

ビジネスサーベイデータによる景気指標

佐伯, 親良
九州大学大学院経済学研究院 : 教授

<https://doi.org/10.15017/1445936>

出版情報 : 経済学研究. 80 (5/6), pp.59-77, 2014-03-31. 九州大学経済学会
バージョン :
権利関係 :

ビジネスサーベイデータによる景気指標*

佐 伯 親 良

1 問題の所在

日本経済は1960年代後半までの高度経済成長期の終焉から1970年、1980年代を通じて低成長期を迎え、1980年代後半の「バブル」経済を経て、長い景気低迷期を経験してきたとみられている。1990年代の失われた10年以降の景気循環を内閣府が発表している景気基準日付¹で見ると、1991年のバブル崩壊（景気の山：1991年2月）から2012年4月と暫定的に設定されている第15循環の景気の山まででは、景気の後退期は79カ月であるのに対して景気拡張期は175カ月である²。単純にみれば、この20年間で14.5年の景気拡張と4.5年の景気後退を日本経済は経験したことを意味している。このような景気循環の推定結果について賛同する人の割合は必ずしも多いとは思えない。景気が回復しているなどのアナウンスに接しているにもかかわらず多くの人が「景気が回復している、あるいは、良い」との実感がないとの回答を寄せることが多いのが現実である。

より細かく見ると、確かに、1991年2月（景気の山）から2000年11月（景気の山）までのおよそ10年間については、景気の後退期は52カ月、景気拡張期は65カ月でありこれまでの景気循環の中では相対的に景気後退月数が長かったことを示している。その後の2000年代では、110カ月という長い拡張月数と27カ月という極めて短い景気後退月数が示されている。勿論、経済は連続して変動しているので動的なプロセスの中でみなければならないが、事実、そのように景気の良い状態が続き、今日に至っていると判断できるのか疑問に思う人も少なくないと思われる。指勿論、景気指標は平均的な経済の動向を把握（推測）するものであるから、個々人の景況感とずれることはありうることである。また、経済のすべての部門で景気が良いということもないのも事実である。

ビジネスサイクルを景気拡張局面と景気後退局面の二分割で表現することにも限界がある。景気の谷から景気の山までの過程では、多様な局面が観察されている。高度経済成長期と異なり低成長期では景気の谷に至り、転換点を迎えたとしても、その後の回復局面で好景気であると表現できるほどの水準に達することなく収縮する局面がみられることも少なくない。このようなケースでは下降局面を

*本論文は、科学研究費補助金・基盤研究(C)「経済変動が個人間所得分布に及ぼす計量分析」(平成24-26年度：(課題番号24530230)の助成を受けたものである。

¹景気の谷から山を経て谷に至るサイクルを一つの景気循環と定義

²内閣府が公表している景気基準日付については、http://www.esri.cao.go.jp/stat/di/menu_di.html の Website を参照

迎えた時点を景気の山と呼ぶほどの状態として識別することには違和感もある。1990年以降の景気循環ではこのような状態でも景気の一つの循環と見なされている場合もある。この状態を明確に示すにははビジネスサイクルを二分割ではなく三分割等で表現した方が良いとも言えよう。直面する景気の状態に関する見方、表現は多様ではあるが、現時点がどのような景気局面にあるかを踏まえた表現であるかを明確にすることが経済政策上重要なことであろう³。同時に、どのような指標に基づいて景気の状態を分類、分割するのが良いのかについても考える必要がある。一つの指標で景気の状態を代表するものなかなか満足は行くものではない。伝統的な景気の基準日付の設定に関しては、景気指標作成で選択されている時系列データからヒストリカル DI の作成に基づいておこなわれることが多い。Auerback (1982) はコンポジットインデックスの作成に関する個別系列の選択に関する一つの基準を定めているが、この場合には時系列データが多様な視点から入念に選択されたにしても、選択された系列に大きく依存することは否めない。

伝統的には、景気指標として NBER 方式に準じたものとサーベイデータに依存した Business Survey Index による景気判断が実施されてきている。特に、民間研究機関ではサーベイデータに基づく景況判断が広く行われてきている。単一指標からの判断による偏りを避けるためにもこれらは補完的な意味で利用するのが望まれるが、景気循環の基準日付におけるサーベイデータからの判断のウエイトはそれほど高くないように思われる⁴。内閣府が公表している Diffusion Index や Composit Index などの景気指標と日本銀行などが実施し、公表してきている Business Survey Index のどちらが景気実感を抽出しているかの判断は容易ではないが、企業、家計の景況感を可能な限り反映した景気指標の作成と利用が一層必要であろう。このような意味で、本論文ではサーベイデータに基づく景気指標の分析を通じて、景況感の抽出をどのように行うかに焦点を当てた分析を進める。ここでの分析の位置づけを明確にするためにこれまでの景気指標分析の研究について指摘しておこう。先駆的研究としては、Zarnowitz (1992)、Stock and Watson (1993)、Hamilton (1989)、Diebold and Rudebush (1999)、Jacobs (1998)、内閣府経済社会総合研究所 (2005) をあげることができよう。これらの研究は米国 NBER の景気指標に端を発しているが、景気指標の分析がデータの収集とサイクリカルな変動要因の技術的抽出に重点をおいていたのに対して、時系列分析の視点から動的共通要因の抽出、あるいは、景気局面のモデル化を進めることにより Auerback (1982) が指摘する理論なき計測の側面を超えようとするところに意義があり、この分野での研究の進展に影響を与えてきたものである。経済のグローバル化が急速に進展している中で、景気変動の同時性についても注目が集まっている。景気指標に基づく分析ではないが EU 統合後の景気の同時性に関する分析は Kappler and Sachs (2012) に詳細な分析が試みられており注目されよう⁵。どのような時系列データを利用するかについての更なる一つの視点として、交通量、輸送需要からの分析にも関心が寄せられている⁶。景気指標の分析としては Lahiri and Moor (1991) をあげておこう。また、サーベイデータの研究では Visco (1984)、Pesaran (1990)、加納 (1994)、加納悟 (2006)、刈

³低成長経済では、景気対策として公共投資の拡張策がとられ政府の累積債務を急速に増加させる傾向にある。この意味では短期的な景気局面での政策と中、長期的な財政政策との整合性が極めて重要である。

⁴基準日付の決定には日々の経済事情が考慮されている。

⁵アジアにおける分析にも長年関心が寄せられてきているが、ASEAN を含めた更なる分析が望まれよう。

⁶ビッグデータの分析が注目されるが利用可能なデータが蓄積されていけばこの分野でも分析が進むこととなる。

屋武昭(1988)などで進められてきた。これらは先端的な分析として注目される。

以下、本論文では次の第2節においては、日本銀行が四半期ごとにサーベイを行っている「全国企業短期経済観測調査」を基に、ロジステック分布に基づく新しい Business Survey Index の導出をおこない、これを日本の非製造業、製造業部門に適用する。また、第3節では、Stock=Watson による Dynamic Factor Model の適用を内閣府の景気動向調査で採用されているいくつかの系列を用いて行い、現行のコンジットインデックスの問題点の考察を進める。また、ここではサーベイデータに基づく Dynamic Factor Model に基づいて第2節で提唱したロジステックビジネスサーベイインデックスとの関連、拡張へ向けての考察を行う。第4節は結論である。

2 日銀短観と景況感

全国企業短期経済観測調査—以下、日銀短観と呼ぶ—は、日本銀行が毎年四半期ごとに全国の企業動向を把握し、金融政策の適切な運用に資するために実施しているものである。調査対象は全国の資本金2,000万円以上の金融機関を除くおよそ21万社であり、サンプル数は「事業所・企業統計調査」の結果により見直されることとなるが、2010年3月の時点では製造業4,577社、非製造業6,951社である。図1は1975年以降の製造業と非製造業のサンプル数の推移を示したものである。これより明らかなように産業構造の変化を反映して調査企業数は近年では非製造業のウエイトが高くなっている。この意味で、製造業と非製造業を総合した全体的な景気指標は6対4で非製造業の景況感を反映したものと言えよう。

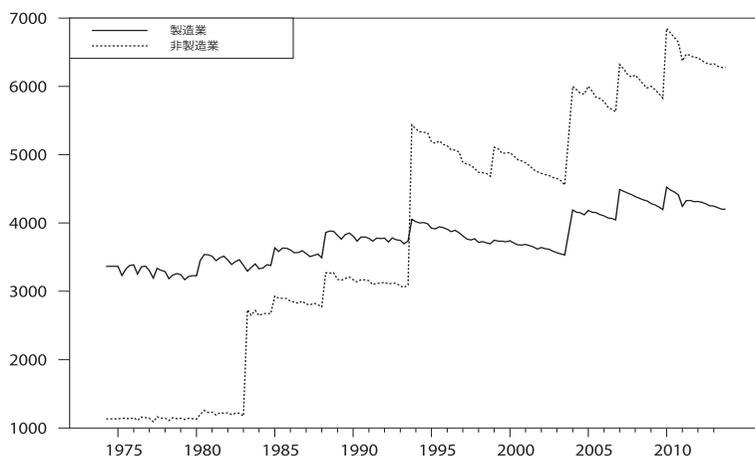


図1 全国企業短期経済観測調査のサンプル数の推移

本研究では調査項目の中で、判断項目に焦点を当てて分析する。

調査項目で問う判断項目は、抽出された各社に対して業況判断、製品需給の見通しなどについての各企業の判断を問うものである。たとえば、業況判断では3つの選択肢、1「良い」、2「さほど良く

ない」, 3「悪い」の中から1つを選択回答させるものである。多くの調査項目で採用されている判断項目の多くはこのような3つから選択させる形式をとっている。内閣府が実施している「消費動向調査」では選択肢は5つであり、また、4つの場合もある。ここでは選択肢は3つの場合を取り上げる。今、 r_{i1t} を第*i*グループ（例えば、全産業、製造業、非製造業の各グループ、より詳細な各産業ごとのグループなど）の*t*時点における良いと回答した企業の割合とし、同様に、さほど良くないと回答した企業の割合を r_{i2t} 、悪いと回答した企業の割合を r_{i3t} とする。このとき、 $r_{i1t} + r_{i2t} + r_{i3t} = 1$ である。この調査項目は（1）業況、（2）国内での製商品・サービス需給など12項目について調査がなされている⁷。本論文では主として業況に関する判断項目に焦点を当てて進める。

日銀短観を直接用いた景況感については、日本銀行が四半期ごとに公表してきている「日銀短観DI」があり、経済政策決定の重要な指標として利用されてきている⁸。この指標は、良いと回答した企業の割合から悪いと回答した企業の割合を差し引いたもので定義され、日銀短観 $DI_{it} = r_{i1t} - r_{i3t}$ として公表されてきているが、欧州を中心としてなされてきている Business Survey Index (BSI と呼ばれることが多い) と同一である⁹。この指標の持つ統計的な意味合いについて刈屋武昭(1988)は、回答者の判断分布が一様分布に従っているとの仮定に基づいていることを明らかにしている。このことから刈屋武昭(1988)は一様分布の仮定を外して、回答者の判断分布が正規分布に従っているとの仮定の下に新たなBSIを導出する試みを行い、平均と標準偏差の比で定義される基準化CPを提唱している。この基準化CPは景気の方角性と量感をより鮮明に示す指標として優れていることが指摘されている。ここでは、ロジステック分布を想定することによって基準化CPより、より簡単に景気の方角性と量感を示す指標を導出しよう。ロジステック分布関数は極めて簡単でロジットモデルなど多方面で利用されてきている。確率変数 X が平均 μ 、標準偏差 $\sqrt{\text{Var}(X)} = \frac{\pi}{\sqrt{3}}s$ のロジステック分布に従うとき、その確率密度関数は

$$f(x) = \frac{\exp\left(\frac{-(x-\mu)}{s}\right)}{s\left(1 + \exp\left(\frac{-(x-\mu)}{s}\right)\right)^2} \quad (1)$$

のようである。 $\lambda = \frac{\pi}{\sqrt{3}}$ として、 $Z = \frac{(X-\mu)}{\lambda s}$ の基準化をおこなえば、 Z は平均0と分散1のロジステック分布に従う。基準化したロジステック分布の密度関数は、 $\alpha = \frac{1}{\lambda}$ として、

$$f(z) = \frac{\exp\left(\frac{z}{\alpha}\right)}{\alpha\left(1 + \exp\left(\frac{z}{\alpha}\right)\right)^2} \quad \text{ただし、} \alpha = \frac{\sqrt{3}}{\pi}$$

である。

この基準化した密度関数は図2で平均0に対応したものとして示されているが、標準正規分布に類似した分布である。この確率分布関数は次のようになる。

$$F(z) = \frac{\exp\left(\frac{z}{\alpha}\right)}{1 + \exp\left(\frac{z}{\alpha}\right)} \quad (2)$$

⁷詳細については、日本銀行の「短観データコードの解説」を参照されたい。

⁸最近では、2014年度からの消費税率アップ決定の判断指標として重要な役割を果たしてきたと言えよう。

⁹内閣府や泉、NBERのDiffusion Index (DI)とは意味が異なる。

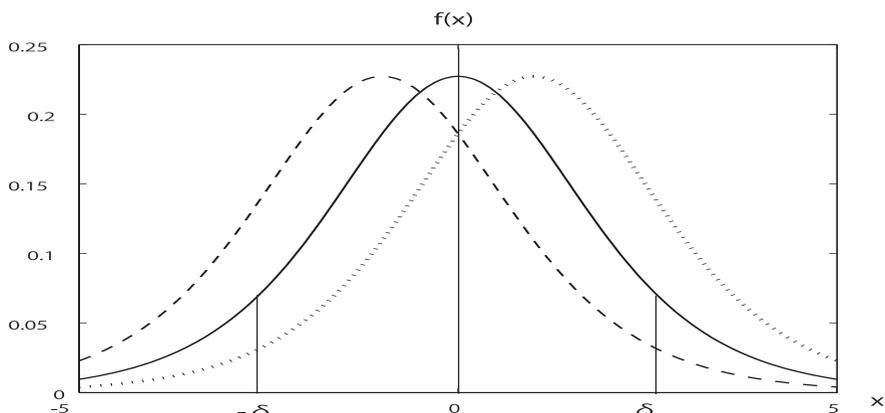


図2 景気実感とロジステック分布の移動

業況判断の時系列的変動とこのロジステック分布関数の関係は、図2で示している。この図では景気がよいと判断する企業の数が多くなれば分布は右にシフトし、逆に景気が悪いと判断する企業の割合が多くなれば左にシフトすることになる。つまり、ロジステック分布の平均、分散が業況判断の推移を表現していると思えることができる。

ところで、業況判断に関して、個別企業がどのような基準に基づいて回答しているかについて、次の潜在指標を想定しよう。各個別企業は現在の業況について、企業内で蓄積した情報に基づき現在と過去の売上高、生産水準などの比較を行い何らかの潜在指標を形成すると考える。これを y^+ とすれば、業況が（1）良い、（2）さほど良くない、（3）悪いなどの質問に関してこの潜在指標を基に例えば、次のように回答することとなる。

$$\begin{aligned} y^+ > \delta & \quad \text{良いと回答} \\ -\delta \leq y^+ \leq \delta & \quad \text{さほど良くないと回答} \\ -\delta > y^+ & \quad \text{悪いと回答} \end{aligned}$$

ここで、 δ は企業が持っている判断基準の一つである。多くの企業がこのような判断基準に基づいて回答し、実際に得られた t 時点での情報が (r_{1t}, r_{2t}, r_{3t}) であると想定する。これらは、上のロジステック分布を想定して、

$$\begin{aligned} r_{1t} & \approx \Pr(X > \delta) = \Pr\left(z > \frac{\delta - \mu}{\sigma}\right) = 1 - F\left(\frac{\delta - \mu}{\sigma}\right) \\ r_{3t} & \approx \Pr(X < -\delta) = \Pr\left(z < \frac{-\delta - \mu}{\sigma}\right) = F\left(\frac{-\delta - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

が近似的に成立することを想定したものである¹⁰。ただし、 $\sigma = \lambda s = \frac{1}{\alpha} s$ である。このように業況判断の分布に関して、(2)式を想定するが、このとき、 F^* が与えられたときの z は容易に、 $z^* = a \log\left(\frac{F^*}{1-F^*}\right)$ のように求められる。業況判断 (r_{1t}, r_{2t}, r_{3t}) が与えられたとすると、分布の平均と標準偏差の推定量は、次のように与えられる¹¹。

$$\hat{\mu}_t = \frac{-(a_t + b_t)}{a_t - b_t} \quad (3)$$

$$\hat{\sigma}_t = \frac{2}{a_t - b_t} \quad (4)$$

ただし、 a_t と b_t は次のようになる。

$$a_t = \alpha \log\left(\frac{1-r_{1t}}{r_{1t}}\right), \quad b_t = \alpha \log\left(\frac{r_{3t}}{1-r_{3t}}\right)$$

以上から、新たな景気指標 ロジステックビジネスサーベイインデックス (Logistic Business Survey Index (LBSI と呼ぶ)) は、

$$LBSI\left(\frac{\hat{\mu}_t}{\hat{\sigma}_t}\right) = \frac{-(a_t + b_t)}{2} = -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{3}}{\pi} \log\left(\frac{1-r_{1t}}{r_{1t}}\right) \left(\frac{r_{3t}}{1-r_{3t}}\right) \quad (5)$$

のように導出される¹²。(5)式で示されるLBSIは明らかなように、 (r_{1t}, r_{2t}, r_{3t}) のみに依存しているにすぎない。このLBSIは基準化CPが標準正規分布の逆関数を計算する手順が必要であるのに対して、分布関数の計算は全くなく、その点で極めて計算が簡単である点を指摘することができよう。また次節で示すように、日銀短観DIよりも景気に対する量感をより強く描き出すことができる点で優れていると言えよう。

刈屋武昭(1988)は、先に述べように日銀短観DIが一様分布を暗黙裡に仮定していることを示しているが、この一様分布の仮定の下では、 $\frac{\hat{\mu}_t}{\hat{\sigma}_t} = \frac{\sqrt{3}}{2} (r_{1t} - r_{3t})$ である。従って、日銀短観DIは直感的に $(r_{1t} - r_{3t})$ として定義されているが、この指標は

$$(r_{1t} - r_{3t}) = \frac{1}{\sqrt{3}} \frac{\hat{\mu}_t}{\hat{\sigma}_t}$$

を意味している。景気実感の指標を平均的な業況感の良さを表すものとしてとらえ、LBSIのように指標を定義すると、 $\frac{1}{\sqrt{3}}$ だけスケールダウンしたものとなっている。このようなスケールダウンには明確な意味合いはないように思われる。従って、日銀短観DIに固執するとすれば、これを $\sqrt{3}$ 倍したものが景気の実感をよりよく表すものと考えることができ、図2を一様分布で置き換えたときの修正日銀短観DIの意味するところも明瞭になる。

ここで、日銀短観DIとLBSIの関係について述べておこう。上で述べたように日銀短観DIに $\sqrt{3}$ を乗じた修正日銀短観DIはLBSIと同様の概念に基づく指標となる。LBSIについて線形近似すると

¹⁰以下では混乱が生じないことから、 r_{i1t} などの添え字 i は省略している。

¹¹ δ は1で基準化している。

¹²明らかなように、 r_{1t} が0をとる場合は計算不能であるが、このようなケースはまれであり、0に近い値で代替するなど便宜的に対処できよう。

次のようになる。

$$\begin{aligned} LBSI &= -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{3}}{\pi} \log \left(\frac{1-r_{1t}}{r_{1t}} \right) \left(\frac{r_{3t}}{1-r_{3t}} \right) \\ &= \frac{1}{2} \frac{\sqrt{3}}{\pi} \left[(r_{1t} - r_{3t}) + (r_{1t}^2 - r_{3t}^2) + (r_{1t}^3 - r_{3t}^3) + \dots + \log r_{1t} - \log r_{3t} \right] \end{aligned}$$

これより、近似した形で、

$$\sqrt{3}(r_{1t} - r_{3t}) \approx 2\pi LBSI - \sqrt{3} \left[\log r_{1t} - \log r_{3t} + (r_{1t}^2 - r_{3t}^2) + (r_{1t}^3 - r_{3t}^3) \right] \quad (6)$$

となる。また、現行のケースでは、

$$(r_{1t} - r_{3t}) \approx \frac{2\pi}{\sqrt{3}} LBSI - \left[\log r_{1t} - \log r_{3t} + (r_{1t}^2 - r_{3t}^2) + (r_{1t}^3 - r_{3t}^3) \right] \quad (7)$$

となる。これらの式からは LBSI と修正日銀短観 DI は異なるようにも見えるが、実際上はかなり類似の動きを示している。

以下、最近までの日銀短観のデータを利用して、これらの指標の比較を行うこととする。利用するデータは業況判断データであり、分析期間は 1974 年第二四半期から 2013 年第四四半期までである。また、分析の対象は集計された非製造業と製造業とする。個別の業種による分析も必要ではあるが、本研究では新たに作成した LBSI の適用可能性に焦点を当てることとする。

2.1 非製造業

図 1 で示したように日銀短観のサンプル数に占める非製造業の割合はおよそ 60 パーセントであり製造業の割合より多い。1974 年以降の業況判断データから (5) 式に基づいて推定した LBSI の結果は図 3 に示した通りである。この図には LBSI に加えて日銀短観 DI また、(3) 式で示した平均値の変動も示している。この図で黒く薄く塗った期間は内閣府が設定している景気循環日付の山谷を参考に景気後退期を示している。LBSI は平均値を標準偏差で調整したものとして定義されているので、平均値よりも低い値をとる。一見して、LBSI は過去の景気変動に対する非製造業部門の景気実感を捉えていると見ることができよう。1980 年代初期の景気後退とその後の円安による輸出主導型の景気回復も日本経済の大きな転換期の一つとなった 1985 年のプラザ合意による急激な円高により、景気回復は道半ばとなり、後に見るように製造業の多くは現地生産、あるいは、中国など新興国への直接投資を急速に増加させることとなった。このことは産業空洞化として日本の労働市場の大きな構造変化を生み、バブル期を除く 1990 年代から今日に至るまで影響を及ぼしている。このような経済環境の急速な変化による影響が、非製造業と製造業で景況感としてどのように表れているかを見よう。図 4 は製造業の LBSI を推定したものであるが、非製造業と製造業のプラザ合意直後の動きを比較してみると、その景況感は製造業の方でより大きく落ち込んでいることがわかる。当然のことながら、非製造業は国内需要に大きく依存していることから為替レートの変動による影響が小さいことを反映している。LBSI と日銀短観 DI でこの点を比較してみると、明らかなように LBSI の方がそ

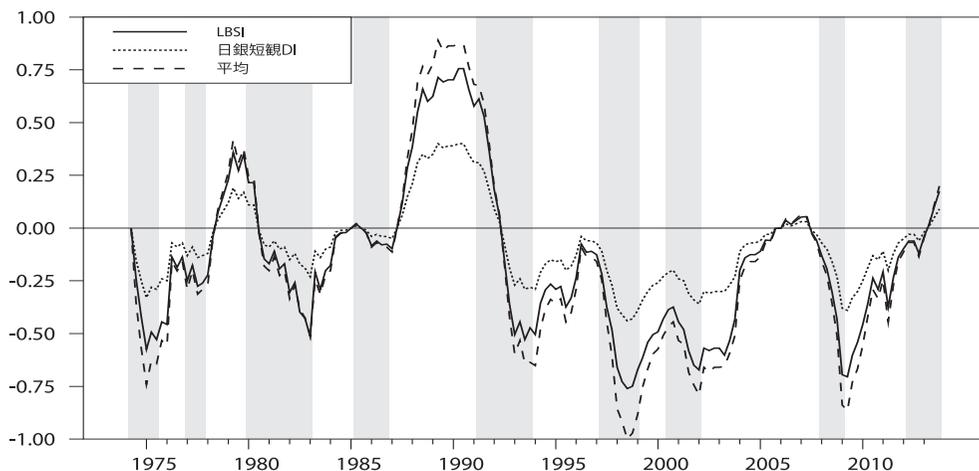


図3 ロジステックビジネスサーベイインデックスと日銀短観DI 非製造業

それぞれの部門の景況感を鋭く表していると言えよう。プラザ合意後の経済状況の悪化により日本銀行は大幅な金融緩和策をとった。このことは1980年代後半のいわゆるバブル経済期を創出することとなったが、この期の非製造業の景況感はLBSIに大きく反映されている。1987年から急速に景況感は改善し、1990年の前半に頂点に達した後、急速に悪化したことを描いている。1990年後半から2000年代前半までの景況感は若干の改善を見せる局面はありつつもいわゆる失われた10年と呼ばれる状況にあったことをLBSIは明確に示している。2002年からは急速に景況感は改善の方向を示し、2007年まで息の長い回復期を経験したが、2008年のリーマンショックに象徴される米国経済の悪化、欧州経済の悪化などの影響を受け景況感は一気に後退した。ただし、その影響は長くはなく、2009年以降、震災の影響を受けるも徐々に回復の道を進んでいることを示している。注目すべきは、製造業が急速な円高（2010年7月から2013年1月までの90円を切る対米ドルレート）による影響を大きく受けたのに対して、非製造業の景況感への円高の影響は軽微であったことが反映されている点である。

2.2 製造業

製造業の景況感について、LBSIを見てみよう。図4は非製造業のケースと同様、LBSI、日銀短観DI、および、平均値の推定値の推移を表している。LBSIの動きに注目すると製造業の方が非製造業の動きよりもボラティリティが大きいと言えよう。1990年代から2000年代初頭にかけての動きは、非製造業とともに平均値が0以下であり、このことは経済活動が大きく低迷してきたことを明瞭に描いていると言えよう。また、1994年から1997年にかけて景況感が急速に回復に向かっ

た様子、しかしながら、新興国の通貨危機、消費増税などの諸要因により景況感が大きく失墜したこと、その後も短期間のうちに景況感の改善、悪化が繰り返されたことをLBSIは鋭く描いているといえる。確かに、日銀短観DIでも全体的な変動は同じであるが、LBSIの方がより明瞭に景況感の強弱を捉えていると言えよう。2002年以降製造業の景況感は急速に回復し、2004年から2008年までは景気拡張期と呼べるような好循環期にあったことをLBSIは示している。2008年のリーマンショックに象徴される米国経済の信用不安、欧州の債務危機などによる景気後退の影響を受け急激に景況感は後退したが、この景況感の悪化は1年ほどであり、その後急速に回復過程に向かったことをLBSIは描いている。直近では急速な円高の影響を受け2011年、2012年と景況感は足踏み状態となり景気回復への過程は遠のいた。この期間のLBSIは若干不規則な動きを示し、景況感の後退を反映している。金融政策の転換から2013年3月には対米ドル為替レートは90円台へと下落、さらに、2013年12月には100円台へと円安となり製造業の景況感もLBSIが示すように大きく改善傾向を示している。

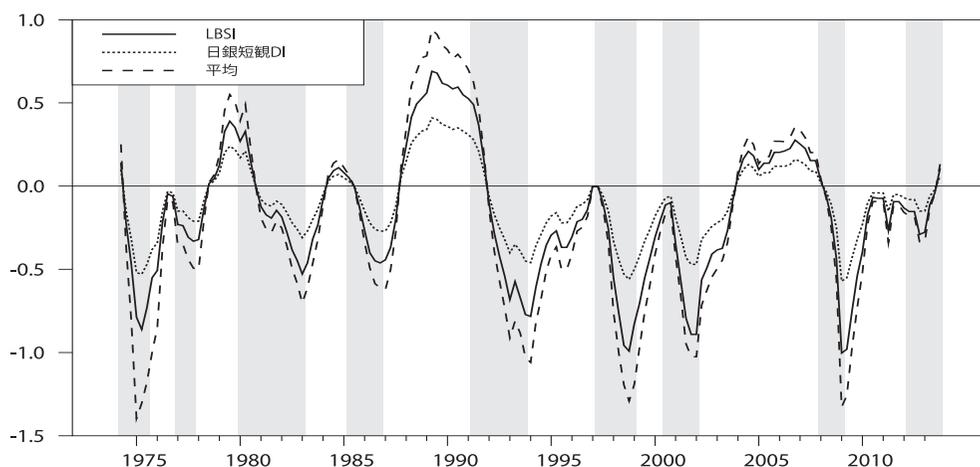


図4 ロジステックビジネスサーバイインデックスと日銀短観DI 製造業

非製造業と製造業の景況感について比較してみよう。図5はこれらのLBSIを描いたものであるが、先にも述べたとおり、製造業のボラティリティの方が非製造業よりも高いことがわかる。1985年以降の変動をみれば、為替レートの変動を大きく受けている製造業の振幅がより大きいことをLBSIは忠実に描いていると見ることができる。また、製造業は2004年から2008年にかけて景気拡大、好局面にあったことが描かれている。他方、この期間では非製造業も同様に景況感の回復が見られるものの製造業ほどではなかったことをLBSIは描いている。2010年から2012年にかけて、対米ドルレートを中心に円高が急速に進行したことから、製造業の景気回復局面に大きなブレーキがかかり金融政策の動向に関心が寄せられることとなったが、非製造業部門では比較的順調に景況感が

回復してきていることが抽出されている。

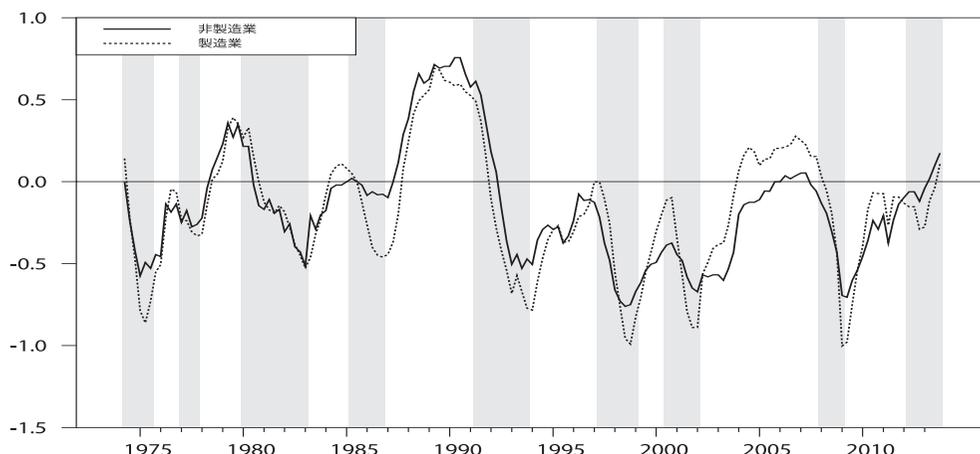


図5 ロジステックビジネスサーベイインデックスによる非製造業と製造業の比較

2.3 全産業

これまで、非製造業と製造業のそれぞれについて LBSI の利用可能性について述べてきた。全体的な景気判断としてはこれらを総合した LBSI を見る必要があるであろう。図 6 は全産業にプールして導出した LBSI と日銀短観 DI、平均値と標準偏差を示している。先に述べたようにサンプルは非製造業によりウェイトがかかっているため、非製造業の景況感に近い動きをしていることがわかる。標準偏差の動きを見ると非常に安定的に推移しているようである。このことは、LBSI は平均値の動きを最大限引き出したものと見ることができよう。

一般にサーベイデータによる景況感の抽出に当たっては、回答者の若干悲観的な態度と回答行動を考慮する必要があることが指摘されている。これについては多様な要因があげられるが、将来の不確実性が心理的要因として悲観的な回答行動に反映されることも否定できない。それ故、抽出された LBSI はかなりの程度景況感の強弱を反映しているが、実際の景気の上昇局面、景気の山の近傍では抑制された推定値となっているとも判断できよう。これらの点を考慮すると現実の経済動向を反映した企業、家計の数量データ等での分析の重要性が指摘されなければならないし、また、相互の補完的な利用が不可欠であるともいえる。

3 Dynamic Factor Model

内閣府では、長期に亘って NBER 方式の毎月景気動向指数 (ディフュージョンインデックスー Diffusion Index, DIー) を発表し、また、2008年度からは併せて景気総合指数 (コンポジットインデック

ビジネスサーバイデータによる景気指標

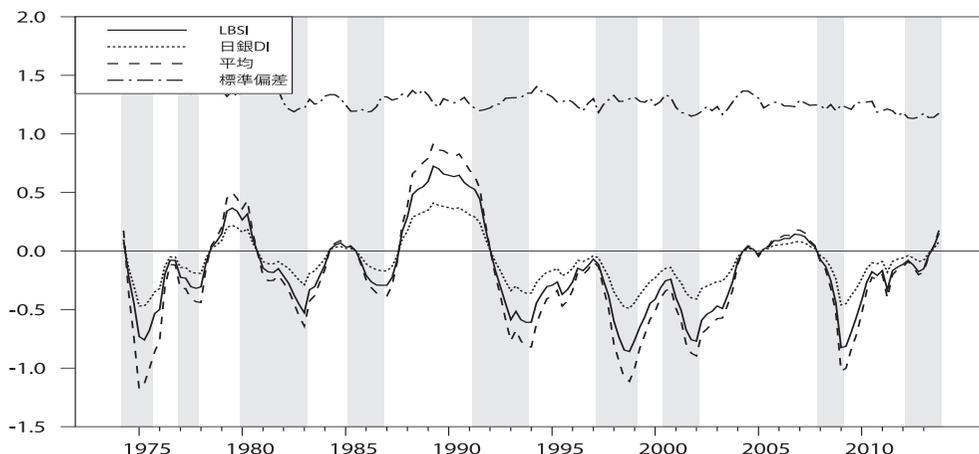


図6 ロジステックビジネスサーバイインデックスと日銀短観DI 全産業

スー Composit Index, CI) を公表してきている。これらは、いくつかの基準に基づいて時系列データを選択し、採用系列に対して変化率の総合化を行うものである¹³。特に、CIは「DIでは計測できない景気の山の高さや谷の深さ、拡張や後退の勢いといった景気の「量感」を計測すること」(内閣府)を目的としている。景気の量感を計測することは容易なことではないが、一つの目安はGDP成長率との比較、検証を行い相互に大きく相違していないことが望まれよう。勿論、CIは選択された少数の系列の持つ特性を総合的に抽出するものであり、財、サービスの国内付加価値額を示すGDPをすべてカバーするものではない点は考慮しなければならない。しかしながら、一般的には、GDPの成長率が国内景気の状態を判断する最も重要な指標であり、景気指標が速報性を持ち、GDPの補完的な情報を提供し短期的な経済政策に影響を及ぼすものであるとすれば、景気の量感、強弱がGDP成長率とかけ離れることは誤ったシグナルを与えることとなろう。最近のCIの動きは図7に与えられている。このCIの動きに注目すると次の点が指摘できよう。

1. 1986年から1990年にかけての4年間と2003年から2007年の4年間の景気上昇局面は変化率に若干の相違があるものの景気の山のレベルはほぼ同一であった。
2. 1994年から1997年にかけて景気は回復過程から景気拡大を示し、1997年に景気の山に達した。その後、短い周期の景気変動を抽出している。
3. 100ポイントを基準に景気拡大期と景気低迷期に区別すると、1992年以降2000年までの景気の拡大期は極めて少ない。
4. 2009年以降では、急速な景気回復から、2010年には景気拡大へと向かっているが、その後の急速な円高を反映して不規則な変動を示している。

¹³計算手順の詳細については内閣府の景気動向指数のWEBを参照。

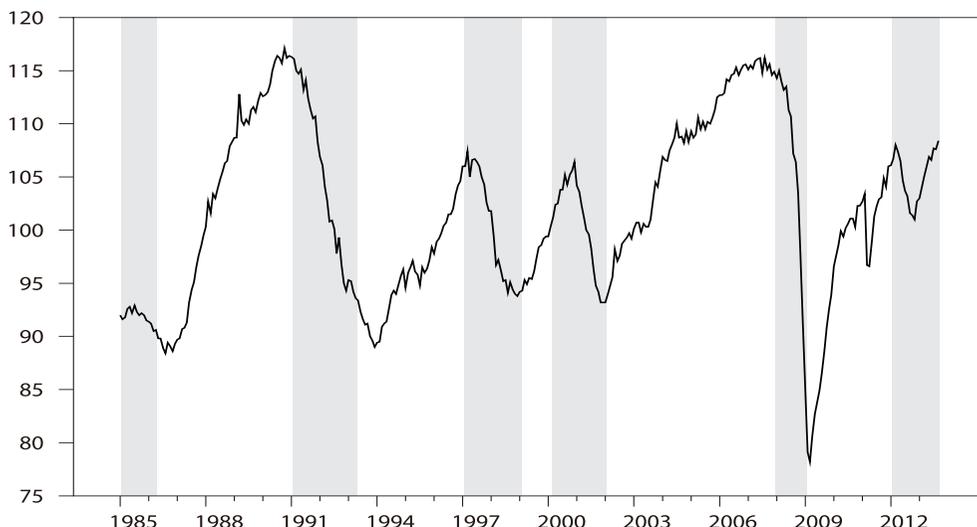


図7 コンジットインデックス（一致指数）

ここで、内閣府が公表してきているCIとLBSIの描いている景況感を比較しておこう。先に作成したLBSIは製造業、非製造業の業況に関する調査時点での判断であり、数量をベースに作成されたCIとは異なるものであるが、判断の基準となる情報としては各企業の売上高、収益などが基本となることから方向性としては同じと考えられる。全産業、非製造業、製造業のLBSIについて図3、図4および、図6、を参照すると、次の点をあげることができる。

1. 景気回復局面についてはCI、LBSIともにほとんど類似の動きが見られる。
2. LBSIでは指標の作成から考えて0を基準に景況感を判断することができる。1992年以降を見ると2004年までの長い期間にわたって、景況感の回復局面は観察されるものの景気拡張の局面は平均的には観測されない。
3. CIは2003年から2007年にかけて景気拡大を描いているが、LBSIは景況感の改善を描いてはいるものの0から大きく好転していることを示唆していない。この点は、サーベイデータにおける回答者の態度をある程度反映していることを考慮する必要はあろう。
4. 2010年以降についてのLBSIも同様に0以下であり、景況感は明るくはないが、CIと同様の動きをしており、2013年以降の景気回復を示唆している。

以上のようにLBSIとCIの景気に対する抽出結果は、全体的な動きはほぼ類似しているものの、細部で異なっていることが指摘できる。それ故、景気がどのような局面にあるかを判断する上で、これらは相互に補完的なものとして位置づける必要がある。他方、GDPとの関連も無視できるものではない。この点について述べておこう。CIは最終的に $CI_t = CI_{t-1} \cdot \Delta$ で算出されるものであるから、

$\log CI_t - \log CI_{t-1}$ によって変化率を算出する。GDP と比較するために3カ月ごとの平均をとる。LBSI についても同様にする。1985年第一四半期から2013年第三四半期までを推定期間として、これらの間の単純相関係数を求めると表1のようである。LBSI は名目 GDP と相関が高く、CI は実質 GDP との相関が高いと言えよう。

表1 LBSI, CI および, GDP の相関

	名目 GDP	実質 GDP	CI	LBSI
名目 GDP	1.000	0.913	0.525	0.495
実質 GDP	0.913	1.000	0.648	0.339
CI	0.525	0.648	1.000	0.211
LBSI	0.495	0.339	0.211	1.000

この表で名目 GDP と実質 GDP, および, CI は変化率である。

そこで, CI, LBSI が GDP 成長率とどの程度関係があるかを回帰分析により示しておく。推定期間は1985年第一四半期から2013年第三四半期である。推定式のかっこ内は t-値を示す。

$$\begin{aligned}
 RGDP &= 0.5013 + 0.2386 CI + 0.6332 LBSI & (8) \\
 &\quad \quad \quad (8.473) \quad \quad \quad (2.977) \\
 R^2 &= 0.4628 \quad \bar{R}^2 = 0.4531 \quad se = 0.8468 \quad dw = 2.3190
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 NGDP &= 0.5461 + 0.1825 CI + 1.2609 LBSI & (9) \\
 &\quad \quad \quad (6.008) \quad \quad \quad (5.496) \\
 R^2 &= 0.4309 \quad \bar{R}^2 = 0.4207 \quad se = 0.9136 \quad dw = 1.9101
 \end{aligned}$$

これらの推定式から, LBSI は名目 GDP とより関係があり, CI は相対的に実質 GDP の変化率と関係が深いことがわかるが, LBSI と CI により GDP の変化率の平均的な変動を推察することがある程度可能であることがわかる。

3.1 Stock=Watson タイプモデル

Stock=Watson による Dynamic Factor Model は選択された系列から共通の変動要因を抽出し, 景気指標を作成する新たな視点を提供したのものとして注目を集めてきた。現在この方法, 考え方は幅広く流布しており, 代表的な計量分析ツールでは容易に利用できるようになってきている¹⁴。その基本的なモデルを示しておこう。 y_{it} は第 i 系列の t 時点の水準を表すものとし, これらの変数に共通な変動要

¹⁴佐伯親良 (1994), 佐伯親良 (1995) ではこれらの方法についてサーベイし, 日本経済への適用を試みている。

因を c_t で表すと、例えば、次のようになる。

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \log y_{it} - \log y_{it-1} \quad i = 1, 2, 3, 4 \\ \Delta y_{it} &= \gamma_i c_t + u_{it} \\ c_t &= \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-1} + w_t \quad w_t \sim iidN(0, 1) \\ u_{it} &= \varphi_{i1} u_{it-1} + \varphi_{i2} u_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma_i^2) \end{aligned} \tag{10}$$

ここでは、共通変動要因の時系列構造について2次の自己回帰モデルを想定し、また、観測値の攪乱項についても2次の移動平均過程を想定したものを示している。この Stock=Watson タイプモデルでは共通要因を推定するのにカルマンフィルターアルゴリズムを利用する¹⁵。Kim and Nelson (1999) はこの分野の先駆的な研究であり、多様な分析方法を提唱している。ここでの分析では、単純なモデルの特定化による共通の変動要因を導出することを試みており、より一般的なモデルでの検証は行っていない。

利用する時系列データは、現行の DI, CI で採用されている系列の中から選択することとする。内閣府の一致系列で選択されている時系列は、(1) 生産指数(製造業)、(2) 鉱工業生産財出荷指数、(3) 大口電力使用料、(4) 耐久消費財出荷指数、(5) 所定外労働時間指数、(6) 投資財出荷指数(除輸送機械)、(7) 商業販売額(小売業)(前年同月比)、(8) 商業販売額(卸売業)(前年同月比)、(9) 営業利益(全産業)、(10) 中小企業出荷指数(製造業)、(11) 有効求人倍率(除学卒)の11個である。この中では(1)、(2)、(3)、(6)、(9)、(10)は企業の生産関連に属する系列であると判断でき、(5)と(11)は労働関連の系列であり、(4)、(7)、(8)は消費関連の系列であると分類することができよう。そこで、これら3つのグループから1系列を選び、さらに、景気動向に大きな影響を及ぼすとみられる株価の変動を加えた4つの時系列データを基本として Dynamic Factor Model を推定し、これらに共通する変動要因の抽出を試みることにする。

ケース1 (1) 新規求人数(除学卒)、(2) 生産指数(鉱工業)、(3) 所定外労働時間数、(4) 東証株価指数

ケース2 (1) 耐久消費財出荷指数、(2) 生産指数(鉱工業)、(3) 所定外労働時間数、(4) 東証株価指数

これらの2つのケースのパラメータの推定値は、表2に示した通りである。それぞれのパラメータは、モデル(10)式で表示したものに对应している。

この推定結果に基づいて、ケース1で抽出された共通変動要因 c_t は図8に示したものである。このケースは労働、生産、株価の動向を反映したものであるが、図7と比較すると2000年台の景気上昇局面は1980年代後半のいわゆるバブル経済期ほどの勢いはないことを抽出している。また、全体的な変動はよりLBSIの動きに類似していると指摘できよう。また、ケース2は家計の消費需要を

¹⁵Doan (2010) では RATS でのカルマンに関する広範な取り扱いを参照できる。また、実際のマルコフスイッチングモデルなどの推定については、Doan (2011) 等ですぐれたツールが利用可能になってきている。

表 2 Dynamic Factor Model の推定結果

パラメータ	ケース 1	ケース 2
γ_1	0.7160 (0.1024)	2.8355 (0.1839)
γ_2	0.7944 (0.1015)	1.5587 (0.0874)
γ_3	0.6850 (0.0821)	0.6498 (0.0655)
γ_4	0.8859 (0.2500)	0.8704 (0.2736)
φ_{11}	-0.2386 (0.0537)	-0.1791 (0.0625)
φ_2	-0.2209 (0.0524)	-0.1901 (0.0612)
φ_{21}	-0.2981 (0.0575)	-0.8359 (0.1173)
φ_{22}	-0.0691 (0.0561)	-0.4529 (0.0907)
φ_{31}	-0.4275 (0.0942)	-0.0487 (0.0567)
φ_{32}	-0.1859 (0.0778)	0.1230 (0.0542)
φ_{41}	0.2794 (0.0490)	0.2900 (0.0486)
φ_{42}	-0.0084 (0.0486)	-0.0073 (0.0495)
σ_1^2	4.7057 (0.3644)	8.4331 (0.7490)
σ_2^2	2.2500 (0.2004)	0.5286 (0.1428)
σ_3^2	0.5897 (0.0858)	1.0589 (0.0870)
σ_4^2	19.1404 (1.4151)	19.3897 (1.4306)
ϕ_1	0.6551 (0.1501)	0.2404 (0.0761)
ϕ_2	0.0311 (0.1323)	0.0826 (0.0675)

この表で括弧内は標準誤差である

考慮し、耐久消費財出荷指数を新規求人数と入れ換えて推定したものである。図のメモリの違いに注意する必要があるが、全体的に景気の良さが強調された指数のように思われる。特に、これまでの指標と異なり 1993 年の景気の急激な下降を抽出していない点が指摘されよう。しかしながら、全体的な共通変動のパターンは類似しているといえよう。CI との関係では、ケース 2 でも 1980 年台後半のバブル期と 2000 年台の景気回復期では景気の強さは異なっている。内閣府の景気総合指数 CI は先にも示したが、2004 年から 2007 年に極めて強い景気の足取りを描いている。これは選択された時系列データが生産によりウエイトをおいたものとなっていることを反映しているかもしれない。ここでは、Stock=Watson タイプのモデルを推定し共通変動要因の抽出を試みた。繰り返しになるが、(選択された変数の) 共通変動要因が抽出されることに変わりはないので、この点に十分注意する必要がある。

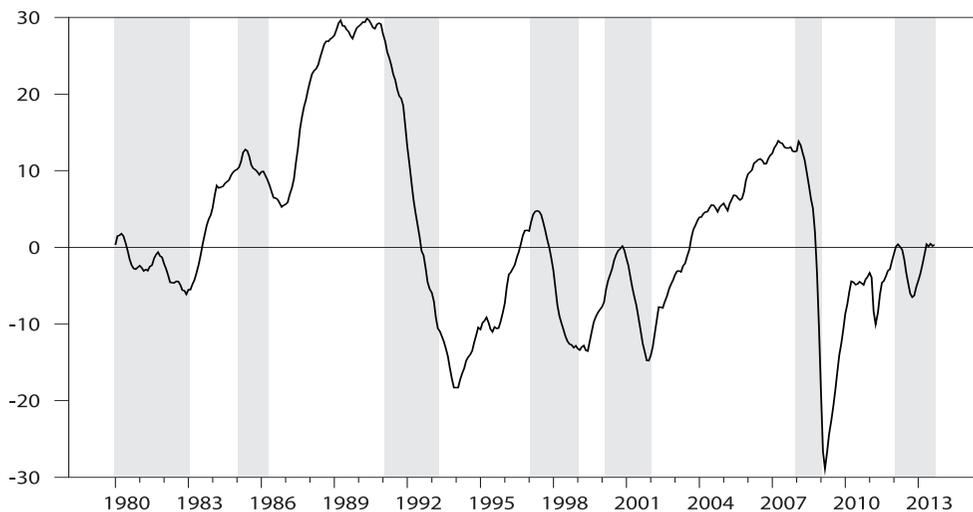


図 8 Dynamic Factor Model ケース 1

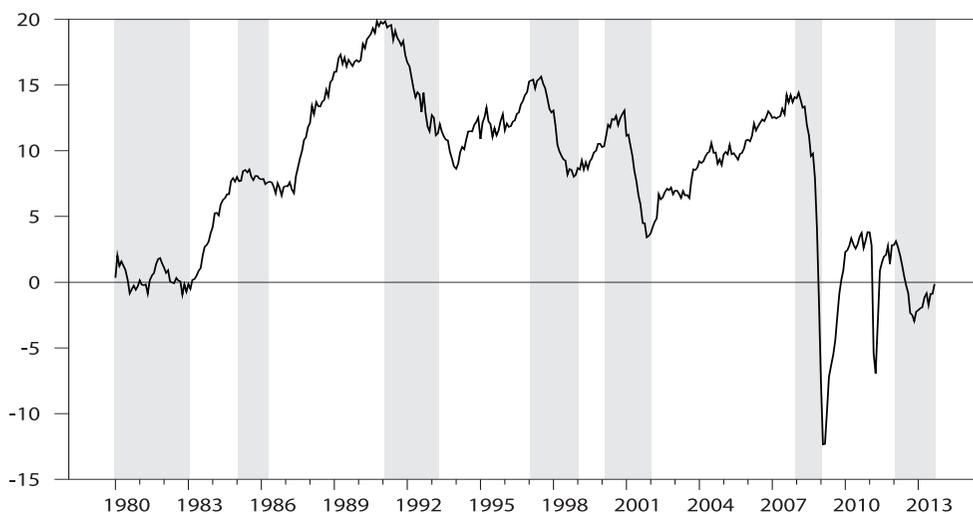


図 9 Dynamic Factor Model ケース 2

3.2 LBSI の Dynamic Factor Model への拡張

第2節において、LBSIの導出を試みこれを非製造業と製造業に適用した。ここではロジステック分布を仮定し、観測値から $\frac{\mu_t}{\sigma_t}$ を直接推定することを試みた。加納悟 (2006) はこの想定の下で、業況に関するサーバイデータのオッズ比に着目している。これより、

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{r_{1t}}{1-r_{1t}}\right) &= \lambda Z_1 = \lambda\left(\frac{-\delta_1 + \mu_t}{\sigma_t}\right) = -\delta_1\left(\frac{\lambda}{\sigma_t}\right) + \frac{\lambda\mu_t}{\sigma_t} + u_{1t} \\ \log\left(\frac{1-r_{3t}}{r_{3t}}\right) &= -\lambda Z_2 = \lambda\left(\frac{-\delta_2 + \mu_t}{\sigma_t}\right) = -\delta_2\left(\frac{\lambda}{\sigma_t}\right) + \frac{\lambda\mu_t}{\sigma_t} + u_{2t} \end{aligned} \quad (11)$$

が導出される。LBSIの推定から、各式の右辺第一項の標準偏差は安定していることを指摘した。この点を考慮するとこの項は定数と見なすことができよう。このとき、オッズ比に含まれる変動は右辺第二項で示されると考えられる。それ故、景況感の動的過程を考慮、上のモデルを次のように修正する。

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{r_{1t}}{1-r_{1t}}\right) &= \alpha_1 + \gamma_1 C_t + v_{1t} \\ \log\left(\frac{1-r_{3t}}{r_{3t}}\right) &= \alpha_2 + \gamma_2 C_t + v_{2t} \\ C_t &= \phi_1 C_{t-1} + \phi_1 C_{t-2} + \dots + \phi_p C_{t-p} + w_t \quad w_t \sim iidN(0, \sigma_w^2) \\ \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} &\sim iidN(0, \Sigma_t) \quad \Sigma_t = \frac{1}{n} \begin{bmatrix} \frac{1}{r_{1t}(r_{2t}+r_{3t})} & \frac{1}{(r_{1t}+r_{2t})(r_{2t}+r_{3t})} \\ \frac{1}{(r_{1t}+r_{2t})r_{3t}} & \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (12)$$

このモデル (12) 式は (11) 式で表したモデルをより一般化したものである。ロジステック分布が近似的に当てはまるとすれば、 $\gamma_1 = \gamma_2 = 1$ が予想される。このことからロジステック分布の仮定を支持するかどうかのテストに利用することも考えられる。ところで、このような拡張は日銀短観の業況判断データのように、3つの選択肢から選ぶサンプルに適用することには躊躇があろう。一般的には、内閣府が実施しているような「消費動向調査」のように5つの選択肢に基づく情報が与えられている場合には有効である。(12)式は容易に拡張でき、より意味のある景況感を引き出すことができよう¹⁶。

4 結論

現実に景気動向を把握することを目的に内閣府では景気動向指数や景気総合指数の策定を行い、これらを毎月公表してきている。他方、サーバイデータに基づく景況感の推定も日本銀行、内閣府、民間の研究機関などで広く進められてきている。本論文は第一義的に後者の方に力点を置いている。景気の状態を把握する上でこれらの方法は相互に補完的な役割を果たすものではあるが、日銀短観 DI などサーバイデータに基づく景況感を把握する指標は基本的に判断項目の「良い」と回答した割合－「悪い」と回答した割合により作成されている。この指標の持つ意味はかなり漠然とした直感的なもので

¹⁶このような視点からの消費動向調査を用いた分析は次回に展開したい。

あった。しかしながら、この指標の背景には回答者の意識の統計的分布として一様分布が暗黙裡に想定されていることが指摘されてきた。一様分布は漠然な確信の持てない状態を想定するときよく利用される分布でもあり、単純な指標を支持するものとも言えよう。これに対して本論文では、ロジステック分布を仮定することを提唱したものである。この分布の取り扱いが極めて容易であり、また、導出された指標 LBSI も (5) 式に見られるようにシンプルなものである。LBSI の有効性を確かめるために、日銀短観データの非製造業と製造業の集計された業況判断データを利用して適用すると景況感の強弱をよく描き出しており、また、景気総合指数 CI と比較した場合、景気のサイクルに関してほぼ同様の動きを示していることが確認された。ただし、景気の強さに関しては同じではなく、サーベイデータ特有の回答者のネガティブな側面をも考慮する必要があるが、失われた 10 年と称されている 1990 年代から 2000 年代前半までの景況感の変動を的確に示しているように思われる。景気総合指数 CI がこの期の状態について、「より景気が強く回復しているように」描いているのとは対照的である。

本研究では、景気総合指数 CI で描かれている景気の強さは、選択されている経済時系列データに依存し、生産のウエイトが高いのではないかとの観点から、4つの系列による Stock=Watson タイプの共通変動要因の抽出を試みた。その結果、LBSI の示す景気実感に近い共通変動要因の抽出も可能であることが示されている。ただし、ここでも系列の選択に依存した指数が抽出されることに変わりはなく、客観的な判断基準に基づく変数選択の難しさは残る。景気指数、景況感の指数は GDP と無縁ではない。これらの間の関係を見ると、成長率で見たとき景気総合指数 CI と実質 GDP には相関があり、BSI と名目 GDP の間にも相関があること、また、平均的な GDP の経済成長率を見るうえで、景気総合指数 CI と LBSI は意味があることが示された¹⁷。本論文は景気の基準日付、局面分割についてサーベイデータからの景況感をも考慮する必要があるとの視点に立つものである。景気の山、谷の基準日付については伝統的なヒストリカル DI に依存する部分も多い。これは選択される系列に依存する点で問題も少なくない。景気の山が設定されたとき、景況感が良い時の山は理解を得やすいが、高度経済成長期とは異なり、一直線で景気の谷から山へと経済成長率が好転していく状況にない現実では、景気の山の意味するところが明瞭ではない。これは 1990 年代以降の LBSI が描いている景況感からも頷けよう。景況感が悪い状況での景気の山とは何を意味するのか考える必要があろう。

参考文献

- [1] Auerback, Alan J. (1982) "The Index of Leading Indicators : "Measurement Without Theory," Thirty Five Years Later," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, No. 4, pp. 589-595.
- [2] Diebold, Francis X. and Glenn D. Rudebush (1999) *Business Cycles*: Princeton University Press.
- [3] Doan, Thomas A. (2010) "RATS Handbook for State-Space Models," Technical report, Estima.
- [4] ——— (2011) "RATS Handbook for Switching Models and Structural Breaks," Technical report, Estima.

¹⁷ここで行った分析は極めて単純なものであり、より詳細な分析が必要である。

- [5] Hamilton, James D (1989) “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 357-384.
- [6] Jacobs, Jan (1998) *Econometric Business Cycle Research*: Kluwer Academic Publishers.
- [7] Kappler, Marcus and Andreas Sachs eds. (2012) *Business Cycle Synchronisation and Economic Integration: New Evidence from the EU*: Physica.
- [8] Kim, Chang-Jin and Charles R. Nelson (1999) *State-Space Models with Regime Switching*: The MIT Press.
- [9] Lahiri, Kajal and Geoffrey Moor eds. (1991) *Leading economic indicators New approaches and forecasting records*: Cambridge University Press.
- [10] Pesaran, M. Hashem (1990) “Measurement of Expectations and Direct Tests of the REH,” in van der Ploeg, Frederic ed. *Advance Lectures in Quantitative Economics*: Academic Press, Chap. 12, pp. 445-499.
- [11] Stock, James H. and Mark W. Watson eds. (1993) *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*: The University of Chicago Press.
- [12] Visco, Ignazio (1984) *Price Expectations in Rising Inflation*: North-Holland.
- [13] Zarnowits, V. (1992) *Business Cycles: Theory, History, Indicators and Forecasting*,: The University of Chicago Press.
- [14] 加納悟・斎藤菜美 (1994) 「景気実感と景気実態」, 『金融研究』, 第 13 巻, 第 2 号, 91-105 頁.
- [15] 加納悟 (2006) 『マクロ経済分析とサーバイデータ』, 岩波書店.
- [16] 刈屋武昭 (1988) 「基準化正規 C P 指数と日銀『短観』サーバイデータによる景気分析」, 10 月. Discussion Paper Series, No.183, The Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- [17] 佐伯親良 (1994) 「景気指標の統計的分析」. 平成 6 年度科学研究補助金—一般研究 (C) 研究成果報告書.
- [18] ——— (1995) 「最近の景気指標分析の展開：日本経済への適用」, 『経済学研究』, 第 61 巻, 第 3 号, 207-224 頁.
- [19] 内閣府経済社会総合研究所 (編) (2005) 『経済動向指標の再検討』, 財務省印刷局.

[九州大学大学院経済学研究院 教授]