

77R&C

調査研究レポート

VARモデルによる東北6県の
景気連動性に関する実証分析

七十七リサーチ&コンサルティング株式会社

目 次

はじめに	1
1. 先行研究	2
2. 分析フレーム	2
(1) 使用データ	2
(2) 単位根検定と共和分検定	4
(3) VARモデルとグレンジャー因果性検定	5
(4) インパルス応答関数分析と分散分解分析	5
3. 実証分析	6
(1) 単位根検定	6
(2) 共和分検定	7
(3) グレンジャー因果性検定	9
(4) インパルス応答関数分析	10
(5) 分散分解分析	11
むすび	16
(東北6県のC I データの出所)	18
(参考文献)	18
(参考資料)	18

VARモデルによる東北6県の景気連動性に関する実証分析

大川口 信一

(77R&C研究顧問)

要 約

本稿の目的は、地域間の景気連動性について考察することである。地域の景気動向分析に関する先行研究の多くは、地域間の景気の跛行性に着目したものが多く、地域間の景気連動性まで踏み込んだものは少ない。そこで本稿では、東北地方を例にとり、東北6県間の景気連動性について、ベクトル自己回帰(VAR)モデルを用いて推定した。推定の結果、東北6県間には景気連動性が存在し、景気の波及経路は各県ごとに異なることが明らかとなった。また、景気波及のインパクトは、相対的に秋田県および岩手県の影響力が大きいことが示された。このことは地域の経済政策において、景気の波及経路を踏まえた効果的な経済政策の在り方を示唆している。

はじめに

地域の景気動向は、それぞれの地域の経済産業構造の違いなどを反映して、区々であり、跛行性が存在すると考えられる。浅子・小野寺(2009)は、月次の共通の経済指標を使って、都道府県別CI(composite index)を作成し、地域間で景気循環の先行性・遅行性が存在することを指摘している。そしてCIの上昇幅からみた都道府県の景気回復度を推定し、景気循環を追うごとに地域間格差が拡大していることを示している。また、井田・荒木(2002)は、小地域(南大阪地域)の鉱工業生産指数を作成し、小地域の景気動向を分析している。生産指数の成長率を地域の潜在的な成長率とすると、平均成長率は全国>大阪>南大阪となり、小地域の景気動向は必ずしも都道府県のものとは同じではないことを明らかにしている。

このように地域の景気動向分析に関する先行研究では地域間の景気の跛行性を指摘するものが多いが、地域間の景気動向の因果性に関する研究は少ない。地域の景気に跛行性があるということは、

ある地域の景気動向が別の地域の景気動向に波及している可能性を示唆するものである。これを明らかにすることは地域の景気分析の精緻化を図るうえで重要なだけでなく、地域間の景気の波及経路を踏まえた経済政策の立案など統計学的基礎に基づいた政策的インプリケーションの提示としても意義がある。

そこで本稿では、東北6県を対象として、各県が作成している景気動向指数・CI(一致指数)を各県の「景気」と見做し、これにVAR(vector autoregression :ベクトル自己回帰)モデルを適用することにより、東北各県間の景気の連動性について検証する。1節では、地域の景気連動性に関する先行研究を概観する。2節では、分析のフレームを提示する。ここでは景気指数としてCIを採用した背景、VARモデルの概略と推定の手順を示す。3節では、実証分析として、グレンジャー因果性からみた各県間の景気連動性を分析する。同時に、それを定量的に捉えたインパルス応答関数分析、分散分解分析を行う。むすびは本稿

のまとめと今後の課題である。

1. 先行研究

地域の景気連動性に関する先行研究としては、福井(2007)がある。ここでは、関東、中部、近畿の3地域を対象としたストック・ワトソン(SW)型景気指数¹を推定したうえで、それをを用いて3地域間の景気連動性をLA-VARモデル²により分析している。そして主に中部から関東、近畿への景気の波及効果の存在を指摘するとともに、地域間には景気連動性が存在し、地域景気には他地域の景気が波及効果となって作用していることを明らかにしている。

また、和合・各務(2005)は、地域間の景気の相互作用を考慮し、地域間の近接性を表す空間パネル・プロビット・モデルを用いて、都道府県別の景気を分析している。その結果、都道府県間の景気には正の空間的相互作用があることや、都道府県ごとに景気が異なっていると同時に、いくつかの地域では地域ごとに同じような傾向がみられることを指摘している。

このような先行研究があるが、福井(2007)が指摘しているように地域間の景気連動性を分析した研究は極めて少ない。しかし、地理的に隣接する都道府県間などでは、財・サービスの移出入などを通じて当該都道府県間の景気動向には何らかの連動性が存在すると考えるのが自然であり、それを統計学的に推定することには一定の意義がある。また、同一地方内の都道府県に焦点をあてた景気連動性に関する先行研究は、管見の限り見当たらない。そこで本稿では東北地方を構成する青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県の6県を対象に、各県間の景気連動性を分析する。

2. 分析フレーム

(1) 使用データ

本稿では、東北各県の「景気」を表す指標として、各県が作成している景気動向指数・C I(一致指数)を採用する。C Iは、各県が基本的に内閣府と同様の方法で作成しており、地域の全体的な景気動向を表す代表的な景気指標となっている。C Iは、景気に敏感な経済指標の量的な動きを合成した指数であり、景気変動の大きさやテンポ(量感)を定量的に計測する指標とされている。

しかし、景気指数に関する先行研究ではC Iの抱える問題点が数多く指摘されている。主な問題点としては、景気判断方法について、経済理論の裏付けがなく、景気成分の測定に確率論的な統計理論が用いられていないことや、採用指標の選定で客観性が維持され難いことなどが挙げられる(小巻, 2001)。また、自治体によりC I作成における採用指標が異なり、地域間比較が困難なことも指摘されている(浅子・小野寺, 2009)。事実、東北各県のC Iの採用指標をみると、採用指標の数は6から9指標と区々であり、6県に共通する採用指標は鉱工業生産指数、有効求人倍率、所定外労働時間指数の3つのみである(表1)。本稿は東北6県間の景気連動性を検証する試みであることから、原則としては、各県のC Iは共通の採用指標と方法により作成されることが望ましい。もっとも、秋山(1996)は、地域景気の把握の観点から、地域の景気指数作成における採用指標は全国一律ではなく、各地域の独自の経済構造を反映させるものにすべきと主張している。確かに、各県がC Iに採用している経済指標は当該地域の経済構造などを踏まえ、地域の景気動向を的確に表すと判断され選定されたものであり、こうした見方から

¹ スtock・ワトソン型景気指数は、直接には観測できない「景気」という変数が、経済活動を代表するいくつかの経済指標に共通する変動の中に含まれるものと見做し、それを状態空間モデルを用いて推定するものである。

² LA-VARモデルは、変数の単位根検定と共和分検定の検定力の低さに対処するためにつくられたモデルである。変数が定常、単位根、共和分のいずれの過程にあるかにかかわらず、VARをレベルで推定するものであり、ここでは単位根の次数だけVARのラグが拡張してモデル化される。

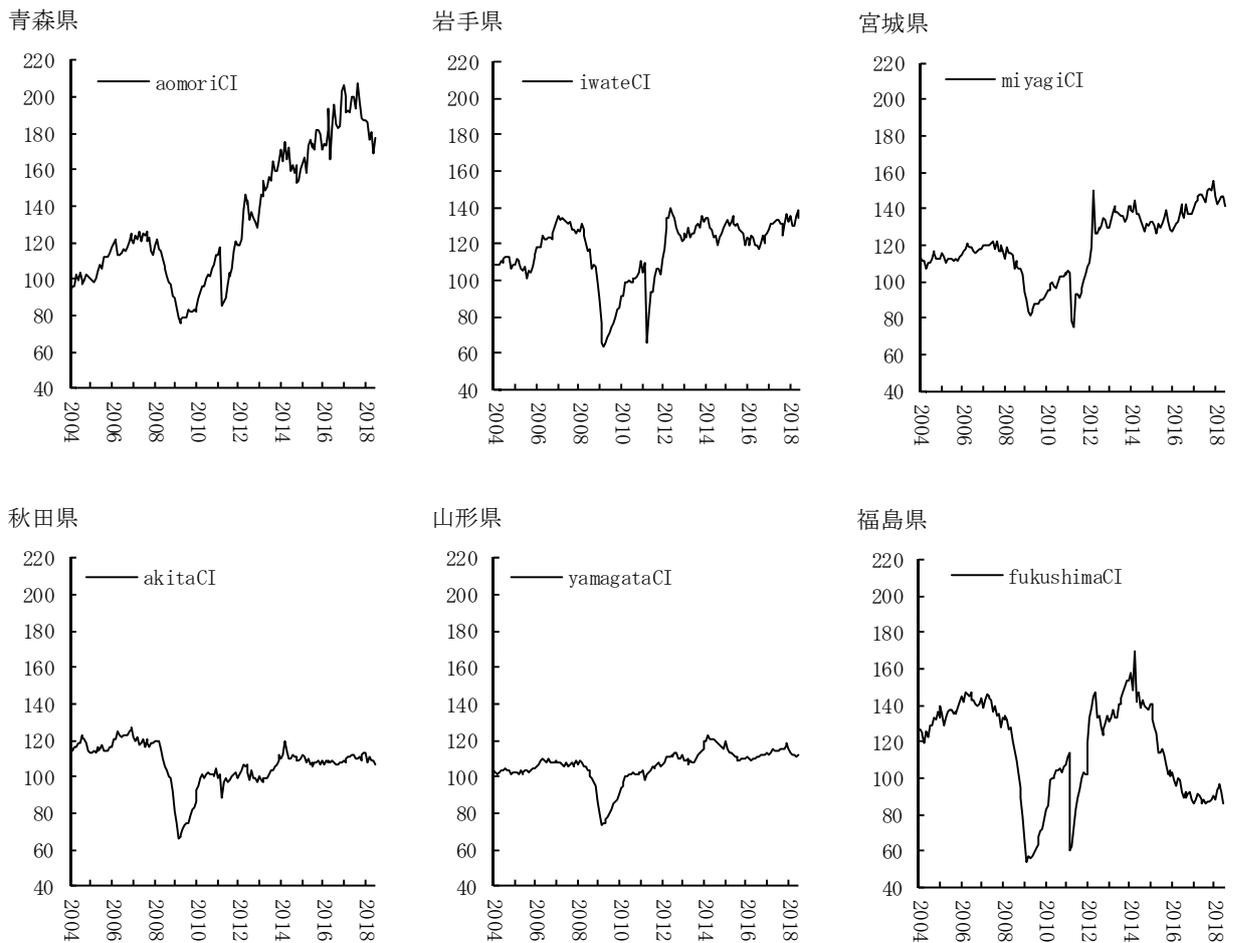
表1. 東北6県のC I (一致指数)の採用指標

採用指標	青森県	岩手県	宮城県	秋田県	山形県	福島県
百貨店・スーパー販売額	○		○	○	○	○
旅行取扱高	○					
鉱工業生産指数	○	○	○	○	○	○
投資財生産指数	○	○		○		
生産財生産指数		○		○	○	
最終需要財出荷指数						○
生産財出荷指数						○
有効求人倍率	○	○	○	○	○	○
所定外労働時間指数	○	○	○	○	○	○
雇用保険受給者実人員		○		○	○	○
人件費比率		○				
実質定期給与指数			○			
輸入通関実績	○	○	○			
建築着工床面積				○		○
手形交換金額						○

注1. 岩手県の所定外労働時間指数は実数だが、同指数と同一指標と見做し表記している。

2. 百貨店・スーパー販売額の価格(名目、実質)、有効求人倍率の対象(全数、除学卒等)、建築着工床面積の対象(全用途、鉱工業用)は県により異なる。

図1. 東北6県のC I の推移



すれば採用指標が異なるC Iを相互比較することも許容されよう。

このようにC Iには多くの問題点があるが、2018年11月末現在で47都道府県中、33府県³がC Iを作成・公表しており、地域の景気動向を表す代表的な景気指標として一定のコンセンサスを得ていると考えられる。また、各都道府県の景気全体を表す月次指標は、現在のところC I以外には見当たらないことから、本稿では東北6県のC Iを対象として分析を行う。

分析対象期間は、2018年11月末時点において東北6県のC Iデータが共通して入手できる期間とし、2004年1月から2018年6月までの14年6カ月(174カ月)とする。図1は各県のC Iの推移を示したものである。各県のC Iの波形に着目すると、秋田県と山形県、および岩手県と宮城県、福島県のC Iの動きは類似しているように見える。一方、青森県には独自の動きがうかがわれる。

(2) 単位根検定と共和分検定

一般に、C Iのような時系列データをモデリングする場合、そのデータが定常性を持つか否かを検証するため、単位根検定を行う必要がある。ここでは東北6県のC Iに対して、ADF検定⁴およびその修正版であるADF-GLS検定⁵の2つの検定

を行う。これらの検定では帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」とする。また、時系列データが単位根を持つ場合、その多くが差分をとると定常になるという性質を有することが知られているが、これを確認するため、差分をとったデータに対し単位根検定を行う。また、ラグ次数はAIC規準⁶により選定する。

また、VARモデルのように多変量の時系列データを同時に扱う場合、各変数間に共和分の関係が存在するか否かを確認する必要がある。共和分とは階差をとることにより定常となる変数間の線形結合が、階差をとることなく定常となる現象である。共和分が存在する場合、各変数の階差をとり分析するという方法では非定常性は処理できない。これはこの方法では各変数はやがて発散することを前提にしていることになるからである。従って、一般的な分析のプロセスは次のようになる。①各変数における単位根の有無を検定する、②変数が単位根を持つ場合は、共和分関係の有無を検定する、③共和分関係にある場合は、変数に階差をとり、VECM⁷(vector error correction model: ベクトル誤差修正モデル)を用いて分析する。一方、共和分関係がない場合は、変数に階差をとり、通常のVARモデルを推定する。本稿では、EG

³ 自治体に加え、地方銀行系調査機関等が作成しているものも含む。

⁴ ある時系列データ y_t が次式で推定されているとする。

$$y_t = c + \phi y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad \text{ここで } t \text{ はトレンド項、} \varepsilon_t \text{ は攪乱項である。これを变形して次式とする。ただし、} \alpha = \phi - 1$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \gamma t + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

ADF検定は、この推定式において、帰無仮説 $H_0: \alpha = 0$ ($\phi = 1$ 、単位根が存在する)を検定する手法である。

⁵ ADF-GLS検定は、回帰式に定数項やトレンド項を含めずに、事前に時系列データから定数項、トレンドを除去するという方法で、ADF検定を修正したものである。

⁶ 情報量規準は、最尤法(得られた観測値をモデルが最も実現しやすくなるようにパラメータを選択する推定方法)の結果に基づき最適なモデルを選択する客観的な規準である。AIC(akaike's information criterion)は頻繁に用いられる情報量規準の一つである。 $L(\hat{\theta})$ を対数尤度を最尤推定値で評価した最大対数尤度、 k を推定したパラメータの数とすると、AICは次式で定義される。そしてAICを最小にするモデルが最適なモデルとなる。

$$AIC = -2L(\hat{\theta}) + 2k$$

⁷ VECMは、VARモデルに共和分とその影響を記述する誤差修正項を加えたモデルである。2変数 x_t 、 y_t について、ラグ次数を1としたVECMは以下のように表すことができる。

$$\Delta y_t = \alpha_y + \lambda_y \Delta y_{t-1} + \beta_y \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{yt} + \eta_1 (y_{t-1} + \psi x_{t-1})$$

$$\Delta x_t = \alpha_x + \lambda_x \Delta y_{t-1} + \beta_x \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{xt} + \eta_2 (y_{t-1} + \psi x_{t-1})$$

ただし、 ε_{yt} 、 ε_{xt} : 攪乱項、 η ($y_{t-1} + \psi x_{t-1}$): 誤差修正項

誤差修正項の括弧内は共和分関係を示しており、VECMは誤差修正項により、共和分関係による Δy_t と Δx_t への影響を記述しているといえる。

(Engle-Granger) 検定⁸と Johansen 検定⁹の2つの共和分検定を行い、東北6県間における共和分関係の有無を検証する。

(3) VARモデルとグレンジャー因果性検定

ここでは沖本(2010)を参考に、VARモデルについて概説する。VARモデルはARモデルを複数の変数に一般化したものであり、VAR(p)モデルは、 y_t を定数と自身のp期の過去の値に回帰したモデルである。cを定数ベクトル、 ε を攪乱項とすると、2変数VAR(1)モデルは次のようになる。

$$y_{1t} = c_1 + \phi_{11}y_{1,t-1} + \phi_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.1)$$

$$y_{2t} = c_2 + \phi_{21}y_{1,t-1} + \phi_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.2)$$

仮に、 y_{1t} を宮城県の景気、 y_{2t} を福島県の景気とすると、宮城県の景気は自身の1期前の景気 $y_{1,t-1}$ と福島県の1期前の景気 $y_{2,t-1}$ で説明され、福島県の景気は自身の1期前の景気 $y_{2,t-1}$ と宮城県の1期前の景気 $y_{1,t-1}$ で説明されることになる。

VARモデル分析の主な目的は、このようにモデル化された変数間の相互依存関係を判断することであり、ここで用いられるのがグレンジャー因果性検定である。過去と現在の y_{1t} だけに基づいた将来の y_{1t} の予測と、過去と現在の y_{1t} と y_{2t} に基づいた将来の y_{1t} の予測を比較して、前者より後者の平均2乗誤差(MSE: mean squared error)が小さくなる場合、グレンジャー因果性¹⁰が存在するという。グレンジャー因果性検定では、(2.1)式を制約

なしモデルとし、 $H_0: \phi_{12} = 0$ (因果性がない)という帰無仮説の下で制約付きモデルを設定して、それぞれのモデルのMSEを用いてF検定を行う。ここで帰無仮説が棄却されれば、先の例では福島県の1期前の景気動向が、宮城県の今期の景気動向に対し、グレンジャーの意味で因果性を持つと解釈することになる。本稿では、東北6県の景気連動性について、6県のCIをペアワイズにした2変数VAR(p)モデルおよび一括にした6変数VAR(p)モデルにより分析する。

(4) インパルス応答関数分析と分散分解分析

グレンジャー因果性検定は、変数間の相互依存関係をグレンジャーの意味での因果性として定性的にとらえたものである。これを補足するのがインパルス応答関数分析と分散分解分析であり、各変数の影響度を定量的にとらえるものである。インパルス応答関数分析では、ある変数の攪乱項に与えられたショック(通常は1標準偏差)がその変数やその他の変数に与える影響を分析することができる。また、分散分解分析では、予測のMSEを各変数固有の攪乱項が寄与する部分に分解し、ある変数の予測できない変動に対しその変数とその他の変数がどの程度影響しているかを明確化することが可能となる。本稿では、東北6県のCIを用いた6変数VAR(p)モデルから、ある県のCIの変化がその県とその他の県のCIに与える影響を分析することになる。

VARモデルにおいてこれらの分析を行う場合、

⁸ EG検定は、ADFの単位根検定を応用したものである。2変数 x_t, y_t が単位根過程にあるとし、その線形結合である $y_t = a + bx_t + u_t$ を最小二乗法で推計する。そしてここから得られる残差 $\hat{u}_t = y_t - \hat{a} - \hat{b}x_t$ に関して、ADF検定を $\Delta \hat{u}_t = a + \alpha \hat{u}_{t-1} + \beta \Delta \hat{u}_{t-1} + w_t$ について行う。帰無仮説は $H_0: \alpha = 0$ (単位根が存在する)である。

⁹ Johansen検定は、VECMに基づき、正準相関分析(複数の目的変数に対して、複数の説明変数が影響することを調べる手法)を用いて検定を行うものであり、トレース検定と最大固有値検定がある。

トレース検定では、多くともh個の共和分関係しか存在しないという帰無仮説を、すべての変数が定常という対立仮説に対して検定を行う。帰無仮説の下では、h+1個以降の正準相関はすべて0になる。対立仮説の下では、すべて正になる。正準相関を、 $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$ とすると、帰無仮説は、 $H_0: \lambda_{h+1} = 0$ 、対立仮説は、 $H_1: \lambda_n > 0$ となる。

最大固有値検定では、多くともh個の共和分関係しか存在しないという帰無仮説を、h+1個の共和分関係が存在するという対立仮説に対して検定を行う。帰無仮説は、 $H_0: \lambda_{h+1} = 0$ 、対立仮説は、 $H_1: \lambda_{h+1} > 0$ となる。検定統計量が、棄却点より大きければ、多くともh個の共和分関係しか存在しないという帰無仮説を棄却する。(沖本, 2010)

¹⁰ グレンジャー因果性は、原因と結果の関係を示す通常の因果性とは異なる。グレンジャー因果性は、通常の因果性が存在する必要条件だが、十分条件ではない。また、グレンジャー因果性の方向と通常の因果性の方向が同じになるとは限らないことなどに留意する必要がある(沖本, 2010)。

分析に用いる変数の順序により得られる結果が異なる可能性があるため、変数は外生性が高い順に並べる必要がある。本稿では東北各県の景気(CI)について外生性が高い順に並べることが求められる。変数順序を決めることは難しい問題だが、ここでは産業連関分析における生産誘発効果に着目して対応する。具体的には、(財)東北活性化研究センター「平成17年東北地域県間産業連関表」を用いて、東北各県において各産業部門(28部門)に1単位の需要が生じた場合の他県への生産誘発効果を求める。そして当該生産誘発効果が大きい順に景気の外生性が高いものと見做して、東北各県を並べることとする。景気の外生性とは自県の景気動向が他県の景気に及ぼす影響度であるが、本稿ではこれを産業連関分析の生産誘発効果の大小で表現したものとイえる。なお、本稿におけるすべての計量分析は、「gret1(Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library)」を使用し分析している。

3. 実証分析

(1) 単位根検定

表2は東北6県のCIの原系列に対する単位根検定の結果を示したものである。ADF検定では、定数項のみ、定数項・トレンド項ありのいずれのケースでも、すべての県で分析対象の時系列に「単位根が存在する」という帰無仮説を棄却できない。ADF-GLS検定では、定数項・トレンド項ありのケースでは6県すべてで、定数項のみのケースでは岩手県を除く5県で帰無仮説が棄却できない。定数項のみの岩手県は10%有意水準で帰無仮説が棄却されるが、5%有意水準では棄却されない。これらから各県のCIは非定常な変数と判断して差し支えないと考えられる。

一方、表3は差分をとったデータに対して単位根検定を行った結果である。ここではADF検定、

表2 単位根検定の結果(原系列)

	ADF検定				ADF-GLS検定			
	定数項のみ		トレンド項あり		定数項のみ		トレンド項あり	
青森県	(1)	-0.881	(1)	-1.757	(1)	0.033	(1)	-1.688
岩手県	(0)	-1.902	(0)	-2.155	(0)	-1.693 *	(0)	-2.156
宮城県	(0)	-1.621	(0)	-2.433	(0)	-1.483	(1)	-1.994
秋田県	(0)	-1.744	(0)	-1.698	(0)	-1.375	(0)	-1.639
山形県	(1)	-1.562	(1)	-1.890	(1)	-1.448	(1)	-1.818
福島県	(0)	-1.534	(0)	-1.737	(0)	-1.360	(0)	-1.753

注1. 定数項のみは定数項のみを含むモデル、トレンド項ありは定数項とトレンド項を含むモデル。

2. 括弧内はAIC規準により選択されたラグ次数を示す。

3. *, **, ***は帰無仮説がそれぞれ10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

表3 単位根検定の結果(差分系列)

	ADF検定				ADF-GLS検定			
	定数項のみ		トレンド項あり		定数項のみ		トレンド項あり	
青森県	(0)	-16.053 ***	(0)	-16.005 ***	(0)	-13.847 ***	(0)	-15.263 ***
岩手県	(0)	-13.877 ***	(0)	-13.840 ***	(1)	-8.639 ***	(1)	-8.489 ***
宮城県	(1)	-11.738 ***	(1)	-11.718 ***	(0)	-11.935 ***	(0)	-13.551 ***
秋田県	(1)	-7.541 ***	(1)	-7.526 ***	(1)	-6.039 ***	(1)	-7.123 ***
山形県	(1)	-6.606 ***	(1)	-6.586 ***	(1)	-6.329 ***	(1)	-6.468 ***
福島県	(0)	-13.209 ***	(0)	-13.182 ***	(1)	-7.998 ***	(1)	-8.270 ***

注1. 定数項のみは定数項のみを含むモデル、トレンド項ありは定数項とトレンド項を含むモデル。

2. 括弧内はAIC規準により選択されたラグ次数を示す。

3. *, **, ***は帰無仮説がそれぞれ10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

ADF-GLS検定とも、トレンド項の有無にかかわらず、帰無仮説が1%有意水準で棄却される。したがって、東北6県のC Iはいずれも単位根過程に従っていると見做すことができる。

(2) 共和分検定

東北6県のC Iが単位根過程にあることが明らかになったことから、次に共和分関係の有無を検定した。表4、5は東北6県のC Iについて、定数項のみと定数項・トレンド項ありの2つのケースでEG検定、Johansen検定を行った結果である。なお、

表4. 共和分検定の結果（定数項のみ）

変数	EG検定		Johansen検定			
	検定統計量	帰無仮説	固有値	トレース検定 検定統計量	最大固有値検定 検定統計量	
青森県、岩手県	(12) -1.366	(3) r=0 r≤1	0.039 0.004	7.609 0.781	6.828 0.781	
青森県、宮城県	(2) -2.888	(4) r=0 r≤1	0.051 0.005	9.762 0.858	8.904 0.858	
青森県、秋田県	(16) -0.678	(2) r=0 r≤1	0.017 0.005	3.910 0.904	3.006 0.904	
青森県、山形県	(1) -2.124	(2) r=0 r≤1	0.033 0.004	6.727 0.780	5.947 0.780	
青森県、福島県	(14) -0.853	(2) r=0 r≤1	0.020 0.003	4.248 0.619	3.629 0.619	
岩手県、宮城県	(1) -2.542	(2) r=0 r≤1	0.036 0.012	8.616 2.249	6.366 2.249	
岩手県、秋田県	(1) -1.862	(2) r=0 r≤1	0.023 0.019	7.528 3.447*	4.081 3.447*	
岩手県、山形県	(1) -3.069**	(2) r=0 r≤1	0.060 0.016	13.649** 2.936**	10.713 2.936**	
岩手県、福島県	(1) -0.829	(2) r=0 r≤1	0.025 0.001	4.451 0.033	4.418 0.033	
宮城県、秋田県	(2) -0.998	(2) r=0 r≤1	0.016 0.011	4.842 1.976	2.865 1.976	
宮城県、山形県	(3) -2.461	(2) r=0 r≤1	0.043 0.011	9.632 2.048	7.583 2.048	
宮城県、福島県	(2) -0.434	(2) r=0 r≤1	0.021 0.001	3.814 0.131	3.683 0.131	
秋田県、山形県	(1) -1.493	(2) r=0 r≤1	0.019 0.009	5.000 1.654	3.346 1.654	
秋田県、福島県	(1) -1.625	(2) r=0 r≤1	0.017 0.012	5.056 2.101	2.955 2.101	
山形県、福島県	(3) -1.516	(1) r=0 r≤1	0.013 0.006	3.497 1.089	2.407 1.089	
東北6県	—	(2)	r=0	0.193	72.193	37.050
			r≤1	0.080	35.143	14.383
			r≤2	0.070	20.760	12.519
			r≤3	0.023	8.241	4.056
			r≤4	0.018	4.184	3.254
			r≤5	0.005	0.929	0.929

注1. 括弧内はA I C規準(最大16)により選択されたラグ次数を示す。

2. *, **, ***は帰無仮説がそれぞれ10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

Johansen検定では東北6県のペアワイズの検定に加え、6県を一括にした検定を行っている。

定数項のみのケースでは、EG検定においては、岩手県、山形県間を除くすべての県間で残差系列に単位根が存在するという帰無仮説が棄却されない。岩手県、山形県間では10%有意水準で帰無仮説が棄却されるが、5%有意水準では帰無仮説が棄

却されない。Johansen検定では、6県ペアワイズ、一括のいずれでも、10%有意水準で、共和分がゼロという帰無仮説が棄却されない、もしくは共和分がゼロと1つ以下という帰無仮説が同時に棄却されている。

定数項・トレンド項ありのケースでは、EG検定においては、すべての県間で帰無仮説が棄却さ

表5. 共和分検定の結果（定数項、トレンド項あり）

変数	EG検定		Johansen検定			
	検定統計量	帰無仮説	固有値	トレース検定 検定統計量	最大固有値検定 検定統計量	
青森県、岩手県	(14) -2.058	(3) r=0 r≤1	0.047 0.017	11.287 2.940 *	8.347 2.940 *	
青森県、宮城県	(14) -2.682	(4) r=0 r≤1	0.065 0.015	14.170 2.616	11.553 2.616	
青森県、秋田県	(1) -3.169	(2) r=0 r≤1	0.057 0.013	12.547 2.364	10.182 2.364	
青森県、山形県	(16) -1.907	(2) r=0 r≤1	0.047 0.015	11.108 2.741 *	8.366 2.741 *	
青森県、福島県	(14) -1.853	(2) r=0 r≤1	0.036 0.018	9.730 3.266 **	6.463 3.266 **	
岩手県、宮城県	(1) -3.059	(2) r=0 r≤1	0.056 0.024	14.285 4.202 ***	10.082 4.202 ***	
岩手県、秋田県	(1) -2.925	(2) r=0 r≤1	0.058 0.019	13.867 3.453 **	10.414 3.453 **	
岩手県、山形県	(1) -3.084	(2) r=0 r≤1	0.060 0.023	14.804 4.049 ***	10.754 4.049 ***	
岩手県、福島県	(3) -2.085	(2) r=0 r≤1	0.029 0.013	7.500 2.276	5.224 2.276	
宮城県、秋田県	(2) -2.452	(2) r=0 r≤1	0.051 0.015	11.896 2.762 **	9.134 2.762 **	
宮城県、山形県	(3) -2.620	(2) r=0 r≤1	0.053 0.021	13.122 3.665 **	9.456 3.665 **	
宮城県、福島県	(2) -1.899	(2) r=0 r≤1	0.037 0.016	9.536 2.941 **	6.594 2.941 **	
秋田県、山形県	(1) -1.882	(2) r=0 r≤1	0.023 0.017	7.171 3.028 **	4.142 3.028 **	
秋田県、福島県	(1) -1.675	(2) r=0 r≤1	0.017 0.016	5.854 2.788 **	3.065 2.788 **	
山形県、福島県	(1) -3.018	(1) r=0 r≤1	0.055 0.012	12.034 2.158	9.876 2.158	
東北6県	— —	(2) r=0 r≤1	0.235	99.802	46.091 ***	
			0.123	53.711	22.618	
			0.078	31.093	14.133	
			0.060	16.960	10.747	
			0.021	6.213	3.802	
		r≤5	0.013	2.410	2.410	

注1. 括弧内はAIC規準(最大16)により選択されたラグ次数を示す。

注2. *, **, ***は帰無仮説がそれぞれ10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

れない。Johansen検定では、ペアワイズのすべての県間で共和分がゼロという帰無仮説が棄却されない。一方、6県一括では、トレース検定では共和分がゼロという帰無仮説が棄却されないが、最大固有値検定では共和分がゼロという帰無仮説が5%有意水準で棄却され、共和分が1つ以下という帰無仮説が棄却されず、共和分が1個存在することを示唆する結果となった。このように検定方法により異なる結果となったが、ここでは蓑谷(2007)に基づき、歪みと尖度をもつ誤差分布に対して、より頑健性があるとされるトレース検定の結果を優先することとした。以上から、東北6県のC I間には共和分関係が存在しないものと判断した。

(3) グレンジャー因果性検定

東北6県のC Iは単位根過程あり、共和分関係にないと考えられることから、各県のC Iに階差をとり通常のVARモデルを推定して因果性検定を行った。VARモデルは6県のC Iをペアワイズにした2変数VAR(p)モデルとそれらを一括にした6変数VAR(p)モデルを推定したが、いずれも定数項のみと定数項・トレンド項ありの2つのケースについてモデル化し、ラグ次数はA I C規準(最大ラグ次数16)により選定した。推定したVARモデルをA I C規準により比較したところ、すべての組合せで定数項のみのモデルが選択された。

表6は東北6県のペアワイズでのグレンジャー因果性検定の結果である。表側が被説明変数、表頭が説明変数を表す。列方向に着目すると、山形県がその他の5県すべてに対して、秋田県が山形県を

表6. 東北6県のペアワイズでのグレンジャー因果性検定結果(2変数VARモデル)

	青森県	岩手県	宮城県	秋田県	山形県	福島県
青森県	NA	(3) 8.033 ****	(4) 3.407 **	(2) 7.838 ****	(2) 2.635 *	(2) 7.676 ****
岩手県	(3) 0.930	NA	(2) 0.540	(2) 5.830 ****	(2) 3.815 **	(2) 2.087
宮城県	(4) 2.255 *	(2) 10.352 ****	NA	(2) 4.714 **	(2) 3.774 **	(2) 5.263 ****
秋田県	(2) 0.869	(2) 0.254	(2) 0.671	NA	(2) 5.662 ****	(2) 2.017
山形県	(2) 0.954	(2) 1.190	(2) 0.458	(2) 1.787	NA	(1) 0.018
福島県	(2) 0.024	(2) 8.527 ****	(2) 0.697	(2) 4.833 ****	(1) 3.661 *	NA

注1. 表頭は説明変数、表側は被説明変数を表す。

2. 括弧内はA I C規準(最大16)により選択されたラグ次数、数値はF値を示す。

3. *, **, ****は帰無仮説がそれぞれ10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

表7. 東北6県全体のグレンジャー因果性検定結果(6変数VARモデル)

	青森県	岩手県	宮城県	秋田県	山形県	福島県
青森県	NA	0.627	0.025	2.610 *	1.185	1.343
岩手県	2.970 *	NA	0.783	4.690 **	0.194	3.576 **
宮城県	0.339	4.368 **	NA	0.445	0.014	0.536
秋田県	1.059	1.032	1.267	NA	4.776 ****	1.798
山形県	1.563	3.284 **	1.579	1.769	NA	0.590
福島県	0.455	5.992 ****	0.323	1.718	0.234	NA

注1. 表頭は説明変数、表側は被説明変数を表す。

2. ラグ次数はA I C規準(最大16)により2次が選択された。数値はF値を示す。

3. *, **, ****は帰無仮説がそれぞれ10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

除く4県に対して、有意水準10%でグレンジャーの意味で因果性を有していることがわかる。これは秋田県および山形県の景気動向が東北の多数の県の景気に波及効果を及ぼすことを示すものといえる。一方、行方向にみると、青森県と宮城県が他の5県から因果性を持たれており、多数の県の景気動向の影響を受けやすいことが示唆されている。また、両県は相互に因果性を有するが、他県に対しては因果性を持たないなど、各県ごとに景気の波及効果の経路にはかなりの違いがあることが明らかとなった。また、6県すべてが他のいずれかの県に対して因果性を有しており、東北6県間にはブロック外生性が存在しないことも示された。

そこで次に、東北6県すべてを含んだ6変数VAR(p)モデルにおけるグレンジャー因果性検定を行った。ペアワイズでの検定では2県間のみの因果性を個々に検定することになるが、この場合は2県以外の県(第3変数)を介して景気が波及する可能性を排除することになる。これに対して6変数VAR(p)モデルではすべての県を互いに説明変数にすることにより、より多県間の枠組みでの景気波及の分析が可能となる。表7がその結果であり、同様に表側が被説明変数、表頭が説明変数を表す。これにより、10%有意水準で、岩手県から宮城県、山形県および福島県へ、秋田県から青森県と岩手県

へ、山形県から秋田県へ、福島県から岩手県へ、青森県から岩手県へそれぞれ因果性が存在することがわかった。また、宮城県はいずれの県に対しても因果性を持たない結果となった。

(4) インパルス応答関数分析

ここでは東北6県の6変数VAR(p)モデルを用いて分析を行った。VARモデルに投入する変数の順序は(財)東北活性化研究センター「平成17年東北地域県間産業連関表」を用いて推定した。表8は東北各県において各産業部門(28部門)に1単位の需要が生じた場合の生産誘発効果を示したものである¹¹。ここで自県需要による他県への生産誘発効果を見ると、秋田県が2.361と最も大きく、次いで岩手県、山形県、青森県、宮城県、福島県の順となっている。一般に当該生産誘発効果が大きい(小さい)ということは財・サービスの調達元(供給先)として東北域内の他県の割合が高いことを示唆する。したがって、これは自県の景気が他県の景気に及ぼす影響度と捉えられ、景気の外生性を表すと考えることが可能である。そこで本稿ではインパルス応答関数分析および分散分解分析における変数順序はここでの生産誘発効果が大きい順とした。なお、この順序は、グレンジャー因果性検定にお

表8. 東北各県において各産業部門(28部門)に1単位の需要が生じた場合の生産誘発効果

	青森県	岩手県	宮城県	秋田県	山形県	福島県	自県需要による 自県への生産誘発	他県需要による 自県への生産誘発
青森県	37.117	0.277	0.179	0.305	0.134	0.122	37.117	1.015
岩手県	0.337	37.074	0.342	0.276	0.180	0.137	37.074	1.272
宮城県	0.610	1.000	37.435	0.570	0.842	0.713	37.435	3.735
秋田県	0.167	0.144	0.140	37.002	0.153	0.137	37.002	0.741
山形県	0.074	0.246	0.218	0.487	36.891	0.188	36.891	1.213
福島県	0.595	0.576	0.723	0.723	0.758	35.919	35.919	3.376
自県需要による 自県への生産誘発	37.117	37.074	37.435	37.002	36.891	35.919		
自県需要による 他県への生産誘発	1.783	2.243	1.602	2.361	2.066	1.297		

¹¹ 当該産業連関表は新潟県を含む7県ベースで作成されているが、ここでは新潟県に対する波及効果は除外して表記している。

いて、山形県、秋田県、岩手県で他県との因果性が多数認められる一方、福島県、宮城県、青森県では少ないという検定結果とも概ね整合する。

図2はインパルス応答関数の分析結果である。図はすべて横軸が0期(当月)から18期(18カ月)までのラグ、縦軸がショックに対する応答を計量化したものである。各図はショックの発生側と応答側を一つずつペアにしたもので、横方向を発生側、縦方向を応答側とし、ともに青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県の順に並べてある。なお、95%信頼区間は図の見やすさを考慮し表示していない。

概括的にみると、秋田県および岩手県が他県に対して比較的大きな影響力を有していることがわかる。具体的には、秋田県C Iにおける1標準偏差のショックは2.7%程度のショックであるが、同月の福島県C Iを3.4%、岩手県C Iを2.6%、宮城県C Iを2.0%、青森県C Iを1.9%、山形県C Iを1.1%それぞれ引き上げる効果があるなど、比較的大きな影響が東北全県に及ぶ。また、岩手県では、VARモデルから予想された以上にC Iが4%程度上振れした場合、同月の福島県C Iに対して2.7%、宮城県C Iに対して1.8%、青森県C Iに対しては1.4%の引き上げ効果を持つ。一方、他の4県については、他県に及ぼす影響は限定的である。仔細には、青森県C Iの5.4%のショックは、同月の福島県C Iを0.5%、宮城県C Iを0.3%引き上げるにとどまる。宮城県C Iの3.5%のショックは、同月の福島県C Iを0.9%引き上げる。山形県C Iの1.2%のショックは、同月の福島県C Iを0.5%引き上げる。福島県C Iの4.3%のショックによる影響は同月には現れず、1カ月後の岩手県C Iを0.6%、2か月後の青森県C Iを0.8%引き上げる。

また、秋田県C Iのショックに伴う他県への正の影響は、ショック発生後2~3カ月程度継続しており、秋田県に誘発される比較的大きな波及効果が四半期程度続くことが示唆されている。

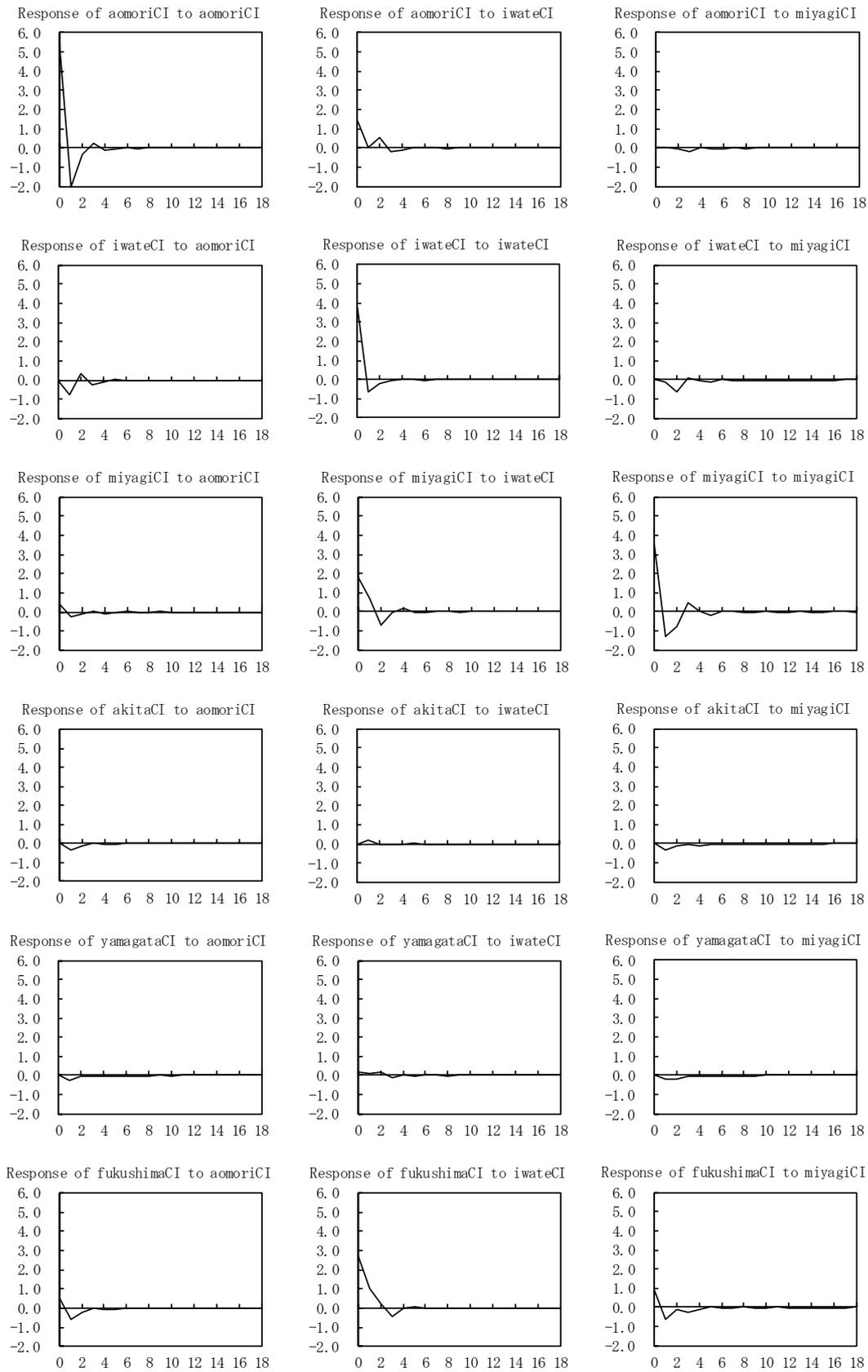
(5) 分散分解分析

分散分解は、各県C Iの応答(変動)に対して、他県C Iのショックがどの程度寄与しているかをより明確化したものである。図3は分散分解の分析結果である。図はすべて横軸が0期(当月)から18期(18カ月)までの予測期間、縦軸がショックの発生側がもたらす影響度(寄与率)を表す。各図はショックの発生側と応答側を一つずつペアにしたもので、横方向を応答側、縦方向を発生側とし、ともに青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県の順に並べてある。

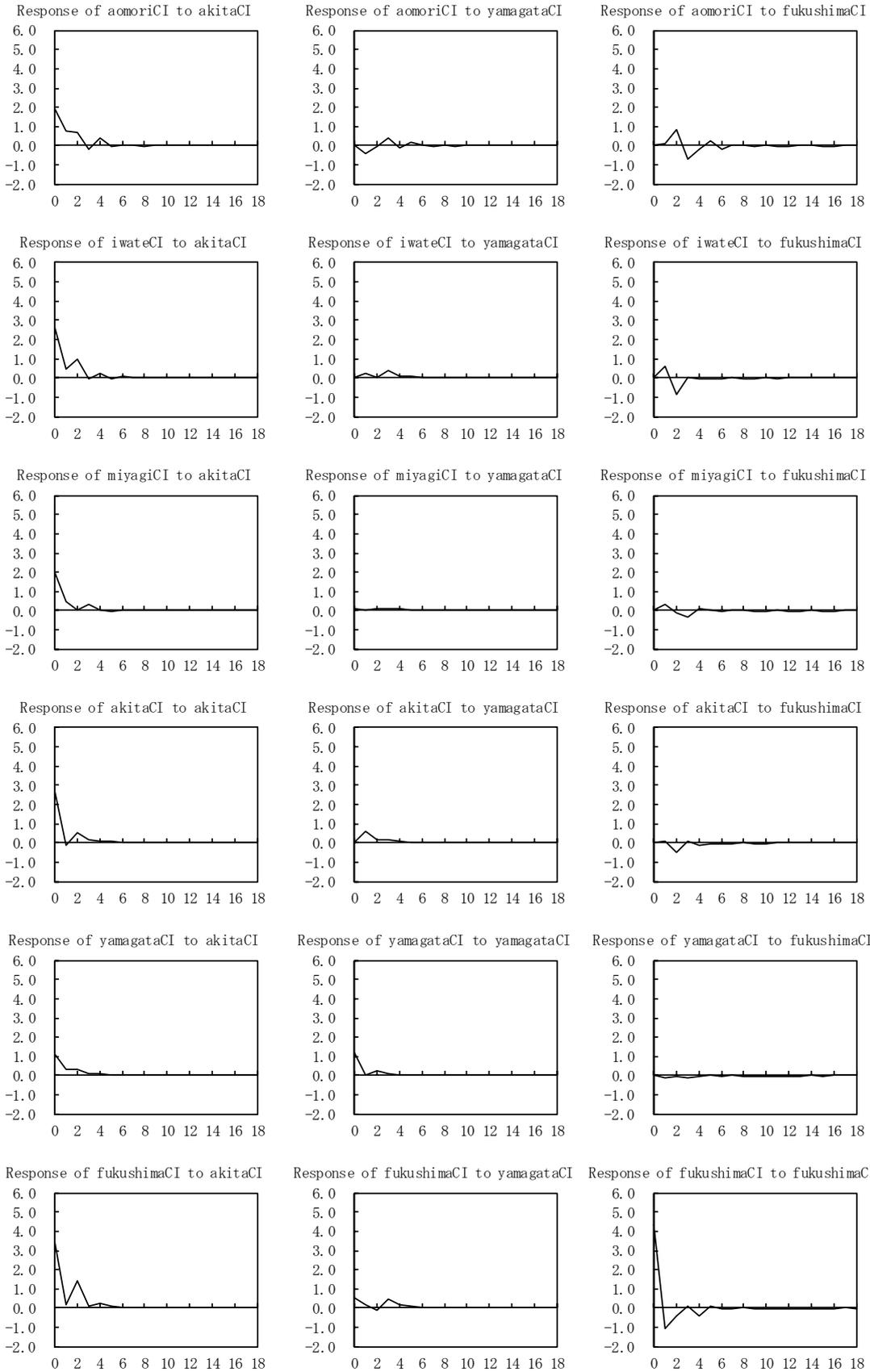
各県ごとにみていくと、まず、予測できない青森県C Iの変動に対しては、約83%が青森県独自の要因で説明され、秋田県が約11%、岩手県が約6%の説明力を持つが、他の3県は殆ど説明力を持たない。岩手県C Iは、約60%が岩手県独自の要因で説明されるが、秋田県が約30%と大きな説明力を持つ。宮城県C Iは、約62%が宮城県独自の要因で説明され、岩手県と秋田県がともに約18%の説明力を持つ。秋田県C Iは、山形県が約5%の説明力を持つが、大半(約89%)が秋田県独自の要因で説明される。山形県C Iは、約46%が山形県独自の要因で説明されるが、秋田県の説明力が約47%とかなり大きく自県と同程度の影響力を持つ。福島県C Iは、約45%が福島県独自の要因で説明されるが、秋田県が約31%、岩手県が約19%と大きな説明力を持つ。

このように計量的にみた東北各県間の景気への影響力については、秋田県と岩手県、特に秋田県が相対的にかなり大きな影響力を有することが明らかとなった。

図2. インパルス応答関数分析の結果

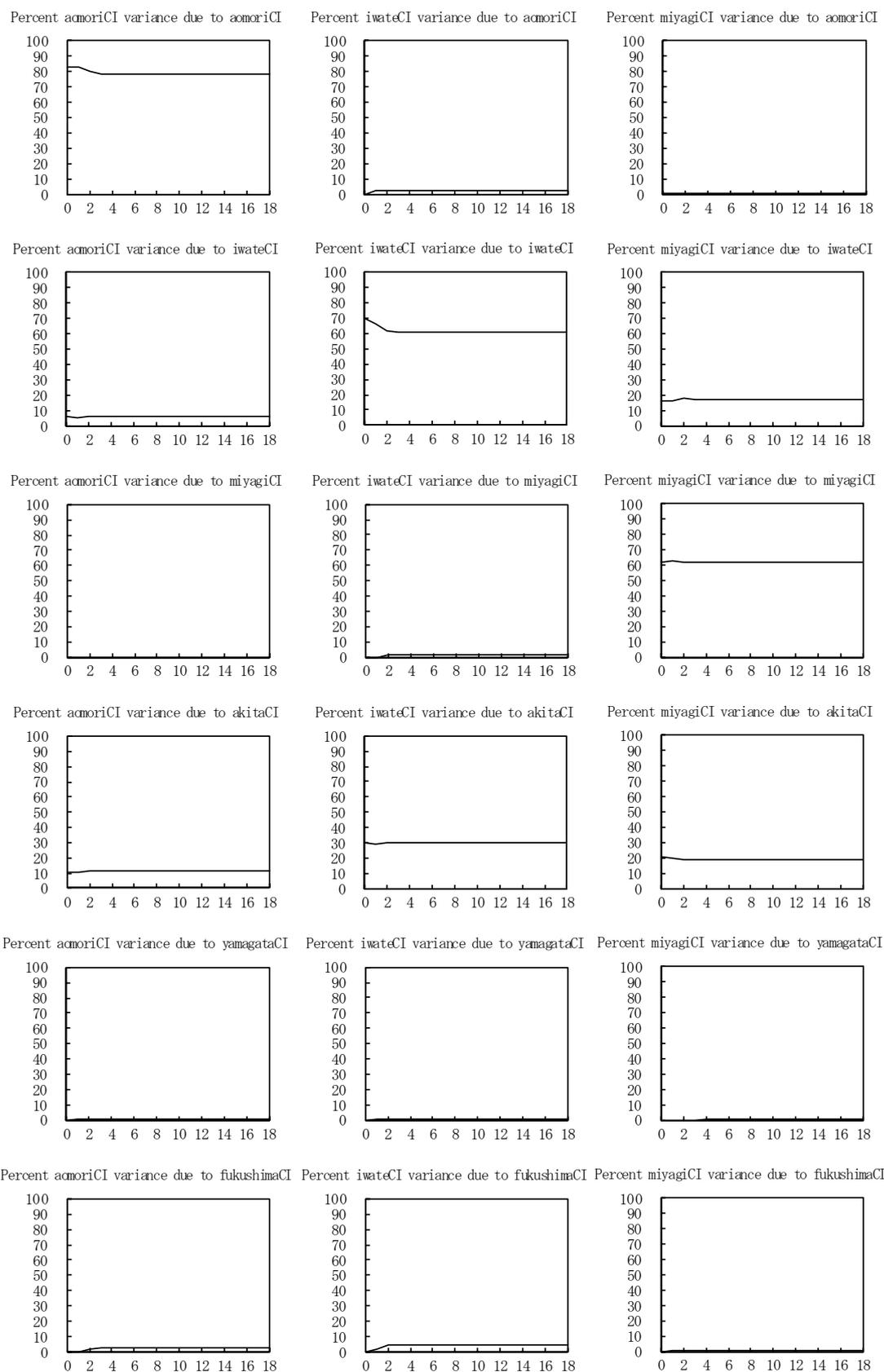


注. 各図の縦軸はインパルス応答(%s)、横軸はラグ(月数)を表す。

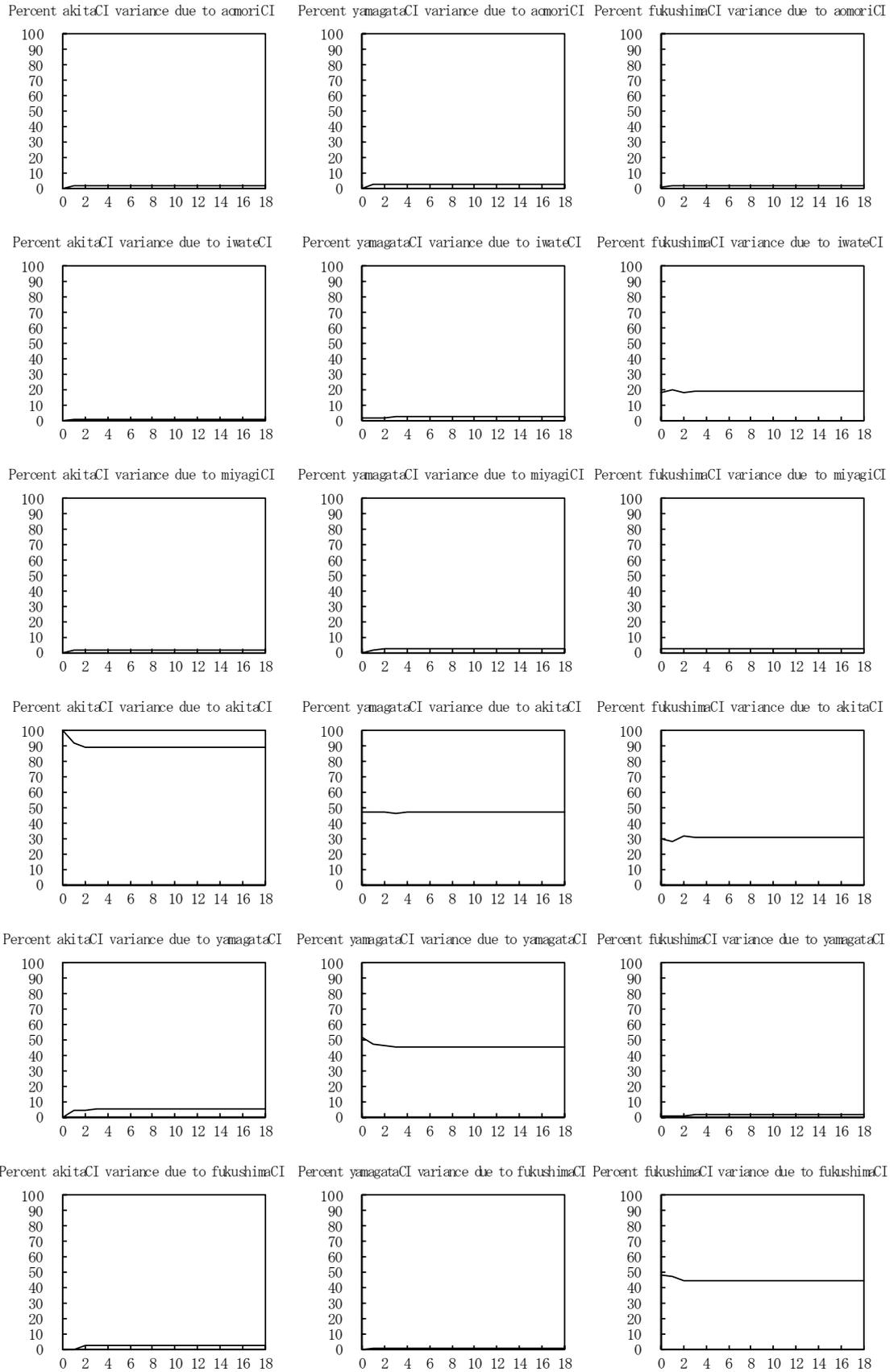


注. 各図の縦軸はインパルス応答(%s)、横軸はラグ(月数)を表す。

図3. 分散分解分析の結果



注. 各図の縦軸は寄与率(%)、横軸は予測期間(月数)を表す。



注. 各図の縦軸は寄与率(%)、横軸は予測期間(月数)を表す。

本稿では、景気を表す指標としてC Iを採用し、VARモデルを用いて東北6県間の景気連動性を分析した。結果として、東北各県の景気は相互に影響し合っているが、その因果関係には違いがみられ、主に秋田県、岩手県、山形県から他県への景気の波及効果が示唆された。また、景気波及の影響度は、秋田県と岩手県の影響力が強く、これら2県の景気が他県の景気に大きく作用していることが明らかとなった。これまでVARモデルを使った実証研究は金融や財政分野を中心に数多く行われてきた。しかし、国内の地域経済を対象としたものは少なく、その意味で地域(県間)における景気連動性を明らかにした本稿には、一定の意義があると考えられる。また、東北地方といった圏域内における地域間の景気動向の因果性が示されたことは、地域間の景気の波及経路を踏まえた効果的な経済政策の立案といった政策的インプリケーションを示唆するものと考えられる。

一方で、取り組むべき課題も多い。ここでは次の2点を挙げる。第一は、景気を表す指標の選定に関する問題である。本稿では、C Iを採用して分析を行ったが、先に述べたようにC Iの構成指標が各県ごとに区々であり、相互比較には適さないという指摘がある。これに対応するためには、各県の採用指標を共通化したうえで、C IあるいはSW型景気指数、MTV型景気指数¹²など新たに景気指数を作成し比較する必要がある。そしてこれらの景気指数による分析と本稿の分析結果を比較検討することにより、地域間の景気連動性分析の精緻化が図られると考えられる。第二は、景気連動性の要因分析である。本稿の分析結果は、東北6県間における景気連動性の存在を示したものであり、如何なる要因で各県間の景気が連動するのか、また、景気波及の影響度の強弱が如何なる要因で生じているのかまでは踏み込んでいない。いずれも今後の研究課題としたい。

本稿では、VARモデルに適用する変数(県別C I)順序を東北地域県間産業連関表の生産誘発効果を利用して決定した。これは自県需要による他県への生産波及が大きいほど、景気変動の外生性が大きいと見做したことによるが、ここでは生産誘発効果と景気連動性について雑考してみたい。

まず、具体的にどのような産業部門において他県への波及効果が大きいかを確認する。表補1は、東北6県の産業部門別にみた全体の生産誘発効果とそのうち他県への生産誘発効果を示したものである。他県への生産誘発効果が大きい秋田県および岩手県の状況をみると、秋田県では電気機械、飲食料品、精密機械、岩手県では飲食料品、農業、石油・石炭製品において他県への波及効果が大きいことがわかる。一方、宮城県や福島県では飲食料品など一部を除くと波及効果が相対的に大きな産業部門は見当たらない。このような違いは東北域内における各産業間の財・サービスの循環構造を反映したものと考えられるが、より具体的には比較的規模の大きい個別企業の投入産出構造に関連すると推察される。景気連動性の要因分析を課題として挙げたが、ここでは主要な個別企業の投入産出構造を視野に入れた、産業連関表に基づく経済循環の構造分析がその一つのアプローチになると考えられる。

また、本稿の結果で興味深いのは、東北6県で最大の経済規模を持つ宮城県の他県景気に対する影響力の弱さである。因みに、宮城県と秋田県を比較すると、人口では宮城県が秋田県の2.3倍、県内総生産では2.8倍となっており、経済規模にはかなりの差異がみられる¹³。従って、直感的には、宮城県の方が他県に対する景気のインパクトは大きいと推察されるのではないだろうか。しかし、本稿で明らかになったように景気の波及効果では秋田県が宮城県に優位する。これは双方に様々な要因があると考えられるが、宮城県については、県都仙台市のいわゆる支店経済性がその要因の一つと

¹²MTVモデル(multivariate time series variance component model, 多変量時系列変動要因分析モデル)は、刈屋(1986)が不確実性の高い現象に対する実証分析法として提唱したもので、主成分分析にARMAモデルを適用した時系列分析モデルである。

¹³人口は総務省「平成27年国勢調査」、県内総生産は内閣府経済社会総合研究所「平成27年度県民経済計算」による。

推察される。

仙台市は、東北地方の中核都市として、中央官庁の出先機関や首都圏本社の大企業の支店事業所が集中しており、支店経済都市といわれている。これらの支店事業所の典型的な事業所の配置形態は、東北地方一円あるいは隣接県を営業エリアとして、各県ごとに傘下の事業所(営業所等)を配置するというものである。従って、宮城県(仙台市)内の支店事業所の業況は必然的に東北各県に配置した事業所の業況に左右されることになる。つまり、こうした事業所の配置構造が、宮城県が東北他県の経済動向の影響を受け易い構造を形づくっている一因と考えられるのである。事実、表8をみると、宮城県は自県需要による他県への生産誘発効果では他県に劣後するが、他県需要による自県

への生産誘発効果は東北6県中最大である。総じていえば、宮城県は、相対的には、他県景気への影響度が小さく、他県景気からの感応度が大きい経済構造にあると考えられる。そしてこれが景気連動性における影響力の弱さに関連している可能性が推察される。こうした雑考も踏まえて、今後の研究課題に取り組みたい。

表補1. 東北6県の産業部門別生産誘発効果

	全体の生産誘発効果						うち他県への生産誘発効果					
	青森県	岩手県	宮城県	秋田県	山形県	福島県	青森県	岩手県	宮城県	秋田県	山形県	福島県
農業	1.405	1.498	1.418	1.382	1.390	1.355	0.092	0.146	0.090	0.082	0.080	0.070
林業	1.306	1.258	1.394	1.257	1.351	1.346	0.020	0.031	0.028	0.025	0.047	0.031
漁業	1.239	1.228	1.292	1.272	1.243	1.197	0.057	0.073	0.051	0.073	0.079	0.051
鉱業	1.475	1.507	1.581	1.487	1.456	1.440	0.048	0.077	0.038	0.054	0.064	0.037
飲食料品	1.709	1.599	1.472	1.712	1.623	1.345	0.180	0.153	0.112	0.158	0.153	0.072
繊維製品	1.286	1.213	1.292	1.313	1.337	1.232	0.032	0.033	0.041	0.051	0.052	0.026
パルプ・紙・木製品	1.629	1.509	1.461	1.499	1.436	1.398	0.126	0.109	0.108	0.091	0.103	0.060
化学製品	1.342	1.511	1.397	1.435	1.537	1.386	0.048	0.075	0.053	0.092	0.076	0.040
石油・石炭製品	1.395	1.491	1.098	1.303	1.363	1.293	0.066	0.144	0.015	0.047	0.080	0.063
プラスチック・ゴム製品	1.286	1.306	1.343	1.336	1.432	1.311	0.081	0.081	0.075	0.090	0.088	0.047
窯業・土石製品	1.546	1.511	1.404	1.420	1.440	1.361	0.087	0.102	0.055	0.070	0.083	0.044
鉄鋼製品	1.360	1.271	1.323	1.389	1.237	1.334	0.079	0.092	0.038	0.144	0.091	0.070
金属製品	1.249	1.344	1.363	1.376	1.384	1.255	0.063	0.102	0.073	0.099	0.106	0.052
一般機械	1.214	1.320	1.408	1.365	1.317	1.271	0.040	0.067	0.093	0.093	0.071	0.050
電気機械	1.329	1.391	1.406	1.582	1.395	1.418	0.067	0.078	0.082	0.233	0.059	0.068
乗用車・その他の自動車	1.192	1.377	1.308	1.265	1.216	1.268	0.043	0.075	0.069	0.081	0.048	0.061
その他の輸送機械・同修理	1.311	1.388	1.336	1.366	1.258	1.249	0.069	0.068	0.057	0.095	0.056	0.029
精密機械	1.420	1.424	1.399	1.464	1.377	1.369	0.085	0.087	0.072	0.154	0.083	0.061
その他の製造工業製品	1.409	1.414	1.421	1.448	1.519	1.363	0.061	0.083	0.063	0.083	0.099	0.059
建設	1.396	1.372	1.356	1.374	1.347	1.325	0.076	0.099	0.069	0.087	0.085	0.053
公共事業	1.424	1.445	1.402	1.416	1.393	1.349	0.065	0.100	0.055	0.072	0.077	0.049
その他の土木建設	1.391	1.392	1.369	1.384	1.367	1.296	0.068	0.093	0.058	0.082	0.078	0.045
公益事業	1.373	1.261	1.407	1.400	1.411	1.341	0.049	0.041	0.043	0.051	0.073	0.025
商業	1.312	1.340	1.337	1.331	1.310	1.274	0.025	0.032	0.020	0.029	0.037	0.017
金融・保険・不動産	1.233	1.219	1.264	1.266	1.232	1.173	0.010	0.012	0.010	0.014	0.013	0.007
運輸	1.317	1.336	1.316	1.368	1.268	1.249	0.030	0.051	0.021	0.036	0.041	0.025
サービス	1.286	1.299	1.328	1.316	1.304	1.279	0.039	0.043	0.034	0.047	0.048	0.026
その他	2.066	2.093	2.144	1.838	2.014	1.738	0.077	0.098	0.078	0.127	0.099	0.062
合計	38.900	39.317	39.037	39.364	38.957	37.215	1.783	2.243	1.602	2.361	2.066	1.297

注. 数値は「平成17年東北地域県間産業連関表」(28部門表)の逆行列係数表の産業部門別列和を示す(新潟県除く)。

東北6県のC I データの出所

青森県「青森県景気動向指数」青森県ホームページ

(http://www6.pref.aomori.lg.jp/tokei/document_view.php?sheet_no=4390)

岩手県「岩手県景気動向指数」岩手県ホームページ

(<http://www3.pref.iwate.jp/webdb/view/outside/s14Tokei/bnyaBtKekka.html?C=B0304&R=1007>)

宮城県「宮城県景気動向指数」宮城県ホームページ

(<https://www.pref.miyagi.jp/soshiki/toukei/keiki.html>)

秋田県「秋田県景気動向指数」秋田県ホームページ

(<https://www.pref.akita.lg.jp/pages/archive/159>)

山形県「山形県景気動向指数」山形県ホームページ

(<https://www.pref.yamagata.jp/ou/kikakushinko/020052/tokei/keikidoko.html>)

福島県「福島県景気動向指数」福島県ホームページ

(<https://www.pref.fukushima.lg.jp/sec/11045b/15925.html>)

参考文献

- 浅子和美・小野寺敬(2009)「都道府県別景気指標による景気分析」『経済研究』第60巻3号, pp266-285
- 井田憲計・荒木英一(2002)「地域生産指数の推計と景気動向のモデル分析」『桃山学院大学総合研究所紀要』第28巻2号, pp75-87
- 福井紳也(2007)「地域別確率的景気指数と地域間景気連動性」『産開研論集』第19号, pp1-15
- 和合肇・各務和彦(2005)「空間的相互作用を考慮した地域別景気の動向」『フィナンシャル・レビュー』第78号, pp71-84
- 小巻泰之(2001)「景気の転換点予測モデルの有効性」『フィナンシャル・レビュー』第57号, pp42-69
- 秋山善文(1996)「地域景気の把握に関する基礎的考察」『アドミニストレーション』第3巻3号, pp1-14
- 沖本竜義(2010)『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』朝倉書店
- (財)東北活性化研究センター(2011)「平成17年東北地域県間産業連関表に関する報告書」
- 蓑谷千鳳彦(2007)『計量経済学大全』東洋経済新報社

鈴木英晃・高辻秀興(2013)「総合収益でみた投資不動産と代替資産の多変量時系列分析」『RIPESS Working Paper』No. 59

刈屋武昭(1986)「多変量時系列変動要因分析モデル」『経済研究』第37巻1号, pp13-23

坂野慎哉(2009)「ADF-GLS検定とその用例」『経済論叢』第183巻2号, pp35-44

内藤友紀(2010)「2008～09年の日本における株式下落について：VARモデルによる要因分析」『関西大学経済論集』第60巻1号, p1-18

加藤久和(2012)『gret1で計量経済分析』日本評論社

参考資料

総務省「平成27年国勢調査」総務省ホームページ

(<https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/index.html>)

内閣府経済社会総合研究所「平成27年度県民経済計算」内閣府ホームページ(https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/sonota/kenmin/kenmin_top.html)

77R&C