

## 1. はじめに

為替レートの変動の原因として、ニュースあるいは経済指標のアナウンスメントを用いた研究が数多く行われてきている。より頻度の高いデータの利用、より複雑な時系列モデル、ARCHモデル等のより細かなモデリング、そして市場参加者の行動モデル、すなわちマイクロストラクチャーモデルの構築等がこの分野の研究の発展方向である。

本稿では Ultra - High - Frequency データ (この名称は R. Engle による) を用いて、ニュースと為替レートとの関係を検討する。2 節でデータの内容は詳述するが、データの記録されている間隔が数秒間であるという特徴を持ち、研究者によっては連続時間データ (continuous time data) と理解されているものである。今回のデータは (株) 共同通信社国際金融情報本部より提供を受けている。

情報と金融資産の価格の関係は、現在マーケットマイクロストラクチャーという名称でモデル化が進んでいる。為替レートに関しても同様の研究が進んでいるが (たとえば R. Lyons の一連の研究等)、未だ確固としたモデルが呈示されているわけではない。ここでは価格に影響を与える情報を、プライベートとパブリックに区分している。パブリックインフォメーションに属するのが本稿の用いている経済指標のアナウンスメントなどである。一方プライベートインフォメーションとしては、顧客から銀行に出される為替の注文である。この情報は銀行あるいはディーラー個人に属し、ディーラーの取引行動から情報が市場に伝達されていく。したがって、この情報が市場に広がるには時間がかかるとされる。またこの情報が市場参加者間の情報格差を生み出すのである。

パブリックインフォメーションの影響では、すべての市場参加者が合理的期待のもとに行動し、インフォメーションセットが同じであれば事前に予測されるアナウンスメントには市場参加者は反応せず、いわゆる surprise のみに影響を受ける。しかし、実際はこのような homogeneous な市場参加者ばかりでなく、期待形成についても不均一性を持つ可能性がある。たとえば Hogan = Melvin (1994) では、市場参加者の経済指標のアナウンスメントに関する予測の分散を用いて、この不均一性の効果を分析している。

本稿では tick by tick データを用いて、事前に予定されている経済指標のアナウンスメントに為替レートがどのように反応するかを、一つ一つのアナウンスメントごとに分析する。ここでは時系列モデルを使ったジャンプの測定その他、クロスセクショナルな手法を用いて、いずれのアナウンスメントがより長い影響を与えているか等を検討する。本稿は次のような構成となっている。2 節では今回用いるデータの特徴をさまざまな統計量によって確認する。3 節ではダミー変数を用いて、アナウンスメントの効果を確認する。4 節はアナウンスメントがなされた日ごとに為替レートの変動を精査、モデリングし、その日の中での構造変化を検討することでアナウンスメントの効果を計測する。またここではクロスセクショナルな分析も試みる。

## 2. データの定義と特性

### 1) 為替レート

#### a) ultra-high-frequency (tick by tick) データ

本稿では ultra-high-frequency データとよばれる、tick by tick (以下 tick データと表記する) の円ドルレートをデータとして用いる。このレートは円建て表示である。このデータは (株) 共同通信社国際金融情報本部より提供を受けており、同社の配信している Telerate<sup>TM</sup> の円ドルレートをリアルタイムにストアしたものである。

1980年代後半までは高頻度のデータとして日次、あるいは intra-day データとして二

ニューヨーク連邦準備銀行より提供されている一日2時点のデータ、あるいは始値と終値が分析に用いられてきた。しかしC. Goodhartの一連の研究以来、1時間間隔、5分間隔のデータが用いられるようになってきている。あるいはTanner(1997)、Ederington=Lee(1993)、Jorion(1996)などのように、通貨オプションのhigh-frequencyを用いている研究も多い。オプション以外の主なデータソースはMMS(Money Market Service)社やOlsen&Associates、あるいはロイターの画面から直接入手するなどである。本稿のデータは情報の発信者から直接の提供を受けている点でこれらとは異なる。ただしオプションデータとの違いは、ここでのデータはquoteデータであり、取引に実際に用いられている価格ではない。

本稿のtick by tickデータとは、あらかじめ契約をしている銀行が表示するquoteで、データにはbid、ask、およびそのquoteが入力されたtime stampが含まれている。このデータはデータ間の間隔が数秒間から数分間に及ぶ時系列データである。実際の取引データを用いた分析はLyonsの一連の研究、Goodhart=Ito=Payne(1996)などがある。Lyonsの研究はニューヨークのあるディーラー個人の取引の一週間の記録を用いたものであり、インターバンク取引のデータを使っている。一方Goodhart、et.al.(1996)ではReuters 2000 2(electronic foreign exchange dealing system)の1993年6月16日一日のデータを用いている<sup>ii</sup>。このディーリングシステムのデータはインターバンクではなくブローカー経由の取引データである。そこでは本稿と同様のReuters FFX pageのデータ(quoteデータ)とD2000-2から得られた実際の取引データを比較し、為替レートの変動過程は取引データとquoteデータが類似していることを見出している。なお、データの期間は1997年7月10日6時30分(GMT)より8月4日14時までである。以下では、特に断らない場合は時間はすべてGMTである。

#### b) フィルター

本稿で用いるtickデータは銀行が入力した値を直接記録しているため、入力ミス(miss tick)が含まれている可能性がある。実際に直前のquoteと比較して1円以上乖離したり、あるいは1%以上違うデータが入力されているケースが見られた。

そこで本稿では次のルールによりデータを変換した<sup>iii</sup>。直前のレートと比較して1円、あるいは1%以上乖離しているデータはoutlierとしてquoteの値としては利用しない。しかし一度為替レートがジャンプした後その水準でのquoteが続く場合は、構造変化と認識してこの値をoutlierとしては扱わない。outlierとして処理をした為替レートの値と、そのtickが入力された時間がTable 1にまとめられている。表からわかるように、全部で157個のoutlierが見つかり、上記のような処理を行った。

<<table 1>>

また休日は週末のみを処理した。7月20日は日本のみ休日であったが、この日は平日と同じ扱いをしている。週末はGMTの金曜日の20時00分から日曜日の19時59分までとした。Table 2に示したように、この時期はロンドンおよびニューヨークは夏時間を採用しているため、ニューヨークの金曜日の16時から東京の月曜日の朝の5時までを週末として処理している。これは、円ドルレートのquote数は、GMT20時を過ぎると極端に減少することから選択した。週末は一日24時間単位で、48時間としてカウントしている。

<<table 2>>

tickデータのようにデータの間隔が不等である時系列データの解析はきわめて難しいため<sup>iv</sup>、tick by tickデータを等間隔データへ変換する。この種のデータを用いている他の研究多くは、この問題を避けるために同様の扱いをしている<sup>v</sup>。本稿では1分間隔(表ではMinute dataと表示)、5分間隔(5 Min data)、15分間隔(Quart

er data)、30分間隔(Half an Hour data)、1時間間隔(Hour data)のそれぞれのデータを用いる。

このデータの作成に当たっては、たとえば6時30分のちょうどその時点で quote がなされていない場合は、その直前の quote がその時点でも成立していると考えて、その値を6時30分の値とする。また、ちょうどこの時点の quote が outlier として処理されている場合は、やはりその直前の値を代用する。本稿では為替レート以外に、単位期間当たりの tick 数も分析している。outlier となった quote は、tick 数には含まれている。それは入力された値は誤っていても、quote はなされていると判断するからである。この tick 数は取引高や情報量の代理変数として考えられよう。

### c) 各種統計量によるデータの特徴

<<table 3 ~ 9 >>

Table 3から9は、本稿で用いる為替レートの基礎統計量である。まず記号から説明する。askおよびbidはquoteされた実際のask、bidである。midはmid rateの略であり、bidとaskの単純平均である。これらの記号の前にrが付いているのは、それぞれの値の直前の値との比率の対数である。

$$rx = \ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) \quad (1)$$

(1)式のxがそれぞれの変数に対応する。tickは単位期間当たりのtick数である。rtickは(1)式でtickを変換した値である。spreadはbidとaskの差額である。

算出した統計量は平均値、中央値、最大値、最小値、標準偏差、尖度、歪度、そして分布の正規性を検定するためにJarque-Beraによる<sup>2</sup>統計量を示している。分布が正規分布にしたがう場合、尖度は0、歪度は3となる。Table 3のask、bidはそれぞれの値がこれらに近いために、Jarque-Bera統計量は小さい。しかし、rask、rbid、rmidは尖度が大きく、Jarque-Bera統計量はとても大きな値を示している。このように尖度が大きくなる分布は、金融資産の収益率の分布の特徴としてしばしば指摘されるものであり、為替レートでも同様の傾向が表れている。

Table 3から9までを見ると、Jarque-Bera統計量が正規分布を示しているデータはない。特に、いずれのデータでも(1)式の変換後は先に触れたように大きな尖度となり、Jarque-Bera統計量は分布の正規性を棄却している。本稿ではこの要因を情報フロー、あるいはニュースの影響として捕らえることができるかどうかを検証する。

1時間データではrask、rbid、rmidの(1)式の変換後のデータは平均0.01%であり、非常に0に近い値となっている。この値はサンプルの間隔が短くなるにつれて、より小さくなっている。中央値は1時間データ以外はすべて0となっている。

tickは1時間当たり平均72回である。最大値は273回、最小値は1回である。市場が開いていない時間はquoteがほとんど入力されないが、取引が頻繁な場合は非常に多くのquoteが入力されていることがわかる。平均的にはおよそ13.2秒に1回の割合でquoteが入力されていることになる。1分間当たり最大で14回のtick数となっている。単純に考えても4.3秒に1回の割合でquoteが入力されていることになり、最も取引の頻繁な時間の中でも、さらに取引の激しい瞬間があることが示されている。

このtickを取引高の代理変数として用いるのは次のように考える。外国為替取引は円とドルの場合1取引単位が10万ドルと決まっている。1tick当たりの取引高が平均的に安定しているならば、期間当たりのtick数がわかれば、その値に平均的な取引単位を用いることでその間の取引量を計算することが可能であり、期間当たりのtick数が取引高の代理変数として利用できる。tickが情報フローの代理変数と考えるのは、

たとえばClark (1976)にあるように、価格のプロセスが何らかのプロセスから生じ、その元となるプロセスが価格に影響を与えるであろう情報のフローであるとする。この情報はプライベートでもパブリックでもよい。新たな価格が市場にquoteされる場合は、新たな情報の流入があったとするならば、期間当たりの情報の流入数はtick数によって把握されることになる。この後者の関係を用いた分析は5節で展開される。

spreadはbidとaskの差であるが、平均的には0.1円前後だが、最低では100分の2円と非常に小さな値である。これは銀行の取引費用および為替レートの変動に対する主観的なリスクを反映する数値であることを考えれば、かなり小さなコストで取引がなされていることがわかる。1分データでは、最低が100分の1円である。

<<table 10~16>>

table 10から16はそれぞれのデータの相関マトリックスである。tickデータではほぼいずれも同じ傾向となっている。1時間データではask、bid、midとspreadの相関がプラスとなっているが、それ以外のデータではマイナスとなっている。

以下の分析ではmidを為替レートのデータとして用いるので、これを中心に確認する。midおよびrmidは、tickあるいはrtickとはプラスの相関を持っていることがいずれのデータでも示されている。ただその値自体は小さい。tickを取引量あるいは情報量の代理変数と見做すならば、為替レートのレベルあるいは変化率(1式での変換された値)は取引量や情報量とはプラスの相関を持っている可能性が示唆される。なお、tickと情報量の関係は後の節で検討する。

tickとspreadはいずれのデータでも相関係数の符号はプラスである。期間当たりのtickが増加するにしたがってspreadも広がる傾向が示されている。tickの数が増加する場合、取引頻度が増加することを意味し、それとともに取引コストやリスクが増加することになる。tickデータでも上記の傾向は同様である。

<<table 17~37>>

Table 17から37は、以下で分析に用いる変数のCorrelogramである。ACは自己相関係数、PACは偏自己相関係数、Q-statはLjung=Box検定量である。

1時間データのみは24次までの自己相関を表示しているが、それ以外は10次までである。1時間データで24次まで算出したのは、為替レートのHourly dataの1日の傾向、すなわちdaily seasonalityを見るためである。これらの結果は次の節以下のモデルの同定に主に用いられる。したがって、変数としてはmid、rmid、そしてtickの三つのみがその対象となっている。

Table 17から19は1時間データのCorrelogramである。midは1次以下24次まですべてに正の自己相関が有意に現れている。また偏自己相関は2次以降急激に低下している。rmidでは負の自己相関が有意となっている。自己相関、偏自己相関は2次以降急激に減少するパターンを描いている。一方tickの自己相関は一定のパターンがあるように思われる。24次まですべて有意に自己相関は推計されているが、自己相関の値自体ラグが長くなるにつれて最初は低下し8次を過ぎるとマイナスとなるが、17次以降プラスに転じ、24次に向かって再び増加する。これは24時間のうちでtickにある一定のパターンがあることを示唆する。実際Hsieh=W.Kleidon (1996)ではロンドン、ニューヨーク市場の始まりと終わりではtickの数が増加するパターンが見出されている。これは株式市場においても指摘される傾向である<sup>vi(8)</sup>。

Table 20から22は30分データのCorrelogramである。midでは1時間データ同様自己相関は正の大きな値が続いており、偏自己相関も1次の値が高いがそれ以降は非常に小さな値となっている。rmidでは同じく負の有意な自己相関が認められる。自己相関、偏自己相関ともに1次が以降は小さな値となっている。tickも1時間データ同様に、自己相関は低減、偏自己相関は1次が高く、それ以降は小さな値とな

っている。

Table 23から25は15分データのCorrelogramである。ここでもこれまでのデータと同様の傾向が表れている。midは自己相関はプラスで大きな値となり、偏自己相関は1次のみが大きな値となっている。rmidではここでも負の有意な自己相関が認められる。自己相関、偏自己相関ともに1次のみが大きな値となっている。tickは自己相関はゆっくりと低減しているが、偏自己相関は指数的に低減している。

Table 26から28は1分データのCorrelogramである。midおよびrmidではこれまでの結果とほぼ同じである。しかし、tickは自己相関、偏自己相関ともにこれまでと比較して低い値となっている。これは一つには、GMTで20時から24時にかけてはquoteがない時間がかかりあることが原因と考えられよう。

Table 29、30はtickデータのCorrelogramである。midでは自己相関及び偏自己相関はプラスとなり、自己相関はゆっくりと減少、偏自己相関は指数的に減少している。rmidではマイナスで有意な自己相関が認められている。

Table 34、36はデータ期間が84年から85年のサンプルである。closeではTable 31と同じ傾向が示されている。rcloseではTable 32よりもさらにはっきりした傾向が示唆されている。自己相関は高次の項まで勘案しても、有意とはなっていない。また偏自己相関も非常に小さい。volumeでは前とは異なり、自己相関、偏自己相関ともに小さくなっている。低減のパターンは同じである。

<<table 38~43>>

最後にそれぞれのデータ、変数についてのunit root testの結果を確認する。ここで為替レート自体が非定常データという結果が出た場合、(1)の変換による一種の変化率(あるいは収益率)を以降の分析に用いることになる。unit root testはADF(Augmented Dickey=Fuller)およびPhillips=Perronテストを用いている。

本稿ではADFテストの際のyのラグは4、タイムトレンドは含まないモデルを用いた。Phillips=Perronテストの検定に用いる標準誤差は系列相関を考慮したものをを用いることになるが、本稿ではNewey=Westの手法に基づいた値を用いている。

Table 38は1時間データのunit root テストの結果である。midではいずれのテストでも帰無仮説が採択されており、このデータは非定常であることになる。(1)式による変換後のrmidはいずれのテストでも帰無仮説は棄却され、rmidは定常であることが示されている。tickは階差等を取る必要なく、定常である。spreadも同様にそのままのデータで定常であることがわかる。

30分データでも、同じ結果となっている。midは非定常であるが、それ以外の変数は定常である。以下、15分、1分データでも同じ結果となっている。以上の分析より、次の節以下では為替レートのミッドレートではなく、(1)式に基づいて変換された収益率(あるいは変化率)を用いて分析することにする。

## (2) ニュース

データの定義のところでも触れたように、tickが市場への情報のインフローの代理変数と考えることができると述べたが、それとは別に実際のニュース(経済指標のアナウンスメント)の為替レートへの影響をultra-high-frequencyデータにより確認する。マクロ経済指標のアナウンスメントの為替レートへの影響は、数多く研究されてきている。なかでもultra-high-frequencyデータとの関連ではEngle=Ito=Lin(1990)、Goodhart=Hall=Henry=Pesaran(1993)、Ederrington=Lee(1993)、Hogan=Melvin(1994)、Tanner、Peiers(1997)などがある。とくにGoodhart=Hall=Henry=Pesaran、Ederrington=Lee、Peiersは本稿と同様のultra-high-frequencyデータを用いている。Ederrington=Lee、Tannerは通

貨オプションのデータを intraday データとして用いている。また Engle=Ito=Lin、Goodhart=Hall=Henry=Pesaran、Hogan=Melvin では GARCH モデルを用いてニュースの効果を計測している。

ニュースの内容についても、特定のニュースに注目している研究と複数のニュースを用いているものがある。本稿ではデータ期間が限られており、一つのニュースについて一つのケースしか利用できないという制約があるため、複数の種類の経済指標のアナウンスメントの効果を測定することにする。また、ニュースは日本とアメリカの双方のアナウンスメントを採用する。Ito=Roley (1987) と同様に日米のアナウンスメントの効果の違いも同時に確認することができる。

採用する経済指標は、マネーサプライ、物価水準 (CPI、PPI)、貿易収支、GDP、失業率である。これらは、アメリカに関してはデータ期間内にすべてのアナウンスメントが単独でなされている。単独とは、一度のアナウンスメントの時間に複数の指標の発表が重複しないという意味である。ところが日本は大蔵省の貿易統計と日本銀行のマネーサプライのアナウンスメントが7月17日23時50分 (GMT、JSTでは8時50分) に同時になされている。したがって、このアナウンスメントではいずれが為替レートに影響を与えたか、効果を判別することはできなくなっている。

アメリカの主要経済指標では、公表以前にマーケットのコンセンサスが発表される。その一つは MMS からのもので、複数の市場参加者から事前に予想値をヒヤリングし、その平均値を発表している。Hogan=Melvin では、この平均値の他に予想値の分散を利用して、市場参加者の予測の不均一性の効果を測定している。本稿では東京三菱銀行ニューヨーク支店が公表している『Economic Research』の U.S. Economic Indicator Forecasts を用いて、アメリカの各種経済指標の公表時間、市場のコンセンサスを確認している。日本の経済指標の市場のコンセンサスは入手できていないので、この情報は含まれていない。

<< table 44 >>

Table 44 では、以下の分析で用いる経済指標と、その発表時間が掲載されている。時間はすべて GMT である。先に触れているように、7月17日の23時50分 (日本時間8時50分) に貿易統計とマネーサプライが同時に公表されている。

経済指標のアナウンスメントの市場への影響をわれわれの ultra-high-frequency データで確認するためには、その情報が市場へ伝えられる正確な時間が必要となる。この時間はロイターやダウジョーンズのオンラインニュースのヘッドラインに掲載された時間を調べれば、ひとつの目安になるが、今回はこの情報は入手できていない。したがって、以下の分析では1分データについてはアナウンスメントがなされる時点をニュースの時点として用いているが、この場合この時点でニュースが市場に伝えられているかは確認できていない。しかし、少なくとも15分データではニュースが伝えられている時点は正確にカバーされている。

多くのニュース分析では、市場参加者が合理的であれば事前に予想される事象はすべて現在の為替レートに反映されているため、事前の予想との格差のみが為替レートに影響を与えると考えている。これは合理的期待のもとでの単純な価格伸縮的なマネタリーモデルを考えればよい。

それぞれの変数 (利子率を除いて) は対数で評価されている。s はスポットレート、m は

$$s_t = \frac{1}{1+\beta} (m_t - \alpha y_t + \beta i^* - p_t^*) + \frac{\beta}{1+\beta} E_t s_{t+1} \quad (2)$$

マネーサプライ、p は物価水準、i は利子率である。\* は外国の変数を表わす。は UIP の式を反映している。この式を合理的期待のもとで前向きに解き、極限で評価すると次の式が得られる。

$$s_t = (1 + \beta)^{-1} \sum_{l=0}^{\infty} \left( \frac{\beta}{1 + \beta} \right)^l E(\phi_{t+l} | \Omega_t) \quad (3)$$

ここで (3) 式の右辺第一項のカッコ内で、 $\Omega_t$  は t 期の情報セットを表わす。この  $\Omega_t$  はファンダメンタルズと考えられる。この式からわかるように、ファンダメンタルズの将来の期待に含まれないショックがある場合に為替レートがジャンプするのである。

このショックは具体的にはアナウンスメントの事前の予想値と実際の値との差、surprise と考え、この値の為替レートへの影響が数多く検討されている。surprise を算出するためには事前の予想値が必要であり、アメリカでは先ほど述べたように MMS 等から事前の市場の予想値が公表されているが、今回は日本についてはこの値は計算不可能となっている。

### (3) 為替レートおよび tick の daily seasonality

前にも触れたように、株式等の市場では始まりと終わりの時間は取引が活発となり、ボラティリティや取引量がこの期間は増加することが報告されており、外国為替市場においても同様の傾向が Bollersrev=Domowitz (1993)、Hsieh=Kleidon、Andersen=Bollersrev (1997) で報告されている。縦軸に取引量、あるいはボラティリティをとり、横軸に時間をとると、ちょうど U 字型の形状となるのである。この現象の理論的説明は、たとえば Kyle (1984)、Admati=Pfleiderer (1988) などに代表される市場参加者間の非対称情報モデルで与えられる。

<< fig 1 ~ 4 >>

以下では、ボラティリティとして単位時間当たりの各変数の標準偏差、取引の活発さを示す指標として単位時間当たりの tick 数を用いて、daily seasonality を確認する。これらのデータは 1 分データから作成し、各単位時間ごとの全サンプル期間の単純平均である。

まず Fig 1 は mid の 1 時間ごとのボラティリティである。まずピークとしては 0 時、6 時、13 から 14 時、21 時 (いずれも GMT) である。極端なボトムは 4 時、11 時、19 時である。これまでの研究から予想されるのは、主要市場すなわち東京、ロンドン、ニューヨークの始まりと終りの期間はボラティリティが高く、市場が開いている間やすべての市場が終っている時間はボラティリティが相対的に低くなる。

ピークから確認する。Table 2 を見るとわかるように 0 時は東京の 9 時であり、東京市場の始まりである。また 6 時は東京の 15 時で、市場の終わりの時間である。この時点が一日の中で最大のボラティリティとなっている。13 時はニューヨークの 9 時であり、14 時はロンドンの 15 時である。21 時はニューヨークの 17 時である。21 時を除いては各市場の始まりや終わりの時間に一致している。しかし、ここではいくつかの疑問が残る。ロンドンの始まりである 8 時、ニューヨークの終わりである 19 時は高い値とはなっていない。とくに 19 時はボトムとなっている。また、Hsieh=Kleidon で報告されているようにニューヨークの始まりの時間はロンドンの市場の開いている最中になるが、この時点すなわち 13 時にはボラティリティが高い。同じ商品である円ドルレートを取引し、しかも市場が開いている間なので情報はある程度行き渡っていると思える期間でも、物理的に離れている市場のボラティリティが高いという傾向が表れている。彼らが指摘するように、これまでのモデルでは説明できない一つのパズルがこのデータでも確認されている。

ボトムは 4 時、11 時、19 時、22 時である。4 時は東京の 13 時に当たり、ランチタイムである。同様の傾向は Andersen=Bollersrev でも確認されている。19 時はニューヨークの 15 時であり、事前の予想ではボラティリティは高くなる時点であり、逆の結果となっている。また 11 時はロンドンの 10 時であり特に市場の特性はない。全体で見ると、市場が開いている中間の時間はボラティリティは低い傾向にはある。しかし、19 時のボトムはオープクエスチョンとして残る。

Fig 2はr midである。グラフの形状はほとんどmidと同じである。市場が開いている中間には相対的にボラティリティが低いことは認められる。ただ、最低の値となっているのが5時であり、これは東京の14時である。

Fig 3はtickのボラティリティである。1分ごとのtick数の変動がこの値である。急激にtick数が変わる期間がこの値が高くなる期間である。ピークは0時から1時、7時から9時、13時から16時である。0時から1時は東京の始まりであり、8時周辺はロンドンの始まりである。また13時はニューヨークの始まりである。したがって、各市場の始まりの時間の周辺では時間当たりのtick数が他の時間帯に比べて変動する傾向が示されている。東京のランチタイムである4時、ロンドンのランチタイムである12時ではこの変動は相対的に小さくなっている。この結果とFig 4と比べるとさらにこの傾向が明らかになる。Fig 4は1時間当たりの平均tick数である。最大数は8時、すなわちロンドンの始まりである。したがってロンドンの始まりでは1分ごとのtick数の変動も多いが、tick数自体も一日で最大となっている。次いで13時から15時であり、ニューヨークの始まりとロンドンの終わりの時間はtick数の変動とともにtick数自体も相対的に多い。東京では始まりと終りは相対的に高く、ランチタイム効果も表れている。

<<fig 5 ~ 7 >>

Fig 5から7は15分間隔で同じグラフを描いている。なお、r midはmidとほぼ同じであるため、midのみを掲載している。まず東京の始まりである24時のパターンから確認すると、24時のなかでも前半がボラティリティが高く、市場の始まりがとくにボラティリティが高いことが確認されている。ランチタイム効果は東京の12時過ぎから明確に現れている。東京の終りでは東京の15時になる少し前が特にボラティリティが高いようである。またこの時点が一日で最大の値である。ロンドンの始まりは特に特徴はなく、ランチタイム効果も明確にはみられない。ニューヨークの始まりは相対的には高い水準である。その後、ロンドンの終わりである14時前後も高くなっている。しかし、ニューヨークの終わりである19時前後はやはりボラティリティは低く、20時の中頃に大きなボラティリティが現れている。これはニューヨークの15時から16時の間である。

tickではボラティリティおよび期間当たりのtick数がほぼ同じ傾向を示している。一日に三つのピークがあり、一つ目は東京の始まり、二つ目はロンドンの始まり、三つ目はニューヨークの始まりである。ロンドンとニューヨークが同時に開いている時間帯よりもロンドンの始まりからその直後のほうがtick数およびその変動は大きいことがわかる。

以上から確認できたように、われわれのデータでも市場の始まりや終わりの時間帯は、相対的に取引が活発であり、価格の変動も大きくなる傾向がみられた。しかし、それがすべての市場のすべてのケースに当てはまっていなかったことも事実であり、この点についてはさらに検討する必要があると考えている。

### 3. 全サンプルによる分析

ここでは全サンプル、すなわち1997年7月10日6時30分(GMT)から8月4日14時(GMT)までのデータを使って、ニュースの効果を検討する。ここで用いるニュースは2節、(2)で説明した7個である。

#### (1) Goodhart=Hall=Henry=Pesaran モデル

ultra-high-frequency データで本稿と同様の研究をしているのは、たとえば先述のGoodhart=Hall=Henry=Pesaran がある。そこではGARCH-Mモデルを用いて、アメリカの貿易収支、イギリスの基準金利の為替レートへの影響を分析している。この二つのアナウンスメントが選ばれた理由はその時点で為替レートがジャンプしているのが確認されているためである。そこではまず為替レートのジャンプを確認し、その原因をニュースに求



め、GARCH-Mでモデリング可能であるかどうかを検証している。本稿ではまずニュースを選び、それが為替レートへ影響を与えているかを検証しているので、考え方としては逆となっている。そこで用いられている為替レートはReutersのFXFXページからとられたドル=ポンドレートである。

そこで用いられているモデルは次のGARCH-Mモデルである。

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1 s_{t-1} + \sum \beta_i \Delta s_{t-i} + \gamma N + \delta h_t^2 + u_t ; u \approx N(0, h_t^2) \quad (5)$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum A_i u_{t-i}^2 + CND \quad (6)$$

ここでsはスポットレート、 $\Delta s_t$ はその階差を表わす。(5)式のNはニュース項でダミーである。ニュース効果を計るためにダミーを用いる手法は非常に多く用いられている。本稿でもこの方式も利用する。条件付き分散のNDも同じくニュース項で、ダミーである。(5)式はGARCH-M項を除くとADFと同じ式となる。 $\alpha_1 = 0$ が採択されるならば為替レートは非定常データということになる。

このモデルではニュースが為替レートへ影響を与える経路は(5)式を通じたものと、(6)式を通じたものの二つが考えられている。ニュースが為替レートのレベル(但し被説明変数が階差であるので為替レートの差)に影響する可能性をNとGARCH-M項でも捕捉する。もう一つはGARCHプロセスNDで捕捉する。経済指標のアナウンスメントの時点は既知であり、このアナウンスメント以前に市場がその効果を予測した反応をこのダミーで捕捉する目的があった。

分析結果は、GARCH-M項は有意に推計されていないが、(5)式のニュースダミーは有意となっている。モデルをOLSで推計した場合は単位根が認められる可能性があるが、GARCH-Mではスポットレートは定常である可能性が示唆されている。すなわち、為替レートに一時的な影響を与えるような事象をコントロールするならば、為替レートは(レベルでみると)定常過程にしたがっている可能性があるということである。

## (2) モデルの同定

本稿では、まずモデルの同定をして、必要があればARCHタイプの推計を用いることとする。また、はじめにunit rootテストをしてデータの定常性を確認しているので、ここではすべてのサンプルでrmidを用いてモデリングする。

モデリングにはAR、MAあるいはARMAの次数を決めるためにAICおよびSBICを用いる他、残差項の系列相関を確認するためにLjung=Box検定量を用いる。また残差の2乗の系列相関を自己回帰モデルをOLS推計により確認する。本稿では一次のARモデルを用いている<sup>7</sup>。

<< table 45 ~ 48 >>

1時間データからみていく<sup>8</sup>。AICではARMA(1, 1)が選択されるが、SBICではMA(1)となる。Ljung=Box検定量ではARMAモデルの方が<sup>2</sup>検定量は小さく、ARCHの検定量もARMAの方が小さい。以上を勘案して、1時間データではARMA(1, 1)を用いる。

30分データでもAICとSBICでは、前者ではARMA(1, 1)が、後者ではMA(1)が選択されている。ここでもLjung=Box検定量およびARCH効果の検定結果を勘案してARMA(1, 1)を選択する。

15分データではAIC、SBICともにMA(1)が示唆される。一方1分データではAIC、SBICともにARMA(1, 1)が最も小さな値となっている。Ljung=Box検定量も選択されたモデルが最も小さな値を示している。

以上のようにモデルの同定がなされたが、同時に選択されたモデルではすべてARCH効果は有意となっている。したがって、それぞれの選択されたモデルをARCHモデルを

用いて推計する。

### (3) ダミーを用いたニュース分析

#### a) モデルおよびダミー

本稿でもダミーを用いて、前節で確認した7つのニュースの為替レートへの影響を検討する。ダミーは、アナウンスメントがなされた後に、為替レートのレベルが変化するかどうかを検討する。モデルでは  $rmid$  が為替レートのデータとして用いられるため、アナウンスメント後に為替レートのレベルが恒常的に変化するというダミーは  $\{0,0,\dots,1,0,\dots,0\}$  となり、1はアナウンスメントがなされた時点に対応する。このタイプのダミーをダミー1とよぶ。被説明変数がレベルであればアナウンスメント後はすべて1となるダミーである。ダミー2は  $\{0,0,\dots,1,-1,1,0,\dots,0\}$  で、最初の1がアナウンスメントがなされた時点に対応する。これはアナウンスメントがなされた後為替レートがジャンプするが、その直後に元の水準へ回帰し、その後さらにまた構造変化が続くという動きに対応している。これは Goodhart et. al で用いられており、為替レートのアナウンス直後にジャンプが起こり、その後リバウンドして、さらにそれが反転するという動きを記述すると説明されている。実際に、 $rmid$  は多くの研究でも指摘されているように負の自己相関を持っていること、さらに mean reversion 的な動き、あるいは overshooting のような反応があるかどうかをこの二つ目のダミーで確認することができる。

ダミーは二つの方法で用いられる。次の二つの式がそれである。

$$\ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) = \mu_0 + \sum_{i=0}^p \alpha_{i+1} \ln\left(\frac{S_{t-1-i}}{S_{t-2-i}}\right) + \sum_{j=1}^q \beta_j u_{t-j} + \sum_{k=1}^7 \gamma_k D_k + u_t ; u \approx N(0, \sigma^2) \quad (7)$$

$$\sigma^2 = \phi_0 + \sum_{l=1}^n \phi_l u_{t-l}^2 + \sum_{h=1}^m \theta_h \sigma_{t-h}^2 + \sum_{k=1}^7 \gamma_k D_k \quad (8)$$

ここで  $D$  がダミーである。ダミーは一つのアナウンスメントに一つ対応しているの、全部で7個ある。上記の二つの式は、ARMA(p, q)、GARCH(n, m)モデルである。実際に推計するモデルのそれぞれの次数は先ほどのモデルの同定結果にしたがう。ダミーは(7)式か、(8)式のいずれか一つに用い、同時に二つの式には用いない。

それぞれのニュースダミーの予想される符号は、ニュースおよび用いるモデルによっては事前に確定しない。マネーサプライから考える。(3)(4)式で表わされるマネタリーモデルで考えると、マネーサプライの増加が恒常的であれば  $s$  は上昇する。しかし、マネーサプライの変化が一時的であると市場参加者が解釈する場合には  $s$  は低下する。これはたとえば通貨当局がマネーサプライを政策目標としており、マネーサプライの増加が貨幣需要の増加によりもたらされているとする。マネーサプライは元の水準に戻り貨幣需要が依然として高水準にあるとすると、貨幣市場で超過需要に対応して金利が上昇する。この金利の上昇が資本流入を惹起させ、自国通貨は増価、すなわち  $s$  は低下することになる。

物価水準はやはり二つの可能性を持つ。マネタリーモデルのようにPPPが成立しているならば、自国の物価水準の上昇は  $s$  を上昇させる。しかしスティッキープライスモデルでは、物価水準の上昇はマネーサプライ(実質)を低下させることを通じて貨幣市場で超過需要を生み出す。これによって利子率が上昇し、資本流入の増加によって  $s$  は低下することになる。

失業率および実質GDPはともに国民所得の変化を表わす。国民所得が増加すると、アブソープションが増加し、他の条件に変化がなければ輸入が増加する。これは外国通貨への超過需要を生みだし、 $s$  は上昇する。しかし、マネタリーモデルによれば、国民所得の上昇は貨幣市場で超過需要を生みだし、 $s$  は低下する。これは(4)式より明らかである。

貿易収支の赤字は  $s$  の上昇を生み出す。貿易収支の赤字は外国通貨への超過需要と、自

国通貨の超過供給を意味し、この結果  $s$  は上昇する。

したがって、貿易収支の影響は事前に確定するが、それ以外の変数の効果は用いるモデルによって異なるのである。

#### b) 推計結果とその解釈

<< table 4 9 ~ 5 2 >>

Table 4 9 は 1 時間データの推計結果である。(1)、(2)は(7)式にダミーを用いたモデル、(3)、(4)は(8)式にダミーを用いた推計結果である。1 時間データは  $ARMA(1, 1)$  モデルが用いられている。また推計には  $GARCH(1, 1)$  を用いている。t 値の\*は 1% 有意、\*\*は 5% 有意を示している。(1)はダミー 1 を用いた推計結果である。ダミーで有意となっているのは、ニュース 2、4、6、7 である。これらはいずれもアメリカの経済指標で、CPI、貿易収支、実質 GDP 成長率、失業率のアナウンスメントである。

ダミーの符号は、CPI の上昇はスティックプライスモデルの予測する結果を示している。Table 4 4 にもあるように、CPI は surprise がプラスであることも影響している可能性がある。

外国の貿易収支の赤字は、赤字国の通貨を減価させると予想される。アメリカの貿易収支の赤字が増加しているので事前の予想としてはドルの減価、すなわち  $s$  は低下することが予想される。結果としては予想された通りの符号となっている。前月比では赤字幅が増加しているが、surprise は -8 億ドルと、市場の予想を下回っている。赤字幅は予想以下であっても赤字自体のアナウンスメントはやはり為替レートに影響していることが示されている。

GDP の成長率はプラスであり、surprise もプラスとなっている。ニュースダミーの符号をみると市場ではマネタリーモデルで予想される結果が現れている。失業率でも同じ結果となっている。失業率とドルの価値が逆の動きをしているのは、マネタリーモデルによる説明と符合している。

ダミー 2 の結果は(2)にまとめられている。そこではニュース 4、5、6 が有意であり、符号はダミー 1 と同じだが、有意水準はこちらのほうが小さい。アメリカの貿易収支と実質 GDP および日本の  $M2 + CD$  のアナウンスメントは一度為替レートがジャンプした後元の水準にもどり、再びジャンプするという影響を与えている。アメリカの PPI、日本の貿易収支に関するアナウンスメントは 1 時間データの為替レートには影響を与えていない可能性が示されている。なお日本のマネーサプライの影響はニュース 5 が有意となっているので、ニュース 3 の結果と合わせるとはっきりした結論は導くことができない。

有意となっているダミーの符号は、ニュース 5 を除いて(1)と同じである。ニュース 5 では日本のマネーサプライは前期と同じであるとのニュースに対して、マイナスに効いている。マネタリーモデルにしたがえば、この発表は市場ではマネーサプライの伸びが予想あるいは期待に反して少ないか、あるいはこの伸びは一時的であるとの判断であったと解釈できよう。

一方条件付き分散にダミーを用いた(3)、(4)では、いずれのダミーも有意にはなっていない。ここでのアナウンスメントは条件付き分散を通じて為替レートの変動過程に影響を与えてはいない。条件付き分散におけるニュースダミーの効果は Goodhart et. al の結果とは異なるが、Hogan=Melvin の結果とは整合的である。

Table 5 0 は 30 分データにダミーを用いた推計結果である。モデルは  $ARMA(1, 1)$  で  $GARCH(1, 1)$  を用いている。(1)ではニュース 5 以外はすべて 1% 水準で有意となっている。符号は 1 時間データと同じである(但しニュース 3 は 1 時間データでは有意となっていない)。ニュース 1、ニュース 3 は 1 時間データでは有意ではないが、30 分データでは有意となっているということは、これらのニュースは為替レートに影響を与えるが、その効果は短期的であると解釈できよう。ニュース 1 はアメリカの PPI、ニュース 3 は日本の貿易収支およびマネーサプライである。後者については、二つが同時に発表

されているのでいずれの効果かは判別できていない。

ニュース1の効果は、PPIの低下が $s$ を低下させることであり、これはマネタリーモデルで説明される。さらに、surpriseも予想以下であるということはこの効果を大きくしている可能性がある。CPIと比較すると、CPIの影響の方が長期的であり（1時間データでも同じ符号で有意であるため）、またパラメータの値も2倍である。

ニュース3の効果は貿易収支に関してはその黒字幅が予想以下であったので、円は以前に比べて減価する傾向にあるはずで、 $s$ は上昇することが予想される。マネーサプライは前期に比べてマイナスなので、マネタリーモデルによれば $s$ は低下することになる。推計結果は $s$ に対してプラスの効果を持っているため、貿易収支の黒字削減の効果が支配的である可能性が考えられる。

(2)ではニュース2と4が有意である。1時間データの結果と比較するとニュース2、つまりアメリカのCPIはジャンプして戻り、再びジャンプするという動きがより短期的なtime horizonで現れているということになる。アメリカの貿易収支は1時間データの結果とも合わせると、短期的にも長期的にも同じ影響を与えていると考えられる。またその符号の意味も、1時間データと同じように考えられよう。

条件付き分散にダミーを用いた(3)、(4)では、1時間データとは異なる結果となっている。ダミー1ではニュース1、3、5が有意になっている。ニュース3、5は日本のアナウンスメントであり、日本のアナウンスメントは為替レートのレベルよりは条件付き分散を通じて為替レートの変動に影響を与える可能性が示唆されている。また、PPIも条件付き分散を通じて為替レートに影響を与える可能性が示唆される。

ダミー2では、ニュース1、2、5、7が有意である。物価水準および失業率、日本のマネーサプライが条件付き分散を通じて為替レートの変動に影響を与えている可能性が示唆されている。ダミー2はアナウンスメント直後のジャンプの後、リバウンドとさらなる反転を表わしていることを考えると、条件付き分散がアナウンスメント直後に複雑な動きをしていることがわかる。

15分データの推計結果はTable 5 1にまとめられている。ここではMA(1)にGARCH(1,1)を用いて推計している。ダミー1を用いた推計結果からみていく。ダミーが有意に推計されているのはニュース2、4、6、7である。これらはこれまでのデータでも一貫して同じ符号で有意となっている。これらのニュースは、ニュース直後から長期にわたって影響を与えていることが示唆される。

ダミー2ではニュース4、5、6が有意となっており、符号も1時間データと同じである。ニュース4、6はアナウンスメント直後のジャンプだけでなく、その後に複雑な変動をしていることがわかる。日本のマネーサプライのアナウンスメントは直後のジャンプだけでなく、その後の複雑な為替レートの変動を同時に生み出している。

条件付き分散を通じた効果については、ダミー1、ダミー2ともにどのニュースも有意にはなっていない。したがって、15分の間隔でみると条件付き分散ではニュースによる特別な影響はないようである。あるいはGARCH項を通じた効果は依然として有意に推計されているので、この過程のみでニュースの効果が記述されているとも解釈されよう。

最後に1分データによる推計結果を確認する。ここではARMA(1,1)をGARCH(1,1)を用いて推計している。結果についてはダミーおよびGARCH項のみを掲載する。ダミー1ではいずれのダミーも有意になっていない。このダミーはアナウンスメントがなされた直後、すなわちアナウンスメントが12:30であれば12:31にダミーを入れているので、1分間でニュースが市場に伝わっていない可能性、あるいはニュースの意味が市場で解釈されるには時間が不十分である可能性がある<sup>vii</sup>。

一方ダミー2ではニュース1、3、5が有意となっている。ニュース3、5は日本の経済指標のアナウンスメントである。ニュース5は15分、1時間データでも有意となっており、符号も同一である。したがって、日本のマネーサプライの為替レートへの影響は、

複雑かつ短期から長期に影響をしている可能性が示唆される。アメリカのPPIは、ダミー2では1分データのみが有意である。PPIはアナウンスメント直後にのみ複雑な影響を与えている可能性が示唆されている。一方ニュース3は日本の貿易収支とマネーサプライが同時にアナウンスメントされている。ここでもダミーはプラスに推計されており、貿易収支のアナウンスメントの影響が大きいことが予想される。

条件付き分散を通じた影響では、ダミー1はニュース3、5、6が有意に推計されている。日本のアナウンスメントおよびアメリカの実質GDPのアナウンスメント直後には条件付き分散はジャンプしている可能性がある。(4)を見れば明らかだが、そのジャンプは1時点のみで、その後の複雑な動きはないようである。

以上から明らかなように、ダミーおよびGARCHモデルを用いて経済指標のアナウンスメントの効果を計測したが、データの間隔や経済指標によって結果が異なっている。為替レートのレベルに関しては、指標によって短期のみに効果を持つもの、短期から長期にかけて効果を持つものと分かれている。短期的な影響が大きいのはPPI(US)、日本の経済指標であり、短期から長期にかけて影響を与えるのはCPI、貿易収支、失業率(以上すべてUS)である。

条件付き分散を通じた効果は、データ間隔により結果が分かれている。1分および30分データではパラメータが有意となっているものがあるが、それ以外ではない。この結果から一般的な結論を出すことはできないが、少なくとも条件付き分散を通じたアナウンスメントの影響が存在し、しかもそれは短期的である可能性が指摘できよう。

#### 4. day by day データによるアナウンスメントの効果

この節では、アナウンスメントがなされる日の為替レートの変動を個別に検証し、その効果を確認する。本稿で選択したアナウンスメントがなされているのは、7月11日、16日、17日、18日、24日、31日、8月1日の7日間である。

##### (1) 1日ごとの特徴

<<table 5 3 ~ 5 4 >>

まず、この節で用いる rmid および tick データを1日ごとに分割して、その特徴を確認する。Table 5 3 は rmid 1 時間データによる時間単位、1日ごとのボラティリティである。網掛けをしているところは、当該日の平均値よりも大きいことを意味している。一番右の時間ごとの平均値は Fig 2 として2節で検討した。そこでは世界の主要市場である東京、ロンドン、ニューヨークの始まりと終りの付近のボラティリティが高い傾向が指摘されている。

表の下には、1日ごとの平均、標準偏差、そして変動係数が掲載されている。最も変動係数の高いのは17日、次いで24日、28日、18日、30日、23日、11日、1日の順となっている。この中でアナウンスメントがなされている日は、11、17、24、18、1日である。31日は小さいほうから数えて4番目、16日は最も小さい。したがって、アナウンスメントがなされる日がすべて変動係数が大きくなるという訳ではないが、少なくともアナウンスメントが行われる日は変動係数が高くなる傾向は指摘できそうである。ちなみに本稿では採用していないが、30日は日本では通産省から製造業鉱工業生産指数と商業販売統計速報のアナウンスメントがあった。また、15日には日本で大蔵省の榊原財務官の為替レートの水準の変更に関する発言があり、その後円は減価傾向を強めていったという事実もある。

アナウンスメントのあった日を取り上げる。11日は14時(13時と14時の値の比較)がピークとなっている。これはアナウンスメントがあったゾーンの次のゾーンである。16日もこの時点は相対的には高いが、最大値は6時となっている。17日は明確な傾向は見出せない。18日はアナウンスメントのあったゾーンが最大値となっている。24日

は東京市場が開いている時間帯ではアナウンスメントのあったゾーンの値が最大となっているが、一日の最大値は13時のゾーンとなっている。31日では15時のゾーンが最大となっており、アナウンスメントからは二つ目のゾーンである。1日は13時、14時のゾーンの値が非常に大きい。アナウンスメントがなされていない日では、必ずしも13時近辺のゾーン、あるいは日本のアナウンスメントの時間の近辺のゾーンがボラティリティが高くなっている訳ではない。したがって、アナウンスメントがある日は、それ以外の日とはボラティリティの傾向が異なる可能性がある。

次に Table 5 4 をみていく。これも時間ごとの平均値の特徴は2節で確認されている。各一日ごとの変動係数をみると(10日および8月4日は一日フルにデータがないので除外する)、最大は1日であり、ついで31日、24日、11日と続く。アナウンスメントがあった16日は最小となっている。一日の平均 tick 数では31日、1日、30日が特に多い。他のアナウンスメントのあった日は、平均 tick 数がそれが無い日より極端に多いという傾向は見られない。

アナウンスメントのあった日の、その時間近辺のタイムゾーンの傾向を確認する。11日では13時のゾーンはその日の平均のおよそ倍の tick があり、その後もこの傾向が数時間続いている。16日では13時のゾーンがその日で最大の tick 数となっており、その後の傾向も同様である。17日ではアナウンスメントの行われたタイムゾーンやその近辺では特に目立った影響は現れていない。24日も同様である。31日では13時のタイムゾーンは平均の2倍の tick があり、その後 tick 数が多いゾーンが続く。1日でも13時のタイムゾーンが平均の2倍の tick があり、その後も tick が多いゾーンが続いている。

13時のゾーンがその日の平均の2倍以上ある日は、サンプル期間のすべてではない。しかし、その後に tick の多い時間帯が続く傾向は多くの日で見られる。これはこの時間帯はニューヨークの始まりやロンドンの終わりの時点が含まれるため、その影響が現れている可能性がある。いずれにしてもアナウンスメントがあった日は、それが行われたゾーン、あるいはその直後のゾーンではその日の平均の2倍以上の tick がなされる可能性が示唆されている。

## (2) day by day 分析

### a) アナウンスメント前後の為替レートと tick

本稿で選んだアナウンスメントがなされた日を対象に、それが為替レートにどのように影響しているかを分析する。まず、アナウンスメントがなされた日の為替レートの変動をグラフにより確認する。

<< fig 8 ~ 1 4 >>

これらのグラフは縦軸に円レートをとり、横軸の真ん中にアナウンスメントの時間がくるように描いている。アナウンスメントの時間を挟んで、前後30分の為替レートのレベルの変化を示している。データの間隔は1分である。

Fig. 8 はアメリカの P P I である。アナウンスメントの後に為替レートが継続して30分にわたって一方向の動きをしてはいないように見える。アナウンス後5分ほどは円高に動き、その後は円安に15分ほど動いているようである。当初の動きはスティッキープライスモデルで予測される反応であるが、その後は P P P で説明される反応となっている。

Fig. 9 はアメリカの C P I の発表で、アナウンスメント後15分から急激に円安に動いている。前の節で説明したように、C P I が上昇し、しかも surprise がプラスであるため、その反応が大きいとも考えられる。為替レートの変動の方向は P P P で予測されるものである。

Fig. 1 0 はアナウンスメントが23時50分なので、グラフの横軸の真ん中の50がアナウンスメントがなされた時点である。それ以前は quote がほとんどなされていないので、グラフは水平部分が多い。アナウンスメント前後では為替レートはジャンプしている。その

後はじめの水準に戻っているが、再び円安方向に進んでいる。貿易収支が事前の予想以下であったことは、為替レートは円安に向かう可能性がある。すなわち事前に予想される貿易収支は、その予想の時点で為替レートに反映されているとすれば、市場の surprise がこの時点で為替レートに反映されると考えられよう。マネーサプライの影響は、通常のマネタリーモデルでは逆に円高をもたらすと予想される。その後の円安を説明するためには、市場はこのマネーサプライの低下を一時的と捕らえ、貨幣需要のショックと通貨当局の金融緩和政策の維持を予測していると考えれば可能ではある。実際日本の景気は下降傾向を示しており、日本銀行は金融政策の変更はないとのアナウンスメントを続けていたことを勘案すれば、この説明は容認可能ではある。

Fig. 1 1 はアメリカの貿易収支のアナウンスメントである。アナウンスメントの前後で為替レートは大きくジャンプしている。アメリカの貿易赤字が市場の予想以下で、しかも対日赤字が前期比 25% 減となっていたことを反映して、円安にジャンプしたと解釈できよう。しかしその後 15 分ほど、以前よりも円安水準で移行しているが、20 分後にはアナウンス以前の水準に戻っている。長期的な水準の変化は起こっていない。

Fig. 1 2 は日本のマネーサプライである。前期と変化なしとのアナウンスメントで、為替レートは円安方向に動いている。マネタリーモデルでは、他の条件が一定であればマネーサプライが変化しなければ為替レートは変動しない。この情報が将来のマネーサプライのパス (4) 式の右辺) の予想を変化させる場合にのみ、このような動きが生まれる。景気の低迷に伴い貨幣需要が低下し、その元で依然としてマネーサプライが増加する場合には、マネタリーモデルで予想されるように自国通貨は減価する可能性がある。しかし、為替レートの水準の変化が一時的であるので、この影響も一時的である。

Fig. 1 3 はアメリカの GDP のアナウンスメントである。surprise がプラスであり、市場の予測よりも高い成長率を記録している。アナウンスメント後は一時的に円高になり、その後一瞬大きく円高に再びなり、その後は円安方向に移行している。長期のトレンドを見れば、円安方向にアナウンスメント後は移行している。マネタリーモデルで予測されるように、アメリカの所得の上昇が貨幣市場で超過需要を生みだし、金利の動きを通じてドルの増価を生み出すのである。円の増価は逆にアブソープションアプローチにより説明されるが、このアプローチは長期のトレンドを説明するフローアプローチであり、短期的な変動を説明するには無理があると思われる。したがって、アナウンスメント直後の円の急激な下落の説明は難しい。

Fig. 1 4 はアメリカの失業率である。surprise はマイナスで、市場の予想以上に低い値となっている。アナウンスメント後は何回かのジャンプはあるものの、円高傾向を示している。アメリカの国民所得の上昇がドルの減価を生み出しているとすれば、これはアブソープションアプローチによる説明が妥当する。このアナウンスメントが将来の貿易収支の赤字の増大に結びつく場合には、このアプローチによる説明が可能となる。しかしすでに述べているように、このアプローチは長期的な影響を示すものなので、むしろこのアプローチによる帰結が市場参加者の将来の予想に影響を与えていると考えるべきであろう。

以上みてきたように、アナウンスメントの前後で短期、長期は別として為替レートのレベルが変化している可能性が確認できた。

<< table 5 5 >>

Table 5 5 はアナウンスメント前後 1 時間を対象に、5 分間隔の価格の変化を計測している。価格の変化は (1) 式に 5 分ごとのデータを当てはめた値であり、% 表示にしてある。価格変化の横の  $z$  は、この価格変化率を平均 0、分散 1 に基準化した数値である。0 以上であれば平均以上である。変化率の欄の網掛けの数値は当該日で最大値を示し、基準化した値での網掛けは平均からプラス 1 以上の値であることを示している。

ニュース 1 から確認する。アメリカの PPI ではアナウンスメント直後に目立って価格変化率が大きくなってはいないようである。アナウンスメント直後に為替レートは円高と

なるが、その後は円安傾向が続いているのがわかる。単純な負の自己相関関係は崩れているようである。

アメリカのCPIでもアナウンスメントから15分後が最大の変化率となっている。しかし、アナウンスメント直後に大きな変動が起きている訳ではないようである。

ニュース3は日本の貿易収支とマネーサプライであるが、そのアナウンスメント直後に大きなマイナスの変化率を記録している。またその直前も大きな変化が記録されている。

アメリカの貿易収支のアナウンスメントはニュース4である。ここではアナウンスメント直後の5分間が最も大きなプラスの変化率を記録している。またその後、符号は±となっているが、平均から1以上の変化率を25分間にわたって記録している。

ニュース5は日本のM2 + CDである。ここでもアナウンスメント直後、その後の5分間と大きな変動を記録している。

ニュースの6はアメリカのGDPであるが、これはその直前の5分間の変動が最も大きい。アナウンスメント後はマイナスの変動が記録されているが、それ以降は決まった傾向は示されていない。

ニュース7はアメリカの失業率である。アナウンスメント直後は大きくマイナスの変化率が記録されている。またその後も相対的に大きな変化率が断続的に記録されている。

以上から、アナウンスメントによってはその直後ばかりでなく、ある程度の期間価格の変動を伴っているケースがあることが確認された。これは surprise のあるなしには関係なさそうである。物価水準のアナウンスメントでも surprise はゼロではないが、その後の価格変化は短期で終わっているからである。ただここでのデータは、それぞれのアナウンスメントが1回しかないのので、発表される経済指標が常にここに現れているような影響を為替レートに与えるかどうかは確定できない。

< < table 5 6 > >

Table 5 6 はアナウンスメント前後の tick 数をまとめたものである。一つの time interval は Table 5 5 と同じく5分である。したがって、アナウンスメントの前後1時間が対象となっている。ニュースの下の数値は5分間の tick 数であり、その右の数値 z は平均0、分散1に tick 数を基準化している。網掛けは最高 tick 数と、z がプラス1以上を示している。ニュース1のアメリカのPPIはアナウンスメント直後の5分間が最高の tick 数である。その後15分は tick が少ないが、アナウンスメント後25分からはまた tick 数が増えている。

ニュース2はアメリカのCPIの発表である。tick の最高はアナウンスメント後25分であるが、直後から tick は増加している。この傾向はアナウンスメント後30分続いている。

ニュース3は日本の貿易収支とマネーサプライである。発表15分前の tick が最高となっているが、全体として tick 数は少ない。

ニュース4はアメリカの貿易収支である。アナウンスメント後から明らかに tick 数は増えている。この傾向はほぼ掲載している期間全体に渡っている。

ニュース5は日本のM2 + CDである。アナウンスメント直後の5分間は急激に tick が増加している。しかしこの動きは、この5分間のみで終わっている。

ニュース6はアメリカのGDPのアナウンスメントで、ここでも明らかにアナウンスメント後は tick 数が増加している。貿易収支と同じように、アナウンスメント後1時間同じ傾向が続いている。

ニュース7はアメリカの失業率であるが、ここでもアナウンスメント直後が最高の tick 数である。その後、すべての期間ではないものの、平均的には tick 数はそれ以前よりも多い。

かくて tick 数でも、日本の貿易収支、マネーサプライのアナウンスメントを除いては、アナウンスメントが tick 数に影響を与えている可能性が示唆されている。市場にパブリックインフォメーションがもたらされると、取引が活発になるというファクトファインディ



ングスが得られた。

b) rmid による daily 時系列モデル

<< table 5 7、5 8 >>

まず、アナウンスメントのなされている日の円ドルレートの基礎的な統計量を示す。以下での分析では15分データを用いる。その理由は、それぞれのアナウンスメントが市場に伝えられている正確な時間がわかからないので、アナウンスメント後15分あればこの情報は市場に伝わるであろうと考えているためである<sup>viii</sup>。

為替レートのレベルでみると、11日と24日はデータが正規分布に近いことが示されている。また rmid では11日、24日は正規分布していることがわかる。したがって、この両日では正規分布に比較して大きな尖度を示す分布とはなっておらず、これまでの議論からすればニュースや情報の影響が分布に現れていない可能性が示唆されている。すなわち、金融資産の収益率の尖度の大きな分布を説明するためにニュースや情報の役割が利用されることがあるが、この両日ではパブリックインフォメーションが市場に伝えられているにもかかわらず、その分布は大きな尖度を示していないのである。したがってモデリングと構造変化のテストでは11日と24日は除外することにする。また17日はアナウンスメントが23時50分とその日の最後に行われており、GMT基準の1日ごとの区分ではアナウンスメント後のデータ数が少なくなってしまうために、モデリング以下の分析からは除外することにする。

<< table 5 9 >>

Table 5 9 はすべての日の mid の unit root テストの結果である。D<sub>i</sub> は i 日の mid を意味する。このテストは2節と同じ手法を用いている。unit root が棄却される可能性があるのは17日、18日、8月1日の三日である。いずれの日も、ADF 検定では unit root が認められるが、Phillips=Perron テストではこの三日間で棄却されている。したがって、18日、1日は rmid と mid の二つを使い、それ以外は rmid を使うことにする。

<< table 6 0 >>

モデルの選択に当たっては3節と同様 AIC, SBIC および Ljung=Box 検定量、ARCH 検定量を用いる。選択されたモデルの診断結果のみを Table 6 0 に掲載する。16日は rmid を用い、AR(1)が選択され、Q-stat にあるように残差の自己相関はない。またこのモデルでは ARCH 効果(残差の2乗の自己相関)もないことが報告されている。

18日は mid では ARMA(1, 1) が選択され、ここでも残差の自己相関と ARCH 効果はない。18日で rmid を用いると MA(1)が選択され、残差の自己相関はないが ARCH 効果は有意に出ている。このモデルの推計は ARCH モデルを用いることにする。

31日は rmid を用いて AR(1) が選択されている。Q-stat より残差の自己相関はないが、ARCH 効果は有意である。したがってここでも ARCH 推計を用いる。

1日は mid、rmid の二つを用いる。mid では AR(1)が選択され、残差の自己相関および ARCH 効果はない。rmid では AR(2) が選択され、同様に残差の自己相関および ARCH 効果はないことが報告されている。

<< table 6 1 >>

同定されたモデルにより、ダミー変数を用いてアナウンスメントの効果を計測する。計測結果は Table 6 1 にまとめられている。そこではダミーのパラメータの値とその下に t 値が掲載されている。ここで用いているダミーは、3節と同じ定義で作っている。まず、16日の結果からみていく。この日のアナウンスメントはアメリカのCPIである。ダミーは1、2ともに有意に推計されている。アナウンスメント後の為替レートのジャンプは有意に認められることになる。

18日の mid ではいずれのダミーも有意ではない。このアナウンスメントはアメリカの貿易収支である。ここではダミー3が用いられている。これは被説明変数がレベルの場合、

階差データに対するダミー1と同じ効果を持つダミーとして、アナウンスメント以前はすべて0で、アナウンスメント以降はすべて1を持つダミーをダミー3として用いている。ここではこのダミーも有意ではない。Fig. 1 1で確認したように為替レートのジャンプはアナウンスメントの回りの数分のみで、15分データではこのジャンプはすでにリバウンドしてしまった後のレートを用いていることになり、ジャンプ自体を捕捉できていない可能性がある。

もう一度 Table 5 9に戻る。最後のところにD 1 8 M(- 1)という変数がある。これは18日の5分間隔のデータを用いた unit root テストの結果である。Fig. 1 1を考慮して、18日のみ5分間隔のデータを用いる。ここではADFとPhillips=Perronでは結果が異なっているので、midとrmidの両方を用いて構造変化を検討する。Table 6 0の一番下にD 1 8 M、LD 1 8 Mのモデルの診断結果が掲載されている。前者ではARMA(1, 2)、後者ではMA(2)が選択されており、いずれもARCH効果が有意になっている。Table 6 1のダミーを用いたテストでは、15分データとは異なりダミー1は有意になっている。これはmid、rmidのいずれも同じ結果である。したがって、アナウンスメント直後のmid、rmidのジャンプが有意に計測されたことになる。アメリカの貿易収支のアナウンスメントの為替レートへ与える影響は非常に短期的ではあるが、有意に現れているといえる。

次に31日のGDPのアナウンスメントの影響を確認する。ここではダミー2が有意となっている。これは一旦rmidがリバウンドして再び最初のジャンプの水準へ戻るというダミーである。

アメリカの失業率のアナウンスメントの効果はmid、rmidを用いて推計されている。midの推計結果であるD1ではダミー1、2は有意ではないがダミー3、ダミー3'は有意となっている。ダミー3'は係数ダミーとしてダミー3を用いた結果である。ダミー3、ダミー3'ともに有意である。いずれもマイナスで有意であり、アナウンスメント以降為替レートが以前より円高方向に有意に変化していることが示されている。rmidではいずれのダミーも有意とはなっておらず、為替レートの変化率に関しては構造変化は生じていないことになる。

#### c) tickによるdaily時系列モデル

mid、あるいはrmidと同様の手法を用いて、tickデータによる時系列モデルでアナウンスメントの効果を検討する。

<< table 6 2 >>

ここではすべてのアナウンスメントのあった日の結果を掲載しているが、構造変化については前のセクションと同様11日、16日、18日、31日、1日の5日間を対象とする。unit root テストの結果は、ADFでは18日のみが係数が有意に計測されているが、Phillips=Perronテストではすべての日で有意となっている。ここではtickの1階差を取ったデータのみを検討することにする。

<< table 6 3 >>

変数のDDはそれぞれの日のtickの1階差という意味である。いずれのデータでも採用したモデルでは誤差項の自己相関はないが、11日、16日、24日、31日、1日でARCH効果は有意となっている。これらのデータにはARCH推計を適用する。

<< table 6 4 >>

Table 6 4ではダミー変数を使ったアナウンスメント効果の計測結果が掲載されている。11日を除いて、ダミー1は有意に推計されている。ダミー2はすべての日で有意とはなっていない。ダミー1はすべての日でプラスに推計されており、アナウンスメントによってtick数がその後有意にプラスにジャンプしていることがわかる。アナウンスメントが取引活動を活発化させる可能性が、この結果によって示唆されている。

d) アナウンスメント効果の継続性

ここでは15分データを使って、具体的にアナウンスメント後どれくらいまでその効果が及んでいるかを検討する。Ederington = Lee では同様のテストを T - bond、ユーロダラー、そしてドイツマルクフューチャーに適用している。ここでは Ederington = Lee にしたがって次の式を推計し、ダミー変数の有意性によってアナウンスメントの効果を測定する。これまでの分析をタイムシリーズ分析とすれば、ここでの分析はクロスセクショナル的な意味をもつものと理解できよう。

$$|rmid_{jt} - E(rmid)_j| = \alpha_j + \sum_{i=1}^n \beta_i D_{it} + u_{jt} \quad (9)$$

ここで  $rmid_{jt}$  は、 $t$  は日を、 $j$  はタイムゾーンを示す。 $E(rmid)_j$  はタイムゾーン  $j$  の  $rmid$  の平均値である。 $D$  はダミーでアナウンスメント  $i$  が当該日に行われている場合は1、それ以外は0をとる。本稿で採用したアメリカの経済指標の発表は同じ時間帯に行われているが、日本の場合は異なっているので別々の表にまとめている。なお、タイムゾーンはアナウンスメントの直前から1時間後まで15分ごとに、それ以降はアナウンスメントの2時間後、3時間後からそれぞれ15分を採用している。

<< table 6 5 挿入 >>

Table 6 5 は(14)式の推計結果である。ニュース1はアメリカのPPIである。ここでは12時30分にアナウンスメントがなされているが、アナウンスメント直前、直後はマイナスに有意になっている。これは事前の予想が実際の値よりも高かったため、アナウンスメントの直前にはこの予想と整合的な為替レートとなっていた可能性がある。何度も述べているように、マネタリーモデルでは外国の物価水準が上昇すれば本国通貨はPPPを通じて増価する。しかし実際の公表された値は予想よりも低かったため、それに応じてその後円が減価しているとも考えられよう。PPIダミーは2時間後まで有意となっている。これはニュース2のCPIのダミーの効果よりも長いが、Ederington = Lee のドイツマルクフューチャーにおけるPPI、CPIの推計結果と整合的である。

CPIは上に述べたように、ダミーが有意となっているのはアナウンスメント後45分までの期間である。アナウンスメント直前には影響を与えていないという結果となっている。

ニュース4はアメリカの貿易収支で、これもCPI同様アナウンスメント後45分までの期間はパラメータが有意となっている。また、2時間、3時間後のダミーが有意になっている。PPIのように一貫してダミーが有意となっていないので、この長期の結果はアナウンスメントによるものかどうかはこの分析だけでは明らかにできない。ちなみにEderington = Lee では1時間30分後、3時間30分後の影響を測定しているが、貿易収支の影響はこの時間では計測されていない。

GDPの影響は複雑である。アナウンスメントの30分後以外はダミーは有意になっているが、符号は途中で反転している。アナウンスメント後30分まではマイナス、すなわち円高方向に影響を与えているが、その後は円安方向に影響を与えている。また影響は3時間後まで有意となっている。これはEderington = Lee の結果とは非整合的である。

失業率はアナウンスメント1時間後まではダミーは有意に推計されている。30分後では符号がマイナスになっているが、それ以外は一貫してプラスとなっている。GDPと比べると長期に影響している訳ではない。これもEderington = Lee の結果と整合的である。

ニュース3は日本の貿易収支とマネーサプライである。アナウンスメント直後はダミーは有意となっているが、その後は45分後までは有意となっていない。M2 + CDの発表でも、アナウンスメント直後はダミーは有意となっているが、有意水準は低い。2時間後、3時間後のダミーが有意になっているが、それ以前のインターバルでの影響が低いために、

この結果だけからこれらのアナウンスメントが長期に影響を与えているという結論を出すことは難しい。

以上から、アメリカの経済指標はアナウンスメント直後はすべてが影響を与えているが、その継続期間は指標によってまちまちであることが確認された。一方日本の指標については、アナウンスメント直後は少なくとも影響を持つことが示唆された程度の結果しかえられていない。

< < table 6 6 > >

Table 6 6 は(9)式の  $r_{mid}$  を tick に置き換えて、取引活動の状況にアナウンスメントがどのように影響したかを分析している。ここでは先ほどと異なり、すべてのアナウンスメントの直後に tick が増加している訳ではない。PPI では 30 分後以降でダミーが有意になっており、アメリカの貿易収支でも 15 分後から有意となっている。

また、CPI ではアナウンスメント直後は符号がマイナスとなっており、取引活動が低下している可能性が示唆されている。符号がマイナスとなっているのは PPI でも同様である。かくて、tick を使った分析ではアナウンスメントが必ずしも取引活動を活発化させる訳ではない可能性が示唆されている。これは日本のアナウンスメントでも同様である。アナウンスメント直後は符号がマイナスとなっており、貿易収支・マネーサプライのアナウンスメントはその後すべて符号がマイナスとなっている。M2 + CD はその後は有意にプラスとなっている。しかし、これら以外のアナウンスメントは有意にプラスの効果も tick にもたらしている。

以上、本節ではアナウンスメントがなされる日の中でのその効果と、アナウンスメントがなされる時間に注目してその効果を検討した。アナウンスメントが実施される日の中では効果ははっきりと認められていないものでも、それが実施される時間帯の前後を比較すると効果が認められるという結果が得られた。

## 6. むすびにかえて

ファイナンスの領域では、マイクロストラクチャー理論の発展とともに実証分析に用いられるデータも、より現実の取引活動を明確に記述するものが用いられるようになってきた。その一つが本稿で用いた ultra-high-frequency データといわれる、tick by tick データである。

ここではまずこのデータの持つ特性を、基礎統計量、Correlogram、あるいは unit root テストなどを通じて確認した。データは為替レートの時系列データと、一定期間内の tick 数がおもなものである。これらのデータでは特にレベルのデータを使うと強い自己相関を持つという特性が確認された。これは多くの同様のデータで報告されているものである。

このデータをもとに、ニュース、ここでは事前に予定されている経済指標のアナウンスメントの効果をまず検証した。時系列モデルにダミー変数を用いた計測によって、主にアメリカの経済指標の為替レートへの影響が大きいことが確認された。しかしその影響の仕方は指標によりこととなっている。ここではデータ期間が短いために、一つの指標の報告がデータ内で 1 回しかなかったため、同じデータの影響の仕方を期間を変えて比較することができず、各指標の一般的な影響力については分析できていない。これについては現在新たなデータセットでテストを開始しているところである。

つぎにアナウンスメントがあったその一日に注目して、その一日の中でのアナウンスメントの影響を考えた。この影響は為替レートばかりでなく、取引活動の代理変数としての一定期間内の tick 数にも影響を与えていたことが確認された。影響の継続性については、アナウンスメントごとに一定ではなかった。この効果の継続性と surprise の関係は明確ではない。

ここまでで確認された事実の中では、アナウンスメントに対するマーケットの反応を説

明するモデルが一定ではないということは今後の研究の方向を示すものである。すなわち、アナウンスメントの影響について本稿ではいわゆる構造モデルによる解釈を試みているが、すべての市場参加者が同じ構造モデルを用いている訳ではなく、しかも Frankel の一連の研究に示されているように市場参加者の多くは特に短期の予測に関してはチャート分析を用いている可能性がある。このような市場参加者の行動様式をいかにしてマイクロモデルとして構築していくかが、今後の課題であると考えている。また、最初にも指摘しているが、今回のデータセットは期間が限定されているので、さらに長期のデータセットでより一般的なファクトファインディングスを得られるように、現在準備を進めているところである。

## Reference

Admati,A., and P.Pfleiderer, "A theory of intraday patterns: Volume and price variability," *Review of Financial Studies*, Vol.1, 1988.

Andersen, T.G., and T. Bollerslev, " Intraday periodicity and volatolity persistence in financial markets," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 4, 1997

Baillie, R.T., and T. Bollerslev, " Intra-day and inter-market volatility in foreign exchange rates," *Review of Economic Studies*, Vol.58, 1990

Becker, K.G., Finnerty, J.E., and K.J.Kopecky, " Domestic macroeconomic news and foreign interest rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 1995

Berry, T.D., and K.M.Howe, " Public information arrival," *Journal of Finance*, Vol . 49, 1994

Brock,W., and A.Kleidon," Periodic market closure and trading volume," *Journal of Economic Dyanmics and Control*, Vol.16, 1992

Clark,P., "A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices," *Economerica*, Vol.41, 1973

Easley,D., Kiefer,N., and M.O'Hara, "The information content of the trading process," *Journal of Empirical Finance*, Vol.4, 1997

Ederington, L.H., J.H. Lee, " How markets process information : News releases and volatility," *Journal of Finance*, Vol.48, 1993

Engle, R., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," in Engle, R., ed., *ARCH: Selected Readings*, Oxford Univ. Press, 1995,

Engle,R., and J.Russel, "Forecasting the frequency of changes in quoted foreign exchange prices with the aoutoregressive conditional duration model," *Working Paper*, University of San Diego, 1995.

Frankel,J., Galli.G., and A.Giovannini (eds.), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Univ. of Chicago Press, 1996

Goodhart, C, and A. Demos, " Reuters screen images of the foreign exchange markets: the yen/dollar and sterling/dollar spot market," *Journal of International Securities Market*, Vol.5 , 1991

Goodhart, C, and L. Figliuoli, "Every minute counts in financial markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol.10, 1991

Goodhart, C, Hall, S.G., Henry, S.G.B., and B. Pesaran, "News effects in a high-frequency model of the sterling-dollar exchange rate," Pesaran, M.H, and S.M. Potter (eds.,) *Nonlinear Dynamics, Chaos and Econometrics*, 1993

Goodhart, C., Ito, T., and R.Pyne., "One Day in June 1993: A Study of the Working of the Reuters 2000-2 Electronic Foreign Exchange Trading System," In Frankel et. al (eds.,) *ibid.*

Hsieh, D.A., "Modeling heteroscedasticity in daily foreign-exchange rates," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.7, 1989

Hsieh, D.A., and W.Kleidon, "Bid-Ask spread in foreign exchange markets: Implications for models of asymmetric information," In Frankel et. al (eds.,) *ibid.*

Hogan,Jr,K.C., and M.T. Melvin, "Sources of meteor showers and heat waves in the foreign exchange market," *Journal of International Economics*, Vol.37, 1994

Ito,T., Lyons,R., and M.Melvin., "Is there private information in the market? The Tokyo experiment," Working Paper No.RPF-270, Research Program in Finance, Walter A. Haas School of Business, 1997

Ito,T., and V.V.Roley, "News from the U.S. and Japan," *Journal of Monetary Economics*, Vol.19, 1987

Jorion,P., "Risk and turnover in the foreign exchange market," In Frankel et. al (eds.,) *ibid.*

Karfakis,C., and S-J. Kim, "Exchange rates, interest rates and current account news: some evidence from Australia," *Journal of International Money and Finance*, Vol.14, 1995

Kim.O, and R.E.Verrecchia, "Market reaction to anticipated announcements," *Journal of Financial Economics*, Vol.30, 1991

Lamoureux,C.G, and W.D.Lastrapes, "Heteroskedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects," *Journal of Finance*, Vol.45, 1990

Peiers,B., "Informed Traders, Intervention, and price leadership: a deeper view of the microstructure of the foreign exchange market," *Journal of Finance*, Vol.51, 1997

Lyons,R., "Tests of microstructural hypotheses in the foreign exchange markets," *Journal of Financial Economics*, Vol.39, 1995

Lyons,R., "A simultaneous trade model of the foreign exchange hot potato," *Journal of International Economics*, Vol.39, 1996

Lyons,R., "Foreign exchange volume: Sound and fury signifying nothing?," In Frankel et. al (eds.,) *ibid.*

Lyons,R., "Comment," In Frankel et. al (eds.,) *ibid.*

Tanner, G., "A note on economic news and intraday exchange rates," Journal of Banking & Finance, Vol.21, 1997

---

\*本稿の作成に当たって、UC Berkeley、Haas School でのスポンサーである M.Garman 教授にはお世話になりました。記して感謝申し上げます。現在同様のテーマで研究プロジェクトを進めている桑名陽一氏（一橋大学）、川崎能典氏（統計数理研究所）にはさまざまなご協力を頂きました。また R.Lyons、T.Marsh をはじめ、UC Berkeley のスタッフには日頃からさまざまな議論を通じて研究上のアイデアや問題点を指摘していただいていることに感謝申し上げます。現在 UC Berkeley 滞在中の P.Fontaine(Univ. Pierre Mendes)からは詳細なコメントを頂きました。ニュースの選定に際しては高屋定美氏（近畿大学）にご協力頂きました。アナウンスメントの時間の確定に関しては式部透氏（前長崎大学経済学部長、現総理府）、堀雅博氏（長崎大学）、日本クレジット産業協会クレジット研究所の方々にご協力頂きました。データに関しては谷口伯雄氏（（株）共同通信社国際金融情報本部）にご協力頂きました。ここに感謝申し上げます。

<sup>i</sup> 本稿のデータは先に触れているように(株)共同通信社国際金融情報本部より直接提供を受けている。データ提供に際してご協力頂きましたことを感謝します。

<sup>ii</sup> そこではビデオテープに写された画面からデータを作成している。

Goodhart, C., Ito, T., and R.Pyne., (1996)

<sup>iii</sup> データの作成は川崎能典氏にお願いしました。ご協力頂きましたことに感謝申し上げます。

<sup>iv</sup> たとえば Engle の一連の duration モデルが考えられる。この種のモデルへの本稿のような high-frequency データの応用については現在プロジェクトとして進めているところである。

<sup>v</sup> たとえば次の文献がある。

Russel, and Engle (1995)

<sup>vi</sup> Hsieh, D., and A. Kleidon., (1996)

<sup>7</sup> Engle, R., (1995), pp.14-15.

<sup>8</sup> Ballie=Bollersrev では 1 時間間隔のデータに MA ( 1 ) を当てはめている。しかしそこのデータは、各時間の最後の 5 つの bid を平均した値を採用している。

Ballie, R., and T. Bollersrev., (1990)

<sup>9</sup> アナウンスメント後の市場の反応の時間の解釈については Tanner(1997)に詳しい。

<sup>10</sup> この点については、インタビューによっても確認されている。