



RIETI Discussion Paper Series 16-J-046

景気・為替レート・物価変動の連関ダイナミクス

吉川 悠一
新潟大学

家富 洋
新潟大学

青山 秀明
経済産業研究所

吉川 洋
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

景気・為替レート・物価変動の連関ダイナミクス*

吉川悠一

(新潟大学大学院自然科学研究科)

家富 洋

(新潟大学理学部)

青山秀明

(京都大学大学院理学研究科, 経済産業研究所)

吉川 洋

(東京大学大学院経済学研究科, 経済産業研究所)

要 旨

景気、為替レートおよび国内物価の連関ダイナミクスを実証的に明らかにするため、景気動向指数（先行、一致、遅行）、円ドル為替レート、中分類物価指数（輸入、企業、消費者）を組み合わせた月次データ（1985年1月から2014年12月までの期間）に対して、複素ヒルベルト主成分分析を行った。自己相関を保存し相互相関のみを破壊する回転ランダム・シャフリングを帰無仮説とする統計的検定を行ったところ、有意な主成分（固有モード）が2個得られた。中下流にあたる国内物価に影響が波及していく際のリード・ラグ関係は、両固有モード間で酷似している。この結果は、物価間の相互作用に起因する普遍的な物価の集団運動の存在を示唆する。しかし、物価の集団的変動メカニズムは2つのモードで異なり、第1モードでは川上側の為替レートが、第2モードでは川下側の需要が物価変動を駆動している。

キーワード： 物価変動、景気動向、為替レート、ヒルベルト変換、主成分分析、動的連関

JEL classification: E31, D12, C40

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「物価ネットワークと中小企業のダイナミクス」の成果の一部である。本稿の原案に対して、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。また、本研究を進めるにあたって JSPS 科研費 25400393 からの助成も受けた。

1 はじめに

近年、一部の物理学者が経済・社会の現象に複雑系科学の見地から興味をもち、精力的に研究を始めた。コンピュータの飛躍的な発展とそれに伴う情報処理技術の高度化によって、株式市場、為替市場、企業財務、企業間取引関係をはじめとして様々な経済データが多量に入手できるようになり、経済・社会現象への実証的なアプローチが可能となった。特に、そのような経済物理学分野では、主成分分析 (PCA) とランダム行列理論 (RMT) とを組み合わせた手法を用いて多変量時系列データに潜む統計的に有意な相関構造を抽出・解析する研究が盛んに行われている [1-6]。

PCA において、大きな固有値をもった主成分のどこまでを統計的に有意なものを見なすかは、最も重要な課題である。従来、有意な主成分は半経験的な基準が用いられてきた。この問題に対して明確な理論的背景を持つ判定基準として、物理学者によって導入されたのが RMT である [7]。しかし、有限長の時系列データが大きな自己相関を持っていると、擬似的に相互相関が生じ^{*1}、RMT による判定基準は、過剰に有意な主成分を見積もる傾向がある。このような場合に対応した判定基準として回転ランダム・シャフリング (RRS) 法が提案されている [8]。これは時系列データの自己相関を残し相互相関だけを破壊する方法であり、これを用いることで時系列データの自己相関による疑似相互相関効果を見積もることができる。また、従来の主成分分析の手法では同時刻の変量間で相関を見ているため異時刻での相関構造を抽出することは難しい。相関は同時刻で存在するとは限らず、むしろタイムラグのある動的な相関の存在が一般的である。このようなタイムラグのある相関構造を抽出する手法として、PCA を拡張した複素ヒルベルト主成分分析 (CHPCA) [9-14] がある。CHPCA はヒルベルト変換を用いた実データの複素化に基づいており、これによって実データ内のリード・ラグ関係を位相差として抽出することができる。

本研究の対象とするのは物価指数である。我が国における物価指数には、総務省統計局が毎月調査している消費者物価指数と、日本銀行が毎月調査している企業物価指数がある。物価指数は「経済の体温計」としばしば呼ばれている。フィリップ曲線が示すように、一般には好況時にはインフレに、不況時にはデフレという傾向が知られており、物価と景気動向の間には密接な関係があると認識されている。物価指数、特に消費者物価指数は、日本銀行が金融政策における判断材料として使用しているほか、賃金、家賃や公共料金改定の際の参考にされるなど、経済政策を的確に推進する上で重要な指標となっている。そのような政策が効果的であるかどうかは、価格の決定メカニズムに大きく依存する。また、物価の不安定な動きは、経済の健全な発展を阻害するため、物価ダイナミクスの研究は経済学において基本的課題の1つとなっている。

従来の経済学における物価変動に関する研究は、一般（総合）物価と貨幣数量の関係を調べる等、もっぱらマクロな変数を用いた分析が主であった。例えば、我が国の経済はエネルギー源や原材料の多くを輸入に頼っていることから、原油価格をはじめとして輸入価格に強い関係を持つ為替レ-

^{*1} 同じ面が継続して出やすい2つのコインを同時に使って限られた回数のコイントスを行う。たまたま2つのコインの面がそろえば、それらのコインの間に相関があるように見える。もちろん、コイントスの回数を増やせば、そのような疑似相関は消失する。

トが国内物価の変動に及ぼす効果も大きいと思われる。金融政策の目標が国内物価の安定であるならば、為替レートやそれに同期する輸入物価の変動が国内物価にどのような影響を与えるのかを把握しておくことは、金融政策の立案にあたって重要であろう。

今世紀に入ってから、ミクロの個別価格の更新頻度に焦点を当てた研究も行われ始めた [15–19]。個別価格はそれぞれ共通のマクロ経済環境の下に独自に変動していると一般に考えられている。個別価格が固有の粘着性をもつ理由としては、メニューコスト仮説 [20] が提案されている。メニューコスト仮説は、価格更新にはメニューの改定をはじめとして様々な物理的コストが必要であることを強調する。メニューコストによる価格の粘着性は、実証的には価格時系列の自己相関に映し出される。それに比して、産業連関表に基づく投入産出分析から容易に推測されるように、企業が製品の価格を更新する際には、マクロの経済状況ばかりではなく、周囲との関係性が重要との考え方もある [18]。つまり、個別価格間にある種の相互作用が働いていると見なすのである。そのような個別価格間の相互作用は、価格同士が集団的に振る舞う可能性を生む。

デフレ／インフレはなぜ起きるのか。デフレを止めるためには何が必要なのか。ミクロの個別物価の時系列データを用いて、こうした問いに答えるべく、つい最近、我が国における網羅的な個別物価の時系列群に対して実証分析が行われた [18]。デフレ／インフレは、多くのモノやサービスの価格を加重平均した総合価格指数の下落／上昇である。したがって、デフレ／インフレの動学を理解するためには、個別価格の動きに関する情報が不可欠である。総合価格指数の自己相関を調べると、時間のずれを伴う個別価格間の相互相関が、集計的な物価指数の振舞いに重要な役割をしていることが明らかにされた。特に、前述の最新手法である CHPCA を用いて得られた第 1 主成分は、個別価格間の動的連関が複雑に絡み合った物価の集団運動の存在を示唆している。

以上の研究背景を踏まえ、本研究では、個別物価指数（輸入、企業、消費者）に加えて景気動向指数（先行、一致、遅行）、円ドル為替レート、マネーストック (M2) を加えたデータを用意し、物価、景気、為替、マネー間に内在する相互連関構造のダイナミクスを実証的に明らかにする。原データと季節調整済みデータ（前年同月比）について CHPCA と RRS を組み合わせた解析を行い、それら 2 種類の結果を比較することで、慎重に季節変動と自己相関による効果を分離する。品目レベルの詳細分類の個別物価データを用いた先行研究 [18] とは異なり、ここでは業種レベルの中分類に基づく物価データを解析する。あまりにデータのレゾリューションを高めると、ノイズが大きくなり、物価間の集団運動の特性がかえって観測しにくくなる可能性があるためである。また、このデータ選択は、吉川 [21] による経済学についての視点「本来、経済学は二階建て」（マクロ経済と企業との間に産業を配置し、マクロ経済学にとってのミクロの経済主体は各企業ではなく各種の産業であるとする考え）とも合致する。

2 解析手法

2.1 複素ヒルベルト主成分分析

従来の主成分分析では、相関を求める際に同時刻の変量間で相関をとっていたため、タイムラグのある相関を抽出することは困難であった。複素ヒルベルト主成分分析 (CHPCA) はそのようなタイムラグのある相関を抽出するために気象学者によって開発された手法である [9–12]。現在では、気象だけでなく株式市場などの解析にも用いられている [13]。

元の時系列 $x_\mu(t)$ ($\mu = 1, \dots, N$) に、虚部として $y_\mu(t)$ を加えて複素数に拡張した時系列を

$$\xi_\mu(t) = x_\mu(t) + iy_\mu(t), \quad (1)$$

とする。ここで、虚部 $y_\mu(t)$ は $x_\mu(t)$ のヒルベルト変換

$$y_\mu(t) = -\frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x_\mu(u)}{t-u} du, \quad (2)$$

であり、 u についての積分はコーシーの主値積分である。また、 $y_\mu(t)$ は $x_\mu(t)$ の各フーリエ成分の位相を $\pi/2$ 進めたものになっている。ただし、変換式 (2) は連続時間の場合のものであり、実際の計算では離散ヒルベルト変換 [14] を行っている。次に、得られた複素時系列 $\{\xi_\mu(t)\}$ から複素相関行列

$$\tilde{C} = \frac{1}{T} \Xi \Xi^\dagger, \quad (3)$$

を作成する。ここで Ξ は $\xi_\mu(t)$ を要素とする $N \times T$ の行列であり、 Ξ^\dagger は Ξ のエルミート共役である。複素相関行列 \tilde{C} について固有値問題を解くことが複素ヒルベルト主成分分析 (CHPCA) に対応している。 \tilde{C} はエルミート行列なので、その固有値は実数として得られる。一方、固有ベクトル成分は複素数であり、その絶対値と位相から相関の大きさとリード・ラグ関係を読み取ることができる。

また、主成分の時間変動を調べるためにモード・シグナルを導入する。元の時系列の基底 (単位基底) から、得られた固有ベクトル α_ℓ を新しい基底とする基底変換を行う:

$$\xi(t) = \sum_{\mu=1}^N \xi_\mu(t) e_\mu = \sum_{\ell=1}^N a_\ell(t) \alpha_\ell, \quad (4)$$

ここで

$$a_\ell(t) = \alpha_\ell^\dagger \cdot \xi(t). \quad (5)$$

である。展開係数 $a_\ell(t)$ を ℓ 番目の主成分のモード・シグナルと呼ぶ。モード・シグナルはその主成分の時間的なふるまいを表している。さらに、モード相対強度 $I_\ell(t)$ を下のように定義する。

$$I_\ell(t) = \frac{|a_\ell(t)|^2}{\sum_{\ell=1}^N |a_\ell(t)|^2}. \quad (6)$$

モード相対強度はその時刻において主成分全体の中での強度の割合を示している。

2.2 ランダム行列理論と回転ランダム・シャフリング

主成分分析では N 個の観測変数と同じ数の主成分が作成されることになるので、適当な数の有意だと思われる主成分だけを採用して、それ以降の主成分は切り捨てる必要がある。その判断基準として経験的には、固有値が 1 以上、累積寄与率が 70% を超えたところまで、寄与率に急激な変化が起きている部分まで、などがある。しかし、これらの判定基準には理論的な根拠が薄く、半経験的に得られた基準である。そこで、理論的な背景を持つ判定基準として、ランダム行列理論 (RMT) から導かれるランダム相関行列の固有値分布が帰無仮説として用いられている。

ランダムデータから作成されたランダム複素相関行列の固有値 λ は $Q = T/(2N) > 1$ を一定のまま $N, T \rightarrow \infty$ の極限で、次の確率密度関数に従う [13] :

$$\rho(\lambda) = \frac{Q}{2\pi} \frac{\sqrt{(\lambda_+ - \lambda)(\lambda - \lambda_-)}}{\lambda}, \quad (7)$$

$$\lambda_{\pm} = \left(1 \pm \sqrt{\frac{1}{Q}}\right)^2. \quad (8)$$

これはランダム相関行列の固有値は $[\lambda_-, \lambda_+]$ の範囲内に分布することを表している。もし実際の相関行列の固有値が λ_+ より大きい場合、それらの固有値と対応する固有ベクトルは有意であると判定することができる。

はじめにも述べたように時系列データに自己相関が含まれていると RMT は有意な主成分を過剰に見積もる傾向があり、統計ノイズとの区別のための有用性が減じられてしまう。回転ランダム・シャフリング (RRS) は、RMT に比べてロバストな帰無仮説を提供する。RRS では、各時系列に周期的境界条件を課すことにより時間方向のリングを作り、各時系列をそれぞれランダムに回転させる操作を施す。この操作によって自己相関は保存されたまま相互相関のみが破壊される。RRS が施されたデータの固有値分布を参照することで、統計ノイズの海の中から有意な固有値を抽出することができる。しかし、固有値分布が解析的に与えられる RMT とは異なり、固有値分布を数値的に計算する必要がある。

3 解析データ

解析対象として、以下の 7 種類の時系列データを組み合わせた総項目数 $N = 83$ 、1985 年 1 月から 2014 年 12 月まで時系列長 $T = 360$ ヶ月の複合月次データを採用する。

- 消費者物価指数 (CPI)*² 45 項目
- 国内企業物価指数 (PPI)*³ 23 項目
- 輸入物価指数 (IPI)*³ 10 項目

*² 2010 年基準 中分類 総務省統計局

*³ 2010 年基準 中分類 日本銀行

- 円ドル為替レート (USD/JPY)*⁴
- 景気動向指数先行指数 (Leading Index)*⁵
- 景気動向指数一致指数 (Coincident Index)*⁵
- 景気動向指数遅行指数 (Lagging Index)*⁵
- マネーストック (Money Stock)*⁶

消費者物価指数と企業物価指数の元データは消費税を含んだ形で作成されているが、ここでは消費税を取り除く処理をしている*⁷。事前調整として前月との対数差分を取った後、平均 0、分散 1 に標準化した。この操作によって時系列の長さは 1985 年 2 月から 2014 年 12 月までの 359 ヶ月となる。表 1 に詳細なデータ項目をまとめた。事前処理後のデータの定常性については、単位根検定によって検証した。Phillips-Perron 検定は、すべてのデータが有意水準 5% で定常的であるとの結論を導く。また、拡張 Dickey-Fuller 検定を使っても概ねデータの定常性が確認される*⁸。

4 解析結果

4.1 主成分の有意性検定

図 1 は、原データから計算された相関行列に対する固有値分布を示す。データがまったくランダムな場合の固有値分布は RMT によって与えられ、その上限 $\lambda_+(=2.81)$ を超える固有値は 6 個ある。図 2 は、RRS 後の各固有値の値を下降順にプロットしたものである (平行分析)。RRS ではサンプル毎に固有値が変化するため、乱数を変えて 1000 個のサンプルを生成し、 $\langle \lambda_\ell \rangle + 3\sigma_\ell$ を各固有値の統計的有意性の判定基準とした。ここで $\langle \lambda_\ell \rangle$ は RRS 後の ℓ 番目の固有値の平均値、 σ_ℓ は ℓ 番目の固有値の標準偏差である。 ℓ 番目の固有値が RRS 後の $\langle \lambda_\ell \rangle + 3\sigma_\ell$ より大きければ、その固有値に対応する主成分は有意な相互相関を含んだ主成分だと判定する。この基準を当てはめると有意な固有値は、RMT に基づく判定と同様に 6 個得られた。

図 3 は RMT・RRS の判定基準をパスした上位 6 個の固有値に対応するモード・シグナルのピリオドグラムである。第 3 から第 6 モード・シグナルには季節変動に対応する顕著な周期性が見て取れる。同じデータセットに対して季節調整として前年同月比を取る操作を施し、同様の解析を行ったところ、5 個の有意な主成分が得られた。表 4.1 はこの 2 つの結果の固有ベクトルの類似度*⁹である。第 1, 2 主成分は季節調整済みのデータから得られる対応する主成分と酷似している*¹⁰。他

*⁴ 東京市場 ドル・円 17 時時点/月中平均 日経 NEEDS

*⁵ Composite Index 2010 年基準 外れ値処理有り 内閣府

*⁶ 現行の M2 統計と過去の旧 M2 + CD, M2 + CD 統計とを接続して対象期間のマネーストック時系列を作成した。いずれも日本銀行公表。

*⁷ 事前調整後のデータに対して、消費税法の施行月におけるデータ値をその直前、直後のデータ値の平均で置き換えた。

*⁸ 項目 14 (設備修繕・維持) と項目 41 (理美容サービス) のデータは例外であり、それぞれ 0.36, 0.39 と大きな p 値を与える。

*⁹ 固有ベクトルの内積の値を計算して類似度 (cosine similarity) とした。

*¹⁰ 非常に高次元の空間 (83 次元空間) であることから、もし cosine similarity が 0.9 (0.8) の値をとれば、対応する p 値は 2.61×10^{-31} (7.02×10^{-20}) となり、極めて小さい。逆に、 $p = 0.01$ (0.001) に対応する cosine similarity

表1 解析データの項目一覧

項目番号	大分類	中分類	項目番号	大分類	中分類
1	CPI	穀類	46	PPI	食料品・飲料・たばこ・飼料
2	CPI	魚介類	47	PPI	繊維製品
3	CPI	肉類	48	PPI	製材・木製品
4	CPI	乳卵類	49	PPI	パルプ・紙・同製品
5	CPI	野菜・海藻	50	PPI	化学製品
6	CPI	果物	51	PPI	石油・石炭製品
7	CPI	油脂・調味料	52	PPI	プラスチック製品
8	CPI	菓子類	53	PPI	窯業・土石製品
9	CPI	調理食品	54	PPI	鉄鋼
10	CPI	飲料	55	PPI	非鉄金属
11	CPI	酒類	56	PPI	金属製品
12	CPI	外食	57	PPI	はん用機器
13	CPI	家賃	58	PPI	生産用機器
14	CPI	設備修繕・維持	59	PPI	業務用機器
15	CPI	電気代	60	PPI	電子部品・デバイス
16	CPI	ガス代	61	PPI	電気機器
17	CPI	他の光熱	62	PPI	情報通信機器
18	CPI	家庭用耐久財	63	PPI	輸送用機器
19	CPI	室内装備品	64	PPI	その他工業製品
20	CPI	寝具類	65	PPI	農林水産物
21	CPI	家事雑貨	66	PPI	鉱産物
22	CPI	家事用消耗品	67	PPI	電力・都市ガス・水道
23	CPI	家事サービス	68	PPI	スクラップ類
24	CPI	衣料	69	IPI	食料品・飼料
25	CPI	シャツ・セーター・下着類	70	IPI	繊維品
26	CPI	履物類	71	IPI	金属・同製品
27	CPI	他の被服類	72	IPI	木材・同製品
28	CPI	被服関連サービス	73	IPI	石油・石炭・天然ガス
29	CPI	医薬品・健康保持用摂取品	74	IPI	化学製品
30	CPI	保健医療用品・器具	75	IPI	はん用・生産用・業務用機器
31	CPI	保健医療サービス	76	IPI	電気・電子機器
32	CPI	交通	77	IPI	輸送用機器
33	CPI	自動車等関係費	78	IPI	その他産品・製品
34	CPI	通信			
35	CPI	授業料等	項目番号	マクロ変数	
36	CPI	教科書・学習参考教材	79	USD/JPY	円ドル為替レート
37	CPI	教養娯楽用耐久財	80	Leading Index	景気動向先行指数
38	CPI	教養娯楽用品	81	Coincident Index	景気動向一致指数
39	CPI	書籍・他の印刷物	82	Lagging Index	景気動向遅行指数
40	CPI	教養娯楽サービス	83	Money Stock	マネーストック (M2)
41	CPI	理美容サービス			
42	CPI	理美容用品			
43	CPI	身の回り用品			
44	CPI	たばこ			
45	CPI	他の諸雑費			

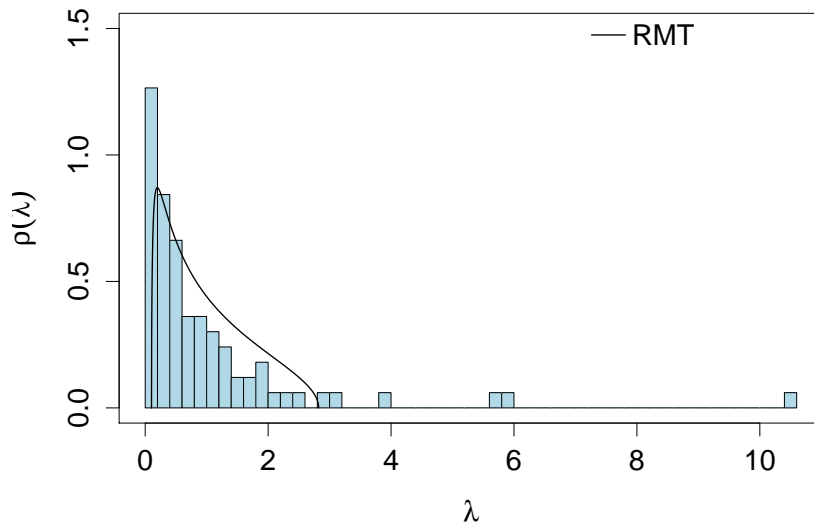


図1 相関行列の固有値の分布。実曲線は RMT の結果。

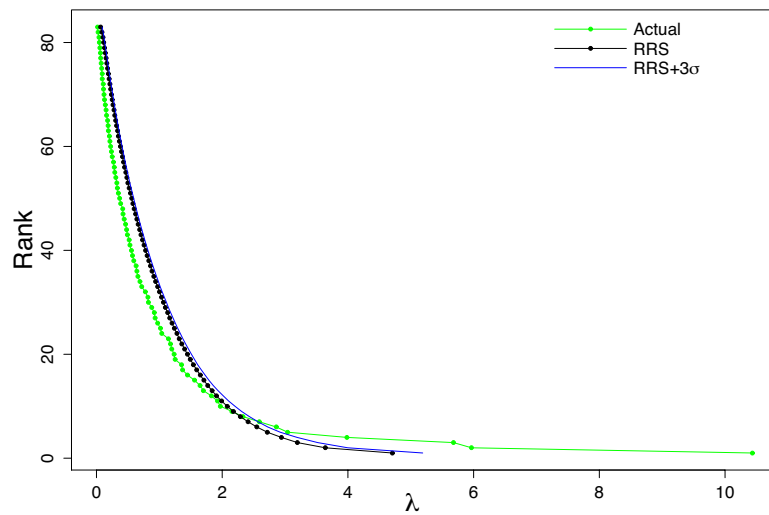


図2 RRS を参照とする平行分析の結果。RRS のサンプル数は 1000。

方、第3から第6主成分については、季節調整済みのデータに類似性の高い主成分は存在しない。これらのことから第3から第6主成分は季節変動による擬似的な相関構造を抽出した主成分であると考えられる。本論文では、季節変動について詳しく見ていくことはせず、第1、第2主成分のみに注目する。第1、2主成分について固有値の累積寄与率は19.8%であり、物価全体の変動のおよそ2割は季節性ではない相関を持った集団運動によって説明できると言える。

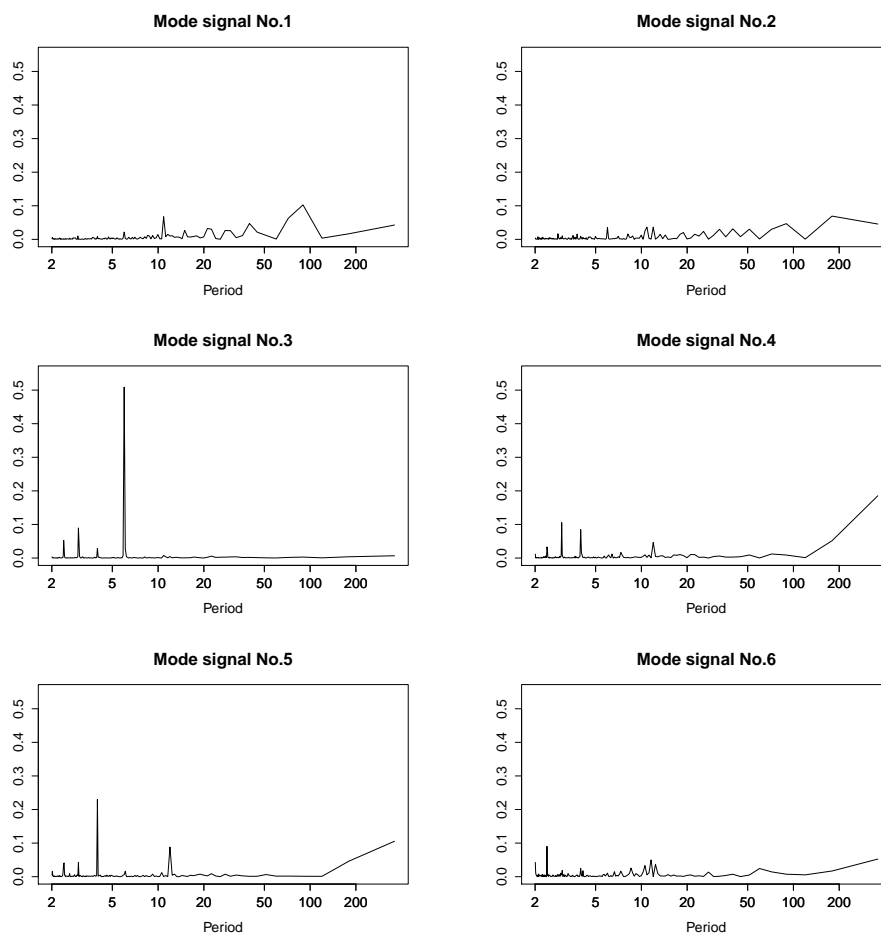


図3 上位6個の主成分に対応するモード・シグナルのピリオドグラム。

4.2 固有ベクトル

図4は、最大固有値および第2最大固有値に対応する固有ベクトル成分を複素平面上にプロットしたものである。固有ベクトル成分の大きさに着目することで、どの項目同士が重要な相関をもっているのかがわかる。また、それらの項目間の位相差が項目間のリード・ラグ関係を与える。時間発展方向は時計回りになっており、図4の第1固有ベクトルを例とすると、景気動向先行指数は、

の値は0.280(0.353)である。

表2 オリジナルデータの固有ベクトル $\alpha_\ell (\ell = 1, \dots, 6)$ と季節調整済みデータの固有ベクトル $\tilde{\alpha}_m (m = 1, \dots, 5)$ の類似度。 $|\alpha_\ell^* \cdot \tilde{\alpha}_m|$ を計算し類似度とした。

$\ell \setminus m$	1	2	3	4	5
1	0.960	0.100	0.065	0.017	0.080
2	0.079	0.895	0.158	0.048	0.050
3	0.144	0.158	0.235	0.067	0.210
4	0.089	0.250	0.316	0.142	0.296
5	0.078	0.080	0.270	0.247	0.303
6	0.046	0.045	0.381	0.487	0.192

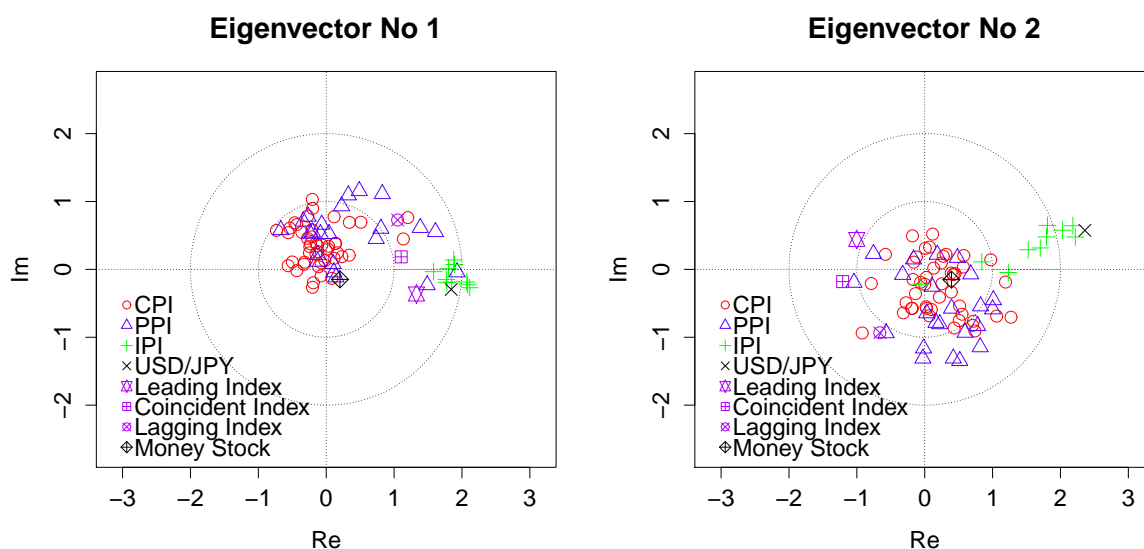


図4 最大固有値 (左パネル) および第2最大固有値 (右パネル) に対応する固有ベクトル成分の複素平面表示。時間発展の方向は時計回り。

景気動向一致指数に対して時間的に先行していることを示している。

固有ベクトル成分の絶対値が大きい項目ほど相関構造の中で重要な位置を占める。しかし、どれほどの大きさの絶対値を持つ項目を重要だと見なせるだろうか。この疑問に答えるため、データに乱数時系列を追加し、固有ベクトルの変化を調べた。乱数時系列を1つ、元のデータに加えた (84番目の時系列として) データを用意し、CHPCAによる同様の解析を繰り返した。図5は乱数時系列を追加した場合の固有ベクトル成分の絶対値である。乱数時系列について1000回のサンプリングを行い、その平均と $\pm 2\sigma$ のエラーバーをプロットを示している。追加のデータは、まったくの乱数時系列であるが、時系列長が有限であることから擬似的な相互相関効果が生じ、いくらかの絶対値を取りうる。上位の固有ベクトルほど、乱数時系列の追加に対して頑強な構造を持っている。しかし、統計的に有意の固有ベクトルにおいても、実際の項目の中には乱数時系列と同程度の絶

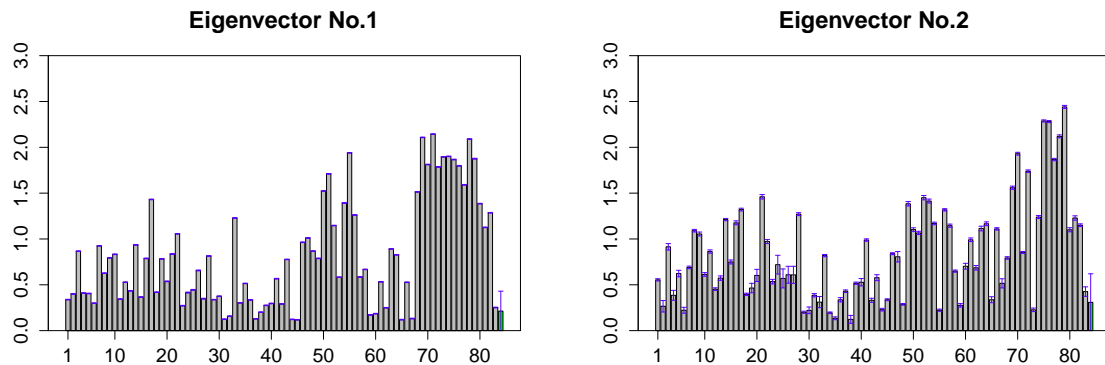


図5 乱数時系列を追加した場合の各固有ベクトル成分の大きさ（1000サンプルに対する平均と偏差 $\pm 2\sigma$ のエラーバーを表示）。84番目の項目（緑）が追加した乱数時系列の成分である。

対値のものもあり、それらの項目データは乱数と識別できない。それに対し、乱数時系列の取りうる値より大きい項目については偶然によるものではない有意なものだと考えられる。

以後、乱数時系列成分の絶対値の平均 $+2\sigma$ より大きい絶対値をもつ項目を統計的に有意な成分とみなすこととする。第1, 2固有モードにおいてこのように有意と判断された項目を表4.2にまとめた。位相差 π は同時刻における反相関の関係を示しているため、位相を π だけシフトし、絶対値を負として記載した。

4.3 第1および第2固有モードにおける連関構造

図6は、第1および第2固有ベクトルについて各成分の絶対値を位相の関数としてプロットしたものである。

第1固有モードにおいては、景気動向先行指数、輸入物価指数および為替レートが先行し、続いて景気動向一致指数、さらに景気動向遅行指数、企業物価指数から消費者物価指数へとつながる一連のリード・ラグ関係が観察される。原材料にあたる輸入物価が先行し、遅れて国内物価が正の相関をもって続く。このことから、第1モードは、為替レートの変動やそれに伴う輸入物価の変動が国内の景気、物価に与える影響（円安による景気の拡大と原材料費の高騰による国内物価の上昇）を表していることがわかる。また、中下流にあたる企業物価から消費者物価へと影響が波及するにつれて、その効果が小さくなっていく様子も見て取れる。この結果は、価格の粘性性の反映であり、物価変動が上流の供給サイドによって駆動されていることを裏付ける。

他方、第2固有モードには、まず景気動向先行指数と一部の企業物価が先導し、次にその影響が景気動向一致指数、逆サイクルで為替レートおよび輸入物価指数（「石油・石炭・天然ガス」を除く）に及び、さらに景気動向遅行指数、続いて企業物価から消費者物価へと次々に伝搬する動的連関構造が内在することがわかる。景気動向一致指数が為替レートとほぼ同時刻の反相関関係をもつ

表3 第1および第2固有モードにおける有意な成分。景気動向先行指数の位相(θ)を0に固定($\theta > 0$ は景気動向一致指数に対する遅行を意味)。絶対値(Abs)が負の項目は、景気動向指数と反相関の関係を表す。太字は両固有ベクトルに共通する項目である。

Mode 1			Mode 2		
Abs	θ [rad]	Category	Abs	θ [rad]	Category
1.38	0	80 Leading Index	1.09	0	80 Leading Index
1.87	0.11	79 USD/JPY 円ドル為替レート	0.79	0.12	68 PPI スクラップ類
1.51	0.11	68 PPI スクラップ類	-1.23	0.38	74 IPI 化学製品
2.13	0.14	71 IPI 金属・同製品	-0.85	0.55	71 IPI 金属・同製品
1.79	0.16	76 IPI 電気・電子機器	1.22	0.56	81 Coincident Index
2.1	0.16	69 IPI 食料品・飼料	-1.73	0.6	72 IPI 木材・同製品
1.86	0.17	75 IPI はん用・生産用・業務用機器	1.06	0.6	51 PPI 石油・石炭製品
2.08	0.18	78 IPI その他産品・製品	-1.55	0.6	69 IPI 食料品・飼料
1.78	0.18	72 IPI 木材・同製品	-2.27	0.63	76 IPI 電気・電子機器
1.93	0.24	55 PPI 非鉄金属	-2.43	0.65	79 USD/JPY 円ドル為替レート
1.58	0.24	77 IPI 輸送用機器	0.81	0.67	33 CPI 自動車等関係費
1.8	0.27	70 IPI 繊維品	-1.86	0.68	77 IPI 輸送用機器
1.89	0.3	74 IPI 化学製品	-2.11	0.69	78 IPI その他産品・製品
1.88	0.34	73 IPI 石油・石炭・天然ガス	-2.28	0.7	75 IPI はん用・生産用・業務用機器
1.12	0.43	81 Coincident Index	-1.92	0.76	70 IPI 繊維品
1.7	0.6	51 PPI 石油・石炭製品	1.31	1.21	17 CPI 他の光熱
1.22	0.64	33 CPI 自動車等関係費	1.14	1.37	82 Lagging Index
1.52	0.68	50 PPI 化学製品	1.1	1.44	50 PPI 化学製品
0.86	0.81	48 PPI 製材・木製品	0.71	1.53	24 CPI 衣料
1.42	0.83	17 CPI 他の光熱	1.31	1.97	56 PPI 金属製品
1.28	0.87	82 Lagging Index	1.16	1.97	54 PPI 鉄鋼
1.01	0.91	47 PPI 繊維製品	0.69	2.08	7 CPI 油脂・調味料
1.39	1.2	54 PPI 鉄鋼	0.8	2.19	47 PPI 繊維製品
0.86	1.2	3 CPI 肉類	0.84	2.25	46 PPI 食料品・飲料・たばこ・飼料
0.77	1.38	43 CPI 身の回り用品	1.38	2.3	49 PPI パルプ・紙・同製品
1.25	1.44	56 PPI 金属製品	1.44	2.35	52 PPI プラスチック製品
1.14	1.55	52 PPI プラスチック製品	0.97	2.45	22 CPI 家事用消耗品
0.96	1.6	46 PPI 食料品・飲料・たばこ・飼料	1.1	2.55	66 PPI 鉱産物
0.78	1.69	16 CPI ガス代	0.91	2.58	3 CPI 肉類
0.52	1.76	66 PPI 鉱産物	0.7	2.59	60 PPI 電子部品・デバイス
0.66	1.94	58 PPI 生産用機器	1.41	2.61	53 PPI 窯業・土石製品
0.53	2	61 PPI 電気機器	1.17	2.67	16 CPI ガス代
1.05	2.03	22 CPI 家事用消耗品	0.86	2.68	11 CPI 酒類
0.92	2.06	7 CPI 油脂・調味料	1.09	2.69	8 CPI 菓子類
0.82	2.17	64 PPI その他工業製品	1.14	2.74	57 PPI はん用機器
0.83	2.17	21 CPI 家事雑貨	1.05	2.74	9 CPI 調理食品
0.62	2.18	8 CPI 菓子類	0.75	2.75	15 CPI 電気代
0.58	2.19	57 PPI はん用機器	0.99	2.97	61 PPI 電気機器
0.58	2.26	53 PPI 窯業・土石製品	1.26	2.98	28 CPI 被服関連サービス
0.53	2.26	12 CPI 外食	1.16	3.03	64 PPI その他工業製品
0.78	2.28	49 PPI パルプ・紙・同製品	1.45	3.05	21 CPI 家事雑貨
0.53	2.38	20 CPI 寝具類	1.11	3.14	63 PPI 輸送用機器
0.44	2.39	25 CPI シャツ・セーター・下着類	1.21	3.4	14 CPI 設備修繕・維持
0.65	2.42	26 CPI 履物類	0.68	3.45	62 PPI 情報通信機器
0.79	2.42	9 CPI 調理食品	0.98	3.7	41 CPI 理美容サービス
0.83	2.43	10 CPI 飲料			
0.81	2.56	28 CPI 被服関連サービス			
0.78	2.64	19 CPI 室内装備品			
0.89	2.69	63 PPI 輸送用機器			
0.93	2.74	14 CPI 設備修繕・維持			
0.51	3.19	35 CPI 授業料等			
0.56	3.31	41 CPI 理美容サービス			
0.43	3.45	13 CPI 家賃			

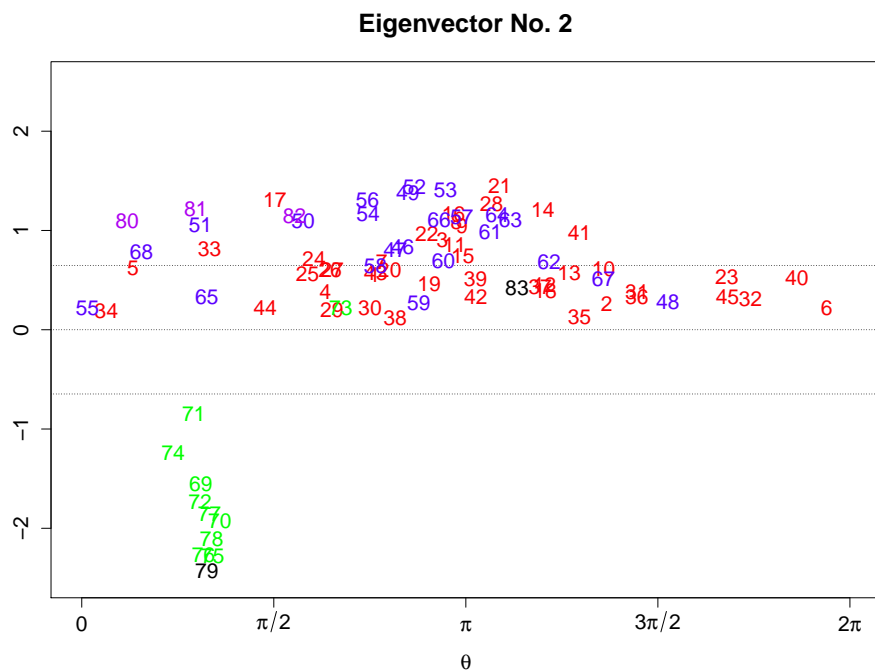
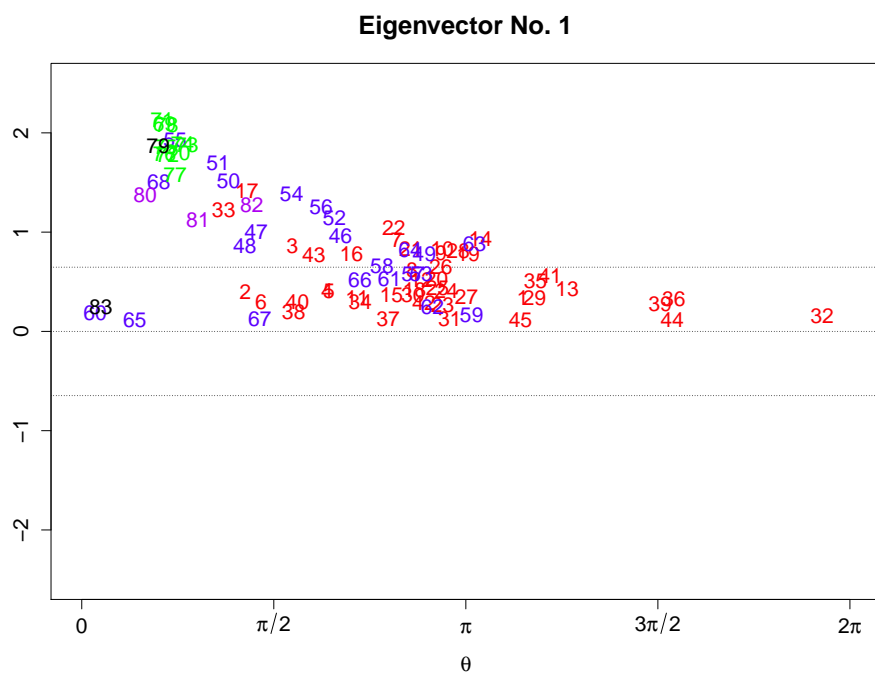


図6 第1固有モード（上段）および第2固有モード（下段）における項目間のリード・ラグ関係。 x 軸および y 軸は、それぞれ各成分の位相、絶対値を表示し、点線は有意な成分に対する判定基準（5%有意水準）。景気動向指数と反相関係をもつ項目については、位相を反転させた上で絶対値を負としてプロット。

ことから、第2モードは、景気の拡大・縮小が物価に与える影響を表していると考えられる（もし為替レートが支配的であれば、円安で物価は上昇するはずであるが、このモードでは第1モードとは逆に円安で物価は下降する）。さらに、固有ベクトル成分の振る舞いから、物価変動の影響が第1モードとは対照的に上流から下流に向けて減衰せず、むしろ企業物価、消費者物価とも下流側の方が景気に対して強く反応する傾向があることがわかる。すなわち、第2モードでは、下流の需要サイドによる景気刺激によって価格変動が引き起こされていると推定される。

以上の解析結果は、物価を「景気の体温計」として使う場合に注意を喚起する。もし第1モードが主体の物価上昇であるならば、経済全体の底上げになっていない可能性が大きい。物価上昇と経済成長との好循環が生まれているかどうかは、第2モードが立っているかどうかを鍵となる。なお、第1、第2固有モードのどちらにおいても物価とマネーストックとの間に有意な相関は検出されない。

4.4 国内物価の集団運動

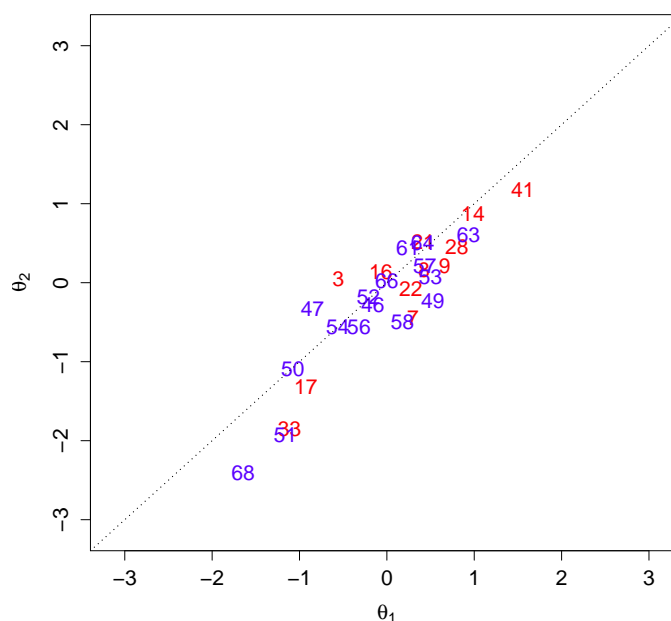


図7 第1固有ベクトルと第2固有ベクトルにおける主要国内物価間のリード・ラグ関係の比較。 x 軸に第1固有ベクトルでの各成分の位相、 y 軸に第2固有ベクトルでの対応する成分の位相をプロット。

図7では、第1、第2固有ベクトルの両方において有意な成分をもつ国内物価（企業物価、消費者物価）の項目を選び出し、それぞれの固有ベクトルにおける位相を x 軸、 y 軸にとって描いた。選択された項目が傾き1の直線状に分布していることから、2つの固有モードにおける国内物価の

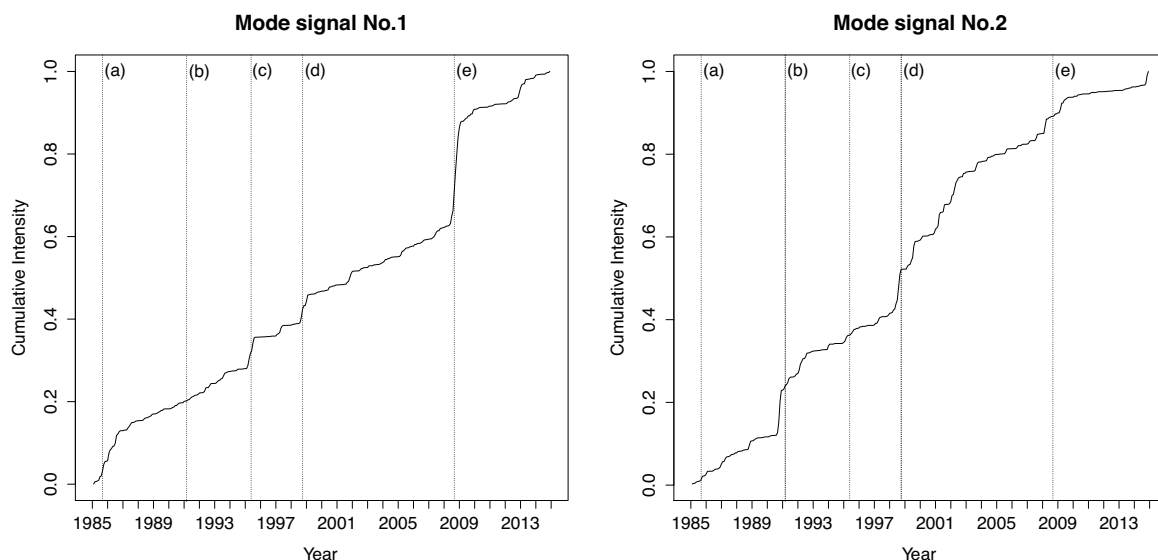


図8 第1, 第2固有モードのモード相対強度の時間的累積(全累積値を1に規格化)。(a)はプラザ合意, (b)はバブル崩壊, (c)は記録的円高, (d)は超円安後の揺り戻しショック, (e)はリーマン・ショックの時点を表示。

リード・ラグ関係はよく似ていることがわかる。すでに述べたように、第1固有モードでは為替レートと輸入物価の変動が、第2固有モードでは需要が国内物価を駆動する要因であると考えられる。しかし、影響が中下流にあたる国内物価へ波及していく様子は、物価の変動要因の違いに大きく依存しないのである^{*11}。以上の結果は、国内物価同士の相互作用に基づく普遍的な物価の集団運動の存在を示唆する。

4.5 経済ショックに対する固有モードの応答特性

固有モードの時間的なふるまいについて詳しく見るためにモード相対強度 $I_\ell(t)$ を(6)式から計算する。図8はモード相対強度 $I_\ell(t)$ の時間方向における累積値である。傾きが大きい時には、その固有モードが強く出現している。第1, 第2固有モードとも、いくつかの経済イベントのショックに対して強く反応している。しかし、モード相対強度はそのようなショック時以外でも一定の傾きをもっていることから、それらの固有モードは決して特定の経済イベントの変動構造を表しているのではない。平時から存在しているゆらぎが、経済イベントによってその特徴をそのままに駆動されているのである。

第1固有モードでは景気と為替レートがほぼ同時刻で正の相関、第2固有モードでは反対に負の相関であり、これらの違いが2つの固有モードを識別する。このようなモード特性の違いに注意を払えば、経済イベントを特徴づけることが可能となる。もし、為替レートへの影響が支配的な経済

^{*11} 国内物価のみを残してCHPCAを行うと、ここで得られた第1主成分と第2主成分は分離せず、1つの主成分として抽出される。

イベントであれば、第1モードおよび第2モードのモード・シグナルの為替レートに対する寄与の向きは揃うが、景気動向への寄与は逆向きになってしまう。もし景気への影響が支配的な経済イベントならば、2つのモード・シグナル間のそのような関係性は逆転する。

ここでは過去30年間で起こった次の代表的な経済イベントとその前後の期間に着目する：

- プラザ合意 (1985年3月)
- バブル崩壊 (1991年3月)
- 記録的円高 (1995年4月)
- 超円安後の揺り戻しショック*12 (1998年10月)
- リーマン・ショック (2008年9月)

図9では、第1モードおよび第2モードのモード・シグナルの円ドル為替レートに対する寄与について、それらの振る舞いを代表的経済イベントと前後の期間で拡大した。合わせて円ドル為替レートの原時系列とも比較している。図10は図9と同様の図で、円ドル為替レートが景気動向一致指数に置き換えられている。 l 番目の固有モードによる μ 番目の項目への寄与 $\xi_{l,\mu}(t)$ は、

$$\xi_{l,\mu}(t) = a_l(t)\alpha_{l,\mu}, \quad (9)$$

で与えられる。また、全ての主成分に対して足し合わせれば、

$$\xi_\mu(t) = \sum_{l=1}^N \xi_{l,\mu} = \sum_{l=1}^N a_l(t)\alpha_{l,\mu}, \quad (10)$$

となり、項目 μ の複素時系列 $\xi_\mu(t)$ を復元する。複素時系列の実部が実際に観測されるデータであり、式(10)の右辺各項の実部が各モードのそれぞれの項目への寄与を与える。

図9と図10とを比較すると、プラザ合意の時期では、両モード・シグナルの為替レートに対する寄与の向きは揃っているが、景気動向指数については揃っていない。このことから、プラザ合意は為替レートへの影響が支配的なイベントだと言える。同様に比較検討していくと、バブル崩壊の時期では景気が、記録的な円高の時期では為替レートが、超円安後の揺り戻しショックの時期では為替レートが、リーマン・ショックの時期では景気が、それぞれ大きく影響を受けるイベントであったことがわかる。加えて、超円安後の揺り戻しショックの直前の円安局面では、景気への影響も無視できないショックが発生したこともわかる。

図8を振り返ると、リーマン・ショックは例外であるものの、為替レートへの影響が支配的と判断された経済イベントに対しては第1固有モードが、景気への影響が支配的と判断された経済イベントに対しては第2固有モードが強く反応している。このように、経済イベントの特徴とそれと強く結合する固有モードの駆動要因が一致しており、経済イベントの特徴と固有モードの特性とは整合的になっている。

リーマン・ショックでは例外的な反応が観察されるが、その原因を探るためにリーマン・ショックについてももう少し詳しく調べる。図11は第1および第2固有モードの為替レートへの寄与の累

*12 1998年8月から12月にかけて円がドルに対して27.4円急騰。

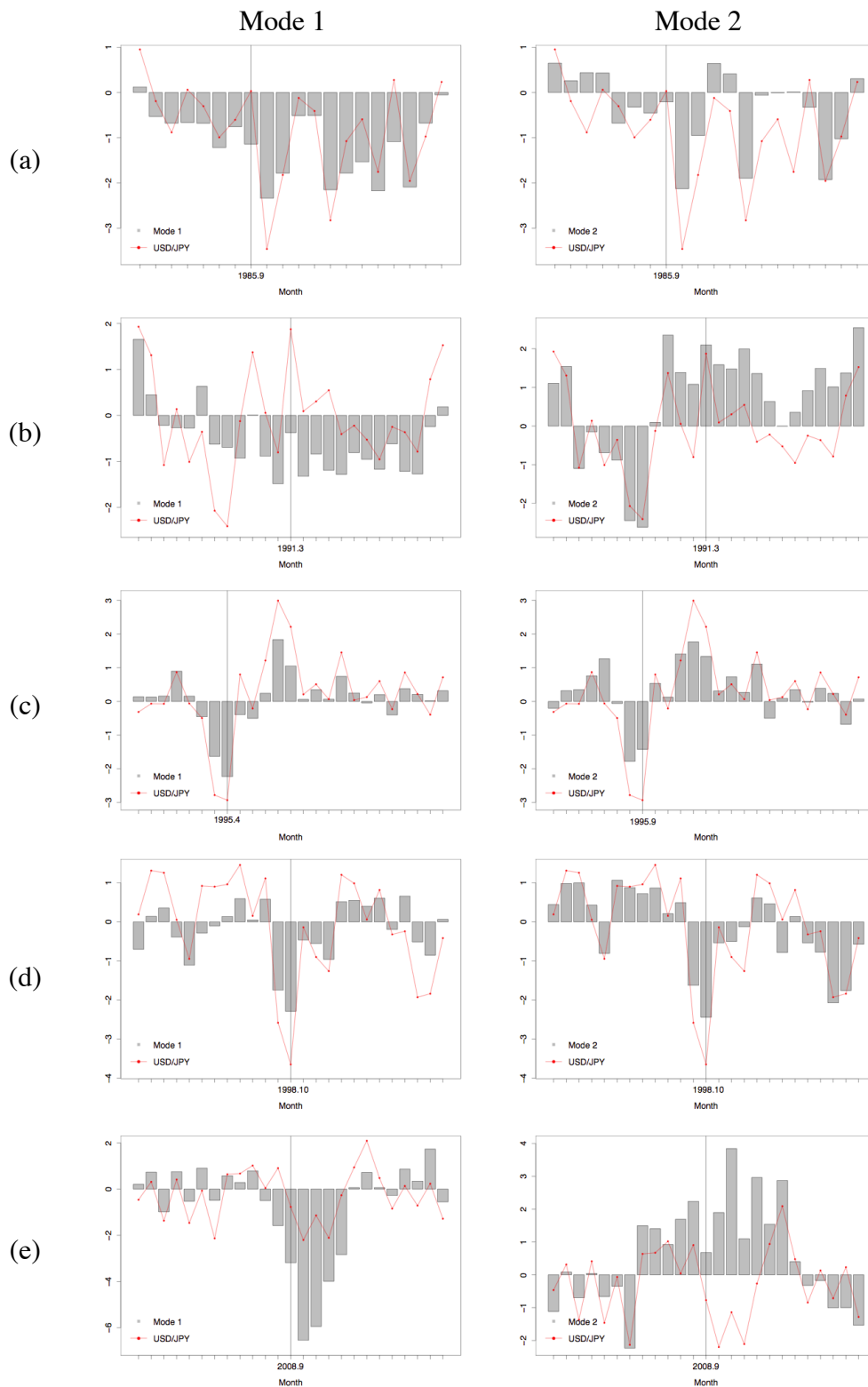


図9 第1, 第2固有モードの為替レートへの寄与と為替レート時系列(事前調整後)との比較。左列が第1モードの寄与, 右列が第2モードの寄与である。また, (a)行はプラザ合意近辺, (b)行はバブル崩壊近辺, (c)行は記録的円高近辺, (d)行は超円安後の揺り戻しショック近辺, (e)行はリーマン・ショック近辺の結果である。

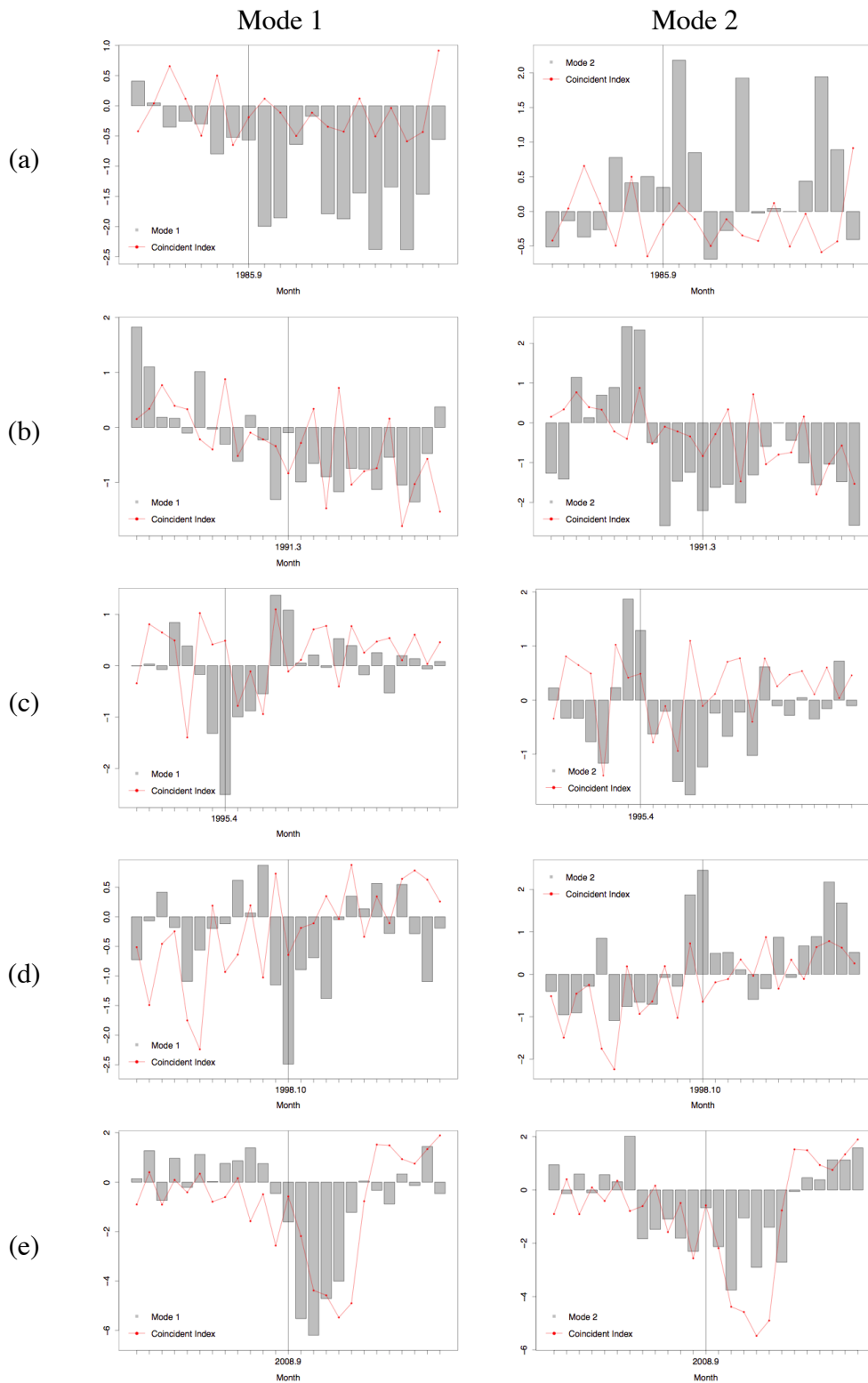


図10 第1, 第2固有モードの景気動向一致指数への寄与と景気動向一致指数時系列(事前調整後)との比較。左列が第1モードの寄与, 右列が第2モードの寄与である。また, (a)行はプラザ合意近辺, (b)行はバブル崩壊近辺, (c)行は記録的円高近辺, (d)行は超円安後の振り返りショック近辺, (e)行はリーマン・ショック近辺の結果である。

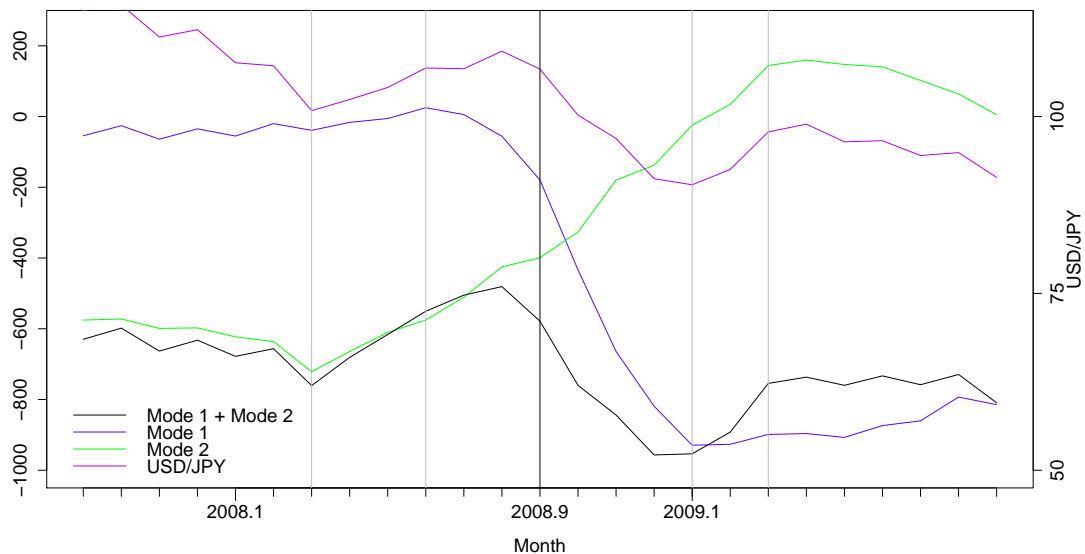


図 11 主成分の為替レートへの寄与の累積値と為替レートの元時系列

積と為替レートの元時系列をプロットしたものである。リーマン・ショック前後の時期では両モードとも大きく変動をしているが、第2モードの方が早い時期から変動を開始しており、変動の期間も長い。その期間に含まれる形で第1モードも大きく変動しており、ショック時では第1モードの方が第2モードに比べて大きく変動している。リーマン・ショックそのものには第1モードが大きく反応したが、第2モードはその背後にあり、サブプライム住宅ローン危機を発端とする世界金融危機に反応していると考えられる。第2モードではこの期間、一貫して円安に寄与しているが、第1モードではリーマン・ショック時に円高に寄与しており、実際の為替レートでは円高になっている（第1、第2モードのどちらにおいても景気への寄与は不況方向に作用）。第2モードの影響を第1モードが覆い隠した形になっている。これらの事実から、この期間の経済ショックは、相対的に長期間にわたる世界金融危機に短期的なリーマン・ショックが重なり合ったものであることがわかる。

4.6 景気循環との関係

一般に物価変動と景気とは深い関係があると考えられているが、確かに第1、第2固有モードとも物価と景気動向指数との間の強い連関性を示している。

では、第1、第2固有モードで景気循環をどの程度まで説明できるだろうか。図12は、両モードの景気動向一致指数への寄与の累積を景気動向一致指数と比較している。それらのモードの重ね合わせは、前述のように全体変動のおよそ2割の変動を表したものに過ぎないが、概ね景気の山と谷が再現されている。しかし、両モードとも2011年3月に起きた東日本大震災による景気の落ち込

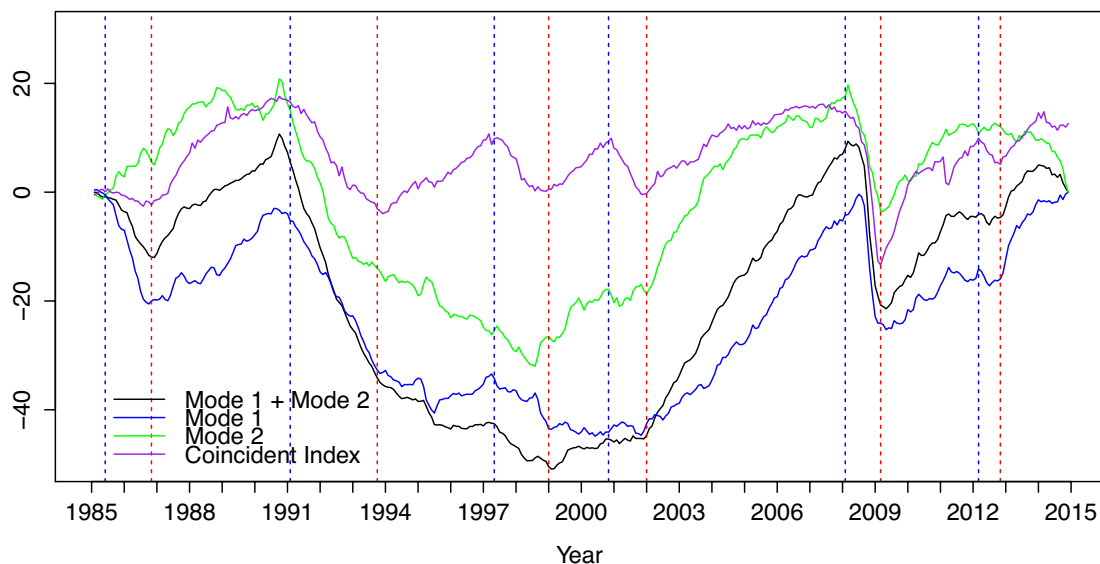


図 12 第 1 および第 2 固有モードの景気動向一致指数への寄与（時間的累積）と景気動向一致指数（標準化処理後）との比較。赤縦線は景気の谷，青縦線は景気の山を示す。

みには無反応である。つまり，大震災による景気後退には，第 1，第 2 固有モードで表されるような集団的物価変動は伴っていないことがわかる。この事実，世界金融危機と東日本大震災では，我が国の実体経済に対する影響の深刻さが質的に異なることを明らかにする。

また，バブル景気期に着目してみる。その前半では為替主導型の第 1 モードと需要主導型の第 2 モードとが共に景気拡大に関係しているのに対して，後半では景気上昇が第 1 モード主体のものへと変質してしまっている。最近のアベノミクスによる景気上昇に目をやると，その様子はバブル期後半の第 1 モードの片肺飛行状態とよく似ている。むしろ，第 2 モードの振る舞いは，需要で駆動される実体経済活動が 2014 年初頭から下降的であることを示唆する。

5 まとめ

本研究は，個別物価，景気，為替，マネーストック間に潜む動的連関構造を実証的に明らかにすることを旨とした。1985 年 1 月から 2014 年 12 月までの期間の中分類個別物価指数（輸入，企業，消費者），景気動向指数（先行，一致，遅行），円ドル為替レート，マネーストック (M2) から構成された複合月次データに対して，複素ヒルベルト主成分分析 (CHPCA) と回転ランダム・シャフリング (RRS) を組み合わせた解析を行った。RRS を帰無仮説とする主成分の統計的検定から，有意な主成分が 6 個同定された。その内，最大固有値，第 2 最大固有値に対応する第 1 主成分と第 2 主成分が季節変動とは無関係であることが，スペクトル解析によって明らかにされた。

次に、それら2つの固有モードの経済学的な特徴付けがなされた。第1固有モードは、為替レートと輸入物価指数がリードし、その影響が景気、さらに国内物価へと順繰りに伝播していく様子を表す。他方、第2固有モードは、景気動向が国内物価の変動を先駆けている経済状態を表し、第1モードとは対照的に、景気動向と為替レート、輸入物価（「石油・石炭・天然ガス」を除く）とは逆サイクルになっている。固有ベクトルの振る舞いから、第1モードでは川上の為替レートが物価変動を駆動しているのに対し、第2モードでは川下の需要が物価変動の要因となっていることを看破することができる。なお、これらの固有モードにおいて、マネーストックは重要な役割を果たしていない。

特筆すべき結果は、中下流にあたる国内物価に影響が波及していく際の物価間のリード・ラグ関係が両固有モード間で酷似していることである。2つのモードにおける物価変動の要因は全く異なっており、この発見は、個別物価間に相互作用が働き、その相互作用に起因する普遍的な物価の集団運動が存在することを示唆する。加えて、第1モードは金融的なショック、第2モードは実体経済的ショックに対して強く結合することが確かめられた。この結果は各固有モードの特徴づけと符合する。

比喩的に言えば、国内物価の集団運動は、国内物価同士の連結した列車の走行に例えられる。第1固有モードは、そのような物価列車の先頭に機関車があり、列車を牽引している状況に対応する。他方、第2固有モードについては、物価列車が後尾から機関車によって押されている状態をイメージすればよい。多数の個別物価が参加するマクロの集団運動の存在は、マクロ経済学の重要性を再確認する。いかに物価列車を定時運行させるかが、マクロ経済学に課された懸案課題である。その際に、本研究で明らかにされた2つの物価変動モードは、新しい視点を提供すると期待される。

参考文献

- [1] Laurent Laloux, Pierre Cizeau, Jean-Philippe Bouchaud, and Marc Potters. Noise dressing of financial correlation matrices. *Phys. Rev. Lett.*, Vol. 83, pp. 1467–1470, Aug 1999.
- [2] Vasiliki Plerou, Parameswaran Gopikrishnan, Bernd Rosenow, Luís A. Nunes Amaral, and H. Eugene Stanley. Universal and nonuniversal properties of cross correlations in financial time series. *Phys. Rev. Lett.*, Vol. 83, pp. 1471–1474, Aug 1999.
- [3] Vasiliki Plerou, Parameswaran Gopikrishnan, Bernd Rosenow, Luís A. Nunes Amaral, Thomas Guhr, and H. Eugene Stanley. Random matrix approach to cross correlations in financial data. *Phys. Rev. E*, Vol. 65, p. 066126, Jun 2002.
- [4] Akihiko Utsugi, Kazusumi Ino, and Masaki Oshikawa. Random matrix theory analysis of cross correlations in financial markets. *Phys. Rev. E*, Vol. 70, p. 026110, Aug 2004.
- [5] Dong-Hee Kim and Hawoong Jeong. Systematic analysis of group identification in stock markets. *Phys. Rev. E*, Vol. 72, p. 046133, Oct 2005.
- [6] Jarosław Kwapien and Stanisław Drożdż. Physical approach to complex systems. *Physics Reports*, Vol. 515, No. 3–4, pp. 115 – 226, 2012. Physical approach to complex systems.

- [7] Debashis Paul and Alexander Aue. Random matrix theory in statistics: A review. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 150, pp. 1 – 29, 2014.
- [8] Hiroshi Iyetomi, Yasuhiro Nakayama, Hideaki Aoyama, Yoshi Fujiwara, Yuichi Ikeda, and Wataru Souma. Fluctuation-dissipation theory of input-output interindustrial relations. *Physical Review E*, Vol. 83, No. 1, p. 016103, 2011.
- [9] TP Barnett. Interaction of the monsoon and pacific trade wind system at interannual time scales part i: the equatorial zone. *Monthly Weather Review*, Vol. 111, No. 4, pp. 756–773, 1983.
- [10] J D Horel. Complex Principal Component Analysis: Theory and Examples. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, Vol. 23, No. 12, pp. 1660–1673, December 1984.
- [11] A Hannachi, IT Jolliffe, and DB Stephenson. Empirical orthogonal functions and related techniques in atmospheric science: A review. *International Journal of Climatology*, Vol. 27, No. 9, pp. 1119–1152, 2007.
- [12] Karl Stein, Axel Timmermann, and Niklas Schneider. Phase synchronization of the el niño-southern oscillation with the annual cycle. *Phys. Rev. Lett.*, Vol. 107, p. 128501, Sep 2011.
- [13] Yuta Arai, Takeo Yoshikawa, and Hiroshi Iyetomi. Complex principal component analysis of dynamic correlations in financial markets. *Frontiers in Artificial Intelligence and Applications*, Vol. 255, pp. 111 – 119, 2013.
- [14] I. Vodenska, H. Aoyama, Y. Fujiwara, H. Iyetomi, and Y. Arai. Interdependencies and causalities in coupled financial networks. *PLoS ONE*, Vol. 11, No. 3, p. e0150994, 2016.
- [15] Mark Bils and Peter J Klenow. Some evidence on the importance of sticky prices. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2002.
- [16] Peter J Klenow and Benjamin A Malin. Microeconomic evidence on price-setting. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2010.
- [17] 才田友美, 肥後雅博. 小売物価統計調査を用いた価格粘着性の計測: 再論. 日本銀行 ワーキングペーパーシリーズ, No. 07-J-11, 2007.
- [18] Hiroshi Yoshikawa, Hideaki Aoyama, Yoshi Fujiwara, and Hiroshi Iyetomi. Deflation/inflation dynamics: Analysis based on micro prices. Available at SSRN:<http://ssrn.com/abstract=2565599> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2565599>, 2015.
- [19] 渡辺努, 渡辺広太. デフレ期における価格の硬直化: 原因と含意. 日本銀行 ワーキングペーパーシリーズ, No. 16-J-2, 2016.
- [20] N. Gregory Mankiw. Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 2, pp. 529–537, 1985.
- [21] 吉川洋. 現代マクロ経済学. 創文社, 2000.