

# 不動産市場のダイナミクスとマクロ経済環境の相互作用に関する分析\*

財団法人日本住宅総合センター

平成 23 年 3 月 31 日

## 概要

研究の目的は住宅価格（もしくはその変動）がこういったマクロ変数と関連しているのか、また、地域間においてどのようなつながりをもっているのか、を Goodhart and Hofmann [2008] や Vansteenkiste [2007]、Miller and Peng [2006] によって示された時系列分析の枠組みを用いて明らかにすることである。

Goodhart and Hofmann [2008] では、先進 17 カ国における過去 30 年間の GDP、CPI、利子率、住宅価格、マネタリーベース、クレジットの関連を、金融変数（貨幣量・クレジット）と住宅価格を中心に検証した。その結果、住宅価格と実体経済変数、金融変数との間に関連が確認された。本研究では、彼らの分析を東京圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）におけるデータに当てはめ、わが国における住宅価格とマクロ変数の関連を検証する。その際、Vansteenkiste [2007] と同様、住宅価格変数の変動のスピルオーバーを考慮した Global 変数を用いて分析を行い、東京圏における住宅価格の変化の波及経路をみる。

分析の結果から、関東 1 都 3 県の住宅価格には、有意なスピルオーバーが確認されなかった。しかし、住宅価格が、他地域の鉱工業生産指数と消費者物価指数の影響をうけることは確認された。

## 1 はじめに

住宅価格指数の意義について、国交省の『住宅市場動向に関する指標のあり方の検討業務報告書』<sup>1)</sup>では、賃貸住宅の価格や賃料の適正な評価、ローンの融資計算などを挙げている。住宅価格が、これらの値に直接的に影響をあたえるので、その予測精度を向上させることが重要となってきた。

本研究の目的は、Goodhart and Hofmann [2008] や Vansteenkiste [2007]、Miller and Peng [2006] によって示された時系列分析の枠組みを用いて住宅価

---

\*本研究は、財団法人日本住宅総合センターで実施された平成 21 年度自主研究「不動産市場における需給メカニズム分析調査」において、早稲田大学大学院商学研究科 竹内（野木森）明香氏と当センター研究部行武憲史副主任研究員が共同で行った分析をまとめたものである。

<sup>1)</sup><http://www.mlit.go.jp/common/000049225.pdf>

格（もしくはその変動）がどういったマクロ変数と関連しているのか、また、地域間においてどのようなつながりをもっているのか、を明らかにすることである。

Goodhart and Hofmann [2008] では、先進 17 カ国における過去 30 年間の国内総生産（以下 GDP）、消費者物価指数（以下 CPI）、利子率、住宅価格、マネタリーベース、クレジットの関連を、金融変数（貨幣量・クレジット）と住宅価格を中心に検証した。その結果、住宅価格と実体経済変数、金融変数との間に関連が確認された。

貨幣量と住宅価格の理論的背景には Optimal portfolio adjustment mechanisms と呼ばれる、次のような考え方があり。まず、貨幣から住宅価格の影響については、期待される貨幣の増加に対し経済主体は自らの資産ポートフォリオを見直すので、貨幣量と資産価格が関連すると考えられる。住宅価格から貨幣量への影響については、住宅価格の変化に対してもポートフォリオのリバランスを行うために生じると考えられる。

クレジットと住宅価格の理論的背景としては、以下のものがある。住宅価格からクレジットや消費に関する影響は housing wealth effect and collateral effect と呼ばれる。これは、Life-cycle モデルに基づき、恒常的な資産の上昇は消費と借入れを増加させ、さらに住宅資産の上昇が担保価値の上昇を意味するので借入れ能力も上昇するとするものである<sup>2)</sup>。また、個人投資を通じての影響（Tobin's  $q$ ）と捉えることもできる。一般に住宅価格の上昇は建築費の上昇より大きいので、住宅価格の上昇が投資先としての住宅の優位性を増加させ、建設のための借入れを増加させる。

また、クレジット供給の外生的な変化（例えば金融自由化）も住宅価格に影響を与える。資産価格は将来に渡ってのリターンの流列の合計として表現できる。そのため、クレジット供給の上昇は経済活動の活発化による将来のリターンの増加と、借入れ利子率の低下による割引率の減少の両方向から資産価格を押し上げる。

本研究では、Goodhart and Hofmann [2008] の分析を東京圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）におけるデータに当てはめ、わが国における住宅価格とマクロ変数の関連を検証する。その際、住宅価格変数の変動のスピルオーバーを考慮するために、Vansteenkiste [2007] が使用した Global 変数と呼ばれる変数を用いたモデルを分析する。

本研究の構成は以下のとおりである。第 2 節では、Global 変数の定義と、推定モデルの説明を行う。第 3 節では推定に使用するデータの紹介と、各データの単位根検定の結果を示す。第 4 節で推定結果を示し、第 5 節に結論と今後の課題を述べる。

## 2 推定モデル

本研究では、地域別（ここでは、都県別）の住宅価格の時系列モデルを考える。Goodhart and Hofmann [2008] に従い、住宅価格の決定に関連すると考えられる、以下のマクロ変数を用いる。 $i$  地域の  $t$  時点の住宅価格を  $hp_{it}$ 、

---

<sup>2)</sup> これらの影響は住宅所有者にとってはポジティブな影響であるが、賃貸住宅居住者にとってはネガティブな影響を与えるため全体を通じての議論は難しくなる。

鉱工業生産指数を  $iip_{it}$ <sup>3)</sup>、消費者物価指数を  $cpi$  とし、地域間で共通した  $t$  期の変数として、 利率を  $ir_t$ 、 マネタリーベースを  $m_t$  とする。本研究で用いるマクロ変数をまとめると、

$$\begin{bmatrix} hp_{it} \\ iip_{it} \\ cpi_{it} \\ ir_t \\ m_t \end{bmatrix}$$

となる。

## 2.1 Global 変数の作成

Pesaran et al. [2004] で提案されている Global 変数とは、同時点のその他の地域のマクロ変数を、他地域との関係を表わす既知のウェイトを用いて加重平均したものをいう。Vansteenkiste [2007] では、他地域の住宅価格との相関を取り入れたアメリカの州別の住宅価格分析をし、州別の住宅価格の波及経路を考慮したインパルス応答関数を導出している。本研究でも、Global 変数を使い住宅価格の分析を行っていきたい。

Global 変数を作るために、JR 線の運賃からウェイト行列を作成した。JR 線の各都調・県庁所在地間の運賃は表 1 の上段となる。 $N$  個の地域があるとき、 $i$  地域から  $j$  地域への運賃を  $P_{ij}$  とし、あらわす。地価の伝搬は、近い都市間ほど影響が大きいと考えられるので、運賃で捉えると、運賃が低いほど影響が大きくなるはずである。そこで、運賃を  $P_{ij}$  の逆数を取り、 $i$  地域ごとの運賃の和を

$$TP_i = \sum_{j=1}^N \frac{1}{P_{ij}}$$

として計算する。ただし、 $P_{ij} = 0$  の逆数は 0 とする。ウェイトは、この和で運賃の逆数を割り、

$$w_{ij} = \frac{1}{P_{ij}TP_i}$$

として計算した<sup>4)</sup>。分析に使用したウェイト行列を表 1 の下段に示す。

これらのウェイトを用い、Global 変数を、

$$\begin{bmatrix} hp_{it}^* \\ iip_{it}^* \\ cpi_{it}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^N w_{ij}hp_{jt} \\ \sum_{j=1}^N w_{ij}iip_{jt} \\ \sum_{j=1}^N w_{ij}cpi_{jt} \end{bmatrix} \quad (1)$$

<sup>3)</sup>前述したように、Goodhart and Hofmann [2008] では GDP を用いている。これは Goodhart and Hofmann [2008] が、30 年という長期にわたる四半期データであるのに対し、本研究で対象とするのは、1998 年 1 月から 2009 年 8 月までの月次 137 時点のデータである。GDP は四半期ベースでしか公表されていないため、代理変数として鉱工業生産指数を用いる。

<sup>4)</sup>JR のデータには、運賃以外にも距離の変数があるが、距離を利用してウェイト行列を計算したところ、ほぼ同じ数値のウェイト行列を計算することができた。

表 1: ウェイト行列 (運賃表とウェイト)

	東京	横浜	浦和	千葉	計
運賃					
東京	0	450	380	620	1450
横浜	450	0	890	1050	2390
浦和	380	890	0	890	2160
千葉	620	1050	890	0	2560
ウェイト					
東京	0.000	0.344	0.407	0.249	1
横浜	0.517	0.000	0.261	0.222	1
浦和	0.539	0.230	0.000	0.230	1
千葉	0.437	0.258	0.305	0.000	1

特急代金は含まれていない。

(出所)JR 東日本の HP

として定義する。Global 変数は地域ごとに異なる値をとる変数に対して作成するので、本研究で作成した Global 変数は、住宅価格  $hp_{it}$ 、鉱工業生産指数  $iip_{it}$ 、消費者物価指数  $cpi_{it}$  の 3 つになる。 $i$  地域の 3 種類の Global 変数に使用したウェイトは  $w_{11}, \dots, w_{14}$  となり、住宅価格  $hp_{it}$ 、鉱工業生産指数  $iip_{it}$ 、消費者物価指数  $cpi_{it}$  で共通する。これらのウェイトは、マクロ変数ごとに変更しても問題がないが (Pesaran et al. [2004] を参照のこと)、本研究では全ての変数で共通して表 1 の下段のウェイトを使用した。

## 2.2 VAR モデル

本研究では、Vansteenkiste [2007] に従い Global 変数を用いた VAR モデルを考える。他地域のマクロ変数を全て含んだ VAR モデルは、推定パラメータが増えてしまうので推定が難しい。他地域間でのマクロ変数のスピルオーバーを考慮しつつ、推定パラメータの増加を抑える手法の一つとして、Global 変数を使った分析が行われるようになった。後で解説するが、この Global 変数を使うと、他地域のマクロ変数の係数に線形制約を置いたモデルと等しくなる。本研究では次の 2 種類のモデル分析を行う。

モデルの中で使用する外生変数について説明する。本研究で用いるの 5 つの変数のうち、住宅価格、鉱工業生産指数、消費者物価指数は地域別のデータであるが、一方で、利子率とマネタリーベースは政策上、地域に共通して外生的に決定される変数である。そこで、本研究ではこれらを外生変数として扱うこととする。

はじめに、 $i$  地域のモデルを考えると、

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} hp_{it} \\ iip_{it} \\ cpi_{it} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_i^{(hp)} \\ \alpha_i^{(iip)} \\ \alpha_i^{(cpi)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_i^{11} & \phi_i^{12} & \phi_i^{13} \\ \phi_i^{21} & \phi_i^{22} & \phi_i^{23} \\ \phi_i^{31} & \phi_i^{32} & \phi_i^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} hp_{it-1} \\ iip_{it-1} \\ cpi_{it-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_i^{(hp)} \\ \beta_i^{(iip)} \\ \beta_i^{(cpi)} \end{bmatrix} ir_{t-1} \\ &+ \begin{bmatrix} \psi_i^{(hp)} \\ \psi_i^{(iip)} \\ \psi_i^{(cpi)} \end{bmatrix} m_{t-1} + \begin{bmatrix} \eta_i^{11} & \eta_i^{12} & \eta_i^{13} \\ \eta_i^{21} & \eta_i^{22} & \eta_i^{23} \\ \eta_i^{31} & \eta_i^{32} & \eta_i^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} hp_{it-1}^* \\ iip_{it-1}^* \\ cpi_{it-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{it}^{(hp)} \\ \epsilon_{it}^{(iip)} \\ \epsilon_{it}^{(cpi)} \end{bmatrix} \quad (2) \end{aligned}$$

ここで、

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{it}^{(hp)} \\ \epsilon_{it}^{(iip)} \\ \epsilon_{it}^{(cpi)} \end{bmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^{2(hp)} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^{2(iip)} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^{2(cpi)} \end{bmatrix} \right) \quad (3)$$

とする。ベクトルでシステム全体を表記すれば、

$$\begin{aligned} \mathbf{Y}_{1t} &= \boldsymbol{\alpha}_1 + \Phi_1 \mathbf{Y}_{1t-1} + \mathbf{B}_1 ir_{t-1} + \Psi_1 m_{t-1} + \mathbf{H}_1 \mathbf{Y}_{1t-1}^* + \mathbf{E}_{1t} \\ &\vdots \\ \mathbf{Y}_{Nt} &= \boldsymbol{\alpha}_N + \Phi_N \mathbf{Y}_{Nt-1} + \mathbf{B}_N ir_{t-1} + \Psi_N m_{t-1} + \mathbf{H}_1 \mathbf{Y}_{Nt-1}^* + \mathbf{E}_{Nt} \\ \mathbf{Y}_{1t}^* &= w_{11} \mathbf{Y}_{1t} + \cdots + w_{1N} \mathbf{Y}_{Nt} \\ &\vdots \\ \mathbf{Y}_{Nt}^* &= w_{N1} \mathbf{Y}_{Nt} + \cdots + w_{NN} \mathbf{Y}_{Nt} \end{aligned}$$

となる。ここで、各ベクトルは以下のように定義している。

$$\begin{aligned} \mathbf{Y}_{it} &= \begin{bmatrix} hp_{it} \\ iip_{it} \\ cpi_{it} \end{bmatrix} & \boldsymbol{\alpha}_i &= \begin{bmatrix} \alpha_i^{(hp)} \\ \alpha_i^{(iip)} \\ \alpha_i^{(cpi)} \end{bmatrix} & \Phi_i &= \begin{bmatrix} \phi_i^{11} & \phi_i^{12} & \phi_i^{13} \\ \phi_i^{21} & \phi_i^{22} & \phi_i^{23} \\ \phi_i^{31} & \phi_i^{32} & \phi_i^{33} \end{bmatrix} \\ \mathbf{B}_i &= \begin{bmatrix} \beta_i^{(hp)} \\ \beta_i^{(iip)} \\ \beta_i^{(cpi)} \end{bmatrix} & \Psi_i &= \begin{bmatrix} \psi_i^{(hp)} \\ \psi_i^{(iip)} \\ \psi_i^{(cpi)} \end{bmatrix} & \mathbf{H}_i &= \begin{bmatrix} \eta_i^{11} & \eta_i^{12} & \eta_i^{13} \\ \eta_i^{21} & \eta_i^{22} & \eta_i^{23} \\ \eta_i^{31} & \eta_i^{32} & \eta_i^{33} \end{bmatrix} \\ \mathbf{Y}_{it-1}^* &= \begin{bmatrix} hp_{it-1}^* \\ iip_{it-1}^* \\ cpi_{it-1}^* \end{bmatrix} & \mathbf{E}_{it} &= \begin{bmatrix} \epsilon_{it}^{(hp)} \\ \epsilon_{it}^{(iip)} \\ \epsilon_{it}^{(cpi)} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

ここで、Global 変数を含む項について、詳しく見ていきたい。Global 変数の項を、各地域の内生変数で書き換えると、

$$\begin{bmatrix} \eta_i^{11} & \eta_i^{12} & \eta_i^{13} \\ \eta_i^{21} & \eta_i^{22} & \eta_i^{23} \\ \eta_i^{31} & \eta_i^{32} & \eta_i^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} hp_{it-1}^* \\ iip_{it-1}^* \\ cpi_{it-1}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \eta_i^{11} & \eta_i^{12} & \eta_i^{13} \\ \eta_i^{21} & \eta_i^{22} & \eta_i^{23} \\ \eta_i^{31} & \eta_i^{32} & \eta_i^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^3 w_{1j} hp_{jt} \\ \sum_{j=1}^3 w_{1j} iip_{jt}^* \\ \sum_{j=1}^3 w_{1j} cpi_{jt}^* \end{bmatrix} \quad (4)$$

住宅価格の項をさらに展開すると、

$$\begin{aligned} & \eta_i^{11} (w_{12}hp_{2t} + w_{13}hp_{3t} + w_{14}hp_{4t}) + \eta_i^{12} (w_{12}iip_{2t} + w_{13}iip_{3t} + w_{14}iip_{4t}) \\ & + \eta_i^{13} (w_{12}cpi_{2t} + w_{13}cpi_{3t} + w_{14}cpi_{4t}) \end{aligned} \quad (5)$$

となる。 $i$ 地域の住宅価格は、他地域の全ての変数の影響を受け、その程度は、推定パラメータ  $\eta_i$  にウェイトをかけたものとなっている。通常の VAR では、これらの他地域の変数の係数を個別に推定することを考えると、この Global 変数を用いた VAR モデルは、全地域のマクロ変数を使った VAR モデルのパラメータに、上記のような制約を置いたものと捉える事ができる。消費者物価指数、鉱工業生産指数についても同様に捉えることができる。

これらのモデルは、一階差分をとった変数にも適用可能である。 $\Delta$  を差分の記号として表すと、

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta hp_{it} \\ \Delta iip_{it} \\ \Delta cpi_{it} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_i^{(hp)} \\ \alpha_i^{(iip)} \\ \alpha_i^{(cpi)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_i^{11} & \phi_i^{12} & \phi_i^{13} \\ \phi_i^{21} & \phi_i^{22} & \phi_i^{23} \\ \phi_i^{31} & \phi_i^{32} & \phi_i^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta hp_{it-1} \\ \Delta iip_{it-1} \\ \Delta cpi_{it-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_i^{(hp)} \\ \beta_i^{(iip)} \\ \beta_i^{(cpi)} \end{bmatrix} \Delta ir_{t-1} \\ &+ \begin{bmatrix} \psi_i^{(hp)} \\ \psi_i^{(iip)} \\ \psi_i^{(cpi)} \end{bmatrix} \Delta m_{t-1} + \begin{bmatrix} \eta_i^{11} & \eta_i^{12} & \eta_i^{13} \\ \eta_i^{21} & \eta_i^{22} & \eta_i^{23} \\ \eta_i^{31} & \eta_i^{32} & \eta_i^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta hp_{it-1}^* \\ \Delta iip_{it-1}^* \\ \Delta cpi_{it-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{it}^{(hp)} \\ \epsilon_{it}^{(iip)} \\ \epsilon_{it}^{(cpi)} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (6)$$

ベクトルでシステム全体を表記すれば、

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{Y}_{1t} &= \boldsymbol{\alpha}_1 + \Phi_1 \Delta \mathbf{Y}_{1t-1} + \mathbf{B}_1 \Delta ir_{t-1} + \Psi_1 \Delta m_{t-1} + \mathbf{H}_1 \Delta \mathbf{Y}_{1t-1}^* + \mathbf{E}_{1t} \\ &\vdots \\ \Delta \mathbf{Y}_{Nt} &= \boldsymbol{\alpha}_N + \Phi_N \Delta \mathbf{Y}_{Nt-1} + \mathbf{B}_N \Delta ir_{t-1} + \Psi_N \Delta m_{t-1} + \mathbf{H}_N \Delta \mathbf{Y}_{Nt-1}^* + \mathbf{E}_{Nt} \\ \mathbf{Y}_{1t}^* &= w_{11} \mathbf{Y}_{1t} + \cdots + w_{1N} \mathbf{Y}_{Nt} \\ &\vdots \\ \mathbf{Y}_{Nt}^* &= w_{N1} \mathbf{Y}_{Nt} + \cdots + w_{NN} \mathbf{Y}_{Nt} \end{aligned}$$

差分をとったモデルの場合、マクロ変数の対数変化率が VAR モデルに従うこととなる。係数の解釈は、差分をとらない（以下、差分をとらないモデルをレベル・モデルと呼ぶ）ときの VAR モデルと同様にできる<sup>5)</sup>。

以上のモデルを推定する際に、Global 変数を確率変数として取り扱うと、推定が複雑になるため、Vansteenkiste [2007] では弱外生性を仮定していた。本研究も先行研究に従い、Global 変数を外生変数として取り扱うこととする。そこで、 $t$  期には確定していると考えられる  $t-1$  期のグローバル変数を説明変数としてモデルに含める。

以上の仮定を置いた上で、システムの誤差項の分散を考える。 $i$  地域の 3 つの内生変数の誤差項  $\epsilon_{it-1}^{(hp)}$ 、 $\epsilon_{it-1}^{(iip)}$ 、 $\epsilon_{it-1}^{(cpi)}$  は互いに無相関であるとし、系列相関もしていないとする。このとき、地域  $i$  の VAR だけを考えたときの分散共分散行列は

$$\text{Var}(\mathbf{E}_{it}) = \Sigma_i = \begin{bmatrix} \sigma^{2(hp)} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^{2(iip)} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^{2(cpi)} \end{bmatrix} \quad (7)$$

<sup>5)</sup>さて、利子率とマネタリーベースの変動も、モデル化することが考えられる。特に利子率のモデルは、ファイナンスの分野では数多く開発されている。もし、単純なモデルとして利子率とマネ

として表すことができる。

他地域とのマクロ変数の相関が VAR の説明変数と Global 変数によって完全に捉えられるとすると、誤差項間の相関もないと仮定することができ、システム全体の分散共分散行列は、

$$\text{Var} \begin{bmatrix} \mathbf{E}_{1t} \\ \mathbf{E}_{2t} \\ \mathbf{E}_{3t} \\ \mathbf{E}_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_4 \end{bmatrix} \quad (8)$$

と表記することができる<sup>6)</sup>。

このように利率とマネタリーベースと Global 変数に外生性を仮定し、各誤差項が独立であると仮定してモデルを構築すると、このモデルの係数は全て地域  $i$  ごとに異なっており、地域間で共通した係数が誤差項の分散しかないことから、地域ごとに VAR モデルの係数を推定しても問題ない。そこで、本研究では、モデルの推定の際には、地域ごとに VAR モデルを推定する。

### 3 データ

本研究では Goodhart and Hofmann [2008] に従い、住宅価格  $hp_{it}$ 、鉱工業生産指数  $iip_{it}$ 、消費者物価指数  $cpi$ 、利率  $ir_t$ 、マネタリーベース  $m_t$  を使用している。各変数に対応して東京圏マンション流通価格指数、鉱工業生産指数、消費者物価指数、10年国債利回り、マネタリーベースを用いた。以下では、分析に使用したデータについての詳細を述べる。

住宅価格  $hp_{it}$  は住宅価格指数データ (REINS) を分析に用いた。原型列から X12ARIMA モデルを適用して季節性を除去したものを  $HP_{it}$  とする<sup>7)</sup>。対数値をとった、

$$hp_{it} = \ln HP_{it}$$

タリーベースに AR(1) モデルを仮定すると、ベクトル形式のモデルは

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{Y}_{1t} &= \boldsymbol{\alpha}_1 + \Phi_1 \Delta \mathbf{Y}_{1t-1} + \mathbf{B}_1 ir_{t-1} + \Psi_1 m_{t-1} + \mathbf{H}_1 \Delta \mathbf{Y}_{1t-1}^* + \mathbf{E}_{1t} \\ &\vdots \\ \Delta \mathbf{Y}_{Nt} &= \boldsymbol{\alpha}_N + \Phi_N \Delta \mathbf{Y}_{Nt-1} + \mathbf{B}_N ir_{t-1} + \Psi_N m_{t-1} + \mathbf{H}_N \Delta \mathbf{Y}_{Nt-1}^* + \mathbf{E}_{Nt} \\ \mathbf{Y}_{1t}^* &= w_{11} \mathbf{Y}_{1t} + \cdots + w_{1N} \mathbf{Y}_{Nt} \\ &\vdots \\ \mathbf{Y}_{Nt}^* &= w_{N1} \mathbf{Y}_{Nt} + \cdots + w_{NN} \mathbf{Y}_{Nt} \\ ir_t &= \alpha_m + \beta_r ir_{t-1} + \epsilon_t^{(ir)} \\ m_t &= \alpha_m + \beta_m m_{t-1} + \epsilon_t^{(m)} \end{aligned}$$

となる、しかし、このモデルが推定可能であるかは定かではない。そこで、本研究では利率を外生変数として扱うこととする。

<sup>6)</sup> Vansteenkiste [2007] では、同時点の別地域間の誤差項の相関を認めている。

<sup>7)</sup> X12ARIMA は統計パッケージソフト Eviews を利用した。以下のマネタリーベースも Eviews で季節性の除去を行っている。

を分析に使用する。

鉱工業生産指数  $iip_{it}$  は、GDP に都県別の月次データが存在しないので、その代理変数として使用した。都道府県別、月次で手に入る生産の代表的な指数は、鉱工業生産指数が唯一である。データは各都県の公開統計情報から入手した。データ期間は1998年1月からとしており、これは東京都以外の県が公表を始めた年月である。指数には平成17年基準と平成12年基準があるが、東京都にならって以下のような接続を行った。すなわち、接続指数は、過去の基準指数を便宜的に平成17年基準指数に接続係数を乗じて接続したものである。15年1月から3月の平均指数（平成17年基準指数、季節調整済指数）÷同（平成12年基準、同）を平成12年基準指数に乗じて接続している。消費者物価指数と同様に季節調整済みの原型列を  $IIP_{it}$  としたとき、対数をとった

$$iip_{it} = \ln IIP_{it}$$

を分析に用いている。

消費者物価指数  $cpi$  は、総務省統計局の都道府県庁所在市別より総合指数（帰属家賃も含む）を利用した。平成16年以前は平成17年基準に換算した参考系列である。季節調整された原型列を  $CPI_{it}$  としたとき、対数をとった

$$cpi_{it} = \ln CPI_{it}$$

を分析で用いている。

利子率  $ir_t$  は、日銀の政策金利（コールレート）がゼロ金利政策期にほぼ0に張り付いているので、ここでは10年国債利回りを用いて金利変数の指標とした。これは、実務上、長期の住宅ローン金利が10年国債利回りに連動して決定されるという側面も考慮したものである。

マネタリーベースは日本銀行統計局より公表されているデータを用いている。月中平均、必要準備率調整済みの値である。原系列から、X12ARIMAモデルを利用して季節性を除去した。季節調整済みのマネタリーベースを  $M_t$  とする。前述のマクロ変数はフローの変数であるが、マネタリーベースはストックの変数である。そこで、フローの変数に変換するために一階差分をとり、その後、他の変数と同様に対数をとった原型列を  $M_t$  と表記した時、

$$m_t = \ln(M_t - M_{t-1})$$

として定義する。

図2は、本研究で使用する住宅価格指数、鉱工業生産指数、消費者物価指数のデータの時系列プロットである。図より、住宅価格指数は、4都県ともに2003年ごろ最低値をとり、その後、2008年に最高値をとっている。東京都が最も変動が大きく、次いで神奈川県の変動が大きい。もっとも変動が小さいのは千葉県である。2つ目に、鉱工業生産指数で特徴的なのは2001年ごろまでの東京都の高い水準である。また、東京都は足元の急落からの回復が他の県に比べて少ないことも確認できる。3つ目に、消費者物価指数は、概ねどの都県についても同じ動きをしていることがわかる。住宅価格指数とは違い、東京都とその他の県で大きな違いは見当たらない。住宅価格の変動と比較すると、上昇期と下降期が同じ時期に見られることが確認できる。利子率とマネタリーベースの変動については図1を参考にされたい。

上記のデータから作成したグローバル変数を図3に示す。住宅価格指数のグローバル変数は、地域ごとに平均値は異なるものの、ほぼ同じ変動をして



いることが見て取れる。鉱工業生産指数は、東京都のみ、2002年以前で他地域と異なった動きを示している。消費者物価指数では、地域ごとの大きな差異は確認されない。

### 3.1 単位根検定と基本統計量

各変数について単位根検定を行った。表3に単位根検定の結果を示す。表より、各マクロ変数は、利子率と神奈川県の鉱工業生産指数を除き、帰無仮説が棄却されない。従って、各変数が定常過程であるとは確定できない。次に、差分をとったマクロ変数の検定結果をみると、東京都の住宅価格指数と千葉県のグローバル住宅価格指数を除き、多くの変数で帰無仮説が棄却されていることがわかる。以上の結果から、VARモデルの推定では、差分モデルがより分析に適していると考えられる。

1階差分をとった変数を、図4と図5に示す。図4には、県別のマクロ変数の一階差分をプロットしている。図5には、グローバル変数の一階差分をとったものをプロットしている。これらの図からも、1階差分をとることで、データの変動幅が一定の範囲に収まり、定常な過程に近づいたことが確認される。

本研究で分析する変数の特性をまとめるため、表2に基本統計量を示した。各変数の平均、標準偏差、最小値、最大値を示している。レベルの変数は、対数をとったため、平均値は4付近になっている。階差をとった変数の平均値は、ほぼゼロになることも確認できた。

## 4 分析結果

本研究では、レベルの変数を用いたVARと、一階階差をとった変数を用いたVARの2つを推定する。それぞれについて、グローバル変数を含む場合と、含まない場合を推定し、係数の変化と有意性を比較する。

VARのラグの選択のために、AICとSBICを計算し、表4にまとめた。表より、レベルモデルでは、比較的高いラグ次数が選択されているが、階差の変数のSBICでは、1次のラグが選択されている。単位根検定の結果から、一階の差分をとった変数が定常であり、モデルに適していると考えられるため、本研究では、一階差分をとった変数モデルのSBIC基準に従い、VARモデルのラグを1次とする。

### 4.1 グローバル変数の有意性

本研究の目的は、住宅価格のスパルオーバーが存在するか検討することである。まず、住宅価格のスパルオーバーが存在するか検討するために、グローバル変数の有意性をみる。

東京都の結果をレベルモデルを表5、階差モデルを表6に示した。レベルモデルの場合、東京都の住宅価格を被説明変数とする式では、鉱工業生産指数のグローバル変数が有意に推定された。ただし、係数はマイナスの値となっている。住宅価格と消費者物価指数のグローバル変数は有意ではなかつ

た。鉱工業生産指数の式では、住宅価格と消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定されている。消費者物価指数の式では、有意に推定されたグローバル変数は存在しなかった。以上の結果から、住宅価格は、他地域の鉱工業生産指数の影響をうけることがわかる。東京都の鉱工業生産指数が、他地域の住宅価格と消費者物価指数の影響を受けているといえる。次に階差モデルの結果をみると、有意に推定されたグローバル変数は、鉱工業生産指数の式に含まれる、住宅価格のグローバル変数だけだった。階差をとったモデルが正しいならば、住宅価格は他地域のマクロ変数の影響をうけず、鉱工業生産指数のみが他地域の住宅価格の影響を受けていることになる。

次に、神奈川県の結果を表7と表8に示した。レベルモデルの場合、住宅価格を説明変数とする式では、鉱工業生産指数と消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定された。ここでも、鉱工業生産指数のグローバル変数にかかる係数はマイナスの値で推定されている。鉱工業生産指数の式では、住宅価格のグローバル変数が有意に推定されている。消費者物価指数の式では、鉱工業生産指数のグローバル変数が有意に推定された。次に、階差モデルの結果をみると、有意に推定されたグローバル変数は、消費者物価指数の式に含まれる鉱工業生産指数だけであった。神奈川県の住宅価格は、他地域の住宅価格の影響を受けていないといえる。

埼玉県の結果は表9と表10に示されている。レベルモデルの場合、住宅価格の式では、鉱工業生産指数と消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定されている。鉱工業生産指数のグローバル変数はマイナスの値で推定されている。鉱工業生産指数の式では、住宅価格と消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定されている。ただし、消費者物価指数のグローバル変数の係数はマイナスである。消費者物価指数の式では、鉱工業生産指数のグローバル変数が有意に推定された。階差モデルの場合、住宅価格の式では、消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定された。鉱工業生産指数の式では、住宅価格と消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定された。消費者物価指数の式では、住宅価格のグローバル変数が有意に推定されている。ただし、係数の値はマイナスとなっている。他の地域と比較すると、埼玉県は有意に推定されたグローバル変数の数が多い。

千葉県の結果を表11と表12に示す。レベルモデルの場合、住宅価格の式では、消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定された。鉱工業生産指数では有意に推定されたグローバル変数はなかった。消費者物価指数では、住宅価格のグローバル変数が有意に推定されている。階差モデルでは、住宅価格の式で、消費者物価指数のグローバル変数が有意に推定された。その他に消費者物価指数の式では、鉱工業生産指数のグローバル変数が有意に推定されている。

以上の結果から、有意に推定されるグローバル変数は地域ごとに異なることが分かる。地域内の住宅価格が、グローバルな住宅価格から影響を受けるとはいえなかった。ただし、グローバルな住宅価格は、東京都、神奈川県、埼玉県の3都県では、鉱工業生産指数に影響を与える。千葉県では、消費者物価指数に影響を与えていることが分かる。地域内の住宅価格が他地域の鉱工業生産指数の影響を受けている地域は東京都、神奈川県、埼玉県、他地域の消費者物価指数の影響を受けている県は、神奈川県、千葉県という結果となった。

## 4.2 Granger の因果性

推定結果をまとめた表の下部に Granger の因果性検定の結果をまとめている。ここでは、グローバル変数を含んだモデルについて、結果を解説する。

東京都の場合、レベルモデルでは、一期前の消費者物価指数から住宅価格への因果性が有意に検出された。一期前の住宅価格から鉱工業生産指数への因果性が有意に検出されている。階差モデルでは、一期前の消費者物価指数から住宅価格への因果性が有意に検出されている。

神奈川県の場合、レベルモデルでは、有意な因果性は確認できなかった。階差モデルでは、一期前の住宅価格から消費者物価指数への因果性が有意に検出されている。

埼玉県の場合、レベルモデルでは、一期前の住宅価格から鉱工業生産指数への因果性が有意に検出された。階差モデルでは、一期前の住宅価格から消費者物価指数への因果性が有意に検出されている。

千葉県の場合、レベルモデルでは、一期前の鉱工業生産指数から住宅価格への因果性が確認された。1 期前の住宅価格から鉱工業生産指数への因果性も確認されている。階差モデルでは、有意に推定された因果性は存在しなかった。

## 4.3 内生変数の自己ラグの有意性と金融変数の有意性

各 VAR モデルに含まれる、内生変数の一期前のラグの有意性について言及する。住宅価格の 1 期前のラグは、全ての地域のレベルモデルと階差モデルの両方で、正の有意な値として推定された。住宅価格は、過去の値に依存しているといえる。鉱工業生産指数の 1 期前ラグは、レベルモデルの場合、正の値で有意に推定されている。ただし、階差モデルでは、東京都、神奈川県、埼玉県ではマイナスの値で有意に推定されており、千葉県では有意ではない。消費者物価指数の 1 期前ラグも、レベルモデルの場合は、正の値で有意に推定されている。しかし、階差モデルでは有意ではない。

最後に、利子率とマネタリーベースの有意性を考察する。階差モデルの場合、利子率とマネタリーベースの係数は、有意ではなかった。レベルモデルの場合、各地域の結果は次のようになった。東京都では、住宅価格の式で利子率とマネタリーベースの両方が正で有意に推定され、鉱工業生産指数の式でマネタリーベースが正で有意に推定されている。消費者物価指数の式では、利子率が有意に推定されているが、推定値はマイナスの値となった。神奈川県では、住宅価格の式で利子率が正で有意に推定された。鉱工業生産指数の式では、利子率は正で有意に、マネタリーベースが負の値で有意に推定されている。埼玉県では、住宅価格の式で、マネタリーベースが負の値で有意に、鉱工業生産指数の式で利子率とマネタリーベースの両方が正の値で有意に推定されている。千葉県では、住宅価格の式で利子率が正で有意に、マネタリーベースが負で有意に推定された。鉱工業生産指数の式で、利子率が正で有意に推定されている。

## 4.4 先行研究との比較

本研究で得られた結果を先行研究と比較する。先行研究に従い、階差モデルの結果を比較する。

Goodhart and Hofmann [2008] では先進 17 カ国における過去 30 年間の GDP、CPI、利子率、住宅価格、マネタリーベース、クレジットの関連を調べ、次のような結果を示している。一点目は、クレジット・貨幣量と住宅価格は双方向で将来の値に対して有意な影響を持つ。2 点目は、住宅価格と金融変数は GDP 成長率に有意な影響を与える一方で、将来の CPI インフレ率は貨幣増加率からしか影響を受けない。1985-2006 年のサンプルでは、フルサンプルと比べて、金融変数からの影響は、ほとんどの変数に対して非有意になる、フルサンプルと比べて、住宅価格からの影響は、全ての変数に対して有意になるという結果を得ている。

本研究の階差モデルの結果と先行研究を比較してみる。まず、本研究の結果では、階差モデルを用いた場合、利子率とマネタリーベースの二つの金融変数は住宅価格に対して有意に推定されなかった。東京都と埼玉県の結果では、住宅価格のグローバル変数は鉱工業生産指数に有意な影響を与えていた。しかし、地域内の住宅価格は、鉱工業生産指数に影響を与えていないという結果が得られている。従って、グローバル変数からみれば、先行研究と整合的な結果が得られているが、地域内の変数で考えると、先行研究とは異なる結果となっている。消費者物価指数は、東京都の消費者物価指数は他のマクロ変数の影響を受けない。神奈川県は消費者物価指数は、鉱工業生産指数と県内の住宅価格の影響を受けている。埼玉県の消費者物価指数は、他地域の住宅価格と、県内の住宅価格の影響を受けている。千葉県の消費者物価指数は、他地域の鉱工業生産指数の影響を受けている。さらに、グローバルな住宅価格が説明変数として有意に推定された式は、東京都と埼玉県の鉱工業生産指数の式であった。県内の住宅価格が有意に推定された式は、神奈川県と埼玉県の消費者物価指数の式であった。この結果は、Goodhart and Hofmann [2008] の結果と異なっている。

## 5 おわりに

本研究では、Vansteenkiste [2007] で用いられている、他地域のマクロ変数を加重平均したグローバル変数と呼ばれる変数を算出し、住宅価格が影響をうけるか VAR モデルを用いて分析を行った。特に、住宅価格のスピルオーバーに着目して分析を行っている。

分析の結果から、関東 1 都 3 県の住宅価格には、有意なスピルオーバーが確認されなかった。また、住宅価格が、他地域の鉱工業生産指数と消費者物価指数の影響をうけることは確認された。他方、住宅価格から鉱工業生産指数への影響が有意に推定されている。以上の結果は、Goodhart and Hofmann [2008] で得られた結果とは異なり、先行研究であげられた住宅価格に影響を与えるマクロ変数が、本研究のデータでは有意に推定されなかった。日本の住宅価格は Goodhart and Hofmann [2008] のデータと比べ、マクロ変数の影響を強く受けないといえる。

今後の課題として次の点を挙げたい。先行研究と本研究の結果が異なっていたことから、その原因がどこにあるのか、詳細にデータを検証する必要がある。

ある。住宅価格とマクロ変数の関係を、単純な VAR モデルで記述せずに、より複雑なパネル VAR モデルを用いて推定することで、より精度の高い分析をすることが可能であろう。また、本研究の係数の推定値は、マクロ経済理論から導かれる符号条件を満たしていないものがあつた。推定モデルを使って予測するときや、インパルス応答関数を計算するときは、係数の符号条件を満たすモデルや推定方法を考える必要があるだろう。特に、本研究で扱ったデータには単位根の存在が確認されている。本研究では、先行研究に従い、VAR モデルの推定を行ったが、もし変数に共積分関係があるならば、単純な VAR モデルではなく、VECM モデルの推定を行う必要があるだろう。このような統計手法の修正を行うことで、推定係数がマクロ経済学上の符号条件を満たすようになる可能性が考えられる。

最後に、先行研究では、マネタリもしくはクレジットを中心として分析がなされている。都県別のクレジットデータを使用して、先行研究と結果を比較する必要があるだろう。

また、Global 変数がほぼ同じ動きをしていることから、スピルオーバーの影響がラグを持ってではなく、ほぼ同時点で伝播してしまっている可能性を考慮する必要がある。例えば、マルチコを除くため、グローバル変数を絞り込んで分析行うなど、Global 変数の扱いを再考する必要があるだろう。さらに、分析の対象地域を 1 都 3 県に限定したことも、スピルオーバーの影響を十分に検証できなかった原因と考えられる。そのためには、各変数の影響の伝播にある程度の時間を要する範囲まで、対象地域を広げた分析を行うことが必要である。

以上のような修正を今後の研究で行っていきたい。

## 参考文献

- Goodhart, C. and B. Hofmann (2008) “House prices, money, credit, and the macroeconomy,” *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 24, pp. 180-205.
- Miller, N. and L. Peng (2006) “Exploring metropolitan housing price volatility,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 33, pp. 5-18.
- Pesaran, M.H, T. Schuermann, and S. M. Weiner (2004) “Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, pp. 129-162.
- Vansteenkiste, I. (2007) “Regional housing market spillovers in the US., lessons from regional divergences in a common monetary policy setting,” European central bank working paper series No.708.

図 1: マクロ変数の推移 (r,m)

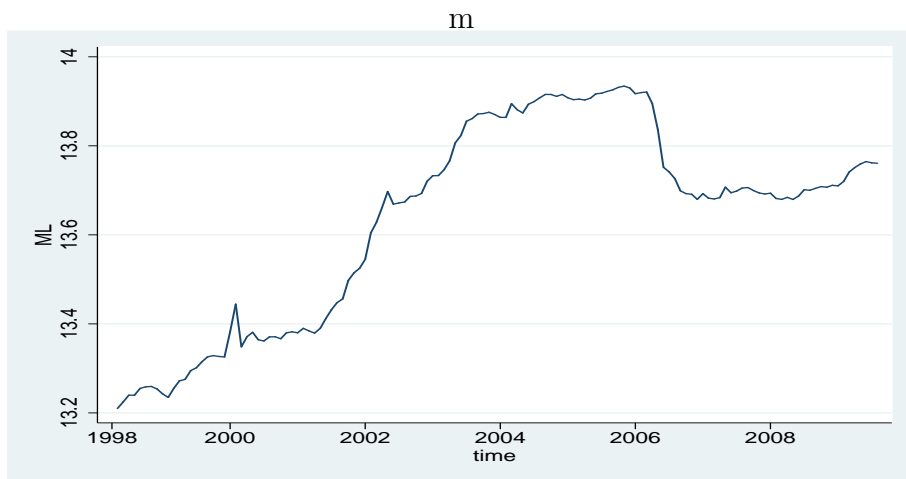
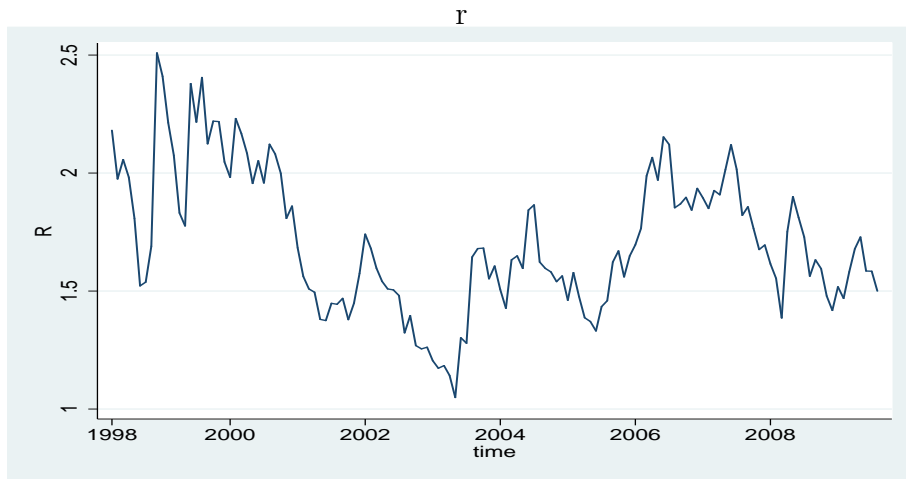


図 2: 地域別のマクロ変数の推移 (HP,IIP,CPI)

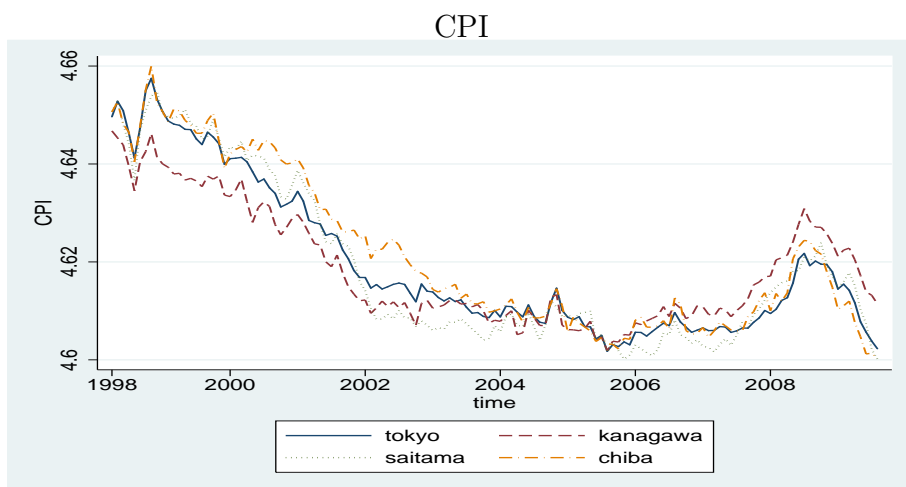
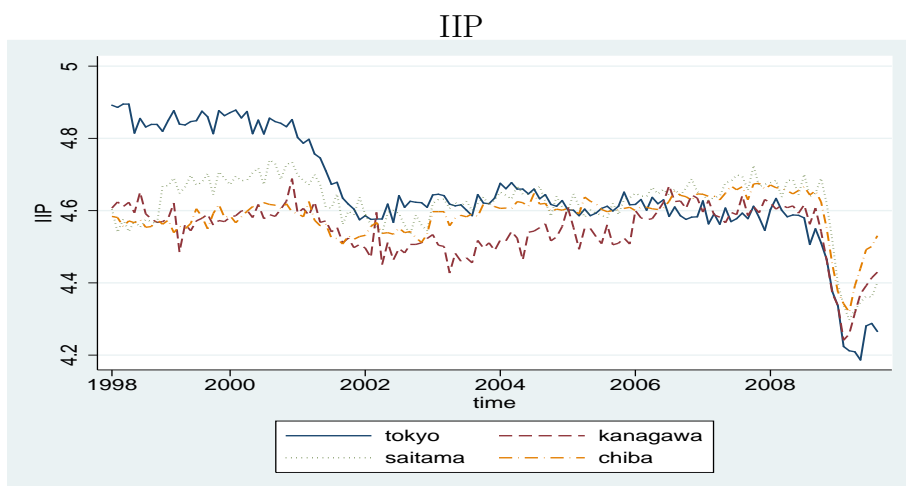
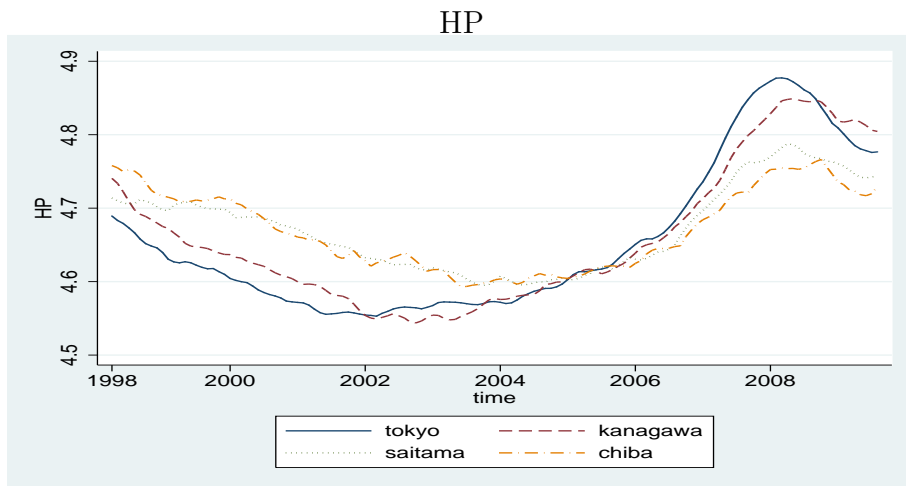


図 3: グローバル変数の推移 (HP,IIP,CPI)

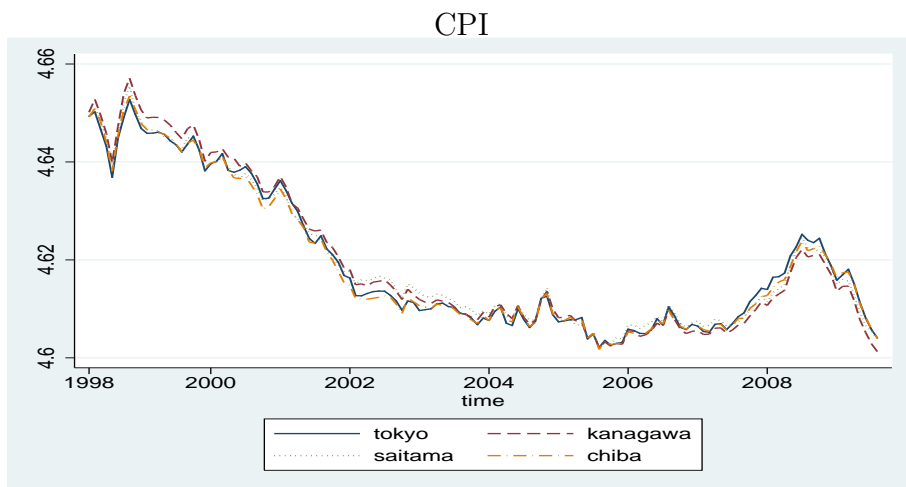
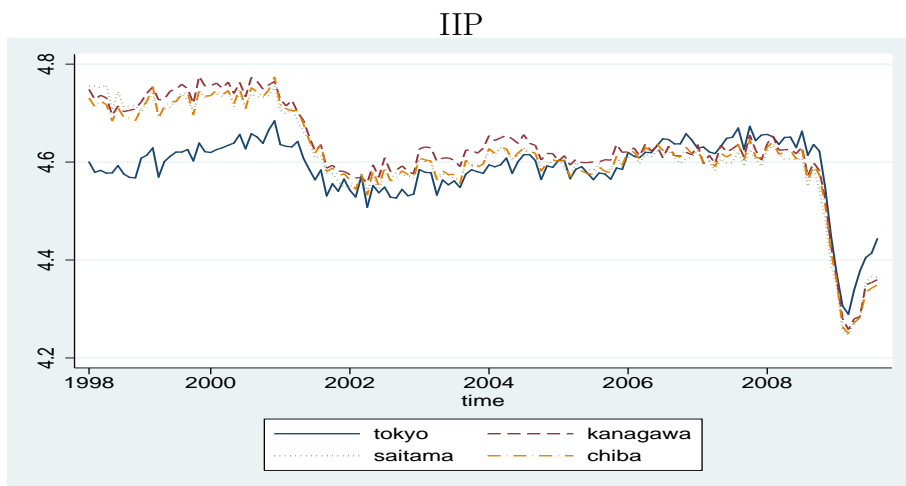
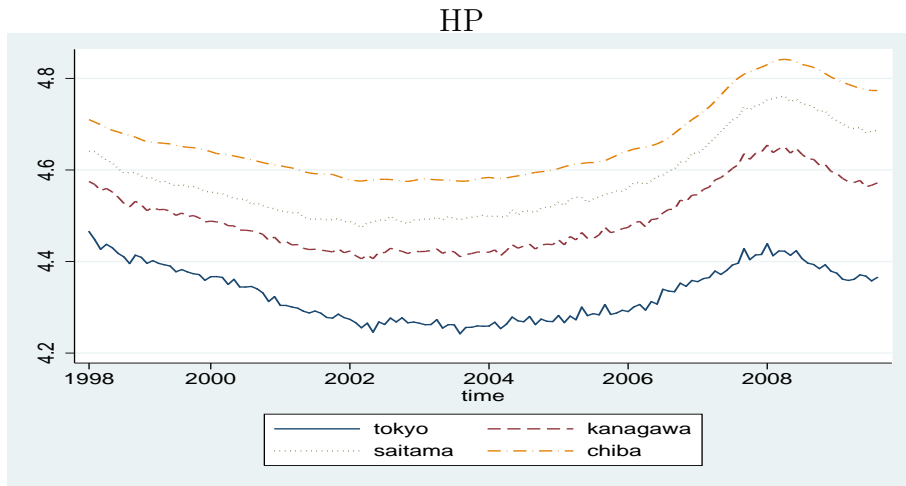




図 4: 階差をとった地域別マクロ変数の推移 (HP、IIP、CPI)

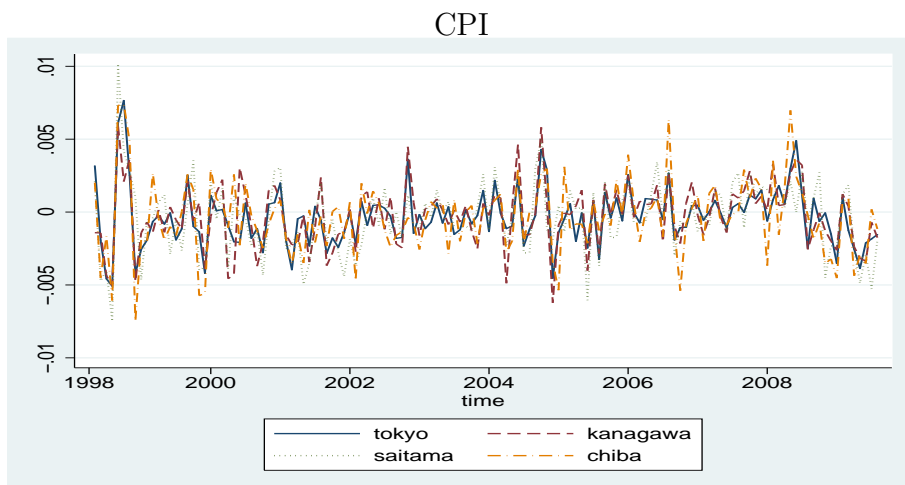
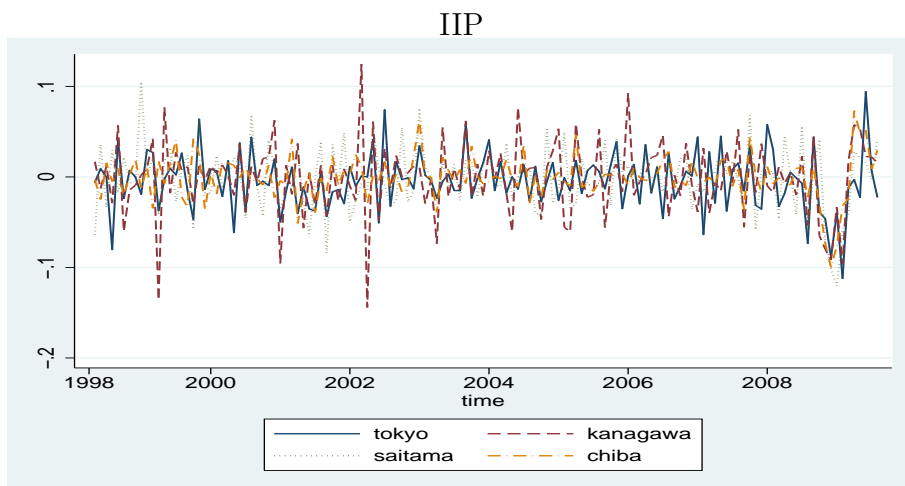
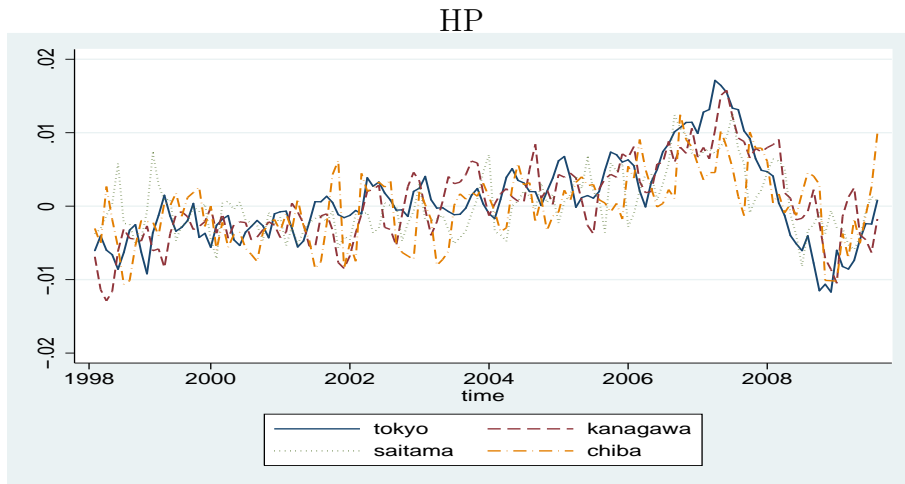


図 5: 階差をとったグローバル変数の推移 (HP、IIP、CPI)

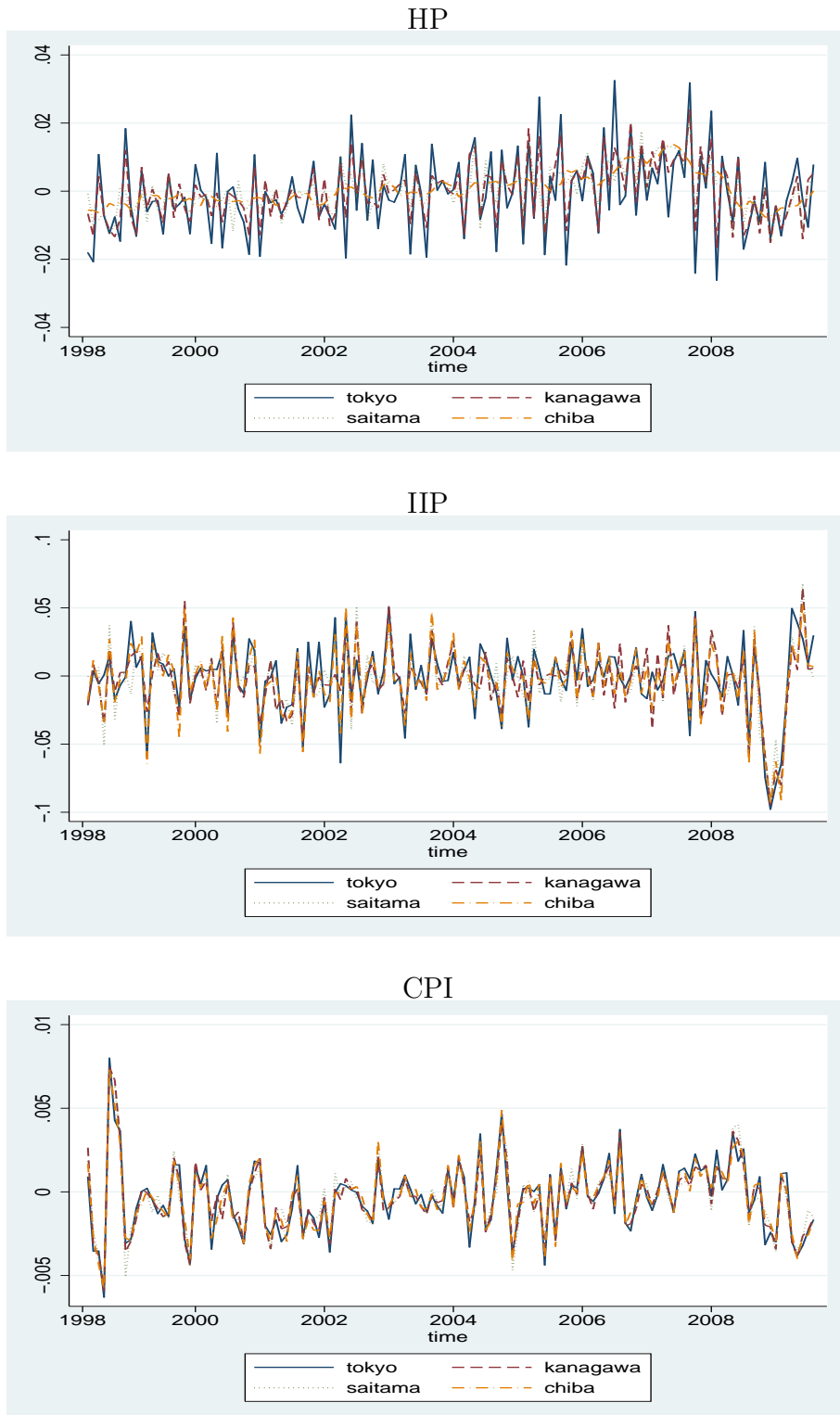


表2 基本統計量

Variable	レベル				階差			
	Mean	Std.Dev.	Min	Max	Mean	Std.Dev.	Min	Max
共通	1.712	0.297	1.049	2.509	-0.005	0.150	-0.286	0.819
ml	13.638	0.225	13.210	13.934	0.004	0.019	-0.096	0.062
東京								
hp1	4.655	0.102	4.553	4.877	0.001	0.006	-0.012	0.017
iip1	4.651	0.151	4.187	4.895	-0.005	0.032	-0.112	0.094
cpi1	4.620	0.015	4.602	4.657	-0.0003	0.002	-0.005	0.008
神奈川県								
hp2	4.659	0.095	4.544	4.849	0.0005	0.005	-0.013	0.016
iip2	4.547	0.075	4.241	4.689	-0.001	0.041	-0.144	0.125
cpi2	4.619	0.012	4.602	4.647	-0.0003	0.002	-0.006	0.006
埼玉県								
hp3	4.673	0.058	4.595	4.788	0.0002	0.004	-0.008	0.013
iip3	4.621	0.082	4.297	4.655	-0.001	0.036	-0.121	0.105
cpi3	4.619	0.017	4.600	4.741	-0.0004	0.003	-0.007	0.010
千葉県								
hp4	4.670	0.054	4.593	4.766	-0.0002	0.005	-0.011	0.013
iip4	4.586	0.060	4.319	4.660	-0.0004	0.024	-0.100	0.073
cpi4	4.622	0.016	4.600	4.676	-0.0004	0.003	-0.007	0.007
東京都								
Ghp1	4.331	0.059	4.242	4.466	-0.001	0.012	-0.026	0.032
Giip1	4.587	0.069	4.289	4.684	-0.001	0.026	-0.098	0.050
Gcpi1	4.619	0.015	4.602	4.653	-0.0003	0.002	-0.006	0.008
神奈川県								
Ghp2	4.496	0.073	4.406	4.655	-0.00002	0.009	-0.017	0.024
Giip2	4.629	0.101	4.258	4.775	-0.003	0.024	-0.095	0.065
Gcpi2	4.620	0.016	4.601	4.657	-0.0004	0.002	-0.006	0.007
埼玉県								
Ghp3	4.577	0.086	4.474	4.761	0.0003	0.007	-0.014	0.022
Giip3	4.612	0.101	4.247	4.758	-0.003	0.025	-0.092	0.068
Gcpi3	4.620	0.015	4.602	4.655	-0.0003	0.002	-0.005	0.006
千葉県								
Ghp4	4.661	0.084	4.575	4.842	0.001	0.005	-0.008	0.014
Giip4	4.615	0.100	4.250	4.774	-0.003	0.027	-0.094	0.052
Gcpi4	4.619	0.015	4.602	4.653	-0.0003	0.002	-0.006	0.007

レベルの変数の観測数は137個、階差の場合は136個である。

表3 単位根検定

		レベル				階差					
		Phillips-Perron test		Dickey-Fuller test		Phillips-Perron test		Dickey-Fuller test			
		Statistic	p-value	Statistic	p-value	Statistic	p-value	Statistic	p-value		
共通	r	Z(rho)	-16.765					-119.960			
		Z(t)	-3.085	0.028	-3.207	0.020	-12.395	0.000	-12.087	0.000	
	ml	Z(rho)	-2.538				-117.321				
		Z(t)	-1.946	0.311	-2.199	0.207	-9.392	0.000	-9.144	0.000	
東京	hp	Z(rho)	-0.288				-9.501				
		Z(t)	-0.211	0.937	0.677	0.989	-2.288	0.176	-2.273	0.181	
	iip	Z(rho)	-0.702				-197.976				
		Z(t)	-0.295	0.926	-0.405	0.909	-14.783	0.000	-15.264	0.000	
cpi	Z(rho)	-2.431				-98.100					
	Z(t)	-1.624	0.471	-1.623	0.471	-9.586	0.000	-9.703	0.000		
神奈川	hp	Z(rho)	-0.044				-14.637				
		Z(t)	-0.036	0.955	0.883	0.993	-2.896	0.046	-3.208	0.020	
	iip	Z(rho)	-17.930				-194.267				
		Z(t)	-3.015	0.034	-3.171	0.022	-16.838	0.000	-17.218	0.000	
cpi	Z(rho)	-4.613				-111.084					
	Z(t)	-2.357	0.154	-2.332	0.162	-10.855	0.000	-10.858	0.000		
埼玉	hp	Z(rho)	-0.678				-33.629				
		Z(t)	-0.442	0.903	0.153	0.970	-4.459	0.000	-4.667	0.000	
	iip	Z(rho)	-10.073				-166.516				
		Z(t)	-1.926	0.320	-1.888	0.338	-13.723	0.000	-13.844	0.000	
cpi	Z(rho)	-2.784				-118.080					
	Z(t)	-1.580	0.494	-1.579	0.494	-10.548	0.000	-10.578	0.000		
千葉	hp	Z(rho)	-2.198				-42.181				
		Z(t)	-1.276	0.640	-1.210	0.669	-4.890	0.000	-5.054	0.000	
	iip	Z(rho)	-16.030				-115.788				
		Z(t)	-2.815	0.056	-2.275	0.180	-9.685	0.000	-9.623	0.000	
cpi	Z(rho)	-2.178				-110.789					
	Z(t)	-1.284	0.637	-1.321	0.619	-10.806	0.000	-10.813	0.000		
東京	Ghp	Z(rho)	-4.297				-217.166				
		Z(t)	-2.262	0.185	-2.230	0.196	-17.234	0.000	-18.402	0.000	
	Giip	Z(rho)	-10.804				-158.995				
		Z(t)	-2.121	0.236	-1.757	0.402	-12.111	0.000	-12.083	0.000	
Gcpi	Z(rho)	-2.954				-100.862					
	Z(t)	-1.767	0.397	-1.769	0.396	-9.641	0.000	-9.762	0.000		
神奈川	Ghp	Z(rho)	-1.356				-215.876				
		Z(t)	-0.834	0.809	-0.732	0.838	-13.850	0.000	-13.994	0.000	
	Giip	Z(rho)	-2.451				-167.107				
		Z(t)	-0.739	0.837	-0.387	0.912	-12.149	0.000	-12.062	0.000	
Gcpi	Z(rho)	-2.327				-93.633					
	Z(t)	-1.533	0.517	-1.534	0.517	-9.153	0.000	-9.305	0.000		
埼玉	Ghp	Z(rho)	-0.473				-156.087				
		Z(t)	-0.332	0.921	0.097	0.966	-10.515	0.000	-9.766	0.000	
	Giip	Z(rho)	-3.271				-184.681				
		Z(t)	-0.993	0.756	-0.780	0.825	-13.165	0.000	-13.258	0.000	
Gcpi	Z(rho)	-2.687				-93.610					
	Z(t)	-1.720	0.421	-1.719	0.422	-9.309	0.000	-9.474	0.000		
千葉	Ghp	Z(rho)	-0.193				-8.501				
		Z(t)	-0.145	0.945	0.811	0.992	-2.188	0.211	-2.078	0.253	
	Giip	Z(rho)	-2.827				-185.919				
		Z(t)	-0.822	0.813	-0.649	0.860	-13.426	0.000	-13.590	0.000	
Gcpi	Z(rho)	-2.884				-98.368					
	Z(t)	-1.805	0.378	-1.811	0.375	-9.397	0.000	-9.527	0.000		

Z(t)の臨界値は、それぞれ、有意水準1%のとき-3.498, 5%のとき-2.888, 10%のとき-2.578となる。  
Z(rho)の臨界値は、それぞれ、有意水準1%のとき-19.92, 5%のとき-13.772, 10%のとき-11.048となる。  
ここでは、Z(t)についてのMacKinnon approximate p-valueを計算している  
検定等計量計算の際、Newey-West lagsを4とした。レベル変数の観測数は136である。

表4 VARモデルのラグの検討

	lag	AIC				SBIC				
		東京	神奈川	埼玉	千葉	東京	神奈川	埼玉	千葉	
レベル	グローバル変数なし	0	-11.314	-12.283	-12.515	-13.656	-11.119	-12.087	-12.320	-13.460
		1	-22.243	-21.523	-21.461	-22.087	-21.852	-21.132	-21.069	-21.696
		2	-23.530	-22.166	<b>-21.842</b>	-22.293	<b>-22.943</b>	<b>-21.579</b>	<b>-21.255</b>	<b>-21.706</b>
		3	-23.558	-22.243	-21.743	-22.359	-22.776	-21.461	-20.961	-21.577
階差	グローバル変数あり	0	-17.257	-18.565	-19.156	-19.520	-16.866	-18.174	-18.764	-19.129
		1	-22.666	-21.809	-22.222	-22.157	-22.079	-21.223	<b>-21.636</b>	-21.570
		2	-23.745	-22.308	-22.395	-22.502	<b>-22.963</b>	<b>-21.525</b>	-21.612	<b>-21.720</b>
		3	-23.767	-22.406	-22.356	-22.553	-22.789	-21.428	-21.378	-21.575
階差	グローバル変数なし	0	-23.797	<b>-22.521</b>	<b>-22.526</b>	<b>-22.673</b>	-22.623	-21.348	-21.352	-21.500
		1	-21.227	-20.655	-21.146	-21.535	-21.030	-20.458	-20.950	-21.339
		2	-23.332	-22.017	<b>-21.815</b>	-22.063	<b>-22.938</b>	<b>-21.624</b>	<b>-21.422</b>	<b>-21.670</b>
		3	-23.335	-22.040	-21.715	-22.068	-22.745	-21.450	-21.126	-21.478
階差	グローバル変数あり	0	-23.381	-21.952	-21.681	-22.100	-22.595	-21.166	-20.895	-21.314
		1	<b>-23.460</b>	<b>-22.191</b>	-21.732	<b>-22.157</b>	-22.477	-21.209	-20.749	-21.174
		2	-21.322	-20.766	-21.459	-22.039	-20.929	-20.373	-21.066	<b>-21.646</b>
		3	-23.321	-21.982	<b>-21.988</b>	-22.221	<b>-22.732</b>	<b>-21.392</b>	<b>-21.399</b>	-21.631
階差	グローバル変数あり	0	-23.322	-22.041	-21.922	-22.251	-22.536	-21.255	-21.136	-21.465
		1	-23.375	-21.979	-21.906	<b>-22.424</b>	-22.392	-20.996	-20.923	-21.441
		2	<b>-23.455</b>	<b>-22.214</b>	-21.917	-22.373	-22.276	-21.035	-20.738	-21.194
		3	-23.375	-21.979	-21.906	<b>-22.424</b>	-22.392	-20.996	-20.923	-21.441

表5 推定結果(東京・レベル)

(a)係数の推定結果

東京		Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
HP	hp	0.996	0.004	0.000	0.991	0.014	0.000
	iip	0.018	0.004	0.000	0.005	0.008	0.519
	cpi	-0.650	0.055	0.000	0.383	0.174	0.028
	Ghp				0.017	0.010	0.089
	Giip				-1.084	0.162	0.000
	Gcpi				0.028	0.023	0.224
	r	0.007	0.001	0.000	0.006	0.001	0.000
	ml	-0.017	0.004	0.000	-0.019	0.003	0.000
	_cons	3.155	0.295	0.000	3.308	0.325	0.000
iip	hp	-0.076	0.033	0.022	-0.679	0.132	0.000
	iip	0.955	0.032	0.000	0.683	0.077	0.000
	cpi	-0.168	0.489	0.731	0.216	1.682	0.898
	Ghp				0.319	0.098	0.001
	Giip				-0.135	1.561	0.931
	Gcpi				1.009	0.220	0.000
	r	0.031	0.011	0.006	0.013	0.011	0.241
	ml	-0.001	0.031	0.985	0.074	0.034	0.028
	_cons	1.289	2.626	0.624	-2.605	3.138	0.406
cpi	hp	0.007	0.002	0.001	-0.004	0.009	0.615
	iip	0.008	0.002	0.000	0.009	0.005	0.074
	cpi	0.932	0.029	0.000	0.880	0.108	0.000
	Ghp				-0.003	0.006	0.625
	Giip				0.010	0.101	0.925
	Gcpi				0.023	0.014	0.102
	r	-0.001	0.001	0.064	-0.002	0.001	0.026
	ml	-0.001	0.002	0.644	0.0003	0.002	0.905
	_cons	0.261	0.158	0.099	0.403	0.202	0.046

(b)その他の結果

東京		レベル			レベル		
Log likelihood		1529.620			1565.712		
AIC		-22.230			-22.628		
SBIC		-21.844			-22.050		
RMSE	hp	0.003			0.003		
	iip	0.031			0.029		
	cpi	0.002			0.002		
R-sq	hp	0.999			0.999		
	iip	0.959			0.965		
	cpi	0.985			0.986		
Granger		chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
hp	iip	26.979	1	0.000	0.415	1	0.519
hp	cpi	140.360	1	0.000	4.845	1	0.028
hp	ALL	144.940	2	0.000	6.793	2	0.033
iip	hp	5.255	1	0.022	26.328	1	0.000
iip	cpi	0.118	1	0.731	0.017	1	0.898
iip	ALL	5.259	2	0.072	28.746	2	0.000
cpi	hp	10.736	1	0.001	0.252	1	0.615
cpi	iip	18.110	1	0.000	3.202	1	0.074
cpi	ALL	19.557	2	0.000	7.427	2	0.024

表6 推定結果(東京・階差)

(a)係数の推定結果

東京 階差							
		Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
HP	d_hp	0.918	0.030	0.000	0.921	0.032	0.000
	d_iip	0.006	0.006	0.300	0.003	0.006	0.593
	d_cpi	0.213	0.088	0.015	0.314	0.155	0.043
	d_Ghp				0.006	0.008	0.444
	d_Giip				-0.112	0.151	0.459
	d_Gcpi				-0.003	0.016	0.866
	d_r	0.0002	0.001	0.896	0.0002	0.001	0.867
	d_ml	-0.003	0.009	0.745	-0.002	0.009	0.788
	_cons	0.0002	0.0002	0.232	0.0002	0.0002	0.255
iip	d_hp	1.236	0.453	0.006	0.866	0.462	0.061
	d_iip	-0.291	0.083	0.000	-0.403	0.092	0.000
	d_cpi	0.220	1.314	0.867	0.273	2.241	0.903
	d_Ghp				0.347	0.111	0.002
	d_Giip				0.453	2.178	0.835
	d_Gcpi				0.409	0.224	0.068
	d_r	0.008	0.018	0.669	0.006	0.017	0.725
	d_ml	0.130	0.134	0.331	0.203	0.130	0.119
	_cons	-0.007	0.003	0.008	-0.007	0.003	0.009
cpi	d_hp	0.041	0.029	0.159	0.036	0.031	0.244
	d_iip	-0.004	0.005	0.499	-0.004	0.006	0.531
	d_cpi	0.202	0.085	0.017	-0.033	0.149	0.826
	d_Ghp				-0.001	0.007	0.871
	d_Giip				0.275	0.145	0.058
	d_Gcpi				-0.0004	0.015	0.979
	d_r	-0.002	0.001	0.110	-0.002	0.001	0.069
	d_ml	-0.004	0.009	0.684	-0.003	0.009	0.761
	_cons	-0.0003	0.0002	0.049	-0.0003	0.0002	0.051

(b)その他の結果

東京 階差							
Log likelihood		1588.704			1597.071		
AIC		-23.270			-23.260		
SBIC		-22.882			-22.679		
RMSE	d_hp	0.002			0.002		
	d_iip	0.030			0.029		
	d_cpi	0.002			0.002		
R-sq	d_hp	0.882			0.883		
	d_iip	0.128			0.202		
	d_cpi	0.067			0.092		
Granger	chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2	
d_hp d_iip	1.074	1	0.300	0.286	1	0.593	
d_hp d_cpi	5.913	1	0.015	4.086	1	0.043	
d_hp ALL	7.476	2	0.024	4.431	2	0.109	
d_iip d_hp	7.456	1	0.006	3.512	1	0.061	
d_iip d_cpi	0.028	1	0.867	0.015	1	0.903	
d_iip ALL	7.558	2	0.023	3.512	2	0.173	
d_cpi d_hp	1.988	1	0.159	1.355	1	0.244	
d_cpi d_iip	0.456	1	0.499	0.392	1	0.531	
d_cpi ALL	2.253	2	0.324	1.610	2	0.447	

表7 推定結果(神奈川・レベル)

(a)係数の推定結果

神奈川		レベル					
		Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
HP	hp	1.013	0.004	0.000	0.928	0.021	0.000
	iip	0.019	0.005	0.000	0.007	0.008	0.424
	cpi	-0.370	0.065	0.000	0.128	0.173	0.461
	Ghp				0.006	0.009	0.505
	Giip				-0.439	0.149	0.003
	Gcpi				0.090	0.024	0.000
	r	0.005	0.001	0.000	0.005	0.001	0.000
	ml	0.002	0.003	0.566	-0.001	0.004	0.776
	_cons	1.527	0.339	0.000	1.315	0.375	0.000
iip	hp	-0.021	0.040	0.607	-0.075	0.243	0.756
	iip	0.784	0.050	0.000	0.456	0.092	0.000
	cpi	-1.130	0.716	0.114	0.347	1.963	0.860
	Ghp				0.354	0.098	0.000
	Giip				-2.806	1.682	0.095
	Gcpi				0.159	0.277	0.566
	r	0.044	0.014	0.001	0.037	0.013	0.006
	ml	-0.044	0.038	0.239	-0.108	0.045	0.015
	_cons	6.827	3.748	0.069	13.240	4.248	0.002
cpi	hp	0.004	0.002	0.057	-0.004	0.013	0.741
	iip	0.005	0.003	0.047	-0.002	0.005	0.751
	cpi	0.904	0.039	0.000	0.616	0.107	0.000
	Ghp				0.004	0.005	0.404
	Giip				0.246	0.092	0.008
	Gcpi				0.029	0.015	0.053
	r	-0.0002	0.001	0.790	-0.001	0.001	0.155
	ml	-0.003	0.002	0.198	0.001	0.002	0.758
	_cons	0.433	0.203	0.033	0.501	0.233	0.031

(b)その他の結果

神奈川		レベル					
Log likelihood		1480.567			1507.979		
AIC		-21.508			-21.779		
SBIC		-21.123			-21.201		
RMSE	hp	0.004			0.003		
	iip	0.039			0.037		
	cpi	0.002			0.002		
R-sq	hp	0.999			0.999		
	iip	0.744			0.775		
	cpi	0.969			0.972		
Granger		chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
hp	iip	18.278	1	0.000	0.640	1	0.424
hp	cpi	32.730	1	0.000	0.543	1	0.461
hp	ALL	67.069	2	0.000	1.105	2	0.576
iip	hp	0.265	1	0.607	0.097	1	0.756
iip	cpi	2.494	1	0.114	0.031	1	0.860
iip	ALL	4.500	2	0.105	0.100	2	0.951
cpi	hp	3.624	1	0.057	0.109	1	0.741
cpi	iip	3.944	1	0.047	0.100	1	0.751
cpi	ALL	8.211	2	0.016	0.272	2	0.873



表8 推定結果(神奈川・階差)

(a)係数の推定結果

神奈川		階差					
		Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
HP	d_hp	0.849	0.045	0.000	0.849	0.049	0.000
	d_iip	0.007	0.006	0.203	0.010	0.006	0.106
	d_cpi	0.019	0.110	0.862	0.215	0.168	0.199
	d_Ghp				-0.011	0.011	0.292
	d_Giip				-0.260	0.186	0.161
	d_Gcpi				0.014	0.029	0.629
	d_r	-0.001	0.002	0.432	-0.001	0.002	0.483
	d_ml	-0.012	0.012	0.334	-0.015	0.012	0.226
	_cons	0.0002	0.0002	0.476	0.0001	0.0002	0.641
iip	d_hp	1.092	0.631	0.084	1.239	0.693	0.074
	d_iip	-0.400	0.079	0.000	-0.466	0.086	0.000
	d_cpi	-1.826	1.560	0.242	1.256	2.350	0.593
	d_Ghp				0.226	0.153	0.139
	d_Giip				-4.995	2.599	0.055
	d_Gcpi				-0.180	0.405	0.656
	d_r	0.014	0.022	0.529	0.028	0.022	0.214
	d_ml	-0.073	0.171	0.671	-0.058	0.170	0.734
	_cons	-0.003	0.003	0.432	-0.003	0.003	0.345
cpi	d_hp	0.087	0.036	0.014	0.084	0.039	0.033
	d_iip	-0.0005	0.004	0.917	0.003	0.005	0.553
	d_cpi	0.0003	0.088	0.997	-0.186	0.133	0.162
	d_Ghp				-0.012	0.009	0.172
	d_Giip				0.293	0.147	0.046
	d_Gcpi				0.003	0.023	0.899
	d_r	-0.0004	0.001	0.721	-0.001	0.001	0.336
	d_ml	-0.008	0.010	0.384	-0.009	0.010	0.343
	_cons	-0.0003	0.0002	0.170	-0.0002	0.0002	0.219

(b)その他の結果

神奈川		階差					
Log likelihood		1501.544			1509.596		
AIC		-21.978			-21.964		
SBIC		-21.591			-21.383		
RMSE	d_hp	0.003			0.003		
	d_iip	0.039			0.038		
	d_cpi	0.002			0.002		
R-sq	d_hp	0.760			0.766		
	d_iip	0.171			0.209		
	d_cpi	0.059			0.101		
Granger		chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
d_hp	d_iip	1.619	1	0.203	2.616	1	0.106
d_hp	d_cpi	0.030	1	0.862	1.649	1	0.199
d_hp	ALL	1.637	2	0.441	4.117	2	0.128
d_iip	d_hp	2.991	1	0.084	3.196	1	0.074
d_iip	d_cpi	1.371	1	0.242	0.286	1	0.593
d_iip	ALL	3.542	2	0.170	3.722	2	0.156
d_cpi	d_hp	6.000	1	0.014	4.553	1	0.033
d_cpi	d_iip	0.011	1	0.917	0.352	1	0.553
d_cpi	ALL	6.009	2	0.050	5.025	2	0.081

表9 推定結果(埼玉・レベル)

(a)係数の推定結果

埼玉		レベル					
		Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
HP	hp	1.006	0.006	0.000	0.859	0.025	0.000
	iip	0.010	0.004	0.007	0.009	0.007	0.206
	cpi	-0.273	0.046	0.000	0.009	0.090	0.917
	Ghp				0.0005	0.008	0.953
	Giip				-0.373	0.113	0.001
	Gcpi				0.091	0.014	0.000
	r	0.005	0.001	0.000	0.002	0.001	0.072
	ml	-0.010	0.003	0.005	-0.029	0.004	0.000
	_cons	1.306	0.259	0.000	2.268	0.280	0.000
iip	hp	-0.128	0.058	0.026	0.829	0.270	0.002
	iip	0.883	0.039	0.000	0.497	0.074	0.000
	cpi	-0.296	0.451	0.512	0.415	0.964	0.667
	Ghp				0.508	0.086	0.000
	Giip				-2.211	1.212	0.068
	Gcpi				-0.469	0.153	0.002
	r	0.038	0.012	0.002	0.037	0.011	0.001
	ml	-0.019	0.034	0.567	0.096	0.046	0.038
	_cons	2.707	2.570	0.292	5.181	2.991	0.083
cpi	hp	0.006	0.004	0.162	0.015	0.020	0.444
	iip	0.008	0.003	0.005	0.001	0.006	0.854
	cpi	0.950	0.032	0.000	0.724	0.072	0.000
	Ghp				0.010	0.006	0.117
	Giip				0.286	0.091	0.002
	Gcpi				-0.001	0.012	0.948
	r	-0.001	0.001	0.488	-0.001	0.001	0.363
	ml	-0.002	0.002	0.482	0.003	0.003	0.353
	_cons	0.193	0.181	0.288	-0.209	0.225	0.353

(b)その他の結果

埼玉		レベル					
Log likelihood		1476.442			1525.923		
AIC		-21.448			-22.043		
SBIC		-21.062			-21.465		
RMSE	hp	0.003			0.003		
	iip	0.035			0.031		
	cpi	0.002			0.002		
R-sq	hp	0.997			0.998		
	iip	0.832			0.867		
	cpi	0.979			0.981		
Granger		chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
hp	iip	7.152	1	0.007	1.597	1	0.206
hp	cpi	35.896	1	0.000	0.011	1	0.917
hp	ALL	44.870	2	0.000	1.615	2	0.446
iip	hp	4.938	1	0.026	9.441	1	0.002
iip	cpi	0.430	1	0.512	0.185	1	0.667
iip	ALL	5.125	2	0.077	10.155	2	0.006
cpi	hp	1.958	1	0.162	0.585	1	0.444
cpi	iip	7.916	1	0.005	0.034	1	0.854
cpi	ALL	8.610	2	0.014	1.045	2	0.593

表10 推定結果(埼玉・階差)

(a)係数の推定結果

埼玉		階差					
		Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
HP	d_hp	0.698	0.059	0.000	0.608	0.063	0.000
	d_iip	0.006	0.007	0.390	0.009	0.008	0.251
	d_cpi	-0.059	0.102	0.563	-0.101	0.139	0.467
	d_Ghp				-0.003	0.010	0.796
	d_Giip				0.032	0.174	0.856
	d_Gcpi				0.129	0.037	0.001
	d_r	-0.002	0.002	0.170	-0.003	0.002	0.087
	d_ml	-0.025	0.013	0.058	-0.024	0.013	0.055
	_cons	0.0002	0.0003	0.472	0.0001	0.0002	0.548
iip	d_hp	0.680	0.723	0.346	-0.528	0.736	0.473
	d_iip	-0.174	0.087	0.045	-0.232	0.089	0.009
	d_cpi	0.427	1.246	0.732	1.755	1.625	0.280
	d_Ghp				0.345	0.122	0.005
	d_Giip				-3.462	2.037	0.089
	d_Gcpi				1.574	0.439	0.000
	d_r	0.015	0.021	0.480	0.015	0.019	0.430
	d_ml	-0.033	0.162	0.837	0.002	0.149	0.988
	_cons	-0.001	0.003	0.711	-0.001	0.003	0.652
cpi	d_hp	0.146	0.050	0.004	0.158	0.054	0.003
	d_iip	0.001	0.006	0.852	0.005	0.007	0.430
	d_cpi	0.052	0.086	0.548	-0.067	0.119	0.571
	d_Ghp				-0.019	0.009	0.036
	d_Giip				0.244	0.149	0.101
	d_Gcpi				-0.010	0.032	0.747
	d_r	-0.0001	0.001	0.933	0.000	0.001	0.745
	d_ml	-0.007	0.011	0.545	-0.008	0.011	0.443
	_cons	-0.0004	0.0002	0.080	-0.0004	0.0002	0.071

(b)その他の結果

埼玉		階差					
Log likelihood		1487.029			1508.403		
AIC		-21.763			-21.947		
SBIC		-21.376			-21.366		
RMSE	d_hp	0.003			0.003		
	d_iip	0.035			0.033		
	d_cpi	0.002			0.002		
R-sq	d_hp	0.552			0.588		
	d_iip	0.044			0.192		
	d_cpi	0.077			0.128		
Granger		chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
d_hp	d_iip	0.740	1	0.390	1.316	1	0.251
d_hp	d_cpi	0.335	1	0.563	0.528	1	0.467
d_hp	ALL	1.135	2	0.567	2.197	2	0.333
d_iip	d_hp	0.887	1	0.346	0.515	1	0.473
d_iip	d_cpi	0.117	1	0.732	1.166	1	0.280
d_iip	ALL	1.106	2	0.575	1.665	2	0.435
d_cpi	d_hp	8.521	1	0.004	8.605	1	0.003
d_cpi	d_iip	0.035	1	0.852	0.622	1	0.430
d_cpi	ALL	8.543	2	0.014	9.127	2	0.010

表11 推定結果(千葉・レベル)

(a)係数の推定結果

千葉		レベル					
		Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
HP	hp	0.992	0.008	0.000	0.903	0.039	0.000
	iip	0.022	0.006	0.000	0.039	0.014	0.006
	cpi	-0.264	0.058	0.000	-0.020	0.127	0.875
	Ghp				-0.020	0.011	0.081
	Giip				-0.101	0.126	0.421
	Gcpi				0.048	0.022	0.034
	r	0.005	0.001	0.000	0.006	0.001	0.000
	ml	-0.009	0.005	0.052	-0.015	0.005	0.003
	_cons	1.269	0.341	0.000	0.903	0.357	0.011
iip	hp	-0.112	0.047	0.018	-0.520	0.242	0.032
	iip	0.891	0.034	0.000	0.835	0.087	0.000
	cpi	-0.416	0.348	0.232	0.484	0.788	0.539
	Ghp				0.030	0.070	0.673
	Giip				-0.515	0.782	0.510
	Gcpi				0.262	0.139	0.060
	r	0.025	0.008	0.002	0.024	0.008	0.004
	ml	-0.019	0.028	0.483	-0.031	0.031	0.325
	_cons	3.164	2.058	0.124	2.346	2.212	0.289
cpi	hp	0.001	0.005	0.792	0.050	0.026	0.050
	iip	0.009	0.004	0.016	-0.008	0.009	0.399
	cpi	0.927	0.038	0.000	0.770	0.083	0.000
	Ghp				0.018	0.007	0.017
	Giip				0.065	0.082	0.427
	Gcpi				-0.024	0.015	0.105
	r	-0.001	0.001	0.468	-0.001	0.001	0.218
	ml	-0.005	0.003	0.103	-0.001	0.003	0.844
	_cons	0.359	0.223	0.108	0.604	0.233	0.009

(b)その他の結果

千葉		レベル					
Log likelihood		1521.188			1533.293		
AIC		-22.106			-22.151		
SBIC		-21.720			-21.573		
RMSE	hp	0.004			0.004		
	iip	0.023			0.023		
	cpi	0.003			0.002		
R-sq	hp	0.995			0.996		
	iip	0.860			0.864		
	cpi	0.977			0.979		
Granger		chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
hp	iip	14.829	1	0.000	7.466	1	0.006
hp	cpi	20.946	1	0.000	0.025	1	0.875
hp	ALL	36.393	2	0.000	7.481	2	0.024
iip	hp	5.554	1	0.018	4.593	1	0.032
iip	cpi	1.430	1	0.232	0.377	1	0.539
iip	ALL	5.712	2	0.057	4.687	2	0.096
cpi	hp	0.070	1	0.792	3.838	1	0.050
cpi	iip	5.840	1	0.016	0.711	1	0.399
cpi	ALL	5.890	2	0.053	4.951	2	0.084

表12 推定結果(千葉・階差)

(a)係数の推定結果

千葉		階差					
Eq	var.	Coef.	Std.Err.	P> z	Coef.	Std.Err.	P> z
hp	d_hp	0.630	0.068	0.000	0.400	0.075	0.000
	d_iip	0.019	0.013	0.148	0.019	0.013	0.138
	d_cpi	-0.147	0.125	0.239	0.003	0.158	0.987
	d_Ghp				-0.009	0.012	0.442
	d_Giip				-0.393	0.207	0.058
	d_Gcpi				0.431	0.077	0.000
	d_r	-0.00003	0.002	0.988	-0.0002	0.002	0.913
	d_ml _cons	-0.019 0.00003	0.016 0.0003	0.233 0.929	-0.013 -0.0004	0.015 0.0003	0.380 0.214
iip	d_hp	-0.116	0.448	0.796	-0.706	0.545	0.195
	d_iip	0.187	0.087	0.032	0.144	0.094	0.128
	d_cpi	1.304	0.821	0.112	1.994	1.139	0.080
	d_Ghp				0.069	0.086	0.424
	d_Giip				-1.709	1.499	0.254
	d_Gcpi				1.037	0.557	0.062
	d_r	-0.0002	0.014	0.989	0.002	0.014	0.902
	d_ml _cons	0.013 0.0001	0.107 0.002	0.904 0.950	0.045 -0.001	0.108 0.002	0.676 0.714
cpi	d_hp	0.041	0.048	0.390	-0.034	0.057	0.547
	d_iip	-0.004	0.009	0.684	-0.006	0.010	0.567
	d_cpi	0.089	0.087	0.312	-0.146	0.119	0.219
	d_Ghp				0.005	0.009	0.569
	d_Giip				0.393	0.156	0.012
	d_Gcpi				0.110	0.058	0.059
	d_r	-0.002	0.001	0.180	-0.002	0.001	0.091
	d_ml _cons	0.005 -0.0004	0.011 0.0002	0.693 0.096	0.009 -0.0004	0.011 0.0002	0.427 0.063

(b)その他の結果

千葉		階差					
Log likelihood		1505.173			1526.539		
AIC		-22.032			-22.215		
SBIC		-21.645			-21.634		
RMSE	d_hp	0.004			0.003		
	d_iip	0.024			0.024		
	d_cpi	0.003			0.003		
R-sq	d_hp	0.447			0.558		
	d_iip	0.049			0.081		
	d_cpi	0.025			0.101		
Granger		chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
d_hp	d_iip	2.093	1	0.148	2.205	1	0.138
d_hp	d_cpi	1.385	1	0.239	0.0003	1	0.987
d_hp	ALL	3.747	2	0.154	2.206	2	0.332
d_iip	d_hp	0.067	1	0.796	1.678	1	0.195
d_iip	d_cpi	2.522	1	0.112	3.064	1	0.080
d_iip	ALL	2.542	2	0.281	4.789	2	0.091
d_cpi	d_hp	0.739	1	0.390	0.363	1	0.547
d_cpi	d_iip	0.165	1	0.684	0.328	1	0.567
d_cpi	ALL	0.786	2	0.675	0.763	2	0.683