

《小特集》

景気の転換点の予測： Sequential Probability Recursion の応用

松岡 幹 裕*

ABSTRACT This paper applies Neftçi (1982)'s sequential probability recursion (SPR) to the prediction of business cycle turning points in Japan. The SPR forecast correctly predicted ten of the past thirteen turning points before they occurred. It also shows better performance relative to the rule-of-thumb prediction that signals the turning points when the leading diffusion index (DI) shows values below (above) 50% for three months in a row for peak (trough) predictions, in terms of both a smaller number of false signals and earlier detections of the turning points. The SPR-based prediction has signalled a peak as early as in June 1996 for the peak of March 1997, which confirms ability of identifying the turning point even on an ex-ante basis.

1. はじめに

景気循環の分析にとって重要なトピックの一つは、景気の転換点を予測することである。もし、事前に景気の山が分かっていたら企業は不必要な設備投資を手控えるであろうし、景気の谷が分かっていたら他社に先駆けて先行投資を再開するであろう。政府も必要となる経済政策について検討する時間的余裕が与えられることになる。このような必要性にもかかわらず、これまでの伝統的な大規模計量経済モデルは景気の転換点を予測することが苦手であった。転換点はむしろ予測作業者が意図的に外生変数を操作して作り出すことが一般的で、極めて恣意的なものと理解されても仕方がないものであった（例えば Wecker [1979]）。

そこで、景気の転換点を予測することを第一の目的とする新たなモデルが必要とされたのである。これには二つの系統がある。第一のものは、Stock and Watson (1989, 1990) や Fair (1994) のように、ARIMA モデルまたは連立方程式モデルから推定された誤差項をランダムに発生させる bootstrapping を用いた stochastic simulation であり、経済データは単一レジームから発生するものと仮定される。第二のものは、Hamilton (1989, 1994), Diebold and Rudebusch (1989, 1990), Dueker (1997) のようにマルコフ過程を用いて転換点

を予測するものであり、経済データは複数のレジームから発生するものと仮定される。本稿では、この第二の系統に属する Neftçi (1982) の Sequential Probability Recursion (SPR) を紹介する。

2. Sequential Probability Recursion

これまでに、Neftçi (1982) の SPR を用いて景気の転換点を予測したものには、米国経済に応用した Palash and Radecki (1985), Diebold and Rudebusch (1989), Koenig and Emery (1991), イギリス・ドイツ・日本に応用した Niemira (1991), 日本に応用した Matsuoka (1995, 1998) がある。

SPR では、実現される経済時系列データはいくつかの異なるレジームから発生しているが、観測者はどの時点のデータがどのレジームから発生しているか分からない、と仮定されている。単純化のために、レジームは景気後退 (downturn) と景気拡大 (expansion) の2つであるとしよう。そして、レジームの転換 (regime switching) がある確率で每期起こる確率過程に従っていると考えよう。t 期において観測可能な t 期までの時系列データ $x_t = \{x_0, x_1, x_2, \dots, x_t\}$ はこの2つの異なるレジームから発生したデータの合生物となる。

ある経済時系列 X_t が経済の先行指標として用いられているとしよう（例えば X_t は経済企画庁が算出するコンポジットインデックス [CI] の先行指数）。 X_t は2つのレジームで異なったそして独立した確率分布を有しているとしよう。景気の転換点が訪れた時点 T_x (これは整数) とすると、 T_x が上記の確率過程を

Prediction of Business Cycle Turning Points: Application of the Sequential Probability Recursion to the Japanese Data. By Mikihiro Matsuoka (Daiwa Institute of Research Ltd.).

* 大和総研経済調査部

表わす確率変数となる（例えば、転換点が拡大局面の50ヶ月目に起これば $T_x=50$ となる）。これを次のように表わすことにしよう：

$X_t \sim F^e(X_t)$ for $1 < t < T_x$, F^e は景気拡大 (expansion) 局面の累積確率分布 (cdf)

$X_t \sim F^d(X_t)$ for $T_x \leq t$, F^d は景気後退 (downturn) 局面の累積確率分布 (cdf)

t 期までのデータ $\{x_t\}$ を所与として、 t 期までに景気の山 (peak) を迎える（転換点を迎える： $T_x \leq t$ ）確率を Π_t^p とすると、これはベイズの定理を用いて(1)式のように表わすことができる。

$$\prod_t^p = P(T_x \leq t | x_t) = \frac{P(x_t | T_x \leq t) \cdot P(T_x \leq t)}{P(x_t)} \quad (1)$$

Diebold and Rudebusch (1989) によると、この確率 Π_t^p は(2)式の SPR の形式として表わすことができる。

$$\prod_t^p = \frac{\left[\prod_{i=1}^t \lambda_i^e \cdot \left(1 - \prod_{i=1}^t \lambda_i^e\right) \right] \cdot f^d(x_t)}{\left[\prod_{i=1}^t \lambda_i^e \cdot \left(1 - \prod_{i=1}^t \lambda_i^e\right) \right] \cdot f^d(x_t) + \left(1 - \prod_{i=1}^t \lambda_i^e\right) \cdot (1 - \lambda_i^e) \cdot f^e(x_t)} \quad (2)$$

ここで、 $\lambda_i^e = P(T_x = t | T_x > t-1)$ は $t-1$ 期までに景気の山が訪れなかった場合に t 期に山が訪れる条件付き確率であり、ハザード関数 (hazard function) と呼ばれる。 f^d は X_t が後退レジームから生じた場合の確率密度関数 (pdf), f^e は X_t が拡大レジームから生じた場合の pdf である。

同様に、 t 期までに景気の谷 (trough) を迎える確率 Π_t^T は、(3)式によって表わされる。

$$\prod_t^T = \frac{\left[\prod_{i=1}^t \lambda_i^d \cdot \left(1 - \prod_{i=1}^t \lambda_i^d\right) \right] \cdot f^e(x_t)}{\left[\prod_{i=1}^t \lambda_i^d \cdot \left(1 - \prod_{i=1}^t \lambda_i^d\right) \right] \cdot f^e(x_t) + \left(1 - \prod_{i=1}^t \lambda_i^d\right) \cdot (1 - \lambda_i^d) \cdot f^d(x_t)} \quad (3)$$

$\lambda_i^d = P(T_x = t | T_x > t-1)$ は $t-1$ 期までに景気の谷が訪れなかった場合に t 期に谷が訪れる条件付き確率である。

景気の転換点の予測は上記(2)・(3)式における Π_t^p 及び Π_t^T を毎月計算し、この確率が一定水準（これを $\hat{P}$ とする）以上に到達した時点（ $\Pi_t \geq \hat{P}$ ）で、「もうすぐ景気の転換点に近い」というシグナルを出すのである。これは言い換えれば、景気のある状態（例え

ば拡大局面）が終了した確率（別の状態〔後退局面〕にシフトした確率）を求めることである。 $\hat{P}$ を低く設定しすぎると誤ったシグナルが出やすく (Type I error), $\hat{P}$ を高く設定しすぎるとシグナルを出すタイミングが遅くなる (Type II error)。ここでは13ヶ月以上事前のシグナルは誤ったシグナルと判断した。

3. λ と f の推定方法

(2)・(3)式における未知の変数は λ と f の2つである。これを求めることによって、景気の転換点が訪れた確率を(2)・(3)式を用いて導出することが可能となる。ここでは以下のような方法を用いて、 λ と f を求めた。3節では λ の推定について、4節では f の推定について説明する。

λ ……Weibull ハザードを仮定して最尤法で求める。

f ……経済企画庁のコンポジットインデックスの先行指数 (CLI) の前期比を拡大局面と後退局面に分類し、正規分布を仮定して平均と分散を求める。

3.1 Hazard (λ), Survivor (S), and Density (F) の関係

ハザード関数の推定に伴って関連する用語を簡単に説明しておく。

$F(t)$ ……ある状態（景気拡大または後退）が t 期までに終了する確率： $F(t) = P(T \leq t)$

$S(t)$ ……ある状態が少なくとも t 期間続いている確率 (Survivor 関数)： $S(t) = 1 - F(t) = P(T \geq t)$

$l(t, \Delta)$ ……ある状態が t 期まで続いた場合に、次の短い期間 $t+\Delta$ の間に終了する条件付き確率

$\lambda(t)$ …… Δ をゼロに近づけていった場合の条件付き確率（これが hazard 関数）

これらは以下の(4)–(7)式のように表現される。

(7)式の最初の3つの項は連続型ハザード関数を、最後の項は離散型ハザード関数を表わしている。(8)式は integrated ハザード関数と呼ばれる。

$$CDF = F(t) = \int_0^t f(s) ds = P(T \leq t) \quad (4)$$

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T \geq t) \quad (5)$$

$$l(t, \Delta) = P(t < T < t + \Delta | T > t) = \frac{F(t + \Delta) - F(t)}{S(t)} \quad (6)$$

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta) - F(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \\ \cong P(T = t | T > t-1) \quad (7)$$

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds \quad (8)$$

$$\frac{\partial^2 L^d}{\partial \alpha^2} = -\frac{n-1}{\alpha^2} - \frac{1}{\alpha} \gamma \sum_{i=1}^n d_i^\alpha - (\ln \alpha)^2 \gamma \sum_{i=1}^n d_i^\alpha$$

$$\frac{\partial^2 L^d}{\partial \gamma^2} = -\frac{n-1}{\gamma^2}$$

$$Var(\hat{\alpha}) = -\left[\frac{\partial^2 L^d}{\partial \alpha^2} \Big|_{\hat{\alpha}, \hat{\gamma}} \right]^{-1}$$

$$Var(\hat{\gamma}) = -\left[\frac{\partial^2 L^d}{\partial \gamma^2} \Big|_{\hat{\alpha}, \hat{\gamma}} \right]^{-1}$$
(14)

拡大局面についてはすべての観測値が complete spell であるために(14)式の $(n-1)$ の項が n に置き換えられる。表1は日本の景気基準日付および景気循環の持続期間を要約したものである。表2は(14)式に基づいて求めた Weibull ハザードのパラメータである。比較のために米国の値を Sichel (1991) から引用している。表2によると、duration dependenceを検証するパラメータである α は拡大局面で1.093(0.227)、後退局面で1.456(0.264)であり、いずれの局面においても $\alpha=1$ (no duration dependence) の帰無仮説は棄却できない(括弧内は標準偏差)。これに対して米国では、景気後退局面において $\alpha=3.020(1.070)$ であり、positive duration dependence(時間が経てば経つほど景気後退局面が終わる確率が高まる)が認められる。その理由は、景気後退局面では拡大的財政金融政策が実施されるために景気後退が終わりやすいが、景気拡大局

面では政治的に不人気な緊縮的財政金融政策は実施されにくいことに求められる (Diebold and Rudebusch, 1990)。図1は求められた Weibull ハザードを描いたものである。

4. 景気の転換点の予測

4.1 データの特性の標準化

まず、高度成長期と低成長期における後退・拡大局面の CLI (コンポジット指数の先行指数) の特性を一致させる作業を実施した (15式)。ある CLI 前月比の観測値が拡大・後退局面のレジームから発生した確率は、高度成長期と低成長期では異なるためである。

$$x_{norm, high} = \frac{(y - \bar{x})}{\sqrt{(s_x^2/s_y^2)}} + \bar{y}$$
(15)

(15)式において、 $x_{norm, high}$ は標準化後の高度成長期の成長率、 y は低成長期の成長率、 $\bar{x}$ は標準化前の高度

表2 Weibull ハザードモデル

	日本		米国(Sichel, 1991)	
	1951:6 - 1998:2	1945:10 - 1990:2	1945:10 - 1990:2	1945:10 - 1990:2
	拡大	後退	拡大	後退
α	1.093 (0.227)	1.456 (0.264)	1.278 (0.603)	3.020 (1.070)
γ	0.058 (0.018)	0.020 (0.006)	0.007 (0.018)	0.001 (0.002)

注：括弧内は標準偏差。

表1 日本における景気基準日付と景気拡大・後退局面の継続期間 (Duration)

(単位：月)						
谷	山	谷	拡大	後退	合計	
	November 1880	September 1883		34		
September 1883	July 1890	October 1891	82	15	97	
October 1891	November 1897	November 1898	73	12	85	
November 1898	December 1899	June 1901	13	18	31	
June 1901	May 1907	January 1909	71	20	91	
January 1909	September 1913	December 1914	56	15	71	
December 1914	April 1920	April 1921	64	12	76	
April 1921	March 1929	November 1930	95	20	115	
November 1930	December 1939		109			
	June 1951	October 1951		4		
October 1951	January 1954	November 1954	27	10	37	
November 1954	June 1957	June 1958	31	12	43	
June 1958	December 1961	October 1962	42	10	52	
October 1962	October 1964	October 1965	24	12	36	
October 1965	July 1970	December 1971	57	17	74	
December 1971	November 1973	March 1975	23	16	39	
March 1975	January 1977	October 1977	22	9	31	
October 1977	February 1980	February 1983	28	36	64	
February 1983	June 1985	November 1986	28	17	45	
November 1986	April 1991	October 1993	53	30	83	
October 1993	March 1997	?	41			
平均継続期間			全期間	49	16	63
			第二次大戦前	70	18	81
			第二次大戦後	34	17	50

資料：経済企画庁

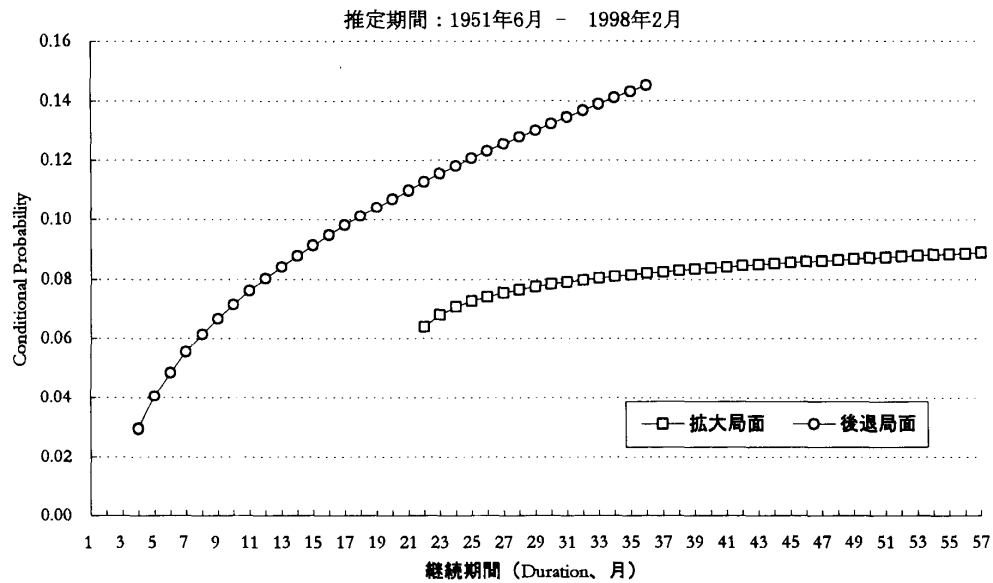
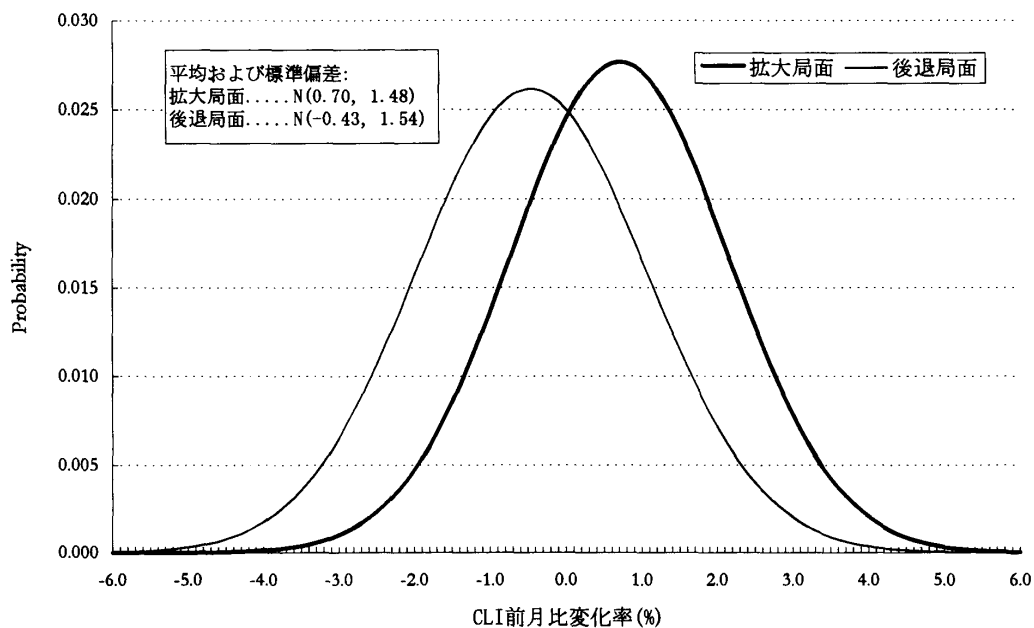


図1 Weibull ハザード関数



注：標準化後の値 (1968:2~1998:2)。

図2 正規分布を仮定した確率密度関数

成長期の平均成長率、 $\bar{y}$ は低成長期の平均成長率、 s_x^2 は標準化前の高度成長期の成長率の分散、 s_y^2 は低成長期の成長率の分散である。表3はCLI前月比変化率(%)の特性を比較したものである。図2は、CLI前月比変化率に正規分布を仮定した場合の拡大局面と後退局面とのpdfを比較したものである。

表3・図2から分かるように、拡大局面と後退局面ではCLI前月比の平均が異なる結果、(分散はほぼ等

しいが)両者の分布は完全には一致しない。このオーバーラップする面積が小さいほど、ある月のデータがいずれのレジームから発生したかを推測するのは容易になる。skewnessやkurtosisからみて正規分布を用いるのはあくまでも近似にすぎないことが分かるが、その他の分布を用いる場合にも2つのレジームにおけるオーバーラップの程度が小さいことが望ましいことは変わらない。

表3 CI先行指数前月比(%)の特性

	景気拡大局面		景気後退局面	
	1973:10以前	1975:3以降	1975:2以前	1977:1以降
Mean	0.838	0.699	-2.173	-0.428
Median	0.887	0.685	-2.087	-0.392
Standard Deviation	2.057	1.475	3.438	1.543
Variance	4.232	2.176	11.823	2.380
Kurtosis	-0.448	-0.601	1.036	0.100
Skewness	0.005	0.236	-0.776	-0.059
Range	8.9	6.9	16.1	8.2
Minimum	-3.7	-2.5	-12.2	-4.5
Maximum	5.2	4.4	3.8	3.6
No. of Observations	52	172	33	104

注: 1973:10以前および1975:2以前は標準化前の値。

ここでは、高度成長期の観測値(平均・分散)を低成長期のそれに標準化した後の値を用いたが、高度成長から低成長への移行はすぐには認識できず、このような修正はリアルタイムベースでの予測では不可能である。この意味で、以下の予測結果も精度について上方バイアスがかかっている可能性は否定できない。事実、米国において純粋にリアルタイム(ex-ante)ベースの予測を現在利用可能なデータに基づくex-postベースの予測と比較したDiebold and Rudebusch (1991)やKoenig and Emery (1991)はリアルタイム予測の精度がex-postベースの予測よりも低下することを認めている。

4.2 Sequential Probability Recursionの結果の要約と特性の把握

表4は以下のように読む。1970年7月の山のシグナルは $\hat{P}=0.5$ に設定した場合に2ヶ月前[-2]に出された。 $\hat{P}=0.9$ に設定すると3ヶ月後[3]にシグナルが出された。このように、マイナスの値が多く観察されるほど、事前に転換点を検出できていることになる。結果は以下のように要約される。

- (1) $\hat{P}=0.5$ に設定すると過去13回の転換点のうち10回は、転換点が訪れる前にシグナルが出ている。 $\hat{P}$ をより高く設定すると、当然、シグナルが出るのが遅れる。 $\hat{P}=0.9$ では13回のうち2回しか事前には転換点を検出できなくなる。政府が景気の転換点を認めるまでには通常1年程度の期間が必要であり、SPRに基づく予測はこのタイムラグを相当縮小したことになる。
- (2) はずれた3回については、31・23・22ヶ月前のシグナル($\hat{P}=0.5$ の場合)であり、 $\hat{P}=0.5$ と低く設定したことによりType I errorが発生しやすくなったと考えられる。また、SPRが景気基準日付検討委員会が検出しなかった小規模な景気循環にも敏感に反応しやすいことを示唆している。というのは、この3回はいずれも公式には認められなかった小規模な景気循環

表4 SPR (Sequential Probability Recursion) による景気の転換点の予測パフォーマンス

		(単位: 月)		
Threshold Probability:		0.5	0.8	0.9
Peaks (山)	Jul-70	-2	0	3
	Nov-73	-5	-4	-3
	Jan-77	-3	1	4
	Feb-80	-4	-2	1
	Jun-85	-12	0	2
	Feb-91	-31	-24	-19
	May-97	-23	-20	0
Troughs (谷)	Dec-71	-6	-4	-3
	Mar-75	-1	1	2
	Oct-77	0	2	3
	Feb-83	-22	-19	-18
	Nov-86	-2	2	3
	Oct-93	-8	-7	2
Peaks (山)	Average	-11.4	-7.0	-1.7
	Median	-5.0	-2.0	1.0
	Std. Dev.	10.5	9.7	7.4
Troughs (谷)	Average	-6.5	-4.2	-1.8
	Median	-4.0	-1.5	2.0
	Std. Dev.	7.5	7.4	7.5
合計	Average	-9.2	-5.7	-1.8
	Median	-5.0	-2.0	2.0
	Std. Dev.	9.6	8.8	7.4
合計*	Average	-4.3	-1.1	1.4
	Median	-3.5	0.0	2.0
	Std. Dev.	3.4	2.9	2.3
正しいシグナルを事前に出した回数		10	6	2
1ヶ月遅れ[+1]も含む		10	8	3
2ヶ月遅れ[+2]も含む		10	10	7
誤ったシグナルを事前に出した回数		3	3	3

* Feb-83, Feb-91, and Mar-97の転換点を除く。

正しいシグナルの範囲 [0] から [-12]。

誤ったシグナルの範囲 [-13] およびそれ以前。

Threshold Probability これ以上の確率になると転換点のシグナルを出すという臨界点の確率。

表の読み方

(例) [-2]というのは、転換点のシグナルが出たのが実際の転換点よりも2ヶ月前したがって、マイナスの値が多いほど事前に転換点を予測することができたことになる。ただし、あまりにも事前に予測している場合は誤ったシグナルとみなした。ここでは13ヶ月前のシグナルを誤ったシグナルと定義した。

が含まれているためである。

- ① 1983年2月の谷(1981年後半に景気が一旦回復に向かい始めたことを受けて回復確率が上昇したが、その後、米国のダブルディップ・リセッションの影響を受けて景気は再び腰折れした)
- ② 1991年2月の山(1988年後半からの小規模な在庫調整を受けて後退確率が上昇したが、これは景気後退とは認識されなかった)
- ③ 1997年3月の山(1994年春までの急激な円高によって1995年後半から景気回復が中断したが、これは景気後退とは認識されなかった)

このような現象は、Hansen (1994) が指摘した business cycle dating committee filter (景気転換点の設定の基準が時を通じて不変ではない) が存在する可能性を改めて確認するものである。

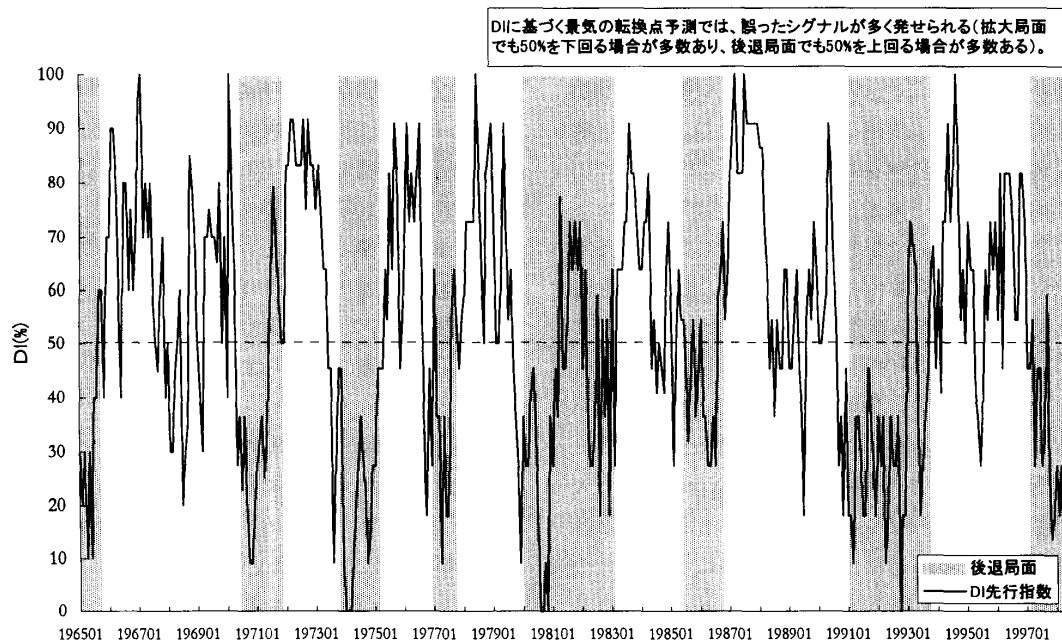


図3 DI先行指数

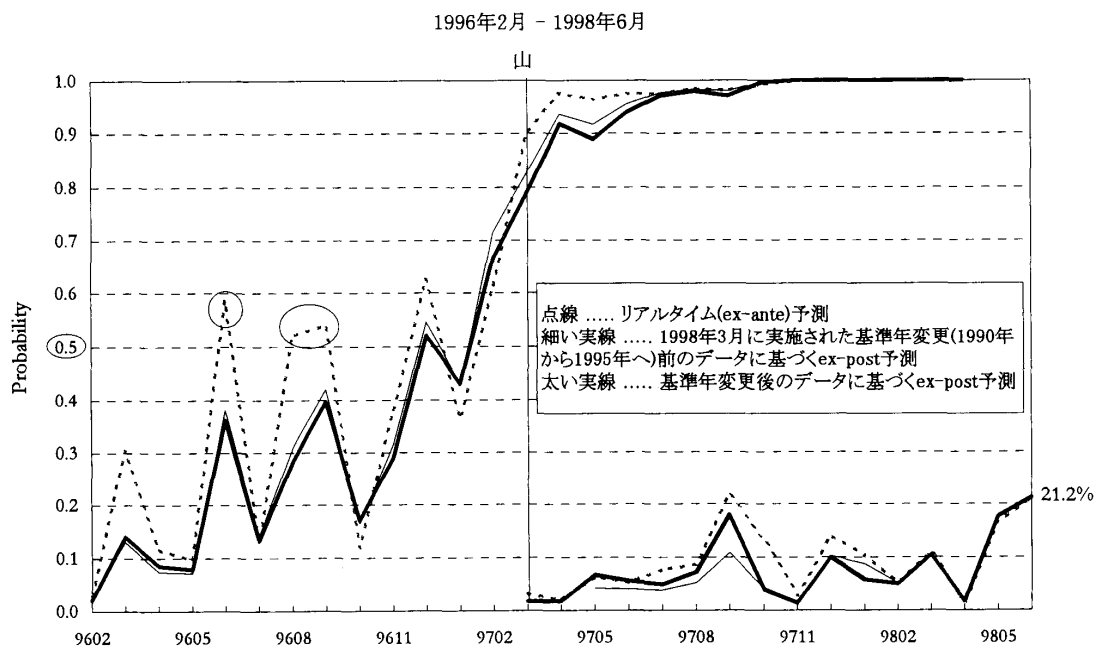


図4 景気回復・後退確率：リアルタイム予測

(3) この誤ったシグナルを除去するためには、シグナルが出た後の確率が100%に収斂していくかどうかをチェックする必要がある。100%に収斂すれば真のシグナルになる可能性が大きいし、100%に収斂せず、再び低下していけば誤ったシグナルに終わる可能性が大きい。このチェックによって誤ったシグナルはかなりの程度除去できると考えられる。

(4) 民間エコノミストやメディアが注目しているDIに基づく景気判定法に比較して誤ったシグナルが出る可能性が小さいことがSPRに基づく転換点予測の利点であると考えられる(DIに基づく簡便法の転換点予測ではDIが3ヶ月連続で50%を下回れば〔上回れば〕景気の山〔谷〕を迎えたと判断する：図3)。また、DIに基づく判定法ではDIが3ヶ月以上50%を

下回ってもさまざまな理由をつけて政府は景気の山を認めようとししないのが通例であり、恣意的判断の入り込む余地が大きい。これに比べてSPRに基づく転換点予測は統計的手法に依拠しており、そのような余地は $\hat{P}$ の設定を除いては存在しない。

(5) リアルタイムベースの予測の正確性は？

筆者がリアルタイムで毎月確率を計算し始めた96年4月以降はリアルタイムベースの予測と、CLI修正値を用いた予測との比較が可能である。また、1998年3月にはCLIの基準年が1990年から1995年に変更され、これが予測にもたらす影響も検討できる。図4には3本の線が描かれているが、このうち点線がリアルタイム予測、細い実線が基準年変更前のex-post予測、太い実線が基準年変更後のex-post予測である。97年春の転換点を予測するにあたっては、確かにリアルタイムベースの確率は振れが大きいが、96年6月に初めて50%を上回ったのも事実である。修正値を用いると、初めて50%を上回ったのは96年12月まで待たなければならなかった。今回に限っていえば、リアルタイムベースの予測も良いパフォーマンスといえる（当然だが、これが今後も続くとは限らない。）基準年変更については細い実線と太い実線を比較すれば分かるように1997年9月の乖離を例外として大きな差はみられなかった。

5. おわりに

本稿では、景気の転換点を予測するためにデザインされたNefci (1982) のSPRを用いて日本の景気の転換点の予測を行ってみた。この方法では、過去13回の転換点のうち10回は転換点の生じる前にシグナルが出されており予測は成功したといえる。政府が転換点を公式に認めるまでには1年程度のタイムラグがあるので、SPRに基づく予測はこのタイムラグを相当縮小したことになる。間違った3回についても、あまりにも早くシグナルを出した（Type I error）ためであり、政府の景気基準日付の基準が一定していないことや小さな景気循環にも敏感に反応する傾向があることにも影響されたと考えられる。シグナルが出た後の確率が100%に収斂していくかどうかをチェックすることによって、Type I errorはかなり減少しよう。誤ったシグナルが出にくいこと、当事者の裁量が入る余地が限られていることがSPRの最大の特徴である。ただし、今後、一段と潜在成長率が低下し、図2におけるpdfのオーバーラップの程度が変化した場合には予測精度に大きな影響が出てくる可能性には留意する必要がある。今後、継続的に結果をフォローアップする過程で、SPRの予測ツールとしての信頼性が確立されていくことが期待される。

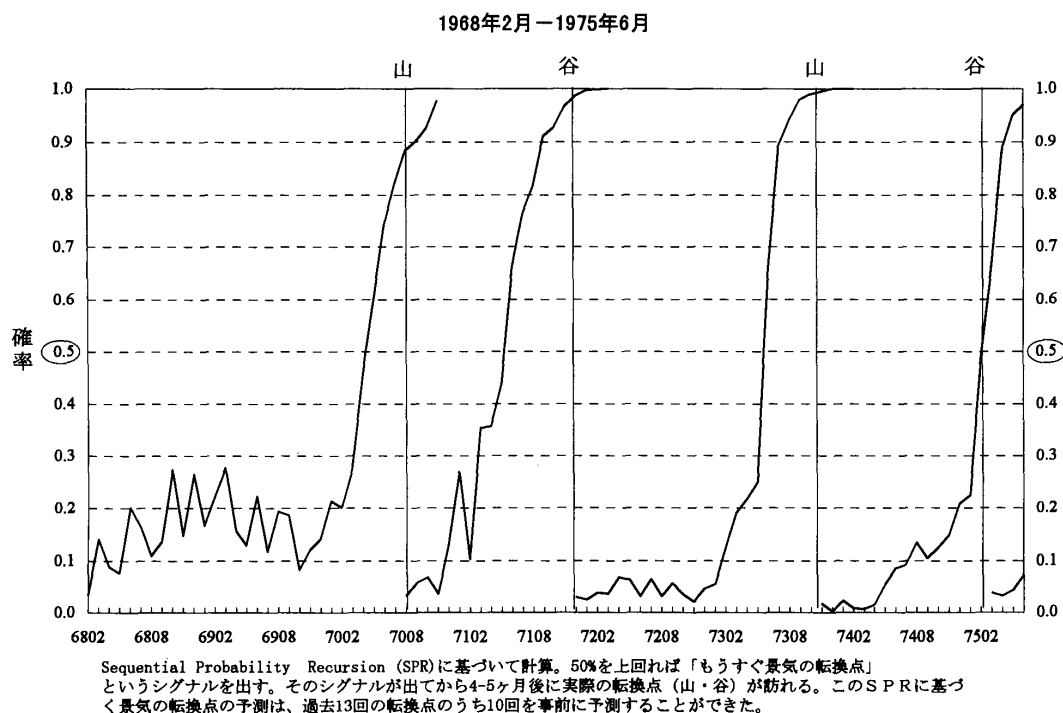


図5 景気後退・回復確率：日本(1)

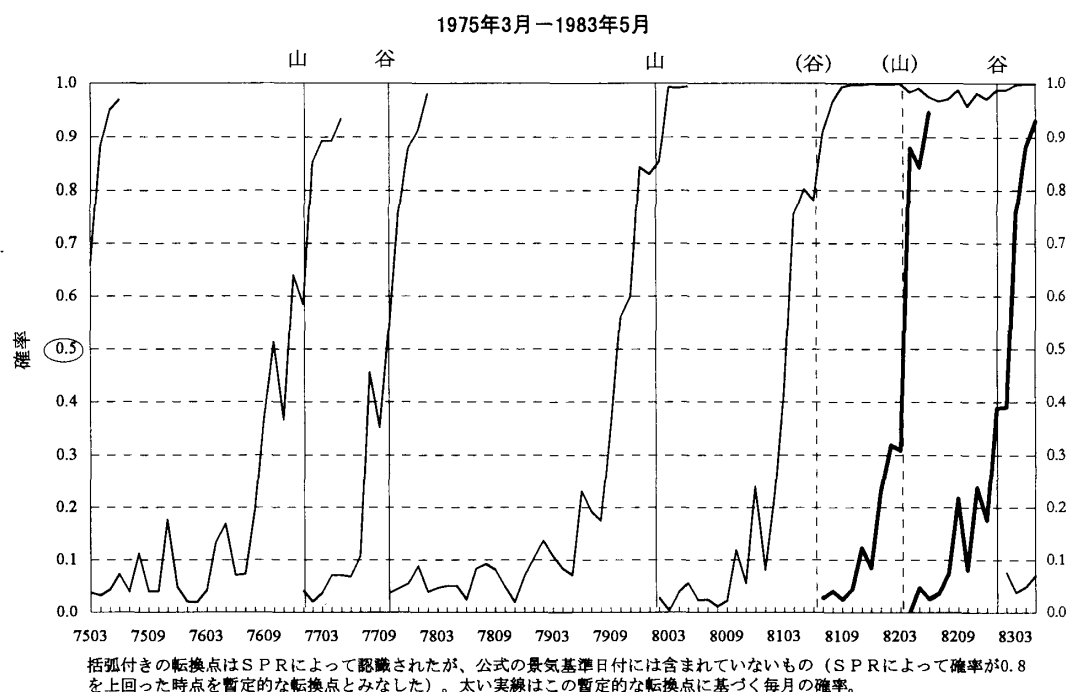


図6 景気後退・回復確率：日本(2)

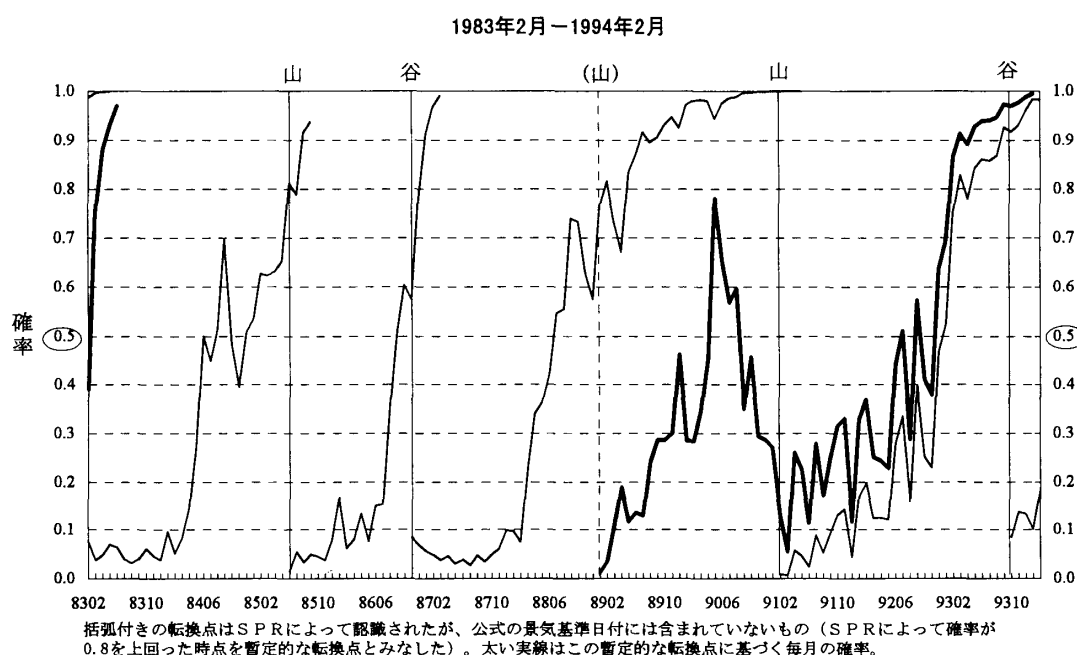


図7 景気後退・回復確率：日本(3)

参 考 文 献

- 1) Crone, M. Theodore, and Kevin J. Babyak: Looking Ahead: Leading Indexes for Pennsylvania and New Jersey, *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, May/June, 3/14 (1996)
- 2) Diebold, Francis X., and Glenn D. Rudebusch: Scoring the Leading Indicators, *Journal of Business*, 62, 369/91 (1989)
- 3) Diebold, Francis X., and Glenn D. Rudebusch: A Non-parametric Investigation of Duration Dependence in the American Business Cycle, *Journal of Political Economy*, 98,

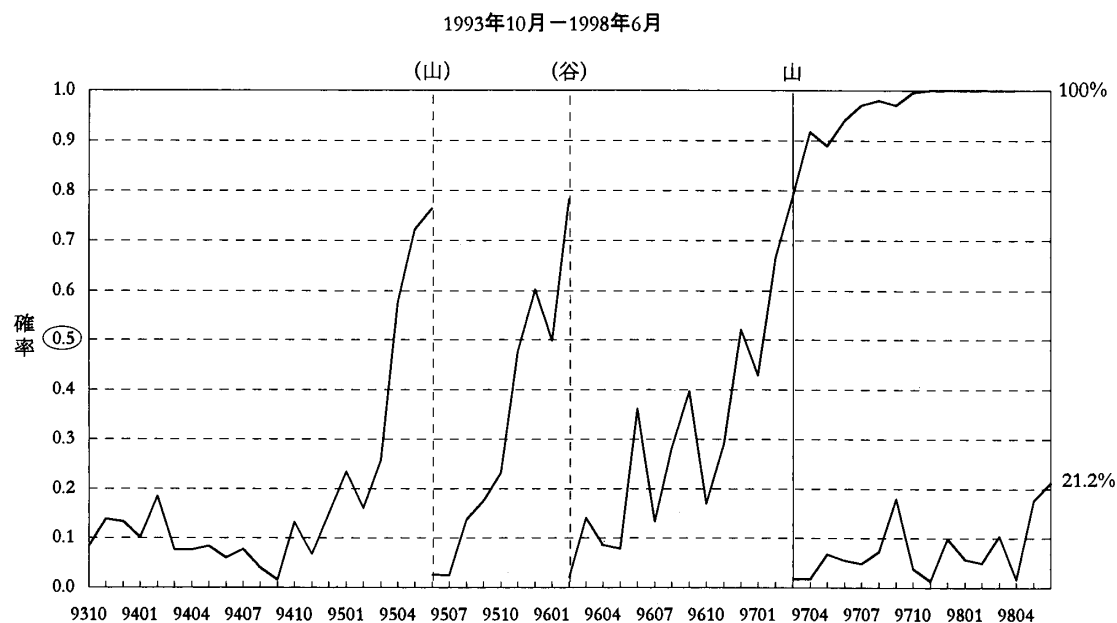


図8 景気後退・回復確率：日本(4)

- 596/616 (1990)
- 4) Diebold, Francis X., and Glenn D. Rudebusch: Turning Point Prediction with the Composite Leading Index: An Ex-Ante Analysis, in Kajal Lahiri and Geoffrey H. Moore (eds.), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press, 231/56 (1991)
 - 5) Diebold, Francis X., Glenn D. Rudebusch, and Daniel E. Sichel: Further Evidence on Business-Cycle Duration Dependence, in James H. Stock and Mark W. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, 255/280 (1994)
 - 6) Dueker, Michael J.: Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of U. S. Recessions, *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, March/April, 41/50 (1997)
 - 7) Fair, Ray C.: Estimating Event Probabilities from Macroeconometric Models Using Stochastic Simulation, in James H. Stock and Mark W. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, 157/176 (1994)
 - 8) Greene, William H.: *Econometric Analysis*, 2nd edition, Macmillan (1993)
 - 9) Hamilton, James H.: A New Approach to the Econometric Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357/84 (1989)
 - 10) Hansen, Bruce E.: Comment, in James H. Stock and Mark W. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, 280/284 (1994)
 - 11) Huh, Chan G.: Recession Probability Indexes: A Survey, Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review*, Fall 31/40 (1991)
 - 12) Kiefer, Nicholas M.: Economic Duration Data and Hazard Function, *Journal of Economic Literature*, 26, 646/79 (1988)
 - 13) Koenig, Evan F., and Kenneth M. Emery: Misleading Indicators? Using the Composite Leading Indicators to Predict Cyclical Turning Points, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, July 1/14 (1991)
 - 14) Matsuoka, Mikihiro: Turning Point Prediction of Business Cycles: Sequential Probability Recursion with Application to the Japanese Data, Department of Economics, Brown University, manuscript (1995)
 - 15) Matsuoka, Mikihiro: Prediction of Business Cycle Turning Points: An Application of Sequential Probability Recursion to the Japanese Data, Paper presented to the 15th Conference of the Society of Applied Economic Time Series Analysis (1998)
 - 16) Lancaster, Tony: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press (1990)
 - 17) Neftçi, Salih N.: Optimal Prediction of Cyclical Downturns, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4, 225/41 (1982)
 - 18) Niemira, Michael P.: An International Application of Neftçi's Probability Approach for Signaling Growth Recessions and Recoveries Using Turing Point Indicators, in Kajal Lahiri and Geoffrey H. Moore (eds.), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press, 91/108 (1991)
 - 19) Palash, Carl J., and Lawrence J. Radecki: Using Monetary and Financial Variables to Predict Cyclical Downturns, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Summer, 36/45 (1985)
 - 20) Sichel, Daniel E.: Business Cycle Duration Dependence: A Parametric Approach, *Review of Economics and Statistics*, 71, 254/60 (1991)
 - 21) Stock, James H., and Mark W. Watson: New Indexes of

- Coincident and Leading Economic Indicators, in Olivier Blanchard and Stanley Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, 351/94 (1989)
- 22) Stock, James H., and Mark W. Watson: A Probability Model of the Coincident Economic Indicators, in Kajal Lahiri and Geoffrey Moore (eds.), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press, 63/89 (1990)
- 23) Stock, James H., and Mark W. Watson: A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience, in James H. Stock and Mark W. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, 95/153 (1994)
- 24) Wecker, William: Prediction of Turning Points, *Journal of Business*, 52, pp. 35/50.
-