

# 株式流動性指標の日銀短観に対する レジームスイッチングモデルを用いた説明力

西田 拓実<sup>1</sup> 宮崎 浩一<sup>1,a)</sup> 岩井 邦紘<sup>1</sup>

受付日 2013年4月26日, 再受付日 2013年6月11日/2013年7月30日,  
採録日 2013年10月2日

**概要:** 本研究では, 株式市場において取引のしやすさに関連する指標となる Amihud の非流動性やモデルから推定した Bid Ask Spread の各々が日本における代表的な景気指標である日銀短観を被説明変数として予測回帰する際に影響を与える指標であるかについてインサンプルデータに基づいて検証する. 予測回帰モデルの説明変数に流動性指標以外の景気に対して予測力を有すると考えられている指標も加えて流動性指標の説明力を検討する. その際には, 流動性指標の回帰係数が状態に応じて異なる値をとるレジームスイッチング回帰モデルも採用し, 日銀短観の予測回帰モデルにおける流動性指標の影響度と経済状態との関連性も議論する.

**キーワード:** Amihud の非流動性, Bid Ask Spread, 回帰モデル, レジームスイッチングモデル

## The Expressing Power of Liquidity Measure in Equity Market for Tankan Survey Using Regime-switching Model

TAKUMI NISHIDA<sup>1</sup> KOICHI MIYAZAKI<sup>1,a)</sup> KUNIHIRO IWAI<sup>1</sup>

Received: April 26, 2013, Revised: June 11, 2013/July 30, 2013,  
Accepted: October 2, 2013

**Abstract:** This research addresses the explanatory powers of liquidity measure representing smoothness of equity trading (Amihud illiquidity ratio or Bid-Ask Spread) for Tankan short-term economic survey of enterprises, which is the representative indicator of business cycle in Japan using the in-sample data. The other factors thought to have the forecasting power are also included in the explanatory variables of the model to identify the importance of the liquidity measure. The regime-switching regression coefficients for the liquidity measure are also incorporated in the model and the relation between the influence of the liquidity measure on the forecast and the economic regime is discussed.

**Keywords:** Amihud illiquidity ratio, Bid Ask Spread, regression model, regime switching model

### 1. はじめに

金融市場が景気に対して先行することは数多くの実証研究で示されている. たとえば, 金利市場や株式市場の景気先行性に関しては, それぞれ, Hirata ら [6], 原田 [4] などの研究があげられる. また, 内閣府が発表する景気先行指数に東証株価指数 (Tokyo Stock Price Index, 以下, TOPIX

とする) が採用されていることから株式市場は今後の景気に対する影響力があるといえる.

近年, 株価だけでなく株価が形成される際の取引のしやすさに関連する情報である流動性の景気に対する影響力に関する研究が行われている. NÆS ら [11] では, Amihud [1] の非流動性指標 (Illiquidity Ratio, 以下, ILR とする) と Roll [13] や Lesmond ら [10] の推定モデルから推定した Bid Ask Spread の各流動性指標が米国 GDP に対して有する影響度を検証している. 検証結果として, 株式リターン, 長短金利差などでコントロールした際にも流動性指標の回帰係数が有意に値を持つことから, 流動性指標は景気予測に

<sup>1</sup> 電気通信大学  
The University of Electro-Communications, Chofu, Tokyo  
182-8585, Japan

<sup>a)</sup> miyazaki@se.uec.ac.jp

において他の指標には含まれていない情報を有する指標であることを示した。

このような流動性指標の景気予測における影響力に関する検証は新しく、日本市場を対象とした実証分析を行った論文は著者らの知る限り見当たらない。本研究では、日本において景況感をビビッドに反映する指標と考えられているポピュラーな指標として日銀短観（大企業・製造）をとりあげ、流動性指標として ILR と Bid Ask Spread (Hasbrouck [5] のモデルから推定) の各々を採用して景気予測において影響力があったかについてインサンプルデータに基づいて検証する。検証に際しては、景気予測に影響力があるとされている種々の指標も流動性指標に加えてモデル化を行い、赤池の情報量規準 (Akaike's Information Criterion, 以下, AIC とする) で精度の高い予測回帰モデルを特定する。その際に、流動性指標に関する回帰係数の有意性が維持されるかについても確認する。さらに、本研究では、Arzu [2] や徳永ら [14] などが金融市場と景気の関係性を検証する際にレジームスイッチングモデル (Regime Switching Model, 以下, RSM) が有効であると報告していることを考慮し、日銀短観のインサンプルにおける予測回帰において注目している流動性指標に関する回帰係数が状態に依存可能となるモデル化を行う。拡張モデルに基づいて、どのような経済状態において流動性指標が日銀短観の予測回帰において高い影響を与えるのか、また、このような状態に応じた影響度の違いは採用する流動性指標に応じてどの程度まで異なるかについて詳細に議論する。

本論文の構成は以下のとおりである。次章では、本研究で用いる流動性指標 ILR と Bid Ask Spread の算出方法と流動性指標を説明変数に持つ日銀短観の予測回帰モデルと予測精度について示す。3章ではデータと分析設定に関して述べる。4章は実証結果とその考察を与える。5章はまとめと今後の課題を付す。

## 2. 流動性指標および予測回帰モデルとその精度

### 2.1 流動性指標

#### 2.1.1 Amihud の非流動性指標 (ILR)

1つ目の流動性指標として Amihud [1] の非流動性指標を用いる。ILR (式 (1)) は、日次の単位売買代金あたりの個別株式のリターンで表され、銘柄  $i$  の第  $U$  四半期の ILR は銘柄  $i$  の第  $U$  四半期内の日次リターンを平均した式 (1) で与えられる。式 (1) は、株式を売買する際に単位売買代金あたりの株価がどのくらい変動するかによる取引のしにくさを示し、ILR が大きいほど流動性が低い。本研究では、ILR は四半期ごとに 1つ ILR の値が算出される。

$$ILR_{iU} = \frac{1}{T_U} \sum_{t=1}^{T_U} \frac{|R_{it}|}{Vol_{it}} \quad (1)$$

ここで  $R_{it}$  は銘柄  $i$  の  $t$  時点における日次株式リターン、 $Vol_{it}$  は銘柄  $i$  の  $t$  時点における日次売買代金 (出来高  $\times$  日次株価終値)、 $T_U$  は第  $U$  四半期における営業日数を表している。

#### 2.1.2 Bid Ask Spread

2つ目の流動性指標として Bid Ask Spread を採用する。Bid Ask Spread とは、買い手の希望購入価格 (Bid 価格) と売り手の希望売却価格 (Ask 価格) の差を表す指標である。株式の買い手と売り手が少ない場合、Bid 価格と Ask 価格の乖離が大きく、投資家が希望する価格での売買が難しくなる。したがって、Bid Ask Spread が大きいほど流動性が低いと考えられる。

本研究では Roll [13] のモデルに誤差項が付された資本資産評価モデルの統計モデルと解されるマーケットモデルを適用して拡張した Hasbrouck [5] のモデルを用いて株価データから推定を行う。

Hasbrouck [5] のモデルでは、株式の取引価格  $P_t$  (買値もしくは売値) を買値と売値の中間値  $m_t$  に取引の方向性を示す方向性指標  $q_t$  (買い: +1, 売り: -1) と Bid Ask Spread  $c$  の半分の値  $c/2$  を乗じたものを加える形で表しており、式 (2) のように定義される。

$$\begin{aligned} \ln P_t - \ln P_{t-1} &= \ln m_t - \ln m_{t-1} + \frac{c}{2}(q_t - q_{t-1}) \\ \Delta P_t &= \Delta m_t + \frac{c}{2}\delta q_t \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $\Delta$  は対数リターン、 $\delta$  は差分、 $P_t$  は時刻  $t$  における株式の取引価格、 $m_t$  は時刻  $t$  における買値と売値の中間値、 $c$  は Bid Ask Spread、 $q_t$  は取引の方向性を示す方向性指標である。

また、本研究において  $m_t$  は Bid Ask Spread のない均衡価格、つまりマーケットモデル (式 (3)) に従うものと仮定することで、株式の取引価格を式 (4) のように超過リターン (マーケットポートフォリオのリターンと無リスク金利の差) と Bid Ask Spread で表現する。

$$\Delta m_t = \alpha + \beta (r_t^M - r_t^f) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta P_t = \alpha + \beta (r_t^M - r_t^f) + \frac{c}{2}\Delta q_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

ここで  $\alpha$  は定数項、 $\beta$  は株式の取引価格に対する超過リターンの感応度、 $r_t^M$  は時刻  $t$  におけるマーケットポートフォリオ (TOPIX) のリターン、 $r_t^f$  は時刻  $t$  における無リスク金利、 $\varepsilon_t$  は時刻  $t$  における誤差項である。

Bid Ask Spread も前項で述べた ILR と同様に当該四半期内の日次データを平均して四半期に 1つの値を算出する。日次の株価、TOPIX のリターン、無リスク金利をデータとして用いて、マルコフ連鎖モンテカルロ法 (Markov Chain Monte Carlo method, 以下, MCMC とする) により Bid Ask Spread  $c$  を 1つ算出する。MCMC を用いた Bid Ask Spread の算出方法は Hasbrouck [5] を参照されたい。

## 2.2 予測回帰モデルとその精度

### 2.2.1 既存の予測回帰モデル (RM)

既存の予測回帰モデルとして、N&Sら [11]にあるような、第  $U+1$  四半期における景気変動指標を被説明変数とし第  $U$  四半期における流動性指標と他の予測指標を説明変数とする式 (5) の予測回帰モデルを採用する。

$$\begin{aligned} y_{U+1} &= \phi + \lambda LIQ_U + \gamma' \mathbf{X}_U + u_{U+1} \\ u_{U+1} &\sim N(0, h) \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $y_{U+1}$  は第  $U+1$  四半期における日銀短観、 $LIQ_U$  は流動性指標、 $u_{U+1}$  は誤差項、 $\phi$  は定数項、 $\lambda$  と  $\gamma'$  はそれぞれの指標の係数 ( $\gamma'$  は係数ベクトル)、 $\mathbf{X}_U$  は流動性指標以外の予測指標ベクトル、 $h$  は誤差項の分散である。通常、景気の予測モデルを構築する際、最も被説明変数に対する予測力があると考えられる 1 期間のラグのみに着目するため、本研究では、被説明変数と説明変数間のラグを先行研究に則り、1 としている。

流動性指標以外の予測指標としては、景気変動の予測に役立つと考えられる指標である 1 時点前の景気変動指数  $y_U$ 、長短金利差 ( $LS_U$ )、TOPIX リターン ( $R_U$ )、TOPIX ボラティリティ ( $Volat_U$ ) などが候補としてあげられる。流動性指標に他の予測指標を加えて適切な予測回帰モデルを構築する際には、説明変数間で相関の高いものは除いておく必要がある。

### 2.2.2 レジームスイッチング予測回帰モデル (RSRM)

本研究では流動性指標の日銀短観に対する説明力に注目するため、レジームスイッチング予測回帰モデル (Regime Switching Regression Model, 以下、RSRM) としては、流動性指標に関する回帰係数が景気の状態に応じて異なる値をとることができるように拡張した式 (6) を採用する。

$$\begin{aligned} y_{U+1} &= \phi_{s_{U+1}} + \lambda_{s_{U+1}}^{LIQ} LIQ_U + \gamma' \mathbf{X}_U + u_{U+1} \\ u_{U+1} &\sim N(0, h_{s_{U+1}}^{LIQ}) \end{aligned} \quad (6)$$

ここで  $y_{U+1}$  は第  $U+1$  四半期における景気変動指標、 $\phi_{s_{U+1}}$  は定数項、 $\lambda_{s_{U+1}}^{LIQ}$  は流動性指標の回帰係数、 $LIQ_U$  は第  $U$  四半期における流動性指標、 $\gamma'$  は他の各予測指標の回帰係数、 $\mathbf{X}_U$  は他の予測指標ベクトル、 $u_{U+1}$  は誤差項、 $h_{s_{U+1}}^{LIQ}$  は誤差項の分散、 $s_{U+1}$  は第  $U+1$  四半期において 1 か 2 の 2 通りの状態をとる観測されない変数 (潜在変数) を表している。ここで RSRM における潜在変数は景気変動を司るものであり、景気を好転させる要素を 1、景気を悪化させる要素を 2 と考える。

本研究では流動性指標の回帰係数である  $\lambda^{LIQ}$  が状態に依存して  $\lambda_1^{LIQ}$ 、 $\lambda_2^{LIQ}$  の 2 つの状態をとるものとし、 $|\lambda_1^{LIQ}| < |\lambda_2^{LIQ}|$  とする。なお、状態に依存して変化するパラメータである  $\phi_{s_{U+1}}$ 、 $\lambda_{s_{U+1}}^{LIQ}$ 、 $h_{s_{U+1}}^{LIQ}$  は同一の時点において共通の状態をとるものとする。

RSRM では、状態を表す潜在変数  $s_{U+1}$  が遷移確率行列に

従い、1 次のマルコフ連鎖に従って遷移するようにモデリングされている。 $p^{ii}$  は時点が変わっても状態  $i$  にとどまる確率を表しており、状態  $i$  から状態  $j$  に遷移する確率  $p^{ij}$  ( $i \neq j$ ) は  $p^{ij} = 1 - p^{ii}$  で定義される。なお、 $p^{11}$ 、 $p^{22}$  は時間に依存せず分析期間で一定の値をとる。

したがって本研究における遷移確率行列は式 (7) のように表される。

$$P = \begin{bmatrix} p^{11} & p^{21} \\ p^{12} & p^{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p^{11} & 1 - p^{22} \\ 1 - p^{11} & p^{22} \end{bmatrix} \quad (7)$$

パラメータは最尤法を用いて推定し、推定パラメータセットを  $\theta \equiv \{\phi_1, \phi_2, \lambda_1^{LIQ}, \lambda_2^{LIQ}, \gamma', h_1^{LIQ}, h_2^{LIQ}, p^{11}, p^{22}\}$  とする。また、初期値パラメータセットは 1000 通り与える。RSRM におけるパラメータの推定に関しては Hamilton [3]、石島 [7]、伊東ら [8] を参照されたい。

## 2.3 モデルの予測精度と回帰係数の t 統計量

本研究では流動性指標を説明変数とし日銀短観を被説明変数としたインサンプルにおける予測回帰における影響力について、従来の予測回帰モデルに加えて RSRM を用いた予測回帰モデルを用いて検証する。予測回帰モデルの精度は、式 (8) で与えられる AIC によって評価する。AIC は単純に残差平方和の大きさを比較するだけでなくパラメータ数をペナルティとして用いる。このため、説明変数となる指標を多く組み込んだモデルが必ずしも最良のモデルと判断されるわけではなく、モデルのオーバフィッティングの問題をふまえたうえでの最良なモデル選択が可能となる。AIC に関する詳細は樺島ら [9] を参照されたい。

$$AIC = -2 * l(\hat{\theta}) + 2 * mp \quad (8)$$

ここで  $l(\hat{\theta})$  は最大対数尤度、 $mp$  はモデルのパラメータ数を表す。

また、回帰係数の有意性は t 検定に基づき確認する。RSM を用いる場合には回帰係数に状態確率の要素が含まれており、通常の単純な回帰モデルにおける t 統計量を用いることはできない。ここでは、伊東ら [8] にある RSM を用いた際の t 統計量の算出方法にならい t 統計量として式 (9) を、回帰係数の分散として式 (10) を採用する。

$$\begin{aligned} t_{score} &= \frac{|\hat{\lambda}_i^{LIQ} - 0|}{\sqrt{V[\hat{\lambda}_i^{LIQ} | s_{U+1} = i]}} \\ &\sim t(T - 2n - k - 2) \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} V[\hat{\lambda}_i^{LIQ} | s_{U+1} = i] &= \frac{\sum_{U=0}^{T-1} (y_{U+1} - \hat{y}_{U+1, i})^2 \cdot P\{s_{U+1} = i | \mathbf{Y}_{U+1}; \theta\}}{(T - 2n - k - 2) \cdot \sum_{U=0}^{T-1} LIQ_U^2 \cdot P\{s_{U+1} = i | \mathbf{Y}_{U+1}; \theta\}} \end{aligned} \quad (10)$$

ここで  $y_{U+1}$  は  $U+1$  時点における日銀短観の対数変化率、 $\hat{y}_{U+1}$  は推定値、 $P\{\bullet\}$  は状態確率 (フィルタ)、 $s_{U+1}$  は第  $U+1$  四半期において 1 か 2 の 2 通りの状態をとる観測さ

れない変数 (潜在変数),  $\hat{\lambda}_i^{LIQ}$  は最尤推定された流動性指標の回帰係数,  $\mathbf{Y}_{U+1}$  は  $U+1$  時点までの観測データベクトル,  $\theta$  はパラメータベクトル,  $\bar{y}$  は観測データの平均値,  $T$  は観測数,  $n$  は状態に依存した回帰係数の数,  $k$  は状態に依存していない回帰係数の数をそれぞれ表す. また, 状態確率  $P\{\bullet\}$  は, 各状態の予測状態確率と尤度を掛け合わせたものを各状態にわたり和をとったもので除したものととして構成される. 状態確率に関する詳細は Hamilton [3], 石島 [7], 伊東ら [8] を参照されたい.

### 3. データと分析設定, 分析対象

データとして, 東証1部全銘柄の株価および出来高, TOPIX, 無リスク金利として無担保コールレートの日次データを用いる. これらの日次データから流動性指標 (ILR, Bid Ask Spread) を四半期ごとに各銘柄で導出し, 銘柄ごとに求めた流動性指標の平均をとることによって流動性指標を四半期で1つ導出する. ここで, 導出された流動性指標は, 全銘柄で単純平均をとっており, 日本株式市場における流動性をおおむね表していると考えられる. また, 景気変動を表す指標として日銀短観 (大企業・製造) の四半期データを用いる.

回帰モデルの説明変数に加える予測指標の候補として, TOPIX リターン, 長短金利差, TOPIX のボラティリティの四半期データを取りあげる. 長短金利差は残存期間10年の国債利回りから TIBOR 3カ月利回りの差をとったもの, TOPIX のボラティリティに関しては, 当該四半期内の TOPIX の日次データから求めた日次のボラティリティをそれぞれ採用する.

実際に, これらのデータを式 (5) や式 (6) の予測回帰モデルに適用する際には, NÆS ら [11] と同様に各データの変数対数変化率をとったものを採用する. 本研究において対数変化率を用いた理由としては以下の2点があげられる. まず, 経済・ファイナンスデータの中には, 値が大きくなるにつれて, ばらつきが大きくなるデータが多く, 定常性の仮定が満たされない可能性があることが考えられる. 加えて, 経済・ファイナンスデータの単位根過程に従うデータが多いことが考えられることから, 本研究においてはそれらの可能性を限りなく緩和するために対数変化率を用いた. なお, データの原系列を用いて回帰分析を行うと見せかけの回帰が起こる可能性がある. 見せかけの回帰に関する詳細は山本 [15], 沖本 [12] などを参照されたい. ただし, 日銀短観データに関しては  $-100$  から  $+100$  までの値をとるため, あらかじめ  $100$  を加えた値の対数変化率をとったものを利用する. たとえば, 2008年9月の被説明変数には, 2008年6月, 2008年9月の日銀短観の値がそれぞれ  $5$ ,  $-3$  であるから,  $\ln\left(\frac{-3+100}{5+100}\right)$  が用いられる.

説明変数の期間は 1998年6月から 2010年9月の50四

半期, 被説明変数の期間は, 1998年9月から 2010年12月の50四半期とする.

また, 本研究における分析対象は以下の3点である.

(分析対象1) ここでは採用するデータに関する検討を行う. まず, ILR, Bid Ask Spread といった2種類の流動性指標を構築し, さらに, それらの対数変化率を求め, 2つの流動性指標が経済状態に応じてどのような違いがあるかについて検討する. 次に, 分析対象2で行う予測回帰モデルの説明変数に流動性指標以外にどのような予測指標を採用することが可能であるかについて検討するため, 各予測指標間の相関係数を導出する. 流動性指標と相関の高い指標に関しては分析対象2で用いる他の予測指標からあらかじめ除外する.

(分析対象2) 流動性指標として ILR と Bid Ask Spread の各々を採用する場合には, 既存の予測モデル (式 (5)) の予測精度を AIC に基づいて確認する. 他の予測指標に (分析対象1) で除外されなかった予測指標を1つだけ採用するモデル, 2つ採用するモデル, すべて採用するモデルを対象として AIC の観点から最も適した予測モデルを選択する. その際に, 他の予測指標を加えても流動性指標に関する回帰係数の有意性が保たれているかについても確認する. また, 採用する流動性指標に応じて予測精度がどの程度異なるかについても AIC に基づき把握する. また, 予測精度の比較として, 日銀短観の水準自体を実際にどの程度まで予測モデルがとらえているかについて確認するため, 日銀短観の対数変化率に関する回帰係数を利用して日銀短観の水準に関する推定値を算出し, 現実の値とともに時系列としてプロットしたものを利用する.

(分析対象3) 流動性指標として ILR と Bid Ask Spread の各々を採用する場合には, レジームスイッチング回帰モデル (式 (6)) の予測精度を AIC に基づいて確認する. その際に, まず, 各レジームにおける流動性指標に関する回帰係数を比較し, 各レジームにおいて日銀短観を予測する際に流動性指標がどのような影響を与えるかについて確認する. そのうえで, 日銀短観の水準の推移と各流動性指標を用いて推定した状態確率の推移を比較し, 景気の状態と流動性指標が日銀短観の予測に与える影響との関連性について検討する. 次に, 分析対象2と同様に, 他の予測指標に分析対象1で除外されなかった予測指標を1つだけ採用するモデル, 2つ採用するモデル, すべて採用するモデルを対象として AIC の観点から最も適した予測モデルを選択する. その際に, 他の予測指標を加えても流動性指標に関する回帰係数の有意性が保たれているかについても確認する. また, 採用する流動性指標に応じて予測精度がどの程度異なるかについても把握する. 特に注目すべきことは, 各レジームにおける流動性指標に関する回帰係数の有意性である. レジームで状態分けを行っているため, 分析対象2において有意であったからといって, 各レジームにおい

て必ずしも有意とはならないことには注意を要する。予測精度の比較においては、分析対象2と同様に、日銀短観の対数変化率に関する回帰係数を利用して日銀短観の水準に関する予測値を算出し現実の値とともに時系列としてプロットしたものを利用して、どのような経済状態においてレジームスイッチング回帰モデル(式(6))を採用することのメリットが得られるかについて、さらには、採用する流動性指標に応じてそのメリットにどのような相違点が現れるかについて検討する。

#### 4. 分析結果と考察

##### 4.1 分析対象1の結果と考察

各銘柄のILRと推定Bid Ask Spreadを東証1部全銘柄にわたって単純平均したものをそれぞれ図1の実線と点線に示した。予測回帰モデルの被説明変数である日銀短観に関する時間軸を採用するため、たとえば1999年9月には、1999年4月から1999年6月までの四半期におけるILRと推定Bid Ask Spreadの値がプロットされている。図1のシャドウ部は内閣府公表の景気後退期を表している。図1の実線からILRが示唆する流動性は、2000年初から2002年末ごろまでは一進一退するものの、2005年12月までの期間において大きく改善されていること、2008年の金融危機において悪化しているが過去の平均水準に戻った程度であることが分かる。一方、推定Bid Ask Spreadが示唆する流動性は、図1の点線から、2005年12月までの期間において緩やかに改善され、金融危機において急激に悪化し、最も流動性が悪化した水準になっていることが読み取れる。図2には、実線と点線にILRの対数変化率と推定Bid Ask Spreadの対数変化率をそれぞれ示した。図2のシャドウ部も図1と同様に内閣府公表の景気後退期を表している。まず、ILRの変化率の方が推定Bid Ask Spreadの変化率よりも概して大きく変動することが分かる。より詳細にみると、ILRの変化率は2005年12月までの期間において大きな負の値をとることが確認され、この期間に流動性が大幅に改善されたことを示している。先に2008年の金融危機において悪化しているが過去の平均水準に戻った程度と述べたが、変化率でみると、この時期に流動性が急激に悪化したことが読み取れる。一方、Bid Ask Spreadの変化率は2005年12月までの期間において比較的小さいが、金融危機には変化率は大きく急激な流動性の悪化が読み取れる。このようにILRとBid Ask Spreadを比べると、ILRでは景気の安定拡大局面でも景気悪化や金融危機の局面でも変化率は概して大きい、Bid Ask Spreadでは景気の安定拡大局面では変化率は小さく、景気悪化や金融危機の局面で変化率が大きくなった特徴が読み取れる。このようにILRとBid Ask Spreadでは流動性指標の変化率の大きさが状態に依存する程度が異なるため、日銀短観に対する回帰を行う際に、回帰モデルに採用する流動

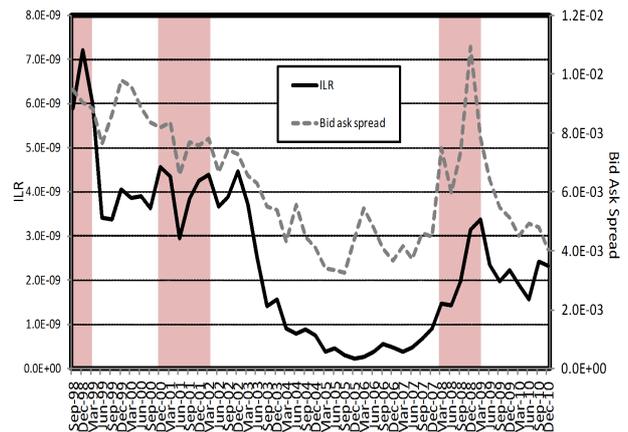


図1 流動性指標の推定値

Fig. 1 Estimated Liquidity measures.

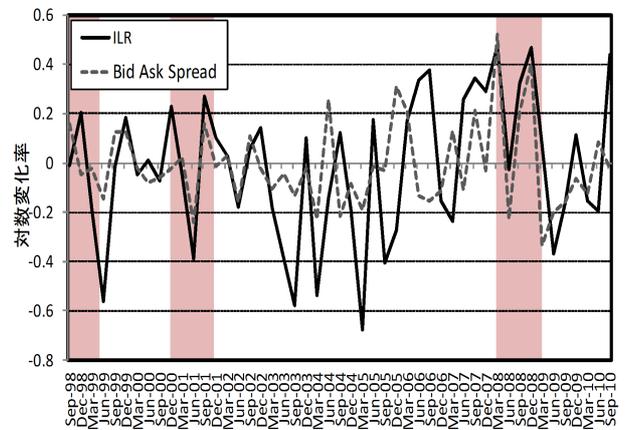


図2 推定した流動性指標の対数変化率の推移

Fig. 2 Log returns of estimated liquidity measures.

性指標によって、各状態における説明力が異なることが示唆される。

次に、流動性指標に加えて利用する回帰モデルの説明変数の候補となる4つの予測指標、1期前の日銀短観変化率、TOPIXリターン、長短金利差、TOPIXのボラティリティをとりあげ、各予測指標間の相関係数を表1に示した。流動性指標としてILRとBid Ask Spreadのいずれを採用する場合でも、TOPIXリターンは流動性指標や他の予測指標との相関係数が高く、ILRとの相関係数に関しては-0.607に及ぶ。TOPIXリターン以外の指標に関しては、どのようなペアに関しても相関係数が0.4を超えることはない。よって、分析対象2では、他の予測指標としてTOPIXリターンを除いた1期前の日銀短観変化率、長短金利差、TOPIXのボラティリティの3つの予測指標を採用する。

##### 4.2 分析対象2の結果と考察

流動性指標としてILRとBid Ask Spreadの各々を採用する場合のインサンプルデータに基づく回帰分析結果をそ

表 1 各指標の相関係数

Table 1 Correlations between explanatory variables.

	ILR	TANKAN	LS Spread	TOPIX Return	TOPIX Vola
ILR	1.000				
TANKAN	- 0.275	1.000			
LS Spread	- 0.144	- 0.037	1.000		
TOPIX Return	- 0.607	0.380	0.412	1.000	
TOPIX Vola	- 0.153	- 0.025	- 0.221	- 0.091	1.000

	Bid Ask Spread	TANKAN	LS Spread	TOPIX Return	TOPIX Vola
Bid Ask Spread	1.000				
TANKAN	- 0.084	1.000			
LS Spread	- 0.283	- 0.037	1.000		
TOPIX Return	- 0.368	0.380	0.412	1.000	
TOPIX Vola	0.239	- 0.025	- 0.221	- 0.091	1.000

表 2 流動性指標を ILR とした際の回帰分析結果 (\*\*\*)は 1%有意, \*\*は 5%有意, \*は 10%有意)

Table 2 Results of regression analysis adopting ILR.

	$\Phi$	$\lambda$	$\gamma_y$	$\gamma^{LS}$	$\gamma^{Vola}$	AIC	ex.LIQ AIC
RM (p値)	0.007	- 0.196*** 0.004				- 58.589	
RSRM (p値)	0.007	0.018	- 0.077*** 0.000	- 0.396*** 0.000		- 83.589	
RM (p値)	0.005	- 0.153** 0.021	0.313** 0.021			- 62.488	- 58.731
RSRM (p値)	0.000	0.019	- 0.076*** 0.000	- 0.318*** 0.003	0.263** 0.036	- 89.034	
RM (p値)	0.007	- 0.129** 0.042	0.337*** 0.009	0.092** 0.018		- 66.646	- 64.096
RSRM (p値)	0.005	0.012	- 0.056*** 0.001	- 0.333*** 0.001	0.243** 0.044	- 92.878	
RM (p値)	0.005	- 0.159** 0.019	0.308** 0.022		- 0.018 0.585	- 60.816	- 56.751
RSRM (p値)	0.000	0.019	- 0.071*** 0.000	- 0.320*** 0.003	0.271** 0.033	- 87.589	
RM (p値)	0.007	- 0.128** 0.050	0.338*** 0.010	0.093** 0.023	0.001 0.964	- 64.648	- 62.329
RSRM (p値)	0.005	0.012	- 0.051*** 0.003	- 0.333*** 0.001	0.259** 0.034	- 91.645	
				0.054	0.009		
				0.154	0.758		

れぞれ表 2, 表 3 に示した. なお, 説明変数から日銀短観を除いたモデルに関してはモデルの精度が低くなること  
が確認されたため, あらかじめ除いた. 各表において RM (Regression Model) として既存の予測回帰モデル (式 (5))  
を採用した場合の分析結果を, RSRM (Regime Switching Regression Model) としてレジームスイッチング回帰モデル (式 (6)) の分析結果を掲載した. なお, 表 2, 表 3 に  
おいて  $\phi$  は定数項の回帰係数の推定値,  $\lambda$  は流動性指標の回帰係数の推定値,  $\gamma_y$  は 1 期前の日銀短観の回帰係数の  
推定値,  $\gamma^{LS}$  は長短金利差の回帰係数の推定値,  $\gamma^{Vola}$  は TOPIX ボラティリティの回帰係数の推定値をそれぞれ示  
している. また, 表 2, 表 3 における ex.LIQ AIC は RM において流動性指標を予測回帰モデルの説明変数から除  
いたモデルの AIC を示している. 本節では, RM の方に

着目して分析結果を検討する. まず, 流動性指標に関する回帰係数の符号に注目すると, いずれも負で 1%あるいは  
5%有意となっている. 本研究で採用した流動性指標は正(負)の値は流動性の悪化(好転)を表すから, 回帰係数  
の符号が負であることは流動性が悪化(好転)するときに日銀短観の対数変化率が負(正)となることを示唆し, 整  
合的な結果である. つまり, 先行きの企業業績の見通し悪化(改善)から株式の購入が手控えられて(さかんになっ  
て)市場の流動性が悪化(改善)するようなことは景気の悪化(改善)の前触れと考えられ, 景気が悪く(良く)な  
ることは経済的に整合的な結果である. また, 1 期前の日銀短観変化率, 長短金利差, TOPIX のボラティリティの  
3 つの予測指標すべてを他の予測指標として採用した場合でも流動性指標に関する回帰係数は有意な水準となること

表 3 流動性指標を Bid Ask Spread とした際の回帰分析結果 (\*\*\*)は 1%有意, \*\*は 5%有意, \*は 10%有意)

Table 3 Results of regression analysis adopting Bid Ask Spread.

	$\Phi$	$\lambda$	$\gamma_y$	$\gamma_{LS}$	$\gamma_{Vola}$	AIC	ex.LIQ AIC
RM (p値)	0.006	- 0.342***				- 61.485	
RSRM (p値)	0.008	0.007	- 0.064*	- 0.670***		- 78.025	
RM (p値)	0.004	- 0.316***	0.366***			- 66.579	- 58.731
RSRM (p値)	0.001	0.007	- 0.042	- 0.704***	0.346***	- 85.917	
RM (p値)	0.006	- 0.258**	0.381***	0.077**		- 68.860	- 64.096
RSRM (p値)	0.013	- 0.028	- 0.042	- 0.709***	0.395***	- 91.566	
RM (p値)	0.004	- 0.331***	0.366***		0.020	- 64.997	- 56.751
RSRM (p値)	0.001	0.007	- 0.049	- 0.757***	0.354***	- 87.800	
RM (p値)	0.006	- 0.277***	0.383***	0.083**	0.031	- 67.946	- 62.329
RSRM (p値)	0.012	- 0.025	- 0.053	- 0.716***	0.408***	- 93.842	

から、ILR には、日銀短観の予測において他の予測指標とは異なる形の説明力を有する。

次に、AIC の観点から最適な予測モデルの選択を行う。流動性指標として ILR を採用する場合には、他の予測指標として 1 期前の日銀短観変化率と長短金利差の 2 つを加えたときに AIC は  $-66.646$  と最も良い。さらに、TOPIX のボラティリティを加えると AIC が悪化するから、TOPIX のボラティリティはパラメータの増加によるペナルティを上回るほどの予測における貢献がみられない。流動性指標として Bid Ask Spread を採用する場合においても同様の結果となり、他の予測指標として 1 期前の日銀短観変化率と長短金利差の 2 つを加えたときに AIC は  $-68.860$  と最も良い。また、ILR と同様に、Bid Ask Spread にも日銀短観の予測において他の予測指標とは異なる形の説明力があることが確認される。ここで、各流動性指標に他の予測指標を加えて構築した最適な予測回帰モデルを採用した場合の予測精度を時系列で確認しておく。図 3 の実線と点線には、それぞれ流動性指標として ILR と Bid Ask Spread を採用した場合の日銀短観の水準に関する推定値を現実の値とともに時系列としてプロットした。また、図 3 のシャドウ部は内閣府公表の景気後退期を示す。まず、実線と点線を比較すると、流動性指標として ILR と Bid Ask Spread を採用した場合の日銀短観の水準に関する推定値は 2003 年から 2007 年の景気拡大期において相応に異なるが、それ以外の期間ではほとんど同じ値であることが分かる。また、現実の日銀短観の値との比較では、モデルの推定値は現実の値の動きをおおむねとらえてはいるものの、いずれの流動性指標を採用しても 2000 年 12 月以前の期間を除くと、平均すると 6 程度の乖離がみられる。特に、2008 年か

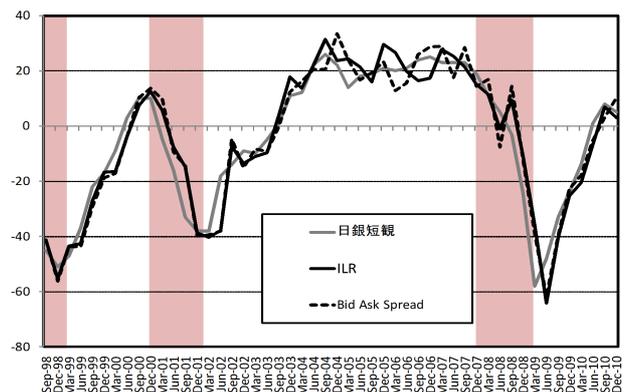


図 3 日銀短観の実現値と推定値 (RM の場合)

Fig. 3 Actual and estimated values of Tankan (case of RM).

ら 2009 年の金融危機において推定誤差は 10 を超えることが確認される。

### 4.3 分析対象 3 の結果と考察

本節では、流動性指標に関する回帰係数が状態に依存できるレジームスイッチング回帰モデル (式 (6)) を採用した場合の分析結果を表 2, 3 の RSRM に着目して考察する。

まず、表 2 から流動性指標として ILR を採用した場合について考察する。流動性指標に関する回帰係数は、負で絶対値が小さい値と負で絶対値が大きな値の 2 通りが推定され、前節でみた回帰係数がこれら 2 つの推定値の間の値をとる形になっている。よって、いずれの状態であっても、前節と同様に流動性が悪化 (好転) するときに日銀短観の対数変化率が負 (正) となるような経済的に整合的な結果となった。ただし、負で絶対値が小さな値をとる状態

と負で絶対値が大きな値をとる状態があるということは、流動性指標が日銀短観の予測に大きく影響する時期とそれほど影響が小さくない時期があることがうかがえる。この点を確認するために、図4には日銀短観の推移に加えて回帰係数が負で絶対値が小さな値となるレジームの状態確率（フィルタ）の推移（実線はILR, 点線はBid Ask Spread, 状態確率はそれぞれAICが最も高いモデルより抽出）を合わせて掲載した。図のシャドウ部は内閣府公表の景気後退期を示す。2002年以前には日銀短観と状態確率の推移に明確な関係はみにくいですが、2002年以降、日銀短観が良くなると状態確率は高くなり、日銀短観が悪化すると状態確率は低下する傾向がみられる。つまり、流動性指標が日銀短観の予測に与える影響は景気回復局面では小さく、景気悪化局面では大きくなることが確認される。この傾向はその他の予測指標にどの指標を加えても確認することができた。また、他の予測指標をモデルに加えた場合に関して流動性指標に関する2通りの回帰係数はともに有意な水準となることから、流動性指標としてILRを採用する場合には、流動性指標が日銀短観の予測に与える影響が小さくなる景気回復局面であっても他の予測指標とは異なる形の予測力を有することが確認される。次に、AICの観点からインサンプルにおける最適な予測回帰モデルの選択を行う。流動性指標としてILRを採用する場合には、他の予測指標として1期前の日銀短観変化率と長短金利差の2つを加えたときにAICは-92.878と最も良く、流動性指標の回帰係数にレジームを導入しない分析対象2から40%程度AICが改善されている。興味深いのは、流動性指標の回帰係数にレジームを導入することで長短金利差に関する回帰係数の有意性が失われている点である。これは、先に述べたように流動性指標の回帰係数にレジームを導入すると抽出されるレジームに日銀短観が良くなると状態確率は高くなり、日銀短観が悪化すると状態確率は低下する傾向がみられることから、長短金利差が有する日銀短観の説明力の一部分を複製するような形になったものと思われる。TOPIXのボラティリティを加えるとAICが悪化し、TOPIXのボラ

ティリティはパラメータの増加によるペナルティを上回るほどの予測における貢献がみられないことは、レジームを考慮しない分析対象2の結果と同様である。

次に、表3から流動性指標としてBid Ask Spreadを採用した場合について考察する。流動性指標に関する回帰係数は、流動性指標としてILRを採用した場合と同様に負で絶対値が小さな値と負で絶対値が大きな値の2通りが推定され、前節でみた回帰係数がこれら2つの推定値の間の値をとる形となっているが、Bid Ask Spreadを採用した場合には2つの推定値の乖離が極端に大きく、さらに、回帰係数が負で絶対値が小さな値と推定される状態では回帰係数の有意性が失われている。よって、いずれの状態であっても、前節と同様に流動性が悪化（好転）するときに日銀短観の対数変化率が負（正）となるような経済的に整合的な結果ではあるが、負で絶対値が小さな値をとる状態では、日銀短観の予測において流動性指標が他の予測指標とは異なる形の予測力を有するとは必ずしもいえない結果となった。ここで、図4から日銀短観の推移と回帰係数が負で絶対値が小さな値となるレジームの状態確率の推移（点線）を確認すると、ILRの場合と同様に、2002年以前には日銀短観と状態確率の推移に明確な関係はみにくいですが、2002年以降、日銀短観が良くなると状態確率は高くなり、日銀短観が悪化すると状態確率は低下する傾向がみられる。つまり、流動性指標が日銀短観の予測に与える影響は景気回復局面では他の予測指標に吸収される可能性があるが、景気悪化局面では流動性指標にILRを採用するよりも大きくなることが想定される。次に、AICの観点からインサンプルにおける最適な予測回帰モデルの選択を行う。流動性指標としてBid Ask Spreadを採用する場合には、他の予測指標として1期前の日銀短観変化率、長短金利差、TOPIXのボラティリティのすべてを加えたときにAICは-93.842と最も良く、流動性指標の回帰係数にレジームを導入しない分析対象2を基準とすると37%程度AICが改善されている。興味深いのは、流動性指標の回帰係数にレジームを導入する場合には他の予測指標にTOPIXのボラティリティを加えることでAICが向上することである。これは、先に述べたように流動性指標の回帰係数にレジームを導入すると回帰係数が負で絶対値が小さな値となるレジームでは回帰係数の有意性が失われるため、TOPIXのボラティリティが予測精度の向上に一定の役割を果たすことになったことが考えられる。

ここで、分析対象2と同様に、各流動性指標に他の予測指標を加えて構築した最適な予測モデルを採用した場合の予測精度を時系列で確認しておく。図5の実線と点線には、それぞれ流動性指標としてILRとBid Ask Spreadを採用したレジームスイッチング回帰モデル（式(6)）の日銀短観の水準に関する推定値を現実の値とともに時系列としてプロットした。図のシャドウ部は景気後退期を示す。

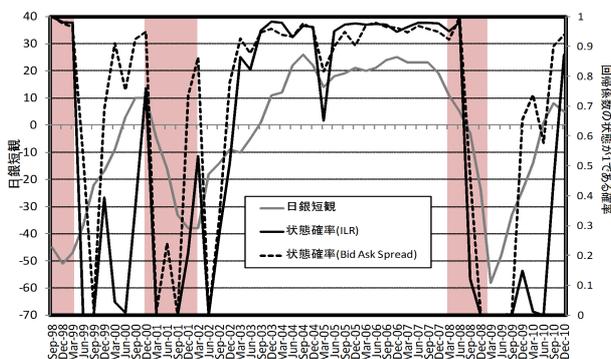


図4 日銀短観の水準と状態確率の推移

Fig. 4 Actual value of Tankan and state probability.

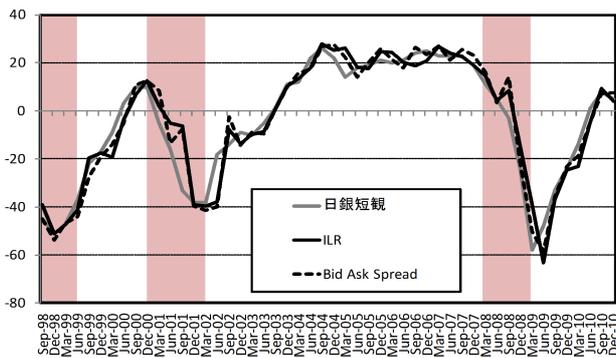


図 5 日銀短観の水準とレジームスイッチング回帰モデル用いた際の推定値

Fig. 5 Actual and estimated values of Tankaan (case of RSRM).

分析対象 2 で確認した図 3 と図 5 を比較すると、2002 年 6 月以前の時期においては日銀短観の推定値と実現値との乖離が若干拡大するものの、2003 年から 2007 年の景気拡大期においてはいずれの流動性指標を採用しても実現値との乖離はきわめて小さく平均で 3 程度にとどまる。全期間通じてみた場合にも、平均で 3 程度の乖離にとどまるため、RSRM を用いた際の推定精度は RM を上回ることが確認できる。さらに、Bid Ask Spread を採用した場合には、2008 年の金融危機時における日銀短観の大幅な低下もおおむねとらえていることが確認される。

## 5. まとめと今後の課題

本研究では、株式市場において取引のしやすさに関連する指標となる Amihud の非流動性やモデルから推定した Bid Ask Spread の各々が日本における代表的な景気指標である日銀短観を予測する回帰モデルにおいて説明力を有するかについて検証した。第 1 に、採用した流動性指標に関しては、ILR では景気の安定拡大局面でも景気悪化や金融危機の局面でも変化率は概して大きい、Bid Ask Spread では景気の安定拡大局面では変化率は小さく、景気悪化や金融危機の局面で変化率が大きくなるといった特徴を有することが確認された。第 2 に、回帰モデルの説明変数として流動性指標に 1 期前の日銀短観変化率と長短金利差を加えたモデルの予測力が高く、いずれの流動性指標を採用してもその回帰係数は経済的に整合的で有意な値となることが分かった。最後に、流動性指標の回帰係数が状態に応じて異なる値をとるレジームスイッチング回帰モデルを用いた分析結果からは、レジームの導入によってモデルの予測力が格段に向上すること、各流動性指標の予測における役割に違いが生じることなどが確認された。

本研究においては、流動性指標の日銀短観に対する説明力にフォーカスして検証しているため、その他の予測指標に関しては回帰係数が状態に応じて柔軟に変化するモデルには拡張していない。その他の予測指標の回帰係数が状態に応じて柔軟に変化するモデルに拡張した場合に、流動性

指標はどのような経済状態でその他の予測指標とは異なる情報を有するか検討することができる。このように拡張した場合に流動性指標は景気後退期においてその他の予測指標とは異なる情報を有すると予想されるが、今後、検討すべき重要な課題であろう。また、提案した予測回帰モデルをアウトサンプルで利用するにはどのような工夫をすればよいか、さらに今回は日銀短観と流動性指標のラグを 1 四半期と設定したが、どの程度のラグまで流動性指標の日銀短観に対する説明力が残るかを検証することなどが今後の発展的なテーマとしてあげられる。

謝辞 初稿における不十分な表現を指摘したうえで、改善の方向性を示す貴重なコメントをくださった 2 人の匿名査読者の方々には、この場をかりて心から感謝いたします。

## 参考文献

- [1] Amihud, Y.: Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects, *The Journal of Financial Markets*, Vol.5, pp.31-56 (2002).
- [2] Arzu, O.: Good Times or Bad Times? Investor's Uncertainty and Stock Returns, *The Review of Financial Studies*, Vol.22, pp.4377-4422 (2009).
- [3] Hamilton, J.D.: *Modeling Times Series with Changes in Regime Time Series Analysis*, Princeton University Press (1994).
- [4] 原田信行: 景気指標としての株価, 日本経済学会秋季大会 (2002).
- [5] Hasbrouck, J.: Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data, *The Journal of Finance*, Vol.64, pp.1445-1477 (2009).
- [6] Hirata, H. and Ueda, K.: The Yield Spread as a Predictor of Japanese Recessions, *Working Paper Series*, Vol.98, No.3, Bank of Japan (1998).
- [7] 石島 博: レジームスイッチングモデルとファイナンス理論・実証, *Working Paper Series*, Waseda University Institute of Finance, WIF-05-005, pp.19-31 (2005).
- [8] 伊東賢二, 宮崎浩一, 回測純治: 流動性リスクと株価リターン: レジームスイッチングモデルによる検証, 情報処理学会論文誌 数理モデル化と応用, Vol.5, No.2, pp.1-15 (2012).
- [9] 樺島祥介, 北川源四郎, 甘利俊一, 赤池弘次, 下平英寿, 土谷 隆, 室田一雄: 赤池情報量規準 AIC—モデリング・予測・知識発見, 共立出版 (2007).
- [10] Lesmond, D.A., Ogden, J.P. and Trzcinka, C.A.: A new estimate of transaction costs, *The Review of Financial Studies*, Vol.12, pp.1113-1141 (1999).
- [11] NÆS, R., Skjeltorp, J.A. and Odegaard, B.A.: Stock Market Liquidity and the Business Cycle, *The Journal of Finance*, Vol.66, pp.139-176 (2011).
- [12] 沖本竜義: 経済・ファイナンスデータの計量時系列分析, 朝倉書店 (2010).
- [13] Roll, R.: A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market, *The Journal of Finance*, Vol.39, No.4, pp.1127-1139 (1984).
- [14] 徳永拓也, 宮崎浩一: 日本株式市場における経済レジームファクターの役割, 数理解析研究所講究録, Vol.1818, pp.47-67 (2012).
- [15] 山本 拓: 経済時系列分析, 創文社 (1988).



西田 拓実

平成 2 年生. 平成 25 年電気通信大学  
電気通信学部システム工学科卒業. 平  
成 25 年同大学大学院情報理工学研究  
科博士前期課程入学, 現在に至る.



宮崎 浩一

昭和 42 年生. 平成 12 年筑波大学大学  
院経営・政策研究科博士課程修了. 博  
士 (経営学). 電気通信大学システム  
工学科専任講師等を経て, 平成 23 年  
電気通信大学大学院情報理工学研究  
科教授, 現在に至る.



岩井 邦紘

昭和 62 年生. 平成 23 年電気通信大学  
電気通信学部システム工学科卒業. 平  
成 25 年同大学大学院情報理工学研究  
科博士前期課程修了.