

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予測力

西田 拓実¹ 宮崎 浩一¹ 岩井 邦紘¹

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予測する力を有するかについて検証する。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予測力が高いモデルの構築を試みる。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、流動性指標が日銀短観の予測に与える影響度と経済状態との関連性も議論する。

The forecasting power of liquidity measure in equity market for Tankan Survey Using Regime-switching Model

Abstract: This research addresses the forecasting powers of liquidity measure expressing 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. The other factors thought to have the forecasting power are also included in the explanatory variables of the model to make its forecasting power improved. 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.

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。特に、内閣府が発表する景気先行指数に東証株価指数 (TOPIX) 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予測力があると言える。

近年、株価のみならず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予測力に関する研究が行われている。NES et al(2011)[3] では、Amihud(2002)[1] の非流動性指標 (以下、ILR とする) と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 に対して有する予測力を検証している。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の知る限り見当たらない。本研究では、景気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(2009)[2] のモデルから推定) の各々を採用して景気予測力があるかについて検証する。検証に際しては、景気予測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 AIC 規準で予測力の高いモデルを特定する。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。更に、本研究では、日銀短観の予測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に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。

¹ 電気通信大学
The University of Electro-Communications

2. 流動性指標及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(2002)[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。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 × 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。本研究では Hasbrouck(2009)[2] のモデルを用いて株価データから推定を行う。

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、NÆS et al (2011)[10] 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 (2) の予測回帰モデルを採用する。

$$y_{U+1} = \phi + \lambda LIQ_U + \gamma' \mathbf{X}_U + u_{U+1} \quad (2)$$

$$u_{U+1} \sim N(0, h)$$

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、 ϕ は定数項、 λ と γ' はそれぞれの指標の係数 (γ' 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。

流動性指標以外の予測指標としては、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 (Vol_{AU}) などが候補としてあげられる。

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予測力に注目するため、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 (3) を採用する。

$$y_{U+1} = \phi_{s_{U+1}} + \lambda_{s_{U+1}}^{LIQ} LIQ_U + \gamma' \mathbf{X}_U + u_{U+1} \quad (3)$$

$$u_{U+1} \sim N(0, h_{s_{U+1}}^{LIQ})$$

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、 γ' は他の各予測指標の回帰係数ベクトル、 \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。

本研究では流動性指標の回帰係数である λ^{LIQ} が状態に依存して λ_1^{LIQ} 、 λ_2^{LIQ} の2つの状態を取るものとし、 $|\lambda_1^{LIQ}| < |\lambda_2^{LIQ}|$ 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取るものとする。

RSM では、状態を表す潜在変数 s_{U+1} が遷移確率行列に従い、推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 に留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 (4) のように表される。

$$P = \begin{pmatrix} p^{11} & p^{21} \\ p^{12} & p^{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p^{11} & 1 - p^{22} \\ 1 - p^{11} & p^{22} \end{pmatrix} \quad (4)$$

パラメータは最尤法を用いて推定する。

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が日銀短観に対して予測力があるかについて、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。予測モデルの精度は、赤池の情報量規準 (AIC) によって評価する。

また、回帰係数の有意性は t 検定に基づき確認する。RSRM 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・宮崎・回淵 (2012)[4] にある RSRM を用いた際の t 統計量の算出方法に倣い t 統計量として式 (5) を、回帰係数の分散として式 (6) を採用する。

$$t_{score} = \frac{|\hat{\lambda}_i^{LIQ} - 0|}{\sqrt{V[\hat{\lambda}_i^{LIQ} | s_{U+1} = i]}} \quad (5)$$

$$\sim t(T - 2n - k - 2)$$

$$V[\hat{\lambda}_i^{LIQ} | s_{U+1} = i] = \frac{\sum_{t=1}^T (y_{U+1} - \hat{y}_{U+1,t})^2 \cdot P\{s_{U+1}=i | \mathbf{Y}_{U+1}; \theta\}}{(T - 2n - k - 2) \cdot \sum_{U=1}^T LIQ_U^2 \cdot P\{s_{U+1}=i | \mathbf{Y}_{U+1}; \theta\}} \quad (6)$$

ここで y_{t+1} は $t+1$ 時点における日銀短観、 \hat{y}_{t+1} はモデル値、 $P\{\bullet\}$ は状態確率、 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}_{t+1}

は $t+1$ 時点までの観測データベクトル, θ はパラメータベクトル, \bar{y} は観測データの平均値, T はサンプル数, 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.

3. データと分析設定, 分析対象

データとして, 東証1部全銘柄の株価及び出来高, TOPIX, 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, 銘柄毎に求めた流動性指標の平均を取ることによって流動性指標を四半期で1つ導出する. 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.

データ期間は 1998 年 6 月から 2010 年 12 月の 51 四半期, 分析期間は, 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, 更に, 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予め除外する.

(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, 既存の予測モデル (式 (2)) 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, 全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捉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予測値を算出し現実の値と共に時系列的に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, レジームスイッチング回帰モデル (式 (3)) 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 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なっているため, 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. 予測精度の比較を分析対象2と同様に行い, 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 (3)) を採用することのメリットが得られるかについて, 更には, 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平均したものをそれぞれ図1の実線と点線に示した. 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していること, 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わかる. 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し, 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. 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わかる. 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取ることが確認され, この期間に流動性が大幅に改善し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 ではどのよ

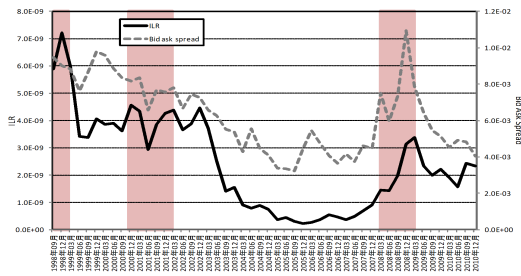


図 1 流動性指標の推定値

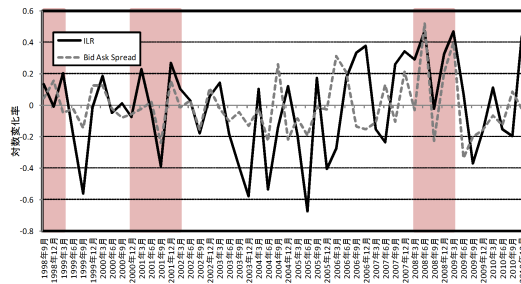


図 2 推定した流動性指標の対数変化率の推移

表 1 各指標の相関係数

	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

うな景気の局面においても変化率は概して大きいですが、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、日銀短観を予測する際に流動性指標の予測力が状態に応じて異なる程度がどのような流動性指標を採用するかによって相違が生じ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。よって、分析対象 2 では、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 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回帰分析結果をそれぞれ表 2、表 3 に示した。各表において、RM として既存の予測回帰モデル (式 (2))

を採用した場合の分析結果を、RSRM としてレジームスイッチング回帰モデル (式 (3)) の分析結果を掲載した。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、何れも負で 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、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予測力を有する。次に、AIC 規準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。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予測力が有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モデルを採用した場合の予測精度を時系列的に確認しておく。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予測値を現実の値と共に時系列的にプロットした。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予測値は 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わかる。また、現実の日銀短観の値との比較では、モデルの予測値は現実の値の動きを概ね捉えてはいるものの、何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 程度の乖離が見られる。特に、2008 年から 2009 年の金融危機において予測誤差は 10 を超えることが確認される。

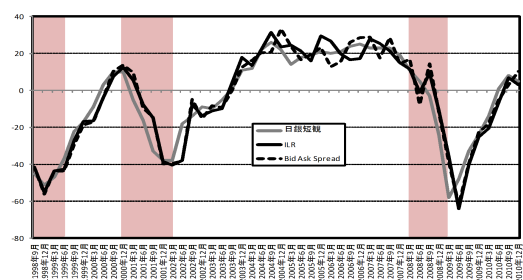


図 3 日銀短観の水準と回帰モデルを用いた際の推定値

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)

	Φ	λ	γ_s	γ_{LS}	γ_{obs}	AIC	ex.LIQ AIC
RM	0.007	-0.196***				-58.589	
(p値)		0.004					
RSRM	0.007	0.018	-0.077***	-0.396***		-83.589	
(p値)		0.000	0.000				
RM	0.005	-0.153**		0.313**		-62.488	-58.731
(p値)		0.021		0.021			
RSRM	0.000	0.019	-0.076***	-0.318***		-89.034	
(p値)		0.000	0.003		0.036		
RM	0.007	-0.129**		0.337***	0.092**	-66.646	-64.096
(p値)		0.042		0.009	0.018		
RSRM	0.005	0.012	-0.056***	-0.333***		-92.878	
(p値)		0.001	0.001	0.044	0.175		
RM	0.005	-0.159**		0.308**	-0.018	-60.816	-56.751
(p値)		0.019		0.022	0.585		
RSRM	0.000	0.019	-0.071***	-0.320***		-87.587	
(p値)		0.000	0.003		0.033		
RM	0.007	-0.128**		0.338***	0.093**	-64.648	-62.329
(p値)		0.050		0.010	0.023	0.964	
RSRM	0.005	0.012	-0.051***	-0.333***		-91.645	
(p値)		0.003	0.001	0.034	0.154	0.758	

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)

	Φ	λ	γ_s	γ_{LS}	γ_{obs}	AIC	ex.LIQ AIC
RM	0.006	-0.342***				-61.485	
(p値)		0.002					
RSRM	0.008	0.007	-0.064*	-0.670***		-78.025	
(p値)		0.074	0.000				
RM	0.004	-0.316***		0.366***		-66.579	-58.731
(p値)		0.002		0.004			
RSRM	0.001	0.007	-0.042	-0.704***		-85.917	
(p値)		0.218	0.000		0.002		
RM	0.006	-0.258**		0.381***	0.077**	-68.860	-64.096
(p値)		0.013		0.002	0.048		
RSM	0.013	-0.028	-0.042	-0.709***		-91.566	
(p値)		0.310	0.000		0.103		
RM	0.004	-0.331***		0.366***	0.020	-64.997	-56.751
(p値)		0.002		0.004	0.537		
RSRM	0.001	0.007	-0.049	-0.757***		-87.800	
(p値)		0.134	0.000		0.304		
RM	0.006	-0.277**		0.383***	0.083**	-67.946	-62.329
(p値)		0.009		0.002	0.036	0.326	
RSRM	0.012	-0.025	-0.053	-0.716***		-93.842	
(p値)		0.144	0.000	0.000	0.070	0.355	

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(3))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、負の小さな値と負の大きな値の 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、何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。但し、負の小さな値をとる状態と負の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大きい時期があることが伺える。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の小さな値となるレジームの状態確率の推移を合わせて掲載した。2002 年以降、日銀短観がよ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見られる。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。また、他の予

測指標をモデルに加えた場合に関しても流動性指標に関する 2 通りの回帰係数は共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、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 規準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 26 程度 AIC が改善している

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の小さな値と負の大きな値の 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、更に、回帰係数が負の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、何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、負の小さな値をとる

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は必ずしも言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の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年以降、日銀短観がよ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見られる。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のが想定される。次に、AIC規準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Bid Ask Spreadを採用する場合は、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全てを加えたときに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から26程度AICが改善している。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の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的に確認しておく。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(3))の日銀短観の水準に関する予測値を現実の値と共に時系列的にプロットした。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予測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何れの流動性指標を採用しても実現値との乖離は極めて小さく平均で3程度に留まる。更に、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概ね捉えていることが確認される。

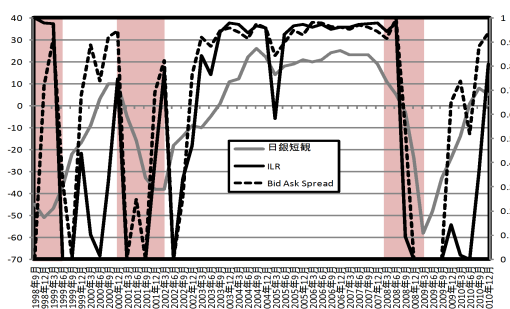


図4 日銀短観の水準と状態確率の推移

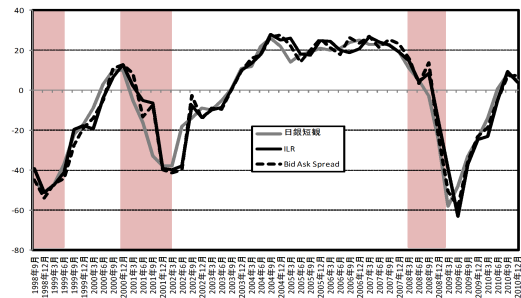


図5 日銀短観の水準とレジームスイッチング回帰モデル用いた際の推定値

5. まとめと結語

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力を有するかについて検証した。第一に、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。第二に、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、何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わかった。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。

謝辞 本研究は、科研費(22510143)の助成を受けたものである。

参考文献

- [1] Amihud, Y, "Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects", *The Journal of Financial Markets* 5(2002), pp31-56.
- [2] Hasbrouck, J, "Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data", *The Journal of Finance* 64(2009), pp1445-1477.
- [3] NÆS, R, Skjeltorp, J.A., and Ødegaard, B.A., "Stock Market Liquidity and the Business Cycle", *The Journal of Finance* 66(2011), pp139-176.
- [4] 伊東賢二, 宮崎浩一, 回淵純治: 「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 5(2), (2012), pp1-15