

構造型多変量自己回帰モデルによる 物価変動の要因分解に関する研究 —黒龍江省の産業別物価に対する財政政策効果の考察—

ERINA 調査研究部研究員 南川高範

1. はじめに

中国は南巡講話をきっかけとした対外開放政策の強化以降、高く安定的な経済成長と過大な物価上昇率の変動を経験してきた。中国国家统计局が公表している消費者物価上昇率¹と実質 GDP 成長率をみると、実質 GDP 成長率はアジア通貨危機の際にも7%を超える水準を維持しており、1993年から2015年までの年平均 GDP 成長率は9.9%という高さである(図1)²。一方で物価上昇率はこの間の経済情勢に伴い乱高下し、物価下落の時期も存在している。価格調整や貨幣の超過発行など複合的要因によるとされる1994年の急激な物価上昇や³、アジア通貨危機の際の物価下落などに見られる通り、物価上昇率の推移は、経済成長の推移と比較して不安定な挙動であるといえる。このように1990年から現在までの期間の中国の産出と物価に関するデータからは、産出と物価の変化率に対照的な特徴が伺える。

時系列方向に系列を見た時のばらつきは物価上昇率の方が大きいものの、年ごとに省間のばらつきを見た場合は、実質 GDP 成長率の方がばらつきが大きくなる。図2と図3は各年の実質 GDP 成長率と物価上昇率のデータの最小値、第1四分位点、第3四分位点、最大値を示したグラフであり、第1四分位点から第3四分位点までの帯は中位50%のデータが含まれることになる。中位50%範囲で見ても、最小値、最大値のデータ範囲で見ても年ごとのばらつきは物価上昇率よりも実質 GDP 成長率の方が大きいことがわかる。物価、産出のいずれの系列についても最大値、最小値の数値は対象年によって異なり、経済

規模と産出成長率、物価上昇率の間の対応関係もみられない。

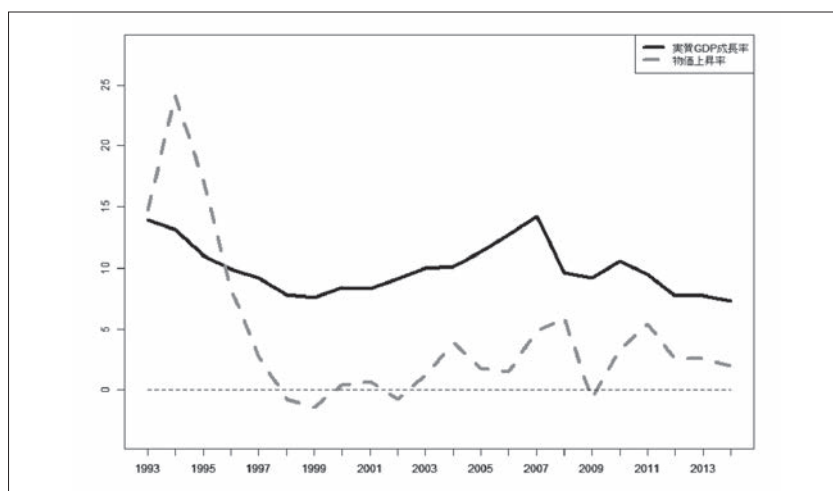
これらの図の特徴から、省別の物価、産出の系列を決定する要因として二つのものが考えられる。図2と図3において省別の物価、産出の系列の推移は、全国値の系列と酷似しており、全国値と省別の値は無相関ではないことを示している。特定の省の価格、産出が全国値を決定するというのは考えづらいため、全国値の変動要因が省別値を左右する構造が想定される。この全国値の変動要因は産出の値よりも物価の値についての変動を、より大きく惹起することが図1から見て取れる。一方で、物価、産出の両系列について、各年の全国平均からの乖離をみると、産出の変動の方が物価の変動よりも大きい。つまり、全国平均値の決定要因には含まれない省固有の決定要因が省別値の決定要因には存在しており、この要因と全国値の変動要因に対する物価、産

出の弾力性の特徴が異なることを意味している。以上の点を総合して、ここでは省別の価格指数、GDP 成長率の指数が、全国の指数の推移に従いつつも、それとは別の省固有の要因に起因する変動圧力も反映しているという、図4で示される決定の仕組みを仮定する。

実際に2001年は中国全体の物価上昇率が正值であったのに対して、いくつかの省の物価上昇率は負値であり、物価が下落している地域では、デフレ脱却のための財政的な措置が必要であったと考えられる。本研究が検証しているのは、こうした省固有の状況に対処するための当該省における財政政策が効果を持つかどうか、また有効な政策を行うための条件としてどのようなものがあるかである。

次節より本研究が考察の対象とするモデルの背景にある考え方について紹介し、第3節で省別の価格指数について品目別の分布について考察する。第4節では構

図1 中国の産出・物価の変化率



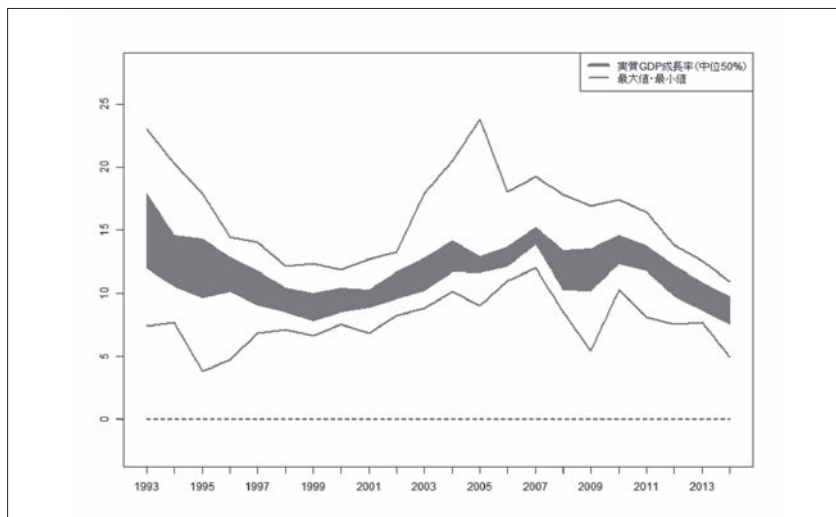
出所: 中国国家统计局のデータより筆者作成

¹ 公表指数は前年を100としたときの変化率を表す指数であり、図はこれを前年からの上昇率の数値にしたものである。

² データは中国国家统计局ウェブサイトのものを使用した。

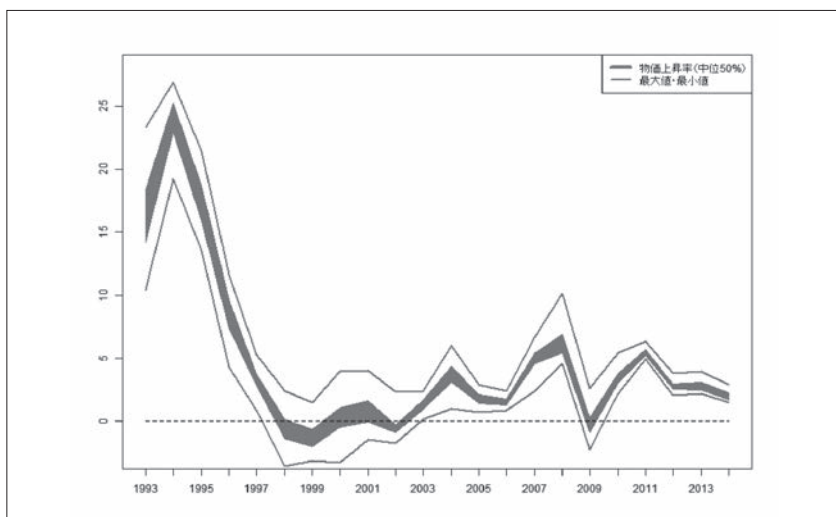
³ 中国国家统计局「国民経済と社会発展に関する統計公報(1994)」より。

図2 中国の産出成長率の分布



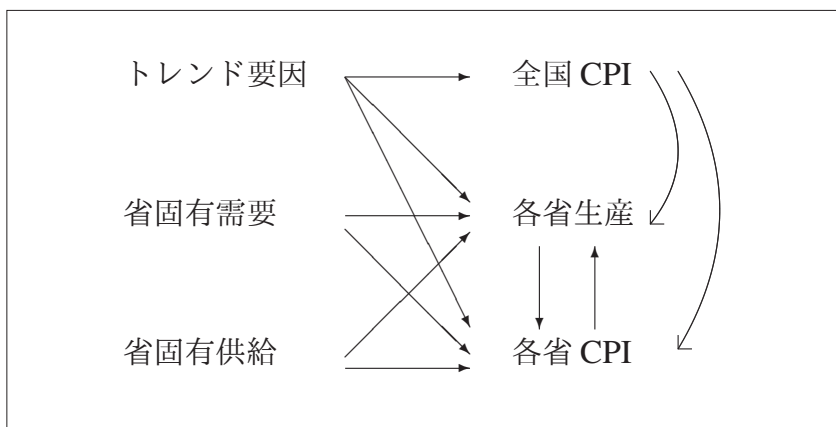
出所：中国国家統計局公開データより筆者作成

図3 中国の物価上昇率の分布



出所：中国国家統計局のデータより筆者作成

図4 中国の省別産出・物価決定の仕組み



出所：筆者作成

造型 VAR モデルによる価格と産出の検証結果を述べ、第5節で結論を述べる。

2. 省別価格と全国平均値を含む価格決定モデルと検証の方法

一般的に物価上昇率の変動をもたらす要因は総需要要因、総供給要因と貨幣的な要因の三つに大別される⁴。このうち総需要要因や総供給要因は、物価と産出を同時決定する総需要関数と総供給関数の関係から導出されるものであり、総需要曲線、総供給曲線のシフトにより産出や物価の水準が変化することを想定したものである。つまり総需要曲線をシフトさせる所得や人口の変化が総需要要因、総供給曲線をシフトさせるエネルギーの国際価格や生産要件の変化が総供給要因と呼ばれるものに大別される。一方で貨幣的要因とは名目の貨幣供給量と実質の貨幣需要の間に一時的な乖離が生じた際にそれを調整するように物価水準が変化作用のすることを意味している。政策当局により実行されるマクロ安定化政策である財政政策や金融政策はこの三つの要因のいずれかを介して安定的な物価水準に誘導することを図るものである。

このような物価水準決定の仕組みは全国の物価水準を想定したものであり、省別価格についてはさらに省固有の需要、供給要因にも左右されると考えられる。金融当局による物価安定化のための金融政策は⁵、特定の省の物価上昇率を目標値として政策を実行するとは考えづらく全国の指数が目標値として設定されると考えられるが、こうした金融政策効果は全国の趨勢に反映されると同時に省別の物価上昇率も左右されると考えられる。一方で省固有の需要、供給要因が全国指数を左右する効果は限定的であると考えられ、省別物価、産出を通じた全国指数への効果も極めて小さいことが予想される。言い換えると、省別物価上昇率、産出の成長率は外生的に与えられる全国指数の趨勢に従いながら、省固有の需要、供給ショックによりそこから乖離して推移してい

⁴ 例えば、張 (2006) を参照。

⁵ 中国政府は毎年その年の物価上昇率の目標値を発表しており、ここでの物価安定化政策とは、その目標を達成するための金融・財政両政策のことと定義する。

るといえる。このような構造は Blanchard and Quah (1989) が提唱している多変量自己回帰 (Vector Auto-Regressive: VAR) モデルにより記述することが可能である。

Blanchard and Quah (1989) モデルとは産出と物価からなる2変量の構造型 VAR であり、需要ショックの産出に対する長期中立性という仮定を導入して需要曲線を識別することを可能にする。この方法を適用した研究には米国を対象とした Gali (1992) や欧州の複数の国を対象とした Jarko and Korhonen (2003) が存在している。いずれも対象国経済における総需要、総供給の安定的な関係が存在することを示している。また日本を対象とした研究として三尾 (2001)、中国を対象とした研究には張 (2003) があるなど、需要曲線の識別の標準的な方法として用いられている。

本研究は、中国黒龍江省を対象として、省別需要ショックに対する価格の弾力性が最も高い産業を特定することを目的としている。省別需要ショックは省政府が実行する財政政策の効果が反映される構造ショックであり、物価指数を構成する7品目の対象とする産業を検証する。省間のばらつきは7つの産業ごとに異なっており、全国趨勢からの乖離が大きい産業と小さい産業に分類される。ここでは、標準偏差による省間分布のばらつきの大きさや全国値との相関の高さなどの指標により、7品目の価格指標を全国趨勢からの乖離が大きい産業と小さい産業に分類し、乖離が大きい産業の指標に対して Blanchard and Quah (1989) の構造型 VAR モデルの手法を適用する。

モデルの推定結果から、産出、物価の予測誤差の分散を構造ショックの変動に分解する手法を適用し、対象地域のマクロ変数が需要、供給のいずれの変動により左右されるのかという点を提示し、省政府による価格安定化政策に関する提言を行う。図4で示した省価格決定の仕組みにおいて、省政府が短期的に価格安定化を講じることができる手段は、財政政策を通じた需要の調整であり、省政府の政

策が全国的な趨勢を左右することは困難であると考えられる。そのような省固有の財政政策を実行する場合には、全国趨勢からの乖離が大きく、省固有の需要管理策による反応が大きい産業に対する政策が有効であると考えられる。

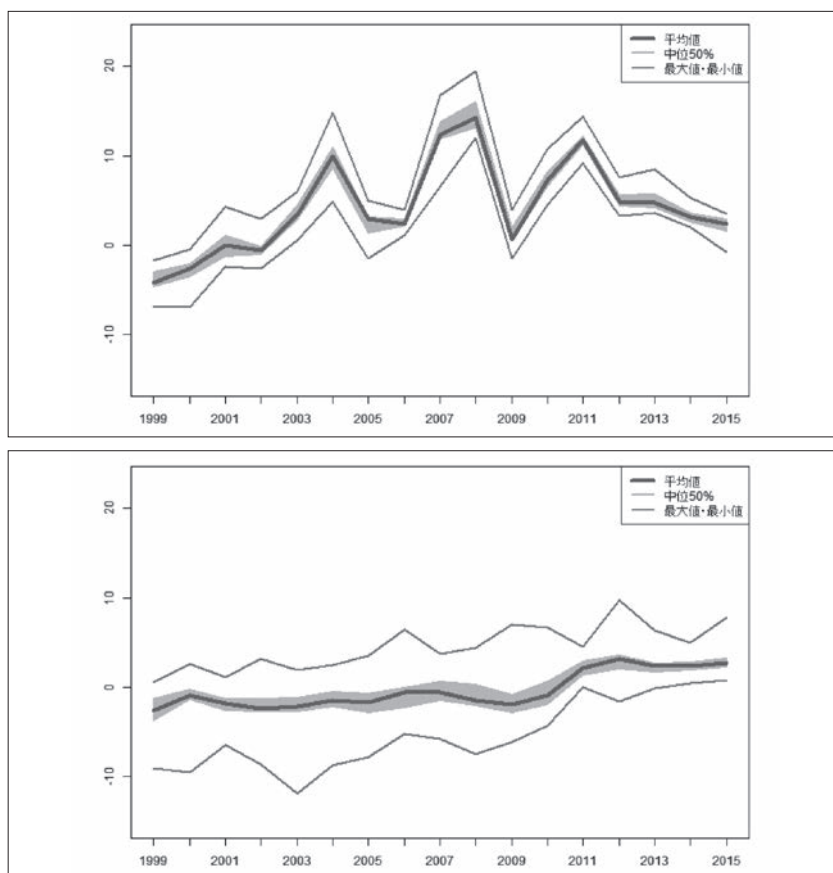
企業債務の拡大による経済成長率の急速な鈍化や、住宅価格上昇に起因する急進的な消費者物価の高騰などの不確実性が、中国経済全体をかく乱した場合、現れる効果はその前提により省ごとに大きく異なることが予想される。こうした中国経済全体の急進的な変化が起こった場合には、中央の政策以外に、省独自の政策が必要になる局面が想定され、本研究が提示する結果は、こうした省独自のマクロ経済政策がより効果的に実行されるための判断材料となるものと考えられる。

3. 価格指数の分布の特性

ここで使用するデータは中国国家統計

局がウェブサイトで公開している全国居住者消費価格 (以下 CPI) 並びに省別居住者消費価格のデータであり⁶、これらデータをもとに価格の全国趨勢からの乖離が大きい価格品目を特定する。CPI を構成する価格品目は食品、衣服、家庭設備、医療保健、交通通信、娯楽教育文化、住居の7項目に大別される。これらの項目のうち全国趨勢からの乖離が大きいと考えられる項目を特定するために、それぞれの項目について分布の標準偏差、全国 CPI との相関係数、後述する加速度の符号を検証する。項目について若干の捕捉をすると、衣服は既製品となっている服だけでなく、布や糸などの服の原材料、靴、帽子や衣服に関するサービスまでを対象とした価格である。また家庭設備は、耐久消費財や、室内の装飾品、家具やそれに関するサービスを対象に含んでいる。さらに医療保健は、医療関係のサービスや薬品、医療器具の価格や化粧品価格も含む。

図5 中国の品目別価格指標の変動 [食品 (上)、衣服 (下)]



出所：中国国家統計局公開のデータより筆者作成

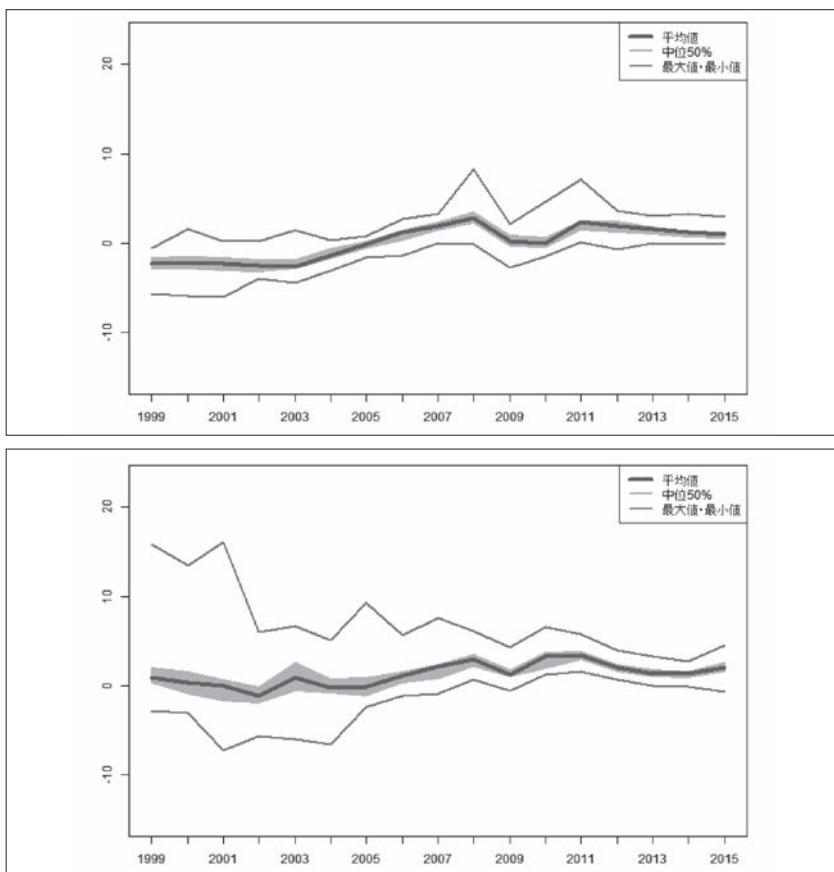
⁶ <http://www.stats.gov.cn/tjsj/>

全国趨勢との乖離の大きさを検証するために、各品目について各年の省間の変動を表す標準偏差を計算した。省間のばらつきの大きさは、図5における垂直方向の幅の大きさに対応するものであり、この大きさを表す指標を表1に示した。標準偏差の行に示した値は、各年で省間の不偏標準偏差の推定値を計算し、さらにその期間平均をとったものである。各年の変動が正負方向で非対称である可能性があることから、標準偏差だけでなく、データ範囲、四分位範囲もあわせて計算したところ、標準偏差とデータ範囲では異なる特徴を持つ項目もいくつかある。変動の大きさの特徴としては、文化娯楽価格の変動が大きく、食品、家庭設備価格の変動が小さい傾向が確認できる。衣服関係では四分位範囲の大きさがさほど大きくないにもかかわらずデータ範囲が大きいことから外れ値の乖離がほかの項目より大きいという特徴がみられる。

さらに各項目の全国の系列からの乖離の大きさを測る指標として、相関係数を検討する。仮に各項目の省別系列が全国系列と異なる要因を主な変動要因とするのであれば、全国系列との相関係数が低くなるため、この値を全国趨勢の効果の判断に用いる。表1には省別に全国との相関係数を計算し、平均をとったものを掲載している。ここでも食品と家庭設備の相関係数が高く全国共通の要因に大きく左右される傾向にあることがわかる。これに対して医療保健は相関係数が低く、省別変動要因を大きく反映していると考えられる。

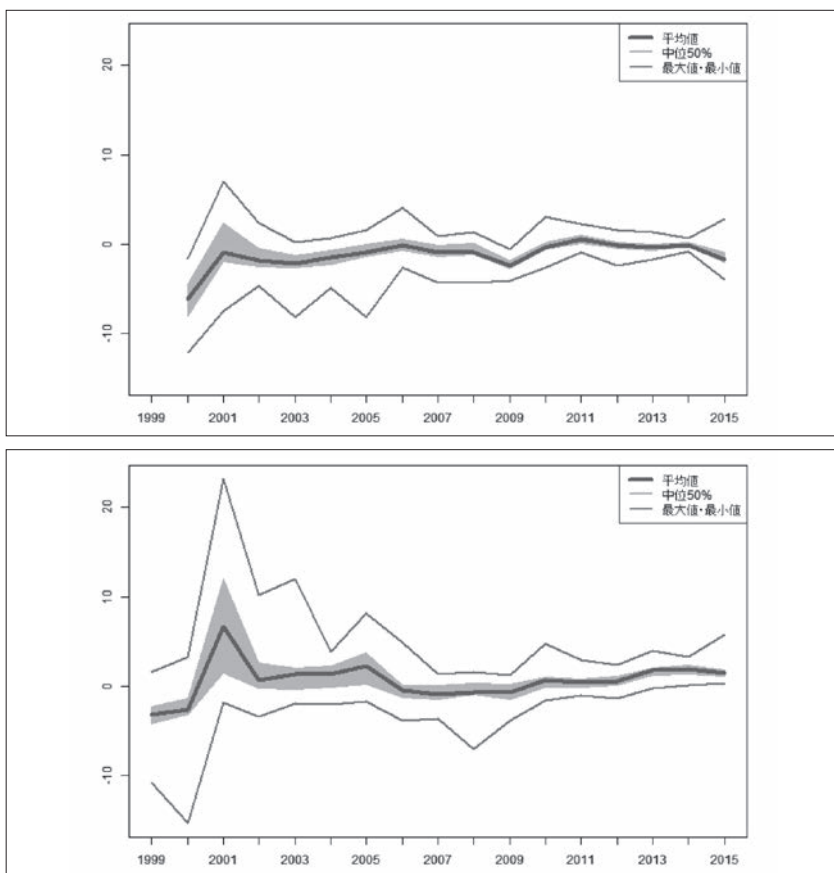
最後に価格の加速度の符号を検討する。加速度とは上昇率の変化を表す系列であり、ここでは、対象としている物価の前年比上年率を表すCPI指数の階差をとったものを、価格の加速度と定義している。掲載している指標は、各項目について、全国の加速度指数と省別の加速度指数の符号が同じである比率を計算したものである。仮に全国指標と省別指標が同様の要因により推移するのであれば、変化の方向も同一方向になるはずであり、符号が同じである比率が高くなると考えられる。この指標から、衣類、文化娯楽の指標が全国と異なる要因により変動してい

図5 中国の品目別価格指標の変動(続き)[家庭用設備(上)、医療保健(下)]



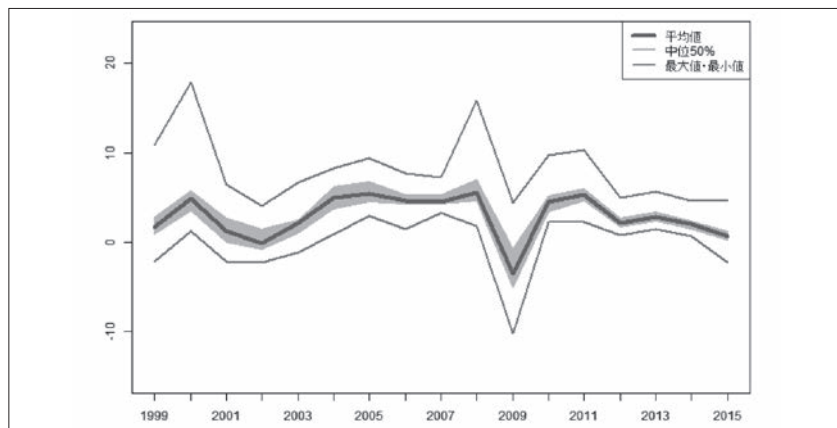
出所：中国国家統計局公開のデータより筆者作成

図5 中国の品目別価格指標の変動(続き)[交通通信(上)、文化娯楽(下)]



出所：中国国家統計局公開のデータより筆者作成

図5 中国の品目別価格指標の変動(続き) [住宅]



出所: 中国国家统计局公開のデータより筆者作成

表1 各項目省別系列と全国系列の乖離に関する指標

	食品	衣類	家庭用設備	医療保健	交通通信	文化娯楽	住宅
標準偏差	2.28	2.69	1.59	3.67	3.23	6.26	3.17
四分位範囲	1.69	1.90	1.15	1.64	1.59	2.29	1.96
データ範囲	6.14	10.05	5.09	8.15	6.70	8.99	7.59
相関係数	0.97	0.78	0.89	0.57	0.79	0.69	0.81
加速度符号	0.86	0.61	0.64	0.70	0.76	0.57	0.79

出所: 中国国家统计局公開のデータより筆者作成

る可能性が示された。以上の系列の推移に関する特徴を総合して、ここでは、衣類、医療保健、文化娯楽と住宅の価格が全国の趨勢と乖離の大きい価格系列であるとみなし、考察の対象とする。ここで選択された産業が含む産業の財貨・サービスは、化粧品や服のように原料の価値に対して、個人の意向やその省固有の情勢による付加価値部分の変化が大きいものである可能性がある。

次節からは、全国趨勢からの乖離が大きいと考えられる衣服、医療保健、文化娯楽、住宅の価格を対象に全国価格指数を外生変数とし、黒龍江省の価格上昇率、産出の変数を内生変数とする二変量構造型 VAR モデルを推定し、その結果を考察する。合計13の VAR モデルを検証の対象とし、需要ショックに対する価格の長期変動が大きい組合せを特定していく⁷。衣服、医療保健、文化娯楽は、関

連する製造業の工業生産額と卸・小売額をそれぞれ産出の変数として採用した⁸。住宅に関しては住宅建材など関連する工業生産額、卸・小売額に加えて、住宅投資額の数値を変数として使用した。

また補論1の検証から、これらの変数が単位根と呼ばれる非定常性をもつ系列を含む可能性が示された。その場合、有意性検定の結果に偏りを生じさせる見せかけの回帰と呼ばれる現象を引き起こす可能性があるが⁹、非定常過程同士の回帰を行った場合でも、その系列が共和分関係にある場合には見せかけの回帰を回避できることが知られており、VAR モデル推定後にこの点を検証している。

4. Blanchard and Quah (1989) モデルと推定結果

Blanchard and Quah (1989) モデル

は、実質産出額と物価の2変数からなる VAR モデルを需要関数と供給関数に識別するための方法であり、識別されたモデルの誤差項は需要関数、供給関数を一方的に変化させる外生的要因として解釈することができる。推定可能な以下の誘導形 VAR モデル

$$y_t = \Psi y_{t-1} + u_t$$

から、補論2で示した関係により以下の構造型 VAR モデルを導出することが可能である。

$$A y_t = \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

誘導形の係数推定値から需要関数、供給関数の係数を表す係数行列 A を算出し、産出と物価の関係が安定的な需要関数、供給関数の関係をもつ産業を特定する。

需要ショック、供給ショックはそれぞれ、総需要曲線、総供給曲線のシフトに伴う物価、産出の変動要因であるため、需要ショックは物価と産出双方を正の方向(ショックと同一方向)に変化させ、供給ショックは物価を正の方向、産出を負の方向に変化させる。これに加えて Blanchard and Quah (1989) の仮定により、需要ショックが長期的には産出を変化させないという制約を課している。

1999年から2014年の年次データを用いて、計13の VAR モデルについて A の係数を推定した結果、符号が需要関数、供給関数の関係と整合的である変数の組合せは、産出変数として衣服の工業生産額、卸総額、小売総額を使ったものと、住宅投資額を用いた4つの場合であることが示された。それ以外のものでは、 A 行列の係数推定値の符号が予想されるものと一致せず、需要曲線が右上がりである場合や、供給曲線が右下がりである場合などを示した¹⁰。

⁷ 4つの価格品目(衣服、医療保険、娯楽教育文化、住宅)のそれぞれに対応する需要(工業生産額、卸総額、小売総額)の変数が存在し、この組合せからなる2変量 VAR で12の場合が存在する。加えて住宅価格に対しては住宅投資総額という需要変数の場合が存在するため、合計で13となる。

⁸ 『黒龍江省統計年鑑』各年版より1999年から2014年までの年次データの数値を集計した。

⁹ 詳細は Granger and Newbold (1974) を参照。

¹⁰ 係数推定値の符号と解釈については、補論2を参照。

$$A_{衣工} = \begin{bmatrix} 0.059 & -0.010 \\ 0.021 & 0.867 \end{bmatrix}$$

$$A_{衣卸} = \begin{bmatrix} 0.015 & -0.296 \\ 0.012 & 0.817 \end{bmatrix}$$

$$A_{衣小} = \begin{bmatrix} 0.066 & -0.170 \\ 0.035 & 0.912 \end{bmatrix}$$

$$A_{住投} = \begin{bmatrix} 0.059 & -0.046 \\ 0.008 & 0.562 \end{bmatrix}$$

また上記4つの場合では省価格指数に対する全国の価格指数の効果が有意な正の効果をもつことが示された(表2)。

以上の結果から衣服産業と住宅産業の価格指数は全国価格の趨勢からの影響を受け、需要と供給の関係によりその趨勢から乖離するという仮定が成立することが示された。前節で示した通り、単位根過程どうしの関係をVARモデルで記述しているため、推定結果が見せかけの回帰の結果である可能性があることを考慮して、この関係が共和分過程であるかどうかを検証するために、Engle and Granger (1987) の検定を実行した(表3)。これは推定されたVARモデルの残差に単位根検定を行い、誤差項の定常性をもってモデルの関係が共和分関係であるかを確認するというものである。検定の対象が誤差項であることと系列の挙動から確定項がないものと判断し、拡張ディッキー・フルー(Augmented Dickey-Fuller: ADF) 検定を実行した結果、すべての系列が5%有意水準で単位根ありの帰無仮説を棄却し、VARモデルが共和分過程であることを示しており、見せかけの回帰は起

表2 外生変数の推定結果

	係数推定値	標準誤差
衣服工業	1.153	0.307
衣服卸売	1.178	0.308
衣服小売	1.407	0.275
住宅投資	0.906	0.148

出所:筆者作成

こっていないものと判断される。

次に推定された構造モデルについて省の価格指数の変動が需要と供給のいずれのショックにより推移してきたかを、予測誤差の分散分解により検証する¹²。価格と産出変数の間に安定的な需要、供給の関係が見られた4つの場合について、需要ショックに対する価格の反応が大きい組合せは衣服の価格・工業生産額と住宅の価格・住宅投資額の組合せである。s期先の予測誤差に対する需要ショックの寄与率を表した表4は、衣服の工業生産を用いて推定したモデルのもとでは衣服価格変動の90%近くが需要要因の、住宅投資額を用いて推定したモデルのもとでは住宅価格変動の95%以上が需要要因の寄与によるものであることを示している。また衣服の卸売総額、小売総額を用いたモデルにおいても、需要の寄与率の方が供給よりも高いことが示されている。これは、衣服産業について同じ規模の需要ショックを与えた時の衣服価格の上昇は、卸売額や小売額に比べて工業生産額に与えた時の方が効果が大きいことを意味している。また住宅産業に対しては技術革新などを奨励する産業振興策よりも、需要

ショックを介した財政政策の方が、住宅価格の制御に資することを示す結果となっている。

5. 結論

本稿では中国の省別CPIの推移に注目し、省固有の物価変動要因の効果を測定した。黒龍江省のデータを対象にして行ったVARモデルの推定結果は、省別CPIの推移が全国のCPIの趨勢に大きく依存しているものの、省固有の要因によりそこから乖離するという仮定と整合的なものとなった。また全国指数の趨勢からの乖離を生み出すショックとして、需要と供給の関係として識別できるものは、衣服、住宅産業におけるものであり、需要変数として衣服の工業生産額、住宅投資額を用いたモデルにおいて需要ショックが価格変動をもたらす効果が大きいことが示されている。他の価格品目については、全国趨勢の影響があまりに大きく省固有の要因の間に安定的な需要、供給の関係が確認できなかった可能性がある。

これらの結果は、地方政府が財政政策を通じて価格指数の推移を制御する際の

表3 Engle and Granger (1987) の共和分検定¹¹

	Y _t 式の検定統計量	P _t 式の検定統計量
衣服工業	-2.355	-2.446
衣服卸売	-3.168	-2.435
衣服小売	-3.617	-2.676
住宅投資	-2.836	-4.401

出所:筆者作成

表4 各品目の価格に対する需要ショックの寄与

予測期間 (s)	衣服工業	衣服卸売	衣服小売	住宅投資
1	0.889	0.603	0.782	0.982
2	0.891	0.599	0.638	0.969
3	0.891	0.598	0.626	0.969
4	0.891	0.598	0.623	0.969
5	0.891	0.598	0.623	0.969

注:数字は全体を1としたときのs期先の予測誤差に対する需要ショックの寄与の割合を示している。
出所:筆者作成

¹¹ 単位根検定の棄却点は-2.66(1%有意水準)、-1.95(5%有意水準)、-1.60(10%有意水準)で帰無仮説が「系列が単位根をもつ」である。

¹² 詳細は張(2006)を参照。

有用な情報を与える。特定の省において、例えば物価停滞の状況が観測された場合には、需要不足の状態にあると考えられる。この場合に地方政府が独自に実行できる施策は、財政政策による需要喚起を通じた物価安定化政策である。逆に急激な物価上昇が確認された場合には、財政支出の削減や増税による需要抑制策が可能である。その対象として衣服産業における工業生産や、住宅投資への政策を行うことで、より効果的な物価安定化政策を実行することが可能となる。

現在進行している「一帯一路」政策に伴い中央政府が大型の財政政策を長期的に実行した場合、全国的にCPIが上昇の趨勢をもち、各省の価格指標に上昇圧力を与える局面も予想できる。ただし、こうした全国趨勢がもたらす各省価格指数への効果は一様ではないと考えられ、省固有の政策により物価を安定的水準に誘導するための政策が求められる可能性がある。

ここで提示した方法は黒龍江省に特化したものではなく、データが存在している

省級市、自治区すべてにおいて、有効な財政政策による物価安定化政策の情報を与えるものとして適用可能である。最後にここで省固有の需給ショックとして提示した結果は、全国の趨勢以外の要因で当該の省に起こった需要、供給のショックであることを意味しており、隣接他省からの需要、供給ショックとは識別しておらず、今後の研究でこれを考慮する必要がある。

補論1 データの定常性

本節では多変量自己回帰 (Vector Auto-Regressive: VAR) モデルを構成する各系列の単位根の有無について検証している。産出変数は、公開されている名目値をその年のGDPデフレーターで実質化して使用した。対象は黒龍江省における衣服、医療保健、文化娯楽体育、住宅の4つの価格品目、黒龍江省における13の産出変数、全国の4つの価格変数である。各系列が確定項 (定数項と確定的時間トレンド) をもつ系列である可能性を考慮し、確定項がないと仮定する場合には拡張ディッキーフルー (Augmented Dickey-Fuller: ADF) 検定を、確定項ありの仮定の下では Elliot and Rothenberg (1996) で提唱されている単位根検定の方法を実行した。

単位根検定の結果、21の変数 (4つの省価格、13の省需要変数、4つの全国価格) のうち5つの変数を除いて単位根が存在するという結果が示された¹³ (表5)。先験的に確定項の有無とAR過程のラグ次数を決定することが困難であることから最大で5期前の変数からの作用を考慮して最適ラグ次数を赤池情報量規準 (Akaike Information Criterion: AIC) により決定し、確定項なし、定数項あり、定数項と確定的トレンドありの3つの場合のいずれかで単位根ありの帰無仮説が棄却されない場合を単位根ありと判断した。

単位根をもつ時系列過程に従う変数かどうかは、実際よりも高い相関を示す見せかけの回帰とよばれる現象が起こり、結果として回帰係数の有意性検定の結果に偏りを生じさせることが知られている。この見せかけの回帰の問題は回帰の対象となる変数間に共和分関係がある場合には回避できることが知られており、本文では、VARモデルで記述される関係が共和分関係であるかどうかを Engle and Granger

表5 単位根検定の結果

	確定項なし	定数項のみ	定数項とトレンド項	階差変数の検定結果	単位根に対する判断
PCW	1	1	0	1	1
PCH	1	0	0	1	1
YCH	0	0	0	1	1
WCH	1	1	1	1	0
RCH	1	1	1	1	0
PMW	1	0	0	1	1
PMH	1	1	0	1	1
YMH	0	1	1	1	1
WMH	0	0	0	1	1
RMH	1	0	0	1	1
PEW	1	0	0	1	1
PEH	1	1	1	1	0
YEH	1	0	0	1	1
WEH	1	1	1	1	0
REH	0	0	0	1	1
PRW	1	0	0	1	1
PRH	1	0	0	1	1
YRH	1	1	1	1	0
WRH	0	0	0	1	1
RRH	1	0	0	0	1
IRH	0	1	0	1	1

一文字目アルファベット: Pが価格、Yが工業生産、Wが卸売総額、Rが小売総額
二文字目アルファベット: Cが衣服、Mが医療保健、Eが文化娯楽、Rが住宅
三文字目アルファベット: Wが全国、Hが黒龍江省
出所: 筆者作成

¹³ 単位根ありの帰無仮説が棄却されたのはいずれも省の変数であり、衣服卸売総額、衣服小売総額、文化娯楽工業生産、文化娯楽卸売総額、住宅工業生産額の5つであった。

(1987)の方法で検証している。2変量 VAR モデルの残差系列の単位根検定を実行することで推定結果が見せかけの回帰の結果であるか共和分関係であるかを、判断することが可能になる¹⁴。

補論2 Blanchard and Quah (1989) モデル

Blanchard and Quah (1989) では、実質産出額と物価からなる2変数の VAR モデルについて需要ショックの生産に対する長期中立性の仮定を置き、VAR モデルの構造ショックを需要とそれ以外の要因に識別する方法を提示している。 t 期の産出額を Y_t 、 t 期の物価を P_t とし、 $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$ をそれぞれ平均ゼロ、分散共分散行列が単位行列になるような過程であると仮定したときの Blanchard and Quah (1989) モデルは¹⁵、以下の様に表現され、

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 P_{t-1} + \alpha_4 \varepsilon_{1,t} \\ P_t &= \beta_1 Y_t + \beta_2 P_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 \varepsilon_{2,t} \\ &\quad \downarrow \text{構造ショックの分散・共分散行列を単位行列に標準化} \\ A_{11} Y_t + A_{12} P_t &= \phi_{11} Y_{t-1} + \phi_{12} P_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ A_{21} Y_t + A_{22} P_t &= \phi_{21} Y_{t-1} + \phi_{22} P_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}$$

これを行列表記すると、

$$A y_t = \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \quad \Phi = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \quad y_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \end{bmatrix}$$

となる。

これに対して最小二乗法 (Ordinary Least Squares: OLS) で推定可能な誘導形モデルは、

$$y_t = \Psi y_{t-1} + u_t$$

であり、構造モデルと誘導形 VAR のパラメータの間には以下の関係が成立する。

$$\begin{aligned} \Psi &= A^{-1} \Phi \\ u_t &= A^{-1} \varepsilon_t \quad u_t \sim N(0, \Sigma) \\ \Sigma &= \begin{bmatrix} s_1 & s_2 \\ s_2 & s_3 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

ここで、 $A^{-1} \equiv \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}$ と定義する。OLS により誘導形パラメータ Ψ 、 Σ を推定することで、以下の A の要素を導出するための方程式を得ることができる。

$$\begin{aligned} \Sigma &= E(u_t u_t') \\ &= A^{-1} E(\varepsilon_t \varepsilon_t') A^{-1'} \\ &= A^{-1} A^{-1'} \\ &= \begin{bmatrix} \gamma_{11}^2 + \gamma_{12}^2 & \gamma_{11} \gamma_{21} + \gamma_{12} \gamma_{22} \\ \gamma_{11} \gamma_{21} + \gamma_{12} \gamma_{22} & \gamma_{21}^2 + \gamma_{22}^2 \end{bmatrix} \\ \gamma_{11}^2 + \gamma_{12}^2 &= s_1 \\ \gamma_{11} \gamma_{21} + \gamma_{12} \gamma_{22} &= s_2 \\ \gamma_{21}^2 + \gamma_{22}^2 &= s_3 \end{aligned}$$

¹⁴ サンプルサイズの制限より共和分検定としてヨハンセンの共和分検定ではなく残差の定常性による共和分検定である Engle and Granger (1989) の方法を用いて検証した。

¹⁵ 便宜上 VAR のラグ次数を1と仮定している。

未知数4に対してもう一つの制約条件が必要になり、Blanchard and Quah (1989) では産出に対する需要ショックの長期中立性を適用している。需要ショックの長期中立性とは、需要ショックが短期的には産出水準を変化させる効果をもつものの、長期的には産出水準を変化させないということを意味するものであり、VAR モデルにおいては累積インパルス応答関数に対する制約として導入されている。

誘導形 VAR モデルを以下のように無限期移動平均形式で表現したものの係数が、インパルス応答関数である¹⁶。

$$\begin{aligned} y_t &= \Psi y_{t-1} + u_t \\ (I - \Psi L)y_t &= u_t \\ y_t &= \frac{1}{I - \Psi L} u_t \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} [\Psi L]^i u_{t-i} \end{aligned}$$

$\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix}$ とし、インパルス応答関数を構造モデルの係数行列 A^{-1} の要素で表現すると、

$$\begin{aligned} y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} [\Psi L]^i A^{-1} \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \end{bmatrix} &= \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix}^i L^i \begin{bmatrix} \gamma_{11} \varepsilon_{1,t} + \gamma_{12} \varepsilon_{2,t} \\ \gamma_{21} \varepsilon_{1,t} + \gamma_{22} \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

と表すことができる¹⁷。このうち被説明変数が Y_t である方程式について、構造ショックに対するインパルス応答関数の形式に整理すると、

$$\begin{aligned} Y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{11}^i (\gamma_{11} \varepsilon_{1,t-i} + \gamma_{12} \varepsilon_{2,t-i}) + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{12}^i (\gamma_{21} \varepsilon_{1,t-i} + \gamma_{22} \varepsilon_{2,t-i}) \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} (\psi_{11}^i \gamma_{11} + \psi_{12}^i \gamma_{21}) \varepsilon_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} (\psi_{11}^i \gamma_{12} + \psi_{12}^i \gamma_{22}) \varepsilon_{2,t-i} \end{aligned}$$

となり、産出の需要に対する長期中立性は $\sum \psi_{11}^i \gamma_{12} + \psi_{12}^i \gamma_{22} = 0$ という制約を意味する¹⁸。構造ショックの分散共分散行列に関する制約と産出の需要に対する長期中立性の制約により A^{-1} の要素を特定することで、構造モデルを導出することが可能となる。本研究では、R のパッケージ *vars* を用いてモデルの推定を実行した。

参考文献

- Blanchard O. and D. Quah (1989) "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbance," *The American Economic Review*, Vol 79, pp.655-673.
- Elliot, G. T. J. Rothenberg, and J. H. Stock (1996) "Efficient tests for auto-regressive unit-root," *Econometrica*, Vol. 64, No.4. pp.813-836.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No.2. pp 251-276
- Gali, J. (1992) "How well does the IS-LM model fit postwar U.S. data?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.107, pp.709-738.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol 2, pp111-120.
- Jarko, F. and I. Korhonen (2003) "Similarity of supply and demand shocks between the euro area and the CEECs," *Economic Systems*, Vol. 27, pp. 313-334.
- 張艶 (2003) 「構造型 VAR モデルによる中国の物価変動分析」、『早稲田商学』、第398巻、pp125-142
- (2006) 『中国のマクロ経済と物価変動の分析 - 経済改革後の中国経済』、成文堂
- 三尾仁志 (2001) 「インフレ率の要因分解：構造型 VAR による需要・供給要因の識別」、『金融研究』、第20巻、pp99-136

¹⁶ L はラグオペレータである。

¹⁷ 行列右上の i はその行列を単位行列に前から i 回かけることを表している。

¹⁸ ε_{2t} を需要ショックと仮定する場合を想定している。