

外国為替サーベイ・データの比較分析

——JCIF と WEIS *——

浅子和美・小巻泰之・竹田陽介・地主敏樹・林康史

本論文では、ドル円為替レートの予測に関する周知の JCIF サーベイと新規に発掘された WEIS サーベイの 2 つのサーベイ・データについて、それらの統計的属性を比較分析する。JCIF サーベイを利用した先行研究によると、東京外国為替市場の期待形成メカニズムは合理的ではなく、期近予測(1 ヶ月先)はバンドワゴン予測、期先予測(3 ヶ月先及び 6 ヶ月先)は回帰的予測の特徴を示すとされる。しかしながら、WEIS サーベイでは必ずしも JCIF サーベイから得られる結果が追認されず、新たな知見が多く得られる。例えば、WEIS サーベイでは期近予測と期先予測との予測で特徴的な差異がみられず、ともに過去の情報と有意な関係になく、その意味で「合理的な予測」であると指摘できる。もっとも、情報量を追加すると、WEIS サーベイにも一種の回帰的期待形成仮説に従う側面もある。

両サーベイにおける予測形成の差異は、サーベイ回答者の予測形成時点における情報交換の有無に依存していると考えられる。JCIF サーベイは、電話等による単純な聞き取り調査であり、サーベイ回答者は個別の情報に基づいて予測する。対照的に、WEIS サーベイでは、サーベイ回答者が一堂に会して情報交換してから予測を行うことから、回答者の保有している情報集合は、他者の情報に影響され得る状況にある。

1. はじめに

外国為替市場における市場参加者の予測ないし期待形成について¹⁾、期待を直接的に表わすサーベイ・データを用いた分析が Dominguez(1986)や Frankel and Froot(1987)をはじめとして多くの先行研究で取り入れられてきた。日本においては、国際金融情報センター(JCIF)が 1985 年 5 月に開始した「為替予測アンケート」(以下、JCIF サーベイ)が対象となり、国友(1988)、Ito(1990)、Wakita(1989)、脇田(1991)、浅子・小西(1996)、Hara and Kamada(1999)、原・鎌田(2002)等の研究が報告されてきた。JCIF サーベイは、日本の市場参加者の期待形成に関する入手可能な唯一のサーベイ・データであると認識されてきたことはもちろん、輸出業者、銀行等市場参加者の属性別にも無回答ということがなく、金融機関以外の一般事業会社の予測データも得られる利点があることも、先行研究において広く用いられてきた理由である。

本論文では、JCIF サーベイに代わるサーベイ・データとして、その存在が学界で知られることなく 1980 年 8 月以降原則として毎月レポートが出されてきた世界経済情報サービス(ワイス、以下 WEIS)による「為替レート予測レポート」(以下、WEIS サーベイ)を用いて、JCIF サーベイを用いた先行研究の成果を再検討する。JCIF サーベイでは、あたかも Lucas(1972)の「島国経済モデル」のように、回答者各人が他の回答者の予測値を予測時点で知りう

る状況にはなく、また、回答者が期待形成に必要な情報を共有しているわけではない。それに対して、WEIS サーベイでは、Grossman and Stiglitz(1980)の「情報効率的市场」のように、回答者は月例研究会に参加する固定メンバーであり、その研究会において、他の参加者の意見や情報を聞いた後に各人によって予測値が作成される。また、参加者の多くは実際にポジションを持つ為替ディーラーで構成される。したがって、これら 2 つのサーベイ・データの統計的属性を比較することによって、期待形成において「情報交換」がもつ役割に焦点をあてることになる。

そもそも、外国為替市場におけるサーベイ・データを用いた先行研究は、期待形成過程やその特徴を分析したものと政策インプリケーションを検証した分析に大別される。さらに、前者の期待形成については、①市場参加者の期待の同質性についての検証、②合理的期待形成仮説の検証、③市場参加者の期待形成のメカニズムについての検証、に区分される。これらについて、JCIF サーベイを用いた先行研究からは、東京外国為替市場におけるドル円・レートに関して概ね以下の成果が報告されてきている。

まず第 1 に、市場参加者の期待の同質性については、1985 年から 89 年までの JCIF サーベイを用いた脇田(1991)によって、期待形成は同質的ではないと結論付けられ、その原因として市場参加者が所属する産業における私的情報(private information)の存在が指摘された。Ito(1990)も同様に、1985 年

から90年までのJCIFサーベイを用いて、市場参加者の予測形成は異質なものであり、予測主体の為替取引の動機の違いから期待形成が希望的観測(wishful expectations)となる傾向があることを明らかにした。例えば、輸出業者は円安を期待し、輸入業者は円高を期待する、といった類である。浅子・小西(1996)は、トレンドとして市場参加者の同質性が高まってきたか否かを検証しているが、必ずしも明解な結論は得られていない。

第2に、合理的期待形成仮説の検証については、1985年から90年までのJCIFサーベイを用いたIto(1990)によって、米国に関するTakagi(1991)の結果と同様、為替レート予測にバイアスが存在し合理的期待形成ではないと結論付けている。一方、Hara and Kamada(1999)では、1980年代後半期と90年代では異なった結果が得られ、前者の期間では合理的であったが、後者の期間ではその合理性が失われたと指摘している。

第3に、期待形成のメカニズムに関しては、Ito(1990)が主張するように、期近予測(1ヶ月先)は期先予測(3ヶ月から6ヶ月先)とは異なったものとなっている。期近予測では、たとえば円高局面の場合には、1ヶ月先も円高が進むと予測する「バンドワゴン予測」と呼ばれる特徴を有している。一方、期先予測では、円高局面ならば将来は円安方向へ戻るとする「回帰的予測」の特徴を有していると考えられる。

もっとも、Hara and Kamada(1999)は、1990年代では期近予測における「バンドワゴン予測」の特徴が消え、直物為替レートの変動にかかわらず「静的期待形成」が認められると指摘している。これは、Ito(1990)などで観察された期待形成メカニズムが普遍的なものでないことを示唆したものであり、外国為替市場の相場変動の安定性の解釈にもかかわる重要な問題となる。例えば、Hara and Kamada(1999)によれば、1980年代後半は市場の期待が相場を不安定にさせる材料となったものの、90年代は相場を安定させる要因になっていると指摘するが如きである。

第4として、こうした期待形成に関連した研究成果に加えて、JCIFサーベイを用いた先行研究は、外国為替市場介入に関する政策的インプリケーションをも示唆してきた。例えば、浅子・地主・竹田・小巻(2004)は為替介入が市場参加者の1ヶ月先の期近予測に有意な影響を与えることを示し、原・鎌田(2002)は外為予測の消費者物価への影響が有意であることを示した。これらの結果を合せるならば、為替介入による為替期待の安定化が物価水準の安定化に貢献し得ることが示唆されるのである。

さて、以上で概観した分析結果は、どの程度JCIF

サーベイの特性に依拠しているのであろうか？その問いに答えるのが本論文の主な目的であり、回答者間の情報交換という特性をもつWEISサーベイを用いて、JCIFサーベイの分析結果との比較を試みるものである。

あらかじめ本論文で得られた知見を記すならば、以下の通りである。第1に、JCIFサーベイとは異なり、WEISサーベイでは予測の不偏性や予測誤差の無系列相関性が棄却できず、その限りで合理的期待形成仮説を受容する。第2に、JCIFサーベイで明瞭に観察された期待形成メカニズムが予測期間の長さ(期近と期先)に依存する点は、WEISサーベイでは必ずしも安定的に観察されない。

第3に、夏季休暇のため、JCIFサーベイと同様に聞き取り調査で実施される8月のWEISサーベイでは、一部ではJCIFサーベイと同様の特徴を示す8月効果が認められる。ただしその結果は、必ずしも頑健に確認されるわけではない。第4に、WEISサーベイの予測主体は1ヶ月先予測では同質性を棄却できないが、JCIFサーベイや3ヶ月先のWEISサーベイでは棄却され異質性を示す。

第5に、予測精度の意味では、WEISサーベイとJCIFサーベイでは大差ないが、WEISサーベイはJCIFサーベイよりも相当数少ない予測主体数での平均値に基づくことを踏まえると、潜在的にはWEISサーベイの予測精度が上回ると評価される。第6に、WEISサーベイの中で、1ヶ月先予測の場合には8月調査は他の月のサーベイよりも、予測精度が大幅に劣る。

このような両サーベイにおける予測形成の差異は、サーベイ回答者の予測形成時点における情報交換の有無が関与していると考えると解釈しやすい。情報交換の有無に応じて、WEISサーベイは合理的期待形成の下になされる一方、JCIFサーベイの方は、過去の情報に基づくバックワード・ルッキングな期待形成メカニズムに従っていると考えられる。JCIFサーベイを用いた先行研究の結果には、十分な注意が必要であることがわかる。

以下、本論文の具体的構成は次の通りである。第2節では、JCIFサーベイとWEISサーベイの概要及び特徴について整理し、第3節では、基本的には2つのサーベイ・データの予測誤差に関する記述統計量を基に、予測誤差の大きさやばらつき度、そして予測期間の長さ別、業態別、2つのサーベイ・データ間の予測誤差の相関について精査する。

第4節は本論文の中心部分であり、いくつかの期待形成仮説の検定を行い、2つのサーベイ・データの相異を探る。具体的には、期待形成の不偏性や予測誤差の無自己相関性を通じた合理的期待形成仮説

表1. WEIS サーベイと JCIF サーベイの概要

	WEIS サーベイ	JCIF サーベイ
調査開始	1982年5月（研究会は1981年9月より開始）	1985年5月29日
調査頻度	月1回(最も多いのは毎月20日前後)	月2回(月央, 月末)
調査対象	平均10～13人程度。業種は、銀行、証券、生損保、投資信託、商社、海運、メーカー、新聞、大学、研究所、その他	33社(2006年3月現在)。銀行・短資10社、証券・商社8社、輸出業者7社、生損保・輸入業者8社。
調査期間	1ヶ月後、3ヶ月後	1ヶ月後、3ヶ月後、6ヶ月後
調査方法	研究会が開催され、終了時に各自の予測値を公表	聞き取り調査
公表データ	予測の平均、参加者個々の予測値(プロット図)	全体および業態別(銀行・短資、証券・商社、輸出業者、生損保・輸入業者)の集計データ。標本数(有効回答数)、平均、最大値(最高値)、最小値(最低値)、標準偏差を算出
その他	8月は、夏期休暇のため研究会が休会されることが多く、その場合は、電話、メールなどで聞き取り調査	8月(1989-92、94年以降)、12月(1991年以降)については月1回調査

の検定、3つの期待形成仮説(外挿的、適応的、回帰的)の検定とそれらの間での優劣の検証、期待形成の同質性や独立性の検定、を予測主体全体の平均値の時系列データを基に分析する。さらに業態別データやサブサンプル期間、そして WEIS サーベイの8月効果の存在も確認する。第5節では、2つのサーベイ・データの予測精度を比較する。第6節が、本論文の結論部分である。

2. WEIS サーベイと JCIF サーベイ

本節では、新たに“発掘”された WEIS サーベイの概要とサーベイ・データとして事前に想定される特徴について、JCIF サーベイと対照させながら整理する。

2.1 JCIF サーベイにおける為替予測

まず JCIF サーベイの概要を記す。このサーベイは、国際金融情報センター(JCIF)が1985年5月以来原則月2回の頻度(月央、月末)で行っている電話等による聞き取り調査であり、ドル円・レートの期近予測(1ヶ月先)と期先予測(3ヶ月、及び6ヶ月先)について業態別に集計し、その平均値と標準偏差(他に最高値と最低値)が計算される。聞き取り社数は原則として固定されてきたが、銀行や証券・商社の吸収・合併を反映して変動し、最近時(=2006年3月)では33社であり、業態別内訳では銀行・短資10社、証券・商社8社、輸出業者7社、生損保・輸入業者8社となっている(表1参照)。予測結果は JCIF の会員サービスとして提供されている。

業態分類は銀行・短資と輸出業者の場合は自明か理解しやすいが、証券・商社と生損保・輸入業者は多少の説明を要しよう。業態別内訳として、これらの異業種と一緒に分類されているのは、1つの業態としてある程度のサンプル数を確保し、個別の会社を特定しにくくするのが主因と思われる。外国為替市場での証券と商社の共通点は貿易や直接投資とい

った実需との関連がある点を除くと必ずしも明解ではないが、生損保と輸入業者の場合には、多額のドル建て資産に投資する生損保にとってドル安円高は資産蓄積にとって有利であり、その意味で外国為替市場関連の状況(外為環境)の認識で輸入業者との間で共通点があることも関与していよう。

2.2 WEIS サーベイにおける為替予測

WEIS(世界経済情報サービス)は、企業の国際化に対応し世界各国の政治経済情報を迅速かつ的確に収集・分析し提供する公共的情報サービス機関として、1969年5月に設立された財団法人である。日本貿易振興機構(ジェトロ)やその他内外調査機関とも緊密な関係を維持している団体であり、国別の経済レポートや新技術情報誌等を発行している。

WEIS サーベイは、WEIS の業務の一環として1981年9月に外国為替担当者の情報収集、意見交換の場としてワイス国際金融研究会(通称、為替研究会)が設立された中で、その研究会を通じて蓄積された為替予測データである。この研究会の運営・事務は WEIS 自らが担当し、研究会の成果は月刊の『為替レート予測レポート』として有料で発行する形式をとってきた²⁾。研究会参加者による予測は1982年5月に始まり、爾来今日まで継続されてきている³⁾。ただし、2005年3月を最後に WEIS がこの事業から撤退したために、それ以降の為替研究会の運営・事務は国際金融情報センター(JCIF)に引き継がれ、国際金融情報センターが為替研究会の名称で継続されている⁴⁾。新しい体制の下でも月刊レポートが公開される予定であるが、2006年末現在、未公開のままとなっている。

さて、為替研究会は1982年5月以降、毎月1回(月央から月末)の頻度で定例会が開催され、各人の所属機関別では、銀行、証券を中心として生命保険、商社、海運、新聞、研究所、大学、官庁など幅広い分野からの参加者で構成されている。参加者の大多

数は実際にポジションを持つディーラーであり、少数のアナリスト、ジャーナリスト、研究者が随時加わるといった専門性が高い集団である。出席は任意であり、参加者は必ずしも固定しているわけではないが、毎回10~20人(平均13人)程度を維持している。なお、会員には特段の規定はないが、新規会員になるには既存会員の紹介が必要であり、専門性の維持が保たれている。

WEIS サーベイでは、個々の研究会参加者それぞれが別個の予測主体となる。すなわち、定例研究会では、まず前回研究会以降に生じた外為環境の変化について、参加者全員の着席順による見解表明とその後の意見交換がラウンドテーブル形式で行われる。最後に、記名式の書式によってドル円・レートの1ヶ月先と3ヶ月先の予測値及び予測理由のコメントが作成・回収された後、議長によって作成者の名前とともにその場で順に読み上げられる。

なお、WEIS サーベイについては次の3点について注意が必要である。まず第1に、参加者の所属業種に関する区分は厳密ではないことである。参加者はある程度固定されているが、参加者の子会社などへの出向や転職から業種が変わる場合もあり、所属業種に注目する場合には注意が必要である。第2に、既述のように研究会への出席は任意であり、予測サンプル数には毎回ばらつきが見られる。第3は、毎年8月の調査については夏季休暇のため研究会が休会となり、ファクシミリやメールによるアンケート調査となり、相場観の交換やディスカッションがないことである。すなわち、8月については、JCIF サーベイと似た予測形成過程といえる。

2.3 2つのサーベイ・データの相異

WEIS サーベイの予測は研究会での意見交換後に形成されることから、その場でのサプライズ情報や有力者とみなされている参加者や実際に多額のポジションを持つディーラーの影響を受ける可能性があるが、そうしたセンチメントは実際の市場と同様であると考えられる。研究会参加者は一定期間継続して研究会に出席することから、予測に連続性があり、その意味でも実際のマーケットに近いであろう。

予測は後日公表されるものの、個人レベルの匿名性は保持され、『為替レート予測レポート』の購読者は参加者の所属の企業を含めても極めて少なく、参加者は外部への公開をほとんど気にせず予測を行っていると思われる。しかしながら、研究会の場合は専門家が自分の名前と職務を明示して、互いに直面し合っただけの発言と予測の表明であるため、いわば直接的なピア・プレッシャーに曝されているといえよう。

一方、JCIF サーベイでは、予測値のサンプル数が

多く、所属業種の構成が安定しているが、回答者の氏名、ポジションについては公表されない。また、予測主体毎にJCIFより直接聞き取り調査されることから、他者の予測値を予測時点で知りうる状況にはなく、期待形成時に鍵となる情報を共有しているわけではない。また、JCIF サーベイの予測は個人単位でなく会社など機関単位であるために、往々にして新入社員など相場に直接携わっていない者が回答する場合もあると仄聞するところであり、真剣勝負的な予測でなく単なる希望的観測の表明になる可能性も高いであろう。さらに、予測値が後日外部に公表されるという前提での予測であることから、例えば、輸出業者のようにドル安円高を好まない機関はドル高円安予想を提示しがちになる等、予測者の出身母体の影響を受けやすいと考えられる。

2つのサーベイ・データの細部の詳細などについては表1で比較しているが、本論文で強調するのは、両サーベイでの期待形成時の予測主体が直面する情報構造の違いである。既述のように、JCIF サーベイではサーベイ回答者は個別の情報に基づいて予測していると考えられ、いわば情報構造がLucas(1972)の「島国経済モデル」に近い状況にある。対照的に、WEIS サーベイでは、サーベイ回答者が一堂に会して情報交換してから予測を行うので、回答者の保有している情報集合は他者の情報に影響され得る。この場合の情報構造は、Grossman and Stiglitz(1980)の「情報効率の市場」に近いと言えよう。

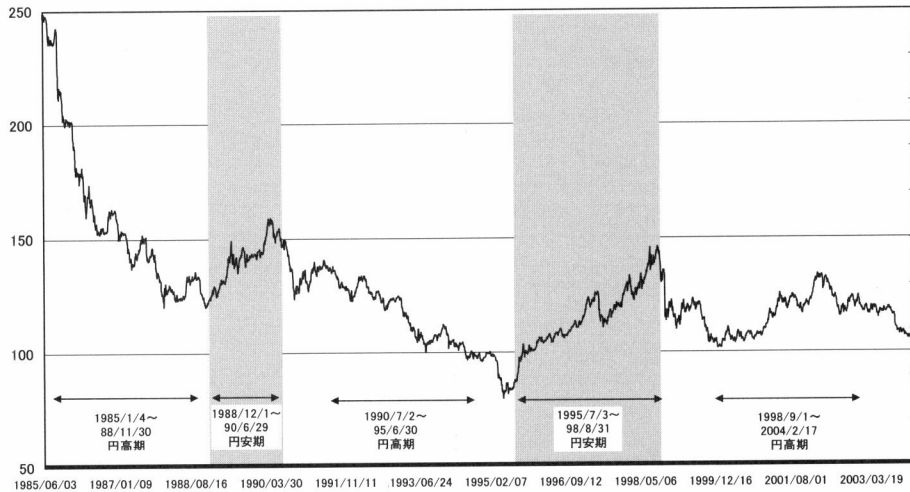
3. 2つのサーベイ・データの基本統計量

本節では、WEIS サーベイとJCIF サーベイについて、基本的な統計的屬性について記述統計量を基に確認する。まず、一般論として、比較対照するサーベイの概要とサンプル期間について説明しておく。

基本としては、2つのサーベイ・データともにすべての予測主体の単純平均値を計算して利用するが、加えて随時業態別に分類した場合の平均値を用いた場合も考察する。この際、WEIS サーベイとJCIF サーベイでは業態分割は一致せず、異なったものとなる。すなわち、JCIF サーベイでは、平均値が公表されている「銀行・短資」「証券・商社」「輸出業者」「生損保・輸入業者」の4分割を採用するが、WEIS サーベイについてはこれと直接対応する4分割法だと予測主体数面でのアンバランスが顕著であるために、替わって相対的に短期運用の「銀行・証券」、長期運用の「生損保・投資信託」、輸出入や直接投資など実需を伴う「商社・海運・メーカー」、及びメディア関連の「新聞・大学・研究所・その他」の4分割法を採用する。

前節でも指摘したように、JCIF サーベイではこ

図1. ドル円レートの推移(1985年6月3日～2004年2月17日)



の業態分割および業態内の予測主体数は原則固定しているが、WEIS サーベイでは定例研究会の参加者次第で業態内部の構成や予測主体数が変動する。2つのサーベイ・データで予測主体数が一致しない事実は、予測誤差を比較する場合等に厄介な問題を生起させるが、この点は第5節で詳述する。

統計量の計測対象となるサンプル期間については、両サーベイの比較を可能にするために、計測期間は1985年6月3日～2004年2月17日の同一期間とし、

JCIF サーベイは月2回の調査であるため、WEIS サーベイの調査日と近い調査データのみ(月1回)を使用する。また、前節で整理したように、WEIS サーベイは毎年8月の作成方法が異なっている。この影響をみるために、別途、「8月調査のみ」及び「8月調査除き」のデータセットを作成し計測する。

さらに、期待形成における市場相場の影響をみるために、為替レートの円高・円安局面で区別したサンプル期間についても計測を行う。円高・円安期間の区分は、各期間の東京外国為替市場での最高値(最安値)を含む月末を終期とする。具体的には、通期(1985年6月3日～2004年2月17日)を5つのサブサンプル期間に分割し、これらを順に第1期=1985年1月から88年11月までの円高期、第2期=1988年12月から90年6月までの円安期、第3期=1990年7月から95年6月までの円高期、第4期=1995年7月から98年8月までの円安期、そして第5期=1998年9月から2004年2月までのドル円・レートが100～130円のボックス圏で推移した期間に区分する(図1)。なお、計測にあたっては、為替レートの実績値・予測値とも、自然対数変換した値を用いる。

表2. WEIS サーベイの記述統計

1カ月先予測						
	全体	銀行・証券	生損保・投資信託	商社・海運・メーカー	新聞・大学・研究所・その他	
平均	-0.00222	-0.00260	-0.00018	-0.00236	-0.00376	
中央値	-0.00475	-0.00319	0.00496	-0.00743	-0.00396	
最大値	0.13600	0.12355	0.10834	0.14982	0.15117	
最小値	-0.09992	-0.10505	-0.09998	-0.10142	-0.14378	
標準偏差	0.03951	0.03990	0.04128	0.04474	0.04444	
歪度	0.31001	0.26463	-0.01244	0.40084	0.21410	
尖度	3.25892	3.06205	2.72961	3.38125	3.46389	
Jarque-Bera 検定値	4.19481	2.59111	0.41780	6.23875	3.55382	
(p 値)	(0.123)	(0.274)	(0.811)	(0.044)	(0.169)	
観察数	223	219	136	190	214	
3カ月先予測						
	全体	銀行・証券	生損保・投資信託	商社・海運・メーカー	新聞・大学・研究所・その他	
平均	0.00442	0.00133	0.00746	0.00171	0.00675	
中央値	0.00027	0.00102	0.00167	0.00492	0.00639	
最大値	0.20800	0.19977	0.25038	0.20255	0.23082	
最小値	-0.17648	-0.22816	-0.14695	-0.19237	-0.18607	
標準偏差	0.06857	0.07007	0.06980	0.07766	0.07309	
歪度	0.19140	0.04155	0.21870	0.03072	0.15789	
尖度	3.01399	3.12065	3.18118	2.68079	3.26834	
Jarque-Bera 検定値	1.35116	0.19405	1.27017	0.83657	1.51684	
(p 値)	(0.509)	(0.908)	(0.530)	(0.658)	(0.468)	
観察数	221	217	136	190	212	

表 3. JCIF サーベイの記述統計

1 カ月先予測

	全体	銀行・短資	証券・商社	輸出業者	生損保・輸入業者
平均	-0.00054	-0.00125	-0.00042	0.00122	-0.00139
中央値	-0.00221	-0.00449	0.00009	-0.00136	-0.00281
最大値	0.13040	0.12131	0.13649	0.13568	0.13260
最小値	-0.09975	-0.09590	-0.10181	-0.10528	-0.10583
標準偏差	0.03556	0.03532	0.03627	0.03679	0.03603
歪度	0.28324	0.27371	0.20092	0.30372	0.30419
尖度	3.64184	3.46329	3.69046	3.57924	3.73180
Jarque-Bera 検定値	6.84010	4.80022	5.95660	6.57522	8.45266
(p 値)	0.03271	0.09071	0.05088	0.03734	0.01461
観察数	224	224	224	224	224

3 カ月先予測

	全体	銀行・短資	証券・商社	輸出業者	生損保・輸入業者
平均	0.00881	0.00679	0.00755	0.01355	0.00846
中央値	0.00384	0.00144	0.00379	0.00734	0.00418
最大値	0.17921	0.18134	0.19740	0.18945	0.17956
最小値	-0.16216	-0.17293	-0.17039	-0.14824	-0.15140
標準偏差	0.06558	0.06552	0.06653	0.06757	0.06564
歪度	0.23233	0.17735	0.26146	0.24564	0.26095
尖度	2.94268	2.93421	3.10591	2.78473	2.96935
Jarque-Bera 検定値	2.02749	1.20381	2.63305	2.66119	2.52827
(p 値)	0.36286	0.54777	0.26807	0.26432	0.28248
観察数	222	222	222	222	222

6 カ月先予測

	全体	銀行・短資	証券・商社	輸出業者	生損保・輸入業者
平均	0.02129	0.01763	0.02152	0.02636	0.02142
中央値	0.02780	0.01987	0.02690	0.02484	0.02408
最大値	0.27671	0.27461	0.26679	0.28788	0.27963
最小値	-0.16436	-0.18380	-0.17586	-0.15741	-0.17321
標準偏差	0.09479	0.09605	0.09285	0.09733	0.09567
歪度	0.17899	0.16742	0.11536	0.22061	0.19527
尖度	2.55052	2.56329	2.63191	2.51995	2.51682
Jarque-Bera 検定値	3.01288	2.76340	1.72207	3.87920	3.52207
(p 値)	0.22170	0.25115	0.42273	0.14376	0.17187
観察数	219	219	219	219	219

3.1 予測誤差の記述統計量

まず最初に全サンプル期間を対象に、予測値と実現値の乖離の平均(対数平均予測誤差)を見る。表 2 からは、WEIS サーベイの 1 ヶ月先予測は全体でも 4 つの業態別でもすべてマイナス(円高バイアス)となっているのに対して、3 ヶ月先予測では逆にすべてプラス(円安バイアス)になっている。しかしながら、これらのゼロからの乖離は標準偏差と比較して十分小さく、通常の有意水準ではゼロとの帰無仮説は棄却できない。ちなみに、1% の円安予測誤差は自然対数表示では $\log(1.01) = 0.00995$ 、同じく 1% の円高予測誤差は $\log(0.99) = -0.01005$ に相当するが、一般論としては、 x の絶対値が十分小さい場合には、近似式として $\log(1 \pm x) = \pm x$ が成立することを念頭に置けばよい。

表 3 の JCIF サーベイでもほぼ同様の傾向が認められ、1 ヶ月先予測は全体平均でも「輸出業者」を除

いた 3 つの業態別平均でもすべてマイナス(円高バイアス)となり、3 ヶ月先と 6 ヶ月先予測では例外なくすべてプラス(円安バイアス)になっている。標準偏差と比べてゼロからの乖離幅が小さいのも WEIS サーベイと同様であり、通常の有意水準ではゼロとの帰無仮説は棄却できない。

次に、2 つのサーベイ・データで直接比較可能な全体平均の予測誤差の標準偏差をみると、WEIS サーベイと JCIF サーベイの 1 ヶ月先予測の場合は、それぞれ 0.03951 と 0.03556、3 ヶ月先予測の場合はそれぞれ 0.06857 と 0.06558 となっている。どちらの場合も WEIS サーベイの方が若干大きくばらつき具合が激しいが、むしろほとんど差がないとみるべきであろう。予測精度を厳密に比較する場合には、後の第 5 節で詳しく考察するように、予測主体数による調整が必要であるが、ここでは暫定的に 1 ヶ月先予測の場合には 4% 弱の為替変動の予測誤差が、また 3 ヶ月先予測の場合には 7% 弱の為替変動の予測誤差が標

準偏差 1 つ分(イチシグマ)に相当し、予測誤差が絶対値でそれら以下となる確率は、正規分布の下で 68.3% となることが分かる。

第 3 に、2 つのサーベイ・データの予測誤差が実際に正規分布しているかを検定するために、Jarque-Bera 統計量(JB)を求める。この統計量は分布の歪度(skewness, S)と尖度(kurtosis, K)及びサンプル数 n に対して

$$JB = n \frac{S^2}{6} + n \frac{(K-3)^2}{24}$$

で計算されるもので、正規分布するという帰無仮説の下では自由度が 2 の χ^2 分布に従う。

正規性の検定結果を p 値で判断するならば、WEIS サーベイの場合には 1 ヶ月先予測についても 3 ヶ月先予測についても、また全体平均についても 4 つの業態別平均についても、原則として対数予測誤差の正規性を棄却できない(唯一の例外は「商

表 4. 予測誤差の相関行列：WEIS サーベイ (通期)

		全体		銀行・証券		生損保・投資信託		商社・海運・メーカー		新聞・大学・研究所・その他	
		1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先
全体	1 カ月先	1.000									
	3 カ月先	0.647	1.000								
銀行・証券	1 カ月先	0.978	0.642	1.000							
	3 カ月先	0.649	0.976	0.657	1.000						
生損保・投資信託	1 カ月先	0.914	0.577	0.875	0.557	1.000					
	3 カ月先	0.570	0.923	0.573	0.868	0.563	1.000				
商社・海運・メーカー	1 カ月先	0.927	0.583	0.866	0.579	0.810	0.475	1.000			
	3 カ月先	0.582	0.934	0.559	0.882	0.514	0.833	0.553	1.000		
新聞・大学・研究所・その他	1 カ月先	0.936	0.622	0.895	0.624	0.845	0.548	0.829	0.557	1.000	
	3 カ月先	0.590	0.929	0.569	0.868	0.550	0.852	0.539	0.852	0.588	1.000

表 5. 予測誤差の相関行列：JCIF サーベイ (通期)

		全体		銀行・短資		証券・商社		輸出業者		生損保・輸入業者	
		1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先	1 カ月先	3 カ月先
全体	1 カ月先	1.000									
	3 カ月先	0.651	1.000								
銀行・短資	1 カ月先	0.987	0.663	1.000							
	3 カ月先	0.634	0.987	0.662	1.000						
証券・商社	1 カ月先	0.986	0.640	0.970	0.628	1.000					
	3 カ月先	0.640	0.991	0.652	0.976	0.640	1.000				
輸出業者	1 カ月先	0.993	0.645	0.974	0.627	0.968	0.630	1.000			
	3 カ月先	0.649	0.994	0.654	0.971	0.632	0.977	0.648	1.000		
生損保・輸入業者	1 カ月先	0.983	0.622	0.957	0.592	0.958	0.609	0.969	0.624	1.000	
	3 カ月先	0.653	0.991	0.660	0.970	0.639	0.976	0.644	0.981	0.637	1.000

社・海運・メーカー」の 1 ヶ月先予測)のに対して、JCIF サーベイでは期先(3 ヶ月先及び 6 ヶ月先)予測については同様の結果となるものの、1 ヶ月先の期近予測では、有意水準 5% で全体平均と「輸出業者」及び「生損保・輸入業者」に対して正規性が棄却され、残りの「銀行・短資」と「証券・商社」についても 10% 水準では有意に棄却されることになる。

歪度(正規分布ならば 0)と尖度(正規分布ならば 3)の値からは、ともに正規分布の場合よりも大きな値をとっており、正規性が棄却される原因としては予測誤差が上側(円安)にバイアスを持ち、しかも裾が広がっていることに求められる。WEIS サーベイも JCIF サーベイも 1 ヶ月予測については、平均値の意味では下側(円高)にバイアスがあったのを踏まえるならば多少意外な結果であるが、分布形としては裾が広く重い分がより強く反映されていることを示すものである。

3.2 予測誤差の相関行列

次に、予測誤差間の相関行列を見る。WEIS サーベイと JCIF サーベイでの予測主体間の相関と、2 つのサーベイでのクロス相関、そして 1 ヶ月先予測誤差と 3 ヶ月先予測誤差の相関関係も考察する。なお、それぞれのサーベイ・データの予測主体間の herd behavior による「横並び行動」的な予測形成の可能性については、単なる予測誤差間での相関を越える問題であり、後に第 4.6 項での独立性の検定によって検証する。

3.2.1 WEIS サーベイ内

まず、表 4 の WEIS サーベイでの相関行列を見る。全体平均の 1 ヶ月先予測誤差と 3 ヶ月先予測誤差の相関係数は 0.647 であり、相関関係があることは否めないが、特段に高いとはいえず、期近予測と期先予測での異なる予測形成メカニズムの関与が示唆される。この傾向は 4 つの業態別予測誤差でも同

表 6. 予測誤差の相関行列：WEIS サーベイと JCIF サーベイ (通期)

1 カ月先予測

	WEIS 全体	WEIS 銀行・証券	WEIS 生損保・ 投資信託	WEIS 商社・海運・ メーカー	WEIS 新聞・大学・ 研究所・ その他
JCIF 全体	0.884	0.864	0.801	0.841	0.819
JCIF 銀行・短資	0.885	0.861	0.806	0.831	0.828
JCIF 証券・商社	0.857	0.841	0.772	0.811	0.794
JCIF 輸出業者	0.882	0.860	0.799	0.839	0.819
JCIF 生損保・ 輸入業者	0.867	0.849	0.783	0.835	0.788

3 カ月先予測

	WEIS 全体	WEIS 銀行・証券	WEIS 生損保・ 投資信託	WEIS 商社・海運・ メーカー	WEIS 新聞・大学・ 研究所・ その他
JCIF 全体	0.960	0.931	0.901	0.896	0.906
JCIF 銀行・短資	0.950	0.921	0.895	0.886	0.901
JCIF 証券・商社	0.949	0.913	0.900	0.886	0.900
JCIF 輸出業者	0.957	0.928	0.892	0.893	0.900
JCIF 生損保・ 輸入業者	0.949	0.924	0.884	0.884	0.888

表 7. WEIS サーベイと JCIF サーベイの相関 (サブサンプル期間)

	サンプル期間	サンプル 月数	1 カ月先 予測	3 カ月先 予測
通期	1985 年 6 月～2004 年 2 月	225	0.884	0.960
円高期	(1) 1985 年 6 月～88 年 11 月	42	0.917	0.957
円安期	(2) 1988 年 12 月～90 年 6 月	19	0.884	0.972
円高期	(3) 1990 年 7 月～95 年 6 月	60	0.852	0.958
円安期	(4) 1995 年 7 月～98 年 8 月	38	0.860	0.935
円高期	(5) 1998 年 9 月～04 年 2 月	66	0.912	0.786

様であり、1 ヶ月先予測誤差と 3 ヶ月先予測誤差の相関係数は「銀行・証券」の 0.657 から「商社・海運・メーカー」の 0.553 の範囲に入っている。

業態別の予測主体間の相関係数では、1 ヶ月先予測誤差では「銀行・証券」と「新聞・大学・研究所・その他」の 0.895 が最も高く、「生損保・投資信託」と「商社・海運・メーカー」の 0.810 が最も低くなっている。同様に、3 ヶ月先予測誤差では「銀行・証券」と「商社・海運・メーカー」の 0.882 が最も高く、「生損保・投資信託」と「商社・海運・メーカー」の 0.833 が最も低くなっている。これらの計測結果からは、一般に WEIS サーベイ内での予測主体間の相関はかなり高いことが理解される。

3.2.2 JCIF サーベイ内

次に、表 5 の JCIF サーベイでの相関行列を見る。

全体平均の 1 ヶ月先予測誤差と 3 ヶ月先予測誤差の相関係数は 0.651 であり、WEIS サーベイの場合とほとんど変わらない。この傾向は 4 つの業態別予測誤差でもまた同様であり、1 ヶ月先予測誤差と 3 ヶ月先予測誤差の相関係数は「銀行・短資」の 0.662 から「生損保・輸入業者」の 0.637 の範囲に入っている。

業態別の予測主体間の相関係数では、1 ヶ月先予測誤差では「銀行・短資」と「輸出業者」の 0.974 が最も高く、「銀行・短資」と「生損保・輸入業者」の 0.957 が最も低くなっている。また、3 ヶ月先予測誤差では「輸出業者」と「生損保・輸入業者」の 0.981 が最も高く、「銀行・短資」と「生損保・輸入業者」の 0.970 が最も低くなっている。これらの計測結果は、WEIS サーベイ内と比べて JCIF サーベイの業態別予測主体間の相関ははるかに高いことを示している。しかし、これも後に第 5 節で

詳しくみるように、実は WEIS サーベイと JCIF サーベイでの予測主体数の相異が大きく関与している結果である。

3.2.3 WEIS サーベイと JCIF サーベイ間

表 6 の通期 (全サンプル期間) について WEIS サーベイと JCIF サーベイのクロ

スの相関をみると、全体平均の場合の 1 ヶ月先予測誤差と 3 ヶ月先予測誤差の相関係数は、それぞれ 0.884 と 0.960 とかなり高いのが特筆される。特徴的なのは、期近予測よりも期先予測の方が相関が高いという結果である。

2 つのサーベイ・データの予測誤差の相関係数そのものがかなり高いのは、WEIS サーベイも JCIF サーベイもランダムな予測をしているわけではなく、共通の理論部分を有している可能性を示唆している。しかし、相関が高いといっても、予測誤差が完全に一致しているわけではなく、これが次節での予測形成メカニズムの統計的検証によって明らかになる。

期先予測の誤差同士が期近予測の誤差同士よりも相関が高いのには、「相関が高いこと」が必ずしも「予測的中している」ことを意味しない事実を確認させる。すなわち、本節第 1 項の記述統計の分析

結果から、2つのサーベイ・データともに、標準偏差で判断して期先予測誤差の方が期近予測誤差よりも大きい、表6からは、それゆえにこそ相関係数が高いことが示されているのであり、これは全体平均同士ばかりでなく、WEIS サーベイとJCIF サーベイそれぞれから抽出しカップリングさせた任意の組合せの業態別予測主体間の相関係数でも確認されるのである。

この結果を解釈するには、そもそも期近予測と期先予測では依拠する予測モデルが異なり、期近予測ではWEIS サーベイとJCIF サーベイとで相異が大きいものの、期先予測では相異が縮小すると考えればよいであろう。例えば、一般論としては、期近予測も期先予測も足下の外為環境を反映し、その足下の外為環境の認識は予測主体によって日々更新されるであろうが、この際、足下の外為環境の変化を一時的なものと捉えるか永続的なものと捉えるかで、期近予測と期先予測のあり方が特徴付けられる。そこで、WEIS サーベイとJCIF サーベイとで、外為環境の変化に対する足下の認識の相異はあり、それが1ヶ月先予測誤差に反映されるが、その相異は永続するものではなく、期先予測の対象となる3ヶ月先までには縮減してしまうと判断されているものならば、ここでの相関関係と整合的な解釈が可能といえよう。

3.2.4 サンプル分割後の相関

通期としての全サンプル期間ばかりでなく、5つに分割したサブサンプル期間のクロスの相関関係についても確かめると、表7にみられるように、通期の特性はほぼどの分割されたサブサンプル期間でも観察されるといえる。ただし、以下の2点は言及に値するであろう。

まず第1は、1ヶ月先予測誤差については第1期(1985年6月～88年11月)と第5期(1998年9月～04年2月)の2つの円高期は第2期(1988年12月～90年6月)と第4期(1995年7月～98年8月)の2つの円安期よりも顕著に相関係数が高く、その普遍性の成立が興味深いところであるが、第3期(1990年7月から95年6月)の円高期の相関係数が0.852と通期の0.884よりも低くなっており、一般性には欠けるのが明らかである。

第2に、3ヶ月先予測誤差では第5期の円高期の相関係数が0.786と通期や他のサブサンプル期間と比べて際立って低くなっている。この原因は、詳しくは解明できていないが、次のシナリオが考えられる。すなわち、第5期は一応円高期とはいえ他のサブサンプル期間と異なり、一方的な円高期というよりもボックス圏で推移した時期である。その結果、

2つのサーベイ・データの予測誤差そのものは他のサブサンプル期間と比べて相対的に小さい傾向がある⁵⁾。しかしそれゆえにこそ、直前の第3.2.3項の議論の裏返しとして、相関係数は小さくなっていると考えられるのである。

4. 2つのサーベイ・データによる仮説検定

本節では、WEIS サーベイとJCIF サーベイの統計的な属性について、合理性検定をはじめとしたいいくつかの期待形成仮説に関連する検定を行う。本節の推計や検定においては、すべての業態の予測の平均値に加えて、随時業態別に分類した場合の平均値を用いた場合の推計・検定も行う。この際、既述のように、WEIS サーベイとJCIF サーベイでは業態分割は一致せず、異なったものとなっているのに注意する必要がある。具体的には、前節でも指摘したように、JCIF サーベイではこの業態分割および業態内の予測主体数は原則固定しているが、WEIS サーベイでは定例研究会の参加者次第で業態内部の構成や予測主体数が変動してしまうのである。

4.1 外国為替予測の合理性検定

外国為替相場に関する予測が合理的期待であるとすれば、利用可能な情報を効率的に利用していることが求められる。何が効率的かは本来利用可能な情報構造に依存するが、為替レート予測に関する自らの過去から現在に至るまでのレコードのみが利用可能な情報であるとすれば、円高円安で予測誤差に偏りがなく、しかも予測誤差に系列相関が存在しないことが必要条件となる。

4.1.1 不偏性検定

まずは偏りに関する不偏性検定を行う。なお、推定には、誤差項に現れる不均一分散や系列相関に対して頑健な検定法であるNewey and West(1987)のHAC(Heteroscedasticity-Autocorrelation-Consistent)分散共分散統計量を適用する。

不偏性検定については、Holden and Peel(1990)にならって、次の推計式

$$\ln s_{t,k}^e - \ln s_{t+k} = \alpha + \varepsilon_t \quad (1)$$

を用いる。WEIS サーベイ及びJCIF サーベイの予測値(各期近・期先予測)を用いて、被説明変数は、 t 期に行われた k 期先の予測値($s_{t,k}^e$)と予測対象時点である $t+k$ 期時点での実績値(s_{t+k})との間の予測誤差とする。各時点での予測に偏りがなければ、定数項については $\alpha=0$ でなければならない。また、誤差項 ε_t に系列相関(自己相関)がある場合には、過去の情報を利用することによって予測を改善することが可能なことから、 ε_t についての系列相関の有

表 8. 不偏性検定(全サンプル期間)

WEIS サーベイ				JCIF サーベイ			
予測主体	予測期間	定数項	ρ 値	予測主体	予測期間	定数項	ρ 値
全体	1 カ月先	-0.002	0.622	全体	1 カ月先	0.000	0.882
	3 カ月先	0.006	0.322		3 カ月先	0.011	0.043
					6 カ月先	0.029	0.000
銀行・証券	1 カ月先	-0.002	0.602	銀行・短資	1 カ月先	0.000	0.932
	3 カ月先	0.004	0.516		3 カ月先	0.010	0.094
					6 カ月先	0.025	0.001
生損保・投資信託	1 カ月先	-0.001	0.869	証券・商社	1 カ月先	0.001	0.855
	3 カ月先	0.007	0.302		3 カ月先	0.010	0.076
					6 カ月先	0.029	0.000
商社・海運・メーカー	1 カ月先	-0.001	0.742	輸出業者	1 カ月先	0.002	0.461
	3 カ月先	0.004	0.536		3 カ月先	0.016	0.005
					6 カ月先	0.034	0.000
新聞・大学・研究所・その他	1 カ月先	-0.003	0.416	生損保・輸入業者	1 カ月先	0.000	0.882
	3 カ月先	0.010	0.094		3 カ月先	0.011	0.050
					6 カ月先	0.029	0.000

無を確認する必要がある。ここでは、系列相関の検定として、「 ρ 次までの自己相関係数が同時にゼロ」との帰無仮説に対する Ljung-Box 検定を行う。

全サンプル期間である通期の計測結果をまとめたのが表 8 である。WEIS サーベイと JCIF サーベイでは、結果は大きく異なる。JCIF サーベイでは、全体平均で見てもどの業態別予測主体についても、Ito(1990)や Takagi(1991)の先行研究で示されたように、1 ヶ月先の期近予測と 3 ヶ月・6 ヶ月先の期先予測で差異が見られる。期近予測では偏りの存在を否定できるものの、3 ヶ月と 6 ヶ月の期先予測については、最低でも 10% 有意水準で円安方向への偏りが見られる。しかし、WEIS サーベイについては、10% 水準でようやく有意となる「新聞・大学・研究所・その他」の 3 ヶ月先予測を唯一の例外として、全体平均を含めて残りのすべての予測主体の予測について偏りの存在が否定される。

4.1.2 誤差項の系列相関

誤差項の系列相関については、全予測主体の平均値である全体平均で見ると、JCIF サーベイと WEIS サーベイで、ともに期先予測では系列相関が見られるが、期近予測では系列相関が見られない点で相異はない(表 9)。期近予測に関しては、JCIF サーベイの場合、5% 有意水準で「銀行・短資」に、そして 10% 有意水準で「証券・商社」に系列相関があり、「輸出業者」と「生損保・輸入業者」の予測には系列相関がないことになる。これに対して、WEIS サーベイの場合には、1 次の自己相関のみを問題にすると「商社・海運・メーカー」を除いて系列相関があることが示唆されるが、2 次ないし 3 次までの系列相関を同時に考慮すると、どの業態も少なくともどちらかの場合で 10% 水準でも有意に棄却でき

ない結果となっている。業態別の WEIS サーベイは、予測主体数が少ないという根本問題や時系列としてのデータの欠損の問題もあるところであり、結果の解釈には慎重を期す必要があろう。

以上を総括すると、予測主体全体の検定結果からは次の特徴が指摘できる。まず、JCIF サーベイについては、対象とするサンプル期間が大幅にアップデートされているのにも拘らず、概ね Ito(1990)や Takagi(1991)の先行研究が支持される。しかしながら、WEIS サーベイでは様相が異なり、JCIF サーベイを否定する結果を

示す傾向がある。すなわち、期近予測でも期先予測でも不偏性が棄却できず、予測誤差推定式の誤差項の無系列相関性についても期先予測では棄却するものの期近予測については棄却できず、その限りで、結果として合理的期待形成仮説の成立条件を満たしていることになる。

4.1.3 サブサンプルでの不偏性検定

以上の結果を、円高・円安期で分割した 5 つのサブサンプル期間でも行う。

表 10 のサブサンプル別の不偏性検定からは、まず期近予測では、WEIS サーベイでは第 4 期の円安期で唯一不偏性が棄却されるのに対して、JCIF サーベイでは第 2 期の円安期に 5% を若干上回る有意水準で棄却される。期先予測では、WEIS サーベイでは第 2 期の円安期と第 5 期の円高期を除く 3 つのサブサンプルで不偏性が棄却され、JCIF サーベイでは第 1 期と第 3 期の円高期と第 4 期の円安期で、原則 5% 水準で有意に棄却される(第 4 期の 3 ヶ月先予測の ρ 値のみ 5% を上回り 6.3%)。

一般論としては、サンプル期間を円高・円安期によって細分していけば、円高と円安が相殺されることがなくなり、不偏性は棄却されやすくなる。したがって、表 10 での結果は驚くに値するものではないが、WEIS サーベイと JCIF サーベイともに円高期には定数項はプラス、円安期にはマイナスとなっており、増価と減価いずれにおいても過小予測の傾向が見られる。円高・円安のトレンドに対して慎重で保守的な予測形成が行われていると評価できよう。

4.2 期待形成仮説の検定

本項では、Frankel and Froot(1987), Ito(1990), Hara and Kamada(1999)等、先行研究で取り上げ

表 9. 誤差項の系列相関(Ljung-Box)検定

WEIS サーベイ					JCIF サーベイ				
予測主体	予測期間	Q(1)	Q(2)	Q(3)	予測主体	予測期間	Q(1)	Q(2)	Q(3)
全体	1 カ月先	2.21 (0.137)	2.25 (0.325)	6.21 (0.102)	全体	1 カ月先	2.15 (0.142)	2.43 (0.297)	4.24 (0.237)
	3 カ月先	121.19 (0.000)	159.84 (0.000)	161.77 (0.000)		3 カ月先	131.11 (0.000)	177.09 (0.000)	179.25 (0.000)
	6 カ月先					6 カ月先	174.99 (0.000)	292.76 (0.000)	358.38 (0.000)
銀行・証券	1 カ月先	3.87 (0.049)	3.87 (0.145)	5.73 (0.125)	銀行・短資	1 カ月先	6.32 (0.012)	7.53 (0.023)	10.39 (0.016)
	3 カ月先	104.74 (0.000)	133.52 (0.000)	134.40 (0.000)		3 カ月先	139.39 (0.000)	195.06 (0.000)	201.60 (0.000)
	6 カ月先					6 カ月先	175.44 (0.000)	300.80 (0.000)	376.05 (0.000)
生損保・ 投資信託	1 カ月先	6.15 (0.013)	6.16 (0.046)	6.17 (0.104)	証券・商社	1 カ月先	3.58 (0.059)	4.81 (0.090)	6.91 (0.075)
	3 カ月先	43.13 (0.000)	56.74 (0.000)	57.89 (0.000)		3 カ月先	131.13 (0.000)	179.56 (0.000)	182.45 (0.000)
	6 カ月先					6 カ月先	174.77 (0.000)	292.77 (0.000)	360.59 (0.000)
商社・海運・ メーカー	1 カ月先	0.00 (0.951)	0.33 (0.847)	2.14 (0.543)	輸出業者	1 カ月先	1.22 (0.269)	1.32 (0.517)	2.86 (0.414)
	3 カ月先	64.75 (0.000)	76.46 (0.000)	76.98 (0.000)		3 カ月先	125.33 (0.000)	167.27 (0.000)	168.48 (0.000)
	6 カ月先					6 カ月先	171.04 (0.000)	281.74 (0.000)	339.88 (0.000)
新聞・大学・ 研究所・ その他	1 カ月先	4.13 (0.042)	4.24 (0.120)	10.17 (0.017)	生損保・ 輸入業者	1 カ月先	0.85 (0.357)	0.85 (0.654)	2.29 (0.514)
	3 カ月先	91.40 (0.000)	129.22 (0.000)	136.86 (0.000)		3 カ月先	122.74 (0.000)	161.95 (0.000)	162.74 (0.000)
	6 カ月先					6 カ月先	170.27 (0.000)	284.50 (0.000)	346.90 (0.000)

注)1) 推計期間は、すべて 1985 年 6 月 3 日～2004 年 2 月 17 日。

2) $Q(p)$ は、Ljung-Box の Q 統計量を意味し、誤差項の p 次までの系列相関の検定量である。

3) 括弧内は p 値。

たモデルをもとに、2つのサーベイにおける期待形成メカニズムについて分析する。

いま、 k 期先の為替予測は、足下の実績値 s_t と過去の情報に基づく期待形成要因 x_t で決まるものとし、特に自然対数をとった後には、それらの線形結合で表現できるとする。すなわち

$$\ln s_{t,k}^e = \beta \ln x_t + (1-\beta) \ln s_t \quad (2)$$

と定式化する。(2)式に基づく、自然対数をとった上での、 t 期に形成する k 期先予測とその基礎となる予測時点での実現値との差

$$\Delta \ln s_{t,k}^e = \ln s_{t,k}^e - \ln s_t$$

に対しての推定式は

$$\Delta \ln s_{t,k}^e = \alpha + \beta (\ln x_t - \ln s_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

となる。ただし、 α は定数項、 ε_t は推計上の誤差項である。

以下では x_t の内容によって、いくつかの期待形成仮説が対応することになるが、いずれも基本的には(過去の情報を用いるという意味で)バックワード・ルッキングな期待形成メカニズムとなっている。

4.2.1 外挿的期待形成仮説

まず最初に、期待形成要因 x_t として予測期間と

同じ長さの過去の為替レートの実現値を用いる。すなわち、 t 時点において k 期先の予測をするのに、 k 期前から t 時点までの変化を拠り所とする場合であり、

$$x_t = s_{t-k} \quad (4)$$

とする。これは、期待形成に際して過去情報を利用することを意味し、外挿的期待形成仮説(extrapolative expectations hypothesis)になる。

(3)式において、有意に $\beta < 0$ ならば、予測当時の時流に乗った順張りの予測(バンドワゴン予測)とみることができ、逆に $\beta > 0$ ならば、為替相場は反転するとの逆張りの予測となる。なお、 β の符号が順張り・逆張りの直感と逆なのは、単純に(3)式の右辺第2項の説明変数部分(括弧内)が、現在の相場と過去の相場の階差でなく、過去の相場と現在の相場の階差になっているからである。

表 11 の推定結果によると、JCIF サーベイでは、「輸出業者」、「生損保・輸入業者」の場合に有意ではないものの、1 ヶ月先予測では全体平均をはじめとして全て順張りの予測で、予測当時の相場状況が継続するとの予測となっている。3 ヶ月先予測においても「銀行・短資」、「証券・商社」で同様の傾向

表 10. 不偏性検定(サブ・サンプル: 円高・円安期)

推計期間	WEIS サーベイ			JCIF サーベイ		
	予測期間	定数項	p 値	予測期間	定数項	p 値
(1) 1985 年 6 月～88 年 11 月 円高期	1 カ月先	0.008	0.328	1 カ月先	0.007	0.327
	3 カ月先	0.033	0.018	3 カ月先	0.044	0.001
				6 カ月先	0.089	0.000
(2) 1988 年 12 月～90 年 6 月 円安期	1 カ月先	-0.016	0.134	1 カ月先	-0.019	0.051
	3 カ月先	-0.029	0.147	3 カ月先	-0.031	0.145
				6 カ月先	-0.023	0.435
(3) 1990 年 7 月～95 年 6 月 円高期	1 カ月先	0.008	0.152	1 カ月先	0.003	0.601
	3 カ月先	0.024	0.016	3 カ月先	0.028	0.007
				6 カ月先	0.058	0.000
(4) 1995 年 7 月～98 年 8 月 円安期	1 カ月先	-0.026	0.001	1 カ月先	-0.010	0.220
	3 カ月先	-0.035	0.024	3 カ月先	-0.027	0.063
				6 カ月先	-0.044	0.012
(5) 1998 年 9 月～04 年 2 月 円高期	1 カ月先	0.003	0.641	1 カ月先	0.006	0.253
	3 カ月先	0.006	0.563	3 カ月先	0.010	0.277
				6 カ月先	0.019	0.133

注) 推計は、WEIS サーベイおよび JCIF サーベイとも予測主体全体。

が窺える。6 ヶ月予測では、一転、逆張りのな予測となっており、いずれ現在の相場は反転すると予測している。

一方、WEIS サーベイでは、3 ヶ月先予測において「商社・海運・メーカー」が順張りの、「生損保・投資信託」、「新聞・大学・研究所・その他」が逆張りの相対的に有意な予測を行っているが、すべての1 ヶ月先予測のケースなどその他のケースで有意なものは見られない。

4.2.2 適応的期待形成仮説

次に、期待形成要因 x_t として予測する期間と同じ期間の過去の予測レートを用いる。すなわち、

$$x_t = s_{t-k}^e \quad (5)$$

とする。このとき(3)式は、予測期間分だけ過去における現在値の予測誤差を意味し、その予測誤差をどの程度今後の予測に利用するかを表わす。いま、(5)を(2)式に代入して整理すると、

$\ln s_{t,k}^e - \ln s_{t-k,k}^e = (1-\beta)(\ln s_t - \ln s_{t-k,k}^e)$ (6) と変形でき、定数項や誤差項を除いて(3)式と同等となる。(6)式は、いわゆる適応的期待形成仮説(adaptive expectations hypothesis)を意味する。

ただし、ここでも注意が必要なのは、適応的期待形成仮説が意味を持つのは(6)式の右辺の係数が正であることが前提となり、そのためには(3)式で推計される係数パラメータについては $1 > 1-\beta > 0$ (すなわち、 $0 < \beta < 1$) である必要がある。 β が 0 に近いほど適応的期待形成の調整スピードが速くなり、 $\beta = 0$ の極限では予測期間先にも足下の為替相場が続くとする静的期待形成仮説となる。

表 11 の適応的期待形成仮説の欄をみると、ここで推計されているのは(3)式の β そのものであり、

有意の場合も有意でない場合も含めてほとんどの場合 0 に近い値になっており、静的期待形成仮説が有力な期待形成仮説として浮上してくる。ただし、小さいながらベータが 5% 水準で統計的に有意に 0 でない結果となっているケースは、WEIS サーベイの場合で、1 ヶ月先予測だと「生損保・投資信託」のみ、3 ヶ月先予測だと「生損保・投資信託」と「新聞・大学・研究所・その他」に見られる。JCIF サーベイの場合では、1 ヶ月先予測で「輸

出業者」と「生損保・輸入業者」に、3 ヶ月先予測で「輸出業者」に見られ、6 ヶ月先予測ではすべての業態が有意になっている。

4.2.3 回帰的期待形成仮説

第 3 に、 x_t として過去 2 週間(14 日)分の実績値の平均為替レートを用いる。すなわち、 t 自体は 1 ヶ月に 1 回の月次ベースであるが、その頻度の合間にある日次データとしての為替レートの 14 日分の算術平均

$$x_t = \sum_{i=1}^{14} s_{t-i} / 14 \quad (7)$$

とする。このとき(3)式は、予測値が過去のトレンドに回帰するメカニズムを表わす回帰的期待形成仮説(regressive expectations hypothesis)を意味する。ここでは、 β が大きいほど、回帰的期待形成とみることができる。

表 11 からは、WEIS サーベイでは「銀行・短資」を除きほとんど 5% 水準で有意ではない。一方、JCIF サーベイの推計結果は、期近の 1 ヶ月先予測では「証券・商社」を除いて有意でないものの、期先予測では逆に 3 ヶ月先の「銀行・短資」と「証券・商社」を除いて、全平均も含めて基本的に回帰的期待形成であり、6 ヶ月先予測ではすべての業態でトレンド回帰的な予測となっている。

4.3 3つの期待形成仮説の比較

前項では、3つの期待形成仮説を個別に検定したが、それらの間の優劣の比較はしなかった。また、それぞれの仮説が拠って立つ理論的な根拠にも言及しなかった。例えば、適応的期待形成仮説の極限としての静的期待形成仮説は、もし為替レートが時系

列としてランダム・ウォークに従っているならば、合理的な期待形成になるものである。現実の為替レートがランダム・ウォークしているか否かは議論の

あるところであるが、外挿の期待形成仮説や回帰的期待形成仮説が支持されるならば、WEIS サーベイや JCIF サーベイでは静的期待形成仮説を超える情

表 11. 外国為替予測における期待形成メカニズム(通期)

(1) 外挿の期待形成仮説									
WEIS サーベイ					JCIF サーベイ				
予測主体	予測期間		係数	ρ 値	予測主体	予測期間		係数	ρ 値
全体	1 カ月先	定数項	-0.007	0.000	全体	1 カ月先	定数項	-0.004	0.000
		β	-0.004	0.926			β	-0.037	0.047
	3 カ月先	定数項	-0.007	0.004		3 カ月先	定数項	-0.002	0.278
		β	0.005	0.862			β	-0.011	0.651
銀行・証券	1 カ月先	定数項	-0.006	0.000	銀行・短資	1 カ月先	定数項	-0.005	0.000
		β	0.024	0.528			β	-0.064	0.000
	3 カ月先	定数項	-0.009	0.000		3 カ月先	定数項	-0.004	0.059
		β	0.006	0.866			β	-0.058	0.033
生損保・投資信託	1 カ月先	定数項	-0.003	0.179	証券・商社	1 カ月先	定数項	-0.004	0.002
		β	0.079	0.187			β	-0.092	0.000
	3 カ月先	定数項	0.001	0.875		3 カ月先	定数項	-0.003	0.139
		β	0.067	0.213			β	-0.025	0.395
商社・海運・メーカー	1 カ月先	定数項	-0.005	0.013	輸出業者	1 カ月先	定数項	-0.003	0.017
		β	-0.098	0.128			β	0.023	0.339
	3 カ月先	定数項	-0.007	0.035		3 カ月先	定数項	0.002	0.467
		β	-0.111	0.046			β	0.059	0.042
新聞・大学・研究所・その他	1 カ月先	定数項	-0.007	0.000	生損保・輸入業者	1 カ月先	定数項	-0.005	0.000
		β	-0.026	0.634			β	-0.001	0.957
	3 カ月先	定数項	-0.004	0.241		3 カ月先	定数項	-0.003	0.225
		β	0.062	0.115			β	0.004	0.884
						6 カ月先	定数項	0.000	0.920
							β	0.090	0.000
(2) 適応的期待形成仮説									
WEIS サーベイ					JCIF サーベイ				
予測主体	予測期間		係数	ρ 値	予測主体	予測期間		係数	ρ 値
全体	1 カ月先	定数項	-0.006	0.000	全体	1 カ月先	定数項	-0.004	0.000
		β	0.028	0.370			β	0.011	0.598
	3 カ月先	定数項	-0.007	0.005		3 カ月先	定数項	-0.002	0.227
		β	0.030	0.232			β	0.016	0.528
銀行・証券	1 カ月先	定数項	-0.006	0.000	銀行・短資	1 カ月先	定数項	-0.005	0.000
		β	0.051	0.129			β	-0.013	0.595
	3 カ月先	定数項	-0.009	0.000		3 カ月先	定数項	-0.004	0.055
		β	0.010	0.761			β	-0.025	0.300
生損保・投資信託	1 カ月先	定数項	-0.004	0.133	証券・商社	1 カ月先	定数項	-0.004	0.002
		β	0.133	0.043			β	-0.019	0.403
	3 カ月先	定数項	0.003	0.456		3 カ月先	定数項	-0.003	0.108
		β	0.092	0.040			β	0.003	0.928
商社・海運・メーカー	1 カ月先	定数項	-0.006	0.024	輸出業者	1 カ月先	定数項	-0.003	0.014
		β	-0.028	0.538			β	0.064	0.008
	3 カ月先	定数項	-0.010	0.016		3 カ月先	定数項	0.001	0.614
		β	-0.078	0.071			β	0.089	0.002
新聞・大学・研究所・その他	1 カ月先	定数項	-0.007	0.000	生損保・輸入業者	1 カ月先	定数項	-0.005	0.000
		β	0.040	0.393			β	0.055	0.012
	3 カ月先	定数項	-0.004	0.255		3 カ月先	定数項	-0.003	0.180
		β	0.124	0.003			β	0.035	0.175
						6 カ月先	定数項	-0.001	0.794
							β	0.105	0.000

(3) 回帰的期待形成仮説

WEIS サーベイ					JCIF サーベイ				
予測主体	予測期間		係数	p 値	予測主体	予測期間		係数	p 値
全体	1 カ月先	定数項	-0.007	0.000	全体	1 カ月先	定数項	-0.004	0.000
		β	0.131	0.357			β	-0.040	0.415
	3 カ月先	定数項	-0.007	0.003		3 カ月先	定数項	-0.002	0.207
		β	0.232	0.165			β	0.165	0.042
銀行・証券	1 カ月先	定数項	-0.007	0.000	銀行・短資	1 カ月先	定数項	-0.005	0.000
		β	0.259	0.065			β	-0.032	0.563
	3 カ月先	定数項	-0.009	0.000		3 カ月先	定数項	-0.004	0.033
		β	0.280	0.073			β	0.084	0.371
生損保・投資信託	1 カ月先	定数項	-0.003	0.170	証券・商社	1 カ月先	定数項	-0.004	0.002
		β	0.204	0.396			β	-0.156	0.012
	3 カ月先	定数項	0.001	0.790		3 カ月先	定数項	-0.004	0.094
		β	0.219	0.391			β	0.138	0.168
商社・海運・メーカー	1 カ月先	定数項	-0.006	0.009	輸出業者	1 カ月先	定数項	-0.003	0.017
		β	-0.095	0.645			β	0.037	0.567
	3 カ月先	定数項	-0.009	0.013		3 カ月先	定数項	0.002	0.366
		β	-0.228	0.428			β	0.311	0.000
新聞・大学・研究所・その他	1 カ月先	定数項	-0.007	0.000	生損保・輸入業者	1 カ月先	定数項	-0.005	0.000
		β	-0.047	0.806			β	-0.009	0.870
	3 カ月先	定数項	-0.004	0.237		3 カ月先	定数項	-0.003	0.188
		β	0.386	0.143			β	0.191	0.044
						6 カ月先	定数項	0.001	0.713
							β	0.479	0.000

注) 推計期間は、全て 1985 年 6 月 3 日～2004 年 2 月 17 日。

報利用をしていることになる。以下本項では、こうした問題意識の下で、3つの期待形成仮説を同時に考慮して、それらの間の優劣を検証する。

4.3.1 ネステッド・モデルによる検定

まず、ネステッド・モデル(nested model)に基づく検定を行う。いま x_{1t} , x_{2t} , x_{3t} を順に(4), (5), (7)の右辺で定義したそれぞれの期待形成要因として、3つの期待形成仮説を同時に踏まえた

$$\Delta \ln s_{t+h}^e = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i (\ln x_{it} - \ln s_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

を推計し、パラメータについて以下の帰無仮説を検定する。すなわち、

$$H_{00}: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_{01}: \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_{02}: \beta_1 = \beta_3 = 0$$

$$H_{03}: \beta_1 = \beta_2 = 0$$

の4つの検定である。いうまでもなく、帰無仮説 H_{00} は3つの期待形成仮説がすべて不成立、また残りの3つについては消去法的に、 H_{01} は外挿的期待形成仮説が成立、 H_{02} は適応的期待形成仮説が成立、 H_{03} は回帰的期待形成仮説が成立、となる。

表12にあるネステッド・モデルの推計結果と帰無仮説に対するWald検定のp値からは、有意水準を5%として以下の観察が可能である。まず、

WEIS サーベイについては、1ヶ月先予測についても3ヶ月先予測においても、 β_1 と β_2 がゼロとの帰無仮説は個別仮説としても複合仮説としても棄却できず、結局回帰的期待形成仮説のみが生き残ることになる。

逆に JCIF サーベイについては、1ヶ月先予測についても3ヶ月先予測においても、 β_3 がゼロとの帰無仮説は個別仮説として棄却できない(β_1 なり β_2 と共にゼロとの複合仮説は棄却される)のに対して、 β_1 と β_2 がゼロとの帰無仮説は個別仮説としても複合仮説としても棄却できない。したがって、JCIF サーベイでは WEIS サーベイとは異なって、外挿的期待形成仮説なり適応的期待形成仮説(静的期待形成仮説)がより適合しているといえよう。

4.3.2 エンコンパッシング検定

次に、ネステッド・モデルによる検定結果を、Chong and Hendry(1986)やEricsson(1992)の定式化に基づく forecast encompassing test によって確認する。この検定は、一方のモデルが他方のモデルを予測の意味で包含する(encompass)か否かを検証し、モデル選択を行なうものである。

具体的には、まず(4), (5), (7)の x_{1t} , x_{2t} , x_{3t} をそれぞれの期待形成要因として、(3)式に基づいて個別に推計した後の3つの期待形成仮説によって説

表 12. ネステッド・モデルの推計結果

WEIS サーベイ (全体) 推計期間: 6/3/1985~2/17/2004

予測期間		係数	p 値	Wald 検定 : p 値			
				$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$
1 カ月先	定数項	-0.006	0.000	0.031	0.021	0.020	0.684
	β_1	-0.064	0.412				
	β_2	0.030	0.607				
	β_3	0.500	0.006				
3 カ月先	定数項	-0.006	0.002	0.007	0.004	0.006	0.182
	β_1	-0.164	0.100				
	β_2	0.165	0.070				
	β_3	0.429	0.004				

JCIF サーベイ (全体) 推計期間: 6/3/1985~2/17/2004

予測期間		係数	p 値	Wald 検定 : p 値			
				$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$
1 カ月先	定数項	-0.002	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000
	β_1	-0.556	0.000				
	β_2	0.521	0.000				
	β_3	0.015	0.789				
3 カ月先	定数項	-0.001	0.338	0.001	0.000	0.000	0.000
	β_1	-0.425	0.000				
	β_2	0.418	0.000				
	β_3	0.122	0.155				

注) 期待形成のパラメータ β_1 , β_2 , β_3 は, それぞれ外挿の期待, 適応の期待, 回帰の期待を示す。

明される部分(fitted value)を, 順に $\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e$, $\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e2}$, $\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e3}$ と定義する。すなわち,

$$\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{ei} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (\ln x_{it} - \ln s_t) \quad (9)$$

であり, $\hat{\alpha}_i$ と $\hat{\beta}_i$ は, 表 11 で推計された係数パラメータである。

さて, エンコンパッシング検定では, (9)式で定義された各期待形成仮説によって推計された fitted value の中から, 2 つずつ組合せて相対的な優劣を検討する目的で, 以下の一連の推定式を導入する。

$$\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e = \alpha + \beta (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e) + \gamma (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e2}) + \varepsilon_t \quad (10.1)$$

$$\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e = \alpha + \beta (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e) + \gamma (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e3}) + \varepsilon_t \quad (10.2)$$

$$\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e = \alpha + \beta (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e2}) + \gamma (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e3}) + \varepsilon_t \quad (10.3)$$

および

$$\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e = \beta (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e) + (1-\beta) (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e2}) + \varepsilon_t \quad (11.1)$$

$$\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e = \beta (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e) + (1-\beta) (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e3}) + \varepsilon_t \quad (11.2)$$

$$\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^e = \beta (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e2}) + (1-\beta) (\Delta \ln \hat{s}_{t,k}^{e3}) + \varepsilon_t \quad (11.3)$$

である⁶⁾。

(10.1)-(10.3)の3つの推定式は, 定数項 α , 各予測誤差値にかかる係数 β および γ に関して, 制約を置かない場合の一般化されたエンコンパッシング検定であり, 係数 β および γ に想定されるのは, 正の値である。もし一方の係数 β (あるいは γ) が正で有意であり他方の係数が有意でなければ, 有意な係数に対応する期待形成仮説のみが採用され, 有意でない期待形成仮説に関する情報は反映されない。2

つの係数が正で同時に有意ならば, 一方の期待形成仮説が他方の期待形成仮説を包含することなく, 2つの期待形成仮説はそれぞれ異なる情報部分を有すると判断される。

他方, (11.1)-(11.3)の3つの推定式は, 一般化されたエンコンパッシング検定において, パラメータについて定数項 $\alpha=0$ かつ, $\beta+\gamma=1$ の係数間制約を課した検定であり, 2つの期待形成仮説の間の包含関係を際立たせるものである。

エンコンパッシング検定を進めるに当たっては, まず(10.1)-(10.3)と(11.1)-(11.3)の対応する定式化同士で, どちらに基づくべきかを, 係数間制約に関する Wald 検定によって判断する。もし係数間制約が棄却されるならば, 一般化されたエンコンパッシング

検定の結果に基づいて, 予測の優劣を判断する。係数間制約が棄却されなければ, (11.1)-(11.3)の定式化による推定結果を用いて3つの期待形成仮説間の優劣を判定する。

表 13 にまとめたエンコンパッシング検定の推計結果と帰無仮説に対する Wald 検定 p 値からは, 有意水準を 1% 水準に設定しても 5% 水準に設定しても, WEIS サーベイでは全ての期待形成仮説の組合せにおいて, 1ヶ月先予測においても3ヶ月先予測においても, 係数間制約の成立は棄却される。JCIF サーベイでも1ヶ月先予測では同様だが, 3ヶ月先予測では回帰の期待形成仮説が絡んだ2つの組合せの場合には, 係数間制約の成立は棄却されず, したがって, これらの場合には係数間制約下でエンコンパッシング検定を行うのが適切となる。

最終的なエンコンパッシング検定の結果は, WEIS サーベイについては, ネステッド・モデルの検定結果とは異なり, 必ずしも回帰の期待形成仮説が相対的に有意とならず, 1ヶ月先予測に対しても3ヶ月先予測に対しても, むしろ外挿の期待形成仮説と適応の期待形成仮説が有意となっている。しかしながら, これらの期待形成仮説に対応する係数パラメータが極端に1を上回ったり負の符号で推計されており, 理論的に期待される結果と比べるとかなり不安定な推計結果となっている。

表 13. エンコンパッシング検定

WEIS サーベイ							
予測 期間			係数		p 値	自由度修正済 み決定係数	Wald 検定 : p 値 $\alpha=0, \beta+\gamma=1$
1 カ 月 先	外挿＋適応	係数制約付		-0.165	0.879	-0.12	
		一般化	定数項	-0.006	0.000	0.010	0.000
			外挿 適応	37.691 4.875	0.102 0.030		
	外挿＋回帰	係数制約付		0.398	0.710	-0.13	
		一般化	定数項	-0.007	0.000	0.004	0.000
			外挿 回帰	13.178 1.646	0.402 1.461		
適応＋回帰	係数制約付		0.891	0.549	-0.12		
	一般化	定数項	-0.007	0.000	-0.002	0.000	
		適応 回帰	0.274 0.892	0.866 0.538			
3 カ 月 先	外挿＋適応	係数制約付		-0.028	0.979	-0.08	
		一般化	定数項	-0.006	0.007	0.032	0.004
			外挿 適応	-37.802 6.800	0.033 0.012		
	外挿＋回帰	係数制約付		0.133	0.863	-0.07	
		一般化	定数項	-0.007	0.004	0.005	0.014
			外挿 回帰	-2.129 1.088	0.724 0.156		
	適応＋回帰	係数制約付		0.370	0.599	-0.07	
		一般化	定数項	-0.007	0.004	0.007	0.005
			適応 回帰	0.651 0.860	0.475 0.266		
JCIF サーベイ							
予測 期間			係数		p 値	自由度修正済 み決定係数	Wald 検定 : p 値 $\alpha=0, \beta+\gamma=1$
1 カ 月 先	外挿＋適応	係数制約付		0.991	0.021	-0.15	
		一般化	定数項	-0.002	0.003	0.280	0.000
			外挿 適応	14.800 48.900	0.000 0.000		
	外挿＋回帰	係数制約付		1.400	0.051	-0.15	
		一般化	定数項	-0.004	0.000	0.007	0.000
			外挿 回帰	1.120 -0.589	0.137 0.757		
	適応＋回帰	係数制約付		0.072	0.929	-0.17	
		一般化	定数項	-0.004	0.000	-0.002	0.000
			適応 回帰	2.271 1.917	0.407 1.923		
3 カ 月 先	外挿＋適応	係数制約付		0.606	0.505	-0.01	
		一般化	定数項	-0.001	0.369	0.177	0.000
			外挿 適応	38.937 27.580	0.000 0.000		
	外挿＋回帰	係数制約付		0.361	0.469	-0.01	
		一般化	定数項	-0.002	0.251	0.011	0.335
			外挿 回帰	1.980 1.148	0.402 0.042		
	適応＋回帰	係数制約付		0.210	0.726	-0.01	
		一般化	定数項	-0.002	0.208	0.005	0.452
			適応 回帰	0.452 0.860	0.791 0.134		

注) 1) WEIS サーベイ, JCIF サーベイとも予測主体として全体を用いる。
2) 推計期間は, 通期(1985年6月~2004年2月)。

一方, JCIF サーベイについては, ネステッド・モデルの結果と同様に, 1ヶ月先予測に対しても3ヶ月先予測に対しても, 基本的に外挿の期待形成仮説と適応的期待形成仮説がともに有意となっているが, これも推計された係数パラメータは不安定なものとなっている。むしろ, 係数間制約を考慮しない場合に, 3ヶ月先予測での回帰的期待形成仮説が外挿的期待形成仮説と比べて相対的に有意に包含している

結果が得られるのが興味深い。そもそもこの組合せでは係数間制約を考慮すべしとのWald検定の結果が得られているが, 外挿的期待形成仮説に掛かるパラメータは有意ではなく, 回帰的期待形成仮説が有力となる。

本論文での回帰的期待形成仮説で回帰する先は, (7)式で導入した過去2週間分の移動平均値であるが, インプリケーションとしてはIto(1990)が主張する, 円高局面ならば将来は円安方向へ戻るとする「回帰的予測」の特徴を有しているといえよう。

4.4 WEIS サーベイにおける「8月効果」

本節のいままでの分析結果から, WEIS サーベイとJCIF サーベイでは期待形成メカニズムが異なることが示された。すなわち, WEIS サーベイでは, ナイーブな合理的期待形成仮説が棄却されなかったか, ネステッド・モデルからは回帰的期待形成仮説が選択されたのに対し, JCIF サーベイには基本的には現在ないし過去の情報に基づくバックワー

ド・ルッキングな期待形成メカニズムに従っていると考えられる。もっとも, WEIS サーベイについては, ネステッド・モデルから選択された回帰的期待形成仮説はエンコンパッシング検定によっては必ずしもサポートされず, 結果は頑健ではない。

ここで極めて重要なのは, 細部はともかく, JCIF サーベイを用いたIto(1990)やHara and Kamada (1999)等によって認定されてきた東京外国為替市場

での予測形成メカニズムが、WEIS サーベイでは統計的に棄却されたことである。本項では、こうした結果の頑健性をさらに確かめるために、以下のデータ特性を利用する。

すなわち、WEIS サーベイは毎年8月調査のみJCIF サーベイと同様、電話等による聞き取り調査で行われている。そこで、予測方法の違いが期待形成に与える効果を検証するために、WEIS サーベイについて「8月調査除き」及び「8月調査のみ」の2種類のサンプルセットから、8月効果について分析を行う。なお、ここで注意が必要なのは、8月調査のサンプルは、1ヶ月先予測では9月の予測誤差に、3ヶ月先予測では11月の予測誤差に反映されることである。

表14と表15が推計結果である。表8の不偏性検定と表11の個別の期待形成仮説を再現した表14からは、「8月調査除き」のサンプルセットでの推計結果は、まず表8の不偏性検定の結果と同様偏りの存在は認められず、また、個別の期待形成メカニズムに関してはどれも有意ではないものの、相対的には回帰的期待形成仮説の p 値が最も小さくなっており、表11の全サンプルの推計結果と比べて1ヶ月先予測では0.357から0.435へと悪化したものの、3ヶ月先予測では0.165から0.122と下がっている。

表12のネステッド・モデルを再現した表15からは、「8月調査除き」のサンプルセットでは、5%有意水準で、1ヶ月先予測の個別仮説では外挿的期待形成仮説のみが有意となっており、複合仮説のWald検定からはどれも有意とはいえない結果となっている。また、3ヶ月先予測では、個別仮説では回帰的期待形成仮説のみが有意性を失うが、複合仮説のWald検定ではどの期待形成仮説も有意となっている。

一方、「8月調査のみ」のデータセットの分析からは、サンプル数不足の問題があり表14では、1ヶ月先予測では有意な期待形成仮説は認められず、3ヶ月先予測においても有意性は低いものの、逆張りの外挿的期待形成及び適応的期待形成の傾向が確認されるのに対し回帰的期待形成仮説はまったく確認されず、データ属性としてはJCIF サーベイと同様なものとなっている。ただし、ネステッド・モデルの再現の表15からは、1ヶ月先予測についても3ヶ月先予測についても、どの期待形成仮説の有意性も確認されない。

したがって、以上の検証結果をまとめるならば、確かに一部ではWEIS サーベイの8月予測はJCIF サーベイと同様のデータ特性を示すものの、それは必ずしも頑健なものではなく、推計式次第では逆のインプリケーションが得られる検証結果もある。と

りわけ、ネステッド・モデルの推計はサブサンプルでも行ってみたが、8月効果に関して取り立てた改善は見られなかった。

4.5 期待形成の同質性

前節の第3.2項では2つのサーベイ・データの予測誤差について、予測主体間の相関係数を求め、基本的にはともに高い相関関係が認められる結果が得られた。しかし相関係数が高いといっても、期待形成メカニズムが完全に一致するわけではなく、それなりに差がある可能性がある。本項では、そうした業態別の予測主体の同質性を検証する。

予測主体の同質性(ないし裏返しとしての異質性)を判定する方法は幾通りか考えられるが、ここでは(8)式のネステッド・モデルの定式化を業態別の予測主体で区別したパネルデータに拡張し、その上ですべての業態別の定数項と3つの期待形成仮説に掛かる係数がすべて等しいとの帰無仮説を検証する。すなわち、WEIS サーベイとJCIF サーベイともに、まず(8)式を4つの業態 j ($j=1,2,3,4$)に適用し

$$\Delta \ln s_{t,k}^{eij} = \sum_{j=1}^4 \left[\alpha_j + \sum_{i=1}^3 \beta_{ij} (\ln x_{ijt} - \ln s_{it}) + \varepsilon_{ijt} \right] \quad (12)$$

とした上で、帰無仮説

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4, \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14}, (i=1,2,3) \quad (13)$$

を検定する⁷⁾。

推定式(12)は、4つの業態毎に定数項に3つの期待形成仮説が説明変数となり、計16個になる。(13)の帰無仮説の検定は、係数パラメータ間の制約を検定するWald検定を応用する。サンプルは、通期の1985年6月から2004年2月の全サンプル期間についてであるが、業態別予測主体数がゼロと成り得るWEIS サーベイでは1ヶ月先予測で702個、3ヶ月先予測で700個、すべての業態別サンプルが整うJCIF サーベイでは1ヶ月先予測で896個、3ヶ月先予測で888個になる。

同質性の検定結果は表16にまとめてあり、有意水準を5%以下に設定しても、帰無仮説はJCIF サーベイでは期近予測でも期先予測でも棄却され、WEIS サーベイでも3ヶ月先予測で棄却される。唯一、WEIS サーベイの1ヶ月先予測では棄却できない結果となり、結局、JCIF サーベイやWEIS サーベイの期先予測では予測主体の異質性が見られ、WEIS サーベイの期近予測では予測主体が同質性を示していると解釈される。

予測主体の同質性に関するこの検定結果は大変興味深いものになっている。すなわち、第2節で詳述したように、WEIS サーベイとJCIF サーベイでは期待形成時に予測主体が直面する情報構造の違いが

表 14. WEIS サーベ이의 8 月効果

WEIS サーベイ「8月調査除き」					WEIS サーベイ「8月調査のみ」				
検定	予測期間		係数	p 値	検定	予測期間		係数	p 値
不偏性検定	1 カ月先	β	-0.003	0.204	不偏性検定	1 カ月先	β	-0.002	0.833
	3 カ月先	β	0.001	0.904		3 カ月先	β	0.018	0.159
外挿的期待形成仮説	1 カ月先	定数項	-0.006	0.000	外挿的期待形成仮説	1 カ月先	定数項	-0.008	0.000
		β	0.012	0.745			β	-0.141	0.223
	3 カ月先	定数項	-0.007	0.001		3 カ月先	定数項	-0.010	0.089
		β	0.004	0.886			β	0.151	0.066
適応的期待形成仮説	1 カ月先	定数項	-0.005	0.000	適応的期待形成仮説	1 カ月先	定数項	-0.009	0.000
		β	0.014	0.610			β	-0.116	0.266
	3 カ月先	定数項	-0.006	0.003		3 カ月先	定数項	-0.009	0.080
		β	0.026	0.311			β	0.172	0.108
回帰的期待形成仮説	1 カ月先	定数項	-0.006	0.000	回帰的期待形成仮説	1 カ月先	定数項	-0.008	0.000
		β	0.113	0.435			β	0.035	0.891
	3 カ月先	定数項	-0.007	0.001		3 カ月先	定数項	-0.010	0.057
		β	0.232	0.122			β	0.030	0.954

注) WEIS サーベイにおける「8月調査のみ」及び「8月調査除き」の推計期間は、すべて 1985 年 6 月 3 日～2004 年 2 月 17 日。

表 15. ネステッド・モデルでの 8 月効果

WEIS サーベイ (8月調査除き)				推計期間: 1985 年 6 月～2004 年 2 月			
予測期間		係数	p 値	Wald 検定 : p 値			
				$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$
1 カ月先	定数項	-0.004	0.001	0.132	0.061	0.080	0.123
	β_1	-0.190	0.043				
	β_2	0.112	0.149				
	β_3	0.298	0.202				
3 カ月先	定数項	-0.005	0.014	0.032	0.013	0.017	0.037
	β_1	-0.240	0.011				
	β_2	0.214	0.013				
	β_3	0.317	0.083				
WEIS サーベイ (8月調査のみ)				推計期間: 1985 年～2003 年			
予測期間		係数	p 値	Wald 検定 : p 値			
				$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_3 = 0$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$
1 カ月先	定数項	-0.009	0.000	0.355	0.516	0.571	0.209
	β_1	-0.257	0.391				
	β_2	-0.007	0.978				
	β_3	0.365	0.315				
3 カ月先	定数項	-0.008	0.193	0.464	0.615	0.824	0.541
	β_1	-0.136	0.566				
	β_2	0.299	0.336				
	β_3	-0.035	0.947				

注) 期待形成のパラメータ β_1 , β_2 , β_3 は、それぞれ外挿的期待, 適応的期待, 回帰的期待を示す。

ある。電話での個別聞き取り調査を基本とする JCIF サーベイでは、予測主体間で一斉に情報交換する余地はなく、サーベイ回答者は個別の情報に基づいて独自に予測していると考えられる。いわば情報構造が Lucas(1972)の「島国経済モデル」に近い状況にある。対照的に、WEIS サーベイでは、サーベイ回答者が一堂に会して情報交換してから予測を行うことから、回答者の保有している情報集合は他者の情報に影響される可能性があり、情報構造は Grossman and Stiglitz(1980)の「情報効率の市場」

に近い。

表 16 の推計結果は、2 つのサーベイ・データでのこうした情報構造の差異を反映したものと解釈できるのである。WEIS サーベイで期近予測と期先予測で検定結果が異なるのは、期近予測では新たな情報交換の影響が大きく反映されるものの、時間的ゆとりのある期先予測については“情報交換の価値”は相対的に下がったものとなり、予測主体の独自性が残る結果と考えられる。

表 16. 同質性の検定

WEIS サーベイ (全体)					JCIF サーベイ (全体)						
期間		業態	係数	p 値	Wald 検定 (p 値)	期間		業態	係数	p 値	Wald 検定 (p 値)
1 カ 月 先	定数項	wbk	0.001	0.801	0.159	定数項	jbk	0.000	0.950	0.022	
		wli	0.003	0.372			jse	0.001	0.589		
		wtr	0.002	0.444			jex	0.001	0.296		
		wne	-0.007	0.000			jim	-0.003	0.001		
	外挿の 期待	wbk	-0.017	0.864		外挿の 期待	jbk	-0.527	0.000		
		wli	-0.098	0.410			jse	-0.540	0.000		
		wtr	-0.281	0.002			jex	-0.459	0.000		
		wne	-0.133	0.128			jim	-0.511	0.000		
	適応の 期待	wbk	0.007	0.931		適応の 期待	jbk	0.461	0.000		
		wli	0.132	0.154			jse	0.461	0.000		
		wtr	0.094	0.148			jex	0.472	0.000		
		wne	0.097	0.129			jim	0.518	0.000		
	回帰の 期待	wbk	0.601	0.000		回帰の 期待	jbk	0.071	0.295		
		wli	0.680	0.004			jse	-0.020	0.764		
		wtr	0.745	0.000			jex	0.005	0.945		
		wne	0.491	0.004			jim	-0.017	0.796		
3 カ 月 先	定数項	wbk	-0.006	0.071	0.000	定数項	jbk	-0.001	0.693	0.005	
		wli	0.005	0.245			jse	0.000	0.766		
		wtr	-0.004	0.225			jex	0.002	0.179		
		wne	-0.003	0.169			jim	-0.002	0.141		
	外挿の 期待	wbk	0.003	0.971		外挿の 期待	jbk	-0.409	0.000		
		wli	-0.058	0.538			jse	-0.335	0.000		
		wtr	-0.264	0.001			jex	-0.350	0.000		
		wne	-0.226	0.002			jim	-0.388	0.000		
	適応の 期待	wbk	-0.006	0.942		適応の 期待	jbk	0.359	0.000		
		wli	0.121	0.171			jse	0.309	0.000		
		wtr	0.117	0.072			jex	0.405	0.000		
		wne	0.280	0.000			jim	0.400	0.000		
	回帰の 期待	wbk	0.496	0.011		回帰の 期待	jbk	0.150	0.131		
		wli	0.846	0.001			jse	0.137	0.169		
		wtr	0.455	0.035			jex	0.129	0.197		
		wne	0.389	0.054			jim	0.107	0.284		

注) 1) 推計期間はすべて 1985 年 6 月～2004 年 2 月。

2) WEIS および JCIF の業態はそれぞれ以下の通り。

WEIS : wbk は銀行・証券, wli は生損保・投資信託, wtr は商社・海運・メーカー, wne は新聞・大学・研究所・その他

JCIF : jbk は銀行・証券, jse は証券・商社, jex は輸出業者, jim は生損保・輸入業者

3) Wald 検定は、定数項、外挿的期待、適応的期待、回帰的期待のそれぞれ業態の係数がすべて等しいとの仮説を検定。

4.6 期待形成の独立性

本節の最後では、前項の予測主体の同質性と密接な関連がある切り口となるが、各サーベイでの業態別予測主体の独立性を検証する。前項で異質性が見られるとの検定結果がでた JCIF サーベイでは、業態別の予測主体は独立な期待形成を行っている可能性が高いのに対し、期待形成の同質性が棄却されなかった WEIS サーベイでは、一部のグル(guru)的な存在の予測主体が他の予測主体に影響を及ぼし相乗り型の herd behavior(群れの行動)が見られ、予測主体が完全には独立でない可能性がある。

もちろん、JCIF サーベイでも多くの予測主体が「公開された情報」に基づいて期待形成していれば、結果的には情報の共有となり WEIS サーベイとの相異が縮小するであろう。また、JCIF サーベイも

長年継続されてきたことから、サーベイ回答者間で個別レベルでの情報交換をしている可能性があっても不思議でなく、このチャネルを通じて WEIS サーベイとの相異が縮小すると考えられる。これらの可能性を検証する意味でも、実際に予測主体間の独立性の検定を行うことによって、2つのサーベイ・データの間で目立った相異があるかを確認する。

独立性の検定として、予測を質的データに変換するが、その際2つの基準を考える。1つは、予測対象時点での為替レートが予測時点と比べて円高になっているか円安になっているかの「円高円安基準」であり、もう1つは予測対象時点での事後的な予測誤差がプラス(円安)かマイナス(円高)かの「予測誤差基準」である。これらの2つの基準によって、それぞれ4行2列の分割表を作成する。

表 17. 独立性の検定

1 カ月先予測

	サンプル数	WEIS サーベイ		JCIF サーベイ	
		円高円安基準	予測誤差基準	円高円安基準	予測誤差基準
全サンプル					
1985年6月～2004年2月	225	0.220	0.353	0.126	0.620
サブサンプル					
(1)1985年6月～88年11月	42	0.293	0.685	0.168	0.986
(2)1988年12月～90年6月	19	0.208	0.715	0.044	0.366
(3)1990年7月～95年6月	60	0.023	0.495	0.002	0.355
(4)1995年7月～98年8月	38	0.013	0.860	0.186	0.846
(5)1998年9月～04年2月	66	0.061	0.296	0.137	0.275

3 カ月先予測

	サンプル数	WEIS サーベイ		JCIF サーベイ	
		円高円安基準	予測誤差基準	円高円安基準	予測誤差基準
全サンプル					
1985年6月～2004年2月	225	0.005	0.835	0.006	0.968
サブサンプル					
(1)1985年6月～88年11月	42	0.236	0.835	0.004	0.795
(2)1988年12月～90年6月	19	0.381	0.679	0.421	0.856
(3)1990年7月～95年6月	60	0.005	0.972	0.000	0.948
(4)1995年7月～98年8月	38	0.061	0.214	0.237	0.936
(5)1998年9月～04年2月	66	0.059	0.793	0.181	0.844

注) 表の数値は p 値。

4つの業態の予測が独立ならば、すなわち「予測主体間で互いに影響を与えない」とするならば、4つの行における頻度数は理論値通りになるはずであるが、その理論値は「予測誤差基準」の下では、期待形成の不偏性を前提すればプラスとマイナス半々である。「円高円安基準」での理論頻度は必ずしも明らかではなく恣意性が残るが、とりあえず「根拠不十分の原理」により一様分布としてこれも円高円安半々としてみる。

さて、一般に総サンプル数を n 、分割表が I 行 J 列のときに、第 i 行第 j 列の理論頻度数を f_{ij} 、対応する標本頻度数を m_{ij} とすると、

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(f_{ij} - m_{ij})^2}{f_{ij}}$$

は自由度 $(I-1)(J-1)$ の χ^2 分布になる。ここでの独立性の検定では、理論頻度はどれもサンプル数の半分 $\frac{n}{2}$ 、自由度は $(4-1)(2-1)=3$ である。

表 17 が独立性の検定結果である。全サンプル期間に加えて 5 つのサブサンプル期間についても検定を試みたが、「予測誤差基準」では WEIS サーベイも JCIF サーベイも、1 ヶ月先予測でも 3 ヶ月先予測でも、どのサンプル期間でも問題なく独立性は棄却されない結果となった。一方「円高円安基準」では、WEIS サーベイも JCIF サーベイも、5% 有意水準で、1 ヶ月先予測では 2 つずつのサブサンプル期間で独立性が棄却され、3 ヶ月先予測では全サンプル期間で棄却される。5% 有意水準だと、サブサン

プル期間では WEIS サーベイが 1 つ、JCIF サーベイが 2 つの期間で棄却されるが、WEIS サーベイでは有意水準を 7% 未満に設定すると、さらに 2 つのサブサンプル期間でも独立性が棄却される。

一般論として、質的データに変換した場合の仮説検定の検定力(第 2 種の過誤を犯さない確率)は高いものではない。したがって、「予測誤差基準」で独立性の帰無仮説が棄却されなくても、実際は独立でない可能性も低くはない。しかしながら、検定力が高くない中で棄却されるならば、帰無仮説は真の意味で成立しないといえよう。

もっとも、ここで注意が必要なのは、表 17 の独立性の検定は「円高・円安半々」仮説や「予測の不偏性」仮説との複合仮説になっている点であり、それゆえに「円高円安基準」と「予測誤差基準」で異なった検証

結果が得られているのである。

5. 予測精度

本節では、WEIS サーベイと JCIF サーベイの 2 つのサーベイ・データの現実の為替レート水準に対する予測力について、各サーベイの全予測主体の平均予測値の平均平方誤差や標準偏差を基に比較する。平均絶対誤差についても計算してみたが、結果の持つインプリケーションがほとんど変わらないので、その報告は割愛する。

5.1 予測精度の比較

表 18 が、全サンプル期間をはじめとして 5 つのサブサンプル期間について、対応する JCIF サーベイについてもまとめたものである。WEIS サーベイについては、それぞれの業態別の平均値に基づいた場合と、各業態の予測主体の個票データにまで戻って算出した場合の 2 通り試みた。一般論としては、個票を利用した予測誤差の精度が落ちるが、その理由は全予測主体の平均値を用いた場合の変動は相殺されて小さくなるからである。この点は、すぐ下で WEIS サーベイと JCIF サーベイの精度の比較で、(14)式に関連して指摘する。

さて、表 18 で、全体平均での予測精度で比較すると、1 ヶ月先予測については、平均平方誤差や標準偏差で比べて、若干ではあるがすべてのサンプル期間で JCIF サーベイの方が予測が正確なものに

表 18. WEIS サーベイと JCIF サーベイの予測精度

推計期間		予測期間	WEIS サーベイ (全体)				JCIF サーベイ (全体)			
			平均予測 主体数	全体平均から算出		個票から算出				
				平均平方 誤差	標準偏差	平均平方 誤差	標準偏差	平均予測 主体数	平均平方 誤差	標準偏差
全サン プル	6/3/1985～ 2/17/2004	1 カ月先	13	0.001507	0.030208	0.002214	0.042185	43	0.001259	0.027340
		3 カ月先		0.004602	0.053601	0.006281	0.071436		0.004359	0.052255
		6 カ月先							0.009398	0.079018
(1)	6/3/1985～ 11/30/1988 円高期	1 カ月先	11	0.001745	0.034593	0.002314	0.043259	44	0.001310	0.031174
		3 カ月先		0.004435	0.055834	0.005785	0.070250		0.004730	0.057920
		6 カ月先							0.014724	0.094285
(2)	12/1/1988～ 6/29/1990 円安期	1 カ月先	12	0.001485	0.031550	0.002266	0.042163	44	0.001483	0.027705
		3 カ月先		0.004512	0.055420	0.006063	0.072060		0.005399	0.061268
		6 カ月先							0.012929	0.102947
(3)	7/2/1990～ 6/30/1995 円高期	1 カ月先	12	0.001169	0.027248	0.001741	0.037667	43	0.001057	0.024694
		3 カ月先		0.004748	0.053911	0.005794	0.067900		0.004536	0.052534
		6 カ月先							0.007997	0.073907
(4)	7/3/1995～ 8/31/1998 円安期	1 カ月先	15	0.001978	0.034928	0.002654	0.047280	43	0.001336	0.028545
		3 カ月先		0.006310	0.062222	0.007737	0.078979		0.004729	0.054929
		6 カ月先							0.009147	0.081511
(5)	9/1/1998～ 2/17/2004 円高期	1 カ月先	13	0.001396	0.026903	0.002304	0.042580	41	0.001302	0.026495
		3 カ月先		0.003555	0.045947	0.006240	0.070703		0.003406	0.043880
		6 カ月先							0.006110	0.064286

注) WEIS サーベイの 1985 年 9 月, 94 年 8 月, 94 年 12 月, 2000 年 4 月, 2001 年 8 月の 5 サンプルは欠損値のため, 予測誤差の推計には含まず。

なっている。3 ヶ月先予測についても事情はほぼ同様であるが, 1980 年代の 2 つのサブサンプル期間では, WEIS サーベイの方がやや誤差が小さくなっている。もっとも, 両者の予測精度の差異はいずれも小さく, 期待形成メカニズムとは異なり予測精度に関しては顕著な差異がみられないと総括できよう。

ただし, 以上は全予測主体の平均値としての予測値の精度を単純に比較したものであり, 予測主体の数の違いを考慮していないことに注意する必要がある。いま, 単純に, 独立な正規分布に従う N 個の確率変数の平均値の標準偏差を計算してみよう。 $x_i \sim N(0, \sigma^2)$ であるものとして

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{N}$$

として平均値をとり, その理論上の標準偏差を計算すると

$$\sigma(\bar{x}) = \sqrt{\text{Var}(\bar{x})} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}} \quad (14)$$

となり, サンプル数が大きいほど小さくなる。

すなわち, JCIF サーベイの予測主体数が平均 43 であるのに対し, WEIS サーベイの予測主体数は平均で 13 前後であることを踏まえると, 事後的に計算された平均値の予測精度がほぼ同じということは, 潜在的には WEIS サーベイの予測精度はおおよそ 55% ($\sqrt{\frac{13}{43}} = 0.55$) ほど高い計算になるのである。もし, WEIS の為替研究会への出席者が 2 倍に膨れ上がれば, その予測精度は標準偏差で $\frac{1}{\sqrt{2}} = 0.707$ 倍になり, 30% ほどの改善が見られるはずである。

もっとも, WEIS サーベイにも適切な規模の予測主体数があり, それを超えると却って予測精度が下がってしまう可能性も考えられる。(14) 式の意味での“予測主体数による規模の効果”による改善はあるとしても, 出席者の潜在的な予測能力を反映するパラメータである標準偏差 σ そのものが悪化してしまうからである。本論文のさまざまな角度からの検証によって明らかになってきたように, WEIS サーベイの予測精度が予測主体間の情報交換に拠るとするならば, 研究会が機能する適切な規模がそれほど大きくないことも肯けるのである。

また, (14) 式が成立するには, 予測主体が独立であることが条件となり, 独立性がなければ“予測主体数による規模の効果”は限られたものになる。例えば, 極端な例であるが, WEIS サーベイの為替研究会の参加者が一人二役を装って, 1 人で同じ予測を 2 票ずつ投票したとしよう。この結果は, 平均値が不変なのは自明であろうが, 実は標準偏差も $1/\sqrt{2}$ 倍とならずに不変である。前節の検定結果からは, WEIS サーベイでの予測主体間の独立性には確証が得られなかったが, 潜在的には, 情報交換は“予測主体数による規模の効果”を弱めるといえる。

5.2 8 月効果の比較

次に, WEIS サーベイについて, 予測方法が異なる 8 月とそれ以外の月で予測精度に顕著な差があるか否かを調べる。表 19 が月別の予測精度を算出したものであるが, 8 月の 1 ヶ月先の予測誤差が判明

表 19. 月別の予測精度

予測 期間	予測実施月	為替レート 変動	WEIS サーベイ (全体)				JCIF サーベイ (全体)			
			平均予測 主体数	全体平均から算出		個票から算出		平均予測 主体数	平均平方 誤差	標準偏差
				平均平方 誤差	標準偏差	平均平方 誤差	標準偏差			
1 ヵ月 先	1 月	0.011860	12	0.001151	0.026728	0.001963	0.041113	43	0.000610	0.020835
	2 月	0.012882	13	0.001169	0.028447	0.001760	0.039478	43	0.000730	0.020644
	3 月	0.012959	12	0.000457	0.016565	0.001098	0.031775	43	0.000510	0.015046
	4 月	0.011444	13	0.000983	0.026221	0.001599	0.037250	42	0.000959	0.025648
	5 月	0.014206	13	0.000771	0.022115	0.001450	0.035199	43	0.000527	0.018883
	6 月	0.011505	14	0.001088	0.028107	0.001772	0.039968	43	0.000523	0.017773
	7 月	0.011425	13	0.000943	0.022676	0.001441	0.034126	43	0.001014	0.021927
	8 月	0.012481	12	0.001160	0.027976	0.001727	0.036937	43	0.000872	0.024087
	9 月	0.012117	12	0.001905	0.034445	0.002558	0.044333	43	0.001330	0.023913
	10 月	0.014010	13	0.001231	0.028138	0.001989	0.041507	43	0.000680	0.020578
	11 月	0.009261	12	0.001167	0.027078	0.001702	0.037840	43	0.000829	0.022836
	12 月	0.010802	11	0.001275	0.029368	0.001881	0.039798	43	0.001147	0.029504
3 ヵ月 先	1 月	0.011860	12	0.004866	0.052644	0.006768	0.074390	43	0.004173	0.050198
	2 月	0.012882	13	0.003250	0.048031	0.004983	0.065608	43	0.003428	0.044870
	3 月	0.012959	12	0.002941	0.041599	0.004392	0.061556	43	0.002840	0.043061
	4 月	0.011444	13	0.003510	0.050289	0.004977	0.066335	42	0.003863	0.053047
	5 月	0.014206	13	0.003076	0.046210	0.004927	0.064807	43	0.003281	0.045949
	6 月	0.011505	14	0.003886	0.048206	0.005315	0.064480	43	0.004078	0.049841
	7 月	0.011425	13	0.004408	0.051744	0.005731	0.067191	43	0.005466	0.054471
	8 月	0.012481	12	0.006411	0.062962	0.007686	0.076060	43	0.004906	0.052234
	9 月	0.012117	12	0.004848	0.055594	0.006768	0.074409	43	0.003777	0.047658
	10 月	0.014010	13	0.004011	0.056077	0.005790	0.070805	43	0.003159	0.049017
	11 月	0.009261	12	0.004232	0.048269	0.005905	0.067348	43	0.002746	0.041840
	12 月	0.010802	11	0.003983	0.054787	0.005745	0.072089	43	0.003461	0.051464

注)1) 為替レート変動は、東京市場の日中中心値(対数変換)から月毎の変動率(標準偏差)を求め、それを1985年6月～2004年2月までの月別平均とした。

2) 予測誤差は各予測と実績(東京市場、月平均中心値)と比較した。

3) 全体平均からの算出は、毎月の予測値の平均値を算出した上で、実績値との比較を行った。

4) 個票からの算出は、WEIS サーベイは個票が利用可能なため、個別の予測毎に予測誤差を算出した上で、実績値との比較を行った。

するのは9月、3ヵ月先の予測誤差が判明するのは11月であることに注意する必要がある。

表19からは、予測精度を業態別の平均値から計算した場合でも、個票から計算した場合でも、1ヵ月先の予測精度は確かに8月調査(すなわち9月の予測誤差)が群を抜いてもっとも悪いことが分かる。しかし、3ヵ月先の予測誤差については同様な結果は得られず、8月調査(すなわち11月の予測誤差)が最悪ではなく、むしろ最悪なのは8月の予測誤差であり、これは5月に予測されたものである。

表19を詳しく眺めると、1ヵ月先予測では、JCIF サーベイの予測精度も9月が最悪になっており、そもそも9月にはブラザ合意(1985年)をはじめG5、G7などの「通貨の秋」を控えて外為環境が大きく変化したサプライズ・ニュースが多かったのが原因かもしれない。この点は将来の研究に俟つ必要がある。

なお、3ヵ月先予測については、JCIF サーベイでは7月の予測精度が最悪で、8月の予測精度は2番目に悪い。これらは、それぞれ4月と5月に予測されたものである。WEIS サーベイの11月よりも予測精度が劣る月は、指標によって多少異なるが、8

月-10月、12月-1月と少なくとも、必ずしも外為環境の変化のみが原因とはいえないであろう。

4. 終わりに

外国為替市場における市場参加者の予測ないし期待形成について、日本では長い間国際金融センターのJCIF サーベイが利用されてきた。JCIF サーベイが、日本の市場参加者の期待形成に関する入手可能な唯一のサーベイ・データであると認識されてきたことが最大の理由であるが、本論文では、JCIF サーベイに代わるサーベイ・データとして新しく“発掘”した世界経済情報サービスのWEIS サーベイを紹介し、併せてJCIF サーベイを用いた先行研究の成果を再検討した。

その結果、JCIF サーベイを利用して得られてきた従来の知見が必ずしもサポートされないことが確かめられた。本論文の実証研究で得られた主な結論をまとめるならば、以下のようになる。

第1に、JCIF サーベイとは異なり、WEIS サーベイでは予測の偏性や予測誤差の無系列相関性が棄却できず、その限りで合理的期待形成仮説を受容す

る。第2に、JCIF サーベイで明瞭に観察された期待形成メカニズムが予測期間の長さ(期近と期先)に依存する点は、WEIS サーベイでは必ずしも安定的に観察されない。

第3に、夏季休暇のため、JCIF サーベイと同様に聞き取り調査で実施される8月のWEIS サーベイでは、一部ではJCIF サーベイと同様の特徴を示す8月効果が認められる。ただしその結果は、必ずしも頑健に確認されるわけではない。第4に、WEIS サーベイの予測主体は1ヶ月先予測では同質性を棄却できないが、JCIF サーベイや3ヶ月先のWEIS サーベイでは棄却され異質性を示す。

第5に、予測精度の意味では、WEIS サーベイとJCIF サーベイでは大差ないが、WEIS サーベイは相当数JCIF サーベイよりも少ない予測主体数での平均値に基づくことを踏まえると、潜在的にはWEIS サーベイの予測精度が上回ると評価される。第6に、WEIS サーベイの中で、1ヶ月先予測の場合には8月調査は他の月のサーベイよりも、予測精度が大幅に劣る。

このような両サーベイにおける予測形成の差異は、サーベイ回答者の予測形成時点における情報交換の有無に大きく依存していると考えられる。JCIF サーベイでは、あたかもLucas(1972)の「島国経済モデル」のように、回答者各人が他の回答者の予測値を予測時点で知りうる状況ではなく、また、回答者が期待形成に必要な情報を共有しているわけではない。それに対してWEIS サーベイでは、Grossman and Stiglitz(1980)の「情報効率的市場」のように、回答者は月例研究会に参加する固定メンバーであり、その研究会において、他の参加者の意見や情報を聞いた後に各人によって予測値が作成される。また、参加者の多くは実際にポジションを持つ為替ディーラーで構成されるのも、「情報効率的市場」の確立の流れに倣しているものと考えられる。

本論文の実証結果からは、情報交換があることによって、WEIS サーベイは合理的期待形成仮説を棄却できないのに対して、JCIF サーベイでは過去の情報に基づくバックワード・ルッキングな期待形成メカニズムが働いていることが理解されるのである。幸いWEIS サーベイは個票が利用できることから、情報交換の有無の研究に加えて、期待形成に相乗り型のherd behavior(群れの行動)があるか、ドル円・レートに対する期待形成が如何なる経済理論に基づいてなされているか等について、回答者の所属による期待の異質性に着目して分析することが可能である。今後の研究課題とする予定である。

(一橋大学経済研究所・日本大学経済学部・上智大学経済学部・神戸大学大学院経済学研究科・立正大学経済学部)

注

* 本研究については、平成14-17年度科学研究費補助金基盤研究(A)(1)[課題番号14203001:研究代表者=浅子和美]、平成16-17年度同基盤研究(B)[課題番号16330051:研究代表者=小巻泰之]、及び日本大学経済学部経済科学研究所共同研究から研究助成を受けた。ここに厚く感謝の意を表わしたい。また、本論文の基礎となる研究については、脇田成、宮川努、Ken Kuttnerの諸氏、及び一橋大学経済研究所ファカルティ・セミナーの参加者より貴重なご指摘を頂いた。勿論、有り得べき誤りは、著者達のための責任である。

1) 本論文を通して、予測ないし予測形成と期待形成はほぼ同意語として用いられ、特別の意味を持って使い分けられる訳ではない。

2) レポートはB5版で30ページほどあり、基本的には、以下の構成となっている。①当月の対ドル円レート総合判断と結論:前月の回顧、メンバーの見通し、座長による総括。②量的アプローチによる対ドル円レート予測:計量モデルの予測、テクニカル分析による予測。③コラム:メンバー等の相場観の記述。④海外在住メンバーからの現地レポート・相場観:ニューヨーク、ロンドン(ニューヨークでも研究会を開催し、そのレポートが付されていた時期もある)。⑤ファンダメンタルズ:メンバー等による日米の経済や金融政策の分析。

3) ただし、1985年10月、94年9月、95年1月、2000年5月、01年9月の5ヶ月分については、『為替レート予測レポート』に為替予測の記載が無く、欠落データとなる。

4) したがって、将来的には現行のJCIF サーベイをJCIF サーベイAとし、WEIS サーベイはJCIF サーベイBと呼ぶべきかもしれない。

5) 後掲の第5節の表18参照。

6) ここでは、混乱を来さない範囲で、係数パラメータに(3)式や(8)式と同じ、 α , β , γ のギリシャ文字を用いている。

7) より簡単に、業態別の予測主体をブールし、固定効果モデルでの業態別ダミー変数の係数パラメータがすべて等しいとの帰無仮説を検定することも試みた。この検定では、WEIS サーベイについてもJCIF サーベイについても、帰無仮説は問題なく棄却されず、業態別の異質性は認められなかった。これは1ヶ月先予測でも3ヶ月先予測でも同様であり、またネステッド・モデルでなく、表11にまとめた3つの期待形成仮説を個別に推定した式を前提とした場合にも、すべての期待形成仮説に関して期待形成の同質性は棄却されなかった。パネルデータ分析での固定効果のみでは、異質性を見出す検定力(第2種の過誤を犯さない確率)は弱いと考えられる。なお、パネルデータ分析でのランダム効果モデルも推計してみたが、そもそもHausman検定によっては固定効果モデルが選択されたことから、同質性の検定は試みなかった。

参 考 文 献

- 浅子和美・小西修(1996)「金融市場の変貌とマクロ経済の安定性」, 堀内昭義(編)『金融の情報通信革命——21世紀の金融機能はこう変わる』(東洋経済新報社), pp. 249-271.
- 浅子和美・地主敏樹・竹田陽介, 小巻泰之(2004)「外為予測における為替介入の影響」, 景気循環検討会知多コンファレンス報告論文.
- 原尚子・鎌田康一郎(2002)「為替相場予測と消費者物価: 為替予測サーベイを用いた実証分析」, 日本銀行調査局 Working paper, 02-7.
- 国友直人(1988)「予測と時系列」, 『経済学論集』, Vol. 54, pp. 36-55, 及び1989年, Vol. 54, pp. 110-128.
- 日本銀行(1990)「金融国際化の下での対外収支調整・為替レートの形成について——理論的・実証的検討」, 『日本銀行調査月報』, 1990年2月号, pp. 42-69.
- 脇田成(1991)「為替市場の予想形成: G5以降円ドルレートの経験」『季刊理論経済学』Vol. 42, No. 3, pp. 275-286.
- Chong, Y. Y. and D. F. Hendry (1986) "Econometric Evaluation of Linear Macro-Economic Models," *Review of Economic Studies*, Vol. 53, No. 4, pp. 671-690.
- Dominguez, Kathryn (1986) "Are Foreign Exchange Forecasts Rational?" *Economics Letters*, Vol. 21, No. 3, pp. 277-281.
- Dominguez, Kathryn (1998) "Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, No. 1, pp. 161-190.
- Dominguez, Kathryn and Jeffrey Frankel (1993) *Does Foreign Exchange Intervention Work?* Washington DC: Institute for International Economics.
- Ericsson, N. R. (1992) "Parameter Constancy, Mean Square Forecast Errors, and Measuring Forecast Performance: An Exposition, Extensions, and Illustration," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, No. 4, pp. 465-495.
- Frankel, Jeffrey A. and Froot, Kenneth A. (1987) "Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations," *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, pp. 133-153.
- Grossman, Sanford and Joseph Stiglitz (1980) "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, pp. 393-408.
- Hara, N., and K. Kamada (1999) "Yen/Dollar Exchange Rate Expectations in the 1980-90's," Bank of Japan Research and Statistics Department Working Paper Series, No. 99-1.
- Holden, K. and D. A. Peel (1990). "On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts," *The Manchester School of Economic & Social Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 120-127.
- Ito, T. (1990) "Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data," *American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, pp. 434-449.
- Lucas, Robert (1972), "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2, pp. 103-124.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987) "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp. 703-708.
- Sarno, Lucio and Mark P. Taylor (2001) "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 3, September: pp. 839-868.
- Takagi, S. (1991) "Exchange Rate Expectations: A Survey of Survey Studies," IMF Staff Papers, Vol. 38, No. 1, pp. 156-183.
- Wakita, S. (1989) "Are Survey Forecasts Trusted?" *Economics Letters*, Vol. 29, No. 4, pp. 339-344.