

BBLセミナー プレゼンテーション資料

2016年1月14日

「日本における期待インフレ率の変遷」

沖本 竜義

※資料からの引用は不可

日本における期待インフレ率の変遷

沖本 竜義

クロフォード公共政策大学院
豪日研究センター (AJRC)
オーストラリア国立大学

2016年1月14日

RIETI BBL セミナー

研究の動機

- ① インフレーションは貨幣価値に影響を与える
- ② 中央銀行がインフレをコントロールすることは必然である
- ③ インフレ目標政策は 20 か国以上の国で採用されている
- ④ 日銀は 2013 年 1 月に 2%インフレ目標政策を導入
- ⑤ 長期的に期待されるインフレ率である期待インフレ率は観測できない
- ⑥ 期待インフレ率の性質を理解することはマクロ経済学者並びに政策当局にとって、非常に重要である

研究の動機

- ⑥ バブル経済前後の日本経済は比較的高いインフレを経験
- ⑦ 1990年代後半以降は10年以上の低インフレもしくはデフレに陥る
- ⑧ 2013年以降のインフレ目標政策の導入と関連する金融緩和をきっかけに、正のインフレを回復
- ⑨ 日本の期待インフレ率は、過去30年間において、何度かのレジームシフトを経験している可能性が高い
- ⑩ 期待インフレ率のレジームシフトとその金融政策との関係を調べることは重要な課題である

関連する疑問

- ① 過去 30 年間の日本経済において何個の期待インフレレジームが存在したか？
- ② 期待インフレレジームと金融政策レジームに何らかの関係は見られるか？
- ③ 1995 年以降の低金利金融政策レジームにおける期待インフレ率はどの程度であったか？
- ④ 日銀が 2% のインフレ目標を導入して以来，期待インフレ率は上昇したのか？
- ⑤ 現在の期待インフレ率は，日銀の目標である 2% と有意に異なるかどうか？
- ⑥ 原油価格や為替レートが日本のインフレにどのような影響を及ぼしているか？

ハイブリッド型のフィリップス曲線

- ① 開発・中島 (2015) に倣い, ハイブリッド型のフィリップス曲線に基づいて期待インフレ率を推定

$$\pi_t = \sum_{k=1}^K \alpha_k \pi_{t-k} + \left(1 - \sum_{k=1}^K \alpha_k \right) \mu_t + \beta_t x_t + \varepsilon_t$$

- ② μ_t : 期待インフレ率
- ③ 過去 30 年の日本経済における μ_t のレジームシフトをとらえるために, 平滑推移 (ST) モデルでモデル化
- ④ x_t : アウトプットギャップ
- ⑤ Robert, (2006, IJCB) や De Veirman (2009, JMCB) などの先行研究により, 先進国においてフィリップス曲線がフラット化していることが指摘されている
- ⑥ β_t も同様の ST モデルに従うと仮定

ST モデル

- ① Chan and Tong (1986, JTSA) や Teräsvirta (1994, JASA) が , AR モデルの枠組みで提唱
- ② ST モデルを利用して , μ_t と β_t の変遷をとらえる
- ③ Ex. 2 状態 ST モデル

$$\mu_t = \mu^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1) (\mu^{(2)} - \mu^{(1)})$$

$$\beta_t = \beta^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1) (\beta^{(2)} - \beta^{(1)})$$

- ④ レジームスイッチングモデルの1つ
 - ① レジーム 1: $G = 0 \implies \mu_t = \mu^{(1)}$
 - ② レジーム 2: $G = 1 \implies \mu_t = \mu^{(2)}$

ST モデル

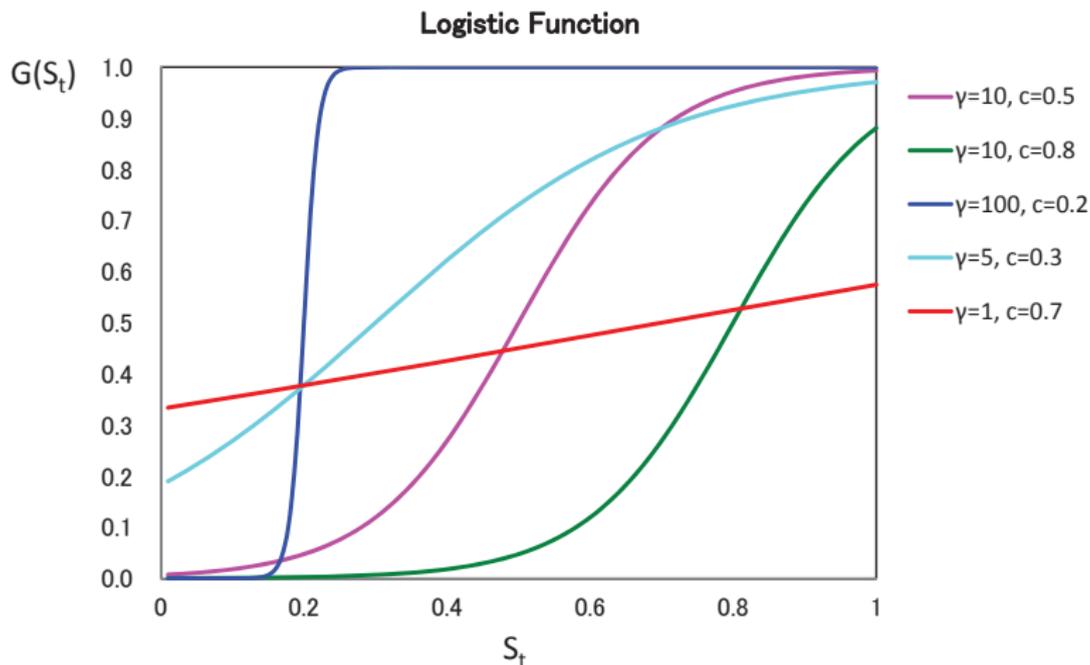
- ⑤ レジームの変遷はロジスティック関数 $G(s_t; c, \gamma)$ により表現

$$G(s_t; c, \gamma) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))}, \quad \gamma > 0$$

- ① s_t : 推移変数
 - ② c : 位置パラメータ
 - ③ γ : 尺度パラメータ
- ⑥ 支配的なトレンドを推定するために, 推移変数としては $s_t = t/T$ を採用 (Lin and Teräsvirta, 1994, JoE)
- ① $\mu^{(1)}$: 標本期間初期の期待インフレ率
 - ② $\mu^{(2)}$: 標本期間末期の期待インフレ率

STモデル

- ⑦ 様々な γ と c の値に応じて多様なレジーム推移を記述することができる



ST モデル

⑧ 3 状態以上をもつ ST モデルに拡張することも可能

⑨ Ex. 3 状態 ST モデル

$$\mu_t = \mu^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1)(\mu^{(2)} - \mu^{(1)}) \\ + G_2(s_t; c_2, \gamma_2)(\mu^{(3)} - \mu^{(2)}), \quad c_1 < c_2$$

⑩ μ_t は時代が進むにつれて, $\mu^{(1)}$ から $\mu^{(2)}$ を経由して $\mu^{(3)}$ に変化

⑪ β_t は同一の γ_i と c_i を共有すると仮定

⑫ $\gamma_i, c_i, \mu^{(i)}, \beta^{(i)}$ はデータから推定可能

⑬ レジームシフトのタイミングやスピード, 各レジームにおける期待インフレ率などを推定することが可能

状態数の選択

- ① 4 状態モデルまで考える
- ② 検定を逐次的に行い状態数を選択
- ③ Luukkonen, Saikkonen, and Teräsvirta (1988, Biometrika) はロジスティック推移関数を用いた ST モデルにおいて, 1 状態モデルを 2 状態モデルに対して検定する手法を提案
- ④ Eitrheim and Teräsvirta (1996, JoE) は同様の手法を用いて, 2 状態モデルを 3 状態モデルに対して検定する手法を提案

実証分析

- ① 標本期間：1985年1月から2015年9月
- ② CPI, コア CPI, コアコア CPI に基づいて3種のインフレを計算
- ③ アウトプットギャップは鉱工業生産指数のHPトレンドからのかい離で定義
- ④ アウトプットギャップは平均0, 標準偏差1となるように標準化
- ⑤ すべてのデータは季節調整済み
- ⑥ 3次以降のAR項はほとんどの有意ではなかったため, $K = 2$ を採用

状態数の選択結果

- ① 過去 30 年間の日本経済において何個の期待インフレレジームが存在したか？
- ② 検定を逐次的に行い状態数を選択

		Inflation	Core Inf	Core Core Inf
1state vs 2state	LR stat	23.47	21.78	70.09
	P-value	0.0007	0.0013	0.0000
2state vs 3state	LR stat	11.26	11.16	17.23
	P-value	0.0808	0.0836	0.0085
3state vs 4state	LR stat	7.276	9.075	5.819
	P-value	0.2961	0.1694	0.4438

状態数の選択結果

- ③ 1 状態対 2 状態の検定の結果は , 1 状態モデルを棄却
- ④ 2 状態対 3 状態の検定の結果は , 2 状態モデルを少なくとも有意水準 10%で棄却
- ⑤ 3 状態対 4 状態の検定の結果は , 3 状態モデルを採択
- ⑥ 過去 30 年間の日本経済には 3 個の期待インフレーションが存在した可能性

期待インフレレジームと金融政策レジーム

- ③ 1995 年以前は，日銀は伝統的な金融政策を利用
- ④ 1995 年 9 月に日銀はコールレートを 0.5%以下に設定し，超低金利政策を開始
- ⑤ Miyao (2000, JJIE) や Inoue and Okimoto (2008, JJIE) などが 1995 年から 1996 年にかけて，金融政策の効果にレジームシフトが起きたことを指摘
- ⑥ 第 1 のレジームシフトはおおむねこの時期と一致

期待インフレレジームと金融政策レジーム

- ⑦ 日銀は2013年1月に2%のインフレ目標を導入
- ⑧ 日銀は2013年4月に量的・質的金融緩和を開始
- ⑨ 第2のレジームシフトはおおむねこの時期と一致
- ⑩ 過去30年間の日本経済において、期待インフレレジームと金融政策レジームには強い関連性がある
 - ① 第1レジーム: 伝統的金融政策レジーム
 - ② 第2レジーム: 超低金利政策レジーム
 - ③ 第3レジーム: インフレ目標政策レジーム

期待インフレ率の変遷

- ① 各金融政策レジームにおける期待インフレ率はどの程度か？

	Inflation		Core inflation		Core Core inflation	
	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error
$\mu^{(1)}$	1.508	0.607	1.456	0.207	1.955	0.154
$\beta^{(1)}$	1.095	0.628	0.695	0.267	0.724	0.231
$\mu^{(2)}$	-0.223	0.162	-0.187	0.141	-0.608	0.106
$\beta^{(2)}$	0.501	0.321	0.225	0.098	0.168	0.097
$\mu^{(3)}$	0.958	0.434	0.670	0.298	0.666	0.260
$\beta^{(3)}$	0.002	0.296	0.000	0.530	0.000	0.921

期待インフレ率の変遷

- ② 第1レジームにおいて、コア期待インフレ率は1.46%、コアコア期待インフレ率は1.96%と、正で有意
- ③ 第2レジームにおいて、コア期待インフレ率は-0.19%で、有意に0と異なる
- ④ 第2レジームにおいて、コアコア期待インフレ率は-0.61%で、負で有意
- ⑤ 超低金利政策レジームにおいて、期待インフレ率は0%もしくはデフレの域で安定していた
- ⑥ 1995年から2012年間の日銀の金融政策は、正のインフレの維持や正のインフレの回復には十分でなかった可能性を示唆

期待インフレ率の変遷

- ⑦ 第3のレジームにおいて，コアとコアコア期待インフレ率は0.67%で，正で有意
- ⑧ 日銀の2%のインフレ目標の導入とそれに関連する金融緩和により，デフレから脱却した可能性を示唆
- ⑨ $\mu^{(3)} = 2$ の帰無仮説は有意水準5%で棄却
- ⑩ 現行の金融政策は，デフレからの脱却からは成功したかもしれないが，2%のインフレ目標の達成には十分ではない可能性を示唆

拡張フィリップス曲線

- ① インフレーションはアウトプットギャップだけでなく，原油価格や為替レートの影響も受ける可能性
e.g. Hooker (2002), Hara, Hiraki and Ichise (2015)
- ② 拡張フィリップス曲線

$$\pi_t = \sum_{k=1}^K \alpha_k \pi_{t-k} + (1 - \sum_{k=1}^K \alpha_k) \mu_t + \beta_t x_t + \delta_t \sum_{j=0}^J \Delta o_{t-j} + \theta_t \sum_{j=0}^J \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t$$

- ③ 各係数に関して3状態を仮定

$$\delta_t = \delta^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1) (\delta^{(2)} - \delta^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2) (\delta^{(3)} - \delta^{(2)})$$

- ④ γ と c に関しては，上の結果を使用し， $J = 1$ を仮定

拡張フィリップス曲線

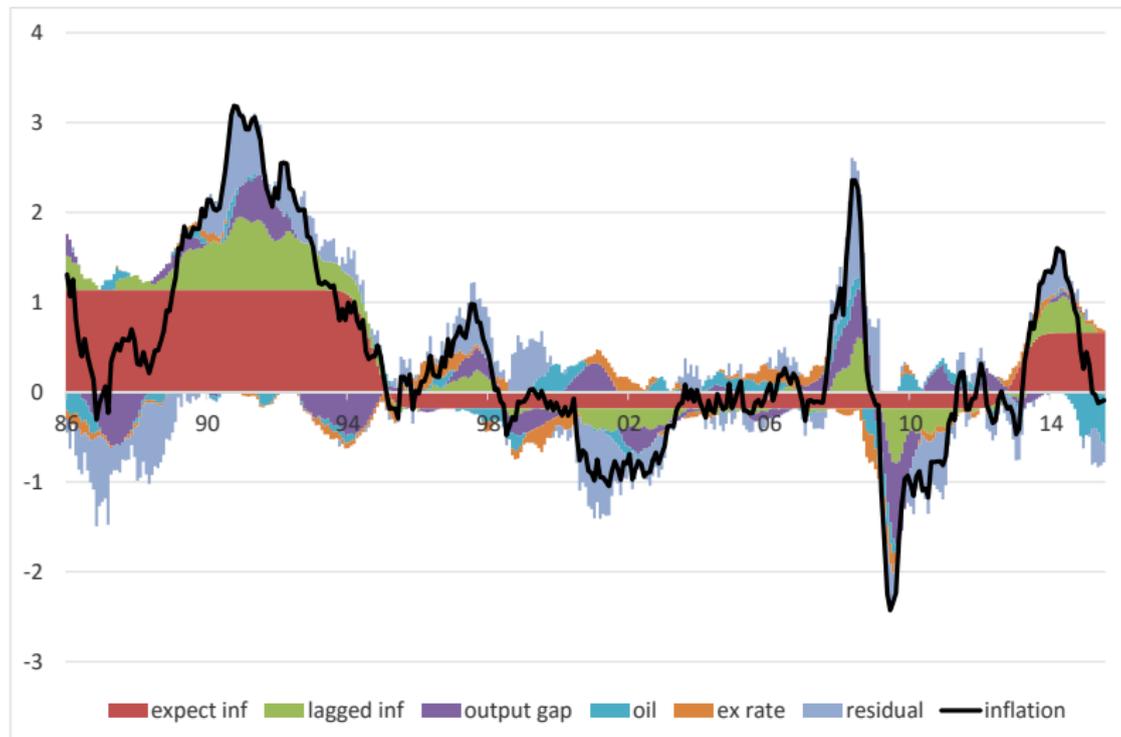
$\mu^{(1)}$	1.538	0.230	1.530	0.189	2.017	0.153
$\beta^{(1)}$	1.102	0.489	0.756	0.267	0.749	0.505
$\delta^{(1)}$	0.117	0.208	0.258	0.126	0.119	0.157
$\theta^{(1)}$	-0.080	0.253	-0.111	0.144	-0.290	0.176
$\mu^{(2)}$	-0.273	0.151	-0.246	0.142	-0.620	0.134
$\beta^{(2)}$	0.525	0.176	0.278	0.087	0.177	0.088
$\delta^{(2)}$	0.461	0.207	0.317	0.117	0.011	0.144
$\theta^{(2)}$	-0.199	0.175	-0.331	0.116	-0.071	0.136
$\mu^{(3)}$	1.147	0.445	0.889	0.396	0.600	0.396
$\beta^{(3)}$	0.142	0.922	0.165	0.439	0.000	1.172
$\delta^{(3)}$	0.564	0.295	0.603	0.321	0.000	1.015
$\theta^{(3)}$	0.000	0.521	-0.091	0.364	-0.181	0.367

拡張フィリップス曲線

- ⑤ コアインフレにおいて，原油価格はすべてのレジームに関して正で有意
- ⑥ 現金融政策レジームにおいて，原油価格が1標準偏差下落すると，コアインフレは0.60%低下
- ⑦ 為替レートは第2レジームにおいてのみ有意
- ⑧ 近年の円安がインフレに与えた影響は限定的
- ⑨ 第3レジームにおけるコア期待インフレ率の推定値は0.89%

拡張フィリップス曲線

⑩ コアインフレ率の要因分解



期待インフレーションへの影響

- ① レジームシフトの観点から原油価格と為替レートの影響を分析
- ② ST フィリップス曲線を複数の推移変数をもつ形に拡張
- ③ $s_t = (t/T, \sum_{j=0}^J \Delta o_{t-1}, \sum_{j=0}^J \Delta e_{t-j})'$

$$G(s_{t-1}) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma_T(s_{1,t-1} - c_T) - \gamma_O(s_{2,t-1} - c_O) - \gamma_E(s_{3,t-1} - c_E)]}$$

- ④ 期待インフレーションのレジームだけが複数の推移変数によって推移すると仮定
- ⑤ 近年の原油価格の低下と円高の影響を調べるために、1996年以降のデータを使用

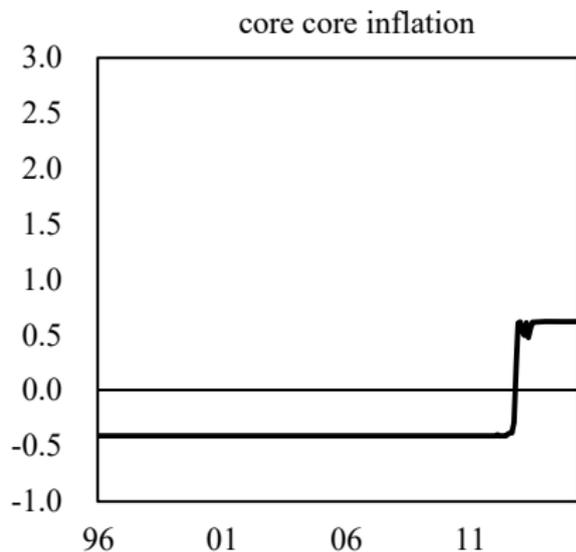
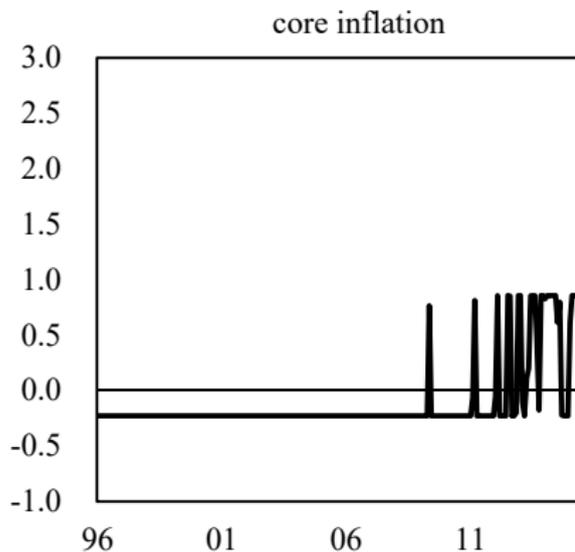
期待インフレーションへの影響

⑥ 推定結果

	Inflation		Core inflation		Core Core inflation	
	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error
$\mu^{(2)}$	-0.2299	0.1708	-0.2268	0.1337	-0.4077	0.0998
$\beta^{(2)}$	0.5628	0.2531	0.3055	0.1061	0.2147	0.0998
$\mu^{(3)}$	0.9785	0.2806	0.8565	0.3316	0.6223	0.2779
$\beta^{(3)}$	0.2290	1.7998	0.0305	0.6325	0.0000	0.7945
γ_0	12.6262	5.5355	18.3230	5.8718	1.8207	2.6646
c_0	-0.0023	0.5254	0.0952	0.2545	-0.0615	1.2846
γ_E	-5.4807	3.4724	-3.0537	3.1465	-2.0785	3.3598
c_E	0.0057	1.4485	-0.0143	0.5331	-0.0684	0.7925

期待インフレーションへの影響

⑦ Estimated expected inflation



⑧ 近年の原油価格の下落が，コア期待インフレ率をゼロインフレーションに回帰させている可能性を示唆

まとめ

- ① 過去 30 年間の日本経済には 3 個の期待インフレレジームが存在した可能性
- ② 期待インフレ率は 1995 年と 2013 年に、比較的急なレジームシフトを経験
- ③ 過去 30 年間の日本経済において、期待インフレレジームと金融政策レジームには強い関連性がある
 - ① 第 1 レジーム: 伝統的金融政策レジーム
 - ② 第 2 レジーム: 超低金利政策レジーム
 - ③ 第 3 レジーム: インフレ目標政策レジーム

まとめ

- ④ 1993 年までの伝統的な金融政策の下で，コア（コアコア）期待インフレ率は 1.5% (2.0%) で安定的であった
- ⑤ 1995 年から 2012 年の超低金利政策レジームに入り，コア（コアコア）期待インフレ率は -0.2% (-0.6%) まで低下し，その水準にとどまっていた
- ⑥ 1995 年から 2012 年の間の日銀の金融政策は，正のインフレの維持や正のインフレの回復には十分でなかった可能性を示唆
- ⑦ 2013 年 1 月の日銀の 2% のインフレ目標導入後，コア（コアコア）期待インフレ率は 0.9% (0.6%) に急上昇した可能性

まとめ

- ⑧ 現行の金融政策は，デフレからの脱却からは成功したかもしれないが，2%のインフレ目標の達成には十分ではない可能性を示唆
- ⑨ 近年の原油価格の低下は，コアインフレ率を0.5%程度低下させている
- ⑩ 近年の原油価格の下落が，期待インフレ率をゼロインフレレジームに回帰させている可能性もある
- ⑪ 為替レートが，インフレーションに与えている影響は限定的
- ⑫ コアコアインフレ率は，近年の原油価格の影響はほとんど受けていないが，期待インフレ率は0.6%にとどまっている

References

- [1] Chan, K.S. and H. Tong (1986), On Estimating Thresholds in Autoregressive Models, *Journal of Time Series Analysis*, 7, 179-190.
- [2] De Veirman, E. (2009), What Makes the Output-Inflation Trade-off Change? The Absence of Accelerating Deflation in Japan, *Journal of Money, Credit and Banking*, 41, 1117-1140.
- [3] Eitrheim, Ø. and T. Teräsvirta (1996), Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of Econometrics* 74(1), 59-76.
- [4] Hara, N., K. Hiraki and Y. Ichise (2015), Changing Exchange Rate Pass-Through in Japan: Does It Indicate Changing Pricing Behavior? Bank of Japan Working Paper Series, 15-E-4, Bank of Japan.

- [5] Hooker, M.A. (2002). Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime, *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 540-561.
- [6] Inoue, T. and T. Okimoto (2008), Were There Structural Breaks in the Effect of Japanese Monetary Policy? Re-evaluating the Policy Effects in the Lost Decade, *Journal of the Japanese and International Economies* 22(3), 320-342.
- [7] Kaihatsu, S. and J. Nakajima (2015), Torendo Infure ritsu ha Henka Shitaka? (in Japanese) Bank of Japan Working Paper Series, 15-J-3, Bank of Japan.
- [8] Lin, C.-F.J. and T. Teräsvirta (1994), Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change, *Journal of Econometrics* 62(2), 211-228.

- [9] Luukkonen, R., P. Saikkonen and T. Teräsvirta (1988), Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models,' *Biometrika* 75, 491-499.
- [10] Miyao, R. (2000), The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s? *Journal of the Japanese and International Economies* 14, 366-384.
- [11] Roberts, J. M. (2006), Monetary Policy and Inflation Dynamics. *International Journal of Central Banking*, 2(3), 193-230.
- [12] Teräsvirta, T. (1994), Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of American Statistical Association* 89(425), 208-218.