

マクロ経済指標値の公表が外国為替市場に 与える影響

一橋大学大学院* 桑 名 陽 一
長崎大学** 須 齋 正 幸
統計数理研究所 川 崎 能 典

(受付 1999 年 8 月 5 日; 改訂 1999 年 12 月 15 日)

要 旨

本稿では円・ドルレートの高頻度観測データを用い、従来の研究で主流であったボラティリティのみに着目するやり方とは異なり、為替レートの変動と、単位クォート数を達成するまでの平均時間という二つの情報をもとに、市場参加者にタイミングが予め知られている経済指標の公表が外国為替市場に与える効果を分析する。分析方法として、指標公表のある日とない日に大別した上で、公表時刻直後から特定のクォート数が達成されるまでの局所的な区間に注目し、その区間内でボラティリティと平均クォート間隔の同時分布の統計モデリングを行い、尤度比検定統計量を構成する。分析結果が示すところでは、ほとんどの経済指標の公表で、収益・ボラティリティの面から見てもクォートの平均間隔から見ても、円ドル市場に開示効果が認められた。一方、物価指標に関しては、収益・ボラティリティには開示効果は認められないという点では先行研究に沿った結果が得られたが、クォートの平均間隔で見れば市場は反応を示していることが明らかとなった。

キーワード：高頻度観測データ、外国為替市場、マイクロストラクチャー、ボラティリティ、クォート、尤度比検定。

1. はじめに

マーケットマイクロストラクチャーの文脈では、市場に影響を与える情報は公開情報 (public information) と非公開情報 (private information) に区分される。外国為替市場での非公開情報としては、例えば顧客からのオーダーフローが考えられる。しかし、この種の研究ではディーラー間の情報格差を明示的に扱う必要が生じることから、その実証研究はデータの性質上きわめて難しいと言わざるを得ない。(このような困難な課題に挑んだものとして Lyons (1996 a, 1996 b) が挙げられる。) 一方、相対的に入手の容易な公開情報が市場に及ぼす影響については、これまで多くの研究成果が報告されている。例えば、為替市場に関する初期の主要な研究である Hakkio and Pearce (1985) や Ito and Roley (1987) は日次データに基づく分析であるが、そこでの結論は、マネーサプライ統計の公表は為替市場に影響を及ぼすが、物価水準や生産に関わる経済指標の公表の持つ開示効果は少なくとも統計的に有意ではない、という

* 経済学研究科：〒186-8601 東京都国立市中 2-1.

** 経済学部：〒850-8506 長崎県長崎市片淵 4-2-1.

ものであった。

同種の研究は、金融取引の時系列データがより細かな間隔で観測・記録されるにつれて、分析が細分化を遂げてきている。特に最近では、金融取引に関する高頻度観測データ (high frequent data in finance) が利用可能になってきたこともあり、分析者の判断による任意の微小な区間に基づき、様々な経済指標に関してその公表値が市場に及ぼす影響が報告されるようになった。(個々の取引や気配値の提示をしばしばティック (tick) と呼び、この種の秒刻みで記録されたデータを tick by tick data, あるいは tick data と呼ぶことがある。) 分析は、対象となる市場、金融資産、その分析方法などの点において多岐にわたっている。例えば、Goodhart et al. (1993), Tanner (1997), Andersen and Bollerslev (1998), Almeida et al. (1998) は為替レートの高頻度データを用いて、Ederington and Lee (1993) は通貨先物のデータを用いて経済指標の開示効果を分析している。このように対象の金融資産にばらつきがあるものの、この分野における一連の研究は、分析の焦点について大きな論点を共有している。すなわち、一日より短い観測スパンのデータの利用ではじめて可能になる、各種経済指標の公表が金融市場に与える短期的な影響の計測、あるいはその影響の有無の検証という点で、これらの分析は軌を一にしていると言える。ここで言う短期的効果とは、分刻み、場合によっては秒刻みで見た即時的な効果を指す。実際、公開情報の公表効果のみを測定するには、日次のような観測間隔の広いデータでは、他の情報が市場に及ぼす影響を排除することは難しく、ごく粗い観測区間のイントラデイデータ (例えばニューヨーク連邦準備銀行公表の一日3時点のレートや各国市場の終値) を用いても情報量の増加はあまり期待できないだろう。

本稿では高頻度観測データを用いて、予め発表のタイミングが決まっているという意味で事前に想定されている経済指標の公表が、外国為替市場に与える影響を分析する。以後、この影響のことを本稿では、「経済指標の開示効果」あるいは単に「開示効果」と呼ぶこととする。高頻度データを利用したこれまでの分析では、主にドル・マルクレートが用いられているが、本稿では円・ドルレートが分析対象である。また、先に列挙した先行研究は、開示効果と言った時に、主に為替レートのボラティリティ (変動性) に違いがあるかどうか注目した分析であると言えるが、本稿ではそれとあわせて、市場活動の代理変数としてクォート (quote) の頻度への影響も検証する。為替取引においては、情報配信会社が、契約している金融機関から入力されるその時々の買値 (bid) と売値 (ask) のペアをオンライン端末の画面に表示することが一般的である。今回利用しているデータはこのシステム上の為替レートであり、市場では一般にこの値をクォートと呼んでいる。これは取引が成立した値ではなく、その時々金融機関から出される気配値的な意味を持つ。従って取引量の情報は付随していない。後述するように、このクォート数は市場取引が活発になると一般には増加すると考えられるので、市場の取引活動の状態を表す指標として適当である。また、2.2 節に述べるように、ここで分析に用いる経済指標はアメリカ合衆国の経済指標に限られており、日本の政策当局が発表する統計数値ではない。

分析方法は、まずデータセットを指標公表のある日とない日に大別した上で、公表日における開示時刻 (アメリカ東部標準時間午前8時30分) を起点にして、双方のデータセットにおいて特定のクォート数が達成されるまでの局所的な区間に注目し、その区間内でボラティリティと平均クォート間隔の同時分布の統計モデリングを行い、尤度比検定統計量を構成する。大部分の研究は、このようにデータを2組 (公表日、通常日) にプールして分布の違いを見るタイプに属し、手法としては回帰分析の枠組みでダミー変数の検定を行うことが多い。本稿では平均クォート間隔にも注目する関係上、回帰モデルの形で定式化は行わない。一方、ボラティリティの時系列を等間隔のサンプリング区間を持つように加工した後で三角多項式回帰を行い、その式中にダミー変数を含めるタイプの分析もある (Andersen and Bollerslev (1998))。これは広い意味では時系列解析であるが、時間の決定論的な関数への回帰が主である。

本稿の構成は以下の通りである。2節でデータの概要とその取り扱いについて述べ、あわせて幾つかの記述統計からデータの特徴付けを行う。3節では、円・ドルのスポットレートに対するモデルと、クォートの生起に対するモデルを与えた後で、経済指標の公表がある日とない日とでボラティリティ並びにクォートの生じやすさに違いがあるかどうかを検定するための、尤度比検定統計量を導出する。検定結果ならびにそれについての考察は3.2, 3.3節に述べ、4節にはまとめを記す。

2. データ

2.1 為替レート

本稿では円・ドルレートの高頻度観測データを用いるが、これは Olsen and Associates 社から有償で提供を受けたものである。本稿で分析する期間は1993年1月4日のGMT (グリニッジ標準時) の0:00:00から1993年9月30日のGMT 23:59:59までで、データ数は約90万である。このデータは元来、ロイター等の情報配信機関が複数の市場参加者(主に銀行)と契約して提供している、リアルタイム配信のクォート情報を記録したものであり、O&A社によって異常値処理がなされている。

データセットが単一の情報配信会社のデータからなっているのか、それとも複数のデータを元に再構成されているのかについては、公式には明らかになっていない。ただ、我々が同社の研究員に問い合わせを行ったときの回答によると、少なくとも同社はロイター、ダウジョーンズ・テレレート、ナイトリッターの為替データをストックしているようである。一方、異常値処理についてもその詳細は明らかにされていない。常識的に考えると、収益率の絶対値が収益の絶対偏差である閾値以上のものを異常値と見なすやりかたが簡便な方法であると思われる。(閾値の設定は恣意的にならざるを得ないだろう。)このような異常値処理済みのデータであるにもかかわらず、93年4月22日に瞬間的に70銭ほど円安方向にクォートがなされている点があった。周囲のクォート値を見ても構造変化が生じている様子はなく、またヘッドラインニュースで確認しても影響力の大きいニュースを発見できなかったため、今回の解析ではこの値も異常値と見なし、前後の価格を平均した値を代入することとした。

データレコードにはクォートされた時間、呼び値(bid, ask)、市場、クォートした金融機関名が情報として含まれている。(99年12月現在、http://www.olsen.ch/working/data_sample.htmlでサンプルを見ることができる。)基準時間はグリニッジ標準時で表示されているため、東京市場はデータセット上0:00:00から始まり、ロンドンでは9:00:00、ニューヨークは13:00:00から始まる。週末、休日でもクォートが入れば記録されているが、それはまれであるため、本稿ではGMTで金曜日の22時から日曜日の22時までを週末として除いている。22時を選択した理由は、当該時間に開いている市場はないことと、GMTで日曜の22時は東京あるいはオーストラリアでは月曜の早朝であり、市場が始まる前から少しずつクォートが入り始めているためである。週末や休日の処理は分析によってまちまちであるが、例えば Andersen and Bollerslev (1998)では金曜日のGMT 21:00:00を週末の始まりとし、かつ国ごとの休日は除いていない。休日に関しては、本稿ではアメリカとイギリスの休日はデータから削除してある。3.2節で後述するとおり、分析にはEST (アメリカ東部標準時間) 8:30:00以降のデータを用いるが、この時間帯はロンドン市場とニューヨーク市場がオーバーラップしている。仮にどちらかの市場が休日であった場合、当該日のデータを含めることはボラティリティやクォート頻度の過小推定につながる危険性があるため、どちらか一方が休日であればその日はデータセットから削除することとした。

もう一つ注意すべきことは、夏時間と冬時間の調整である。本稿で取り扱うデータセットの

範囲内では、アメリカとイギリスでは1月から4月の初めまで冬時間を採用している。アメリカの経済指標の発表は、アメリカ東部時間が基準 (EST 午前8時30分) であるため、4月初めから9月までGMT表示の時間を1時間調整している。本稿では、Andersen and Bollerslev (1998) のように時系列として全サンプルを用いているわけではないので、この問題に対してこれ以上の措置は不要である。

2.2 ヘッドラインニュース

ヘッドラインニュースとは、ロイター社や日本では共同通信社などから配信される、リアルタイムのニュースのヘッドラインを指す。外国為替やその他金融資産のディーラーなどは、このニュースをモニターの一部に表示させ、世界中のニュースをリアルタイムで確認している。

経済指標の公式発表時点と、それがスクリーンでディーリングルームへ伝えられる時間の遅れについては、本稿で扱う標本期間すべてにわたり確認してある。少なくともこの期間においては、遅くとも発表後 (EST 8時30分より) 2分前後で数値がスクリーンに表れている。なお、本稿ならびに多くの分析においては、消費者物価であるとか貿易収支というように、ニュースの種類ごとに効果の測定を行っている。その中で、ヘッドラインニュースの市場への影響について一風変わったアプローチをとるものとして Mitchell and Mulherin (1994) が挙げられる。彼らは、新聞における扱いの大きさからニュースのインパクトを事後的に判断して分類したり、曜日ごとのヘッドラインニュースの数に注目するなどして、それらと収益率・ボラティリティの関係を議論している。

2.3 クォート数

市場の動きを分析する際には、価格の変動 (ボラティリティ) のみでなく取引量にも注目することが多い。このような分析を行う際に、Jorion (1996) のように通貨オプションを対象として取り上げることが、非常に巧妙で理にかなった策であると言える。なぜなら、これらについては価格系列同様取引量に関する記録がシカゴ商品取引所 (CBOT) やシカゴ・マーカントイル取引所 (CME) といった市場から直接入手可能だからである。(通貨オプションとは、一定期間内に事前に決められた価格・数量で、ある決まった通貨を買うあるいは売る権利を売買する、通貨に関する金融派生取引である。) 株式データの入手可能性も同様である。しかし、これらのデータとは異なり、為替取引について取引量のデータを揃えることは極めて難しく、本稿で分析に用いるデータセットにも取引量に関する情報は含まれていない。従ってここでは、市場の動きを代表する変数として、クォートの頻度を利用する。1節にも記したようにクォート自体は一種の気配値であり、厳密に取引の頻度と対応するとは言えないが、市場に何らかの情報が入り市場参加者の予想価格 (あるいは留保価格) が変化するならば、その見通しの変化に応じてレートが入力され、結果として何の情報もない場合に比べるとクォートの頻度は増加すると考えるのは自然であろう。実際我々のインタビューによれば、ある大手米銀行の日本支店では、ディーラーが取引あるいは最終的にオファーする値に基づいて、為替ディーラーの脇にいるアシスタントディーラーが Reuters 等への配信を行っているということである。すなわち、クォートの呼び値やそのタイミングが、実際の取引と常に大きく乖離しているとは考えにくい。

さて、実際に秒単位の高頻度観測データからクォート頻度に基づく情報を引き出すやり方としては、(1) 単位時間あたりにどれだけのクォート数があったか、(2) 所与のクォート数を達成するのにどれだけの時間がかかったか、の2通りの接近法が考えられるであろう。須齋 (1998) は接近法の(1)に相当するものであり、本稿で扱うデータに較べるとより直近の円ドルレートについて、為替レートのボラティリティの他に時間間隔当たりのクォート数も分析している。また、Engle and Russel (1995) のような生存解析に基づくアプローチもこの範疇に属す

ると考えてよい。

本稿では一貫して接近法の(2)によって分析を進めるが、さしあたって次節で構成するモデルと検定統計量の準備として、単位クォート数当たりのボラティリティと平均クォート間隔について記述統計的に整理をしておこう。ここでクォート数は EST 8:30:00 を始点とし、メルクマールとなる所与のクォート数を、100, 200, 300 と変えて計測する。100 あるいは 200 という数値の選択はやや恣意的なものと言わざるを得ないが、ここでの基本的なアイディアは、クォートの起こりやすさが仮に時間の関数として変わっているとしても、十分短い時間に注目する限りでは、区分的に定数関数と見なして議論ができるだろう、というものである。

表 1 には、100 クォートから 300 クォートまでを一区切りとしたときの、その区間内での円ドルレート収益率を元に計算された標準偏差 (ボラティリティ) が、 10^{-4} を単位として報告されている。一見してすべての単位クォート、すべての経済指標で、公表日のボラティリティが通常日のそれよりも大きい。例えば単位クォート数を 100 とした場合を取り上げれば、通常日 (1.50×10^{-4}) と公表日 (1.92×10^{-4}) の差は顕著である。また、経済指標ごとに観察した場合でも、最も小さなボラティリティは住宅着工統計の公表日の 1.67×10^{-4} であり、通常日のそれを上回っている。表 2 には、100 クォートから 300 クォートまでを一区切りとしたときの、その区間内のあるクォートからあるクォートまでの間隔を元に計算した、1 クォートあたりの平均間隔とその標準偏差を報告してある。平均間隔が短いということはすなわち市場の取引活動が盛んだということである。結果はいずれのサンプル、いずれの経済指標でも、通常日の値に比較して公表日の平均クォート間隔は短い。例えば通常日の EST 8:30:00 以降の 100 クォート目が記録されるまでの区間においては、あるクォートから次のクォートまでの平均間隔は 23.61 秒であるのに対し、公表日の平均間隔は 19.51 秒である。経済指標別に見て最も平均間隔の長い消費者物価でも 20.64 秒である。

100 クォートや 300 クォートが平均的にどの程度のタイムホライズンに相当するかは、これらの平均間隔から逆算することができる。すなわち、100 クォートを達成するには平均しておよそ 40 分弱 ($22.53 \times 100 / 60 \approx 37.55$ 分)、200 クォートで 1 時間 15 分、300 クォートで 2 時間弱である。

このように、ボラティリティから見てもクォートの平均間隔から見ても、経済指標の開示効果は存在しているように見える。しかし、表 1 と表 2 から注目されるのは、物価指数 (CPI, PPI) であろう。日次データの先行研究からすると、これら物価指数が為替レートに対して持つ影響は少ないはずであり、事実ボラティリティにはそのような傾向が認められる。しかし一方、表 2 に報告されている平均クォート間隔に関して言えば、物価指数公表後の取引活動がアクティ

表 1. 単位クォート数あたりの平均ボラティリティ (単位: 10^{-4})。

クォート数	100 回	200 回	300 回
全日	1.63	1.64	1.70
通常日	1.50	1.54	1.62
公表日	1.92	1.86	1.86
失業率	2.42	2.09	2.08
生産者物価	1.70	1.62	1.60
消費者物価	1.68	1.69	1.66
貿易収支	2.28	2.05	2.11
住宅着工	1.67	1.94	1.85
耐久財受注	1.85	1.93	1.79
国内総生産	1.90	1.85	1.97

表2. 単位クォート数内での平均クォート間隔(単位:秒). 括弧内は標準偏差.

クォート数	100回	200回	300回
全日	22.53 (18.81)	22.16 (19.18)	22.60 (20.63)
通常日	23.61 (20.74)	22.91 (20.61)	23.13 (21.67)
公表日	19.51 (13.66)	19.84 (14.88)	20.67 (17.01)
失業率	18.45 (11.66)	19.22 (15.40)	19.55 (16.50)
生産者物価	19.68 (13.99)	20.05 (14.87)	21.72 (18.23)
消費者物価	20.64 (16.53)	20.29 (16.21)	20.55 (17.87)
貿易収支	18.10 (12.59)	18.74 (13.19)	19.19 (13.90)
住宅着工	20.46 (15.32)	19.07 (14.16)	19.76 (17.35)
耐久財受注	20.24 (12.75)	21.12 (14.95)	22.49 (17.44)
国内総生産	19.51 (13.77)	21.13 (16.91)	22.05 (19.08)

ブでないとは、一見しただけでは結論しにくい数値になっている。これらの点も含め、次節においては、明示的に統計モデルを導入して開示効果を検証して行くが、3.1節で明らかになるように、その際の検定統計量は基本的に表1、表2に報告してある数値で構成することができる。

3. 開示効果の統計分析

3.1 モデルと検定統計量の構成

まず $\{X_t\}$ ($t \in R_+$) を円・ドル直物相場のミッドレート (mid-point rate, すなわち売値と買値の平均値) として、為替レートの変動過程を次のように定式化する。

$$(3.1) \quad dX_t = \mu X_t dt + \sigma X_t dB_t, \quad X_0 = x_0,$$

ここで $\{B_t\}$ は標準ブラウン運動を表す。(3.1)における確率積分(右辺第2項)を伊藤積分と解釈して伊藤の補題を適用することによって、 $\nu = \mu - \sigma^2/2$ とパラメタを取り直して(3.1)式の解は次のように与えられる。

$$(3.2) \quad d \log X_t = \nu dt + \sigma dB_t$$

このように連続時間モデルから始めるのは、実際のクォートが不等間隔で生じていることから、背後にこのような連続過程を考えてそこからランダムにクォートが生じてくると見なした方が、すべて離散でモデリングを始めるよりも取り扱いが容易だからである。このような近似的な立場からの連続時間モデルの利用は、為替レートの分析においても頻繁に見られる。(例えば Garman and Kohagen (1980), Krugman and Miller (1992) を参照。)

更にいま $\{N_t\}$ ($t \geq 0$) が母数 λ の斉時ポアソン過程に従うと仮定しよう。このとき $\{N_t\}$ ($t \geq$

0) は定常独立増分過程であり, 任意の $s, t (\geq 0)$ について, 増分 $N_{t+s} - N_t$ は平均 λs のポアソン分布に従う。特にクォートとクォートの間隔の分布に着目すれば,

$$(3.3) \quad P\{N_{t+s} - N_t = 0\} = e^{-\lambda s}$$

を得る。クォートの発生時点を $\{N_t\}$ がジャンプする時点と考えると, i 番目のクォートは次の時点 T_i において生じることになる。

$$(3.4) \quad T_i = \inf \{t > 0 : N_t = i\}$$

このもとで, 観察されるクォートのミッドレートが X_{T_i} である。誤解のないよう注意を重ねると, ここでの分析は当該区間のすべて (1993 年 1 月 4 日から 9 月 30 日) にわたってひとつの確率過程をあてはめるものではない。経済指標のある日とない日に大別した上で, アメリカ東部標準時間の午前 8 時 30 分を始点にある固定したクォート数を達成するまでの期間に注目し, その期間に限ってこのような固定パラメータで特徴付けを行うのが, ここでの分析の枠組みである。仮に時系列的に取り扱うとすれば, (3.3) 式右辺も $\exp\{-\int_0^s \lambda(\tau) d\tau\}$ とした上で $\lambda(\tau)$ のモデリングの必要性が生じるところであるが, 今回の解析では局所的に $\lambda(\tau)$ が定数関数と思って扱うため (3.3) 式に帰着する。また, 一見して明らかのように, 価格変化とクォートの頻度は独立にモデリングしている。これらの交互作用を考えるのであれば必然的に動的なモデリングが必要になり, 本稿のようなある意味では静的な解析とは別種の枠組みの中で議論した方がよい。

いま分析の対象となる日を公表日, 通常日合わせて n とする。更に日を表す添え字を j とし, $j = 1, \dots, k$ を指標公表のない日, $j = k+1, \dots, n$ ($1 \leq k < n$) を指標公表がある日としよう。さて, 指標の公表日であれ通常日であれ, 分析にあたってはニュースリリースの時刻 (指標によって異なるが, 本稿ではすべてのケースで EST 8:30:00) から始めて, ある特定の数のクォート数 (これを m と表す) が達成されるまでの観測値をプールする。こうして特定の日 (j) の特定の区間に注目した上で, 為替レートの変化率 (Y_i) と, あるクォートから次のクォートまでの間隔 (S_i) を確率変数とし, その同時分布をもとに尤度比検定量を導出する。まず, 任意の j 番目の日に対し (Y_i, S_i), $i = 1, \dots, m$ が次のように定義される。

$$Y_i = \log \left(\frac{X_{T_i}}{X_{T_{i-1}}} \right)$$

$$S_i = T_i - T_{i-1}$$

収益率・ボラティリティの分布とクォートの生起間隔とは独立にモデリングしてあることから, (Y_i, S_i) の同時分布は直ちに次の式で与えられる。

$$(3.5) \quad P(Y_i \in dy_i, S_i \in ds_i; \nu, \sigma, \lambda) = \frac{\lambda}{\sqrt{2\pi\sigma^2 s_i}} \exp \left[-\frac{(y_i - \nu s_i)^2}{2\sigma^2 s_i} - \lambda s_i \right] dy_i ds_i$$

(Y_i, S_i) が (3.5) 式の密度関数を持つことを,

$$(Y_i, S_i) \sim NX(\nu, \sigma, \lambda)$$

と表記する。(NX とは Normal Exponential という程度の意味である。) そもそも (Y_i, S_i) はある特定の日 (j) における変化率と事象の生起間隔の組であったから, 本来なら ($Y_i^{(j)}, S_i^{(j)}$) と書くべきであったことに注意すると, ここでの仮説, すなわち経済指標の公表のある日とない日で為替レートのクォート頻度とボラティリティが異なるかどうかに関する帰無仮説および対立仮説は, 次のように定式化される。

$$H_0: (Y_i^{(j)}, S_i^{(j)}) \sim \text{NX}(\nu_0, \sigma_0, \lambda_0), 1 \leq \forall i \leq m, 1 \leq \forall j \leq n$$

$$H_1: (Y_i^{(j)}, S_i^{(j)}) \sim \text{NX}(\nu_1, \sigma_1, \lambda_1), 1 \leq \forall i \leq m, 1 \leq \forall j \leq k$$

$$\text{and } (Y_i^{(j)}, S_i^{(j)}) \sim \text{NX}(\nu_2, \sigma_2, \lambda_2), 1 \leq \forall i \leq m, k+1 \leq \forall j \leq n$$

この仮説のもとで、未知母数の最尤推定量が m に関して漸近的に正規分布に従うことから、以下の尤度比統計量が自由度3の χ^2 分布に従うことが示される。

$$LRT = 2m \left\{ k \log \frac{\hat{\lambda}_1}{\hat{\sigma}_1} + (n-k) \log \frac{\hat{\lambda}_2}{\hat{\sigma}_2} - n \log \frac{\hat{\lambda}_0}{\hat{\sigma}_0} \right\}$$

われわれの仮説に基づく制約付きおよび制約なしのMLEは次のように明示的に書き下すことができる。

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_0 &= \frac{mn}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n S_i^{(j)}}, \quad \hat{\nu}_0 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n Y_i^{(j)}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n S_i^{(j)}} \\ \hat{\sigma}_0^2 &= (mn)^{-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \frac{(Y_i^{(j)})^2}{S_i^{(j)}} - \frac{(\hat{\nu}_0)^2}{\hat{\lambda}_0} \\ \hat{\lambda}_1 &= \frac{mk}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k S_i^{(j)}}, \quad \hat{\nu}_1 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k Y_i^{(j)}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k S_i^{(j)}} \\ \hat{\sigma}_1^2 &= (mk)^{-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k \frac{(Y_i^{(j)})^2}{S_i^{(j)}} - \frac{(\hat{\nu}_1)^2}{\hat{\lambda}_1} \\ \hat{\lambda}_2 &= \frac{m(n-k)}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=k+1}^n S_i^{(j)}}, \quad \hat{\nu}_2 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=k+1}^n Y_i^{(j)}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=k+1}^n S_i^{(j)}} \\ \hat{\sigma}_2^2 &= (m(n-k))^{-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=k+1}^n \frac{(Y_i^{(j)})^2}{S_i^{(j)}} - \frac{(\hat{\nu}_2)^2}{\hat{\lambda}_2} \end{aligned}$$

3.2 検定結果

ここでは前節に提案した方法に基づく検定結果を報告する。再述すれば、ここで言う経済指標とはアメリカ当局が公表する指標であり、具体的には耐久財受注(DG)、住宅着工(HS)、貿易収支(TD)、消費者物価(CPI)、生産者物価(PPI)、失業率(JR)、国内総生産(GDP)の7つである。また、注目する経済指標の公表が一日の中で重なっている場合は、本稿の枠組みでは両者の効果を分離できないため、当該日を削除している。すなわちその日は公表日としても通常日としても用いない。検定は7種類の経済指標に関する個別の検定の他に、指標公表がなされたすべての日(表3～表5にNWSとして示してある)とそうでない日の比較も行った。クォート数はEST午前8時30分から数えて50クォート、75クォート、以下200クォートまで25クォートおきに7種類採用している。

表3には、前節で述べた収益・ボラティリティとクォート間隔の同時分布の違いを検定する尤度比検定統計量が報告されているが、大部分のケースで開示効果が明瞭に認められる。表中、*を付した統計量は、自由度3の χ^2 検定において1%有意水準で帰無仮説が棄却された(すなわち、当該経済指標の公表がある日とない日とで有意差が存在する)こと、また†は5%有意水準での棄却を示している。

一方表4は、公表日と通常日とでクォートの頻度に違いはないものと仮定して、価格の分布の違いだけを同じサンプルの構成で検定した結果であり、表5は逆に、公表日と通常日とで価

表3. 価格・クォート頻度パラメータの同時検定.

<i>m</i>	NWS	DG	HS	TD	CPI	PPI	JR	GDP
50	*342.79	*192.02	*19.50	*221.84	2.01	*12.55	*455.23	6.36
75	*512.20	*248.06	*22.82	*400.13	7.74	*22.29	*530.50	*53.34
100	*576.42	*214.61	*15.42	*396.82	†10.36	*24.20	*518.67	*36.19
125	*740.03	*488.67	*26.48	*493.25	*16.31	*29.61	*522.00	*268.48
150	*654.30	*411.03	*36.41	*461.66	*17.36	*24.26	*456.34	*215.83
175	*711.85	*448.63	*57.79	*455.73	*20.09	*21.57	*460.34	*248.57
200	*809.12	*341.66	*266.62	*408.01	*17.57	*23.67	*445.75	*227.44

表4. 価格パラメータの検定.

<i>m</i>	NWS	DG	HS	TD	CPI	PPI	JR	GDP
50	*227.05	*183.30	*13.75	*204.50	1.05	0.46	*433.68	4.52
75	*341.29	*237.24	*18.84	*376.05	2.56	1.25	*502.86	*48.95
100	*358.14	*206.17	†6.00	*360.70	1.44	1.10	*489.18	*34.10
125	*464.55	*478.37	†8.00	*447.64	1.57	0.78	*496.21	*266.22
150	*364.47	*401.48	*10.93	*415.39	1.08	0.37	*435.26	*215.10
175	*389.29	*435.81	*26.84	*418.28	0.26	0.36	*434.81	*247.13
200	*462.51	*331.72	*230.29	*370.10	1.90	0.45	*419.12	*225.29

表5. クォートパラメータの検定.

<i>m</i>	NWS	DG	HS	TD	CPI	PPI	JR	GDP
50	*115.74	*8.72	†5.76	*17.34	0.96	*12.09	*21.55	1.84
75	*170.91	*10.81	†3.98	*24.08	†5.17	*21.04	*27.65	†4.39
100	*218.28	*8.43	*9.42	*36.12	*8.93	*23.10	*29.49	2.09
125	*275.48	*10.30	*18.48	*45.60	*14.74	*28.83	*25.78	2.26
150	*289.83	*9.56	*25.47	*46.26	*16.28	*23.93	*21.08	0.73
175	*322.56	*12.82	*30.95	*37.45	*19.83	*21.20	*25.53	1.44
200	*346.61	*9.94	*36.33	*37.90	*15.67	*23.22	*26.62	2.15

格の分布に違いはないものと仮定して、クォート頻度の違いだけを検定した結果を整理してある。パラメータに制約がつくので検定統計量の形は3.1節に記したものとは若干違いが生じるが、用いる χ^2 分布の自由度が2ないし1へと変わることには注意すれば、議論の運びは同様である。まず指標公表日を全て一括して検定を構成したケース(NWS)のみに注目すると、3つの検定全てにおいて明瞭に有意差が存在している。特に、表3、表5に関しては、各標本日ごとのクォート数を徐々に大きくしていくことで検定統計量は単調に増大し、結果として P 値は単調に減少していく。(P 値は報告していないが、NWSに関しては $m=50$ においてすら0.001%未満である。) 開示効果があるとして、それは指標の公表直後から働くケースが殆どであると想像されるので、 $m=50$ のような比較的小標本ですら有意に差が生じ、標本数を増やすことでその差は明瞭に広がって行くと解釈できる。多くの指標に関しては、収益・ボラティリティのみに注目して検定しても、クォート間隔のみに注目して検定しても、結果はほぼ同様である。例外は消費者物価(CPI)、生産者物価(PPI)、国内総生産(GDP)であるが、これらについては次節で取り上げることとする。

表3から結論する限り、ここで取り上げる全ての経済指標で開示効果が見られると結論でき

表6. 50 クォート区間ごとの検定.

m	NWS	DG	HS	TD	CPI	PPI	JR	GDP
1-50	*342.79	*192.02	*19.50	*221.84	2.01	*12.55	*455.23	6.36
51-100	*220.32	*23.20	*52.95	*165.18	*18.54	*16.01	*52.22	*40.27
101-150	*103.76	*198.09	*25.03	*73.49	†7.82	†8.15	6.03	*223.91
151-200	*156.07	1.08	*340.39	†6.52	1.76	3.42	*25.22	*23.22

る。これは、情報開示直後からのごく短い時間を捉えての解析であることを考えると、多くの指標に関しては当然期待された結果と言える。また、比較的開示効果が小さいか或いはないと従来の研究で報告されていた指標に関しても、標本数がある程度になると有意に開示効果が明らかになってくる。これらについては、そもそも通常日との差異というのはもともと大きくないので、 m が小さいところでは検出力が大きくないと理解するのが妥当であろう。

一方、開示効果の持続性がどの程度か、あるいは指標によってその強弱があるのか、という点も論点としては重要である。そこでここでは、50 クォートを達成するまでを一つの区間として扱い、標本が重なりあわない区間を4つ用意し、そのひとつひとつに対して区分的に表3と同じ検定を適用した結果を、表6に示す。個々の指標毎に見ると、貿易収支(TD)や生産者物価(PPI)を除いて結果は非常に振れており、解釈が難しい。

原因としては、ここで構成した検定は m に関する漸近論に基づくものであるため、 $m=50$ 程度ではあまり頑健な結果が期待できないことが考えられる。特に、指標毎に考えれば公表日は9ヶ月のデータセットの中に最大でも9日しか含まれていないため、ある特定の公表日の特定の区間にたまたま取引が薄い時間帯が存在する場合には、通常日との差が消失してしまう場合がある。また別の可能性として、たまたま公表日として取ったサンプルの何日かで、別に影響力のあるニュースが混入している可能性も考えられる。(Andersen and Bollerslev (1998)で分析されているEMSのペッグ幅変更のニュースのように、市場参加者が全く予期していなかった内容が伝わる公開情報の方が、経済指標の公表のように予めタイミングが予期されている公開情報に較べて大きな影響を為替レートのボラティリティに与えると考えられる。)また、そもそもの問題として指摘しておかなければならないのは、このように50クォート毎に区分的に標本をプールして行くことの最大の問題点は、区間の先頭に対応する物理的時点の不一致が拡大してしまい、検定自体の意味付けが難しくなることである。従って、ひとつ結論として言えることは、より細かな時間単位で開示効果の持続性を議論するには本稿の枠組みは不向きだということである。むしろ、単位時間あたりのクォートの起こりやすさを推定して比較する接近法が有望であろう。

3.3 個別の指標に関する考察

日次データから高頻度観測データへ移行しての分析で、最も注目に値する論点としては、「日次のような粗い観測間隔のデータを用いたときには検出できなかった開示効果が、より短期的な効果という形で存在することが確認される」、というものが挙げられるであろう。実際、高頻度データを使った分析によれば、資産によらず開示効果を発見しやすいが、これは驚くに値しない自然な帰結といえるだろう。

少なくとも表3に関する限り、各経済指標の開示効果は明瞭に認められる。そして多くの指標においては、収益・ボラティリティの面のみから、あるいはクォートの間隔の分布のみから見ても開示効果が見られる。しかし幾つかの経済指標(CPI, PPI, GDP)では、価格がクォート間隔の一方で、通常日と公表日に有意な差が認められない。本節では、特に物価指標に焦点を当てて考察を行う。

3.3.1 先行研究

まず先行研究に関連のあるものに若干言及しておくが、幾つかの論点を共有することはあっても、本研究に対して直接比較対象となる先行研究を挙げることは難しい。例えば Ederington and Lee (1993) と Tanner (1997) は消費者物価指数の開示効果に関する実証分析の結論は対照的であるが、そもそも前者は長期金利と通貨先物が分析対象であるのに対して、後者はドル・マルクレート（スポット）が対象である。第2に、開示効果を検出する際に、どういう変量に着目しているかで2つの研究は大きく異なる。Ederington and Lee (1993) は、絶対偏差で定義したボラティリティに有意な差があるかどうかを検証しているのに対し、Tanner (1997) は収益率に対して追加的な説明能力がもたらされるかどうかで経済指標の公表効果を測定している。このように、日次より細かい観測単位の金融データを用いて物価指標の開示効果を論じた先行研究の中でも対象となる資産は多岐にわたっており、円ドルのスポットレートと開示効果という観点から本研究と対照をなす研究は現在のところない。仮に同じニュースに対する反応でも、市場が異なればマイクロストラクチャーが異なると想定するのは自然であろう。更に、個々の研究によってどういう変量に注目して開示効果を論じるかの枠組みが異なっているため、先行研究間でも一概に結果を比較できないのが現状である。

しかし、大まかに捉えれば、多くの先行研究はボラティリティに違いが出るかどうかで開示効果の有無を論じているものが殆どである。一方本稿の特徴は、開示効果を議論するのにクォートの平均間隔という新たな量を持ち出すところにあるので、収益・ボラティリティのみに着目した検定結果を用意し、それと照らし合わせて議論を進めることとする。

3.3.2 結果と考察

表3から表5をもとに、本稿の結果を整理しておこう。本稿の枠組みでも、従来の実証分析の主流である収益・ボラティリティのみに着目した検定（表4）では、仮に m を大きくとってもCPIならびにPPIで通常日との差がないという帰無仮説を棄却しきれない。しかし、クォートパラメータの同等性の検定（表5）において、PPIでは一貫して同等性は棄却され、CPIにおいても $m=75$ 以降では一貫して同等性は棄却されており、同時検定（表3）においても同様の結論となっている。すなわち、収益・ボラティリティという観点のみから市場の活性度を捉える場合には、物価に関する統計指標公表は市場に対して殆どインパクトを持たないという結論に至るものの、値付け行為やひいては取引の活発さというところまでを含めて考えると、円ドル市場は明らかに物価統計の公表に反応していると判断できる。

簡潔に記せば、物価指標の開示効果は、収益・ボラティリティでは見られないが、クォートの頻度には有意に現れているということになる。しかし、収益やボラティリティへの影響の有無と、クォートの頻度への影響の有無とでは、実務的に持つ含意は前者の方が大きいと考えられる。従って本稿の結果は、為替市場の現象的側面を理解する目的からは新たな知見が得られたと言えるが、実務的あるいは市場の微視的構造解明の観点からの意味は、現段階ではあまり明らかでないと言わざるを得ない。価格の動きが通常日と変わらないのに、クォートの頻度は明らかに通常日とは異なるという現象は、為替ディーラーの特定の行動の反映であるという見方もできる。つまり、戦略的な要請から、価格が大きく変化しないようにポジションを持ったり解消したりすることは十分に考えられる。（Admati and Pfleiderer (1988) 参照。）

3.3.3 生産者物価との関連

消費者物価指数（CPI）の開示効果に関連してよく言及される論点として、多くのケースで前日あるいはそれ以前に生産者物価指数（PPI）が発表されるため、物価変動からの影響はすでに市場が織り込み済みである、という指摘がある。本稿の分析結果では、価格パラメータにはCPI

は開示効果を持たないことが表4から観察できるので、表3と表5に注目すると、開示直後の50クォート、75クォート、100クォートというあたりでは、CPIの開示効果は有意でないかまたは有意性が低い。この点は先行研究に符合する解釈を可能にする。ただし、本稿の枠組みは動的な分析を十分に表現しきれものではないことに鑑みると、ある程度のクォート数になってようやく通常日と公表日の差が出てくることについては、「時差をとまって開示効果が生じている」とはただちに結論できないことに注意が必要である。この点については、(例えばPPIの影響を受けて)開示効果が非常に小さいために、標本数が少ないケースでは検出力が十分でないと解釈しておくのが妥当であろう。

一方、「PPIの影響を受けて開示効果が薄められている」というのは、ひとつの示唆ではあっても確定的な事実ではない。例えば消費者物価そのものが注目されていない可能性もある。ディーラーに対する我々のインタビューによれば、ディーラーが重要視する変数は期間によって異なっており、その変数の選択も経済の基礎的諸条件(ファンダメンタルズ)に沿って決定されるというよりは、他の市場参加者が何を重要だと思っているかという所謂「美人投票」的な意味合いで絞り込みが行われていることが多いようである。このような行動様式が支配的である場合には、新たに公表された経済指標が、経済の先行き見通しに本質的に影響を与えるか否かに関わらず、事実上ディーラーは消費者物価指数を変数として注目していない可能性がある。(外国為替市場におけるこのような「美人投票」的な動きを行動論的なモデルから探った研究としてはKirman(1995)がある。)

どのような個別の要因によるにせよ、仮に同一の経済指標間における開示効果のばらつきを議論するのであれば、少なくとも時系列的な取り扱いの中でダミー変数の P 値を比較するなどのことが必要であろう。一方、本研究のような静的な分析においてすら、同一の指標でも時期によってばらつきがあることが判明したのが、次に述べる国内総生産(GDP)の開示効果である。

3.3.4 国内総生産

物価系列と逆のパターンを示しているのがGDPである。すなわち、取引の頻度という観点からすると通常日と公表日の差はないのに、収益の分布についてはある程度の標本数以上では一貫して有意差が認められる。この結果について、少なくとも我々は合理的な説明を見いだすことはできなかったが、そもそもGDPについては、背景を考察する以前にデータセットの制約という意味から留保しておくべき点がある。それは、GDP統計の公表が基本的には四半期しか行われないということである。従って、本研究の初期における解析では、標本数の確保の観点から改定値と確報の公表日も含めて分析を行っていた。

しかし、入手可能だった(GDPについての)公表日すべてを用いて解析を行うと、GDPの開示効果は m に大きく依存し非常に不安定であった。交差検証法的にGDP統計公表日をひとつひとつ外してみた上で、個々の公表日のクォート間隔を調べたところ、同じGDP統計の公表でも月によっては極めて反応性に乏しく、平均的に見たクォート間隔は通常日と殆ど差がないときがあった。表3から表6の計算にあたっては、GDP統計公表日のうち93年2月26日、4月29日、9月29日をデータセットから外している。今後の展開方向としては、時系列的な取り扱いの中で一回一回の開示効果を抽出する、データセットの年数を増やして速報値だけに注目する、市場のコンセンサスからの乖離をモデルに取り込む、といった方法で分析を細かくしていかなければならないであろう。

4. ま と め

秒刻みで記録された為替市場のデータを用いて、アメリカ当局が公表する経済指標が円ドル市場に及ぼす開示効果の有意性を論じた。データセットを経済指標の公表がある日とそうでない日に大別し、アメリカ東部標準時間で午前8時30分を起点に、特定のクォート数を達成するまでの局所的な区間において、公表日と通常日の差に注目した。従来の研究は、開示効果を議論するのにボラティリティへの影響を調べることがほとんどであったが、本稿では当該区間内でボラティリティと平均クォート間隔の同時分布の統計モデリングを行い、尤度比検定統計量を構成した。93年1月から9月末までのデータで計測した結果によれば、ほとんどの経済指標の公表で、収益・ボラティリティの面から見てもクォートの平均間隔から見ても、円ドル市場に開示効果が認められた。物価指標に関しては、収益・ボラティリティには開示効果は認められないという点で見れば先行研究に沿った結果になったが、クォートの平均間隔では明らかに市場は反応している。ただ、経済指標によっては一貫して開示効果が認められるものと、性質がときに著しく通常日に近くなる指標があり、同一指標内における効果のばらつきを抽出するには別種のモデリングが必要であろう。

謝 辞

この研究を可能にしてくれた、データ提供元の Olsen and Associates 社に感謝する。また、改稿にあたって内容を大幅に改善するコメントを寄せて下さった、二人の査読者の方と担当編集委員にこの場を借りて感謝申し上げたい。なお、本研究の実施にあたって、桑名は平成11年度文部省科学研究費奨励研究(A) (課題番号 11730018) からの援助を、須齋は平成10年度文部省科学研究費奨励研究(A) (課題番号 10730043) からの援助を、川崎は平成11年度文部省科学研究費基盤研究(B) (2) (課題番号 国 11695024) からの援助を受けている。

参 考 文 献

- Admati, A. and Pfleiderer, P. (1988). A theory of intraday patterns: Volume and price variability, *Review of Financial Studies*, **1**, 3-40.
- Almeida, A., Goodhart, C. and Payne, R. (1998). The effect of macroeconomic news on high frequency exchange rate behavior, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **33**(3), 383-408.
- Andersen, T. G. and Bollerslev, T. (1998). Deutsche mark-dollar volatility: Intraday activity patterns, macroeconomic announcements, and longer run dependencies, *Journal of Finance*, **53**, 219-265.
- Ederington, L. H. and Lee, J. H. (1993). How markets process information: News releases and volatility, *Journal of Finance*, **48**, 1161-1191.
- Engle, R. and Russel, J. (1995). Forecasting the frequency of changes in quoted foreign exchange prices with the autoregressive conditional duration model, Working Paper, University of San Diego, California.
- Garman, M. B. and Kohagen, S. W. (1980). Inflation and foreign exchange rates under production and monetary uncertainty, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **9**(4), 949-967.
- Goodhart, C., Hall, S. G., Henry, S. G. B. and Pesaran, B. (1993). News effects in a high-frequency model of the sterling-dollar exchange rate, *Nonlinear Dynamics, Chaos and Econometrics* (eds. M. H. Pesaran and S. M. Potter), 199-211.
- Hakkio, C. S. and Pearce, D. K. (1985). The reaction of exchange rates to economic news, *Economic Inquiry*, **23**, 621-636.
- Ito, T. and Roley, V. V. (1987). News from the U.S. and Japan, *Journal of Monetary Economics*, **19**, 255-277.
- Jorion, P. (1996). Risk and turnover in the foreign exchange market, *The Microstructure of Foreign Exchange Markets* (eds. J. Frankel, G. Galli and A. Giovannini), 19-37, University of Chicago

- Press, Chicago, London.
- Kirman, A. (1995). The behaviour of the foreign exchange market, *Bank of England Quarterly Bulletin*, August, 286-293.
- Krugman, P. and Miller, M. (eds.) (1992). *Exchange Rate Targets and Currency Bands*, Cambridge University Press, New York.
- Lyons, R. (1996a). A simultaneous trade model of the foreign exchange hot potato, *Journal of International Economics*, **39**, 275-298.
- Lyons, R. (1996b). Foreign exchange volume : Sound and fury signifying nothing?, *The Microstructure of Foreign Exchange Markets* (eds. J. Frankel, G. Galli and A. Giovannini), 183-201, University of Chicago Press, Chicago, London.
- Mitchell, M. L. and Mulherin, J. H. (1994). The impact of public information on the stock market, *Journal of Finance*, **49**, 923-950.
- 須齋正幸 (1998). Ultra-High-Frequency データによるニュースと為替レートの関係について, ディスカッションペーパーシリーズ No. 1998-01, 長崎大学経済学部.
- Tanner, G. (1997). A note on economic news and intraday exchange rates, *Journal of Banking and Finance*, **21**, 573-585.

How the Scheduled Macroeconomic Announcements Influence Foreign Exchange Markets

Yoichi Kuwana

(Hitotsubashi University)

Masayuki Susai

(Nagasaki University)

Yoshinori Kawasaki

(The Institute of Statistical Mathematics)

This paper examines the impacts of macroeconomic news releases on the foreign exchange market. Our analysis focuses on yen-dollar exchange rate and macroeconomic announcements made by the U.S. authorities. Utilizing the high frequent data, we examine not only the volatility but also the frequency of the occurrence of quotes, which differentiates our research from preceding works in this field. After establishing a statistical model for the price change and the quote occurrence, we derive likelihood ratio tests for homogeneity between news days and no-news days. In most cases, it turns out that the announcements of macroeconomic indicators have significant influence on the market. The price indices, however, have almost no effect on the drift and volatility parameters, while we can observe significant difference in terms of the average time interval of quotes.