

# 株価堅調時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

新井 啓

Estimating Excess Demand functions for Nikkei 225  
Index Futures contracts when stock prices rose steadily.

Kei Arai

## 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2007年3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。これまでの研究により日経平均株価が一方向的に上昇するような期間における証券会社別の超過需要関数の計測は比較的容易に行えることが明らかになっている。日経平均先物2007年3月限が取引された期間において日経平均株価は徐々に上昇していく傾向にあった。本稿における証券会社別の超過需要関数の推定結果から、多くの外資系の証券会社の超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は理論とは逆の値になり、外資系の証券会社がトレンドを追うような積極的な取引戦略を行っていたと結論することができる。日系の証券会社の中でも野村証券については超過需要関数の計測が非常に困難であった。これは日経平均株価の水準の上昇以外のその他の要因が大きく影響しているためと思われる。

### キーワード

マーケットマイクロストラクチャー, 超過需要関数, 日経平均先物市場, 予想価格

## 2 はじめに

本稿での分析対象である日経平均先物2007年3月限が取引された時期は株価が堅調に上昇した時期であった。株価が上昇するとその株価の高さを利用したM & Aが活発になる。2007年5月から三角合併が解禁される予定であったため、外資による買収が警戒された時期であった<sup>1</sup>。事実スティール・パートナーズのようなファンドによる株式の大量購入が行われ<sup>2</sup>、キョウデンが買収した長崎屋をシンガポールのファンドが買収した<sup>3</sup>。不動産市場も好調で不動産投資ファンドが都心の不動産への投資を拡大していた<sup>4</sup>。経営陣による買収であるMBOも増加した<sup>5</sup>。しかし株価が上昇しているにもかかわらず、年金の運用効率の将来的な上昇はもう願うべきではないのか企業年金の減額が行われ始めた<sup>6</sup>。ライブドアの事件を思い返すようなIT企業による粉飾決算も発覚した<sup>7</sup>。証券業界でも日興コーディアルグループによるSPCを利用した利益の水増しが発覚した<sup>8</sup>。

---

<sup>1</sup> 日本経済新聞2006年12月28日「三角合併、68%が「警戒」——買収後の解体・転売懸念(社長100人アンケート)」。

<sup>2</sup> 日本経済新聞2007年2月2日「米系ファンド、「買収防衛策廃止を」、サッポロHDに株主提案」。

<sup>3</sup> 日本経済新聞2006年12月22日「長崎屋をファンドが買収、シンガポール社、キョウデンから——支援会社と収益改善」。

<sup>4</sup> 日本経済新聞2007年2月1日「不動産ファンド投資加速、モルガン、最大2兆円規模、国内勢、昨年末11兆円に」。

<sup>5</sup> 日本経済新聞2007年2月22日「MBO、経営者・株主の利益相反——買収価格の透明性カギ(ニュースの理由)」。

<sup>6</sup> 日本経済新聞2007年2月25日「企業年金減額はか非か——相次ぐ訴訟の行方は…、企業「業績悪化、やむなく」。

<sup>7</sup> 日本経済新聞2007年2月27日「先月破綻のシステム会社、IXI粉飾の疑い、大阪地検、近く本格捜査」。

<sup>8</sup> 日本経済新聞2007年1月31日「日興不正会計、上場廃止議論に影響——日興側の説明、大幅に覆す」。

日経平均株価自体は2006年12月には16000円台で推移したが、2007年1月になると17000円台前半から上昇をし始め、2007年2月下旬に日経平均は1万8000円に乗せた。2005年の末に日経平均が一方的に急上昇していった時期と異なり、じりじりと上げていった時期であった。

本稿においては新井 [2004], [2007], [2009a], [2009b], [2010a], [2010b], [2010c] における一連の研究の続きとして2007年3月限の日経平均先物契約の超過需要関数を証券会社別に計測した。2007年3月限が取引された2006年12月上旬から2007年3月上旬にかけて日経平均株価は上昇していた。このような時期においては日経平均株価の水準が大きな要因となっていることから、本稿における計測モデルによって証券会社別の日経平均先物超過需要関数を容易に推定することが可能であることが、以前に行った筆者の研究で明らかになっている。

そのため大多数の証券会社の超過需要関数を推定することが本稿においても容易であったが、野村証券の超過需要関数の計測は困難を極めた。本稿でも紹介している日経平均の価格の絶対水準を超過需要の系統的要因とするモデル2では超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は有意水準5%では統計的に有意ではない。そこで他の証券会社の超過需要との共変動の関係を利用するモデル3によって超過需要関数の計測を行ったわけであるが、超過需要関数の全てのパラメータの推定値が有意水準5%で統計的に有意になるわけではなかった。これに対してモデル2で計測を行うと系列相関の問題が発生したドレスナー証券については、モデル3によって超過需要関数のすべてのパラメータの推定値が有意水準5%で有意となった。

以下3節では新井 [2004], [2007], [2009a], [2009b], [2010a], [2010b], [2010c] における一連の研究でも取り扱った計測を行う経済モデルの説明を簡単に行う。4節では計測を行う経済モデルの応用として各証券会社の予想価格分布の標準偏差を求める計算方法を述べる。5節では3節で述べた経済モデルのうちモデル2を中心に最小2乗法により各証券会社の超過需要関数の計測を行う。6節では5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、超過需要関数の傾きを示すパラ

メータの推定値とともに予想価格分布の期待値を示すパラメータの推定値をも推定する。7節では系列相関の問題が発生したドレスナー証券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、野村証券については統計的に有意な超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値を求めるためにモデル3によって超過需要関数の推定を行った。8節ではモデル3を適用したドレスナー証券と野村証券について制約付最小2乗法によって測定を行った。9節ではまとめを述べる。

### 3 計測モデル

新井 [2007], [2009a], [2009b] 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。

$\bar{p}_1$ : 来期(1時点)における投資家の予想先物価格,  $p_1$ : 来期(1時点)における投資家の予想先物価格の期待値,  $\sigma_p^2$ : 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れる。  $X_0$ を今期(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  $t$ 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  $t$  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、 $\varepsilon_{kt}$  を  $t$  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

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

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。

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

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、 $\gamma$ 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、

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

とおいた回帰式

$$\sum_{k=1}^H X_{kt} = \beta_0 + \beta_1 X_t^{*0} + \beta_2 p_t \quad (10)$$

制約付最小2乗法の場合には

$$\beta_0 = -\beta_2 \times \xi, \quad \beta_1 = -\beta_2 \times \gamma, \quad \beta_2 = -\sum_{k=1}^H \alpha_k, \quad \xi = \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \beta_{k0}, \quad \gamma = \frac{1}{H} \sum_{k=1}^H \gamma_k \quad (11)$$

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 予想価格分布の標準偏差

新井[2010d]で示したが、これまでに述べた経済モデルは次のようなことを行う場合にも有効である。岩田[1997](p.77)によれば、富に関する負の指数型効用関数の絶対的危険回避度  $a$  は対数型効用関数における初期の富の逆数  $1/w_0$  の近似値を与えることになる。これを利用して証券会社の予想価格分

布の標準偏差を試論的に求めることが可能である。

新井 [2010d] で示した BNP パリバの日経平均先物2008年6月限の超過需要関数の測定結果を利用することにしよう。BNP パリバの日経平均先物2008年6月限の超過需要曲線の傾きを示す値の推定値は-1.621であった。この推定値を利用して BNP パリバ証券の日経平均予想価格分布の標準偏差の値を求めてみよう。

$H$  を BNP パリバで取引する取引者数としよう。  $\sum_{k=1}^H \alpha_k = \sum_{k=1}^H 1/(a_k \sigma_k^2) = 1.621$  であるが、 $1/a=10$ 万円であると仮定すれば、標準偏差を逆算することが可能である。計算の確実性のために  $H=1$  の場合から計算を行うことにする。すると  $1/(a\sigma^2)=1.621$  となるために、 $\sigma^2=61690.31462$ 、 $\sigma=248.3753503$  円という値が求められる。

次に  $H=2$  の場合を計算する。 $1/a=10$ 万円として予想価格分布の標準偏差の計算を行ってみよう。BNP パリバを通じて取引する2人の取引者の標準偏差は同じであると仮定するならば、 $\sigma^2=123380.6292$ 、 $\sigma=351.2557889$ 円という値が求められる。 $H=1$  の場合と比較すると、 $351.2557889 - 248.3753503 = 102.8804386$ 円増加している。取引者の数を1人増加させただけで、かなり予想価格分布の標準偏差は大きくなる。なおこのケースは  $H=1$  で  $1/a=20$ 万円の場合に相当する。

$H=10$ の場合を計算してみよう。同様の計算を行うと予想価格分布の標準偏差  $\sigma=785.4318215$ 円となる。 $H=9$ の場合の予想価格分布の標準偏差と比較を行ってみる。 $H=9$ の場合の予想価格分布の標準偏差は  $\sigma=745.1260508$ 円であるので、その差額を計算すると  $785.4318215 - 745.1260508 = 40.30577068$ 円となる。なおこのケースは  $H=1$  で  $1/a=100$ 万円、 $H=2$  で  $1/a=50$ 万円の場合に相当する。

さらに取引者の数を増やして  $H=100$ の場合を計算してみよう。 $1/a=10$ 万円であるとしている。すると予想価格分布の標準偏差  $\sigma=2483.753503$ 円となる。 $H=99$ の場合の予想価格分布の標準偏差は  $\sigma=2471.303532$ 円と計算される。 $H=100$ の場合の標準偏差から  $H=99$ の場合の標準偏差を引くのであれば、 $2483.753503 - 2471.303532 = 12.44997064$ 円となる。 $H$  を1大きくしただけで

まだ10円以上標準偏差が大きくなる。なおこのケースは  $H=1$  で  $1/a=1000$  万円,  $H=2$  で  $1/a=500$  万円,  $H=10$  で  $1/a=100$  万円,  $H=20$  で  $1/a=50$  万円,  $H=50$  で  $1/a=20$  万円の場合に相当する。

今度は  $H=200$  の場合を計算してみよう。  $1/a=10$  万円であるとする。予想価格分布の標準偏差  $\sigma=3512.557889$  円となる。  $H=199$  の場合の予想価格分布の標準偏差は  $\sigma=3503.76549$  円と計算される。  $H=200$  の場合と  $H=199$  の場合を比較するのであれば,  $3512.557889-3503.76549=8.792398994$  円となる。依然として  $H=1$  増加しただけで予想価格の標準偏差は大きく増大することになっている。なおこのケースは  $H=1$  で  $1/a=2000$  万円,  $H=2$  で  $1/a=1000$  万円,  $H=10$  で  $1/a=200$  万円,  $H=20$  で  $1/a=100$  万円,  $H=50$  で  $1/a=40$  万円,  $H=100$  で  $1/a=20$  万円の場合に相当する。

$H=1000$  の場合を計算してみよう。  $1/a=10$  万円とする。予想価格分布の標準偏差を計算すると  $7854.318215$  円であった。  $H=999$  の場合と比較を行うと  $7854.318215-7850.390073=3.928141388$  円増加している。増加額が1円を切るという基準まではなお取引者の数を増やす必要がある。なおこのケースは  $H=1$  で  $1/a=10,000$  万円,  $H=2$  で  $1/a=5000$  万円,  $H=10$  で  $1/a=1000$  万円,  $H=20$  で  $1/a=500$  万円,  $H=50$  で  $1/a=200$  万円,  $H=100$  で  $1/a=100$  万円の場合に相当する。

今度は  $H=2000$  の場合を計算してみよう。  $1/a=10$  万円とする。予想価格分布の標準偏差を計算すると  $11107.68334$  円であった。計算された予想価格分布の標準偏差の値を  $H=1999$  の場合のそれと比較をしてみよう。すると  $11107.68334-11104.90607=2.777268038$  円である。なおこのケースは  $H=1$  で  $1/a=20,000$  万円,  $H=2$  で  $1/a=10,000$  万円,  $H=10$  で  $1/a=2000$  万円,  $H=20$  で  $1/a=1,000$  万円,  $H=50$  で  $1/a=400$  万円,  $H=100$  で  $1/a=200$  万円,  $H=200$  で  $1/a=100$  万円の場合に相当する。

今度は  $H=5000$  の場合を計算してみよう。  $1/a=10$  万円とする。  $H=5000$  の場合の予想価格分布の標準偏差は  $17562.78945$  円と計算された。  $H=4999$  のときの予想価格分布の標準偏差と比較を行ってみよう。すると  $17562.78945-17561.03308=1.756366767$  円である。依然として予想価格分布の標準偏差は1



円を超えている。なおこのケースは  $H=1$  で  $1/a=50,000$ 万円,  $H=2$  で  $1/a=25,000$ 万円,  $H=10$  で  $1/a=5000$ 万円,  $H=20$  で  $1/a=2,500$ 万円,  $H=50$  で  $1/a=1,000$ 万円,  $H=100$  で  $1/a=500$ 万円,  $H=200$  で  $1/a=250$ 万円の場合に相当する。予想価格分布の標準偏差も17562.78945円になってきたので、これ以上の計算をすることはしないことにする。

BMP パリバの予想価格分布の期待値は24731.3円であった。期待値からマイナス $3\sigma$ の値がマイナスとならないような現実的なケースを探してみよう。それに相当するのは  $H=1000$  で  $1/a=10$ 万円として計算を行った場合であろう。この場合には予想価格分布の標準偏差は7854.318215円と計算された。

このような計算によって予想価格分布の標準偏差を求めることができるが、その証券会社で取引する取引者の数  $H$  を指定しなければならず、これを内生的に決める方程式を作成することが今後の課題となっている。

## 5 最小2乗法

ここでは先に示したモデル2により超過需要関数の測定を証券会社別に行う。

### 5.1 大和 SMBC 証券

2006/12/1から2007/3/2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=84876.5 ( $p$  値=0.000),  $p_i$ の係数の推定値=-5.4106 ( $p$  値=0.000),  $R^2=0.768$ ,  $DW=1.022$ 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。2006/12/1における三菱UFJ証券のポジションは778枚の売り越しである。翌週の2008/12/8には2985枚の売り越しのポジションになり、2008/12/15には7174枚の売り越しのポジションになっている。そのため2006/12/1におけるポジションは他の営業日に比較すると小さいために2006/12/1の時点においては2006年12月のポジションを2007年3月限へロールオーバーをしていなかったと考えられる。

そこで2006/12/1において三菱UFJ証券は活発に取引を行っていなかったと

して2006/12/1のデータを除外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=65616.2( $p$ 値=0.001),  $p_t$ の係数の推定値=-4.310( $p$ 値=0.000),  $R^2=0.721$ ,  $DW=1.287$ である。DWの値から系列相関の問題は解決していることが分かる。三菱UFJ証券の2007/3/2におけるポジションは8263枚の売り越しのポジションであり、まだ3月限のポジションをかなり保有しているため2007/3/2のデータを除外して測定を行いなおす必要はないと思われる。

## 5.2 野村証券

野村証券のデータは大和SMBCと同様に2006/12/1から2007/3/2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。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=35204.7( $p$ 値=0.149),  $p_t$ の係数の推定値=-2.407( $p$ 値=0.094),  $R^2=0.216$ ,  $DW=1.356$ である。定数項の推定値は有意ではなく、 $p_t$ の係数の推定値も有意水準を10%としなければ有意ではない。DWの値から系列相関の問題は存在しないが、統計的な有意性の観点から観測期間を変えて測定を行いなおしてみよう。

2006/12/1の野村証券のポジションであるが、1691枚の売り越しとなっている。2006/12/8におけるポジションは3226枚の売り越しのポジションであり、以後の期間においては1000枚台の売り越しのポジションを野村証券は取っていない。そこで2006/12/1において野村証券は2007年3月限を積極的に売買していなかったとみて2006/12/1のデータを除外して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。回帰式における定数項の推定値=18359.3( $p$ 値=0.493),  $p_t$ の係数の推定値=-1.444( $p$ 値=0.356),  $R^2=0.078$ ,  $DW=1.429$ である。2006/12/1のデータを除外してしまうと説明力はなくなってしまふ。そのため2006/12/1のデータを除外することはできない。

データの上での最終日において次の限月へのロールオーバーが始まる可能性がある。そこで2007/3/2のデータを除外して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。回帰式における定数項の推定値=35942.1( $p$

値=0.153),  $p_t$ の係数の推定値=-2.443( $p$ 値=0.100),  $R^2=0.227$ ,  $DW=1.163$ である。標本の大きさ14で測定を行った場合と統計的な有意性は変わらないが、系列相関の問題が発生している。

そこで2007/2/23のデータと2007/3/2のデータを除外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=55634.7( $p$ 値=0.071),  $p_t$ の係数の推定値=-3.603( $p$ 値=0.049),  $R^2=0.335$ ,  $DW=1.156$ である。パラメータの $p$ 値をみると統計的に有意性は向上しているように見えるが、系列相関の問題が発生している。野村証券については大きさ14の標本により測定した結果を利用した方がよさそうである。

### 5.3 BNP パリバ

BNP パリバのデータは2006/12/1から2007/3/2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となり、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=96663.6( $p$ 値=0.001),  $p_t$ の係数の推定値=-6.140( $p$ 値=0.000),  $R^2=0.689$ ,  $DW=2.088$ である。統計的に申し分のない結果であるのでこの測定結果をそのまま採用することにする。2006/12/1においてはBNP パリバのポジションは1577枚の買い越しのポジションであるが、翌週からはずっと売り越しのポジションとなっている。このことは測定結果にさほど影響しないようである。

### 5.4 三菱 UFJ 証券

三菱 UFJ 証券のデータは2006/12/1から2007/3/2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となり、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=64874.6( $p$ 値=0.002),  $p_t$ の係数の推定値=-4.184( $p$ 値=0.001),  $R^2=0.604$ ,  $DW=1.272$ である。BNP パリバと同様に統計的に申し分のない結果であるのでこの測定結果をそのまま採用することにする。

2006/12/1においては三菱 UFJ 証券のポジションは296枚の買い越しのポジションであるが、翌週からはずっと売り越しのポジションとなっている。その

買い越しの程度は非常に小さい。そのため2006/12/1のデータを除外して計測を行ってみよう。すると計測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=38678.0( $p$ 値=0.015),  $p_t$ の係数の推定値=-2.687( $p$ 値=0.005),  $R^2=0.519$ ,  $DW=0.974$ 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。それゆえ2006/12/1を除外しないで測定を行った方が三菱UFJ証券の行動を把握することができる。

## 5.5 ドイツ証券

ドイツ証券のデータは2006/12/1から2007/3/2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となり、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=104229.0( $p$ 値=0.064),  $R^2$ の係数の推定値=-6.744( $p$ 値=0.042),  $R^2=0.302$ ,  $DW=1.217$ である。このままでも問題はないが、定数項の推定値は有意水準5%では統計的に有意ではない。そこで超過需要関数の計測を行う期間を工夫することにする。

2006/12/1におけるドイツ証券のポジションは1094枚の買い越しのポジションであり、他の営業日におけるポジションと比較すると著しく小さくなっている。そのため2006/12/1のデータを除外して測定を行ってみる。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=55394.4( $p$ 値=0.335),  $p_t$ の係数の推定値=-3.953( $p$ 値=0.239),  $R^2=0.123$ ,  $DW=0.538$ である。DWの値から系列相関の問題が発生し、 $R^2$ の値からモデルの説明力も著しく低下してしまうことが明らかとなった。このことから2006/12/1のデータを除外できないことが分かる。

2007/3/2におけるドイツ証券のポジションは24115枚の売り越しのポジションである。前週におけるポジションは18855枚の売り越しのポジションであり、2007/3/2までに大幅に売り越しのポジションを増大させている。特殊要因が強すぎるとみて2007/3/2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た。ただし2006/12/1のデータはそのまま利用することにした。すると計測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=110288.0( $p$ 値=0.014),  $p_t$ の係数の推定値=-7.039( $p$ 値=0.008),  $R^2=0.485$ ,  $DW=1.548$

である。DW の値をみると系列相関の問題は発生していないことが分かる。したがってドイツ証券については2007/3/2のデータのみを除外した測定結果を採用することにする。

## 5.6 UBS

UBS のデータは2006/12/1のデータ以外はすべてそろっている。そのため標本の大きさは13となり、標本の大きさ13で超過需要関数の測定を行ってみる。結果は以下ようになった。回帰式における定数項の推定値 $= -26235.9$  ( $p$  値 $=0.423$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=1.082$  ( $p$  値 $=0.565$ )、 $R^2=0.031$ 、 $DW=1.333$ である。DW の値から系列相関の問題は発生していないが、経済モデルの当てはまりの程度はほとんどないことが分かる。

2007/3/2におけるUBSのポジションは15205枚の売り越しのポジションであった。前週の2007/2/23におけるポジションは4253枚の売り越しのポジションであり、SQ日直前の2007/3/2におけるポジションはかなり大きな売り越しのポジションとなっている。そこで2007/3/2のデータを除外して測定を行いなおしてみよう。結果は以下ようになった。回帰式における定数項の推定値 $= -17461.6$  ( $p$  値 $=0.359$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=0.612$  ( $p$  値 $=0.573$ )、 $R^2=0.033$ 、 $DW=0.821$ である。2007/3/2のデータを除外しない場合とほぼ同様の結果になった。

2006/12/1から2007/1/26までのデータを利用して計測を行ってみよう。結果は以下ようになった。回帰式における定数項の推定値 $=48664.5$  ( $p$  値 $=0.073$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $= -3.276$  ( $p$  値 $=0.047$ )、 $R^2=0.508$ 、 $DW=2.418$ である。 $R^2$ の値からモデルの説明力は上昇し、DW の値から系列相関の問題は発生していない。UBSについてはモデル2は観測期間の後半については当てはまりの程度が低いようである。

UBSの超過需要関数の測定を行う期間をもう1週間先に延ばしてみる。測定を行う期間を2006/12/1から2007/2/2までとしてみる。したがって標本の大きさは9となる。測定結果は以下ようになった。回帰式における定数項の推定値 $=43708.1$  ( $p$  値 $=0.047$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $= -2.983$  ( $p$  値 $=0.026$ )、

$R^2=0.532$ ,  $DW=2.532$ である。計測を行う期間をもう1週間先に延ばすと、計測結果は向上することになる。

UBSの超過需要関数の測定を行う期間をさらにもう1週間先に延ばしてみる。測定を行う期間を2006/12/1から2007/2/9までとしてみる。したがって標本の大きさは10となる。測定結果は以下のようになった。回帰式における定数項の推定値 $=34200.0$ ( $p$ 値 $=0.097$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=-2.419$ ( $p$ 値 $=0.052$ )、 $R^2=0.394$ ,  $DW=2.013$ である。標本の大きさを1増やしたことで測定を行う期間を2006/12/1から2007/2/2までとした場合よりもモデルの説明力は低下したことになる。

UBSの超過需要関数の測定を行う期間をさらにもう1週間先に延ばして、測定を行う期間を2006/12/1から2007/2/16までとしてみる。したがって標本の大きさは11となる。測定結果は以下のようになった。回帰式における定数項の推定値 $=5932.7$ ( $p$ 値 $=0.778$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=-0.757$ ( $p$ 値 $=0.538$ )、 $R^2=0.043$ ,  $DW=1.150$ である。2007/2/16のデータを加えて測定をすると説明力は著しく低下することになる。SQ日が近付くにつれて、UBS特有の要因が大きく働きモデル2の説明力は低下してしまう。

そこでモデル1によってUBSの超過需要関数の計測を試みた。2006/12/1から2007/1/26までのデータを利用して計測を行っているが、1期前のポジションの値を利用する都合上、標本の大きさは12となっている。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 $=-8248.1$ ( $p$ 値 $=0.002$ )、1期前のポジション  $X_{t-1}$ の係数の推定値 $=-0.024$ ( $p$ 値 $=0.931$ )、日経平均先物価格の変動  $\Delta p_t$ の係数の推定値 $=6.241$ ( $p$ 値 $=0.000$ )、 $R^2=0.767$ ,  $DW=1.832$ である。モデルの当てはまりの程度は悪くはないが、1期前のポジションの値は今期のポジションの決定要因ではないことが分かる。UBSのポジションを決定しているのは、日経平均先物価格の変動であり、UBSが価格の変動を利用した取引戦略を採用していた可能性を示唆している。

## 5.7 リーマン

リーマンのデータは2007/2/2のデータが抜け落ちているが、それ以外のデー

タはそろっている。リーマンのポジションは2006/12/1から2007/1/26までは売り越しのポジションであるが、2007/2/2のデータが抜け落ちた後は買い越しのポジションに転じている。そこで2007/2/2のデータが抜け落ちているが、利用可能なデータをすべて利用してリーマンの超過需要関数の計測を行ってみよう。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 $=-41415.0$  ( $p$ 値 $=0.348$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=2.308$  ( $p$ 値 $=0.368$ )、 $R^2=0.074$ 、 $DW=0.729$ である。 $R^2$ の値から当てはまりの程度はほとんどないことが分かる。

リーマンについては2007/2/2のデータが抜け落ちており、また2007/2/9からは買い越しのポジションへと転じているので、2007/2/9以降のデータを除外して計測を行いなおしてみる。したがって計測を行う期間は2006/12/1から2007/1/26となり、標本の大きさは9である。回帰式における定数項の推定値 $=69613.7$  ( $p$ 値 $=0.011$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=-4.340$  ( $p$ 値 $=0.008$ )、 $R^2=0.653$ 、 $DW=2.255$ である。2006/12/1から2007/1/26の期間についてはモデル2の当てはまりが高いことが分かる。売り越しのポジションとなる2007/2/9以降はこれまでとは異なる戦略を採用している可能性が高い。

## 5.8 みずほ証券

みずほ証券のポジションは2006/12/1、2006/12/8、2007/1/12、2007/1/26のデータが抜け落ちているが、連続したデータであるとみなして計測を行ってみよう。標本の大きさは10となるが、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 $=36026.2$  ( $p$ 値 $=0.020$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=-2.326$  ( $p$ 値 $=0.012$ )、 $R^2=0.568$ 、 $DW=1.810$ である。統計的には申し分のない結果であるために、この結果を採用することにする。

## 5.9 モルガン S

モルガンのデータは2006/12/1から2007/3/2までの週次のデータはすべてそろっている。そこで大きさ14の標本によりモルガン S の超過需要関数の計測を行った。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 $=61313.8$  ( $p$ 値 $=0.001$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=-3.810$  ( $p$ 値 $=0.000$ )、 $R^2=$

0.671,  $DW=1.967$ である。みずほ証券と同様に統計的には申し分のない結果であるために、この結果を採用することにする。

## 5.10 メリル日本

メリル日本のデータは連続していない。2007/1/19, 2007/2/9, 2007/2/23におけるメリル日本のポジションを入手することができない。入手できないデータはあるものの、利用可能な標本の全てを利用して、メリル日本の超過需要関数の計測を行ってみる。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 $=-17160.0$ ( $p$ 値 $=0.377$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=0.875$ ( $p$ 値 $=0.438$ )、 $R^2=0.068$ ,  $DW=1.330$ , 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ほとんどないことが分かる。

そこでロールオーバーの影響があると思われる2006/12/1のデータを除外して計測を行うことにした。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 $=-34933.2$ ( $p$ 値 $=0.133$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=1.899$ ( $p$ 値 $=0.157$ )、 $R^2=0.234$ ,  $DW=1.280$ , 標本の大きさ $=10$ である。 $R^2$ の値は先ほどよりも改善されているが、パラメータの推定値は統計的に有意ではない。

ロールオーバーの影響があると思われる2006/12/1と2007/3/2のデータを除外して計測を行うことにした。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 $=-36445.2$ ( $p$ 値 $=0.004$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=1.964$ ( $p$ 値 $=0.006$ )、 $R^2=0.684$ ,  $DW=1.713$ である。標本の大きさは9となってしまうものの、統計的には申し分のない結果であるために、この結果を採用することにする。超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は理論とは逆のプラスの値になっている。

## 5.11 ソシエテ

ソシエテのデータはすべてそろっているので、標本の大きさ14で超過需要関数の計測を行ってみる。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 $=-167186.0$ ( $p$ 値 $=0.022$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=11.484$ ( $p$ 値 $=0.009$ )、 $R^2=0.446$ ,  $DW=1.418$ である。統計的には問題のない結果である。



ソシエテの超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は11.484でかなり大きな値であり、しかもプラスの値となっている。

## 5.12 日興シティ

日興シティのデータは2006/12/1から2007/3/2までの週次のデータはすべてそろっている。そこで標本の大きさ14で日興シティの超過需要関数の計測を行ってみる。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=-24752.7( $p$ 値=0.384),  $p_t$ の係数の推定値=1.852( $p$ 値=0.266),  $R^2=0.102$ ,  $DW=0.591$ である。 $R^2$ から経済モデルの当てはまりの程度は低く、 $DW$ の値から系列相関の問題も発生していることが分かる。

日興シティの2006/12/1におけるポジションは125枚の売り越しのポジションであり、前限月のポジションをロールオーバーしていないといえる。そこで日興シティの2006/12/1のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみた。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=13910.7( $p$ 値=0.578),  $p_t$ の係数の推定値=-0.358( $p$ 値=0.803),  $R^2=0.006$ ,  $DW=0.671$ である。2006/12/1のデータを除外したとしても結果はさほど変わらない。

2006/12/1に加えて、次限月へのロールオーバーの可能性のある2007/3/2のデータも除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。日興シティの2007/3/2におけるポジションは3479枚の買い越しのポジションであった。前週のポジションは5254枚の買い越しのポジションであり、前週と比較すると大きく減少しているため2007年6月限へとロールオーバーを進めている可能性がある。すると次のような結果となった。回帰式における定数項の推定値=18896.0( $p$ 値=0.370),  $p_t$ の係数の推定値=-0.626( $p$ 値=0.602),  $R^2=0.028$ ,  $DW=0.971$ である。2006/12/1のデータを除外して計測を行いなおした場合の結果はさほど変わらないことが分かる。

このような場合に観測期間の前半と後半で取引戦略を変えている可能性があるために2006/12/1, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して計測を行いなおしてみよう。すると次のような結果となった。回帰式における定数項の推定値=-6469.8( $p$ 値=0.783),  $p_t$ の係数の推定値=0.859( $p$ 値=0.533),  $R^2=$

0.045, DW=0.894である。2006/12/1, 2007/3/2のデータを除外した場合に得られた結果とほとんど変わらない。

2006/12/1, 2007/2/23, 2007/3/2のデータに加えて2007/2/16のデータも除外して測定を行ってみる。すると次のような結果となった。回帰式における定数項の推定値=-22810.9( $p$ 値=0.421),  $p_t$ の係数の推定値=1.819( $p$ 値=0.279),  $R^2=0.144$ , DW=0.882である。2006/12/1, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して計測を行った場合と同様に系列相関の問題が発生しているが,  $R^2$ の値からモデルの説明力はわずかではあるが向上していることが分かる。

2006/12/1, 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータに加えて2007/2/9のデータも除外して日興シティの超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。すると次のような結果となった。回帰式における定数項の推定値=-34959.2( $p$ 値=0.249),  $p_t$ の係数の推定値=2.539( $p$ 値=0.162),  $R^2=0.259$ , DW=0.883である。2006/12/1, 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して計測を行った場合に比べると説明力はさらに向上している。

観測期間の前半については経済モデルの説明力が高いことが予想されるために2006/12/1のデータは除外せずに計測を行うことにする。したがって除外されるデータは2007/2/9, 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータである。これにより超過需要関数の計測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=-90373.0( $p$ 値=0.024),  $p_t$ の係数の推定値=5.751( $p$ 値=0.017),  $R^2=0.533$ , DW=1.028, size=10である。以前に比べると測定結果は向上しているため, 観測期間の前半についてはモデル2が当てはまっている可能性が高いと言える。

さらに2007/2/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみる。したがって除外されるデータは2007/2/2, 2007/2/9, 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータである。これにより超過需要関数の計測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=-108551.0( $p$ 値=0.021),  $p_t$ の係数の推定値=6.834( $p$ 値=0.015),  $R^2=0.591$ , DW=1.216, size=9である。2007/2/9, 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外した場合と比較するとさらに計測結果は改善され, DWの値から完

全に系列相関の問題は発生していないことが分かる。

観測期間の後半については戦略を変えているようであるために2007/1/26から2007/3/2までの週次のデータを除外して、大きさ8の標本により日興シティの超過需要関数の計測を行った。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 $= -126941.0$  ( $p$  値 $=0.016$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=7.937$  ( $p$  値 $=0.012$ )、 $R^2=0.675$ 、 $DW=1.586$ である。

観測期間の前半についてはモデル2の当てはまりがよいことが明らかになった。観測期間の全体に当てはまるような経済モデルはないのであろうか？ 観測期間全体についてモデル1によって日興シティの超過需要関数の計測を行ってみる。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 $=4507.45$  ( $p$  値 $=0.006$ )、1期前のポジション  $X_{t-1}$ の係数の推定値 $=0.412$  ( $p$  値 $=0.030$ )、日経平均先物価格の変動  $\Delta p_t$ の係数の推定値 $=2.280$  ( $p$  値 $=0.085$ )、 $R^2=0.426$ 、 $DW=1.307$ である。日経平均先物価格の変動  $\Delta p_t$ の係数の推定値は有意水準を10%とすると統計的に有意であるから、観測期間全体を考えるとモデル1の方がよいことが分かり、価格の変動が要因となるような取引戦略を観測期間全体としては採用していたことが分かる。

### 5.13 カリヨン

2006/12/1のポジションのデータは存在しない。2006/12/8から2007/3/2までのポジションのデータは存在している。大きさ13の標本によりカリヨン証券の超過需要関数を測定してみ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 $=5777.80$  ( $p$  値 $=0.752$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=0.002$  ( $p$  値 $=0.998$ )、 $R^2=0.000$ 、 $DW=0.981$ である。この経済モデルは全くあてはまらないことが分かる。

ポジションをロールオーバーしていると考えられる2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。標本の大きさは12となる。回帰式における定数項の推定値 $=9695.21$  ( $p$  値 $=0.533$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $= -0.208$  ( $p$  値 $=0.814$ )、 $R^2=0.006$ 、 $DW=1.130$ である。やはり2006/12/8から2007/3/2までの期間と同様にモデルはまったくあてはまっていないことが分か

る。

カリヨン証券の場合、このように計測を行う期間をいかに変えてもうまくいかなかった。そのためモデル2で説明できるような行動をカリヨン証券は取っていないと判断することができる。

そこで観測期間全体についてモデル1によってカリヨン証券の超過需要関数の計測を行ってみる。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=1465.09( $p$ 値=0.442), 1期前のポジション  $X_{t-1}$ の係数の推定値=0.718( $p$ 値=0.032), 日経平均先物価格の変動  $\Delta p_t$ の係数の推定値=2.003( $p$ 値=0.065),  $R^2=0.407$ ,  $DW=1.688$ である。日経平均先物価格の変動  $\Delta p_t$ 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。したがって2007年3月限についてはカリヨン証券は日経平均株価の価格変動を重視するような取引戦略を採用していたことになる。

#### 5.14 ドレスナー

カリヨン証券と同様に2006/12/1のポジションのデータを日本経済新聞からは入手することはできない。2006/12/8から2007/3/2までのポジションのデータは存在している。大きさ13の標本によりドレスナー証券の超過需要関数を測定してみ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=-20081.5( $p$ 値=0.211),  $p_t$ の係数の推定値=1.699( $p$ 値=0.078),  $R^2=0.256$ ,  $DW=0.525$ ,  $size=12$ である。 $p_t$ の係数の推定値は有意水準を10%としなければ統計的に有意ではないが、 $DW$ の値から系列相関の問題が発生している。

モデルの当てはまりの程度をもう少し高めるために計測する期間を工夫してみよう。ロールオーバーの影響が大きいと思われる2007/3/2のデータを除外して計測を行ってみる。したがって計測を行う期間は2006/12/8から2007/2/23までである。計測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=-18487.2( $p$ 値=0.249),  $p_t$ の係数の推定値=1.614( $p$ 値=0.094),  $R^2=0.255$ ,  $DW=0.566$ ,  $size=11$ 。モデルの当てはまりの程度も低く、系列相関の問題が発生している。

そこで2007/3/2のデータに加えて2007/2/23のデータを除外して計測を行ってみよう。計測を行う期間は2006/12/8から2007/2/16までである。計測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 $= -34341.2$  ( $p$  値 $=0.090$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=2.541$  ( $p$  値 $=0.039$ )、 $R^2=0.394$ 、 $DW=0.827$ 、 $size=10$ 。計測を行う期間を2006/12/8から2007/2/23までとした場合の計測結果と比較すると、結果は向上しているが、依然として系列相関の問題は解決していない。

さらに計測期間を工夫してみよう。2007/3/2、2007/2/23のデータに加えて2007/2/16のデータを除外して計測を行ってみよう。計測を行う期間は2006/12/8から2007/2/9までである。計測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 $= -43398.8$  ( $p$  値 $=0.119$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=3.072$  ( $p$  値 $=0.068$ )、 $R^2=0.398$ 、 $DW=0.824$ 、 $size=9$ 。計測を行う期間をさらに短くしてみたが、計測結果に改善は見られない。

そこで誤差項に1階の自己回帰過程を仮定して超過需要関数の推定を行いなおしてみよう。回帰式における定数項の推定値 $= -5420.4$  ( $p$  値 $=0.622$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=0.827$  ( $p$  値 $=0.199$ )、1階の自己回帰過程の係数の推定値 $=0.783$  ( $p$  値 $=0.000$ )、 $R^2=0.692$ 、 $DW=0.791$ 、 $size=13$ 。系列相関の問題はこのままでは解決することが不可能であるために、モデル3によって計測を行う必要がある。

## 5.15 GS

GSのデータについては観測期間についてすべて得られていない。2007/1/5、2007/1/19のデータを日本経済新聞から入手することは不可能であった。そこで2006/12/1から2007/3/2までの利用可能なデータを全て利用して超過需要関数の計測を行ってみた。計測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 $= -98532.2$  ( $p$  値 $=0.013$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=6.033$  ( $p$  値 $=0.010$ )、 $R^2=0.505$ 、 $DW=1.358$ 、 $size=12$ 。モデルの当てはまりの程度もさほど悪くないため、この計測結果を採用することにした。

### 5.16 Jモルガン

2006/12/1のポジションは日本経済新聞に掲載されたが、翌週からは掲載されていない。2006/12/15から2007/1/12までのJモルガンのポジションは日本経済新聞から入手することはできなかった。利用可能なデータを利用して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。回帰式における定数項の推定値 $= -49177.1$  ( $p$ 値 $=0.312$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=3.053$  ( $p$ 値 $=0.278$ )、 $R^2=0.192$ ,  $DW=0.599$ ,  $size=8$ 。

2006/12/8のデータを除外して計測を行うと、次のような計測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 $= -27886.0$  ( $p$ 値 $=0.741$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=1.848$  ( $p$ 値 $=0.701$ )、 $R^2=0.032$ ,  $DW=0.417$   $size=7$ 。経済モデルの説明力は著しく低下してしまった。計測期間を工夫したとしても、計測を行うことは困難であった。

### 5.17 大和証券

2006/12/8のポジションは日本経済新聞に掲載されていないが、それ以外のポジションをすべて日本経済新聞で知ることができた。利用可能なすべての標本(2006/12/15から2007/3/2)を用いて計測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 $=3094.67$  ( $p$ 値 $=0.010$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $= -0.0966$  ( $p$ 値 $=0.123$ )、 $R^2=0.202$ ,  $DW=1.498$   $size=13$ 。  $p_t$ の係数の推定値は統計的に有意ではない。そこで計測期間を工夫することにする。

ロールオーバーの効果が疑われる2007/3/2のデータを除外してみよう。したがって計測期間は2006/12/15から2007/2/23までとなる。標本の大きさは12である。回帰式における定数項の推定値 $=3225.83$  ( $p$ 値 $=0.008$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $= -0.104$  ( $p$ 値 $=0.098$ )、 $R^2=0.255$ ,  $DW=1.131$ ,  $size=12$ 。  $DW$ の値から系列相関が疑われるようになってきた。

そこで2007/2/23のデータを除外して計測を行ってみる。したがって計測期間は2006/12/15から2007/2/16までとなる。回帰式における定数項の推定値 $=4444.48$  ( $p$ 値 $=0.003$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $= -0.175$  ( $p=0.023$ )、 $R^2=0.455$ ,  $DW=1.772$ ,  $size=10$ 。系列相関の問題も発生していないので、この結果を採

用することにする。

## 5.18 HSBC

HSBCのポジションは2006/12/1から2007/1/12までしか日本経済新聞から得られない。そうであっても超過需要関数の計測を行ってみると、次のような計測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 $= -23695.7$  ( $p$ 値 $=0.030$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=1.470$  ( $p$ 値 $=0.026$ )、 $R^2=0.663$ ,  $DW=1.758$ ,  $size=7$ 。標本の大きさは7しかないがこの計測結果を採用することにする。

## 5.19 東洋証券

東洋証券の2006/12/1におけるポジションは日本経済新聞に掲載されていないが、2006/12/8から2007/3/2までのポジションは日本経済新聞に掲載された。回帰式における定数項の推定値 $=6209.44$  ( $p$ 値 $=0.000$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=-0.281$  ( $p$ 値 $=0.000$ )、 $R^2=0.908$ ,  $DW=1.492$ ,  $size=12$ 。  $R^2$ の値からモデルの当てはまりの程度は高く、 $DW$ の値から系列相関の問題も発生していない。また推定値も統計的に有意である。そのため、この結果を採用することにする。

## 5.20 クレディ S

クレディスイスのデータは全部そろっていない。データとして得られないのは2006/12/15, 2006/12/22, 2007/1/5のポジションのデータである。そうであるにもかかわらず、2006/12/8から2007/3/2までの期間において利用可能なデータをすべて利用して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。回帰式における定数項の推定値 $=-101341.0$  ( $p$ 値 $=0.015$ )、 $p_t$ の係数の推定値 $=5.871$  ( $p$ 値 $=0.015$ )、 $R^2=0.501$ ,  $DW=2.633$ ,  $size=11$ 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り、推定値は統計的に有意である。標本の大きさはなるべく大きいほうが望ましいために、この結果を採用することにする。

## 5.21 トレイダーズ

2006/12/15, 2006/12/22のトレイダーズ証券の日経平均先物のポジションを日本経済新聞から入手することはできなかった。また2007/2/2から2007/3/2までの週次のデータも存在しない。2006/12/1, 2006/12/8, 2007/2/2~2007/3/2までのデータを利用して計測を行うと次のような計測結果を得ることができる。回帰式における定数項の推定値 $=-8010.47$  ( $p$  値 $=0.245$ ),  $p_t$ の係数の推定値 $=0.519$  ( $p$  値 $=0.207$ ),  $R^2=0.296$ ,  $DW=2.359$ ,  $size=7$ . モデルの当てはまりの程度も低く, 推定値も統計的に有意ではない。標本の大きさも十分でないために, これ以上の計測を行うことは不可能であった。

## 5.22 バークレイ

2006年12月1日のポジションは日本経済新聞には掲載された。しかし翌週の2006/12/8から2007/1/26までのポジションが日本経済新聞に掲載されることはなかった。その後, 2007/2/2から2007/3/2までのポジションは日本経済新聞に掲載された。そこで利用可能なポジションのデータをすべて利用して超過需要関数の計測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 $=29432.9$  ( $p$  値 $=0.029$ ),  $p_t$ の係数の推定値 $=-1.807$  ( $p$  値 $=0.023$ ),  $R^2=0.763$ ,  $DW=2.070$ ,  $size=6$ . 標本も限られるためにこの結果を採用することにする。

## 5.23 モデル2のまとめ

三菱UFJ証券, 野村証券, BNPパリバ, 三菱UFJ, ドイツ証券, リーマン, みずほ証券, モルガンS, 大和証券, 東洋証券, バークレイについては統計的に有意な超過需要曲線の傾きを示す負のパラメータの推定値を得ることができた。

超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値がプラスになったのはメリル日本, ソシエテ, 日興シティ, HSBC, クレディスイス, GSであった。ソシエテのパラメータの推定値はかなり大きな値となった。日興シティについては観測期間の前半についてのものである。



表 1：最小 2 乗法 (2007年 3 月限)

証券会社	$\beta_0$	$\beta_1$	$R^2$	DW	size
ドイツ	65616.2 (0.001)	-4.310 (0.000)	0.721	1.287	13
野村証券	35204.7 (0.149)	-2.407 (0.094)	0.216	1.356	14
BNP パリバ	96663.6 (0.001)	-6.140 (0.000)	0.689	2.088	14
三菱 UFJ	64874.6 (0.002)	-4.184 (0.001)	0.604	1.272	13
ドイツ	110288.0 (0.014)	-7.039 (0.008)	0.485	1.548	13
UBS	43708.1 (0.047)	-2.983 (0.026)	0.532	2.532	9
リーマン	69613.7 (0.011)	-4.340 (0.008)	0.653	2.255	9
みずほ証	36026.2 (0.020)	-2.326 (0.012)	0.568	1.810	10
モルガン S	61313.8 (0.011)	-3.810 (0.000)	0.671	1.967	14
メリル日本	-36445.2 (0.004)	1.964 (0.006)	0.901	1.713	9
ソシエテ	-167186.0 (0.022)	11.484 (0.009)	0.446	1.418	14
日興シティ	-108551.0 (0.021)	6.834 (0.015)	0.591	1.216	9
カリヨン	5777.80 (0.752)	0.002 (0.998)	0.000	0.981	13
ドレスナ	-20081.5 (0.211)	1.699 (0.078)	0.256	0.525	12
クレディ S	-101341.0 (0.015)	5.871 (0.015)	0.501	2.633	11

( )内は  $p$  値。

表1：最小2乗法(2007年3月限, つづき)

証券会社	$\beta_0$	$\beta_1$	$R^2$	DW	size
GS	-98532.2 (0.013)	6.033 (0.010)	0.505	1.358	12
Jモルガン	-49177.1 (0.312)	3.053 (0.278)	0.192	0.599	8
大和証券	4444.5 (0.003)	-0.175 (0.023)	0.455	1.772	10
HSBC	-23695.7 (0.030)	1.470 (0.026)	0.663	1.758	7
東洋証券	6209.4 (0.000)	-0.281 (0.000)	0.908	1.492	12
パークレイ	29432.9 (0.029)	-1.807 (0.023)	0.763	2.070	6

( )内はp値。

統計的に有意な超過需要曲線の傾きを得られなかったのはJモルガン、トレイダーズである。

UBS、カリヨン証券についてはモデル2ではなく、そのネットのポジションは日経平均先物の価格変動と1期前のネットのポジションを系統的要因とするモデル1の方が当てはまりの程度が高かった。ただUBSの場合、1期前のネットのポジションの係数の推定値は統計的に有意なものではなかった。

ドレスナー証券については系列相関の問題が発生し、超過需要関数のパラメータの推定を行う期間を工夫しただけでは統計的に有意なパラメータを得ることはできなかった。

超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値を見てわかるように、理論とは逆のプラスの値を示している証券会社はすべて外資系の証券会社である。株価が堅調に上昇しているときに、外資系の証券会社がかかなり強気の取引戦略を採用していたことを示している。

## 6 制約付最小 2 乗法

本節では最小 2 乗法による計測結果に基づいて制約付最小 2 乗法により計測を行い、各証券会社の子想価格分布の期待値を測定する。

### 6.1 大和 SMBC 証券

制約付最小 2 乗法によって超過需要関数を計測する場合には非線形の推定となるために推定すべきパラメータの初期値を設定しなければならない。大和 SMBC の場合には、予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値)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の推定値15224.4( $p$  値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値=-4.310( $p$  値=0.000)、 $R^2=0.721$ ,  $DW=1.287$ , 標本の大きさ=13である。予想価格分布の期待値、超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値ともに統計的に有意な値となった。

### 6.2 野村証券

野村証券の場合のパラメータの初期値は最小 2 乗法による計測の結果から、予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値)の初期値=-2.3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の推定値14625.4( $p$  値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値=-2.407( $p$  値=0.069)、 $R^2=0.216$ ,  $DW=1.356$ , 標本の大きさ=14である。説明変数：日経平均株価の係数の推定値は有意水準を 5%とすると有意ではないが、標本の大きさをなるべく大きくしたいので、この計測結果を採用することにした。

### 6.3 BNP パリバ

BNP パリバの場合のパラメータの初期値は最小2乗法による計測の結果から、予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均株価の水準の係数の推定値)の初期値=-6.1としている。すると次のようなパラメータの推定値を得ることができる。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値の推定値=15744.4( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値=-6.140( $p$ 値=0.000)、 $R^2=0.689$ ,  $DW=2.088$ , 標本の大きさ=14である。統計的には申し分のない結果なので、この計測結果を採用することにする。

### 6.4 三菱UFJ証券

三菱UFJ証券の場合のパラメータの初期値は最小2乗法による計測の結果から、予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値)の初期値=-4.1としている。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになる。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値の推定値=15506.3( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値=-4.184( $p$ 値=0.000)、 $R^2=0.604$ ,  $DW=1.272$ , 標本の大きさ=14である。統計的に全く問題がないためにこの推定結果を採用することにする。

### 6.5 ドイツ証券

ドイツ証券の場合のパラメータの初期値は最小2乗法による計測の結果から、予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値=-7.0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の推定値=15667.3( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値=-7.039( $p$ 値=0.001)、 $R^2=0.485$ ,  $DW=1.548$ , 標本の大きさ=13である。統計的に良好な結果であるために、この推定結果を採用することにする。

## 6.6 UBS

UBSの超過需要関数を計測する際にモデル2で計測を行うと、モデルの当てはまりの程度が低く、統計的に有意なパラメータの推定値を得ることはできなかった。そこでモデル1による計測結果に基づいて制約付最小2乗法によって計測を行いなおすことにする。制約付最小2乗法による情報の期待値の推定値=1321.5( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=6.241( $p$ 値=0.000)、1期前のポジションの係数の推定値=-0.024( $p$ 値=0.930)、 $R^2=0.767$ ,  $DW=1.859$ , 標本の大きさ=12である。1期前のポジションの係数の推定値は統計的に有意ではないが、超過需要関数の傾きを示すパラメータである説明変数：日経平均株価の係数の推定値は統計的に有意であるために、この計測結果を採用することにする。

## 6.7 リーマン

リーマンの場合のパラメータの初期値は最小2乗法による計測の結果から、予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値の初期値=-4.3としている。リーマンの場合、途中でデータが1営業日だけ欠けているので、欠けた営業日の前の週の営業日までのデータを利用して計測を行っている。制約付最小2乗法による予想価格分布の期待値の推定値16043.8( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=-4.339( $p$ 値=0.000)、 $R^2=0.653$ ,  $DW=2.255$ , 標本の大きさ=9である。予想価格分布の期待値も妥当な値であるために、この計測結果を採用することにする。

## 6.8 みずほ証券

みずほ証券の場合にはリーマン以上にデータが欠けているが、連続したものとして扱っていることは既に述べている。リーマンの場合のパラメータの初期値は最小2乗法による計測の結果から、予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均株価の係数の推定値)の初期値=-2.3としている。このようにして制約付最小2

乗法による計測を行った結果以下のような計測結果を得ることができた。予想価格分布の期待値の推定値15490.8( $p$ 値=0.000), 回帰式における説明変数: 日経平均株価の係数の推定値=-2.326( $p$ 値=0.001),  $R^2=0.568$ ,  $DW=1.810$ , 標本の大きさ=10である。

## 6.9 モルガンS

モルガンSのデータはすべてそろっているので, 最小2乗法によって計測されたパラメータを基に制約付最小2乗法によって計測を行いなおしてみた。予想価格分布の期待値の初期値=13000円, 超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値=-3.8としている。予想価格分布の期待値の推定値16095.1( $p$ 値=0.000), 回帰式における説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値=-3.809( $p$ 値=0.000),  $R^2=0.671$ ,  $DW=1.967$ , 標本の大きさ=14である。最小2乗法で計測を行った場合と同様に良好な計測結果であるために, この計測結果を採用することにする。

## 6.10 メリル日本

データは連続していないものの, 最小2乗法による結果から先に示した大きさ9の標本によって制約付最小2乗法によって超過需要関数の測定を行い直してみる。なお初期値は以下のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値=13000円, 超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値=1.964である。予想価格分布の期待値の推定値18555.5( $p$ 値=0.000), 回帰式における説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値=1.964( $p$ 値=0.000),  $R^2=0.684$ ,  $DW=1.713$ , 標本の大きさ=9である。予想価格分布の期待値の推定値は他の証券会社に比較すると高めに推定されているが, その推定結果を採用することにする。

## 6.11 ソシエテ

ソシエテのポジションのデータは連続して入手することが可能であったため,

大きさ14の標本すべてを利用して制約付最小2乗法で超過需要関数の測定を行いなおしてみる。最小2乗法によるパラメータの推定結果に基づき、初期値は以下のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値の初期値=11.484である。予想価格分布の期待値の推定値14558.5( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=11.484( $p$ 値=0.002)、 $R^2=0.446$ 、 $DW=1.418$ 、標本の大きさ=14である。ソシエテの場合、予想価格分布の期待値が極端に推定される場合があるが、2007年3月限については妥当な水準で推定されている。

## 6.12 日興シティ

先に行った最小2乗法での測定結果から、日興シティについては観測期間の後半において戦略を変えている可能性があるために、観測期間の前半のデータのみを用いてパラメータの推定を行ってみる。既に行ってある最小2乗法による日興シティの日経平均先物契約の超過需要関数のパラメータの推定結果に基づき、初期値は以下のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値=7.93である。予想価格分布の期待値の推定値15883.6( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=6.834( $p$ 値=0.001)、 $R^2=0.591$ 、 $DW=1.216$ 、標本の大きさ=9である。予想価格分布の期待値は当時の日経平均の水準を考えると妥当なものであるが、モデル1によって観測期間の全体については超過需要関数の計測を制約付最小2乗法により行いなおしてみる必要がある。

モデル1により制約付最小2乗法によって超過需要関数のパラメータを推定してみると次のような結果を得ることができた。なお初期値であるが予想価格についての情報の分布の平均の推定値の初期値=1000、回帰式における $\Delta p_t$ の係数の推定値の初期値=2.0、1期前のネットのポジション $X_{t-1}$ の係数の推定値=0.0としている。このように初期値を設定して制約付最小2乗法によりパラメータの推定を行ったところ以下のような結果を得ることができた。予想価

格についての情報の分布の平均の推定値 $=-1976.94$ ( $p$ 値 $=0.090$ )、回帰式における $\Delta p_t$ の係数の推定値 $=2.280$ ( $p$ 値 $=0.056$ )、 $X_{t-1}$ の係数の推定値 $=0.412$ ( $p$ 値 $=0.012$ )、修正 $R^2=0.426$ 、 $DW=1.309$ 、標本の大きさ $=13$ である。予想価格についての情報の分布の平均の推定値はマイナスであり、しかも有意水準を10%とすると統計的に有意となっている。 $\Delta p_t$ の係数の推定値は本来マイナスの値であるが、日興シティの場合にはプラスの値となっている。モデル1によれば、観測期間の全体について超過需要関数の傾きを示すパラメータの値を推定することは可能である。しかし予想価格分布の期待値の推定値を求めることはできず、日興シティの場合であれば、観測期間中に平均すると $-1976.94$ 円の予想価格の修正をもたらすマイナスの情報を受け取っていることしかわからない。2006年12月限の予想価格分布の期待値を推定することができれば、その値から $-1976.94$ 円を計算することで、日興シティの予想価格分布の期待値を計算することも可能である。

モデル2による超過需要関数の測定では、 $p_t$ の係数の推定値、つまり超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は $6.834$ ( $p$ 値 $=0.001$ )、標本の大きさ $=9$ であった。モデル1を制約付最小2乗法によってそのパラメータを推定したところ、超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は $2.280$ ( $p$ 値 $=0.056$ )であった。

### 6.13 カリヨン

モデル2による単純回帰分析ではカリヨンの超過需要関数の統計的に有意なパラメータを得ることはできなかった。初期値は以下のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値 $=13000$ 円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値 $=10.0$ である。このような初期値を設定して制約付最小2乗法によって超過需要関数のパラメータの推定を行うと次のような値を推定することができた。予想価格分布の期待値の推定値 $44451.2$ ( $p$ 値 $=0.735$ )、回帰式における $p_t$ の係数の推定値 $=-0.221$ ( $p$ 値 $=0.836$ )、 $R^2=0.004$ 、 $DW=0.858$ 、標本の大きさ $=13$ である。超過需要関数の両パラメータはともに統計的に有意な値ではなく、モデル



の当てはまりはほとんどない。

先に示した回帰分析による結果からモデル2の当てはまりは全くないことが明らかとなった。そこでモデル1によって制約付最小2乗法を適用してみよう。なお初期値であるが予想価格についての情報の分布の平均の推定値の初期値=1000、回帰式における $\Delta p_t$ の係数の推定値の初期値=2.0、 $X_{t-1}$ の係数の推定値=0.0としている。このように初期値を設定して制約付最小2乗法によりパラメータの推定を行ったところ以下のような結果を得ることができた。予想価格についての情報の分布の平均の推定値=-731.629( $p$ 値=0.476)、回帰式における $\Delta p_t$ の係数の推定値=2.003( $p$ 値=0.036)、 $X_{t-1}$ の係数の推定値=0.718( $p$ 値=0.011)、修正 $R^2=0.407$ 、 $DW=1.687$ 、標本の大きさ=12である。超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値と $X_{t-1}$ の係数の推定値は有意水準5%で統計的に有意である。しかし予想価格についての情報の分布の平均の推定値は統計的に有意ではないために、予想価格分布の期待値を求めるためにはこれを利用することはできない。

## 6.14 ドレスナー

先に行った回帰分析の結果から、系列相関の問題が発生していたが、制約付最小2乗法によってパラメータの推定を行ってみよう。初期値は以下のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の初期値=1.7である。このように初期値を設定すると制約付最小2乗法によって次のようなパラメータの推定値を得ることができた。予想価格分布の期待値の推定値=11818.7( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=1.699( $p$ 値=0.052)、 $R^2=0.256$ 、 $DW=0.525$ 、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。ドレスナー証券についてはモデル3によって計測を行いなおす必要がある。

## 6.15 GS

GSの場合には連続的にデータを取得することはできないが、利用可能なデ

一夕の全てを利用して計測すると単純回帰によって良好なパラメータの推定値を得ることができた。そのパラメータに基づいて制約付最小2乗法を行う場合の初期値を以下のように設定した。予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値=6.0である。制約付最小2乗法による超過需要関数のパラメータの推定値は次のような値を得ることができた。予想価格分布の期待値の推定値16331.0( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=6.033( $p$ 値=0.001)、 $R^2=0.505$ ,  $DW=1.358$ , 標本の大きさ=12である。予想価格分布の期待値の推定値も極端なものではないために、この結果を採用することにする。

### 6.16 Jモルガン

観測期間の前半のデータが欠落してしまっているが、OLSの場合と同様に利用可能なデータの全てを利用して制約付最小2乗法によって超過需要関数の計測を行ってみる。計測を行うにあたり初期値は次のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値=3.0である。このような初期値を設定してパラメータの推定を行った結果次のような推定値を得ることができた。予想価格分布の期待値の推定値=16108.4( $p$ 値=0.000)、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=3.053( $p$ 値=0.232)、 $R^2=0.192$ ,  $DW=0.599$ , 標本の大きさ=8である。予想価格分布の期待値の推定値は16108.4円であるが、 $DW$ の値から系列相関の問題が発生しているために、参考的な値となる。

### 6.17 大和証券

先に行った最小2乗法による計測結果から、SQ日に近い営業日のネットのポジションのデータを利用すると統計的に有意なパラメータを得ることができないのであった。OLSによるパラメータの推定結果に基づき初期値は次のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線

の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値 $= -0.2$ である。このような初期値を設定して制約付最小2乗法により超過需要関数のパラメータを推定したところ次のような値を求めることができた。予想価格分布の期待値の推定値 $= 25411.0$ ( $p$ 値 $= 0.000$ )、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $= -0.1749$ ( $p$ 値 $= 0.006$ )、 $R^2=0.455$ 、 $DW=1.772$ 、標本の大きさ $= 10$ である。予想価格分布の期待値の推定値は25411.0円であり、観測期間における日経平均株価の水準を考えるとかなり高い数値であるといえる。しかし統計的には申し分のない数値であるために、この推定値を採用することにする。

## 6.18 HSBC

HSBCの標本の大きさは小さいが制約付最小2乗法によって超過需要関数の計測を行ってみよう。予想価格分布の期待値の初期値 $= 13000$ 円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値 $= 1.7$ である。このように初期値を設定すると次のようなパラメータの推定値を求めることができた。予想価格分布の期待値の推定値 $= 16119.3$ ( $p$ 値 $= 0.000$ )、回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $= 1.470$ ( $p$ 値 $= 0.002$ )、 $R^2=0.663$ 、 $DW=1.758$ 、標本の大きさ $= 7$ である。予想価格分布の期待値の推定値も極端なものでないために、この結果を採用することにする。

## 6.19 東洋証券

これまでに東洋証券の超過需要関数を計測したことはないと思われる。この限月だけデータがそろっているので制約付最小2乗法によっても超過需要関数のパラメータの推定を行ってみる。最小2乗法による推定結果に基づき初期値は次のように設定した。予想価格分布の期待値の初期値 $= 13000$ 円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値 $= -0.28$ である。すると次のような推定値を得ることができた。予想価格分布の期待値の推定値 $= 22129.1$ ( $p$ 値 $= 0.000$ )、回帰式における説明

変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $=-0.281$  ( $p$  値 $=0.000$ )， $R^2=0.908$ ， $DW=1.492$ ，標本の大きさ $=12$ である。予想価格分布の期待値の推定値は2万円を超えているが，日経平均株価が上昇している時期であるために，極端な値ではないと考えられる。それゆえ，この推定結果を採用しても問題がないと思われる。

## 6.20 クレディス

クレディスイスについてはデータが連続していないが，利用可能なデータの全てを利用して超過需要関数の計測を制約付最小2乗法によって行いなおしてみる。OLSでの超過需要関数のパラメータの推定値に基づき制約付最小2乗法を行うために必要な初期値を次のように設定している。予想価格分布の期待値の初期値 $=13000$ 円，超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値 $=2.6$ である。このような初期値を設定すると次のようなパラメータの推定値を得ることができた。予想価格分布の期待値の推定値 $=17261.7$  ( $p$  値 $=0.000$ )，回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $=5.871$  ( $p$  値 $=0.003$ )， $R^2=0.501$ ， $DW=2.633$ ，標本の大きさ $=11$ である。

## 6.21 トレイダース

トレイダース証券もこれまでにその超過需要関数の計測を行ったことのない証券会社である。そのため観測期間の前半のみのデータに基づくことになってしまうが，制約付最小2乗法によってその超過需要関数の計測をここでも行ってみよう。制約付最小2乗法を行うための初期値を次のように設定する。予想価格分布の期待値の初期値 $=13000$ 円，超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値)の初期値 $=0.5$ である。このような初期値を設定して制約付最小2乗法を行うと次のよう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。予想価格分布の期待値の推定値 $=15450.2$  ( $p$  値 $=0.000$ )，回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $=0.519$  ( $p$  値 $=0.148$ )， $R^2=0.296$ ， $DW=2.359$ ，標本の大きさ $=7$ 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%で統計的に有意なものではない。

## 6.22 バークレイ

バークレイの標本の大きさは小さいが、制約付最小2乗法によって超過需要関数の計測を行ってみる。予想価格分布の期待値の初期値=13000円、超過需要曲線の傾きの推定値(回帰式における説明変数：先物価格の係数の推定値)の初期値=-1.8である。このように設定すると次のよう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。予想価格分布の期待値の推定値=16287.7( $p$ 値=0.000), 回帰式における説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値=-1.807( $p$ 値=0.000),  $R^2=0.763$ ,  $DW=2.070$ , 標本の大きさ=6である。標本の大きさの制約もあるためにこの結果を採用することにする。

## 6.23 制約付最小2乗法のまとめ

予想価格分布の期待値、超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値ともに有意水準5%で統計的に有意な値となったのは、大和SMBC、BNPパリバ、三菱UFJ証券、ドイツ証券、みずほ証券、モルガンS、メリル日本、日興シティ、GS、HSBC、東洋証券、クレディSである。

UBSについてはモデル2の説明力がなく、モデル1によって超過需要関数を推定せざるを得なかった。そのためUBSの予想価格分布の期待値を推定することは不可能であった。UBSと同様な結果を得たのがカリヨン証券である。

ドレスナー証券、野村証券については、予想価格分布の期待値の推定値は有意水準5%で統計的に有意となったが、有意水準を10%とすると野村証券の超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値も統計的に有意となる。

予想価格分布の期待値の推定値が1万1000円台はBNPパリバ、ドレスナーの2社であった。予想価格分布の期待値の推定値が1万4000円台は野村証券、ソシエテの2社であった。

予想価格分布の期待値の推定値が1万5000円台は大和SMBC、三菱UFJ証券、ドイツ証券、みずほ証券、日興シティ、トレーダーズであった。

表2：制約付最小2乗法(2007年3月限)

証券会社	$\gamma$	$\beta_1$	$R^2$	DW	size
大和 SMBC	15224.4 (0.000)	-4.310 (0.000)	0.721	1.287	13
野村証券	14625.4 (0.000)	-2.407 (0.069)	0.216	1.356	14
BNPパリバ	11574.4 (0.000)	-6.140 (0.000)	0.689	2.088	14
三菱 UFJ 証券	15506.3 (0.000)	-4.184 (0.000)	0.604	1.272	14
ドイツ証券	15667.3 (0.000)	-7.039 (0.001)	0.485	1.548	13
UBS	測定不可	6.241 (0.000)	0.767	1.859	12
リーマン	16043.8 (0.000)	-4.339 (0.000)	0.653	2.255	9
みずほ証券	15490.8 (0.000)	-2.326 (0.000)	0.568	1.180	10
モルガン S	16095.1 (0.000)	-3.809 (0.000)	0.671	1.967	14
メリル日本	18555.5 (0.000)	1.964 (0.000)	0.684	1.713	9
ソシエテ	14558.5 (0.000)	11.484 (0.000)	0.446	1.418	14
日興シティ	15883.6 (0.000)	6.834 (0.001)	0.591	1.216	9
カリヨン	44451.2 (0.735)	6.834 (0.836)	0.004	0.858	13
ドレスナー	11818.7 (0.000)	1.699 (0.052)	0.256	0.525	13

( )内はp値.

表 2 : 制約付最小 2 乗法(2007年 3 月限)

証券会社	$\gamma$	$\beta_1$	$R^2$	DW	size
GS	16331.0 (0.000)	6.033 (0.001)	0.505	1.358	12
J モルガン	16108.4 (0.000)	3.053 (0.001)	0.192	0.599	8
大和証券	25411.0 (0.000)	-0.175 (0.006)	0.455	1.772	10
HSBC	16119.3 (0.000)	1.470 (0.002)	0.663	1.758	7
東洋証券	22129.1 (0.000)	-0.281 (0.000)	0.908	1.492	12
クレディ S	17261.7 (0.000)	5.871 (0.003)	0.501	2.633	11
トレーダーズ	15450.2 (0.000)	0.519 (0.148)	0.296	2.539	7
パークレイ	16287.7 (0.000)	-1.807 (0.000)	0.763	2.070	6

( )内は p 値。

予想価格分布の期待値が 1 万 6000 円台はリーマン、モルガン S、GS、J モルガン、HSBC であった。J モルガン、パークレイについては標本の大きさがかなり小さいため参考値である。

予想価格分布の期待値が 1 万 7000 円台はクレディ S、予想価格分布の期待値が 1 万 8000 円台はメリル日本である。

予想価格分布の期待値について比較的大きな値が推定されたのは大和証券である。その推定値は 25000 円台である。しかし日経平均自体が 1 万 8000 円台に乗せた場面もあるために、そう極端な値であるとは言えないであろう。東洋証券についても 22000 円という予想価格分布の期待値が推定されたが、同様の理由により、極端な値ではないと考えられる。

## 7 モデル3

系列相関の疑われるケースについてはモデル3によって超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。

### 7.1 野村証券

#### 7.1.1 大和 SMBC のネットのポジションを説明変数に加えた場合

大和 SMBC のネットのポジションを大口取引者として説明変数に加えた場合を考えよう。すると次のよう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。定数項  $\beta_0 = -21418.8$  ( $p$  値 = 0.616), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.667$  ( $p$  値 = 0.139), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.203$  ( $p$  値 = 0.651), 修正  $R^2 = 0.247$ ,  $DW = 1.546$  である。系列相関の問題は発生していないが, 経済モデルの当てはまりは悪く, 野村証券のネットのポジションと大和 SMBC のネットのポジションとの間に関係も存在しない。

ロールオーバーの影響がありその証券会社の固有の要因が強くなると思われる 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 のデータを除外して前半のデータに注目してみよう。その期間における超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになる。定数項  $\beta_0 = -59530.5$  ( $p$  値 = 0.484), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.698$  ( $p$  値 = 0.193), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 3.410$  ( $p$  値 = 0.508), 修正  $R^2 = 0.137$ ,  $DW = 1.171$  である。経済モデルの当てはまりの程度は低く, どのパラメータの推定値も統計的に有意なものではない。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22 の 4 営業日のデータを除外して超過需要関数の推定を行ってみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -1905.8$  ( $p$  値 = 0.950), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 1.353$  ( $p$  値 = 0.051), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 0.501$  ( $p$  値 = 0.777), 修正  $R^2 =$



0.329,  $DW=2.136$ である。この期間については大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は統計的に有意となっている。

### 7.1.2 BNPパリバのネットのポジションを説明変数に加えた場合

野村証券のネットのポジションを説明する関係式にBNPパリバのネットのポジションを説明変数として加えて、野村証券の超過需要関数の計測を行いなおしてみる。その結果次のよう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。定数項  $\beta_0=12036.8$  ( $p$  値=0.765), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.240$  ( $p$  値=0.479), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.936$  ( $p$  値=0.706), 修正  $R^2=0.115$ ,  $DW=1.335$ である。修正  $R^2$ の値から経済モデルの当てはまりは悪く、BNPパリバと野村証券のネットのポジションの変動との間には、全く関係がないことが分かる。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=51026.1$  ( $p$  値=0.383), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.084$  ( $p$  値=0.838), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-3.296$  ( $p$  値=0.359), 修正  $R^2=0.134$ ,  $DW=1.150$ である。どのパラメータの推定値も統計的に有意なものではない。

観測期間の後半に注目することにして2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2007/12/29のデータを除外して超過需要関数のパラメータの推定値を求めてみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=-16842.0$  ( $p$  値=0.815), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.127$  ( $p$  値=0.873), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=0.656$  ( $p$  値=0.884), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.749$ である。修正  $R^2$ の値から経済モデルの説明力は全くないことがわかる。

### 7.1.3 三菱UFJ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

大量の売玉を保有していた三菱UFJ証券のネットのポジションを野村証券のネットのポジションを説明する関係式(すなわち超過需要関数)に説明変数と

して加えて回帰分析を行ってみよう。回帰分析を行うと次のよう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。定数項  $\beta_0=7132.7$  ( $p$  値=0.837), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.433$  ( $p$  値=0.287), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.597$  ( $p$  値=0.780), 修正  $R^2=0.168$ ,  $DW=1.360$  である。これまでの証券会社と同様に, 野村証券のネットのポジションとの共変動はないようである。

2007年6月限へのロールオーバーの影響が疑われる2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。定数項  $\beta_0=42151.8$  ( $p$  値=0.531), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.182$  ( $p$  値=0.749), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-2.744$  ( $p$  値=0.507), 修正  $R^2=0.141$ ,  $DW=1.152$  である。超過需要関数のどのパラメータも統計的に有意ではない。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29のデータを除外して観測期間の後半に注目することにして野村証券の超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。定数項  $\beta_0=-6845.1$  ( $p$  値=0.869), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-1.807$  ( $p$  値=0.518), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.895$  ( $p$  値=0.748), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=2.009$  である。修正  $R^2$  の値から経済モデルの説明力は全くない。三菱UFJ証券のネットのポジションを説明変数に加えたとしても野村証券の超過需要関数を推定するための有効な方法にはなりえない。

#### 7.1.4 ドイツ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

今度はドイツ証券のネットのポジションを説明変数に加えて, 野村証券の超過需要関数を計測しなおしてみよう。OLSによって計測した結果, 以下のような超過需要関数のパラメータを得ることができた。定数項  $\beta_0=32455.7$  ( $p$  値=0.265), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.026$  ( $p$  値=0.848), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-2.229$  ( $p$  値=0.204), 修正  $R^2=0.077$ ,  $DW=1.323$  である。ドイツ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合にも, モデルの当てはまりの程度はほとんどない。野村証券

の場合、売り玉を保有する他の証券会社との間のネットのポジションの関連はないように思われる。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=63303.7$  ( $p$  値=0.146), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.040$  ( $p$  値=0.854), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-4.077$  ( $p$  値=0.121), 修正  $R^2=0.133$ ,  $DW=1.166$ である。除外しない場合よりも若干説明力は高まったものの、超過需要関数のパラメータの推定値はすべて統計的に有意ではない。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して観測期間の後半に着目してみよう。その期間に限定して超過需要関数を計測してみると次のようなパラメータの推定値を得ることができた。定数項  $\beta_0=-19468.5$  ( $p$  値=0.680), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.029$  ( $p$  値=0.867), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=0.736$  ( $p$  値=0.790), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.456$ である。観測期間の後半においてはモデル2の説明力は全くない。

### 7.1.5 UBSのネットのポジションを説明変数に加えた場合

UBSのネットのポジションを野村証券のネットのポジションの決定要因として加えてみよう。なおUBSの2006/12/1時点におけるネットのポジションは存在しないために標本の大きさは13となる。OLSによって推定された野村証券の超過需要関数のパラメータの値は次のようである。定数項  $\beta_0=24409.6$  ( $p$  値=0.385), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.231$  ( $p$  値=0.377), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-1.694$  ( $p$  値=0.295), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.303$ である。修正  $R^2$ の値からモデルの説明力は全くないことが分かる。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=27251.7$  ( $p$  値=0.633), 説明変数: 大口取引者の係

数の推定値  $\beta_1=0.394$  ( $p$  値=0.669), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=1.794$  ( $p$  値=0.615), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.149$ である。依然として経済モデルの説明力は全くない。

2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29のデータを除外して超過需要関数のパラメータの推定値を求めてみよう。超過需要関数の各パラメータは次のように推定された。定数項  $\beta_0=9801.9$  ( $p$  値=0.864), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.172$  ( $p$  値=0.654), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.867$  ( $p$  値=0.784), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.681$ である。モデルの説明力は全くないため、UBSのネットのポジションを説明変数に加えたとしても、野村証券の超過需要関数の計測における系列相関の問題を回避することはできない。

### 7.1.6 リーマンのネットのポジションを説明変数に加えた場合

続いてリーマンのネットのポジションを野村証券のネットのポジションの決定要因として加えてみる。すると次のよう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。定数項  $\beta_0=30698.1$  ( $p$  値=0.261), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.012$  ( $p$  値=0.946), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-2.138$  ( $p$  値=0.182), 修正  $R^2=0.023$ ,  $DW=1.044$ である。2007/2/2におけるリーマンのポジションは存在しないために標本の大きさは13となっている。修正  $R^2$ の値からまたもモデルの説明力はほとんどないことが分かる。

リーマン・ブラザーズ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合についても2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数の計測を行い直してみる。野村証券の超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=48866.9$  ( $p$  値=0.274), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.138$  ( $p$  値=0.716), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-3.172$  ( $p$  値=0.234), 修正  $R^2=0.023$ ,  $DW=0.954$ ,  $size=10$ である。修正  $R^2$ の値からモデルの説明力は全くないことが分かる。

リーマンについては観測期間の前半については除外してみよう。すなわち 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29, 2007/1/5, 2007/1/12 の 6 つのデータを除外して野村証券の超過需要関数の計測を行ってみた。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -5278.5$  ( $p$  値 = 0.829), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.266$  ( $p$  値 = 0.054), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -0.042$  ( $p$  値 = 0.976), 修正  $R^2 = 0.505$ ,  $DW = 2.313$ ,  $size = 7$  である。この推定結果から観測期間の後半においてはリーマンのネットのポジションと野村証券のネットのポジションは共変動していることがうかがえる。しかし野村証券の超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は統計的に有意ではない。

### 7.1.7 みずほ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

次にみずほ証券のネットのポジションを野村証券のネットのポジションの決定要因(すなわち大口取引者)として加えてみよう。定数項  $\beta_0 = -6668.2$  ( $p$  値 = 0.903), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = -0.070$  ( $p$  値 = 0.948), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -0.050$  ( $p$  値 = 0.988), 修正  $R^2 = 0.000$ ,  $DW = 2.675$  である。これもモデルの当てはまりの程度は全くゼロであり、野村証券のネットのポジションの変動とは全く関係がないことが明らかとなった。

みずほ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合についても 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 のデータを除外して野村証券の超過需要関数の計測を行い直してみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = 8694.3$  ( $p$  値 = 0.931), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = -0.672$  ( $p$  値 = 0.785), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -1.068$  ( $p$  値 = 0.856), 修正  $R^2 = 0.000$ ,  $DW = 2.552$ ,  $size = 7$  である。2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 のデータを除外しても説明力は全くない。

今度は観測期間の後半のみを対象としてみよう。2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29 を除外して超過需要関数の計測を行ってみよう。すると次のような超過需要関数のパラメータの値を得ることができた。

定数項  $\beta_0 = -35314.6$  ( $p$  値 = 0.685), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = -0.349$  ( $p$  値 = 0.824), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.700$  ( $p$  値 = 0.747), 修正  $R^2 = 0.000$ ,  $DW = 3.290$ ,  $size = 7$  である。観測期間の後半のみに注目しても経済モデルの説明力は全くない。

### 7.1.8 モルガン S のネットのポジションを説明変数に加えた場合

今度はモルガン S のネットのポジションを野村証券のネットのポジションの決定要因として加えてみる。すると野村証券の日経平均先物超過需要関数のパラメータは OLS により以下のように推定された。定数項  $\beta_0 = 34299.0$  ( $p$  値 = 0.407), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = 0.015$  ( $p$  値 = 0.978), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -2.351$  ( $p$  値 = 0.351), 修正  $R^2 = 0.074$ ,  $DW = 1.343$ ,  $size = 14$  である。モデルの当てはまりの程度はほとんどなく、モルガン S のネットのポジションとの共変動も存在しない。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数を計測してみよう。定数項  $\beta_0 = 74900.1$  ( $p$  値 = 0.196), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = 0.213$  ( $p$  値 = 0.719), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -4.780$  ( $p$  値 = 0.174), 修正  $R^2 = 0.144$ ,  $DW = 1.350$ ,  $size = 11$  である。2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外しない場合と比較して説明力が若干上がっただけで、統計的に有意なパラメータの推定値を得ることはできなかった。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29のデータを除外して2007年のみに注目してみよう。すると超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -23279.8$  ( $p$  値 = 0.666), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = 0.318$  ( $p$  値 = 0.637), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.049$  ( $p$  値 = 0.744), 修正  $R^2 = 0.000$ ,  $DW = 1.521$ ,  $size = 9$  である。超過需要関数のパラメータの推定値はすべて統計的に有意ではなく、修正  $R^2$  の値からモデルの説明力は全くなくなってしまう。

### 7.1.9 メリル日本証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

次にメリル日本証券のネットのポジションを野村証券のネットのポジションを決定する式の説明変数に加えて回帰分析を行いなおしてみる。すると回帰式のパラメータの推定値は以下のような値が得られた。定数項  $\beta_0=64974.6$  ( $p$  値=0.041), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.1479$  ( $p$  値=0.757), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-4.204$  ( $p$  値=0.027), 修正  $R^2=0.394$ ,  $DW=1.446$ ,  $size=11$ である。大口取引者の係数の推定値は統計的に有意ではないものの, 他の2つのパラメータの推定値は統計的に有意である。野村証券のネットのポジションを説明するためには, メリル日本証券のネットのポジションを説明変数に加えると, 超過需要曲線の傾きを示す統計的に有意なパラメータを得ることができる。ただデータは連続的なものではなくってしまう。

### 7.1.10 ソシエテのネットのポジションを説明変数に加えた場合

2007年3月限のネットのポジションが買い越しである証券会社のネットのポジションを野村証券のネットのポジションを説明する関係式に取り入れて回帰分析を行ってみよう。最初にソシエテのネットのポジションを説明変数に加えて, 野村証券の超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=12945.1$  ( $p$  値=0.650), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.133$  ( $p$  値=0.211), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.878$  ( $p$  値=0.621), 修正  $R^2=0.201$ ,  $DW=1.458$ ,  $size=14$ である。

ソシエテ・ジェネラル証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合について2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数を計測してみよう。定数項  $\beta_0=40171.9$  ( $p$  値=0.407), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.279$  ( $p$  値=0.676), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-2.609$  ( $p$  値=0.361), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.302$ ,  $size=10$ である。2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外したとしてもモデルの説明力は全くない。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29, 2007/1/5, 2007/1/12のデータを除外してみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のような値が得られた。定数項  $\beta_0=20533.5$  ( $p$  値=0.701), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.142$  ( $p$  値=0.796), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-1.254$  ( $p$  値=0.692), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.867$ ,  $size=7$  である。観測期間における前半のデータを除外したとしても経済モデルの説明力は全くない。

### 7.1.11 日興証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

日興証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合については利用可能なすべてのデータを利用して統計的に有意な結果を得ることができたので、日興証券については2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して回帰分析を行うことはしないことにする。

### 7.1.12 日興証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

次に日興シティのネットのポジションを野村証券のネットのポジションを決定する式の説明変数に加えてみよう。OLSによって野村証券の超過需要関数を計測すると以下のようなパラメータの推定値を得ることができた。定数項  $\beta_0=23880.5$  ( $p$  値=0.271), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.458$  ( $p$  値=0.052), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-1.560$  ( $p$  値=0.227), 修正  $R^2=0.353$ ,  $DW=1.507$ ,  $size=14$  である。超過需要関数の計測結果から日興シティのネットのポジションと野村証券のネットのポジションの間には関係がありそうである。

### 7.1.13 カリヨン証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

カリヨン証券のネットのポジションを野村証券のネットのポジションに系統的影響を与える変数としてみよう。そのようにして野村証券の超過需要関数のパラメータを推定すると次のような値を求めることができた。定数項  $\beta_0=18975.5$  ( $p$  値=0.506), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.063$  ( $p$



値=0.890), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -1.458$  ( $p$  値=0.376), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.457$ ,  $size=13$ である。モデルの当てはまりの程度は全くないために, カリヨン証券のネットのポジションと野村証券のネットのポジションの間には関係がないようである。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数を計測してみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のような値となった。定数項  $\beta_0=18975.5$  ( $p$  値=0.506), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = -0.063$  ( $p$  値=0.890), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -1.458$  ( $p$  値=0.376), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.457$ ,  $size=10$ である。この場合にも経済モデルの説明力は全くない。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29のデータを除外して観測期間の後半に注目してみよう。超過需要関数のパラメータの値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -18625.1$  ( $p$  値=0.676), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = 0.371$  ( $p$  値=0.497), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 0.553$  ( $p$  値=0.823), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.774$ ,  $size=9$ である。観測期間の後半に着目したとしても経済モデルの説明力は全くない。

#### 7.1.14 ドレスナー証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

ドレスナー証券のネットのポジションを野村証券の超過需要を決定する回帰式の説明変数に加えてみよう。定数項  $\beta_0=29903.5$  ( $p$  値=0.304), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = 0.575$  ( $p$  値=0.287), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -2.421$  ( $p$  値=0.188), 修正  $R^2=0.018$ ,  $DW=1.542$ ,  $size=13$ である。修正  $R^2$ の値から分かるように, モデルの当てはまりの程度はほとんどなく, ドレスナー証券と野村証券のポジションの間の関係も見られない。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して野村証券の超過需要関数を計測してみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=90934.2$  ( $p$  値=0.103), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値

$\beta_1=1.087$  ( $p$  値=0.131), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-6.266$  ( $p$  値=0.079), 修正  $R^2=0.211$ ,  $DW=1.689$ ,  $size=10$ である。日経平均先物価格の係数の推定値は有意水準を10%とすると統計的に有意となる。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29のデータを除外して観測期間の後半に注目してみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=-10582.3$  ( $p$  値=0.792), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.747$  ( $p$  値=0.362), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.210$  ( $p$  値=0.927), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=1.814$ ,  $size=9$ である。修正  $R^2$ の値からモデルの説明力は全くないことが分かる。

### 7.1.15 GSのネットのポジションを説明変数に加えた場合

GSのネットのポジションを野村証券の超過需要関数を意味する回帰式の説明変数に加えてみる。OLSによって超過需要関数のパラメータを推定すると、次のような推定値を得ることができた。定数項  $\beta_0=37869.6$  ( $p$  値=0.204), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=-0.024$  ( $p$  値=0.905), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-2.552$  ( $p$  値=0.155), 修正  $R^2=0.238$ ,  $DW=1.918$ ,  $size=12$ である。修正  $R^2$ の値から経済モデルは全く説明力がないわけではない。

GSのネットのポジションを説明変数に加えた場合については、2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して回帰分析を行ってみた。すると次のよう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。定数項  $\beta_0=89322.3$  ( $p$  値=0.059), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1=0.290$  ( $p$  値=0.523), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-5.634$  ( $p$  値=0.050), 修正  $R^2=0.466$ ,  $DW=1.905$ ,  $size=9$ である。SQ日に近い3週分のデータを除外して回帰分析を行うと日経平均先物価格の係数の推定値は統計的に有意となる。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して観測期間の後半に注目してみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のように

なる。定数項  $\beta_0 = -14420.0$  ( $p$  値 = 0.741), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値  $\beta_1 = -0.045$  ( $p$  値 = 0.832), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 0.432$  ( $p$  値 = 0.864), 修正  $R^2 = 0.000$ ,  $DW = 2.569$ ,  $size = 8$  である。観測期間の後半に注目するとモデルの説明力は全くなくなってしまった。

### 7.1.16 野村証券についてのまとめ

観測期間中、野村証券はネットで売り越しのポジションを保有していた。そこでネットで売り越しのポジションを保有する証券会社のネットのポジションを野村証券のネットのポジションを説明する式の説明変数として加えてみたが、ほとんどのケースで説明力が向上することはなかった。唯一、メリル日本証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合のみが有意水準 5% で統計的に有意な野村証券の超過需要曲線の傾きを示すパラメータを得ることができた。

日経平均先物の買い越しのポジションを保有していた証券会社のポジションを野村証券のネットのポジションの決定要因とした場合に、統計的に有意な結果が得られたのは GS である。ただし 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 のデータを除外した場合である。SQ 日に近くなるとそれぞれの証券会社の固有の要因が大きくなるためか、その 3 営業日のデータを除外しなければならなかった。GS の 1 つ前に OLS での推定を行ったドレスナー証券についても有意水準を 10% とすると統計的に有意な野村証券の超過需要曲線の傾きを示すパラメータを得ることができた。

大和 SMBC, ソシエテについては野村証券のネットのポジションとの共変動が認められた。

UBS, カリヨン証券, みずほ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合には説明力は全くなかった。

ネットで売り越しのポジション, ネットで買い越しのポジションの両方の場合において説明変数に加えた証券会社のネットのポジションの係数が統計的に有意となることはなかった。

## 7.2 ドレスナー証券

### 7.2.1 BNP パリバ証券のポジションを説明変数とした場合

BNP パリバのネットのポジションをドレスナー証券のネットのポジションを決定する系統的な要因として取り入れてドレスナー証券の超過需要関数の計測を行ってみる。超過需要関数のパラメータの推定値は以下のようになった。定数項  $\beta_0 = -33289.7$  ( $p$  値=0.244), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.219$  ( $p$  値=0.560), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.588$  ( $p$  値=0.165), 修正  $R^2 = 0.138$ ,  $DW = 0.661$ ,  $size = 13$  である。修正  $R^2$  の値から当てはまりの程度は低く、超過需要関数のいずれのパラメータの推定値も統計的に有意ではない。

BNP パリバのネットのポジションを説明変数に加えた場合については 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 のデータを除外した場合を考えてみよう。ドレスナー証券の超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -32259.1$  ( $p$  値=0.345), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.310$  ( $p$  値=0.557), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.262$  ( $p$  値=0.307), 修正  $R^2 = 0.334$ ,  $DW = 0.850$ ,  $size = 10$  である。2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 のデータを除外しない場合と比較すると説明力は向上しているもののどのパラメータの推定値も統計的に有意ではない。

今度は観測期間の前半のデータを利用して計測を行ってみよう。2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2007/12/29, 2007/1/5 のデータを除外してみよう。2006/12/1 のドレスナー証券のネットのポジションのデータは存在しない。定数項  $\beta_0 = -35800.0$  ( $p$  値=0.239), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.769$  ( $p$  値=0.080), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 3.113$  ( $p$  値=0.128), 修正  $R^2 = 0.334$ ,  $DW = 0.286$ ,  $size = 8$  である。大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は有意水準を10%とすると有意となるが、 $DW$  の値から系列相関の問題が発生していることが分かる。

### 7.2.2 三菱 UFJ 証券のポジションを説明変数とした場合

今度は三菱 UFJ 証券のネットのポジションをドレスナー証券のネットのポジションの変動要因として取り入れてみよう。ドレスナー証券の超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=8521.96$  ( $p$  値 = 0.601), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=-0.740$  ( $p$  値 = 0.020), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.288$  ( $p$  値 = 0.778), 修正  $R^2=0.495$ ,  $DW=0.801$ ,  $size=13$ である。大口取引者(この場合は三菱 UFJ 証券)のネットのポジション係数の推定値は統計的に有意となっているものの、 $DW$  の値から系列相関の問題が発生していることがわかる。

そこで野村証券の場合と同様に、2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外してドレスナー証券の超過需要関数の計測を行いなおしてみる。定数項  $\beta_0=958.6$  ( $p$  値 = 0.970), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=-0.740$  ( $p$  値 = 0.037), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=0.167$  ( $p$  値 = 0.916), 修正  $R^2=0.640$ ,  $DW=0.995$ ,  $size=10$ である。大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は統計的に有意となる。しかしドレスナー証券の超過需要曲線の傾きを示すパラメータの値は統計的に有意ではない。

観測期間の後半のみを対象として考えてみよう。2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの値は次のような値となった。定数項  $\beta_0=2908.4$  ( $p$  値 = 0.864), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=-2.354$  ( $p$  値 = 0.036), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.769$  ( $p$  値 = 0.505), 修正  $R^2=0.495$ ,  $DW=0.371$ ,  $size=10$ である。大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は有意水準5%で統計的に有意であり、観測期間の後半においてはドレスナー証券と三菱 UFJ 証券のネットのポジションの変動の間には共変動が存在する。しかしドレスナー証券の超過需要曲線の傾きを示すパラメータは統計的に有意ではない。

### 7.2.3 ドイツ証券のポジションを説明変数とした場合

次にドイツ証券のネットのポジションをドレスナー証券のネットのポジションを決定する式の説明変数に加えた場合を考えよう。ドレスナー証券の超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -25233.0$  ( $p$  値 = 0.137), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.093$  ( $p$  値 = 0.283), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.067$  ( $p$  値 = 0.049), 修正  $R^2 = 0.209$ ,  $DW = 0.738$ ,  $size = 13$  である。日経平均先物価格の係数の推定値は有意水準 5% で統計的に有意ではあるものの,  $DW$  の値から系列相関の問題が発生していることが分かる。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外してドレスナー証券の超過需要関数を計測しなおしてみよう。OLS によって次のようなパラメータの推定値を得ることができた。定数項  $\beta_0 = -46958.4$  ( $p$  値 = 0.078), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.074$  ( $p$  値 = 0.642), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 3.236$  ( $p$  値 = 0.049), 修正  $R^2 = 0.321$ ,  $DW = 0.840$ ,  $size = 10$  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。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2に加えて2006/12/8を除外して超過需要関数を計測してみた。超過需要関数のパラメータは次のようになった。定数項  $\beta_0 = -73207.1$  ( $p$  値 = 0.118), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.010$  ( $p$  値 = 0.955), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 4.793$  ( $p$  値 = 0.089), 修正  $R^2 = 0.321$ ,  $DW = 1.106$ ,  $size = 9$  である。このようにすると有意水準を10%ではあるが統計的に有意な超過需要曲線の傾きを得ることができる。しかし大口取引者のネットのポジションの係数の推定値が統計的に有意とはなっていない。

### 7.2.4 UBS のポジションを説明変数とした場合

UBS のネットのポジションをドレスナー証券のネットのポジションの決定要因とした場合を考えてみよう。OLS により超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -20286.1$  ( $p$  値 = 0.243), 説明変数:

大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.008$  ( $p$  値 = 0.960), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.708$  ( $p$  値 = 0.096), 修正  $R^2 = 0.107$ ,  $DW = 0.525$ ,  $size = 13$  である。DW の値から強い系列相関が存在し, 依然として系列相関の問題が解決されていないことが分かる。

UBS のネットのポジションを説明変数に加えた場合については 2007/2/23, 2007/3/2 の 2 営業日分のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみよう。超過需要関数のパラメータは次のようになった。定数項  $\beta_0 = -32175.2$  ( $p$  値 = 0.104), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.365$  ( $p$  値 = 0.237), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.265$  ( $p$  値 = 0.061), 修正  $R^2 = 0.371$ ,  $DW = 1.072$ ,  $size = 11$  である。2007/2/23, 2007/3/2 の 2 営業日分のデータを除外しない場合と比較すると, 説明力も向上し, 系列相関の問題も解決されつつある。

2007/2/23, 2007/3/2 に加えて 2007/2/16 のデータも除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。すると次のような超過需要関数のパラメータの推定値が得られた。定数項  $\beta_0 = -35618.1$  ( $p$  値 = 0.224), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.310$  ( $p$  値 = 0.497), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.490$  ( $p$  値 = 0.179), 修正  $R^2 = 0.346$ ,  $DW = 0.966$ ,  $size = 10$  である。2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 を除外すると説明力は若干下がり, 系列相関の問題が再び発生することになる。

### 7.2.5 リーマンのポジションを説明変数とした場合

まず利用可能なすべてのデータを利用して超過需要関数の計測を行ってみよう。モデル 3 の超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -23292.2$  ( $p$  値 = 0.195), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.096$  ( $p$  値 = 0.356), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.870$  ( $p$  値 = 0.083), 修正  $R^2 = 0.1448$ ,  $DW = 0.758$ ,  $size = 12$  である。DW の値から系列相関の問題を解決できていないことが分かる。

観測期間の前半に集中するために 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみよう。超過需要関数のパラメータの

推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -42370.2$  ( $p$  値 = 0.173), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.051$  ( $p$  値 = 0.813), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 3.024$  ( $p$  値 = 0.107), 修正  $R^2 = 0.173$ ,  $DW = 0.813$ ,  $size = 9$  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。

これまでと同様に2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -7859.4$  ( $p$  値 = 0.625), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.174$  ( $p$  値 = 0.051), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.013$  ( $p$  値 = 0.294), 修正  $R^2 = 0.395$ ,  $DW = 1.284$ ,  $size = 8$  である。この期間についてはリーマンのポジションとドレスナー証券のポジションは共変動しているようである。しかし超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は統計的に有意ではない。

## 7.2.6 みずほ証券のポジションを説明変数に加えた場合

データは連続していないが利用可能なデータの全てを利用して超過需要関数を計測すると次のようなパラメータの推定値を得ることができた。定数項  $\beta_0 = -59355.5$  ( $p$  値 = 0.038), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.924$  ( $p$  値 = 0.086), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 4.174$  ( $p$  値 = 0.022), 修正  $R^2 = 0.426$ ,  $DW = 1.602$ ,  $size = 10$  である。この場合には、系列相関の問題を解決した良好な結果を得ることができた。

## 7.2.7 モルガンSのポジションを説明変数に加えた場合

利用可能なすべてのデータを利用して超過需要関数を計測した場合、超過需要関数のパラメータの値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = 4772.8$  ( $p$  値 = 0.822), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.438$  ( $p$  値 = 0.132), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 =$



0.145( $p$  値=0.910), 修正  $R^2=0.297$ ,  $DW=0.860$ ,  $size=13$ である。モデルの説明力は全くないわけではないが、どのパラメータの推定値も統計的に有意なものではない。

2007/3/2のデータのみを除外して超過需要関数のパラメータを推定してみた。定数項  $\beta_0=10156.6$ ( $p$  値=0.621), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=-0.498$ ( $p$  値=0.083), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.174$ ( $p$  値=0.888), 修正  $R^2=0.360$ ,  $DW=1.136$ ,  $size=12$ である。大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は有意水準を10%とすると、統計的に有意なものとなる。しかし統計的に有意な超過需要曲線の傾きを示すパラメータの値は得られなかった。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみる。OLSによって超過需要関数のパラメータは次のように推定された。定数項  $\beta_0=-17596.7$ ( $p$  値=0.510), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=-0.435$ ( $p$  値=0.126), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=1.467$ ( $p$  値=0.366), 修正  $R^2=0.509$ ,  $DW=1.130$ ,  $size=10$ である。除外するデータを増やしてしまうと、どのパラメータも統計的に有意なものではなくなってしまう。

これまでと同様に2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの値は次のような値が得られた。定数項  $\beta_0=11838.0$ ( $p$  値=0.660), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=-0.159$ ( $p$  値=0.636), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=-0.152$ ( $p$  値=0.924), 修正  $R^2=0.000$ ,  $DW=0.711$ ,  $size=9$ である。観測期間の後半に着目するとモデルの説明力は全くなくなってしまう。

### 7.2.8 メリル日本のポジションを説明変数に加えた場合

メリル日本証券については利用可能なすべてのデータを利用して超過需要関数の計測を試みる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のような値となった。定数項  $\beta_0=-38731.6$ ( $p$  値=0.146), 説明変数: 大口取引者のネットの

ポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.240$  ( $p$  値 = 0.516), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.746$  ( $p$  値 = 0.082), 修正  $R^2 = 0.198$ ,  $DW = 0.910$ ,  $size = 10$  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。

2007/2/9, 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになる。定数項  $\beta_0 = -27543.9$  ( $p$  値 = 0.596), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.311$  ( $p$  値 = 0.768), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.190$  ( $p$  値 = 0.456), 修正  $R^2 = 0.133$ ,  $DW = 0.760$ ,  $size = 8$  である。パラメータの推定値はすべて統計的に有意ではなく, DW の値から系列相関の問題も解決されていない。

今度は観測期間の後半のみに着目して2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -8546.2$  ( $p$  値 = 0.709), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.714$  ( $p$  値 = 0.076), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.001$  ( $p$  値 = 0.466), 修正  $R^2 = 0.579$ ,  $DW = 2.593$ ,  $size = 6$  である。系列相関の問題は発生していないが, 超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は統計的に有意ではない。しかしメルル日本証券のネットのポジションとの共変動は存在する。

## 7.2.9 メルル日本のポジションを説明変数に加えた場合

利用可能なデータの全てを利用して超過需要関数の計測を行うと次のようなパラメータの推定値が得られた。定数項  $\beta_0 = 820.4$  ( $p$  値 = 0.949), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.512$  ( $p$  値 = 0.007), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -0.483$  ( $p$  値 = 0.606), 修正  $R^2 = 0.579$ ,  $DW = 1.073$ ,  $size = 13$  である。メルル日本のネットのポジションとドレスナー証券のネットのポジションは共変動の関係にある。しかし超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は統計的に有意ではない。

ロールオーバーの影響を受けている可能性が高い2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみる。すると次のよう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。定数項  $\beta_0 = 16868.9$  ( $p$  値=0.663), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.607$  ( $p$  値=0.090), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -1.598$  ( $p$  値=0.571), 修正  $R^2 = 0.547$ ,  $DW = 1.118$ ,  $size = 10$ である。大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は有意水準を10%とすると統計的に有意であるが、超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は依然として統計的に有意ではない。

観測期間の後半のみに着目してみよう。2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = 2356.1$  ( $p$  値=0.862), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.498$  ( $p$  値=0.023), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = -0.528$  ( $p$  値=0.533), 修正  $R^2 = 0.479$ ,  $DW = 1.281$ ,  $size = 9$ である。観測期間の後半のみに注目しても、メリル日本証券とドレスナー証券のネットのポジションの間には共変動の関係がある。しかし依然として超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は統計的に有意なものでなく、メリル日本証券のネットのポジションを説明変数に加えたとしても、統計的に有意な超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値を得ることはできなかった。

#### 7.2.10 日興シティのポジションを説明変数に加えた場合

まず利用可能なデータをすべて利用して回帰分析を行ってみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -20239.1$  ( $p$  値=0.237), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.011$  ( $p$  値=0.955), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.703$  ( $p$  値=0.094), 修正  $R^2 = 0.107$ ,  $DW = 0.534$ ,  $size = 13$ 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。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を

行ってみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のような値が得られた。定数項  $\beta_0 = -61343.8$  ( $p$  値 = 0.003), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.664$  ( $p$  値 = 0.006), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 4.446$  ( $p$  値 = 0.001), 修正  $R^2 = 0.779$ ,  $DW = 1.346$ ,  $size = 10$  である。系列相関の問題も解決し、望ましい推定結果となっている。超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は理論とは逆のプラスの値で有意水準 5% で統計的に有意となっている。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -7683.1$  ( $p$  値 = 0.626), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.451$  ( $p$  値 = 0.043), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 0.830$  ( $p$  値 = 0.360), 修正  $R^2 = 0.371$ ,  $DW = 1.594$ ,  $size = 9$  である。大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は統計的に有意であるが、超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は統計的に有意ではなくなってしまう。したがって2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外せず、2007年6月限へのロールオーバーの効果が存在すると思われる後半の営業日を除外して超過需要関数を計測することが望ましい。

### 7.2.11 カリヨンのポジションを説明変数に加えた場合

2006/12/1のデータだけ存在しないために、利用可能なすべてのデータを利用して超過需要関数の計測を行うとパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -22779.8$  ( $p$  値 = 0.163), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.274$  ( $p$  値 = 0.286), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.760$  ( $p$  値 = 0.069), 修正  $R^2 = 0.208$ ,  $DW = 0.719$ ,  $size = 13$  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わかる。

観測期間における前半に注目することとして2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のような値が得られた。定数項の推定値  $\beta_0 = -$

46068.8 ( $p$  値=0.085), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=0.071$  ( $p$  値=0.832), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=3.204$  ( $p$  値=0.049), 修正  $R^2=0.303$ ,  $DW=0.862$ ,  $size=10$ である。日経平均先物価格の係数の推定値は有意水準5%で統計的に有意となっている。定数項の推定値も有意水準を10%とすると有意になっているが、 $DW$ の値から系列相関の問題が発生していることが分かる。

観測期間の後半に注目することにして、2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22のデータを除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0=-6245.8$  ( $p$  値=0.751), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=0.345$  ( $p$  値=0.181), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=0.816$  ( $p$  値=0.467), 修正  $R^2=0.049$ ,  $DW=0.773$ ,  $size=9$ である。経済モデルの当てはまりの程度は低く、どのパラメータの推定値も統計的に有意ではなく、系列相関の問題も発生している。

ロールオーバーの影響があると思われる営業日を除外して超過需要関数の計測を行いなおしてみよう。2006/12/1, 2006/12/8, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外した形で超過需要関数の計測を考えてみる。なお2006/12/1のドレスナー証券のネットのポジションのデータは日本経済新聞に掲載されなかったのもともと存在しない。超過需要関数のパラメータの推定値は次のような値が得られた。定数項  $\beta_0=-52891.3$  ( $p$  値=0.139), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1=0.277$  ( $p$  値=0.469), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2=3.508$  ( $p$  値=0.088), 修正  $R^2=0.176$ ,  $DW=1.127$ ,  $size=10$ である。系列相関の問題は解決され、日経平均先物価格の係数の推定値は有意水準を10%とすると統計的に有意となる。しかし他の2つのパラメータの推定値は統計的に有意ではない。

## 7.2.12 GSのネットのポジションを説明変数に加えた場合

利用可能なすべてのデータを利用して超過需要関数のパラメータの推定を行ってみると、次のような推定値を得ることができた。定数項  $\beta_0=-31809.4$  ( $p$

値=0.151), 説明変数:大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.129$  ( $p$  値=0.370), 説明変数:日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.414$  ( $p$  値=0.076), 修正  $R^2 = 0.187$ ,  $DW = 1.099$ ,  $size = 11$ である。超過需要曲線の傾きを示すパラメータの値は有意水準10%で統計的に有意となっている。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみる。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -37935.3$  ( $p$  値=0.280), 説明変数:大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.157$  ( $p$  値=0.720), 説明変数:日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 2.716$  ( $p$  値=0.208), 修正  $R^2 = 0.239$ ,  $DW = 1.442$ ,  $size = 8$ である。観測期間の前半を重視すると, どのパラメータの推定値も統計的に有意なものではなくなってしまう。

2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29のデータを除外して計測を行ってみよう。超過需要関数のパラメータの値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = -15435.3$  ( $p$  値=0.398), 説明変数:大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = -0.261$  ( $p$  値=0.037), 説明変数:日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.573$  ( $p$  値=0.172), 修正  $R^2 = 0.557$ ,  $DW = 1.588$ ,  $size = 7$ である。この期間においてはGSのネットのポジションとドレズナー証券のネットのポジションとは共変動の関係にある。

### 7.2.13 野村証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

利用可能なデータの全てを利用して超過需要関数のパラメータの推定値を求めてみると次のような値を得ることができた。定数項  $\beta_0 = -23673.8$  ( $p$  値=0.152), 説明変数:大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.196$  ( $p$  値=0.287), 説明変数:日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 1.982$  ( $p$  値=0.052), 修正  $R^2 = 0.208$ ,  $DW = 0.638$ ,  $size = 13$ である。DWの値からかなり高い系列相関の問題が発生したままであることが分かる。

2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2のデータを除外して超過需要関数の計測を行ってみる。OLSによって次のよう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。定数項  $\beta_0 = -57264.7$  ( $p$  値 = 0.026), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.272$  ( $p$  値 = 0.131), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 3.984$  ( $p$  値 = 0.013), 修正  $R^2 = 0.505$ ,  $DW = 1.325$ ,  $size = 10$  である。DW の値から系列相関の問題は解決されていることが分かる。超過需要曲線の傾きを示すパラメータの値は理論とは逆のプラスの値になっているが、有意水準を 5% としても統計的に有意である。定数項の推定値も有意水準を 5% としても統計的に有意であるが、大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は統計的に有意ではない。

これまでと同様に 2006/12/1, 2006/12/8, 2006/12/15, 2006/12/22, 2006/12/29 のデータを除外して計測を行ってみよう。超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。定数項  $\beta_0 = 5402.1$  ( $p$  値 = 0.788), 説明変数: 大口取引者のネットのポジションの係数の推定値  $\beta_1 = 0.187$  ( $p$  値 = 0.362), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 0.340$  ( $p$  値 = 0.767), 修正  $R^2 = 0.000$ ,  $DW = 0.674$ ,  $size = 9$  である。観測期間の後半に注目すると経済モデルの説明力は全くなくなってしまった。やはり 2007/2/16, 2007/2/23, 2007/3/2 における SQ 日前の特殊要因が働いているようである。

### 7.3 ドレスナー証券まとめ

大口取引者のネットのポジションの係数の推定値が統計的に有意になったのは、BNP パリバ証券, リーマン, モルガン S, 三菱 UFJ 証券, メリル日本証券, GS のネットのポジションを説明変数として加えた場合である。

超過需要曲線の傾きについてであるが、ドイツ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合には有意水準を 10% とすると統計的に有意な超過需要曲線の傾きを得ることができる。また UBS のネットのポジションを説明変数に加えた場合にも統計的に有意なパラメータの推定値を得ることができた。カリヨン証券, GS のネットのポジションを説明変数に加えた場合にも有意水準 10% で統計的に有意なパラメータの推定値を得ることができた。野村証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合には有意水準 5% で統計的に有意なパラメータの推定値を得ることができた。

最も良好な計測結果が得られたのは、日興シティ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合である。この場合には超過需要関数の全てのパラメータの推定値が有意水準5%で統計的に有意となった。

次に良好な結果が得られたのは、みずほ証券を説明変数に加えた場合である。大口取引者のネットのポジションの係数の推定値は有意水準10%で統計的に有意、日経平均先物価格の係数の推定値は有意水準5%で統計的に有意となった。また系列相関の問題も発生していない。

## 8 モデル3：制約付最小2乗法

この節では前節においてモデル3にて推定を行った超過需要関数を制約付最小2乗法によって推定を行いなおす。ただ前節で推定したすべてのケースについて行いなおすのではなく、前節において推定の結果が一番良好であったケースのみについて制約付最小2乗法によって推定を行いなおす。

### 8.1 野村証券

#### 8.1.1 メリル日本証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

OLSによるモデル3の超過需要関数の計測においてメリル日本証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合には、超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値が有意水準5%で統計的に有意になった。そこでメリル日本証券のネットのポジションを大口取引者のネットのポジションとして説明変数に加えた場合を考えよう。説明変数：大口取引者の係数の推定値=0.0、日経平均先物価格の係数の推定値=-4.2、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。すると超過需要関数のパラメータの推定値は次のようになった。予想価格分布の期待値の推定値=15457.3( $p$ 値=0.000)、説明変数：大口取引者の係数のネットのポジションの推定値=-0.035( $p$ 値=0.758)、説明変数：日経平均先物価格の係数の推定値 $\beta_2$ =-4.203( $p$ 値=0.007)、修正 $R^2$ =0.394、DW=1.446である。制約付最小2乗法でモデル3を推定すると、予想価格分布の期待値の推定値と超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定



値は統計的に有意なものとなるが、大口取引者の係数のネットのポジションの推定値は統計的に有意なものではない。

## 8.2 ドレスナー証券

### 8.2.1 日興シティ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合

OLS での超過需要関数の推定結果から日興シティ証券のネットのポジションを説明変数に加えた場合が一番統計的に望ましい結果を得ることができた。そこで制約付最小 2 乗法によってモデル 3 の超過需要関数のパラメータを推定してみると次のような値を得ることができた。予想価格分布の期待値の推定値 = 13798.8 ( $p$  値 = 0.000), 説明変数: 大口取引者の係数の推定値 = 0.149 ( $p$  値 = 0.000), 説明変数: 日経平均先物価格の係数の推定値  $\beta_2 = 4.446$  ( $p$  値 = 0.000), 修正  $R^2 = 0.779$ ,  $DW = 1.346$ ,  $size = 10$  である。3 つのパラメータの推定値はすべて有意水準 1% で統計的に有意である。

## 9 まとめ

本稿においては 2007 年 3 月限の証券会社別の日経平均先物の超過需要関数の計測を行った。

各証券会社のネットのポジションを日経平均先物価格の水準で説明するモデル 2 による証券会社別の超過需要関数の推定においては、外資系の証券会社の超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値が理論とは逆のプラスの値として推定された。日経平均株価が上昇していった時期だけに、外資系の証券会社が強気の投資戦略を採用していたことが考えられる。

カリヨン証券についてはモデル 2 ではなく、そのネットのポジションは日経平均先物の価格変動と 1 期前のネットのポジションを系統的要因とするモデル 1 の方が当てはまりの程度が高かった。

野村証券についてはモデル 2 では有意水準 5% で統計的に有意な超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値が得られなかったために、モデル 3 によって計測を行った。GS または日興シティのネットのポジションを利用して、統

計的に有意な超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値を得ることができた。超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は約-4で理論と整合的なマイナスの値であった。

ドレスナー証券の超過需要関数はモデル2で推定すると、系列相関の問題が発生した。誤差項に1階の自己回帰過程を想定しても系列相関の問題を解決することはできなかった。そのため、これについてもモデル3によって超過需要関数の推定を行いなおした。超過需要曲線の傾きを示すパラメータの推定値は約+4で理論とは逆のプラスの値であった。

モデル2において制約付最小2乗法によって推定される各証券会社の予想価格分布の期待値を示すパラメータの推定値は15000円台となる証券会社が多かった。制約付最小2乗法によると極端な値が推定される場合があるが、2007年3月限についてはそのようなことはなかった。野村証券とドレスナー証券についてはモデル3によらなければ、統計的に有意なパラメータの推定値を得ることはできなかったが、日経平均が堅調に推移していた時期だけに極端な行動を採用する証券会社が存在しなかったことも、15000円近辺の予想価格分布の期待値の推定値が得られた理由として考えられる。

## 10 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, pp.121-168.

新井啓 [2010d] 「日経225オプション契約の超過需要関数の計測について」立正大学『経済学季報』60-1, pp.89-122.

岩田暁一編著 [1997] 『先物・オプションの計量分析』慶応大学出版会.