

リーマンショック直前期における 個別証券会社の日経平均先物市場に おける行動の計測

Estimation of Excess Demand Functions for Nikkei 225 Index
Futures Contracts just before the Riheman Shock.

新井 啓

1 概要

本稿は新井 [2004], [2007], [2009a], [2009b], [2010a], [2010b], [2010c] における一連の研究の続きとして日経平均先物2008年9月限の証券会社別の超過需要関数のパラメータを推定している。本稿において超過需要関数の測定を行った期間はリーマンショック直前の期間であり、証券会社の行動も観測期間の半ばから一方的に日経先物のポジションを解消していく証券会社が見られるなど他の期間に比べると特徴のある期間であるといえる。そのため日経平均が比較的安定している期間に比べると推定は困難であった。また推定できる証券会社の数が他の観測期間と比較すると小さく、この期間に日経平均先物の取引を手控えていた証券会社が存在していた。このことが本稿における観測期間における特徴的なことである。

本稿の推定結果からゴールドマンサックス証券が観測期間の半ばから戦略を変えていることが明らかになった。またドイツ証券が本稿の観測期間において最大の売りポジションを取っているが、超過需要曲線の傾きを示すパラメータの値は非常に大きく、積極的に先物を売る戦略を取っていたことが明らかとなった。

2 はじめに

本稿の目的は日経平均先物2008年9月限の証券会社別の超過需要関数のパラメータを推定することである。新井 [2007], [2009a], [2009b], [2010a], [2010b], [2010c] における一連の研究で測定を行った日経平均先物の他限月と同様に統計的に有意な超過需要関数のパラメータの推定値を得ることができた。本稿のモデルによれば各証券会社の予想価格分布の期待値を推定することができるためにリーマンショックという大きな出来事を予想していたかどうかも知ることができる。

本稿の観測期間における相場の状況を簡単に述べると以下のようなものである。日経平均の水準についてであるが、2008年6月はじめには1万4000円台であったがここから徐々に下げていく過程であった。また2007年8月9日にBNPパリバが傘下のファンドを凍結したことの影響がまだ続いていた時期であった¹。したがって6月の時点から売り越しのポジションであった証券会社が日経平均先物取引から利益を得たことになる。観測期間は2008/6/6から2008/9/5である。7月には不動産の値下がりから米連邦住宅抵当公社（ファニーメイ）と米連邦住宅貸付公社の経営危機が明らかとなり²、しかも米住宅公社債券を海外の中央銀行を含めた金融機関が160兆円保有していることが判明し³、アメリカでの不動産の値下がりの影響が世界に伝播していく可能性が大きくなっていった。また不動産の値下がり不動産市場からマネーが逃げ出し、穀物や原油などの商品市場に流れ込み資源価格や穀物価格が高騰する現象が見られた⁴。サブプライム問題の影響をあまり受けなかった日本の銀行は、これを好機として欧米の金融機関に出資を行っていた⁵。

¹ 日本経済新聞2008年8月8日6面「サブプライム収束見えず」。

² 日本経済新聞2008年7月24日9面「米住宅公社 危機の深層「暗黙の政府保証」政官一体で膨張黙認」。

³ 日本経済新聞2008年7月23日6面「米住宅公社債券 海外保有160兆円」。

⁴ 例えば日本経済新聞2008年8月8日6面「商品市場へマネー逃避 資源高騰、世界に打撃」。

2008年9月限の最大の売り越しポジションの保有者はドイツ証券である。2008/9/5においてドイツ証券は5万枚を超える日経平均先物の売り越しのポジションを保有していた。2008年9月限が発会した当初の6月は買い越しのポジションであったが、2008/6/20から売り越しのポジションに転じ、この日から売り越しのポジションを増加させていっている。

2008年9月限の最大の買い越しポジションの保有者はGS（ゴールドマンサックス）証券である。GSは観測期間の半ばから買い越しのポジションを増加させて、観測期間の後半においては2万枚の買い越しのポジションを保有していた。次に大きな買い越しのポジションの証券会社は野村証券とBNPパリバであり、観測期間の半ば以降に1万5000枚程度の買い越しのポジションを保有していた。

以下3節では本稿で計測を行うモデルの説明を簡単に行う。4節では各証券会社のポジションの特徴を述べたうえで、最小2乗法により各証券会社の超過需要関数の計測を行う。5節では4節の最小2乗法の結果に基づき制約付最小2乗法によって各証券会社の超過需要関数の計測を行いなおす。6節では系列相関の問題が発生したニューエッジについて系列相関の問題を回避できる理論によって測定を最小2乗法によって行いなおし、7節では制約付き最小2乗法によって測定を行った。8節ではまとめを述べる。

3 計測モデル

新井 [2009a] で展開されたモデルに従って本稿でも計測を試みる。負の指数型効用関数を前提として来期の予想利潤（あるいは富）についての期待効用の最大化から先物（あるいは金融資産）に対する超過需要関数が導かれる。記号表記は次のとおりである。 \tilde{p}_1 ：来期（1時点）における投資家の予想先物価格、 \bar{p}_1 ：来期（1時点）における投資家の予想先物価格の期待値、 σ_p^2 ：先物価格予想値の分散、 p_0 ：今期（0時点）における先物価格。これが今期に決定さ

⁵ 日本経済新聞2008年8月13日4面「邦銀、相次ぎ大型出資 三菱UFJ、米銀を完全子会社化」。

れる。 X_0 : 今期 (0 時点) における先物契約保有枚数とする。 X_{kt} : t 期 (t 時点) における第 k 取引者の先物契約保有枚数、 \bar{p}_{kt} を時点における第 k 取引者の先物価格予想の期待値、 p_t を t 時点の先物価格とすると t 期 (t 時点) における第 k 取引者の先物契約保有枚数は、

$$X_{kt} = \alpha_k (\bar{p}_{k,t+1} - p_t) \quad (1)$$

となる。ある証券会社を通じて H 人の取引者が取引をしているとする。その H 人の取引者の建玉合計は、

$$\sum_{k=1}^H X_{kt} = \sum_{k=1}^H \alpha_k (\bar{p}_{k,t+1} - p_t) \quad (2)$$

左辺の $\sum_{k=1}^H X_{kt}$ が日本経済新聞に掲載される証券会社別の建玉数に対応する。この個別証券会社の超過需要関数の計測上問題なのは \bar{p}_{kt} を観測することができないことであった。新井 [2009a] では、 ε_{kt} を期に発生した情報として以下のように期待形成を想定した。

$$\bar{p}_{k,t+1} = \bar{p}_{kt} + \varepsilon_{kt} \quad (3)$$

この期待形成によって以下のような計測モデル 1 とモデル 2 を導くことができる。

3.1 計測モデル 1

詳しくは新井 [2009a] に譲るが、(3) の期待形成を利用すると、

$$\beta_0 = \sum_{k=1}^H \alpha_k \mu, \quad \beta_1 = 1, \quad \beta_2 = \sum_{k=1}^H \alpha_k \quad (4)$$

とした回帰式

$$\sum_{k=1}^H X_{kt} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{k=1}^H X_{kt-1} + \beta_2 \Delta p_t \quad (5)$$

で各証券会社別の超過需要関数を計測することができる。すなわち t 時点の建

玉水準を価格変動と1期前の建玉水準で説明する式である。

3.2 計測モデル2

新井 [2007] で示されたように、計測モデル1は商品先物市場における取引員の行動を分析するには適しているが、日経平均先物市場における個別の証券会社の行動を分析するためには説明力が不足する。そのため詳しくは新井 [2009a] に譲るが、計測モデル1よりもさらに直接的な方法で

$$\beta_0 = \sum_{k=1}^H \alpha_k \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \bar{p}_{k0}, \quad \beta_1 = \sum_{k=1}^H \alpha_k \quad (6)$$

とおいた回帰式

$$\sum_{k=1}^H X_t = \beta_0 + \beta_1 p_t \quad (7)$$

を導出することができる。すなわち今期の建玉水準を今期の価格水準で説明する回帰式である。このままOLSで推定することもできるが、回帰式のパラメータの間に以下の制約が存在する。

$$\beta_0 = -\beta_1 \times \gamma \quad \beta_1 = -\sum_{k=1}^H \alpha_k \quad \gamma = \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \bar{p}_{k0} \quad (8)$$

そのため厳密に推定するのであれば、この場合には制約付最小2乗法により測定することになり、 γ の値は、その証券会社で取引する経済主体の期待値の平均値になっているため、制約付最小2乗法によれば平均的なものになるが、経済主体の期待値を推定することが可能である。

3.3 計測モデル3

ほとんどの証券会社の超過需要曲線はモデル2で計測可能である。モデル3はモデル2において系列相関の問題が深刻である場合に用いるものである。これは説明変数に大口取引者の建玉を加えるモデルである。これは先物市場における寡占的行動を分析することを目標としたモデルである。詳しくは新井

[2009b] で説明されているが、重回帰で計測する場合には、

$$\beta_0 = \sum_{k=1}^H \alpha_k \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \bar{p}_{k0}, \quad \beta_1 = \sum_{k=1}^H \alpha_k \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \gamma_k, \quad \beta_2 = \sum_{k=1}^H \alpha_k \quad (9)$$

とおいた回帰式

$$\sum_{k=1}^H X_{kt} = \beta_0 + \beta_1 X_t^{*H} + \beta_2 p_t \quad (10)$$

を計測することになる。制約付最小2乗法の場合には

$$\begin{aligned} \beta_0 &= -\beta_2 \times \xi, & \beta_1 &= -\beta_2 \times \gamma, & \beta_2 &= -\sum_{k=1}^H \alpha_k \\ \xi &= \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \bar{p}_{k0}, & \gamma &= \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \gamma_k \end{aligned} \quad (11)$$

制約が多くなるため、計算は難しくなるが、計測することは可能である。

4 2008年9月限の測定結果

4.1 ドイツ証券

2008/6/6, 2008/6/13においては、ドイツ証券は買い越しのポジションであった。2008/6/20においては売り越しのポジションへと変化している。ただ2008/6/20現在においては1258枚の売り越しのポジションであって、売り越しの程度は大きくない。しかし、ここから売り越しのポジションは拡大し続け2008/9/5には50658枚の大量の売り越しのポジションを保有していた。

ドイツ証券の場合、観測期間中において常に上位10社のなかに入っていたので、標本の大きさは14となる。大きさ14の標本を利用してドイツ証券の超過需要関数の計測を行うと次のような計測結果を得ることができた。

$$\sum_{k=1}^H X_{kt} = 355036.0 + 25.259 p_k \\ (0.000) \quad (0.000)$$

$$R^2=0.658 \quad DW=1.000 \quad size=14$$

() 内は p 値である。 R^2 の値から当てはまりの程度は高いが、 DW の値から系列相関の問題が発生していることが分かる。ドイツ証券の売り越しのポジションが大きいために、日経平均先物の水準の係数の推定値の値は非常に大きな値となっている。しかも理論とは逆転したプラスの値である。

2008/6/6, 2008/6/13においては、ドイツ証券は買い越しのポジションとなっている。そこでこの両営業日においては、ドイツ証券はまだ前の限月からポジションをロールオーバーしていないとみて、ポジションが買い越しとなっている2営業日のデータを除外して計測を行いなおしてみよう。すると次のような計測結果を得ることができた。

$$\sum_{k=1}^H X_{kt} = 416510.0 + 29.987p_k$$

(0.003) (0.004)

$$R^2=0.584 \quad DW=1.316 \quad size=12$$

DW の値から系列相関は発生していないことが分かる。 R^2 の値から日経平均の絶対値がドイツ証券のポジション変動の大きな要因となっていることが分かる。したがってこの観測期間での測定結果を利用して制約付最小2乗法により測定をし直すことにする。

2008/6/6, 2008/6/13のポジションが買い越しとなっているので、この両営業日においては活発に取引を行っていないとの理由から除外したが、通常は6月限のSQ日を過ぎると9月限の取引が活発になるはずである。6/6時点においては6月限のSQ日前であるために6月限の取引が中心であった。そこで6/13には取引の中心は9月限に移っていると考えて、2008/6/6のデータのみを除外して測定を行った結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値 $= -411992.0$ ($p=0.001$), p_t の係数の推定値 $= 29.637$ ($p=0.001$), $R^2=0.647$, $DW=1.293$, 標本の大きさ $= 13$ である。2008/6/6のデータを除外すると系列相関の問題を回避することができる。また当てはまりの程度も高いことが分かる。

4.2 三菱UFJ証券

2008/6/6から2008/9/5までの週次のデータはすべてそろっている。そのため標本の大きさは14となる。標本の大きさ14で超過需要関数の測定を行ってみる。回帰式における定数項の推定値 $= -87881.7$ ($p=0.003$), p_t の係数の推定値 $= 5.16217$ ($p=0.015$), $R^2=0.401$, $DW=1.148$ である。DWの値から系列相関の問題が発生していることが分かる。2008/6/6における三菱UFJ証券のポジションは3420枚の売り越しである。翌週の2008/6/13には17174枚の売り越しのポジションになっている。1週間の間に売り越しのポジションが大きく増大している。そのため2008/6/6の時点においては三菱UFJ証券は2008年6月限を中心に取引をしており、2008年9月限では取引をあまりしていなかった、つまり2008/6/6においてはロールオーバーをしていなかったと考えられる。

したがって2008/6/6のデータを除外して超過需要関数を測定しなおしてみる。その結果は次の通りであった。回帰式における定数項の推定値 $= -28438.7$ ($p=0.030$), p_t の係数の推定値 $= 0.593$ ($p=0.509$), $R^2=0.041$, $DW=0.946$, 標本の大きさ $= 13$ である。 p_t の係数の推定値の p 値から不安定な値となっていることが分かる。 R^2 の数値から標本の大きさ13であると経済モデルの説明力が全くないことが分かる。これまでの研究からは日経平均先物契約の発会付近とSQ日直前においてはロールオーバーの効果が大きいためにこれを除外しなければ満足な測定結果を得ることができないことが分かっている。そこでSQ日を間近に控えた2008/9/5のデータを除外して計測を行ってみる。

2008/8/29においては20387枚の売り越しのポジションであったが、2008/9/5においては18956枚の売り越しのポジションへと枚数自体は減っている。日経平均が下がるのであれば逆に売り越しのポジションを増大させてもよいのであるがそうはしていないとなると12月限にポジションをロールオーバーした可能性がある。そのため2008/9/5のデータも除外して測定を行いなおしてみる。2008/6/6と2008/9/5のデータを除外して測定を行った結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値 $= -46105.0$ ($p=0.003$), p_t の係数の推定値 $= 1.912$ ($p=0.061$), $R^2=0.308$, $DW=1.586$, 標本の大きさ $= 12$ である。

2008/6/6と2008/9/5の両データを除外すると系列相関の問題を回避することができる。そのためこの結果に基づいて制約付最小2乗法を適用することにする。ただ標本の大きさ14の場合と比較すると ρ_t の係数の推定値は符号は同じであるもののその絶対値は小さくなっている。また ρ 値も0.061であり有意水準を10%としなければ統計的に有意ではなくなってしまう。

4.3 クレディ・スイス

2008/6/6から2008/9/5までの週次のデータはすべてそろっている。そのため標本の大きさは14となる。標本の大きさ14で超過需要関数の測定を行ってみる。その結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=-58081.7($p=0.001$)、 ρ_t の係数の推定値=3.814($p=0.004$)、 $R^2=0.515$ 、 $DW=1.513$ である。全てのデータを利用して測定すると系列相関の問題が発生するケースが多いが、2008年6月限のクレディ・スイスについては系列相関の問題は発生していない。 R^2 から説明力もあり、 ρ_t の係数の推定値の符号が理論とは逆転してしまっているが、統計的には申し分のない測定結果であるといえる。

4.4 大和 SMBC

2008/7/11、2008/8/1のデータが存在しないが、これを連続したものとして測定を行ってみよう。その結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=13659.8($p=0.331$)、 ρ_t の係数の推定値=-1.407($p=0.192$)、 $R^2=0.164$ 、 $DW=0.795$ である。両パラメータともに統計的に有意ではない。 DW の値から系列相関の問題も発生し、このままでは制約付最小2乗法によって測定することは不可能である。

そこで2008/6/6のデータだけを除外して測定を行ってみよう。大和 SMBC の2008/6/6時点におけるポジションは5655枚の売り越しのポジションであった。2008/6/13時点におけるポジションは7869枚の売り越しのポジションである。観測期間において1万枚の売り越しのポジションを取ることはなかったために2000枚の売り越し枚数の増加は大きな変化と考えることができる。そのため

2008/6/6は2008年6月限の日経平均先物のポジションがロールオーバーされる前の状態であるとして、2008/6/6のデータを除外する必要があると考えられよう。回帰式における定数項の推定値=20567.1($p=0.262$), p_t の係数の推定値=-1.938($p=0.170$), $R^2=0.198$, $DW=0.594$ である。 R^2 から先ほどとモデルの当てはまりの程度は変わっていないことが分かる。したがって2008/6/6のデータだけを除外して測定を行っても大和 SMBC の超過需要関数を計測することは不可能である。

日経平均先物契約の場合、観測期間の最初の方と最後の方はロールオーバーの影響を受けるため、そのデータを除外しないと超過需要関数を測定することは困難となる。そこで2008/6/6と2008/9/5を除外して測定を行ってみよう。測定結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値=34959.6($p=0.151$), p_t の係数の推定値=-3.009($p=0.107$), $R^2=0.292$, $DW=0.680$ である。 R^2 の値は多少上昇しているものの、2008/6/6のデータを除外した場合と結果はさほど変わらず、 DW の値から系列相関の問題は発生したままである。

そこで2008/6/6, 2008/8/22, 2008/8/29, 2008/9/5のデータを除外してみよう。回帰式における定数項の推定値=65756.9($p=0.015$), p_t の係数の推定値=-5.260($p=0.011$), $R^2=0.685$, $DW=1.830$, 標本の大きさ=8である。 R^2 の値も高く、 DW の値から系列相関の問題も発生していない。8月下旬からは日経平均の水準以外の要因が大和 SMBC のポジションに大きな影響を与えていたと考えてこの期間のデータを除外する。データが抜け落ちてしまっているために、これ以上の測定を行うことはできない。したがって制約付最小2乗法を適用する場合には標本8の場合のデータを利用する。

2008/6/6, 2008/8/15, 2008/8/22, 2008/8/29, 2008/9/5のデータを除外してみよう。測定結果は次のようである。回帰式における定数項の推定値=77383.3($p=0.008$), p_t の係数の推定値=-6.103($p=0.006$), $R^2=0.803$, $DW=2.332$, 標本の大きさ=7である。 R^2 の値から標本の大きさ7のサンプルを利用して大和 SMBC の超過需要関数の計測を行うとかなり良好な測定結果を得られることが分かる。 DW の値から系列相関の問題も発生していない。

2008/8/8の大和 SMBC のポジションは2619枚の売り越しのポジションであった。翌週の2008/8/15には4846枚の売り越し、2008/8/22には5551枚の売り越し、2008/8/29には7048枚の売り越しとなっており、2008/8/15から活発に取引をしており、8/15以降の期間に大和 SMBC 固有の何らかの理由によって取引を行っていると考えられる。

4.5 ニューエッジ

ニューエッジについては2008/6/6から2008/9/5までの週次のデータはすべてそろっている。このデータにより超過需要関数の測定を行った結果は次のようである。回帰式における定数項の推定値 $= -156814.0$ ($p=0.040$)、 p_i の係数の推定値 $= 11.830$ ($p=0.040$)、 $R^2=0.307$ 、 $DW=0.620$ 、標本の大きさ $=14$ である。DW の値から系列相関の問題が発生していることが分かる。

そこでロールオーバーの影響があると思われる2008/6/6のデータを除外して測定を行いなおしてみる。その結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値 $= -199317.0$ ($p=0.043$)、 p_i の係数の推定値 $= 15.097$ ($p=0.043$)、 $R^2=0.322$ 、 $DW=0.559$ 、標本の大きさ $=13$ である。したがって除外しない場合の結果とほとんど変わらない。

他の証券会社の場合と同様にニューエッジも2008年9月限のSQ日に最も近い2008/9/5のデータも除外して計測を行ってみよう。回帰式における定数項の推定値 $= -292814.0$ ($p=0.018$)、 p_i の係数の推定値 $= 22.078$ ($p=0.018$)、 $R^2=0.441$ 、 $DW=0.735$ 、標本の大きさ $=12$ である。依然として前の結果と変わらない。いろいろと期間を変えて計測を行ったものの、測定結果が改善されることはなかった。

2008年9月限の発会当初においてはニューエッジのポジションは買い越しのポジションであった。しかし2008/7/18からニューエッジのポジションは売り越しへと変化し、SQ日前の2008/9/5まで売り越しのポジションのままである。計測に用いる期間を変えただけでは系列相関の問題を解決することができないためにモデル3によって計測を行うことにする。

4.6 Jモルガン

2008/6/6の時点においてJモルガンのポジションは82枚の買い越しのポジションであった。このポジションから2008/6/6の時点においてはJモルガンの取引の中心は2008年6月限であったと判断することができる。翌週の2008/6/13、2008/6/20のデータは日本経済新聞には掲載されなかった。

そこで2008/6/6のデータは除外して測定を行ってみる。したがって2008/6/27から2008/9/5までのデータを利用して測定を行う。測定結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=23660.1($p=0.322$)、 p_t の係数の推定値=-3.893($p=0.048$)、 $R^2=0.159$ 、 $DW=0.725$ 、標本の大きさ=11である。 R^2 の値から当てはまりの程度は低く、両パラメータの推定値の p 値からパラメータの推定値は不安定である。 DW の値から系列相関の問題が発生している。そのためこの結果をこれ以上利用することはできない。

そこで2008/6/6、2008/6/27のデータを除外して計測を行ってみる。その結果は次のようである。回帰式における定数項の推定値=44526.6($p=0.074$)、 p_t の係数の推定値=-3.893($p=0.048$)、 $R^2=0.406$ 、 $DW=1.417$ 、標本の大きさ=10である。 DW の値から系列相関の問題は発生していないことが分かる。2008/6/20のデータは存在していない。2008/6/27に3958枚の売り越しのポジションが突然と現れてくるが、このポジションはその他の固有要因が大きく影響しているとみて除外することにする。

観測期間のうち2008年9月限のSQ日に最も近いデータも利用して超過需要関数の測定を行うとロールオーバーの影響が出てしまい、満足な測定結果を得ることができないのであった。そこで2008/6/6、2008/6/27、2008/9/5のデータを除外して超過需要関数の測定を行ってみる。その結果は次のようである。回帰式における定数項の推定値=-9115.7($p=0.794$)、 p_t の係数の推定値=0.228($p=0.932$)、 $R^2=0.000$ 、 $DW=0.559$ 、標本の大きさ=9である。2008/9/5のデータを除外してしまうとモデルの説明力が全くない。2008/9/5におけるポジションは2424枚の売り越しのポジションであった。その前週2009/8/29におけるJモルガンのポジションは3967枚の売り越しのポジションであった。前の週よりも1500枚程度売り越しのポジションが減少しているために、

2008年12月限へとポジションをロールオーバーしたとも考えられるが、それとわかるほど大幅な減少ではない。そのためJモルガンについては2008/9/5におけるポジションを除外しないで測定を行った結果を制約付最小2乗法を適用する際に利用することにする。

4.7 みずほ証券

みずほ証券については2008/6/6から2008/9/5までの週次のデータはすべてそろっている。回帰式における定数項の推定値=6873.6($p=0.886$), p_t の係数の推定値=-1.343($p=0.711$), $R^2=0.119$, $DW=0.873$, 標本の大きさ=14である。 R^2 の値からモデルの当てはまりの程度は非常に低いことが分かる。2008/6/6におけるみずほ証券のポジションは3104枚の売り越しのポジションであった。翌週の2008/6/13におけるみずほ証券のポジションは12693枚の売り越しのポジションであった。そこで2008/6/6においては、みずほ証券は2008年9月限では取引を活発に行っていなかったとして、このデータを除外して超過需要関数の測定を行いなおしてみよう。

結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値=66387.4($p=0.245$), p_t の係数の推定値=-5.917($p=0.177$), $R^2=0.159$, $DW=1.068$, 標本の大きさ=13である。 R^2 の値から多少はモデルのフィットも向上したようであるが、標本の大きさが14の場合とほとんど変わらない結果である。2008/8/29におけるみずほ証券のポジションは3023枚の売り越しのポジションであった。2008/9/5におけるみずほ証券のポジションは1672枚の売り越しのポジションであった。2008/9/5においては売り越しのポジションが前週の半分程度になっているので、ロールオーバーの影響であると考えて、2008/9/5のポジションを除外して測定を行いなおしてみる。

2008/6/6と2008/9/5のデータを除外した場合の測定結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=33908.9($p=0.636$), p_t の係数の推定値=-3.492($p=0.520$), $R^2=0.043$, $DW=1.030$, 標本の大きさ=12である。 R^2 の値をみると、標本の大きさが13の場合よりも当てはまりの程度は下がってしまった。2008/9/5の前週に比較したポジションの減少はロールオーバーという単

純な理由ではないようである。2008年9月のリーマンショックの発生を予想した影響が表れているのかもしれない。あるいは2008/9/5のデータを除外しない方がより適切にみずほ証券の超過需要関数を計測できる可能性がある。

そこで2008/6/6と2008/6/13のデータを除外した場合の測定結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=86039.3 ($p=0.208$), p_i の係数の推定値=-7.440 ($p=0.158$), $R^2=0.189$, $DW=1.185$, 標本の大きさ=12である。 R^2 の値から2008/9/5のデータを除外した場合よりもモデルの当てはまりは向上しているものの、依然としてその程度は低いままである。

そこで超過需要関数の測定期間をいろいろと変えてみよう。2008/6/6から2008/7/25までのデータを利用して測定を行ってみる。回帰式における定数項の推定値=-132432.0 ($p=0.061$), p_i の係数の推定値=8.694 ($p=0.086$), $R^2=0.413$, $DW=2.192$, 標本の大きさ=8である。 R^2 の値から当てはまりの程度は今までの計測結果に比較すると高いことが分かる。 DW の値から系列相関の問題も発生していないが、有意水準を10%にしなければパラメータの推定値は統計的に有意ではない。

2008/6/6から2008/7/25までのデータに2008/8/1を加えた2008/6/6から2008/8/1までのデータにより超過需要関数を測定してみる。回帰式における定数項の推定値=-110850.0 ($p=0.082$), p_i の係数の推定値=7.159 ($p=0.120$), $R^2=0.309$, $DW=1.828$, 標本の大きさ=9である。2008/8/1を加えない場合に比較すると、 R^2 の値は低くなっており、 p_i の係数の推定値は統計的に有意ではなくなっている。そのためモデル2でみずほ証券の超過需要関数を測定する場合には、2008/8/1を加えない場合の方がよいようである。

そこで超過需要関数の測定期間をいろいろと変えてみよう。2008/6/6から2008/7/18までのデータを利用して測定を行ってみる。すると測定結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値=-213970.0 ($p=0.013$), p_i の係数の推定値=14.481 ($p=0.016$), $R^2=0.801$, $DW=2.157$, 標本の大きさ=7である。2008/7/18までの期間を考えるとモデル2の説明力はかなり高くなる。そのため7月下旬前と以降で、みずほ証券の先物取引戦略が大きく変化していることが予想される。

そこでモデル1で計測を行ってみる。先物の取引戦略を変化させたと思われる2008/7/25から2008/9/5までを観測期間とする。測定結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値=2845.58 ($p=0.243$), X_{t-1} の係数の推定値=1.098 ($p=0.007$), Δp_t の係数の推定値=2.594 ($p=0.121$), $R^2=0.801$, $DW=2.459$, 標本の大きさ=7である。この期間においては前週のポジション X_{t-1} が今週のポジション X_t を決定する大きな要因となっていることが分かる。日経平均の変動はみずほ証券のポジションには影響を与えていないといえる。この期間においてみずほ証券のポジションは売り越しのポジションでありながら、一方的に減少していることを考えると、超過需要関数(モデル1)の測定結果から単に先物のポジションを手仕舞する行動をとっていることが考えられる。

モデル1で2008/6/6から2008/9/5までの標本により計測を行ってみよう。回帰式における定数項の推定値=-1481.24 ($p=0.287$), X_{t-1} の係数の推定値=0.568 ($p=0.287$), Δp_t の係数の推定値=2.464 ($p=0.648$), 修正 $R^2=0.156$, $DW=1.892$, 標本の大きさ=14である。 p 値から、日経平均先物価格の変動 Δp_t はみずほ証券のポジション変動の系統的な要因ではないことは明らかである。有意水準を10%とすれば X_{t-1} の係数の推定値は統計的に有意となり、みずほ証券の先週のポジション X_{t-1} が今週のポジション X_t の系統的な決定要因となる。このように2008年9月限が活発に取引された2008/6/6から2008/9/5までを考えると、先週のポジション決定に大きく影響しており、データをみると7月末から9月にかけて一方的にポジションを解消していることを考えると、経済モデルでは説明できないみずほ証券特有の要因により、ポジションを解消していたと考えられる。

4.8 東海東京証券

東海東京証券についてはデータがかなり抜け落ちている。2008/6/6, 2008/6/20, 2008/8/8, 2008/8/15, 2008/8/22, 2008/8/29のデータは存在していない。連続しているのは、2008/6/27から2008/8/1である。そこで2008/6/27から2008/8/1までの標本を利用して東海東京証券の日経平均先物超過需要関数を計

測すると次のような結果を得ることができた。回帰式における定数項の推定値 $=-1042.35$ ($p=0.905$)、 p_t の係数の推定値 $=0.028$ ($p=0.966$)、 $R^2=0.000$ 、 $DW=0.721$ 、標本の大きさ $=6$ である。 R^2 の値からモデルの説明力は全くないことが分かる。

4.9 SBI証券

SBI (ソフトバンクインベストメント) 証券については標本の大きさが著しく小さい。SBI証券のポジションについて日本経済新聞でわかるのは、2008/8/8、2008/8/15、2008/8/29だけであり、そのほかの営業日においてSBI証券はどれくらいのポジションを保有していたのかはわからない。そのためSBI証券については日経平均先物の超過需要関数の測定を行うことは不可能である。

4.10 立花証券

2008/6/6、2008/6/20、2008/7/4、2008/7/11、2008/7/18、2008/8/28、2008/9/5のデータが存在しない。したがって日本経済新聞に掲載される立花証券のポジションについてのデータは不連続になっている。回帰式における定数項の推定値 $=-18557.0$ ($p=0.352$)、 p_t の係数の推定値 $=1.368$ ($p=0.360$)、 $R^2=0.169$ 、 $DW=3.048$ 、標本の大きさ $=7$ である。このほかにも期間を変えて計測を行ってみたが満足できるような測定結果を得ることができなかった。立花証券の日経平均先物超過需要関数を計測することは不可能であった。

4.11 GS

GS (ゴールドマン・サックス) については2008/6/6から2008/9/5までの週次のデータはすべてそろっている。この場合には標本の大きさは14である。標本の大きさ14でGSの超過需要関数を測定すると次のようになった。回帰式における定数項の推定値 $=188461.0$ ($p=0.001$)、 p_t の係数の推定値 $=-13.087$ ($p=0.001$)、 $R^2=0.611$ 、 $DW=1.085$ 、標本の大きさ $=14$ である。 R^2 の値から系列相関があるといえはる水準であることがわかる。そこでロール

オーバーの影響があると思われる2008/6/6のデータを除外して超過需要関数の測定を行ってみよう。ゴールドマンサックスの2008/6/6におけるポジションは4195枚の売り越しのポジションであった。翌週の2008/6/13におけるゴールドマンサックスのポジションは4809枚の買い越しのポジションである。そのため2008年6月限のポジションを2008/6/13の週にロールオーバーしてきている可能性がある。2008/6/13以降のゴールドマンサックスのポジションはずっと買い越しのポジションである。

2008/6/6のポジションを除いた標本の大きさ13で超過需要関数の測定を行うと次のような結果を得ることができた。回帰式における定数項の推定値=171974.0($p=0.007$), β_t の係数の推定値=-11.819($p=0.012$), $R^2=0.450$, $DW=0.965$, 標本の大きさ=13である。DWの値から系列相関の問題が発生していることが分かる。したがってこの結果を採用することはできない。

2008/6/6のポジションに加えて、日経平均先物12月限へのロールオーバーの影響が出るSQ日直前である2008/9/5のポジションも除外した標本の大きさ12のケースで超過需要関数の測定を行ってみる。その結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=202011.0($p=0.013$), β_t の係数の推定値=-14.0622($p=0.019$), $R^2=0.438$, $DW=0.897$, 標本の大きさ=12である。

2008/7/18におけるゴールドマンサックスのポジションは11964枚の買い越しのポジションであった。翌週の2008/7/25においては21452枚の買い越しのポジションへと大きく変化している。これは2008/7/18が最終営業日の週と2008/7/25が最終営業日の週でゴールドマンサックス証券の取引戦略が大きく変化した可能性が高いと思われる。そこで標本の大きさは小さくなってしまいが2008/6/6から2008/7/18までの標本によりゴールドマンサックスの超過需要関数を測定してみよう。その結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=115298.0($p=0.002$), β_t の係数の推定値=-8.03714($p=0.003$), $R^2=0.855$, $DW=1.504$, 標本の大きさ=7である。DWの値から系列相関の問題は発生していないことが分かる。 R^2 の値をみるとかなり高く、経済モデルの当てはまりの程度は良好である。

そこで2008/7/25から2008/9/5までの標本によりゴールドマンサックスの超

過需要関数の測定を行ってみる。その結果は次のようであった。回帰式における定数項の推定値=36180.5($p=0.072$)、 p_t の係数の推定値=-0.964125($p=0.468$)、 $R^2=0.110$ 、 $DW=1.837$ 、標本の大きさ=7である。定数項の推定値は有意水準を10%とすれば有意となることからわかるように、この期間においてゴールドマンサックスのポジションは2万枚台の売り越しのポジションで推移しており、ポジション自体があまり変動していない。そのため経済モデルの当てはまりの程度は低くなっており、日経平均先物の価格水準自体がゴールドマンサックスのポジションの決定要因ではなくなっている。

そのため2008/7/25から2008/9/5までの期間についてはモデル1によってゴールドマンサックスの日経平均先物の超過需要関数を測定してみよう。

2008/7/11から2008/9/5までの期間としてみると、回帰式における定数項の推定値=6597.45($p=0.018$)、 X_{t-1} の係数の推定値=0.778($p=0.000$)、 Δp_t の係数の推定値=4.072($p=0.065$)、修正 $R^2=0.874$ 、 $DW=1.736$ 、標本の大きさ=9である。有意水準を10%とすれば日経平均先物価格 Δp_t もゴールドマンサックスのポジション決定の系統的な要因と考えられる。それゆえゴールドマンサックスは2008年7月の中旬あたりから戦略を変更し、日経平均先物の価格変動を利用した戦略（おそらく裁定取引）へと切り替えていると思われる。

2008/6/6から2008/9/5までの標本によりモデル1でゴールドマンサックスの超過需要関数を計測してみよう。回帰式における定数項の推定値=5583.55($p=0.004$)、 X_{t-1} の係数の推定値=0.800($p=0.000$)、 Δp_t の係数の推定値=3.289($p=0.162$)、修正 $R^2=0.894$ 、 $DW=1.595$ 、標本の大きさ=13である。修正 R^2 の値からモデル1の当てはまりは良好であり、1週間前のポジション自体が系統的な要因であることが分かる。しかし Δp_t の係数の推定値の p 値をみると、統計的に有意ではないことから、2008/6/6から2008/9/5までの期間においては日経平均先物価格の変動はゴールドマンサックスのポジションの系統的な要因ではないことが証明される。したがって、2008/6/6から2008/9/5までの期間の後半に日経平均先物価格の変動を利用した取引をゴールドマンサックスは行っていたことになる。

4.12 野村証券

2008/6/6から2008/9/5までの標本により野村証券の日経平均先物超過需要関数の測定を行ってみよう。測定結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値=116005.0($p=0.000$)、 p_t の係数の推定値=-7.642($p=0.001$)、 $R^2=0.592$ 、 $DW=0.993$ 、標本の大きさ=14である。DWの値から系列相関の問題が発生していることが分かる。

観測期間における最初の時点のデータと最後の時点におけるデータはロールオーバーの効果を受けている可能性が高いのであった。そこで2008/6/6のデータを除外して測定を行いなおしてみよう。2008/6/6時点における野村証券のポジションは138枚の買い越しのポジションであった。翌週の2008/6/13時点における野村証券のポジションは7431枚の買い越しのポジションであり、2008年6月限のポジションをロールオーバーしてきたと考えられる。そのため2008/6/6時点においては野村証券は2008年9月限では取引を活発に行っていなかったと考えられる。そのため2008/6/6のデータを除外することにする。測定結果は次のようである。回帰式における定数項の推定値=85344.0($p=0.011$)、 p_t の係数の推定値=-5.285($p=0.030$)、 $R^2=0.360$ 、 $DW=0.876$ 、標本の大きさ=13である。DWの値から依然として系列相関の問題が発生していることが分かる。

ロールオーバーの影響を受けている2008/6/6と2008/9/5のデータを除外して測定を行ってみよう。野村証券の2008/9/5におけるポジションは15281枚の買い越しのポジションであった。前週の2008/8/29における野村証券のポジションは16539枚の買い越しのポジションである。前週に比較すると1000枚以上買いポジションが減少している。回帰式における定数項の推定値=129236.0($p=0.001$)、 p_t の係数の推定値=-8.563($p=0.003$)、 $R^2=0.602$ 、 $DW=1.377$ 、標本の大きさ=12である。DWの値から系列相関の問題を回避できていることが分かる。そのためこの結果を利用して制約付最小2乗法により予想価格分布の期待値を計測することにする。

4.13 BNP パリバ

2008/6/6から2008/9/5までの標本により BNP パリバの日経平均先物超過需要関数の測定を行ってみよう。測定結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値=93151.9($p=0.000$)、 p_t の係数の推定値=-6.050($p=0.000$)、 $R^2=0.719$ 、 $DW=1.675$ 、標本の大きさ=14である。これだけでもかなり良好な結果である。

BNP パリバの2008/6/6時点におけるポジションは1542枚の買い越しのポジションであった。2008/6/13時点における BNP パリバのポジションは9730枚の買い越しのポジションであった。そのため2008/6/6時点において BNP パリバは2008年9月限の取引をあまり活発に取引していなかったとも考えられる。そこで2008/6/6のデータを除外した標本で BNP パリバの超過需要関数を測定しなおしてみよう。すると次のような結果を得ることができた。回帰式における定数項の推定値=69581.8($p=0.001$)、 p_t の係数の推定値=-4.238($p=0.003$)、 $R^2=0.559$ 、 $DW=1.671$ 、標本の大きさ=13である。 R^2 の値から標本の大きさが14の場合よりも当てはまりの低度が低下したことがわかる。

他の証券会社と同様にロールオーバーの影響があると思われる2008/6/6と2008/9/5のデータを除外して超過需要関数を測定しなおしてみる。BNP パリバの2008/9/5時点におけるポジションは14437枚の売り越しのポジションであった。1週間前の2008/8/29時点における BNP パリバのポジションは15140枚であり、さほど減少しているとは思われないが、他の証券会社と同様にロールオーバーの効果があると考えて2008/9/5のデータも除外して測定を行いなおしてみる。すると次のような結果を得ることができた。回帰式における定数項の推定値=96651.7($p=0.000$)、 p_t の係数の推定値=-6.259($p=0.000$)、 $R^2=0.781$ 、 $DW=2.516$ 、標本の大きさ=12である。制約付最小2乗法により測定を行う場合には標本の大きさ14でも12でもどちらでも測定が可能ということになる。

4.14 リーマン

2008/6/6から2008/9/5までの標本によりリーマン・ブラザーズ証券の日経平

均先物超過需要関数の測定を行ってみよう。回帰式における定数項の推定値=48717.4($p=0.018$), p_t の係数の推定値=-3.192($p=0.034$), $R^2=0.323$, $DW=1.320$, 標本の大きさ=14である。 R^2 の値から経済モデルの当てはまりの程度は低いものの良好な結果が得られている。リーマンの2008/6/6におけるポジションは6091枚の買い越しのポジションである。翌週の2008/6/14におけるポジションは2818枚の買い越しのポジションであり、観測期間の最初の時点において2008年9月限ですでに活発な取引を行っているためにロールオーバーの効果はないといえる。また2008/9/5時点におけるリーマン・ブラザーズ証券のポジションは9344枚の買い越しのポジションである。その前週の2008/8/29時点におけるリーマン・ブラザーズ証券のポジションは9898枚の買い越しのポジションであった。前週に比べると約500枚の買い越しのポジションの減少であるが、ロールオーバーの効果はないといえよう。したがって標本の大きさ14による測定結果を利用する。

4.15 UBS

2008/6/6から2008/9/5までの標本によりUBSの日経平均先物超過需要関数の測定を行ってみよう。回帰式における定数項の推定値=109601.0($p=0.001$), p_t の係数の推定値=-7.972($p=0.001$), $R^2=0.620$, $DW=1.616$, 標本の大きさ=14である。UBSの2008/6/6におけるポジションは3159枚の売り越しのポジションであり、この時点ですでに2008年9月限で活発な取引を行っているといえる。UBSのポジションは2008/7/4から買い越しのポジションへと変化している。UBSの2008/9/5におけるポジションは9344枚の買い越しのポジションである。前週の2008/8/29時点においては9898枚であり、500枚程度の減少であるから2008年12月限へ大きくポジションをロールオーバーしているとは思えない。そのため2008/6/6から2008/9/5までの標本14によって測定した結果を採用することにする。

4.16 日興シティ

2008/6/6から2008/9/5までの標本により日興シティの日経平均先物超過需要

関数の測定を行ってみよう。回帰式における定数項の推定値=44714.9($p=0.003$), β_1 の係数の推定値=-2.861($p=0.009$), $R^2=0.450$, $DW=2.730$, 標本の大きさ=14である。日興シティの2008/6/6におけるポジションは1193枚の買い越しのポジションである。翌週の2008/6/13における日興シティのポジションは5341枚の買い越しのポジションである。1週間で約4000枚のポジションをロールオーバーしてきているが、2008/6/6において1000枚以上の買い越しのポジションを保有しているので、2008/6/6では活発な取引を行っていると考えられる。2008/9/5における日興シティのポジションは8114枚の買い越しのポジションである。1週間前における2008/8/29におけるポジションは7730枚の買い越しのポジションであるので、1週間が経過すると逆に増えていることから日興シティについてはロールオーバーの効果は認められない。そのため2008/6/6から2008/9/5までの標本による測定結果を採用することにする。

4.17 モルガン S

2008/6/6におけるモルガンスタンレー証券のポジションは不明である。翌週の2008/6/13からのポジションは日本経済新聞に掲載されている。しかし2008/8/22のポジションは日本経済新聞に掲載されなかった。1週前の2008/8/15におけるポジションは1395枚の売り越しのポジションであったが、2008/8/29には3488枚の買い越しのポジションになっている。データとしては連続していないが、連続しているものとして2008/6/6から2008/9/5までの大きさ12の標本により測定を行ってみよう。測定結果は次のようになった。回帰式における定数項の推定値=103013.0($p=0.001$), β_1 の係数の推定値=-7.932($p=0.001$), $R^2=0.693$, $DW=1.987$, 標本の大きさ=12である。モデルの当てはまりも良く、系列相関の問題も発生していない。

データが連続しているのは2008/6/13から2008/8/15までである。この連続した大きさ10の標本によってモルガンスタンレー証券の超過需要関数を測定しなおしてみよう。回帰式における定数項の推定値=96143.2($p=0.011$), β_1 の係数の推定値=-7.444($p=0.010$), $R^2=0.590$, $DW=1.717$, 標本の大きさ=10である。こちらの標本でも測定結果は良好である。データが連続している場

合の結果を採用して、大きさ10の標本によって測定した場合の結果を採用することにする。

4.18 メリル日本

連続している最後の大きさ5の2008/8/8から2008/9/5までの標本によりメリル日本の超過需要関数を測定してみよう。回帰式における定数項の推定値 $= -23214.7$ ($p=0.020$), p_t の係数の推定値 $= 2.072$ ($p=0.014$), $R^2=0.901$, $DW=1.955$, 標本の大きさ $= 5$ である。標本の大きさ5であるためにこれ以上の測定を行うことはできないので、この結果を採用することにする。

メリル日本証券の場合、連続したデータが得られていない。得られないのは2008/7/4, 2008/7/25, 2008/8/1のポジションのデータである。回帰式における定数項の推定値 $= 8511.65$ ($p=0.317$), p_t の係数の推定値 $= -0.429$ ($p=0.496$), $R^2=0.053$, $DW=1.758$, 標本の大きさ $= 11$ である。 R^2 の値からモデルの当てはまりはないに等しい。データが不連続であることから、1か月ごとに戦略を変えていることが予想されるために、2008/6/6から2008/9/9までのデータにより超過需要関数を測定することは困難である。

4.19 大和証券

大和証券の2008/6/6におけるポジションは不明である。回帰式における定数項の推定値 $= -4152.50$ ($p=0.022$), p_t の係数の推定値 $= 0.461$ ($p=0.002$), $R^2=0.581$, $DW=1.202$, 標本の大きさ $= 13$ である。2008/9/5における大和証券のポジションは1494枚の買い越しのポジションである。2009/8/29におけるポジションは1555枚の買い越しのポジションであり、大きくロールオーバーを行っていないようであるので大きさ13の標本で測定を行った場合の結果を採用し、この結果に基づいて制約付最小2乗法を適用することとする。

4.20 ドレスナー

ドレスナー証券のデータは連続していない。ドレスナー証券の2008/6/6におけるポジションは2018枚の売り越しのポジションであった。翌週の2008/6/13

においては3203枚の買い越しのポジションへと転じている。そこで買い越しの期間である2008/6/13から2008/7/11までを対象に測定を行ってみる。回帰式における定数項の推定値 $= -17604.7$ ($p=0.023$), p_t の係数の推定値 $= 1.478$ ($p=0.016$), $R^2=0.888$, $DW=1.561$, 標本の大きさ $= 5$ である。

5 制約付最小2乗法

5.1 ドイツ証券

予想価格分布の期待値 (γ) の初期値 $=13000$ 円, 超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値 $=29$. 制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値 13889.8 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値 $=29.987$ ($p=0.000$), $R^2=0.584$, $DW=1.316$, 標本の大きさ $=12$ である。 R^2 の値から約0.6程度であるが, 統計的に有意な推定量を得ることができている。また系列相関の問題も発生していない。

5.2 三菱UFJ証券

予想価格分布の期待値 (γ) の初期値 $=13000$ 円, 超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値 $=1.9$ としている。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値 24110.7 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値 $=1.912$ ($p=0.035$), $R^2=0.308$, $DW=1.586$, 標本の大きさ $=12$ である。 R^2 の値からモデルの当てはまりの程度は低いことが分かる。三菱UFJ証券の予想価格分布の期待値の推定値であるが, 統計的には有意であるものの, かなり大きな値となっている。 R^2 の値が低いことからわかるように, 三菱UFJ証券のポジションの形成に影響を与えている他の要因を取り入れていないために極端な値になってしまったことが考えられる。

5.3 クレディ・スイス

予想価格分布の期待値 (γ) の初期値 $=13000$ 円, 超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値 $=3.9$ としている。制約付

最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値15229.8 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値=3.8137 ($p=0.000$), $R^2=0.515$, $DW=1.513$, 標本の大きさ=14である。 p_t の係数の推定値はマイナスの値になっているが、そのほかの点については問題がないのでこの結果を採用することにする。

5.4 大和 SMBC

制約付最小2乗法を行うにあたり、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=-2.1としている。

2008/6/6, 2008/8/22, 2008/8/29, 2008/9/5のデータを除外してみよう。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値10849.0 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値=-2.331 ($p=0.121$), $R^2=0.286$, $DW=1.166$, 標本の大きさ=8である。OLSの場合であればこのケースでは申し分のない測定結果を得ることができたが、制約付最小2乗法によって測定すると p_t の係数の推定値は統計的に有意ではなくなってしまっている。また決定係数もかなり低い値となっている。

そこで標本の大きさはさらに小さくなってしまいが、2008/6/6, 2008/8/15, 2008/8/22, 2008/8/29, 2008/9/5のデータを除外してみよう。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値11336.8 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値=-2.757 ($p=0.067$), $R^2=0.402$, $DW=1.493$, 標本の大きさ=7である。 p_t の係数の推定値は有意水準を10%とすれば統計的に有意となるが、本来ならば測定不能として良いケースである。

5.5 ニューエッジ

制約付最小2乗法を行うにあたり、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=11.1としている。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値13255.7 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値=

11.830 ($p=0.021$), $R^2=0.307$, $DW=0.619$, 標本の大きさ=14である。OLSの場合と同様にDWの値から系列相関の問題が発生していることがわかる。したがってモデル3によって系列相関の問題を解決する必要がある。

5.6 Jモルガン

制約付最小2乗法を行うにあたり、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=-3.8としている。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値11438.6 ($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=-3.893 ($p=0.020$), $R^2=0.406$, $DW=1.417$, 標本の大きさ=10である。DWの値から系列相関の問題は発生していないことが分かる。標本の大きさは10となっているが期間は先にOLS推定を行った場合に述べてあるのでここでは説明しない。

5.7 みずほ証券

制約付最小2乗法を行うにあたり、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=14.4としている。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値15200.9 ($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=9.39135 ($p=0.027$), $R^2=0.495$, $DW=2.682$, 標本の大きさ=7 (2008/6/6から2008/7/18) である。標本の大きさが小さくなっているがこの理由についてはOLS推定を行った場合にすでに述べてあるために改めて述べることはしない。

5.8 GS

大きさ14 (2008/6/6から2008/9/5) の標本により制約付最小2乗法を行うにあたり、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=-13.0としている。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値は

14400.9($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値 $= -13.087$ ($p=0.000$), $R^2=0.611$, $DW=1.085$, である。DW の値から系列相関が発生していることが分かる。

そこで先に OLS で測定した場合のように、大きさ7 (2008/6/6から2008/7/18) の標本により測定を行ってみる。初期値を与えなければならないが、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値 $= 13000$ 円, 超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値 $= -13.0$ としている。すると制約付最小2乗法による測定結果は、予想価格分布の期待値 (γ) の推定値 14345.6 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値 $= -8.037$ ($p=0.000$), $R^2=0.855$, $DW=1.504$ である。標本の大きさは小さくなってしまいが、この結果を採用することにする。

5.9 野村証券

先に OLS で測定した場合のように、大きさ12 (2008/6/13から2008/8/29) の標本により測定を行ってみる。初期値として、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値 $= 13000$ 円, 超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値 $= -8.5$ としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値 15093.0 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値 $= -8.563$ ($p=0.000$), $R^2=0.602$, $DW=1.377$ である。DW の値から系列相関の問題は発生していない。そのため大きさ12の標本によって計測されたこの結果を採用することにする。

5.10 BNP パリバ

先に OLS で測定した場合のように、大きさ12 (2008/6/13から2008/8/29) の標本により測定を行ってみる。初期値として、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値 $= 13000$ 円, 超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値 $= -6.2$ としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値 15441.7 ($p=0.000$), 回帰式における p_t の係数の推定値 $= -6.259$ ($p=0.000$), $R^2=0.781$, $DW=$

2.516である。DWの値から系列相関の問題は発生していないので、この結果を採用することにする。

5.11 リーマン

先にOLSで測定した場合のように、大きさ14(2008/6/6から2008/9/5)の標本により測定を行ってみる。初期値として、予想価格分布の期待値(γ)の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における p_t の係数の推定値)の初期値=-3.19としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値(γ)の推定値15261.5($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=-3.192($p=0.017$)、 $R^2=0.323$ 、 $DW=1.320$ である。

5.12 UBS

先にOLSで測定した場合のように、大きさ14(2008/6/6から2008/9/5)の標本により測定を行ってみる。初期値として、予想価格分布の期待値(γ)の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における p_t の係数の推定値)の初期値=-7.9としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値(γ)の推定値=13748.8($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=-7.972($p=0.000$)、 $R^2=0.620$ 、 $DW=1.616$ である。

5.13 日興シテイ

先にOLSで測定した場合のように、大きさ14(2008/6/6から2008/9/5)の標本により測定を行ってみる。初期値として、予想価格分布の期待値(γ)の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における p_t の係数の推定値)の初期値=-2.8としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値(γ)の推定値=13748.8($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=-2.861($p=0.002$)、 $R^2=0.450$ 、 $DW=2.730$ である。

5.14 モルガン S

データが連続しているのは2008/6/13から2008/8/15までであったから、この期間を対象として測定を行う。初期値として、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=-7.4としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値=12915.5 ($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=-7.444 ($p=0.001$)、 $R^2=0.590$ 、 $DW=1.717$ である。

5.15 メリル日本

メリル日本証券については観測期間においてデータが連続していないという問題がある。そこで標本の大きさは小さくなってしまいが、連続している大きさ5の2008/8/8から2008/9/5までの標本によりメリル日本の超過需要関数を測定してみよう。初期値として、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=2.0としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値=11201.5 ($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=2.073 ($p=0.000$)、 $R^2=0.901$ 、 $DW=1.955$ である。標本の大きさは小さいがこの測定結果を採用することにする。

5.16 大和証券

2008/6/6以外の営業日のデータは存在するために2008/6/13から2008/9/5までの大きさ13の標本により測定を行う。初期値として、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_t の係数の推定値) の初期値=0.46としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値=9001.1 ($p=0.000$)、回帰式における p_t の係数の推定値=0.461 ($p=0.000$)、 $R^2=0.581$ 、 $DW=1.202$ である。

5.17 ドレスナ

ドレスナー証券のポジションのデータは連続していない。そのため発会日から1カ月程度の観測期間となってしまふ。2008/6/13から2008/7/11までの大きさ5の標本で制約付最小2乗法により測定を行う。初期値として、予想価格分布の期待値 (γ) の初期値=13000円, 超過需要曲線の傾きの推定値 (回帰式における p_i の係数の推定値) の初期値=1.4としている。測定結果は次のようになった。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値 (γ) の推定値=11915.4 ($p=0.000$), 回帰式における p_i の係数の推定値=1.478 ($p=0.000$), $R^2=0.888$, DW=1.561である。

6 モデル3による計測

6.1 ドイツ証券を説明変数に加えた場合

ニューエッジについては標本の大きさを変えただけでは系列相関の問題を解決することはできなかつた。そこでモデル3によって系列相関の問題を解決してみよう。モデル3では当該証券会社が他の証券会社と通謀関係にある場合を想定していた。

最初にニューエッジがドイツ証券と通謀関係にあるとして測定を行ってみよう。観測期間は2008/6/6から2008/9/5までの大きさ14の標本である。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0=-101359.0$ ($p=0.435$), 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=0.156$ ($p=0.602$), 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=-18.530$ ($p=0.067$), 修正 $R^2=0.201$, DW=0.571である。修正 R^2 の値も低く, DWの値からこのままでは系列相関の問題を解決することはできないことが分かる。

そこで観測期間を変えてみる。ニューエッジのポジションは2008/6/6から2008/7/11までは買い越しのポジションであった。そこで標本の大きさは6となってしまうが、この期間のみで測定をしてみよう。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0=273408.0$ ($p=0.059$), 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=1.850$ ($p=0.042$), 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=-18.530$ ($p=$

0.067), 修正 $R^2=0.666$, $DW=2.919$ である。DWの値から, 系列相関の問題は解決することが分かる。

売り越しに転じた2008/7/18から2008/9/5までの期間に限って測定を行ってみよう。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0=-36310.1$ ($p=0.559$), 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=-0.459$ ($p=0.009$), 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=0.967$ ($p=0.832$), 修正 $R^2=0.758$, $DW=1.377$ である。この期間においてはドイツ証券のポジションがニューエッジのポジションの決定要因となっはいるものの, 日経平均の先物の水準はニューエッジのポジションの系統的要因とはなっていない。DWから系列相関の問題は発生していないものの, この結果に基づいて制約付最小2乗法を適用したとしても, 統計的に有意な期待値と超過需要関数のパラメータは得ることはできない。

6.2 クレディ・スイスを説明変数に加えた場合

ニューエッジがクレディ・スイスと通謀関係にあるとして測定を行ってみよう。2008/6/6から2008/9/5までの大きさ14の標本により測定を行う。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0=-256871.0$ ($p=0.030$), 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=-1.723$ ($p=0.229$), 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=18.400$ ($p=0.027$), 修正 $R^2=0.286$, $DW=0.745$ である。DWの値からこのままでは系列相関の問題を解決できていないことが分かる。また修正 R^2 の値からモデルの当てはまりの程度はかなり低いことが分かる。これ大口取引者の係数の推定値が統計的に有意でないことから, 大口取引者としたクレディ・スイスのポジションがニューエッジのポジションの決定要因の系統的要因ではないことが理由である。

ニューエッジのポジションは2008年の8月中旬から大きく減少している。そこで8月中旬以降のデータを除外することによって測定を行いなおしてみよう。ニューエッジの2008/9/5におけるポジションは3245枚の売り越しのポジションであった。観測期間中に1万枚以上のポジションを取っていた時期もあるために, それに比較するとロールオーバーの効果であるためか, ポジションは小さくなっているために2008/9/5のデータを除外することによって測定を行いなお

してみる。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -380675.0$ ($p = 0.008$)、大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -2.595$ ($p = 0.079$)、日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 27.117$ ($p = 0.008$)、修正 $R^2 = 0.449$ 、 $DW = 1.199$ である。DWの値から系列相関の問題を解決できていることが分かるが、説明変数：大口取引者の係数の推定値は有意水準を5%とすると統計的に有意ではない。

次に2008/9/5と2008/8/29のデータを除外して測定を行いなおしてみる。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -446746.0$ ($p = 0.006$)、大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -3.304$ ($p = 0.044$)、日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 31.598$ ($p = 0.006$)、修正 $R^2 = 0.520$ 、 $DW = 1.728$ である。DWの値から系列相関の問題は発生していないことが分かる。2008/9/5と2008/8/29を含む期間においてはニューエッジ独特の要因が働いているようである。

さらに2008/8/22から2008/9/5までの期間はロールオーバーの効果が大きいとみて除外してみよう。すると以下のような測定結果を得ることができた。定数項 $\beta_0 = -538147.0$ ($p = 0.003$)、大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -3.863$ ($p = 0.021$)、日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 38.017$ ($p = 0.003$)、修正 $R^2 = 0.626$ 、 $DW = 2.089$ である。DWの値から系列相関の問題を解決できていることが分かる。

6.3 三菱UFJ証券のポジションを説明変数に加えた場合

今度はニューエッジが三菱UFJ証券と通謀関係にあるとして測定を行ってみよう。三菱UFJ証券のポジションのデータは2008/6/6から2008/9/5まで全て連続して存在しているので、この期間において大きさ14の標本により測定を行う。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -173090.0$ ($p = 0.121$)、大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -0.185$ ($p = 0.831$)、日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 12.786$ ($p = 0.092$)、修正 $R^2 = 0.184$ 、 $DW = 0.608$ である。DWの値から系列相関の問題が発生していることが分かる。修正 R^2 の値から経済モデルの当てはまりの程度は低く、説明変数の各係数の推定値も有意水準を5%とすると、統計的に有意ではないことが分かる。

先に説明したようにニューエッジのポジションは2008年8月の中旬以降に激

減しているために、2008/9/5におけるポジションのデータを除外して大きさ13の標本により測定を行いなおしてみよう。すると、測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -305584.0$ ($p=0.052$)，説明変数：大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -0.902$ ($p=0.374$)，説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 21.608$ ($p=0.042$)，修正 $R^2=0.298$ ， $DW=0.771$ である。2008/9/5におけるニューエッジのポジションを除外しない場合に比較すると修正 R^2 の値は改善されているものの、依然として低い水準である。説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値は有意水準5%で統計的に有意であるものの、 DW の値から系列相関の問題が発生していることが分かる。

そのため2008/9/5と2008/8/29の2つのデータを除外して測定を行いなおしてみる。2つのデータを除外して大きさ12の標本により測定を行いなおしてみよう。すると、測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -315562.0$ ($p=0.061$)，説明変数：大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -0.941$ ($p=0.381$)，説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 22.274$ ($p=0.051$)，修正 $R^2=0.294$ ， $DW=0.766$ である。クレディ・スイスのポジションを説明変数に加えた場合にはこれによって系列相関の問題を解決することができたが、三菱UFJ証券のポジションを説明変数に加えた場合には、系列相関の問題を解決することはできていない。

ニューエッジのポジションが小さい2008/8/22のポジションも除外してみよう。2008/9/5と2008/8/29，2008/8/22の3つのデータを除外して大きさ11の標本により測定を行いなおしてみる。すると、測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -436473.0$ ($p=0.036$)，説明変数：大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -1.521$ ($p=0.204$)，説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 30.369$ ($p=0.031$)，修正 $R^2=0.388$ ， $DW=1.025$ である。 DW の値は改善されてきているものの依然として1に近い。

2008/9/5と2008/8/29，2008/8/22，2008/8/15の4つのデータを除外して大きさ10の標本により測定を行いなおしてみる。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -456295.0$ ($p=0.052$)，説明変数：大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -1.602$ ($p=0.222$)，説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 =$

31.700 ($p=0.046$), 修正 $R^2=0.364$, $DW=1.008$ である。修正 R^2 の値をみると2008/9/5と2008/8/29, 2008/8/22の3つのデータを除外して大きさ11の標本により測定を行った場合よりもその値は低下していることが分かる。標本の大きさを変えてみても三菱UFJ証券のポジションはニューエッジのポジション決定の系統的な要因とはなっていないようである。

6.4 みずほ証券のポジションを説明変数に加えた場合

そこで、三菱UFJ証券を説明変数に加える測定はこれ以上行うことはせず、ニューエッジがみずほ証券と通謀関係にあるとして測定を行ってみよう。三菱UFJ証券のポジションと同様にみずほ証券のデータは2008/6/6から2008/9/5まで全て連続して存在しているので、この期間において大きさ14の標本により測定を行う。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0=-154709.0$ ($p=0.048$), 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=-0.306$ ($p=0.498$), 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=11.419$ ($p=0.053$), 修正 $R^2=0.217$, $DW=0.566$ である。DWの値からかなり強い系列相関の問題が発生していることが分かる。

三菱UFJ証券の場合と同様にニューエッジのポジションは2008年8月の中旬以降に激減しているために、2008/9/5におけるポジションのデータを除外して大きさ13の標本により測定を行いなおしてみよう。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0=-217092.0$ ($p=0.021$), 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=-0.537$ ($p=0.250$), 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=15.824$ ($p=0.023$), 修正 $R^2=0.336$, $DW=0.714$ である。DWの値から系列相関の問題が発生していることは明らかである。

2008/9/5と2008/8/29の2つのデータを除外して測定を行いなおしてみよう。測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0=-234559.0$ ($p=0.021$), 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=-0.694$ ($p=0.188$), 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=16.937$ ($p=0.022$), 修正 $R^2=0.370$, $DW=0.810$ である。DWの値から系列相関の問題が発生していることは明らかである。

2008/9/5と2008/8/29, 2008/8/22の3つのデータを除外して大きさ11の標本により測定を行いなおしてみる。すると、測定結果は次のようになった。定数

項 $\beta_0 = -311525.0$ ($p=0.009$), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -1.041$ ($p=0.069$), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 22.244$ ($p=0.009$), 修正 $R^2=0.511$, $DW=1.297$ である。2008/8/22からのニューエッジのポジションの一方向的減少を除くと系列相関の問題も改善されていることが分かる。

2008/9/5と2008/8/29, 2008/8/22, 2008/8/15の4つのデータを除外して大きき10の標本により測定を行いなおしてみる。すると、測定結果は次のようになった。定数項 $\beta_0 = -364129.0$ ($p=0.008$), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = -1.338$ ($p=0.045$), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = 25.778$ ($p=0.008$), 修正 $R^2=0.567$, $DW=1.808$ である。4つのデータを除外して行うと系列相関の問題は解決されていることが分かる。

7 制約付最小2乗法

以上の結果に基づいて制約付最小2乗法により測定を行いなおし、ニューエッジの予想価格分布の期待値の推定値を求めることにする。

7.1 ドイツ証券を説明変数に加えた場合

ニューエッジのポジションの系統的要因としてドイツ証券のポジションを加えた場合には、標本の大きさが6で、しかも2008年9月限が取引された前半の期間においてのみ系列相関の問題を解決することができていた。

初期値であるが先ほどの結果を利用して、説明変数: 大口取引者の係数の推定値=0.15, 日経平均先物価格の係数の推定値=-18.0, 予想価格分布の期待値の推定値=15000円と初期値を設定した。その測定結果は次のようになった。予想価格分布の期待値の推定値 $\beta_0 = 14754.9$ ($p=0.000$), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値 $\beta_1 = 0.100$ ($p=0.000$), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2 = -18.530$ ($p=0.005$), 修正 $R^2=0.666$, $DW=2.919$ である。DWの値から系列相関の問題は発生していないことは明らかである。

表1 最小2乗法(2008年9月限)

証券会社	β_0	β_1	R^2	DW	size
ドイツ	-411992.0 (0.001)	29.637 (0.001)	0.647	1.293	13
三菱UFJ	-46105.0 (0.003)	1.912 (0.061)	0.308	1.586	12
クレディS	-58081.7 (0.001)	3.814 (0.004)	0.515	1.513	14
大和SMBS	77383.3 (0.008)	-6.103 (0.006)	0.803	2.332	7
ニューエッジ	-156814.0 (0.040)	11.830 (0.040)	0.307	0.620	14
Jモルガン	44526.6 (0.074)	-3.893 (0.040)	0.406	1.417	10
みずほ証券	-213970.0 (0.013)	14.481 (0.016)	0.801	2.157	7
GS	188461.0 (0.001)	-13.087 (0.016)	0.661	1.085	14
野村証券	129236.0 (0.001)	-8.563 (0.003)	0.602	1.377	12
BNPパリバ	93151.9 (0.000)	-6.050 (0.000)	0.719	1.672	14
リーマン	48717.4 (0.018)	-3.192 (0.034)	0.323	1.320	14
UBS	109601.0 (0.001)	-7.972 (0.001)	0.620	1.616	14
日興シティ	44714.9 (0.003)	-2.861 (0.009)	0.450	2.730	14
モルガンS	96143.2 (0.011)	-7.444 (0.010)	0.590	1.717	10
メリル日本	-23214.7 (0.020)	2.072 (0.014)	0.901	1.955	5
大和証券	-4152.5 (0.022)	0.461 (0.002)	0.581	1.202	13
ドレスナ	-17604.7 (0.023)	1.478 (0.016)	0.888	1.561	5

()内はp値.

表 2 制約付最小 2 乗法 (2008年 9 月限)

証券会社	γ	β_1	R^2	DW	size
ドイツ	13889.8 (0.000)	29.987 (0.000)	0.584	1.316	12
三菱 UFJ	24110.7 (0.000)	1.912 (0.035)	0.308	1.586	12
クレディ S	15229.8 (0.000)	3.814 (0.000)	0.515	1.513	14
大和 SMBS	11336.8 (0.000)	-2.757 (0.067)	0.402	1.493	7
ニューエッジ	13255.7 (0.000)	11.830 (0.021)	0.307	0.619	14
J モルガン	11438.6 (0.000)	-3.893 (0.020)	0.406	1.417	10
みずほ証券	15200.9 (0.000)	9.391 (0.016)	0.495	2.682	7
GS	14345.6 (0.000)	-8.037 (0.000)	0.855	1.504	7
野村証券	15093.0 (0.001)	-8.563 (0.000)	0.602	1.377	12
BNP パリバ	15441.7 (0.000)	-6.259 (0.000)	0.781	2.516	14
リーマン	15261.5 (0.000)	-3.192 (0.017)	0.323	1.320	14
UBS	13748.8 (0.000)	-7.972 (0.000)	0.620	1.616	14
日興シティ	13748.8 (0.000)	-2.861 (0.002)	0.450	2.730	14
モルガン S	12915.5 (0.000)	-7.444 (0.001)	0.590	1.717	10
メリル日本	11201.5 (0.000)	2.073 (0.000)	0.901	1.955	5
大和証券	9001.1 (0.000)	0.461 (0.000)	0.581	1.202	13
ドレスナ	11915.4 (0.000)	1.478 (0.000)	0.888	1.561	5

()内は p 値.

7.2 クレディ・スイスを説明変数に加えた場合

2008/9/5と2008/8/29, 2008/8/22の3つのデータを除外して大きさ11の標本により測定を行いなおしてみる。この場合には非線形の推定となるために初期値を設定しなければならない。初期値であるが先ほどの結果を利用して、説明変数：大口取引者の係数の推定値 $=-3.8$ 、日経平均先物価格の係数の推定値 $=38$ 、予想価格分布の期待値の推定値 $=15000$ 円と初期値を設定した。その測定結果は次のようになった。予想価格分布の期待値の推定値 $\beta_0=14155.5$ ($p=0.000$)、説明変数：大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=0.102$ ($p=0.000$)、説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=38.017$ ($p=0.000$)、修正 $R^2=0.626$ 、 $DW=2.089$ である。系列相関の問題は発生していないので、この測定結果を採用することにする。ドイツ証券のポジションを説明変数に加えた場合の予想株価確率分布の期待値はやはり1万4000円台であった。クレディ・スイスのポジションを説明変数に加えた場合でも予想株価確率分布の期待値は1万4000円台であるから、予想株価確率分布の期待値の推定値は1万4000円台になると考えられる。

7.3 みずほ証券を説明変数に加えた場合

みずほ証券を説明変数に加えた場合には2008/9/5と2008/8/29, 2008/8/22, 2008/8/15の4つのデータを除外して大きさ10の標本により測定を行うと系列相関の問題を解決できていた。そこでここでも上記の4つのデータを除外した大きさ10の標本により制約付最小2乗法によりニューエッジの超過需要関数を測定しなおすことにする。初期値であるが先ほどの結果を利用して、説明変数：大口取引者の係数の推定値 $=-1.3$ 、日経平均先物価格の係数の推定値 $=25.7$ 、予想価格分布の期待値の推定値 $=15000$ 円と初期値を設定した。その測定結果は次のようになった。予想価格分布の期待値の推定値 $\beta_0=14125.8$ ($p=0.000$)、説明変数：大口取引者の係数の推定値 $\beta_1=0.052$ ($p=0.006$)、説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2=25.778$ ($p=0.000$)、修正 $R^2=0.567$ 、 $DW=1.808$ である。

8 まとめ

本稿において日経平均先物2008年9月限の超過需要関数の測定を行った。ドイツ証券の超過需要曲線の傾きを示すパラメータはプラスであり、約30であるから、積極的に日経平均先物を売る戦略を採用していたことが明らかとなった。この戦略を採用していると、日経平均先物で大きな利益を得ることができたことになる。

超過需要曲線の傾きを示すパラメータがプラスで次に大きな値が推定されたのがニューエッジである。大きき14の標本で測定を行うと超過需要曲線の傾きを示すパラメータがプラスで約11と推定された。しかし大きき14の標本で測定を行うと系列相関の問題が発生してしまう。ニューエッジの場合には観測期間を変えてみても系列相関の問題は解決しなかった。そのため系列相関の問題を解決するためにモデル3によって測定を行うことにした。

モデル3においてはニューエッジのポジションの説明変数として他の証券会社のポジションを理論的に加える。クレディ・スイス証券のポジションを説明変数として加えてみると、2008/9/5と2008/8/29、2008/8/22の3つのデータを除外して大きき11の標本により測定を行いなおしてみた。その結果、超過需要曲線の傾きを占めるパラメータの値は38.017($p=0.000$)となりドイツ証券と同様に30を超えるプラスの値となることが推定された。その他の証券会社の超過需要曲線の傾きを示すパラメータの値については絶対値で10を超える証券会社は存在しなかった。本稿における観測期間においては他の証券会社が取引を手控えるなかでドイツ証券が日経平均先物市場で支配的な売りの戦略を採用していたことが分かる。

本稿における観測期間において特徴的な取引を行っていたのはゴールドマンサックスである。観測期間の前半についてはモデル2の当てはまりがよく、後半についてはモデル1の説明力が高いという結果になった。このことからゴールドマンサックスは2008年7月の中旬あたりから戦略を変更し、日経平均先物の価格変動を利用した戦略（おそらく裁定取引）へと切り替えていると思われる。

る。

系列相関の問題があったのはニューエッジである。これについてはクレディ・スイス、三菱UFJ証券、みずほ証券のいずれかの証券会社のポジションをニューエッジのポジションの説明変数の1つとすることで系列相関の問題を回避することができた。

制約付最小2乗法によって推定された各証券会社の予想価格分布の期待値については、大和証券の期待値はかなり悲観的な値であり9001円と推定された。本稿での観測期間における日経平均の水準からすると予想価格分布の期待値の推定値が高いのが三菱UFJ証券であり、その推定値は24110.7円であった。

9 参考文献

新井啓 [2004] 「商品先物市場における価格操作行動の計量分析」『商品取引所論体系』第12巻，全国商品取引所連合会，pp.375-398.

新井啓 [2007] 「個別会員の経済行動の計量分析（日経平均先物と商品先物との違い）」、『商品取引所論体系』第13巻，全国商品取引所連合会，pp.146-186.

新井啓 [2009a] 「手口表による日経平均先物需要曲線の測定」明海大学『経済学論集』，Vol.21,No.1，pp.1-13.

新井啓 [2009b] 「期待の異質性の計測」明海大学『経済学論集』，Vol.22，No.1，pp.1-13.

新井啓 [2010a] 「日経225先物市場における建玉の共変動の利用による個別証券会社超過需要関数の計測」立正大学『経済学季報』，59-3.

新井啓 [2010b] 「異質的期待仮説を前提とした個別取引主体の予想株価確率分布期待値の推定とその統計的特性」明海大学『経済学論集』，Vol.22，No.1，pp.1-13.

新井啓 [2010c] 「日経225先物2007年6月限の証券会社別超過需要関数の計測」立正大学『経済学季報』，59-4.