

Discussion Paper Series No.186

疑似景況パネルによる予想パフォーマンスの計測
—マハラノビス・マッチングを適用して—

栗原 由紀子
中央大学経済学部助教

2012年7月

THE INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH
Chuo University
Tokyo, Japan

疑似景況パネルによる予想パフォーマンスの計測 —マハラノビス・マッチングを適用して—

栗原由紀子（中央大学経済学部）

要 旨

本研究は、中小企業景況調査（中小企業整備基盤機構）のマイクロデータを利用して、統計的マッチングにより疑似パネルデータを作成し、これをもとに前期予想値と次期実績値を照合することで企業の予想特性（一致率やバイアス傾向）の分析を試みている。その結果、企業の主観的情報にもとづく将来予想や見込みの的中度は比較的高いながらも、予想が外れるときには過大予想であるケースが多く、とくに景気後退期に顕著になる傾向を抽出した。また、資本金額と正規・非正規雇用者数などの企業属性、および前期実績値を用いた予想パフォーマンスの計量分析からは、各企業属性および景気変動等の影響とともに、前期実績値のレベルが来期予想のパフォーマンスに及ぼす影響を観測した。

[キーワード]

景況調査、予想・実績値表、予想誤差、統計的マッチング、疑似パネルデータ

1 はじめに

一般に、経済全体の景況感や企業の生産活動や経営動向、さらにはその将来予想について、それらの迅速な捕捉を目的とした経済指標に DI (Diffusion Index) がある。通常、DI は景況調査またはビジネス・サーベイ (Business Survey) と呼ばれるアンケート形式の調査データから作成されており、『日銀短観』(日本銀行企業短期経済観測調査)、法人企業予測調査(総務省統計局)、中小企業景況調査(中小企業基盤整備機構)などはその代表格に挙げられる¹⁾。

景況調査の特徴は、企業の活動状況や動向を企業の代表責任者もしくはその代理者の意識や判断を通して調査される点にある。例えば今期の業況に関する選択肢は「好転」、「不変」、「悪化」のように通常 3 区分され、選択肢間の閾値の設定は個々の回答者の意識や習慣などに任される。そして DI は、3 区分のカテゴリーのうち「好転」の構成比 (%) から「悪化」の構成比の差として作成される。その結果、とくに業種(製造業、サービス業など)別、企業規模(大企業、中小企業など)別、項目(業況、需要、在庫など)別に、各事業状況や業況などの相対的な変化や動きが DI の時系列比較によって把握可能となる。さらには、

1) なお、ビジネス・サーベイには、経済や社会情勢を考慮した企業活動に関する特別調査など、かなり広い範囲の企業意識調査が含まれている。いずれにしても各事業内容別の業況の動向把握を中核に据えた調査であり、主に景気速報統計として、統計体系の中で固有の地位を確保している。

業況感や生産など各項目の実績とともに将来予想の回答も DI 化され、経済動向を占う重要な景気指標として利用されている²⁾。

しかし、DI を含めて景況調査データとそれに基づく統計には、いくつかの利用上の難点がある。何より、経営者の主観的評価や判断を通して今期の実績や来期の予想を捉えるため、そもそもの調査情報の客観性や正確性を適切に評価する決定的方法がない。さらに分析に際しては、選択肢として用意されたカテゴリカル(質的)データの処理が必要となる³⁾。とりわけカテゴリカルデータの場合には、予想値と実績値を照合してそれらの正誤評価はできるとしても、量的な精度という意味での検証は困難である。このような問題背景から、実は古くから、カテゴリカルなデータの予想値と実績値の一致程度や外れ具合を捉えるための測定指標の考案、さらには主観情報の有効性を検証する観点から、予想値の正確性や予想バイアスの方向計測、および予想値の修正に関する研究が行われている。

まず、Theil(1961)は前期の予想値と今期に得られる実績値からクロス集計表を作成することで、予想の一致、過大予想または過小予想の傾向を計測し、予想が一致していないときには過小予想傾向が強いことを示している。また、この過小予想傾向の時間的安定性に着目して、このような予想バイアスを修正する方法を提案している。また、König et al.(1982)では、ドイツ経済研究所(IFO)およびフランス国立統計経済研究所(INSEE)のパネルデータにより、生産、価格、および需要の予想パフォーマンスの分析を行っている。双方のデータ分析から、どの調査項目も非常に予測パフォーマンスが高く、また予想バイアスは、フランスの企業に比べ、ドイツの企業の方が過小予想する傾向が強いという結果が得られている。さらに、Kawasaki & Zimmermann(1986)では、合理的期待理論における個別企業の合理性の検証を行い、景況調査のパネルデータを用いて期待価格の不偏性や効率性を分析している。特に、この研究結果から、1980年前後のドイツではインフレの影響もあり、長期の期待価格は過小予想傾向にあることが指摘されている。

他方、日本においては、坂田(2001)が中小企業家同友会の景況調査データを用いて、将来の業況実績に対する予測変数の探索を行い、一期前の実績値を用いた外挿予想が最も一致率が高いという結果を与えている。栗原(2008)はこれらの先行研究をサーベイ・整理したうえで、景況調査マイクロデータの計量的な利用方法論を展開している。

これまでのところ日本では、個別企業の識別子を利用した景況調査データのパネル化が進んでおらず⁴⁾、そのため企業の予想パフォーマンスなどの特性については未だ十分に把

2) 主に景気循環を研究対象にコンポジットインデックス(CI)などの作成・改良、およびそのモデル解析、あるいはカーソン・パーキン(CP)法を用いた期待変数の推定とそれを用いたマクロ経済の計量分析などはその一例である(加納(2006)などを参照)。通常、景気循環など経済のマクロ的側面に主要な研究関心があり、BSDはそのために必要な集計値情報を与えていることになる。また近年では、DIを作成するうえで回答企業の脱漏の影響が指定されており、Seiler & Heumann(2012)では欠損値補定の研究も行われている。

3) 製造工業生産予測調査(経済産業省)では、月次調査で数量ベースでの製造業における製品(181品目)の前月実績、当月見込み、翌月見込みに関する生産数量を調査し、その実現率および予測修正率を公表している。これは調査対象とする製品の生産数量のみに限定されており、売上高予想などはやはり景況調査を用いるほかない。

4) 坂田(2001)によるパネル分析は例外的といってもよく、その他には東京大学社会科学研究所(2008)の試みがあるにすぎない。しかし後者については、中小企業景況調査について、各年の第1四半期だけを接合するという変則的なパネルであり、利用範囲が限られている。サンプルや調査票管理を含む実務上の制約など、パネル化のためには多くの難点があることに留意しなければならない。

握できていない。そこで、本研究は、中小企業景況調査（中小企業整備基盤機構）のマイクロデータを利用して、統計的マッチングにより疑似パネルデータを作成し、これをもとに企業の予想特性を抽出し、検討しようとするものである。具体的には、企業の主観的情報にもとづく将来予想や見込みの正確性、および予想が外れるときのバイアスの有無や方向性などを明らかにするとともに、資本金額や正規・非正規雇用者数などの企業属性と予想パフォーマンスとの関係を計量的に把握することを試みている。なお、本研究では 1994 年から 2005 年までのデータを利用しており、この時期は長期のデフレ期に該当していることから、価格変数に関してはとくにデフレによる予想パフォーマンスへの影響にも注視しておきたい。

2 予想パフォーマンスの測定

景況調査のように経常的に実施される調査では、調査時点 $t-1$ での来期に関する予想値 X_{t-1}^* に対して、次の時点 t での調査においてその実績値 X_t が得られる。そこで、来期に関する予想値とその実績値をクロスさせた分割表を作成することができれば、予想情報の一致の程度や外れ具合を観測することができる。このような分割表を Theil (1961) は予想-実績値表 (prediction-realization table) と呼び、予想パフォーマンスの基本的な検証手段に位置付けられている。そして、それは企業の予想形成や予想誤差に関する重要なエビデンスを提供してくれる。

表 1 予想-実績値表

X_t \ X_{t-1}^*	1(+)	2(=)	3(-)
1(+)	p_{11}	p_{12}	p_{13}
2(=)	p_{21}	p_{22}	p_{23}
3(-)	p_{31}	p_{32}	p_{33}

表 1 は t 期に関する予想-実績値表であり、変数 X に関する予想値 X_{t-1}^* と実績値 X_t はそれぞれ同じ 3 区分のカテゴリ値をもつものと想定されている。例えば区分 1 は「上昇」あるいは「よい」という積極評価 (+) を、区分 2 は「変わらない」あるいは「ふつう」といった不変評価 (=) を、区分 3 は「下降」あるいは「悪い」といった消極評価 (-) に対応すると考えればよい。このようなクロス集計表を基礎に、本稿の分析視点に対応する予想パフォーマンスの確率モデルは、予想変数に対する実績変数の関係として、以下のよう展開される。

$$P\{X(i)_t | X(j)_{t-1}^*\} \quad i = 1, 2, 3, \quad j = 1, 2, 3$$

ここで、(a) $i=j$ のとき、2 変数ともに同一カテゴリであるから、予想値は実績値と一致し予想が的中していることを表す。さらに、(b) $i>j$ のとき予想値は実績値と異なり、その偏りが過大予想であり、(c) $i<j$ のとき過小予想であることを示している。一般に、過大

予想のときには、企業予想は強気であるか楽観的である、または来期実績が予想外に低い場合を意味している。過小の予想の場合は、企業予想が弱気または悲観的である、もしくは来期実績が想定以上に高いときである⁵⁾。このような予想・実績値表から、Theil(1971)や Kawasaki & Zimmermann(1986)が提案した質的な変数についての予想特性指標 (qualitative expectation indicator) が以下のようにそれぞれ定義できる⁶⁾。

[予想特性指標]

$$\theta_{hit} = p_{11} + p_{22} + p_{33}$$

$$\theta_{oe} = p_{12} + p_{13} + p_{23}$$

$$\theta_{ue} = p_{21} + p_{31} + p_{32}$$

$$\theta_{tp} = p_{31} + p_{13}$$

$$\theta_{bi} = \frac{\theta_{oe} - \theta_{ue}}{\theta_{oe} + \theta_{ue}}$$

予想・実績値表のカテゴリーが一致している主対角線上に位置するセル確率の合計を一致率 θ_{hit} 、予想値が実績値に対して上方に外れていた確率の合計を過大予想率 θ_{oe} 、実績より下方に外れていた合計確率を過小予想率 θ_{ue} と呼ぶ。また、予想値と実績値が完全に逆転しているケース（例えば「よい」に対して「悪い」、「上昇」に対して「下降」など）に関する確率の合計を変化点指数 θ_{tp} とする。また、実績値からの予想の外れ方向とその強さを表すために、予想バイアス指数を θ_{bi} のように定義する⁷⁾。

なお、1 期前の予想値の代わりに、1 期前の実績値を用いて同様の指標を作成することも可能である。これは、1 期前の実績値を外挿的に予想値として利用することから、いわば「外挿予想」による予想パフォーマンスの測定を意味する。なお、これと明確に区別する際には、経営者の判断や見通しに基づく予想値 X_{t-1}^* を、「主観予想」と呼ぶことにする。

さらに、t 期の実績値 $X(i)_t$ と t-1 期の予想値 $X(j)_{t-1}^*$ から予想パフォーマンスに関する変数 φX_t も定義できる。

$$\varphi X_t = \begin{cases} 1 & \text{if } i > j \\ 2 & \text{if } i = j \\ 3 & \text{if } i < j \end{cases} \quad \text{ただし, } i = 1,2,3, j = 1,2,3$$

予想パフォーマンスについての変数 φX_t は、予想・実績値表の一致、過大予想、過小予想に

⁵⁾ 馬場(1961)によると、DI でプラスの状態を楽観、DI でマイナスの状態を悲観とよび、本稿で使用している経営者の予想性向に関する楽観・悲観の意味とは異なる点を指摘しておく。

⁶⁾ 一致率、過大・過小予想率、変化点指数は Theil (1971)によって開発され、Kawasaki & Zimmermann (1986)で予想バイアス指数が提示された。

⁷⁾ Kawasaki & Zimmermann(1984)は、合理的期待仮説の不偏性の仮説に対して予想バイアス指数を用いた検証を行っている。予想バイアス指数が経時的に一定方向でのバイアスを示しているとき、合理的期待仮説における不偏性の仮説は棄却されるものとした。実際、ドイツ経済研究所の IFO データ (1977-78,1980-81, ドイツの製造業) では、全調査期間を通して予想バイアス係数はプラスの値を示していることから、不偏性の仮説は棄却されると結論している。

対応して各カテゴリー（3 区分）が割り当てられており、順序カテゴリカルデータとして扱ってよい。この変数を利用すれば、予想誤差の変動要因を決定する計量モデルを、例えば次のように特定化することができる。

$$\varphi X_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{t-k} + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{tm} + v_t$$

このモデルでは、t 期の予想パフォーマンスを目的変数としたとき、その特性を規定する要因として k 期前までの実績値 X_{t-k} および t 期の企業属性 Z_{tm} を想定している。この分析モデルは、Mullineaux(1978)が期待形成の効率性検証に用いたモデル⁸⁾と同種のものであり、景況調査データに適用可能な形にモデルを修正したものである。

3 データと分析方法

3.1 景況調査データ

予想特性の分析には、中小企業景況調査（中小企業庁・独立行政法人中小企業基盤整備機構：以下、景況調査とも略記）の個票データを用いる。この調査は、各期約 19,000 に上る全国の中小企業を対象としており⁹⁾、中小企業の景況把握と中小企業の施策立案の基礎資料の収集を目的として、1980 年から四半期毎に実施されている。業況（自社）、売上高、資金繰り、従業員の過不足などの企業活動の主要な側面について、アンケート形式ではあるが広く中小企業の行動や意識（判断や評価、見通し）を捉えている。

このような個票データセットのうち、現在 1994 年 4-6 月期調査から 2005 年 10-12 月期調査までの 47 期分の個票データが中小企業基盤整備機構から SSJDA（Social Science Japan Data Archive）¹⁰⁾に寄託され、学術目的の 2 次利用のために提供されている。

本分析では、景況調査データの回答企業の中から関東ブロックの製造業にターゲットを絞り、さらに原材料仕入先を「材料問屋」と回答している中小企業を分析対象としている。それは、「生産委託者」から原材料を仕入れる企業に関しては、「材料問屋」から原材料を仕入れる企業グループに比べ明らかに予想や判断に関する構造に異質性が予想されるためである。ここで上記 47 期間の景況調査プールデータの地域ブロック×原材料仕入れ先別

8) Mullineaux(1978)は、合理的期待仮説の効率性の仮説検証のために以下のような検証モデルを考案している。合理的期待仮説が成立しているとき、予想誤差は利用可能ないかなる情報とも無関係であることから、その実証のためには、推定パラメータ b_k がゼロであるという帰無仮説をテストする方法を提示している。

$$P_t - P_t^* = b_0 + \sum_{k=1}^K b_k P_{t-k} + v_t$$

9) 製造業、建設業では、従業員数 300 人以下または資本金 3 億円以下、卸売業では、従業員 100 人以下または資本金 1 億円以下、小売業では、従業員 50 人以下または資本金 5 千万円以下、サービス業では従業員 100 人以下または資本金 5 千万円以下が対象である。ただし、調査対象企業に占める小規模企業（製造業、建設業では従業員 20 人以下、卸売業、小売業、サービス業では従業員 5 人以下）の割合を約 8 割にするよう調整されている。なお、本定義は 1999 年 12 月改正の中小企業基本法によるものであり、2000 年 4-6 月期調査以降適用されている。1999 年度調査までは旧定義によるものであることを付記しておく。

10) 正式名称は東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターである。

の構成を表 2 に示しておこう。

表 2 地域ブロック・原材料仕入先別，企業数および構成比

地域ブロック	合計度数	平均度数	原材料仕入先		
			生産委託者	材料問屋	その他
全国	246147	5237.17	1234.5 (0.24)	3185.1 (0.61)	817.574 (0.16)
北海道	7888	167.83	26.447 (0.16)	99.979 (0.60)	41.4043 (0.25)
東北	25486	542.26	112.09 (0.21)	321.21 (0.59)	108.957 (0.20)
関東	67107	1427.81	403.66 (0.28)	874.21 (0.61)	149.936 (0.10)
中部	31146	662.68	189.21 (0.29)	401.09 (0.61)	72.383 (0.11)
近畿	38974	829.23	212.23 (0.26)	484.62 (0.58)	132.383 (0.16)
中国	22189	472.11	116.17 (0.25)	270.36 (0.57)	85.5745 (0.18)
四国	17479	371.89	70.298 (0.19)	231.09 (0.62)	70.5106 (0.19)
九州・沖縄	35878	763.36	104.38 (0.14)	502.55 (0.66)	156.426 (0.20)
マッチング対象 関東(ミッシング除く)			213.21 (0.24)	565.96 (0.65)	97 (0.11)

(注) 中小企業景況調査マイクロデータから作成。合計度数は 1994 年 4-6 期から 2005 年 10-12 期までの 47 調査期分の合計企業数を示す。平均度数および原材料仕入先の数値は、47 期分の平均企業数、カッコ内の数値は原材料仕入先構成比の 47 期分の平均値を示す。

表 2 には、47 期通算の企業数および、各期平均の企業数と構成比を示している。まず関東ブロックの 47 期間通算での延べ調査対象企業数は全産業で 246147 社、各期平均約 5237 社が調査されている。全国的にみても原材料仕入先が生産委託者である企業に比べて材料問屋である企業はおよそ 2 倍であり、関東ブロックでは各期平均で約 870 社、分析に利用する変数に欠損値があるケースを除くと、各期平均で約 560 社となる。

なお、今回の分析対象とした調査項目は、売上額（前年同期比，来期見通し；増加・不変・減少），売上単価（前年同期比，来期見通し；上昇・不変・下降），設備操業率（前年同期比，来期見通し；上昇・不変・下降），業況（前年同期比，来期見通し；好転・不変・悪化）である。

3.2 疑似パネルデータの作成と分析

本景況調査の対象企業は原則として一定期間（最低 3 年間程度）変更しないものとして選出されており，固定サンプル方式の調査という性格が強い。この特性を利用してサンプルをパネル化できれば，それはカテゴリカル・パネルとして，たんに中小企業の分析資料というにとどまらず，成長，発展，停滞といった日本経済の軌跡を長期の企業行動のダイナミズムとして観測させてくれる，貴重なデータセットが得られることになる。

しかし，SSJDA から提供される景況調査データは，秘匿の観点から匿名化処理が施されており，調査時期を通して同一対象企業をリンクできるような識別子は付与されていない。そこで，本研究での検証には，統計的マッチングにより各期の個票データを接合することで得られる疑似的なパネルデータセットを用いることにした¹¹⁾。マッチング誤差を適

11) 中小企業景況調査の統計的マッチングによるパネル化の可能性を検討した先行研究には坂田・栗原

切に評価する工夫をしておけば、完全マッチングの代用法として分析的意義を有すると考えてよい。

統計的マッチングでは、まず接合のベースとなるデータセットを **recipient**、これに接合するデータセットを **donor** と呼び、接合には **recipient** および **donor** に共通して含まれる変数（キー変数と呼ぶ）を用いる。本研究で統計的マッチングのために用いた標本およびキー変数は以下のように整理できる。

[recipient]

t 期の調査標本: 製造業・関東ブロック・原材料仕入先（材料問屋）

[donor]

t-k 期の調査標本: 製造業・関東ブロック・原材料仕入先（材料問屋）

ただし、t = 1994 年Ⅱ期-2005 年Ⅲ期, k=1-4

[キー変数]

数量変数 z : 資本金額（10 万円）、正規雇用者数（人）、非正規雇用者数（人）¹²⁾

統計的マッチングは、完全マッチングにおける識別子の代わりにキー変数を利用して、異なる標本データの要素を接合するものである。完全マッチングとの違いは、通常は同一要素が接合ファイル間に存在せず、そのため識別子のように一意に対応する要素を特定できない点である。このような難点を克服するために、統計的マッチングでは **recipient** と **donor** のキー変数の距離が近い標本要素間であれば、本来は異なる個体であっても類似した回答傾向（属性も含めて）をもつものと想定して、2つのデータファイルを接合する。

距離の測定には、単純に 1 変数を用いた Gower 距離関数¹³⁾や、多変量によるマハラノビス距離関数などが考案されている。特に、これらの距離関数を用いて計算した結果、等距離となる標本要素が複数あれば、そのときはランダムホットデッキ法により接合すべき要素を確率的に割り当てることにする。そのため等距離である要素数が多くなるほど、マ

(2011) がある。また重複標本サンプルを含む一般的な統計的マッチングの性質については栗原(2012)で検討している。マッチングの接合対象は 2003 年第 I 四半期と 2004 年第 I 四半期とし、SSJDA が提供している中小企業景況調査パネルデータ（第 I 四半期のみ）を用いて比較検証を行っている。

中小企業景況調査パネルデータは完全マッチングによりパネル化されたデータであるが、アウトプットとしては、9 年連続で回答した企業について 4-6 月期調査だけを接合するという変則的パネルデータが構築されている。その結果、本稿の関心対象とする予想 - 実績値表も作成できず、応用上大きな制約となっている。しかしこのことは逆に、完全マッチングができたとしてもデータ保管の環境や調査実施者の 2 次利用への考え方や秘匿とのかかわりで、必ずしも希望通りのマッチングが実現できるわけではないことを教えている。また、長期間回答した企業にマッチング対象が限定されることから、完全マッチングで構築されたパネルデータに無視できないセレクションバイアスが発生するケースもある。

またプライバシー意識の高まりは、データ処理過程自体にプライバシー保護を担保する仕掛けを要求し始めている (Vaidya et al.(2006)を参照)。このように考えると、個体識別子を必要としない統計的マッチングの手法とそのアウトプットデータには、これまで以上の積極的な位置づけと肯定的な評価が与えられるべきであろう。

12) 実際の調査項目は、従業員数・常雇いおよび従業員数・臨時・パート等であるが、本稿では簡略化し正規雇用者数および非正規雇用者数とする。

13) Gower 距離関数は $d^{GD} = |z_i - z_j|$ として定義できる。距離関数の詳細は Rässler(2002) pp.215-217 を参照。

マッチング・データから得られる推定量の精度は低下するものと考えられる。

本分析で利用する各キー変数に関しては、単独では同じ数値をもつ企業が多数含まれている。そのため、可能な限り 1 対 1 対応に近いレベルでリンクすべき要素を特定するには、Gower 距離ではなくマハラノビス距離での統計的マッチングが不可欠であると判断した。統計的マッチングで利用されるマハラノビス距離関数は、以下のように定義できる。

$$d^{MD} = (z_i - z_j)^T \Sigma_{ZZ}^{-1} (z_i - z_j)$$

ここで、 z はキー変数ベクトルであり、 i および j は recipient と donor の各要素を意味する。 Σ_{ZZ} は、recipient と donor のキー変数をマージした変数セットから計算される分散共分散行列である。ただし、資本金額、正規雇用者数、非正規雇用者数の 3 変数を用いても、なお等距離の要素は複数存在するため、それらに関してはランダムホットデック法が適用される。したがって、そのような確率的な割り当てから生じる推定量のブレを含めて評価するため、統計的マッチングに基づくデータからの推定量を以下のように計算する。

- ① マハラノビス距離関数に基づき無制約距離最小化法¹⁴⁾でマッチング・データを作成する。ただし、等距離の要素に関しては、ランダムホットデック法により接合する。
- ② 得られたマッチング・データから各種の予想特性指標の算出、および順序ロジスティック回帰分析を実行する。
- ③ 上記①～②を 30 回繰り返す¹⁵⁾。
- ④ 30 回分の各推定値の平均をマッチング・データにもとづく推定値とする。

30 回分のマッチング試行から得られる各推定値の分布（カーネル密度推定結果とその平均）の一例を図 1 および図 2 のように示している。図 1 (a) は一致率の分布であり、図 1 (b) はその標準誤差の分布である。ランダムな割り当てから生じるマッチング・データの確率的なゆらぎによって、対応する推定量も一定のばらつきが当然付随する。しかし一致率の場合、標準誤差のグラフからわかるように、標準誤差の大きさに比べれば、マッチングによるそのばらつきはそれほど大きいものではない。したがって、マッチングデータによる推定量としては、その平均値をもって代表させて実際的な問題はないと判断した。そしてこのような特徴は他の指標についても成立しているため、以下では共通して、予想特性指標の推定量は 30 回分の試行結果の平均値で代表させることにする。

他方、順序ロジスティック分析の回帰結果については、図 2 (a) と図 2 (b) に、資本金額と非正規雇用の係数の分布、およびそれらのワールド統計量の分布が示されている。これらはパラメータ推定に関してマッチングデータの確率的な誤差を評価したものである。回帰係数のワールド統計量は自由度 1 の χ^2 乗分布に従うことから、5%水準において有意と

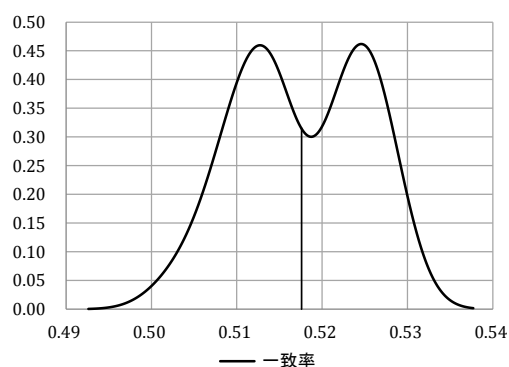
14) 統計的マッチングにおける距離最小化法（最近隣法ともいう）は、距離関数により与えられた値が最小となる要素を接合する方法である。実際には、無制約距離最小化法と制約付き距離最小化法があり、制約付き距離最小化法では donor 要素を接合に利用する回数を 1 回限りとするのに対して、無制約距離最小化法では donor 要素を使用する回数に制約を置かない方法である。

15) マッチング実験から、30 回程度の試行でパラメータの平均値としては安定的な値が得られることを確認している。

なる自由度 1 の χ^2 乗値がグレーラインとして示されている。したがって、マッチングの各試行結果はこのラインよりも外側にあれば帰無仮説は棄却され、その変数は有意であると判断され、逆にこのラインよりも内側にあれば棄却されない。30 回分の試行結果では、どちらの変数の回帰係数とも棄却限界（グレーライン）をまたいで分布しているが、（左側か右側かの違いはあれ）棄却限界はある程度分布の裾付近に位置している。したがって、マッチング誤差も含めて、有意性検定に関して総合的に判断する場合には、やはり推定パラメータの平均値を検定統計量として代表させて実行している。

図 1 業況に関する推定値の分布

(a) 一致率の分布



(b) 一致率の標準誤差の分布

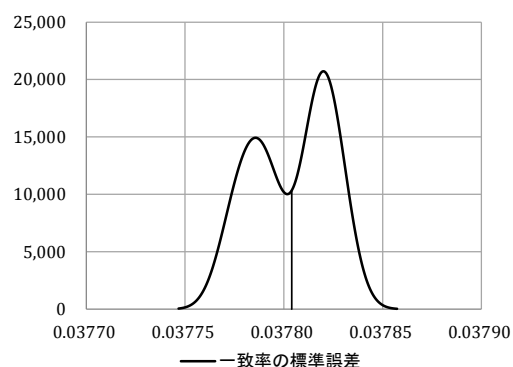
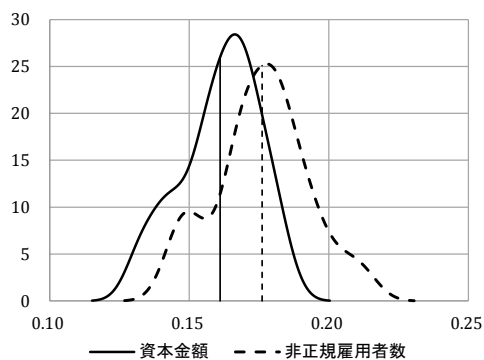
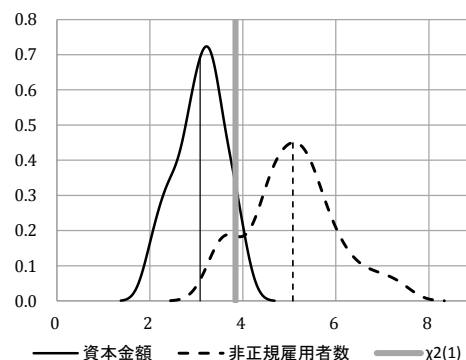


図 2 予想パフォーマンス（業況）の順序ロジスティック回帰係数（推定値）の分布
（係数：資本金額，非正規雇用者数）

(a) 係数の分布



(b) 係数のワルド統計量の分布



(注) 図 1 および図 2 は、統計的マッチングを 30 回試行したのち、各マッチング・データから推定値（30 個）を算出し、カーネル密度関数による推定結果を示している。利用したデータの調査時期は 2000 年第 I 四半期である。

3.3 各種パラメータの推定

(1) 予想特性指標とその標準誤差の推定

各予想特性指標は 3×3 クロス表のセル度数を f_{ij} とすれば、これを用いて以下のように推定できる。ただし、 $f_{++} = \sum_{ij} f_{ij}$ とする。

$$\begin{aligned}\hat{\theta}_{hit} &= \sum_{i=j} \frac{f_{ij}}{f_{++}} \\ \hat{\theta}_{oe} &= \sum_{i>j} \frac{f_{ij}}{f_{++}} \\ \hat{\theta}_{ue} &= \sum_{i<j} \frac{f_{ij}}{f_{++}} \\ \hat{\theta}_{cp} &= \sum_{|i-j|=2} \frac{f_{ij}}{f_{++}} \\ \hat{\theta}_{bi} &= \frac{\hat{\theta}_{oe} - \hat{\theta}_{ue}}{\hat{\theta}_{oe} + \hat{\theta}_{ue}}\end{aligned}$$

さらに、各指標 θ の分散 $V(\theta)$ の推定量は、デルタ法から以下のように導出できる。

$$V(\theta) = \left(\frac{\partial \theta(f)}{\partial f} \right) \Sigma \left(\frac{\partial \theta(f)}{\partial f} \right)^T$$

$$\text{ただし、 } f = [f_{11}, f_{12}, f_{13}, f_{21}, f_{22}, f_{23}, f_{31}, f_{32}, f_{33}]$$

分散共分散行列 Σ は、 9×9 行列であり、その要素は $\sigma_{ij, i'j'}^2$ で定義される。

$ij = i'j'$ のとき

$$\sigma_{ij, i'j'}^2 = \frac{1}{n} f_{ij} (1 - f_{i'j'})$$

$ij \neq i'j'$ のとき

$$\sigma_{ij, i'j'}^2 = \frac{1}{n} f_{ij} (0 - f_{i'j'})$$

さらに、 $\theta(f)$ の偏微分については、指標ごとに以下のように導出される。 $V(\theta)$ の推定量は、これらを用いて算出される。

$$\frac{\partial \theta_{hit}}{\partial f} = [1, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 1]$$

$$\frac{\partial \theta_{oe}}{\partial f} = [0, 1, 1, 0, 0, 1, 0, 0, 0]$$

$$\frac{\partial \theta_{ue}}{\partial f} = [0, 0, 0, 1, 0, 0, 1, 1, 0]$$

$$\frac{\partial \theta_{cp}}{\partial f} = [0, 0, 1, 0, 0, 0, 1, 0, 0]$$

$$\frac{\partial \theta_{bi}}{\partial f} = \frac{1}{(\theta_{oe} - \theta_{ue})^2} [0, 2\theta_{ue}, 2\theta_{ue}, -2\theta_{oe}, 0, 2\theta_{ue}, -2\theta_{oe}, -2\theta_{oe}, 0]$$

したがって、各指標の偏微分および分散共分散行列 Σ を用いて行列計算すれば、 $V(\theta)$ の推定量 $\hat{V}(\hat{\theta})$ が得られる。

(2) 順序ロジスティック回帰分析

2章で特定化した予想パフォーマンスの規定要因の計量モデルに対しては、従属変数が順序を伴うカテゴリカル変数であるため、順序ロジスティック回帰モデルを適用する。本稿で利用する従属変数と説明変数は以下のようである。

従属変数： t 期の予想パフォーマンス (3 区分: 1.過大予想, 2.一致, 3.過小予想)

説明変数： t 期の資本金 (対数値), t 期の正規雇用者数 (対数値), t 期の非正規雇用者数 (対数値), t-1 期の実績値 (3 区分)

これらを用いて順序ロジスティック回帰を行うとき、そのモデルはロジスティック分布の累積密度関数 $F(\cdot)$ を用いて以下のように表現できる。ただし、 $cut1$ または $cut2$ は順序カテゴリに対して潜在的な数値 y^* を想定した場合のカテゴリ間の閾値を示しており、 F_{c1} および F_{c2} はこれらに対応する累積密度関数を表す。

$$F_{c1} = \frac{\exp(cut1 - y^*)}{1 + \exp(cut1 - y^*)}$$

$$F_{c2} = \frac{\exp(cut2 - y^*)}{1 + \exp(cut2 - y^*)}$$

$$\text{ただし, } y^* = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_{m=1}^3 \gamma_m Z_{tm}$$

また、数量変数に関する係数の推定値からは弾性値が求められ、説明変数が 1% 増加するときの予測確率の変化を議論することができる。各カテゴリ別の予測確率は以下のように定義できる。

$$\hat{P}(y_i = 1 | x_i, z_i) = -\hat{F}_{c1}(1 - \hat{F}_{c1})\hat{\gamma}_m$$

$$\hat{P}(y_i = 2 | x_i, z_i) = [\hat{F}_{c1}(1 - \hat{F}_{c1}) - \hat{F}_{c2}(1 - \hat{F}_{c2})]\hat{\gamma}_m$$

$$\hat{P}(y_i = 3 | x_i, z_i) = \hat{F}_{c2}(1 - \hat{F}_{c2})\hat{\gamma}_m$$

$$\text{ただし, } \hat{y}^* = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X}_{t-1} + \sum_{m=1}^3 \hat{\gamma}_m \bar{Z}_{tm}$$

なお、予測確率の推定は係数の推定値および説明変数の平均値から計算する。また、質的な説明変数については、たとえば質的な変数のあるカテゴリのダミーを d としたとき、予想パフォーマンスのカテゴリ別予測確率を以下のように推定する。

$$\hat{P}(y_i = 1 | z_i, d) = \hat{F}_{c1,d}$$

$$\hat{P}(y_i = 2 | z_i, d) = \hat{F}_{c2,d} - \hat{F}_{c1,d}$$

$$\hat{P}(y_i = 3 | z_i, d) = 1 - \hat{F}_{c2,d}$$

$$\text{ただし, } \hat{y}_d^* = \hat{\beta}_0 + d\hat{\beta}_1 + \sum_{m=1}^3 \hat{\gamma}_m \bar{Z}_{tm}$$

弾性値の推定と同様に、予測確率の推定には係数の推定値と説明変数の平均値を利用するが、質的な変数に関してはダミーの値 ($d=0$ or 1) を代入する。その結果、説明変数のカテゴリ 3 区分それぞれに対して目的変数 3 区分の予測確率が推定され、合計で 9 区分の予測確率が推定値として得られる。

4 分析結果

4.1 主観予想と外挿予想

景況データの予想値は、特に経営者の主観的判断情報であることから、その信頼性や有効性に疑問が投げかけられることも多い。そこで、調査本来の見通しデータとして与えられる主観的予想値による予想パフォーマンスを、前期の実績値を予想値の代理変数として外挿的に利用したときの予想パフォーマンスと比較することで、企業予想の利用可能性を評価することにしたい。本節では、前期実績値をそのまま外挿的に利用する予想形式を外挿予想、前期予想値（見通し）にもとづく予想を主観予想と定義し、業況、売上高、設備操業率、売上単価の4変数について検討する。

分析のために図3～6についてそれぞれ(a)と(b)の2種類のフォーマットでグラフを用意した。まず(a)には、1994年Ⅱ期から2005年Ⅲ期までの全期間について、30回の試行によるマッチング・データからの推定値（一致率および予想バイアス指数）を用いたカーネル密度関数の推定結果、ならびにそれらの平均値を示している。また(b)には、マッチング・データからの一致率および予想バイアス指数の推定値（30回分の平均値）について、1994年Ⅱ期から2005年Ⅲ期までの46期分の時系列推移を示している。(a)、(b)ともに、実線が主観予想、破線が外挿予想を示している。

図3より業況に関してみると、2つの予想形式ともに5～6割前後の一致率であるが、主観予想は外挿予想よりも若干一致率が低く(a)、また時系列的には主観予想・外挿予想ともに同じような変動を示しながら、いずれの期間においても外挿予想の方が主観予想を上回る傾向にある(b)。予想バイアス指数に関しては、全体に主観予想の方がより過大に予想する傾向にあり、特に景気後退期では前期実績による外挿予想では過小予想に転換するのに対して、主観予想では緩やかに過大予想率が減少していくにすぎない(図3.2.b)。いわば経営者の主観予想における景気後退レベルに関する実体認識のズレ、あるいは逆に願望的予想ともいえるべき予想形成の作用が見て取れる。

このような特徴は、売上高および売上単価に関しても程度の差はあれ共通しているが、とりわけ設備操業率の一致率に関しては、主観予想と外挿予想はほとんど同レベルに位置しており、経営者の主観予想は前期実績による外挿予想と同程度のパフォーマンスを示している。すなわち、これらの変数群に関しては、経営者の予想パフォーマンスは、主観固有のバイアスを含みながらも、外挿予想に近似した動きを示しており、見通しという形での判断情報がその時点までの実績によって客観性を担保されていることを教えてくれている。そして、このような意味において、実績からの乖離として観察される主観予想のパフォーマンス特性が改めて解析されねばならない。この点については、さらにミクロ的な視点からその回帰特性をのちに検討することにしよう。

4.2 企業予想の射程範囲

予想・実績値表は、 t 期の予想値を $t+1$ 期の実績値とクロス集計するものであり、予想の一致率やその他の指標は、この予想・実績値表から作成される。しかし、 t 期の調査票において求められている回答が $t+1$ 期についての予想値であるとしても、実際には将来予想の目標時期（時点）が意図とは異なり、1期先ではなく k 期先までの予想値が回答されてい

る可能性も考えられる。そこで、 t 期の予想値と $t+k$ 期の実績値($k=1,2,3,4$)をクロスした予想・実績値表から一致率や予想バイアス指数を算出し、主観予想の射程範囲の特徴を検討しておこう¹⁶⁾。

図7~10の(a)には、全調査期間を総合して、予想の射程範囲を横軸としたときの各指標(一致率と予想バイアス指数)の平均値、最小値、最大値が示されている。(b)は、4種類の射程範囲にもとづく各指標(一致率と予想バイアス指数)の時間的推移を示したものである。

図7.1の業況に関しては、(a)より一致率に関する予想の射程範囲は、調査票に指示されている1期先の実績と最も高い一致率を示しており、2期先、3期先、4期先と延びるに従い一致率は傾向的に低下している。この点は、(b)の時系列的な推移からも、調査時期によらず1期先を射程範囲としたときに最も一致率が高いことが確認できる。これに対して、予想バイアス指数に関しては、全期間を通して平均的には予想の射程範囲の長短による予想バイアス指数の傾向の相違は見られず、調査時期による変動(ばらつき)は予想の射程範囲が長くなるに従い大きくなる。このような傾向は、減少(増加)幅の違いはありながらも、売上高、売上単価、設備稼働率に関しても同様に観察される。すなわち、予想の射程範囲は、質問項目で設定されている1期先予想に適切に対応しており、予想・実績値表に関しても本来の1期先実績値とのクロス集計を用いた検討が最適であると結論付けられる。

4.3 予想特性指標の結果

予想特性指標を業況や売上高などの変数別に整理したものが図11から図14である。各変数について、上段の(a)と(b)には、1994年第Ⅱ四半期から2005年第Ⅲ四半期までの予想特性指標の推移をグラフ化している。さらに、3段目以降の(c)から(e)には、各種指標(一致率、過大予想率、過小予想率)の内訳をまとめている。これらの図の凡例は、「不変・増加」のようにハイフンの前と後で、それぞれ予想値のカテゴリーと実績値のカテゴリーを結んでいる。例えばこの場合、予想値が「不変」のときに実績値が「増加」であったことを意味している。これ以降も、予想特性のグラフ中の凡例にこのような表記方法を用いることにする。なお、予想特性指標のうち変化点指数については該当する比率も低く、際立った特徴が読みとれないため、以下では一致率、過大・過小予想率を中心に検討を加えることにする。

¹⁶⁾ Kawasaki, S. & K.F. Zimmermann(1984)では、1977年~78年および1980年~81年のドイツ経済研究所(IFO)のデータを用いて、主観情報にもとづく予想の射程範囲(length of expectational horizon)に関する分析を行っている。IFOによる調査データは、月次調査で各項目に関して3カ月先予想を調査しているため、予想に関する調査項目を1カ月先から12カ月先までの予想値として利用したときの不一致率および予想バイアス指数を観測している。その結果、不一致率に関しては予想の射程範囲は短期間であり、3カ月先予想よりも1カ月先予想としてパネル化したほうが不一致率は低く予想の精度は良いという結果が得られている。その原因は、経営者が予想するとき、より直近の予想動向に確信が強いいため、これに影響を受けて予想をしている可能性があることが指摘されている。

また、予想バイアス指数は、1カ月先から12カ月先へと延長するに従い、低下する傾向がみられる。その原因はインフレによるものであり、多くの企業が時間経過とともに価格を増加させる傾向にあるため、もし実際の価格が上昇しているとき、予想価格が一定であるならば、価格予想はより過小方向に転じることになり、次第に予想バイアス指標はグラフ上では低下を示すものと考えられる。

はじめに、業況の予想特性の結果からみると、図 11 (a) から全調査期間を通して一致率は過大あるいは過小予想率よりも高く、また景気局面の違いによる変化はほとんど観察されない。業況判断は、需要判断（予想）の代理指標という側面も有することから、その一致率が景気の局面にさほど影響されず一定であるという結果は、需要面での予想パフォーマンスは比較的安定（頑健）していることを示している。ただし、業況予想がその実績と一致していないときには、図 11 (b) より景気局面に連動して予想バイアス指数のレベルに変化がみられ、特に景気後退期には過小予想よりも過大予想傾向が強まっている。つまり、景気後退期（網掛け部分）においてトレンド曲線（スムージングライン）より上方に予想バイアスの実測値が観測される。これは予想の楽観性を示すというよりも、景気後退期においては、予想が実際の景気後退の後追いにならざるを得ない企業特性であるように思われる。

ところで、全調査期間を通して一致率はほぼ不変であるが、一致率を構成する内訳には変化はないのであろうか。図 11 (c) が示すように、実は景気局面に応じて内訳が異なり、実際には通常、不変・不変のペアが大きな比率を占めているのに対して、景気後退期では減少・減少の組合せで一致する比率が増加する。さらに、過大予想率の動向に関しては不変予想に対して実績の減少が対応する組合せが大きなウェイトを占めているが、とくに景気後退期においてはその特徴が顕著である。同時にそのとき過小予想率を構成する不変予想と増加実績との組合せの割合の減少も観察できる。

このような特徴は設備操業率の予想特性（図 13）においても観察できる¹⁷⁾。景況データにおける業況は自社に対する市場の需要を意味し、また設備操業率は需要を踏まえての生産活動を反映することから、判断情報から計測される需要と生産の予想パフォーマンスは類似した特性を示すものと推測できる。

それでは、売上高の予想特性に関してはどうであろうか。図 12 (a), (b) より一致率は景気後退期に増加し、予想バイアス指数は景気後退期にプラスの値を示し過大予想傾向にある。逆に景気拡張期にはそれはマイナスへと転じ過小予想率が高まる。図 12 (c) の内訳をみると、一致率が景気後退期に増加する背景には、その構成要素としての減少予想・減少実績の組合せによる一致率の増加が要因に挙げられる。また、過大予想率 (d) に関しては不変予想・減少実績、過小予想率 (e) については不変予想・増加実績の変動が強く反映されている。需要実体と生産活動の結果として与えられる売上高の予想特性は、他の変数とは異なり、景気後退期においては売上高減少をかなりの確に予想する点で際立っている。

最後に、売上単価（図 14）については、業況や売上高など他の変数と比較して、(a) から全期間を通して一致率が 60% を超えて推移しており、将来予想が実績と合致しやすい項目であることがわかる。また予想バイアス指数 (b) は、短期的な景気変動（1998 年～2002 年）からの影響は小さいものの、景気拡張期の長期的推移において次第に過大予想から過小予想へと移行する動きが観察される。なお、過大予想率 (d) および過小予想率 (e) の構成要素に関しては、それぞれ不変予想・減少実績と減少予想・不変実績の組合せがその大

17) 製造工業生産予測調査（経済産業省）で観測される生産数量に関する数量ベースでの予測修正率においても、景気後退期には過大予想傾向にあり生産計画を下方修正する傾向にある（例えば、経済産業省 HP: <http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/yosoku/index.html> などを参照）。

部分を占めており、デフレ期に特有の価格特性（低下もしくは不変）に起因する現象といえる。

4.4 計量分析の結果

予想特性（的中度や外れ具合など）は景気局面に左右されるであろうが、それ以外にも、個別企業の属性（資本金額、従業者数）や予想時点の実績値にも影響を受けている可能性がある。そこで、予想の一致、過大予想、および過小予想の3つのカテゴリーから構成される予想パフォーマンスに関して順序ロジスティック回帰モデルを適用し、企業属性と前期実績の影響を観測した。業況、売上高、設備稼働率、および売上単価の予想パフォーマンスについて、1994年Ⅱ期から2005年Ⅲ期までの46期について各期それぞれモデル推定し、推定結果を表3.1～表3.4のように整理している¹⁸⁾。さらに図15～図18には、(a) 各変数の係数の46期分の推移、および前期実績値を説明変数としたときの予測確率を(b) 一致率、(c) 過大予想率、(d) 過小予想率についてそれぞれ示している。

まず、量的説明変数（資本金額、正規雇用者数、非正規雇用者数）の結果から概観する。表3.1の業況の予想パフォーマンスに関しては、資本金額の係数は有意な場合にはプラスの値を示しているのに対して、正規雇用および非正規雇用の係数は有意であっても、調査時期によってプラスまたはマイナスの値を示している。特に1995年第Ⅰ四半期の資本金額の弾性値からは、資本金額が1%増加すると、業況の予想パフォーマンスの過大予想は、約2.4%程度、一致率は3.7%程度増加することがわかる。

売上高の予想パフォーマンス（表3.2）については、資本金額および正規雇用で有意な結果数値をみると、それらは調査時期によらずプラスまたはマイナスの値を示している。しかし、非正規雇用に関しては、有意な結果を示す場合にはほぼマイナスの係数のみ観測されており、その弾性値から、非正規雇用者数が1%増加すれば0.6%～1.5%程度の売上高の過小予想率が増加するものと考えられる。非正規雇用者数が多い場合には、過小予想率の弾性値は低いながらも、景気変動による経営圧迫に対するリスク回避的心理も作用するためか、過小予想（弱気心理）の確率が高まっている。

設備稼働率の予想パフォーマンス（表3.3）の回帰結果からは、正規雇用と非正規雇用の係数には有意なものが観測されているが、資本金額は全調査期間を通して有意な結果は得られていない。また、正規雇用の係数の符号は、2001年第Ⅲ四半期以前まで安定的にプラスの値が示されていることから、この時期の前後で生産に関連する経営者の予想形成が大きく変化した可能性がある。なお、2001年以前の正規雇用の弾性値からは、2.6%～5.7%程度、過大予想の傾向が強まることがわかる。

売上単価の予想パフォーマンス（表3.4）に関しては、資本金額または正規雇用の係数が有意であるとき、ほとんどマイナスの値が観測されており、安定的な傾向を示している。まず、正規雇用者数の弾性値から、正規雇用者数の1%増加に対して、売上単価の過大予想率は約0.8%～2.4%増加する。これは、90年代半ばから続くデフレの影響を考慮したとき、正規雇用者数の規模が大きい企業ほど、予想時にデフレ関連の情報を反映できていな

18) 2章で述べたように、30回の推定結果の平均値で検定を行っており、対立仮説に厳しい（不利な）検定方式となっている恐れがある。そのため有意な結果が少なく一見当該変数は無関係に見える場合でも、有意な推定結果を中心に解釈を試みている。

い可能性とともに、予想（計画）した売上単価を、実際には引下げざるを得ないリスクが高まる可能性を示唆している。また、資本金額の弾性値からは、資本金額の1%増加に対して約0.5~2%ほど売上単価に関する過小予想率が増加することがわかる。資本金規模が大きい企業ほど、厳しい価格予想を見込める可能性が高まると考えられる。

最後に、予想時点の実績値の係数結果（図15）をみると、業況の予想パフォーマンスについては、(c)から予想時点の業況実績が不変または増加傾向にあるとき過大予想傾向にあり、逆に予想時点での実績が減少であったとき(d)、過小予想傾向にある。この特徴は、売上高、設備操業率、売上単価などでも同様である。すなわち、調査項目が何であれ、来期(t+1)予想は当然ながらその時点(t)の実績に少なからず左右され、予想時点(t)の状況がよければ強気の予想が展開され、悪ければ弱気の予想になることが示されている。

5 おわりに

本稿では、中小企業（製造業）の予想パフォーマンスに関して、中小企業景況調査（中小企業基盤整備機構）マイクロデータを素材に、予想特性指標を算出し、予想パフォーマンスを規定する諸要因の特定を順序ロジスティック回帰モデルにより試みた。しかし、とくに企業を調査対象としたマイクロデータの2次利用においては、調査方法が固定標本方式であり原理的にはパネル化が可能だとしても、一般に秘匿のため提供されるデータに個別識別子は付与されておらず、実際には完全マッチングによるパネルデータの利用はほとんど不可能である。中小企業景況調査に関しても事情は同じである。そこで本稿では、識別子を利用せずに標本個体を接続するマハラノビス法での統計的マッチングを適用することで、マイクロデータのパネル化を図り、分析を行った。

まず中小企業経営者の予想値は、1期（3ヶ月）先の経営・活動状況の実績に対して高い一致率を示していることから、ビジネス・サーベイという経営者の主観を通した回答であるとしても、そこには極めて重要な情報価値が内包されていることを分析結果は示唆している。また将来予想が外れる場合には実際よりも過大予想をしているケースが多く、特に景気後退期にそのような傾向が顕著に観察される。不況に転じた場合には好況期と比較して、経営者の将来予想が一層困難となることをこの結果は教えている。

さらに、一致、過大あるいは過小予想傾向を詳細に検討した順序ロジスティック回帰結果からは、たとえば売上高予想のパフォーマンスに関して、資本金額がより高い企業または正規雇用者数が多い企業ほど過大予想傾向にあり、反対に非正規雇用者数が多い企業では過小予想傾向が強まるという結果も得られている。中小企業の資本金規模や従業員構成、あるいはその規模が予想パフォーマンスの良し悪しや外れ方に影響を及ぼしている。ただし、売上単価の予想パフォーマンスについては、資本金規模が大きい企業では傾向的に過小予想し、正規雇用者が多い企業では過大予想するという結果が得られており、これは1990年代半ばから続くデフレ下における経営者の予想形成の特徴ともいえる。最後に、予想値は（それを回答する）調査時点における実績の良し悪しに強く影響され、特に調査時点で実績がよい場合には次期の予想は（強気であり）過大方向に外れ、逆に調査時点の実績が悪い場合には過小方向に外れることも確認することができた。

本稿では、Theil(1971)や Kawasaki & Zimmerman(1986)の先行研究にならって、マッチングにより作成した予想・実現値表から、業況をはじめとする主要な4変数についてだけ予想パフォーマンスの基本的な特徴を概観したにすぎない。抽出した特性の理由付けを含む実質的な解釈には踏み込んでいない。それには、在庫や人手の過不足感など他の変数と相互に関連付けたモデル分析が不可欠なためである。そしてそのような計量分析には、マッチング誤差と標本誤差との分離とその処理法について検討を進めなければならない。これらの課題については稿を改めて論じることにはしたい。

〔謝辞〕

本稿は、「政府統計データのアーカイビングシステムの構造と機能に関する国際比較研究」日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究(B)(課題番号:22330070,研究代表者:法政大学 森博美,平成22年度~25年度)の成果の一部である。また、本研究は個票データの二次分析に基づいている。二次分析に当たっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから〔「中小企業景況調査1994年4-7月期-2005年10-12月期」中小企業基盤整備機構〕の個票データの提供を受けたことを付記して、関係諸機関への謝辞とします。

参考文献

- 上藤一郎・金子治平・佐野一雄・御園謙吉(1997)「被調査者の立場から見た企業統計調査」、『企業環境研究年報』第2号,中同協企業環境研究センター, pp.51-62.
- 加納悟(2006),『マクロ経済分析とサーベイデータ』,岩波書店.
- 栗原由紀子(2008),「企業行動分析と景況マイクロデータの利用可能性」、『統計学』第95号,経済統計学会, pp.1-18
- 栗原由紀子(2012),「相関特性推定のための統計的マッチングの有効性について—モンテカルロ・シミュレーションによる精度検証—」,『中央大学経済学研究所年報』,第43号,中央大学経済学研究所.
- 国立大学法人東京大学社会科学研究所(2008),『中小企業パネル調査—中小企業の持続的成長要因に関する研究—平成19年度研究成果報告書』.
- 坂田幸繁(1996),「DOR業況判断の構造-CATDAPによる解析を中心に」,『企業環境研究年報』第1号,中同協企業環境研究センター, pp.101-115.
- 坂田幸繁(2000),「マイクロデータの利用とパネルデータ」,杉森滉一・木村和範編『統計学の思想と方法』,北海道大学図書刊行会, pp.199-226.
- 坂田幸繁(2001),「景況データのマイクロベースの回答特性とその予測的利用について」,『中央大学経済学研究所年報』第32-2号, pp.63-80.
- 坂田幸繁・栗原由紀子(2011),『統計的マッチングによる疑似パネルデータの作成と精度検証—中小企業景況調査マイクロデータを利用して—』,法政大学日本統計研究所,オケージョナル・ペーパーNo.27, pp.1-24.
- 志築徹朗・武藤恭彦(1981),『合理的期待とマネタリズム』,日本経済新聞社.
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次(2005),『期待形成の異質性とマクロ経済政策』,東洋経済新報社.
- 馬場正雄(1961),『景気予測と企業行動』,創文社.
- 馬場正雄(1968),「第5章 事前データによる予測」,内田忠夫・辻村江太郎・宮沢健一・宮下藤太郎編『近代経済学講座2 計量分析篇 予測と政策』,有斐閣, pp.143-168.
- 原田信行(2007),「中小企業の景気と景況感」,浅子和美・宮川努編『日本経済の構造変化と景気循環』,東京大学出版会.
- 松田芳郎・濱砂敬郎・森博美(2000),『講座マイクロ統計分析 第1巻 統計調査制度とマイクロ統計の開示』,日本評論社.
- 溝口敏行・刈屋武昭(1983),『経済時系列分析入門』,日本経済新聞社.
- Christensen,R.(1997), *Log-Linear Models and Logistic Regression Second Edition*, Springer.
- D’Orazio, M., M.Di Zio & M.Scanu(2006), *Statistical Matching: Theory and Practice*, Wiley.
- Ghysels,E. & M.Nerlove(1988),“Evidence from the Belgian Business Tests on Seasonal Instability of relationships among responses,” *Contributions of business cycle surveys to empirical economics*, 379-399.

- Goel, P.K. & T. Ramalingam(1980), *The Matching Methodology: Some Statistical Properties*, Springer-Verlag.
- König,H. & M.Nerlove(1980), "Micro-analysis of realizations, plans and expectations in the ifo business test by multivariate log-linear probability models," *Business Cycle Analysis: papers presented at the 14th CIRET Conference, Lisbon 1979*, Farnborough: Gower, 187-226.
- König,H. & M.Nerlove(1984), "Response of Prices and Production to Unanticipated Demand Shocks: Some Microeconomic Evidence," *Leading Indicators and Business Cycle Surveys: papers presented at the 16th CIRET Conference Proceedings, Washington,D.C., 1983*, Aldershot: Gower, 349-384.
- König,H. & M.Nerlove(1986), "Price flexibility, inventory behavior, and production responses," in W.P.Heller, R.M.Starr and D.A.Starrett(eds), *Equilibrium Analysis: Essays in Honor of Kenneth J.Arrow vol.2*, Cambridge University Press, New York, 179-218.
- König,H., M.Nerlove & G.Oudiz(1981), "On the formation of price expectations: An analysis of Business Test Data by Log-Linear Probability Models," *European Economic Review*, 16, 103-138.
- König,H, M.Nerlove & G.Oudiz(1982), "Improving the quality of forecasts from anticipations data," *International Research on Business Cycle Surveys: papers presented at the 15th CIRET Conference, Athens 1981*, Aldershot: Gower, 93-153.
- Kawasaki,S & K.F.Zimmermann(1981), "Measuring relationships in the log-linear probability model by some compact measures of association," *Statistische Hefte*, 22, 82-109.
- Kawasaki,S. & K.F.Zimmermann(1986), "Testing the rationality of price expectations for manufacturing firms," *Applied Economics*, 18, 1335-1347.
- Kawasaki,S., J.McMillan & K.F.Zimmermann(1982), "Disequilibrium dynamics: an empirical study," *The American Economic Review*, 72, 992-1004.
- Kawasaki,S., J.McMillan & K.F.Zimmermann(1983), "Inventories And Price Inflexibility," *Econometrica*, 51, 599-610.
- McIntosh,J., F.Schiantarelli & W.Low(1989), "A qualitative response analysis of UK firms' employment and output decisions," *Journal of Applied Econometrics*, 4, 251-264.
- Mullineaux,D.J.(1978), "On testing for rationality. Another look at the Livingstone price expectations data," *Journal of Political Economy*, 86, pp.329-336.
- Narlove,M.(1958), "Adaptive Expectations, and Cobweb Phenomena," *Quarterly Journal of Economics*, 72, 227-40.
- Nerlove,M.(1983), "Expectations, plans, and realizations in theory and practice," *Econometrica*, 51, 1251-1279.
- Theil,H.(1961), *Economic forecasts and policy*, Amsterdam: North-Holland. (岡本哲治訳(1964)『経済の予測と政策』, 創文社.)
- Theil,H.(1971), *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam: North Holland.
- Rässler, S.(2002),*Statistical Matching*, Springer.
- Seiler,C. & C.Heumann(2012),"Microdata Imputations and Macrodata Implications: Evidence from the Ifo Business Survey," Technical Report Number 119, Department of Statistics, University of Munich.
- Sheffrin,S.M.(1983), *Rational expectations*, Cambridge. (宮川重義訳(1985)『合理的期待論』 昭和堂.)
- Vaidya,J. C.W.Clifton & Y.M.Zhu(2006), *Privacy preserving data mining*, Springer.
- Zimmermann,K.F.(1986), "On rationality of business expectations: a micro analysis of qualitative responses," *Empirical Economics*, 11, 23-40.
- Zimmermann,K.F.(1997), "Analysis of Business Surveys," *Handbook of applied econometrics*, 407-441.

図 3.1 業況の一致率

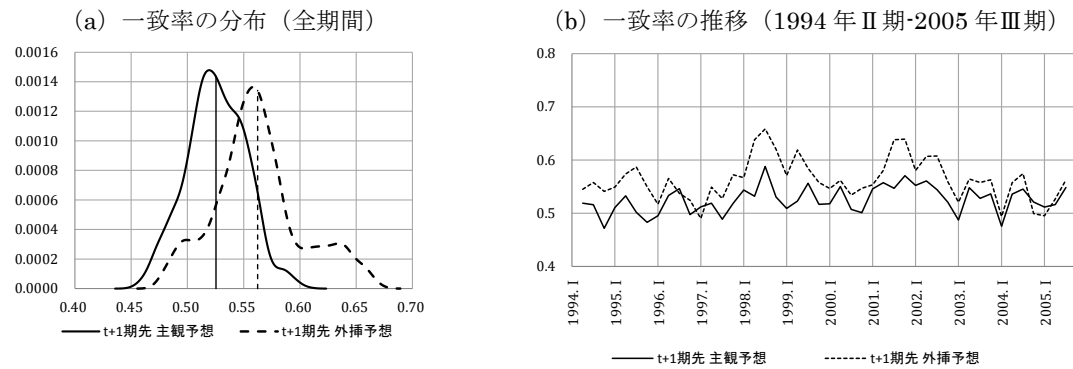


図 3.2 業況の予想バイアス指数

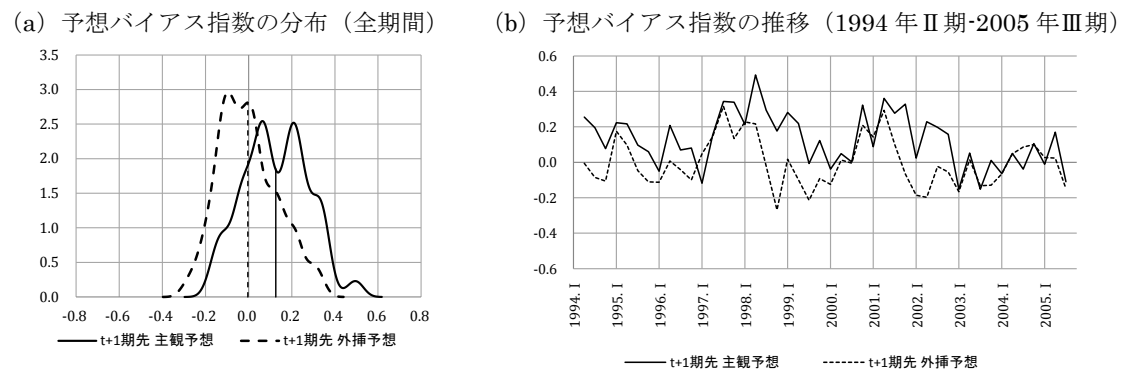


図 4.1 売上高の一致率

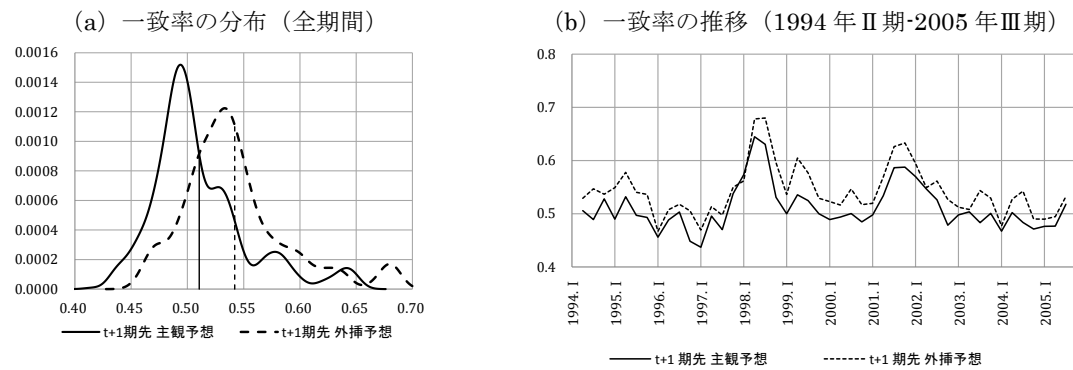


図 4.2 売上高の予想バイアス指数

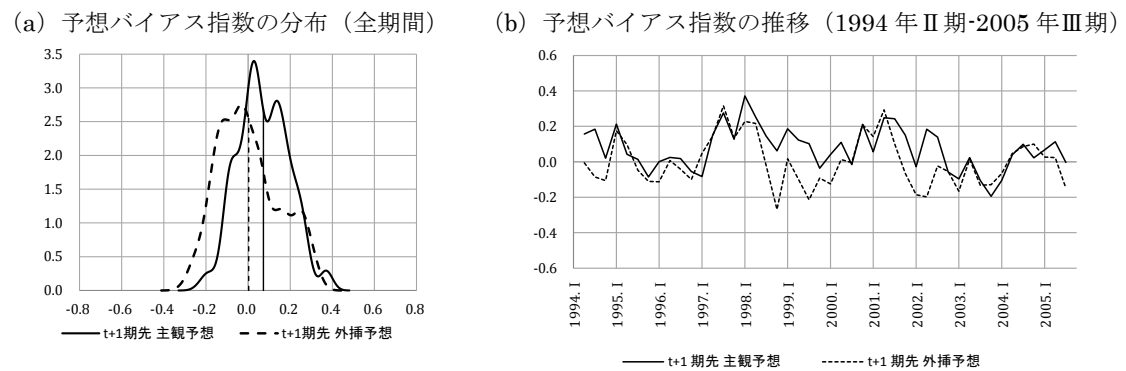


図 5.1 設備操業率の一致率

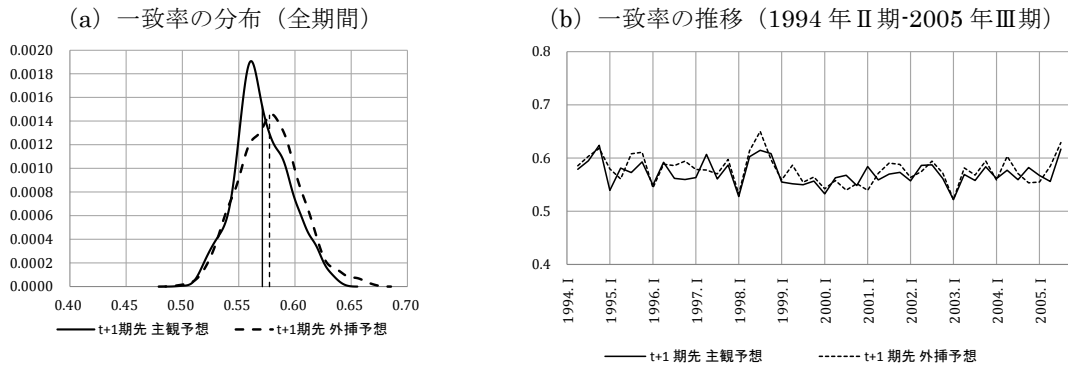


図 5.2 設備操業率の予想バイアス指数

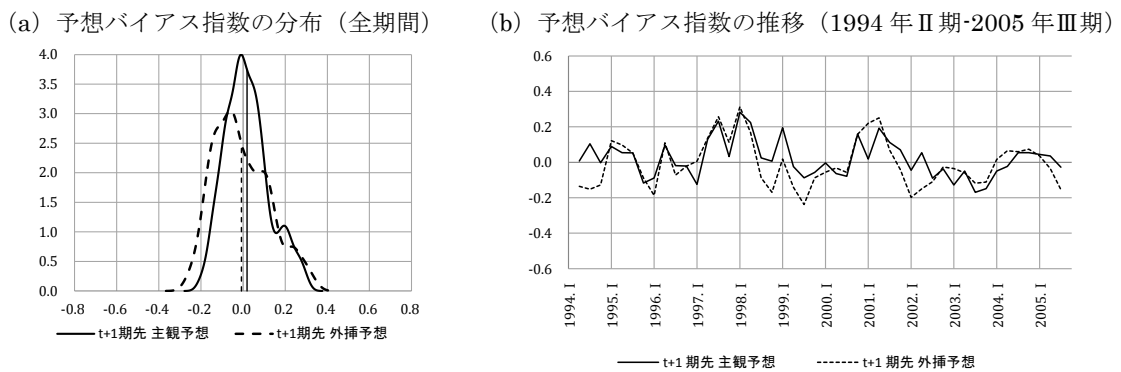


図 6.1 売上単価の一致率

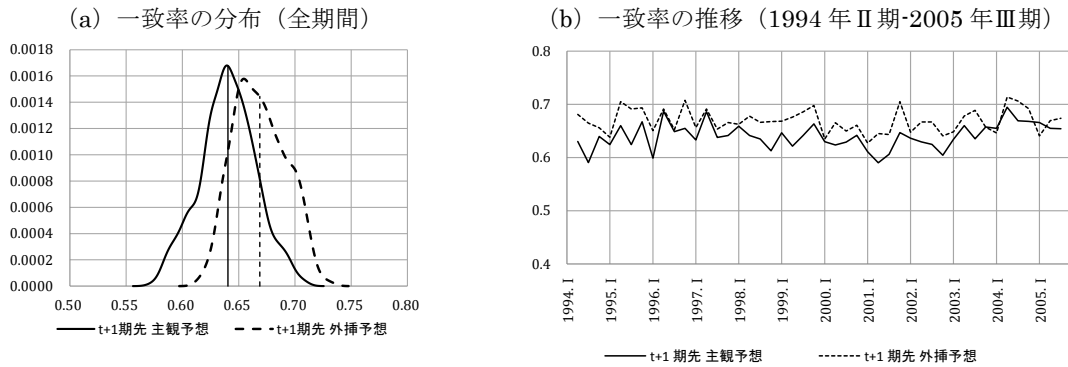


図 6.2 売上単価の予想バイアス指数

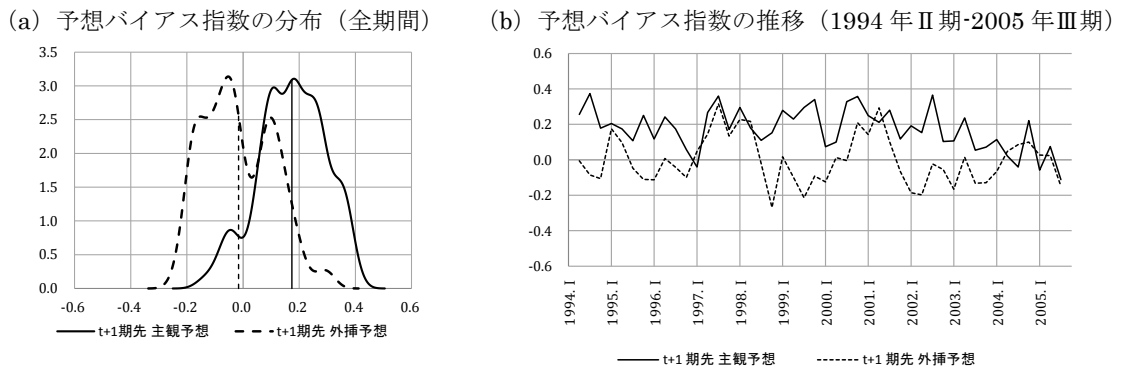
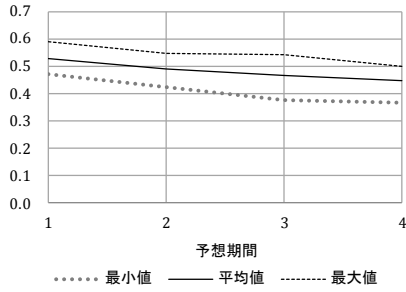


図 7.1 業況の予想期間別一致率

(a) 予想期間別一致率 (全期間)



(b) 予想期間別一致率の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

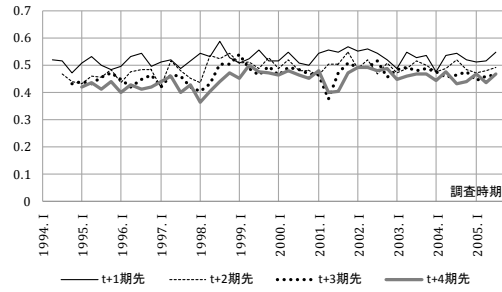
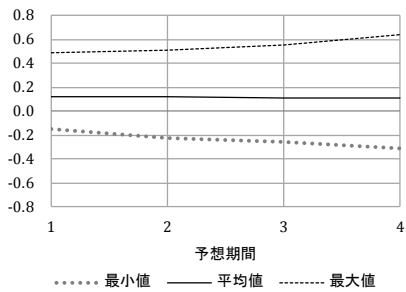


図 7.2 業況の予想期間別予想バイアス指数

(a) 予想期間別予想バイアス指数 (全期間)



(b) 予想期間別予想バイアス指数の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

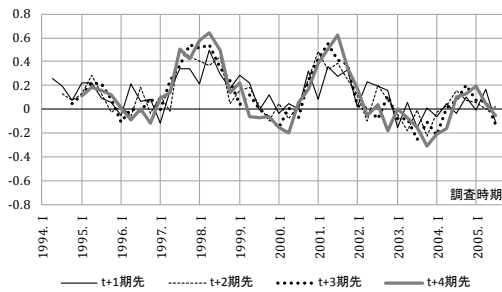
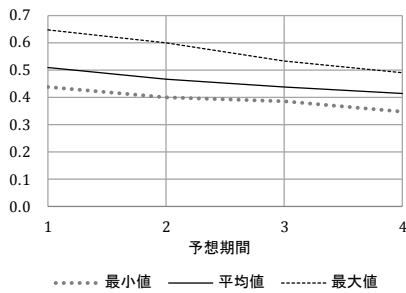


図 8.1 売上高の予想期間別一致率

(a) 予想期間別一致率 (全期間)



(b) 予想期間別一致率の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

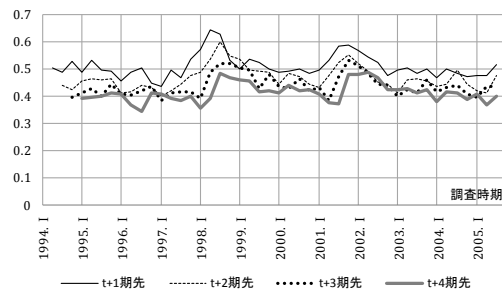
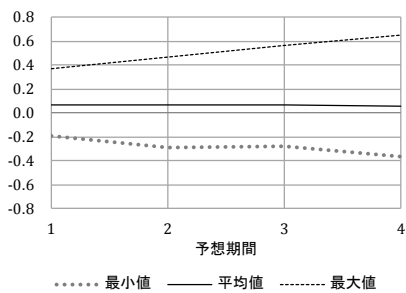


図 8.2 売上高の予想期間別予想バイアス指数

(a) 予想期間別予想バイアス指数 (全期間)



(b) 予想期間別予想バイアス指数の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

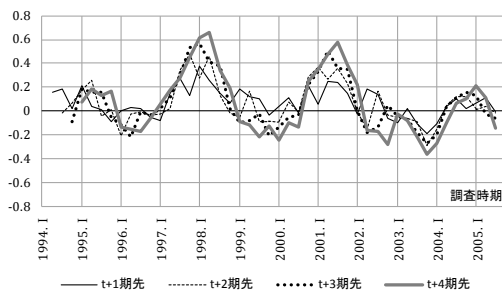
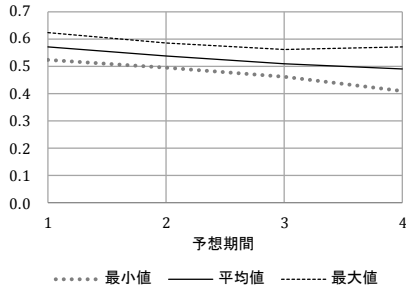


図 9.1 設備操業率の予想期間別一致率

(a) 予想期間別一致率 (全期間)



(b) 予想期間別一致率の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

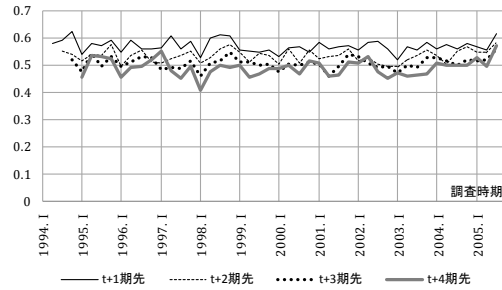
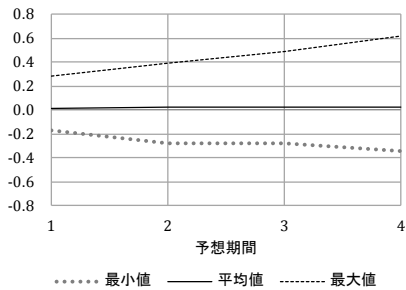


図 9.2 設備操業率の予想期間別予想バイアス指数

(a) 予想期間別予想バイアス指数 (全期間)



(b) 予想期間別予想バイアス指数の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

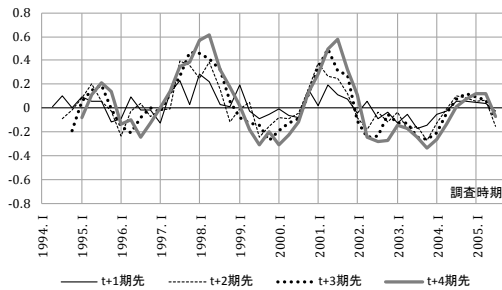
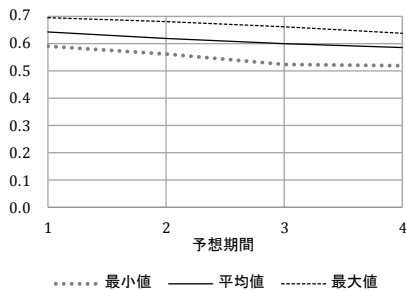


図 10.1 売上単価の予想期間別一致率

(a) 予想期間別一致率 (全期間)



(b) 予想期間別一致率の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

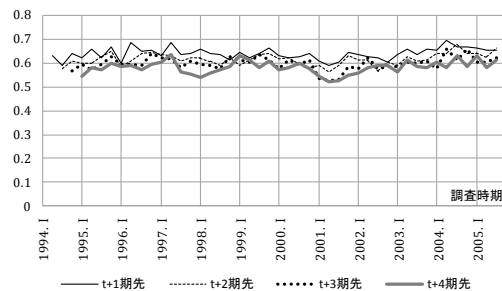
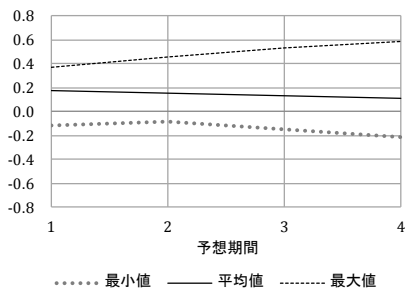


図 10.2 売上単価の予想期間別予想バイアス指数

(a) 予想期間別予想バイアス指数 (全期間)



(b) 予想期間別予想バイアス指数の推移
(1994年Ⅱ期-2005年Ⅲ期)

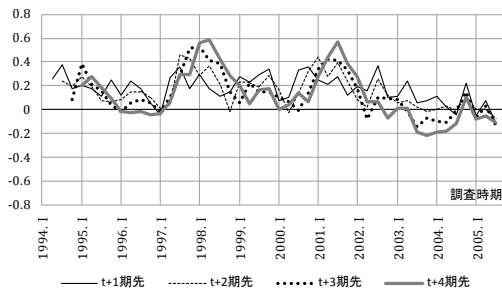


図 11 業況の予想特性指標とその内訳

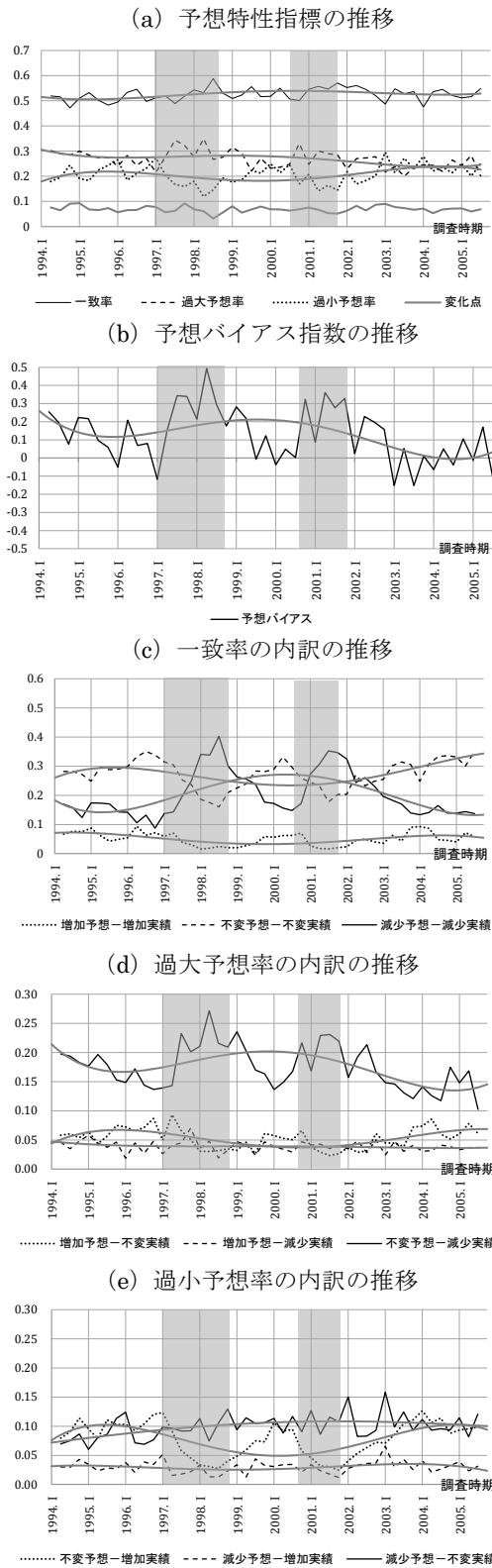
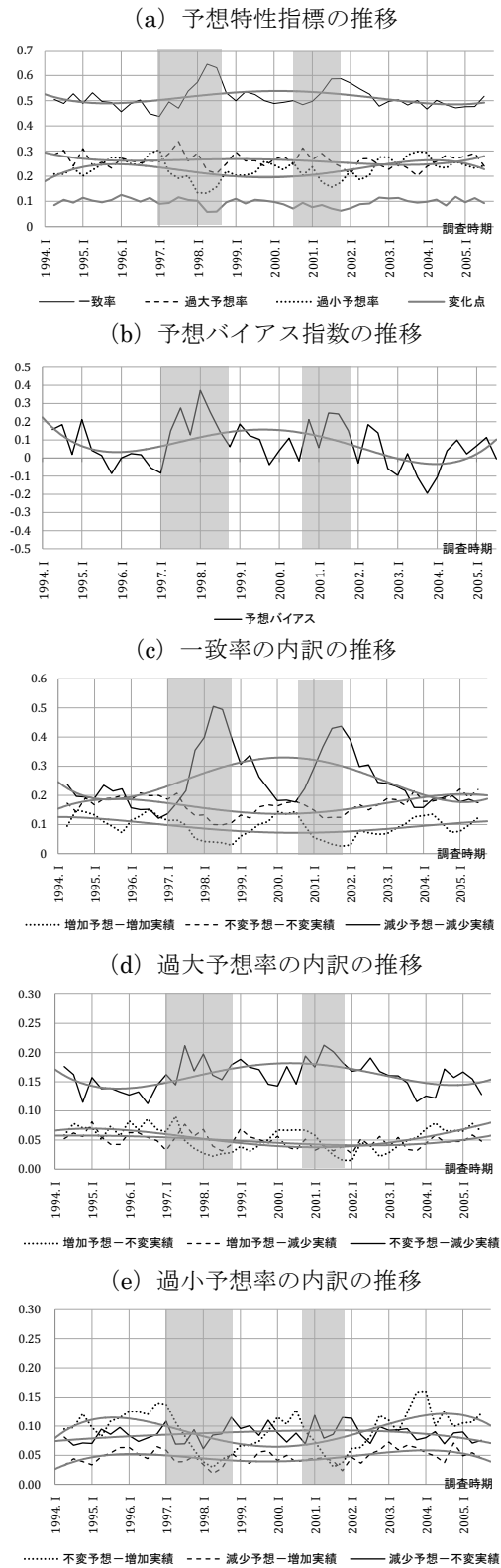


図 12 売上高の予想特性指標とその内訳



(注) 網掛けは、景気基準日付（内閣府）に基づいた景気の高から谷を表す。また、曲線は多項式トレンドの推定値である。

図 13 設備操業率の予想特性指標とその内訳

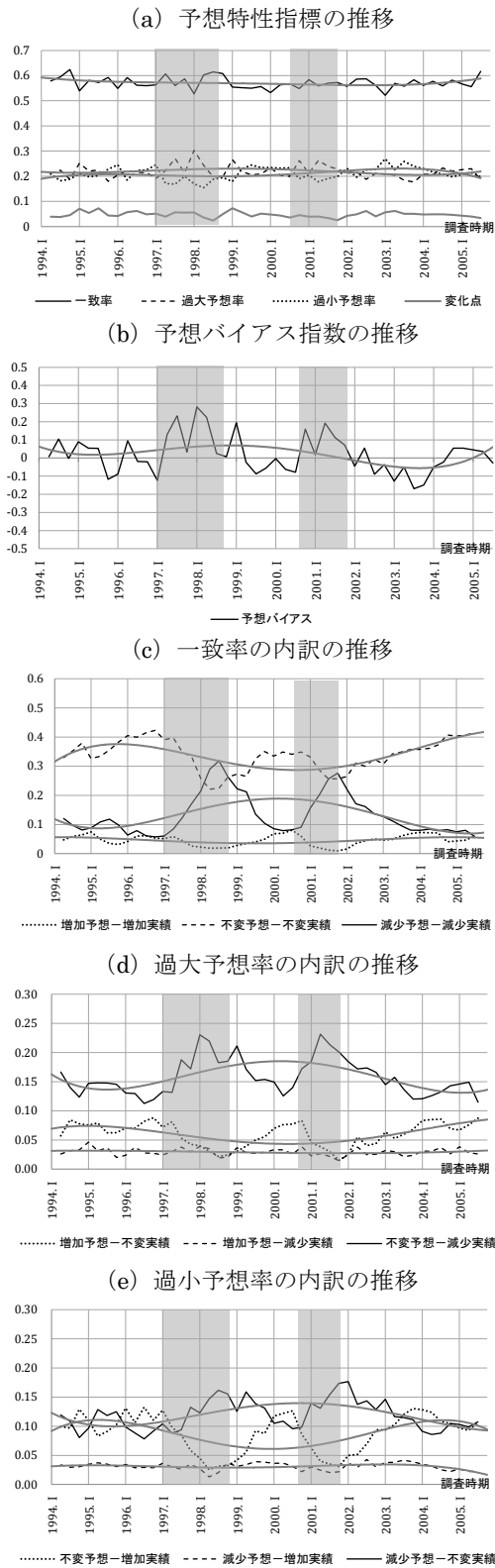
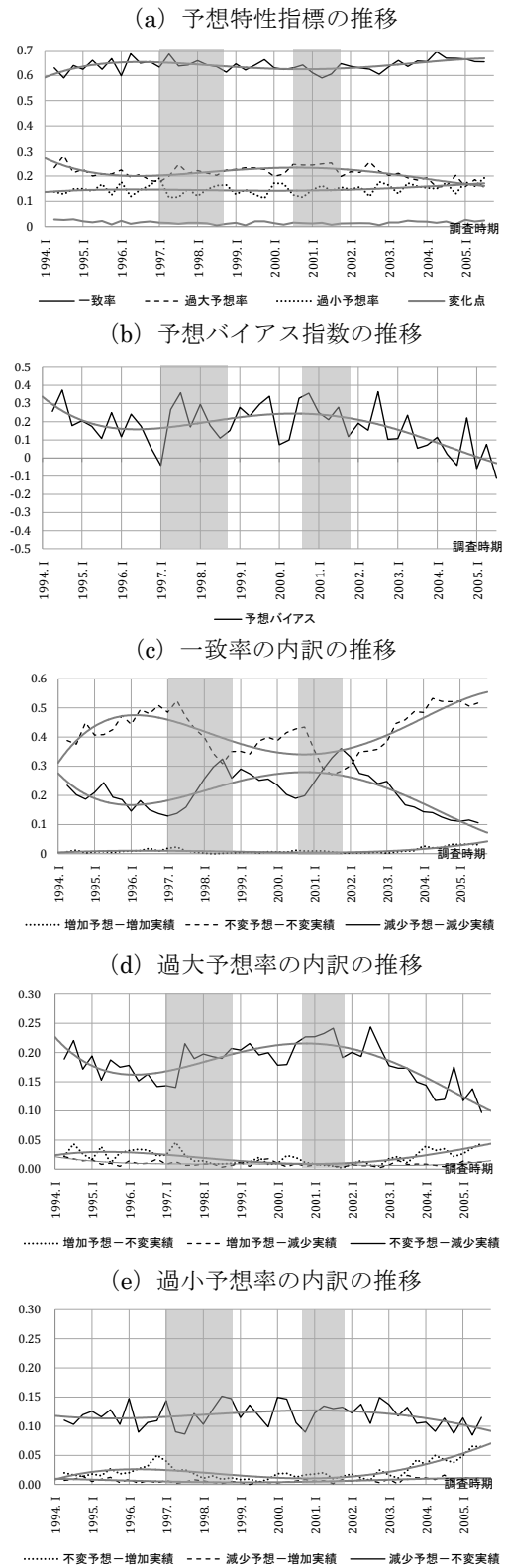


図 14 売上単価の予想特性指標とその内訳



(注) 網掛けは、景気基準日付（内閣府）に基づいた景気の高から谷を表す。また、曲線は多項式トレンドの推定値である。

図 15 業況の順序ロジスティック回帰結果

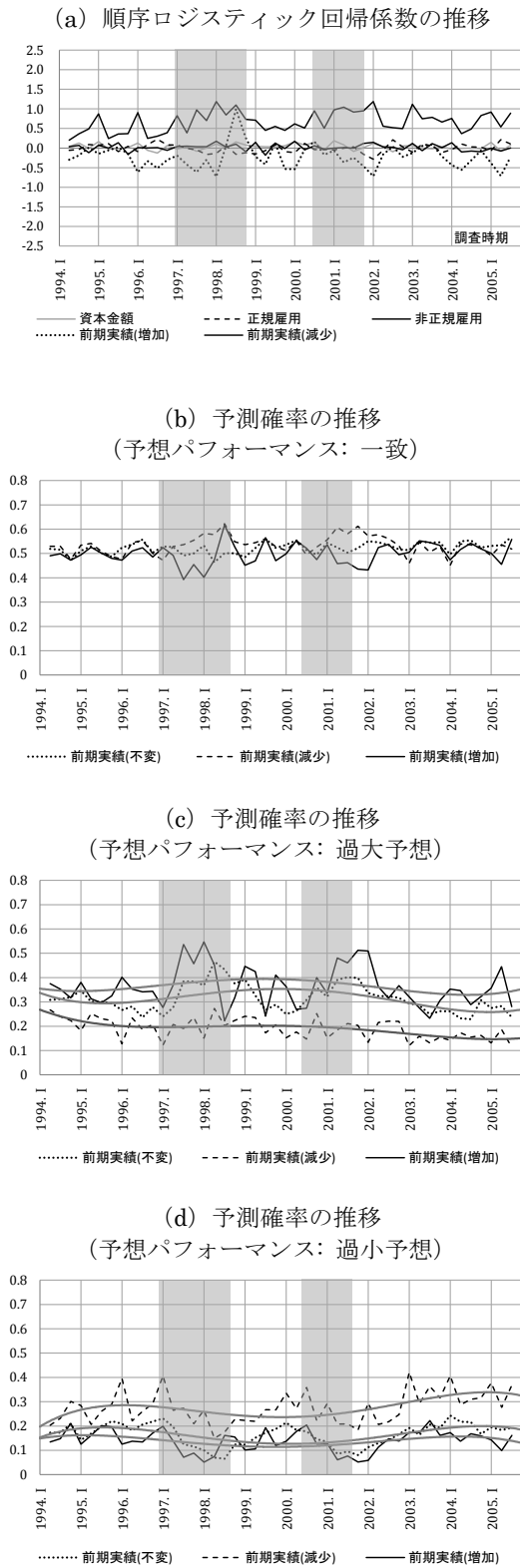
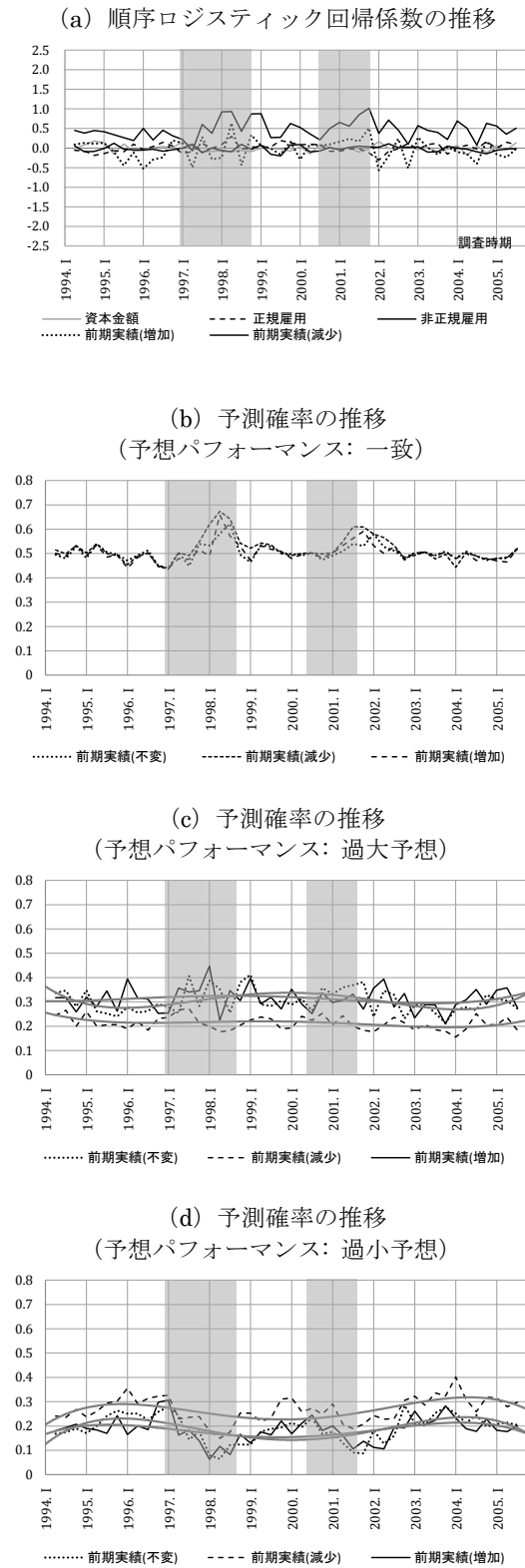


図 16 売上高の順序ロジスティック回帰結果



(注) 網掛けは、景気基準日付（内閣府）に基づいた景気の山から谷を表す。また、曲線は多項式トレンドの推定値を示す。

図 17 設備操業率の順序ロジスティック回帰結果

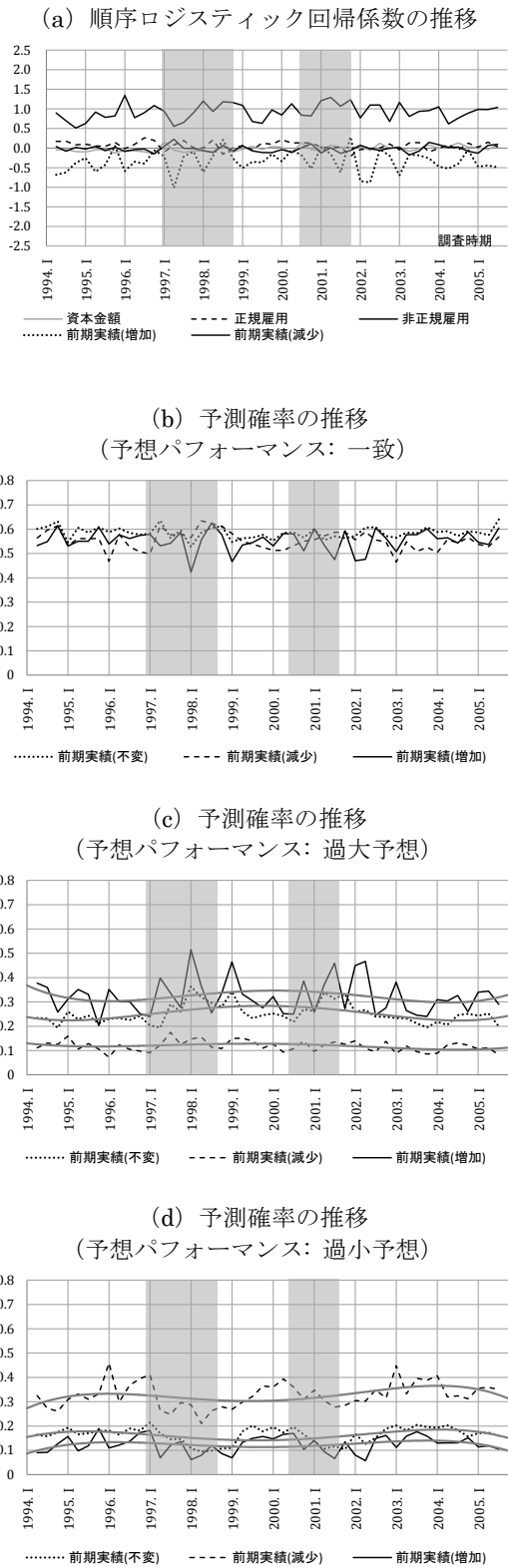
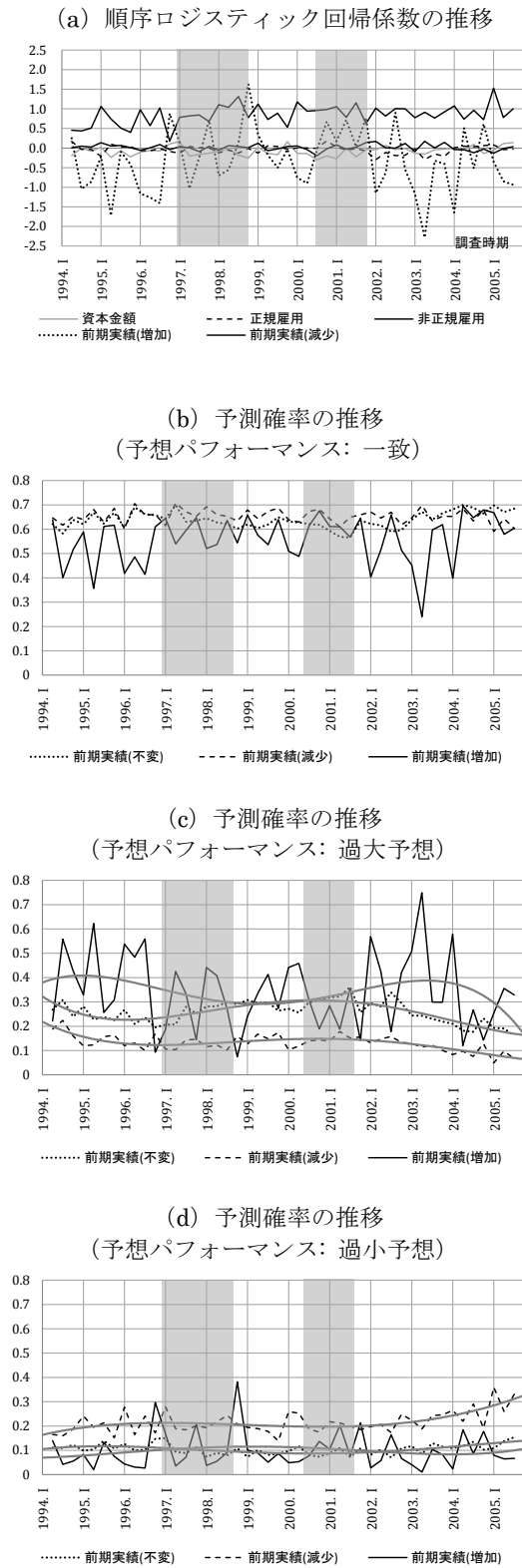


図 18 売上単価の順序ロジスティック回帰結果



(注) 網掛けは、景気基準日付（内閣府）に基づいた景気の山から谷を表す。また、曲線は多項式トレンドの推定値の推定値を示す。