節では、消費者物価 $lcpi$ に加え、銀行貸出金利 $rate$ 、銀行貸出額 $lend$ 、マネーサプライ (M2ベース) $m2$ の各四半期データ (季節調整済み) を採択する。そしてそれぞれの対数値に対して ADF 単位根検定を施すと、1%ないしは5%の有意水準でそれぞれ $I(1)$ となる (第11表参照)。そこで、消費者物価 $lcpi$ の階差変数に対して $rate$ 、 $lend$ 、 $m2$ の階差変数でそれぞれ説明させると、第12表のような OLS 推計結果を得る。これより銀行貸出額やマネーサプライが増加すると消費者物価は上昇することが見て取れる。さらに $lcpi$ に対して $rate$ 、 $lend$ 、 $m2$ との Granger 因果性検定を行うと、第13表のごとく、銀行貸出額 $lend$ 、マネーサプライ $m2$ は消費者物価 $lcpi$ に対して1%の有意水準で因果関係にあると考えられる。すなわち、銀行貸出額、マネーサプライの増減が先行して消費者物価の動きを決定すると見ることができる。ただし銀行貸出金利 $rate$ に関しては消費者物価に対して10%の有意水準でも因果関係にあるとは言えず、両者はともに同時的に決定されると見て取れる。さらに第12表の回帰式推計結果を見ても、金利が物価を決定するとも解釈し得るしあるいは逆に物価が金利を決定するとも解釈し得る結果となっている。このケースで金利変数 $rate$ の係数の OLS 推計値が有意に正となっているのは、Sims (1992) が指摘したごとく、当該推計モデルに商品価格指数や為替レートなど将来の物価動向の先行指標が考慮されていないことによると考えられる。すなわち、金利の上昇は、外生的な金利変化だけでなくインフレ予想の高まりに内生的に反応した金利上昇分も含まれていると解されるのである。

第11表 ADF 単位根検定

Null Hypothesis: D(LCPI) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.023023	0.0418
Test critical values: 1% level	-2.587831	
5% level	-1.944006	
10% level	-1.614656	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(RATE) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.171531	0
Test critical values: 1% level	-3.494378	
5% level	-2.889474	
10% level	-2.581741	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LEND) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.04942	0
Test critical values: 1% level	-3.494378	
5% level	-2.889474	
10% level	-2.581741	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(M2) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.637534	0.0066
Test critical values: 1% level	-3.495677	
5% level	-2.890037	
10% level	-2.582041	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

第12表 OLS 推計結果

Dependent Variable: D(LCPI) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1986Q3 2012Q1 Included observations: 103 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEND(-1))	0.280848	0.033155	8.470669	0
R-squared	0.074901	Mean dependent var		0.013836
Adjusted R-squared	0.074901	S.D. dependent var		0.018322
S.E. of regression	0.017623	Akaike info criterion		-5.229608
Sum squared resid	0.031677	Schwarz criterion		-5.204028
Log likelihood	270.3248	Hannan-Quinn criter.		-5.219248
Durbin-Watson stat	0.482664			

Dependent Variable: D(LCPI) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1986Q3 2012Q1 Included observations: 103 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M2(-1))	0.278731	0.029998	9.291767	0
R-squared	0.14654	Mean dependent var		0.013836
Adjusted R-squared	0.14654	S.D. dependent var		0.018322
S.E. of regression	0.016927	Akaike info criterion		-5.310211
Sum squared resid	0.029224	Schwarz criterion		-5.284631
Log likelihood	274.4758	Hannan-Quinn criter.		-5.29985
Durbin-Watson stat	0.472882			

Dependent Variable: D(LCPI) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1986Q2 2012Q1 Included observations: 104 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013937	0.00166	8.397855	0
D(RATE)	0.121647	0.028622	4.250068	0
R-squared	0.150447	Mean dependent var		0.013731
Adjusted R-squared	0.142118	S.D. dependent var		0.018265
S.E. of regression	0.016917	Akaike info criterion		-5.30194
Sum squared resid	0.029191	Schwarz criterion		-5.251087
Log likelihood	277.7009	Hannan-Quinn criter.		-5.281338
F-statistic	18.06308	Durbin-Watson stat		0.56778
Prob(F-statistic)	0.000047			

Dependent Variable: D(RATE) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1986Q2 2012Q1 Included observations: 104 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.018676	0.006629	-2.817338	0.0058
D(LCPI)	1.236748	0.290995	4.250068	0
R-squared	0.150447	Mean dependent var		-0.001694
Adjusted R-squared	0.142118	S.D. dependent var		0.058237
S.E. of regression	0.053941	Akaike info criterion		-2.982823
Sum squared resid	0.296778	Schwarz criterion		-2.93197
Log likelihood	157.1068	Hannan-Quinn criter.		-2.962221
F-statistic	18.06308	Durbin-Watson stat		1.823693
Prob(F-statistic)	0.000047			

第13表 Granger 因果性検定

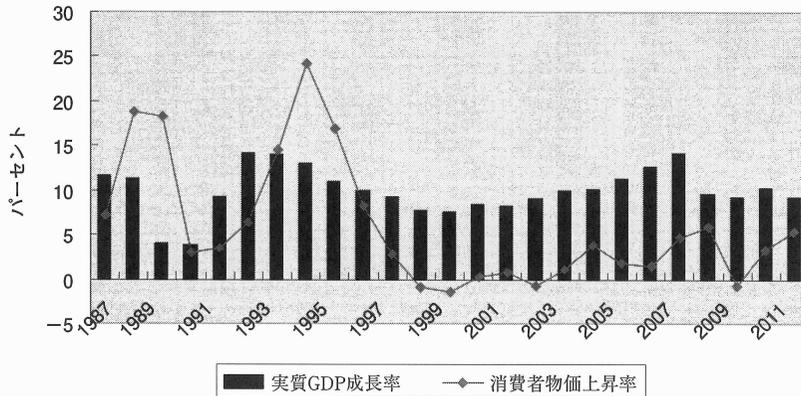
Pairwise Granger Causality Tests Sample: 1986Q1 2012Q2 Lags: 12			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(RATE) does not Granger Cause D(LCPI) D(LCPI) does not Granger Cause D(RATE)	92	0.68655 0.86885	0.7584 0.5815
D(LEND) does not Granger Cause D(LCPI) D(LCPI) does not Granger Cause D(LEND)	92	2.87877 1.02029	0.003 0.441
D(M2) does not Granger Cause D(LCPI) D(LCPI) does not Granger Cause D(M2)	92	9.37602 0.64999	3.00E-10 0.7917

5 インフレと GDP 成長率

ここで貨幣的要因であるインフレと実物経済との関係を見ておこう。

上述のような需要サイド、供給サイド、金融サイドの各要因によってインフレが発生し、さらにそれが昂進すると、マクロ経済において各経済変数の名目値が一定である限り実質値は減少するから、実質 GDP 成長率も低下する。他方、実質 GDP 成長率が上昇すると、景気は活発化するであろうとの人々の予想も働いて有効需要を拡大させるから、インフレ昂進に結び付く(第14図参照)。

第14図 中国インフレ率と経済成長率



資料 IMF IFS (2012)

こうしたインフレと実物経済との相互依存関係を中国経済で検証するために、四半期ベースのCPI前期比増減率(季節調整済み) cpi と実質GDP前期比成長率(同) gdp をとってそれぞれにADF単位根検定を施すと、第14表で示されるごとく、いずれも1%の有意水準で $I(1)$ であることが見て取れる。さらにこの2変数のレベル変数にJohansen共積分検定を施すと、5%の有意水準で共積分関係にないことが示される(第15表参照)。したがって、これら2変数の1階の階差変数に対し、ラグ基準に照らして3次の誘導形VARを推計する。ここで、 t 期に発生した cpi の構造ショックの gdp への無限大期先に亘る累積効果がゼロ、すなわち、長期的

第14表 ADF 単位根検定

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.86896	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.496346	
5% level	-2.890327	
10% level	-2.582196	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.52465	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.49991	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

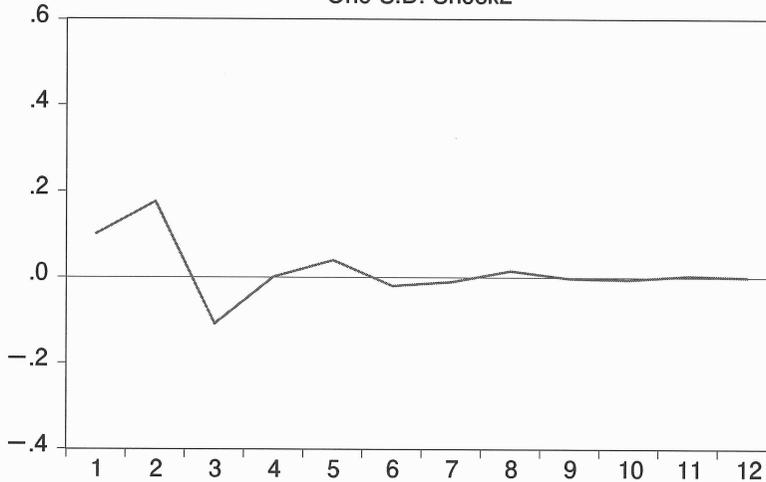
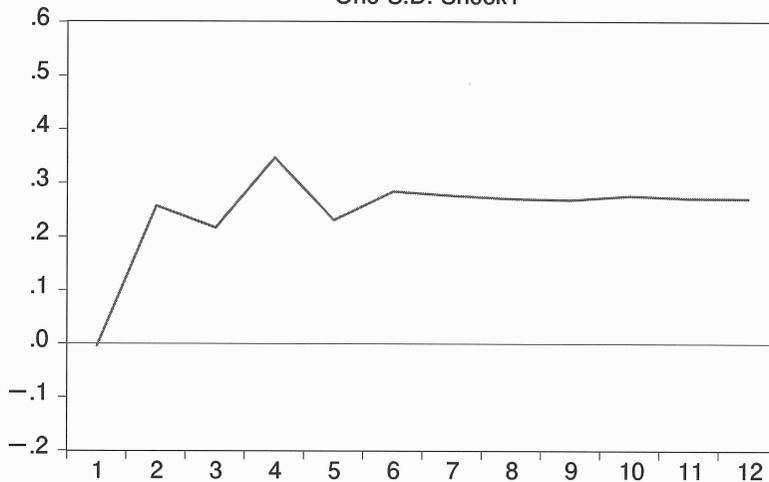
第15表 Johansen 共和分検定

Sample (adjusted): 1987Q3 2010Q4 Included observations: 94 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: CPI GDP Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.143251	23.43539	20.26184	0.0177
At most 1	0.090356	8.901984	9.164546	0.0561
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.102587	10.17445	11.2248	0.0761
At most 1	0.009492	0.896545	4.129906	0.3976
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

第16表 長期制約 SVAR 推計

Structural VAR Estimates Sample (adjusted): 1987Q2 2010Q4 Included observations: 95 after adjustments Estimation method: method of scoring (analytic derivatives) Convergence achieved after 6 iterations Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$ Restriction Type: long-run text form				
Long-run response pattern:				
C(1)	0			
C(2)	C(3)			
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.380458	0.027601	13.78405	0
C(2)	0.272313	0.109969	2.476272	0.0133
C(3)	1.054408	0.076495	13.78405	0
Log likelihood -266.4986				
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000		
	0.000000	1.000000		
Estimated B matrix:				
	0.896108	0.100949		
	-0.004501	1.079606		

第15図 インパルス応答

Accumulated Response of D(GDP) to Structural
One S.D. Shock2Accumulated Response of D(CPI) to Structural
One S.D. Shock1

には *cpi* の構造ショックの *gdp* に及ぼす効果は「中立的」と仮定する。この長期ゼロ制約仮定を課せば、第16表で示されるごとく、構造 VAR は“適度に”識別が可能となる²³⁾。こうして求められた構造 VAR を基に、成長率ショックならびにインフレ・ショックを1標準偏差だけプラスで与えたときの各変数の12期までの累積インパルス応答を求めると、第15図のように示すことができる。ここから、インフレが昂進すると経済成長率は当初プラスとなったあとマイナスに転じ、その後ゼロに収束していくが、他方、実質 GDP 成長率が増加するとインフレ率は一貫してプラスで推移することが見て取れる。

6 インフレ予想

一般に、人々の合理的経済行動は、既知となった過去の情報のみならず今期利用可能な情報を最大限活用して将来の動向を予想しながら最適化を図る。したがって、今期のインフレ率を考える場合、それは経済主体のバックワード・ルッキングな要素のみならずフォワード・ルッキングな要素をも加味したところの経済行動を反映した定式化が必要となるであろう。こうした議論を踏まえて誕生したインフレ・モデルが、次のような新ケインジアン・フィリップス曲線 (NKPC) 式と称されるものである²⁴⁾。

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t[\pi_{t+1}] + \alpha_3 y_t + \varepsilon_t, \quad \forall t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

上述式中、 α_i ($i=0, 1, 2, 3$) は係数であり、また π_t はインフレ率を、 y_t は実質 GDP をそれぞれ表す。ここで、各変数は定常均衡解からの近傍乖離に関する対数線形近似式となっている。さらに ε_t は $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$ なる攪乱項とする。ところで、上述式には説明変数にインフレ率に関する 1 期までのラグ項が含まれている。したがって、上述式は、バックワード・ルッキング的要素の加味された伝統型フィリップス曲線と、さらにはフォワード・ルッキング的要素が取り入れられた新ケインジアン型フィリップス曲線との双方を折衷ないしは「交配」したものとして、「ハイブリッド型」新ケインジアン・フィリップス曲線²⁵⁾と称されている。

ところで、これら統計式の推計法に関してオーソドックスな直接最小二乗推定量を適用しても、統計式の特定化に鑑みて (i.e. 説明変数に合理的予想形成仮説を前提とした 1 期先の予想インフレ率 $E_t[\pi_{t+1}]$ を含む) もはや一貫性も不偏性も持たない²⁶⁾。したがって、ここでは一般化モーメント法 (GMM) を適用する。かくして、これら推計法により、一貫性や漸近正規性など望ましい特性が確保できることになる²⁷⁾。なお GMM の操作変数としては、本推計の場合、実質経済成長率 \dot{y}_t 、潜在成長率 \bar{y}_t ²⁸⁾、銀行貸出金利 r_t 、銀行貸出額 l_t 、マネーサプライ (M2 ベース) m_t を採用する。また、これら変数は実質経済成長率と潜在成長率を除き、すべて定常均衡解からの近傍乖離に関する対数線形近似式とする。

ここで、GMM では対象となる時系列変数は定常的であることが要求されることから²⁹⁾、上述各変数に拡張的 Dickey-Fuller 単位根検定を行うと、第 17 表のような結果が得られる。それゆえ、消費者物価上昇率 π_t 、実質 GDP y_t 、実質経済成長率 \dot{y}_t 、潜在成長率 \bar{y}_t 、銀行貸出金利 r_t 、銀行貸出額 l_t 、マネーサプライ m_t は 5% ないしは 1% の有意水準で、それぞれ帰無仮説 (i.e. H_0 : 単位根あり) は棄却され、したがって各変数は定常時系列であることが確認される。

かくして、ハイブリッド型 NKPC 式に GMM を適用すると、第 18 表のような推計結果を得る。今期のインフレ率決定に際しては、フォワード・ルッキングな要素がバックワード・ルッキングな要素よりやや優越して影響していることが推計値からうかがえる。また、これらインフレ率の各係数に関する t -統計量も 1% の水準でそれぞれ有意な結果を得ている。統計式全体の適合度を見ると、 $R^2 = 0.99$ (自由度修正済み $R^2 = 0.98$) と高い決定係数の値となっている。さらに GMM においては、操作変数の個数が推計されるべきパラメータ数を上回るどころ

のいわゆる過剰識別を許容することから、過剰識別制約条件 (i.e. 標本直交条件) を満たすという意味で、選択された上述操作変数が原推計式に対し妥当なものであるかどうかを検証する必要がある。そのため、 J -統計量 (= 3.00) を用いて χ^2 検定を施すと、 $\chi^2(5) = 9.24 (P = 0.10) > 3.00$ であるから、帰無仮説「 H_0 : 過剰識別制約条件が満たされる」は、10%の有意水準でも棄却され得ない。かくして、本推計で特定化された操作変数は原回帰式に対して不適切なものであるとは言えないと判断される³⁰⁾。

第17表 ADF 単位根検定

Null Hypothesis: π has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.684307	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.495677	
5% level	-2.890037	
10% level	-2.582041	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.158207	0.0304
Test critical values: 1% level	-2.58853	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: M has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.557618	0.0083
Test critical values: 1% level	-3.493747	
5% level	-2.8892	
10% level	-2.581596	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: R has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.470051	0.0007
Test critical values: 1% level	-2.587387	
5% level	-1.943943	
10% level	-1.614694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: L has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag = 12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.060038	0.0025
Test critical values: 1% level	-2.587172	
5% level	-1.943912	
10% level	-1.614713	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: Y-dot has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag = 11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.223484	0.0216
Test critical values: 1% level	-3.49991	
5% level	-2.891871	
10% level	-2.583017	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: Y-bar has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag = 11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.934456	0.0027
Test critical values: 1% level	-3.500669	
5% level	-2.8922	
10% level	-2.583192	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

第18表 NKPC 推計

Method: Generalized Method of Moments Sample (adjusted): 1986Q3 2010Q4 Included observations: 98 after adjustments Linear estimation with 1 weight update Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000) Instrument specification: Y-dot Y-dot(-1) Y-bar Y-bar(-1) R M(-1) L(-1) Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\pi(-1)$	0.44526	0.036377	12.24	0
$\pi(+1)$	0.617064	0.041054	15.03045	0
Y	-0.104616	0.044497	-2.351084	0.0208
R-squared	0.985059	Mean dependent var		-0.002842
Adjusted R-squared	0.984744	S.D. dependent var		0.042549
S.E. of regression	0.005255	Sum squared resid		0.002624
Durbin-Watson stat	2.551758	J-statistic		3.004147
Instrument rank	8	Prob(J-statistic)		0.699346

ところで、GMMによるハイブリッド型NKPC式の上述推計結果において、実質GDPギャップ y_t の係数に関しては、 $t-1$ 統計量は5%の水準で有意な結果を得ているものの、ただし符号が負となっている³¹⁾。これは、Sims(1992)が指摘した「物価パズル」と同様に、将来のマクロ経済活動の需給を判断する先行指標が本推計式に含まれていないことから、インフレが昂進すると、経済政策は今後引き締め基調に転ずるかもしれぬとの判断や、家計・企業の消費活動や生産活動にも手控えの動きの誘引されることなどの将来予想を伴う内生的反応もあって、今期の実質GDPギャップ y_t に負の影響を及ぼしていると考えられる。

IV 金融政策と物価の制御

1 中国人民銀行

中国の中央銀行である中国人民銀行の政策目標は、1995年に制定された「中国人民銀行法」において、「中国人民銀行は…通貨価値の安定を維持し、それをもって経済の成長を促進する」と規定されている³²⁾。中国人民銀行にとってあらゆる金融政策をもって物価をコントロールすることは至上命令であり、預貸金利の規制や窓口指導による銀行への“直接的”コントロールによって物価の安定を図ってきた。これは、中国では証券市場を初めとする金融市場が必ずしも十分に発達してはいない状況から、家計の金融資産の太宗は現預金であるほか、企業の資金調達も多くも銀行借入であるなど、間接金融のウエイトが極めて高く、したがって短期金融市場の金利による市場調整方式に優先する金融政策手段となった³³⁾。

中国では、1978年の改革開放政策導入以降もいぜんとして厳格な銀行貸出額の規制・管理が採られていた³⁴⁾。しかしながら、1992年に社会主義市場経済の構築が提唱され、市場経済への移行が開始すると、市場メカニズムを重視したところの直接的規制・管理でない経済政策の運営が望まれた。それゆえ、中国人民銀行は、1998年から国有商業銀行の貸出額への直接管理を止め、公開市場操作や預金準備率操作、法定・超過準備への付利金利操作など各種金融政策手段を活用して操作目標としてのベースマネーや中間目標としてのマネーサプライをコントロールし、物価安定と経済成長の政策目標達成を目指した。加えて、中国人民銀行の窓口指導や国務院の行政的措置という補助的政策手段によって、政策意図を伝えつつ行政指導を行うことでも銀行貸出のコントロールを図った。こうして中国における計画経済から市場経済への進展の流れのなかで、中国通貨当局は直接的コントロールから間接的コントロールへと政策転換したが、そこでは金利という「価格」ではなく銀行貸出や通貨供給といった「量」が、中国金融政策の物価や成長へのトランスミッションでは主要な機能を果たしている。

2 中国金融政策の物価制御能力

上述した中国通貨当局の金融政策に関する特色に鑑みて、本節では中国の金融政策にどの程度の物価コントロール機能があるかを検証する。

まず、銀行貸出 $lend$ 、マネーサプライ (M2ベース) $m2$ 、実質 GDP gdp 、消費者物価 $lcpi$ の4変数に関し、対数値をとって ADF 単位根検定を施すと、マネーサプライを除き、他の3変数は5%ないしは1%の有意水準でレベル変数は非定常的で且つ1階の階差変数は定常的、すなわち $I(1)$ となることが分かる³⁵⁾。ただし、マネーサプライに関しては先に見たごとく、1%の有意水準でレベル変数が定常的、すなわち $I(0)$ である。それゆえ、銀行貸出、実質 GDP、消費者物価の3変数に関し、レベル変数に Johansen 共和分検定を施すと、トレース検定によっても最大固有値検定によってもいずれも第19表で示されるごとく、「 H_0 : 共和分関係にない」という帰無仮説は10%の有意水準で棄却できない。したがって、 $lend$ 、 gdp 、 $lcpi$ の3変数の1階の階差変数ならびにマネーサプライ $m2$ のレベル変数に対し、ラグ基準に照らして1次の誘導形 VAR を推計する。さらに、この誘導形 VAR の推定値から一定の識別制約を課して構造 VAR に変換するために、これまでの各推計結果を勘案して次のような各変数に対する経済的意味合いを想定する。

- (1) 通貨当局の各種金融政策を具現化した総合的政策変数として、銀行貸出額を考える。
- (2) マネーサプライ (M2ベース) は中間政策目標と想定する。
- (3) 金融政策によって実質 GDP 水準が決まり、さらにそのマクロ需給ギャップから物価水準は影響を受けると考える。

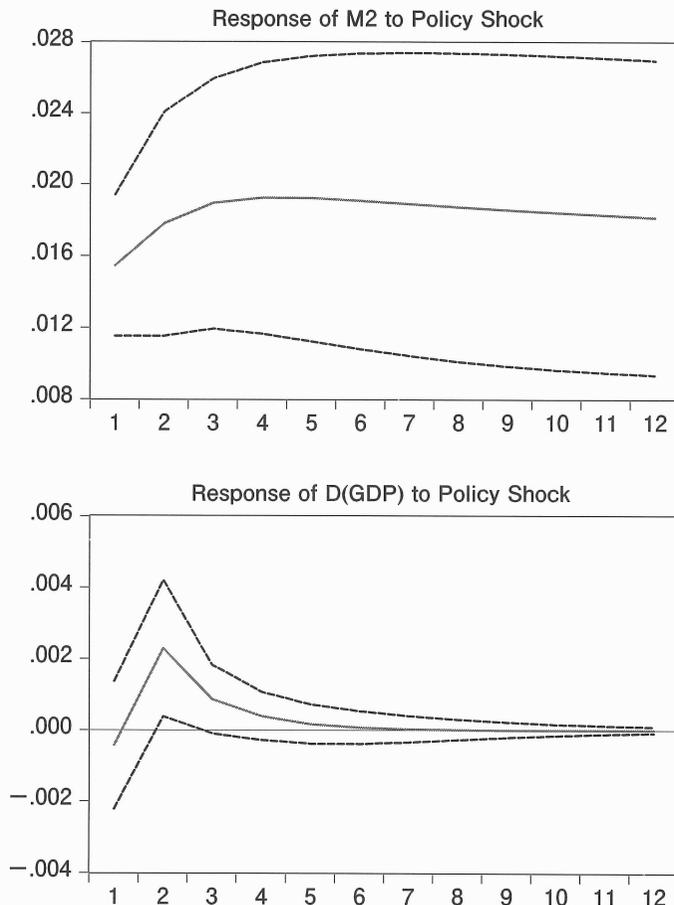
第19表 Johansen 共和分検定

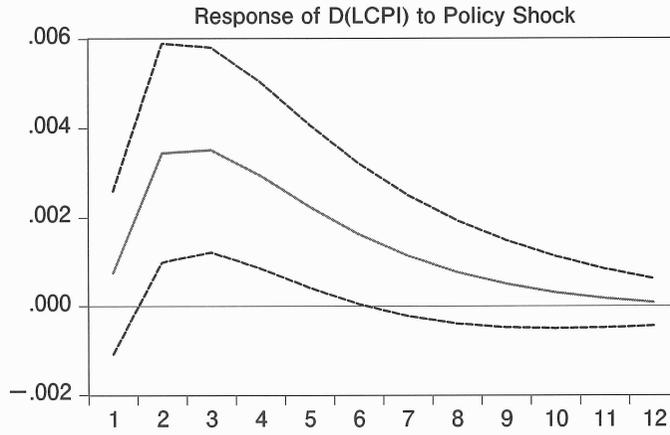
Sample (adjusted): 1987Q2 2012Q1 Included observations: 100 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LCPI LEND GDP Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.130594	21.0117	29.79707	0.3569
At most 1	0.072641	7.71694	15.49471	0.4961
At most 2	0.0058	0.552567	3.841466	0.4573
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.130594	13.29476	21.13162	0.4255
At most 1	0.072641	7.164373	14.2646	0.4699
At most 2	0.0058	0.552567	3.841466	0.4573
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

(4) 消費・投資の決定はフォワード・ルッキングに行われ、したがって実質 GDP は“即時的”に金融ブロック変数の影響を受けるものとする。

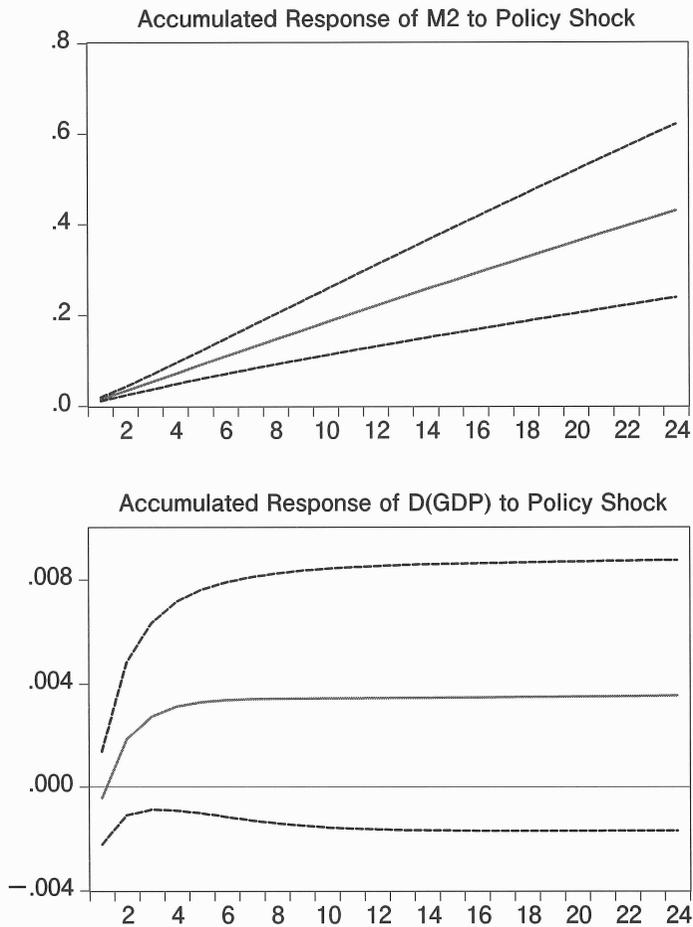
以上のような前提から、「逐次的制約」としてのコレスキー順序を $(\Delta lend, m2, \Delta gdp, \Delta lcpi)$ と仮定してコレスキー分解を施せば、ここに構造 VAR は“適度に”識別が可能となる³⁶⁾。こうして求められた構造 VAR を基に、銀行貸出ショックを 1 標準偏差だけプラスで与えたときの各 3 変数 $(m2, \Delta gdp, \Delta lcpi)$ への単純インパルス応答ならびに累積インパルス応答を求めると、第 16 図・第 17 図のように示すことができる。これより銀行貸出が緩和的金融政策によって増加すると実質 GDP は拡大し消費者物価は上昇するが、逆に銀行貸出が金融引き締め政策により減少すると実質 GDP は縮小し物価上昇は抑制されることが分かる。かくして窓口指導、預金準備率操作、法定・超過準備への付利金利操作、公開市場操作など、金融の量に働きかける中国通貨当局の金融政策手段は、物価や成長へのトランスミッション・メカニズムが有効に機能していると結論付けることができる。

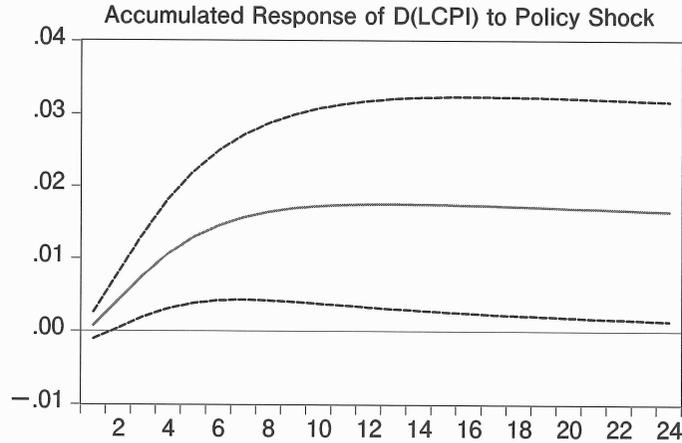
第16図 単純インパルス応答





第17図 累積インパルス応答





V 結び

中国のインフレーション問題に関し、本稿における時系列統計分析を通して明らかになった点をまとめれば以下のごとくである。

[1] 中国消費者物価の月次変動分散を GARCH モデルで検証すると、「クラスタリング現象」の存在することが有意に確認される。すなわち、大きな物価変動の後には大きな変動が続き、安定した物価の動きの後には安定した動きの続くことが推計結果から見て取れる。ただし、EGARCH・TGARCH モデルによれば、同じ規模の変動分散であれば、物価が高騰してあるいは下落しても共に将来の物価変動に及ぼす影響は同程度であることが示される。また、GARCH モデルの推計結果より中国経済が構造的にインフレ体質を有しているとは必ずしも言い難いことが分かる。さらに一般には物価変動のボラティリティが高まると、将来の価格高騰を見越した消費者の買いだめ・買い急ぎを招来してインフレ昂進につながる事例が多いが、GARCH-M モデルの推計結果より中国ではそうした傾向は何等見当たらないと言える。

[2] インフレ発生メカニズムを、①需要サイド、②供給サイド、③金融サイドの3側面から分析してみると、まず中国経済において、最小二乗推計結果よりマクロの需給が逼迫するとインフレの昂進することが確認される。つぎに、供給面では、賃金が上昇すると物価には上昇圧力として働き、他方、労働生産性が増すと物価には下落圧力として働くことが、共和分の関係式によってもあるいはマルコフ連鎖モンテカルロ法による推計結果によっても示される。その他、川上の素原材料価格や中間財投入価格が増すと、一定のチャンネルを経て消費者物価に跳ね返ってくるのがベクトル誤差修正モデルの推計から確かめられる。加えて、中国では為替レート変動の生産者物価に対する「パス・スルー効果」の高いことも見て取れる。さらに金融面では、最小二乗推計結果や Granger 因果性検定から、中国で銀行貸出額やマネーサプライが増加すると一定の期間を経て消費者物価の昂進につながることを検証される。ただし銀

行貸出金利は消費者物価に対して明確な Granger の因果関係があるとは言えず、両者はともに同時に決定されると見ることができる。

[3] 「ハイブリッド型」新ケインジアン・フィリップス曲線式——この式の背景には、過去の情報のみならず合理的予想形成に基づいて将来をも見据えて最適化を図る主体的行動様式が反映されている——に対し、一般化積率法で推計すると、今期のインフレ率決定に際しては、中国ではフォワード・ルッキングな要素がバックワード・ルッキングな要素よりやや優越して影響していることがうかがえる。また、実質 GDP ギャップの係数に関しては符号が負となっている。これは、C. Sims が指摘した「物価パズル」と同様に、中国でインフレが昂進すると、経済政策は今後引き締め基調に転ずるかもしれぬとの判断や、家計・企業の消費活動や生産活動にも“手控え”の動きの誘発されることなど、将来予想を伴う内生的反応もあって今期の実質 GDP ギャップに負の影響を及ぼしているものと考えられる。

[4] 中国通貨当局の執る金融政策にどの程度の物価制御機能があるかを検証すべく、構造 VAR を適用して分析すると、単純インパルス応答ならびに累積インパルス応答結果より、窓口指導、預金準備率操作、法定・超過準備への付利金利操作、公開市場操作など、金融の量に働きかける中国通貨当局の政策手段は、物価や成長へのトランスミッション・メカニズムが有効に機能していると結論付けることができる。

以上が本稿の主要分析結果である。ただし、中国におけるインフレーションの統計分析に関しては、利用可能なデータの制約から、経済主体の動学的最適化行動＝ミクロ的基礎を有するところのより厳密な動学的確率的一般均衡モデルをベースとした検証ができなかった。したがって、本稿では経済変数間の ad hoc な関数関係式を想定した言わば「経験則」を統計的に確認するにとどまっている。

補論 (1) データ説明

消費者物価 (CPI) :

月次データに関しては、中国国家统计局 (NBSC) の「China Monthly Economic Indicators」に記載されている CPI の前月比を基に、2011年1月を100.0とする指数系列を12か月分作成した。ついで、IMF (2012) の「Consumer Prices」前年同月比をこれに乗じて1986年1月～2012年5月の原指数を作成した。四半期データは月次指数の3ヶ月単純平均であり、X-12-ARIMA で季節調整を施した。年次データに関しては IMF (2012) を用いた。

実質 GDP :

年次データに関しては、IMF (2012) を用いた。ただし四半期データに関しては1999年第4四半期以前はIMF (2012) では利用可能でないため、Abeyasinghe, T. and G. Rajaguru (2004), "Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN with a Forecast Evaluation", *Journal of Forecasting* Vol.23, pp.431-447の推計値を用いて2000年 Q1からのデータと接続させた。季節調整値はX-12-ARIMAによって求めた。

生産者物価 :

IMF (2012) の「Producer Prices」前年同月比月次データを用いた。

名目賃金 :

中国国家统计局「China Statistical Yearbook 各年版」の「Per Capita Annual Income of Urban Households」データを採用した。

雇用 :

中国国家统计局「China Statistical Yearbook 各年版」の「Number of Employed Persons at Year-end by Three Strata of Industry」データを採用した。

金利 :

IMF (2012) の「Lending Rate (Percent per Annum, End of Period)」を用いた。季節調整値はX-12-ARIMAによって求めた。

銀行貸出金額 :

IMF (2012) の「Domestic Credit by Banking Institutions (Billions of Yuan, End of Period)」を用いた。季節調整値はX-12-ARIMAによって求めた。

マネーサプライ (M2) :

IMF (2012) の「Money plus Quasi-Money (Billions of Yuan, End of Period)」を用いた。季節調整値はX-12-ARIMAによって求めた。

第一次産品世界価格 :

IMF (2012)「Commodity Prices」のうち「All Primary Commodities; Market Price Index (2005 = 100.0)」を用いた。

なお、本稿においてこれら時系列データに対して用いた統計ソフトは、Matlab(R2012a), EViews7, R(2.11.1)である。

補論 (2) 識別問題

本補論 (2) では構造ベクトル自己回帰モデルの「識別問題」を検討する。

1 SVAR

まず、本稿における実証分析のフレームワークとして、構造ベクトル自己回帰モデル (structural vector autoregression; SVAR) を設定する。構造 VAR とは凡そ次のような構造を有するものである³⁷⁾。

いま k 個の変数から構成される経済を考える。 k 次元 (列) ベクトル $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ を k 種類の経済変数、同じく k 次元 (列) ベクトル $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ を k 種類の構造ショック (ないしはイノベーション) とすれば、構造 VAR は過去 p 期の変数ベクトルと今期の構造ショック (攪乱項) ベクトルの和として、

$$(1) \quad B_0 X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

と表現できる。ここで、 $k \times k$ 係数行列 B_i ($i=1, 2, \dots, p$) は変数間の内生的な相互依存関係を示しており、経済学的に全体構造が解釈可能という意味で構造 (structural) モデルと称される。また、攪乱項ベクトル ε_t は、

$$(2) \quad E(\varepsilon_t) = 0$$

$$\text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon (k \times k)$$

$$\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0 \quad (t \neq s)$$

という性質を有するものと仮定する。ここで共分散行列 Σ_ε は一般に非対角行列である。さらにこれら攪乱項ベクトル ε_t が正規分布に従うものとすれば、最尤推定法 (ML) が適用できて、これより上述各パラメータを求めることができる。さらに (1) 式にラグ・オペレータ L ³⁸⁾ を適用すれば、

$$(3) \quad B(L)X_t = \varepsilon_t$$

となる。

つぎに構造モデルの識別 (identification) 問題を議論するために、VAR の別表現形式であるベ

クトル移動平均 (vector moving average; VMA) モデルを考える。すなわち, 有限のラグ次数 (e.g. p 次) を持つ定常な (1) 式ないしは (3) 式の構造 VAR は, 右辺に逐次代入を繰り返すことにより, 現在および過去の k 次元構造ショック・ベクトル (i.e. k 個の攪乱項) のみで説明される構造 VMA(∞) モデルに変換できる。したがって, (1) 式ないしは (3) 式は,

$$(4) \quad X_t = D_0 \varepsilon_t + D_1 \varepsilon_{t-1} + D_2 \varepsilon_{t-2} \cdots$$

または

$$(5) \quad X_t = D(L) \varepsilon_t$$

と書ける。ただし, L はラグ・オペレータで, $D(L) = D_0 + D_1 L + D_2 L^2 + \cdots$ であり, D_j ($j = 0, 1, 2, \dots$) は $k \times k$ の係数行列である。

2 識別制約問題

p 次の構造 VAR である (1) 式に対応する誘導形 VAR は

$$(6) \quad X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \cdots + A_p X_{t-p} + u_t$$

または

$$(7) \quad A(L) X_t = u_t$$

$$\text{ただし, } A(L) = I - A_1 L - A_2 L^2 - \cdots - A_p L^p$$

と表せる。(6) 式において, 係数行列 A_i は, $A_i = B_0^{-1} B_i$ ($i = 1, 2, \dots, p$) である。また, u_t は誘導形の誤差項ベクトルで, $u_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$ であり, 更に u_t の共分散行列は, $\Sigma_u = B_0^{-1} \Sigma_\varepsilon (B_0^{-1})'$ (ただし行列 $\begin{bmatrix} \end{bmatrix}$ は転置行列を表す) である。(6) 式の誘導形 VAR は構造モデルと同様にして, つぎのような誘導形 VMA モデルに変換できる。すなわち,

$$(8) \quad X_t = u_t + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \cdots$$

または

$$(9) \quad X_t = C(L) u_t$$

$$\text{ただし, } C(L) = I + C_1 L + C_2 L^2 + \cdots$$

である。

ところで, (6) 式の誘導形 VAR に関する最小二乗推定量 (OLS) は (1) 式の最尤推定量 (ML) に漸近的に一致することが知られている³⁹⁾。したがって, 標本期間が十分大きいとき, この大標本特性を生かして先ず OLS により (6) 式の誘導形モデルを求め, 次いで一定の識別制約を課

すことにより (1) 式の構造モデルを確定することが可能となる。いま誘導形モデルから構造モデルへの変換行列 $R(k \times k)$ を導入し、さらに構造ショック・ベクトル ε_t は直交化 (orthogonalize) され、且つ

$$(10) \quad \Sigma_\varepsilon = I \quad (I: \text{単位行列})$$

と仮定しておく。すると誘導形 VMA モデル (9) 式は、

$$(11) \quad \begin{aligned} X_t &= C(L)u_t \\ &= C(L)RR^{-1}u_t \\ &= D(L)\varepsilon_t \end{aligned}$$

と変換できる。ここで $\varepsilon_t = R^{-1}u_t$ なので、(10) 式を考慮すれば、

$$(12) \quad \Sigma_\varepsilon = R^{-1}\Sigma_u(R^{-1})' = I$$

となるから、

$$(13) \quad \Sigma_u = RR'$$

という条件式が求まる。この Σ_u は対称行列なので、(13) 式は $k(k+1)/2$ 個の独立した条件式を提供するから、更に $k(k-1)/2$ 個の条件式が追加されれば変換行列 R の k^2 個の要素は全て一意的に確定する。これにより、誘導形モデルの推計値 (i.e. $A(L)$ の係数ならびに誤差項ベクトル u_t) は構造モデルにおける $B(L)$ の係数ならびに構造ショック・ベクトル ε_t の時系列を与えることになる。かくして、変換行列 R に与える追加条件を種々検討することが「識別制約 (identification restriction) 問題」と称され、これら作業により OLS による誘導形モデルの推計値から経済学的に全体系の解釈が可能となる構造 VAR を確定することが可能となる。

3 短期制約と長期制約

a 短期制約仮定

短期 (同時点) 制約とは、構造 VAR の係数行列 B_0 に対して制約を課すものである。すなわち、 k 次元変数ベクトル $X_{t-i} = (x_{1,t-i}, x_{2,t-i}, \dots, x_{k,t-i})'$ ($i=0,1,2,\dots,p$) の同時点間 (i.e. t 期中) における相互依存関係のみに着目し、① x_1 は他の変数と独立して決定される、② x_2 は x_1 のみに依存して決まる、③ x_3 は x_1, x_2 に依存して決まる、…と、変数間の依存関係を逐次的 (recursive) に拡張していくものとする。すると係数行列 B_0 は下三角行列となるから逆行列 B_0^{-1} も下三角行列となり、また (6) 式、(10) 式、ならびに (13) 式より $B_0^{-1} = R$ であるから R も下三角行列となって、 R の各要素は過不足なく一意に決まる⁴⁰⁾。かくしてここに構造 VAR は適度に識別可能 (just identifiable) となる⁴¹⁾。

b 長期制約仮定

長期制約とは、(5) 式の構造 VMA モデルにおいて、同時点 (i.e. t 期) に発生した特定構造ショックの毎期 (i.e. $(t-i)$ 期 ($i=0,1,2,\dots$)) の累積的效果に対しゼロ制約を課すというものである⁴²⁾。

例えば、(5) 式の $X_t = D(L)\varepsilon_t$ において 2 変数 ($k=2$) モデルを考えると、

$$(14) \quad \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11}(L) & d_{12}(L) \\ d_{21}(L) & d_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

となる。ここで $d_{12}(L)$ は現在および過去の第 2 構造ショック (i.e. $\varepsilon_{2,t-i}$ ($i=0,1,2,\dots$)) が t 期の第 1 変数 x_{1t} へ及ぼす効果を表している。この $D(L)$ 行列で $L=1$ と置けば、

$$(15) \quad D(1) = D_0 + D_1 + D_2 + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} D_j$$

であるから、 $d_{12}(1) = 0$ とゼロ制約を課した $D(1)$ 行列

$$(16) \quad D(1) = \begin{bmatrix} d_{11}(1) & 0 \\ d_{21}(1) & d_{22}(1) \end{bmatrix}$$

は、 t 期に発生した第 2 構造ショックの第 1 変数への無限大期先に亘る累積的效果がゼロ、すなわち、長期的には第 2 構造ショックの第 1 変数に及ぼす効果は「中立的」と解される。

実際に構造識別を行うためには、変換行列 R を一意的に決定することが必要であるが、例えば (11) 式の $C(L)R = D(L)$ に対し $L=1$ を代入すると、 $C(1)R = D(1)$ となる。これを二乗すれば⁴³⁾、(13) 式を考慮することにより、

$$(17) \quad D(1)D(1)' = C(1)R(C(1)R)' = C(1)\Sigma_u C(1)'$$

を得る。ここで長期制約から $D(1)$ は下三角行列であるため、(17) 式にコレスキー分解を適用すれば、

$$(18) \quad R = C(1)^{-1}D(1) \\ = C(1)^{-1} \text{Chol} \left[\begin{matrix} 1 \\ (C(1)\Sigma_u C(1)')^2 \end{matrix} \right]$$

が求まる (ただし、 $\text{Chol}[\cdot]$ はブラケット内の行列のコレスキー分解)。ここでゼロ制約 $d_{12}(1) = 0$ より

$$(19) \quad D(1)D(1)' = \begin{bmatrix} d_{11}(1)^2 & d_{11}(1)d_{21}(1) \\ d_{21}(1)d_{11}(1) & d_{21}(1)^2 + d_{22}(1)^2 \end{bmatrix}$$

であるから、かくして長期制約は、

$$(20) \quad d_{11}(1)^2 = \text{Chol} [(C(1)\Sigma_u C(1)')]_{11}$$

$$d_{21}(1) = \text{Chol} [(C(1)\Sigma_u C(1)')]_{21} / d_{11}(1)$$

$$d_{22}(1)^2 = \text{Chol} [(C(1)\Sigma_u C(1)')]_{22} - d_{21}(1)^2$$

を意味する。この (20) 式からさらに $d_{11}(1) > 0$ (< 0) なる符号制約を課すことにより⁴⁹⁾, $A(L)X_t = u_t$ に対し OLS 推定量で求めた $A(1)$ ($= C(1)^{-1}$) ならびに Σ_u によって行列 R における 2×2 個のすべての要素が一意的に決定され、ここに構造 VAR が適度に識別されたことになる。

- * 本稿は、愛知学院大学商学研究科博士後期課程・姚雪瑄氏と同博士前期課程・朱恵さんとの議論から生まれた。ここに両名に深く感謝したい。なお、本稿に依然として誤謬が残存するとするならばそれはすべて筆者に帰せられることは言うまでもない。

注

- 1) 『日本経済新聞・朝刊』2010年1月11日、7頁。
- 2) 中国人民銀行『中国人民銀行統計季報』各季版。
- 3) 中国国家统计局『China Monthly Economic Indicators』各月版。
- 4) 経済産業省 (2005) 『通商白書2005』。
- 5) IMF (2012)。
- 6) *ibid.*
- 7) IMF *IFS* 統計データにより、IMF 加盟国180カ国強の時系列的比較が可能となることから、ここに比較経済学的手法が可能となる。したがって、これより社会主義市場経済を標榜する中国経済の構造的特色が一層鮮明となる。
- 8) 中国で消費者物価指数 (CPI) 統計が導入されたのは1985年であり、また IMF の *IFS* で利用可能なのは1987年からであるため、それ以前のデータとして小売物価指数 (RPI) で代替する。
- 9) 大山他 (2005)。
- 10) 樊綱 (2003), Feyzioglu (2004)。
- 11) 岡田 (2011) 第6章。
- 12) 露口 (2009), 武藤他 (2010)。
- 13) 攪乱項が正規分布に従う場合は、係数の標準誤差に対する推計値の比率は t 分布に従うが、攪乱項の正規性が漸的に妥当する場合は、本稿で使用した統計ソフト EViews7 では t 統計量に替わって z 統計量が用いられる (Quantitative Micro Software (2009) *EViews7 User's Guide II*, p.12)。
- 14) GARCH-M モデルは次のような式に従う (Engle et al. (1987))。

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_2h_{t-1} + u_t$$
 ただし、 $u_t = v_t\sqrt{h_t}$, $v_t \sim N(0,1)$, $h_t = \beta_0 + \beta_1u_{t-1}^2 + \beta_2h_{t-1}$

- 15) 大山他 (2005)。
 16) マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法によるベイズ推定に関しては、岡田 (2011) 第 3 章参照。
 17) ここでギブス・サンプラーの初期値は OLS 推計値を用いた。
 18) 中国では品目別輸入価格が利用できないため、一次産品“輸入”価格に対して IMF (2012) の一次産品“世界”価格データで代替した。
 19) IMF (2012) では中国の PPI (前年同月比) データは 2000 年 1 月から利用可能となっている。
 20) いま μ を定数ベクトル, A_i を $m \times m$ - 行列, ε_i を独立で平均が 0, 共分散行列が Σ の正規確率変数ベクトルとしたとき, p 次のベクトル自己回帰モデル

$$\text{VAR}(p) : x_t = \mu + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

をまず以下の式のごとく変換する。

$$\Delta x_t = \mu + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

ここで階差変数は全て定常とする。誤差項は系列相関のないホワイトノイズなので定常であるから、したがって、左辺と右辺がバランスするには Π 行列が O (零行列) であるかあるいはレベル変数 x_{t-1} が共和分の関係にあるかのいずれかでなければならない。それ故、 r 個の共和分関係が存在し且つ Πx_{t-1} が定常となるならば、これら共和分関係を組み込んだフォーミュラ、すなわち、ベクトル誤差修正モデル (VECM) によって推計する必要がある。

- 21) コレスキー順序に関し、外生的な $comp$ に対して $\Delta exr, ppi, \Delta cpi$ なる 3 変数の順序を変えても主要結果に変化は見られなかった。したがって、本推計結果の頑健性が確認される。
 22) 為替レートの物価へのパス・スルー問題に関しては、大谷他 (2006) 参照。
 23) Blanchard/Quah (1989). また補論 (2) 参照。
 24) Gali/Gertler (1999).
 25) ibid.
 26) Hayashi (2000).
 27) ibid.
 28) 実質 GDP 成長率に対し Hodrick-Prescott Filter を適用して趨勢値を求め、それをもって潜在成長率の代理変数とする。
 29) Hayashi (2000).
 30) ibid. and Hansen (1982).
 31) 例えば

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \varepsilon_t$$

$$\pi_t = \alpha_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_t + \varepsilon_t$$

のようなインフレ予想を考慮しない回帰式の OLS 推計 (1986Q1~2010Q4) では、需給ギャップ y_t の係数の符号は以下のごとく 1% の水準でいずれも有意に正となっている。

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
α 1	0.723988	0.206914	3.498975	0.0007
β 2	0.432856	0.057326	7.55072	0

- 32) 中国人民銀行ウェブサイト (www.pbc.gov.cn/)。
 33) 大山他 (2005)。
 34) 以下議論は王/長井 (2007) に拠る。
 35) 実質 GDP の 1 階の階差に対する ADF 単位根検定に関しては、結果は以下のごとくである。
 Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root :
 ADF test statistic = -3.224873 (P = 0.0215)
 36) 補論 (2) 参照。
 37) 以下構造 VAR の議論に関しては、松浦/マッケンジー (2012) 第 7 章, 宮尾 (2006) 第 2 章, 森棟 (1999) 第 10 章による。
 38) ここで $B(L) = B_0 - B_1 L - \dots - B_p L^p$ なる L の p 次多項式である。
 39) 山本 (1988) 第 8 章。

- 40) 実際の計算では $\Sigma_u = RR'$ にコレスキー分解を施して R 行列を求め、また、コレスキー順序を変えることでそれら推計結果の頑健性をチェックする。なおこれらコレスキー分解に関しては畠中道雄 (1996) 『計量経済学の方法・改訂版』創文社 pp.296-297を参照。
- 41) Sims(1980), Christiano et al.(1999).
- 42) 宮尾 (2006) 第2章, Branchard and Quah (1989).
- 43) $D(1)$ は対称行列であるので, $D(1)D(1) = D(1)D(1)'$ となる。
- 44) $d_{11}(1) > 0$ を仮定することは, $\varepsilon_{1t} > 0 \Rightarrow \Delta gdp_t > 0$, すなわち誤差項と GDP 階差とが順相関であることを仮定することと同値である。

参考文献

- 大谷聡 / 白塚重典 / 代田豊一郎 (2006) 「再論・為替レートのパス・スルー低下」 福田慎一 / 小川英治編 (2006) 『国際金融システムの制度設計』 東京大学出版会, 第5章
- 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』 No.05-J-07
- 大森祐浩 / 渡部敏明 (2008) 「MCMC とその確率的ボラティリティモデルへの応用」 国友直人 / 山本拓監修 『21世紀の統計科学Ⅰ：社会・経済の統計』 東京大学出版会 pp.223-266.
- 王紅 / 長井滋人 (2007) 「中国における金融市場調節：金融政策か為替政策か」 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』 No.07-J-9
- 岡田義昭 (2011) 『国際金融論攷』 成文堂
- 古澄英男 (2008) 「マルコフ連鎖モンテカルロ法入門」 国友直人 / 山本拓監修 『21世紀の統計科学Ⅲ：数理・計算の統計科学』 東京大学出版会 pp.271-304.
- 露口洋介 (2009) 「最近の中国におけるホットマネーの動き」 『日銀レビュー』 No.2009-J-8
- 樊綱 (2003) (関志雄訳) 『中国・未完の経済改革』 岩波書店
- 松浦克己 / コリン・マッケンジー (2012) 『EViews による計量経済分析 [第2版]』 東洋経済新報社
- 宮尾龍蔵 (2006) 『マクロ金融政策の時系列分析』 日本経済新聞社
- 武藤一郎 / 松永美幸 / 上山聡子 / 福本智之 (2010) 「最近における中国の不動産価格の上昇について」 『日銀レビュー』 No.2010-J-3
- 森棟公夫 (1999) 『計量経済学』 東洋経済新報社
- 山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』 創文社
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327
- Blanchard, O. J. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol.79, pp.655-673
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum and C.L. Evans (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in J.B. Taylor and M. Woodford eds. *Handbook of Macroeconomics* Vol. 1A, Elsevier Science Publishers, Chap.2
- Feyzioglu, T. (2004), "Price Dynamics in China," *IMF Occasional Paper*, No.232
- Gali, J. and M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, pp.195-222
- Glosten, L.R., R. Jagannathan and D.E. Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, Vol.48, pp.1779-1801
- Hansen, L.R. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol.50, pp.1029-1054
- Hayashi, F. (2000), *Econometrics*, Princeton University Press
- International Monetary Fund (2012), *International Financial Statistics*, CD-ROM, September 2012
- Nelson, D.B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370
- Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, pp.1-48

_____(1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effect of Monetary Policy," *European Economic Review*, Vol.39, pp.975-1000

Taylor, S. (1986), *Modeling Financial Time Series*, Wiley and Sons

Zakoian, J.M. (1994), "Threshold Heteroskedastic Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.18, pp.931-955

