松　山　大　学　論　集
第 29 巻 第 2 号 抜 刷
２ ０ １ ７ 年 ６ 月 発 行

価格の硬直性，名目賃金の硬直性，モデルの不確実性と金融政策

蓮　井　康　平

価格の硬直性，名目賃金の硬直性，モデルの不確実性と金融政策*

蓮　井　康　平

概　　要

中央銀行が金融政策を決定する際，経済構造を完全に把握することは難しい。本研究は，モデルの不確実性としてロバスト制御問題を導入し，価格の硬直性と名目賃金の硬直性が金融政策にどのような影響を与えるのかを数量的に分析する。分析の結果，政策関数のコスト・プッシュ・ショックに対する係数の変化において，価格の硬直性の増大はロバスト制御の影響を強めるが，名目賃金の硬直性の増大はロバスト制御の影響を小さくするという，２つの硬直性において全く正反対の結果が得られた。この結果は名目硬直性の変化は中央銀行のロバスト政策に影響を与えるが，その効果は硬直性の種類によって異なるということを示しており，名目賃金の硬直性が金融政策の波及経路においてだけでなく，ポリシーデザインにおいても重要な要素になることを意味している。

キーワード　価格の硬直性，賃金の硬直性，ロバスト制御問題，裁量政策

1　は　じ　め　に

価格の硬直性や名目賃金の硬直性といった名目硬直性は，短期の経済構造において重要な要素である。特に名目賃金の硬直性は，金融政策の波及経路において価格の硬直性よりも重要であると Christiano et al.（2005）によって指摘されている。Christiano et al.（2005）は中規模の動学的確率的一般均衡（dynamic stochastic general equilibrium，以後 DSGE）モデルを米国のデータとフィットす

*本研究は平成 29 年度松山大学特別研究助成による成果の一部である。

るようにパラメータを推定している。その結果，米国における金融政策ショックに対するインフレーションや産出の慣性を伴った反応をモデルで説明するには，価格の硬直性ではなく名目賃金の硬直性が重要であることを示している。彼らのモデルでは，価格の硬直性をモデルから取り除いても，金融政策ショックに対するインフレーションや産出の反応の持続性にはさほど影響は出ないが，名目賃金の硬直性を取り除いた場合，データと整合的な持続性の説明が難しくなるのである。波及経路における名目賃金の硬直性の重要性は Christiano et al.（2005）以外にも指摘されており，金融政策の有効性を議論する上で重要な要素であるといえる[1]。

一方で現実の金融政策の問題に目を向けると，政策決定を行う際，現実の経済構造を把握することは極めて困難である。こうした問題は，とりわけ理論分析の先行研究では，モデルの不確実性を導入することで分析が行われてきた。Giordani and Söderlind（2004）や Leitemo and Söderström（2008 a, b）は，Hansen and Sargent（2008）のロバスト制御問題を標準的なニューケインジアン・モデル（New Keynesian）に導入し，ナイトの不確実性（Knightian uncertainty）がモデルに存在するときに，金融政策が積極的（aggressive）になるのか，注意深く（cautious）になるのか，さらに産出ギャップやインフレーションなどのマクロ経済変数の反応が拡大するのか縮小するのかについて分析を行っている。彼らは，金融政策やマクロ経済変数が拡大的になるか縮小的になるかは，モデルのパラメータの値の組み合わせや，マクロ経済ショックの種類に依存することを示している。

本研究は，モデルの不確実性としてロバスト制御問題を導入し，価格の硬直性と名目賃金の硬直性が金融政策にどのような影響を与えるのかを裁量政策において分析する。具体的には，政策変数におけるコスト・プッシュ・ショック

1）例えば，Huang and Liu（2002）もデータと整合的なマクロ経済変数の持続性を生じさせるのは，価格の硬直性だけでは不十分であり，名目賃金の硬直性が重要な役割を果たすことを示している。

の係数が，ロバスト制御問題を導入した場合としない場合でどれだけ変化するのか，さらにその変化量が価格の硬直性，賃金の硬直性の強さによってどれだけ変わるのかを，数量的に分析する。特に，名目賃金の硬直性は，前述の通り金融政策の波及経路において重要であることが指摘されている。そうした研究背景を踏まえ，ロバスト制御問題を導入することで，名目賃金の硬直性の重要性についてポリシーデザインの視点から分析する。

分析の結果，価格の硬直性の増大はロバスト制御の影響を強めるが，名目賃金の硬直性の増大はロバスト制御の影響を小さくするという，2つの硬直性において全く正反対の結果が得られた。この結果は，中央銀行の損失関数内に現れる名目硬直性ではなく，構造方程式の名目硬直性によって生じていることが判明した。

本結果は名目硬直性の変化は中央銀行のロバスト政策とワーストケースのモデルに影響を与えるが，その効果は硬直性の種類によって異なるということを示しており，名目賃金の硬直性が金融政策の波及経路においてだけでなく，頑健な金融政策の設計においても重要な要素になることを意味している。

2　モ　デ　ル

2.1　マクロ経済構造

Woodford (2003) に従い，モデルは名目賃金の硬直性を含んだニューケインジアン・モデルを用いる。[2]

$$x_t = \mathbb{E}_t x_{t+1} - \sigma(i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - r_t^n) \tag{1}$$

$$\pi_t = \varkappa_p x_t + \xi_p w_t + \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + u_t, \tag{2}$$

$$\varpi_t = \varkappa_w x_t - \xi_w w_t + \beta \mathbb{E}_t \varpi_{t+1} \tag{3}$$

$$w_t = w_{t-1} + \varpi_t - \pi_t \tag{4}$$

2）モデルの詳細な導出は Woodford (2003) 及び Erceg et al. (2000) を参照せよ。

x_t, π_t, i_t, ϖ_t, w_t, r_t^n, u_t はそれぞれ，産出ギャップ，インフレ率，名目利子率，賃金のインフレ率，実質賃金，自然利子率，コスト・プッシュ・ショックを表す。[3] r_t^n と u_t は外生的な攪乱項であり，独立同分布に従うと仮定する。$\mathbb{E}$ は期待値オペレータを表す。(1)式は動学的 IS 曲線を表し，家計の異時点間の最適な消費の決定から導出される。(2)式はニューケインジアン・フィリップス曲線（New Keynesian Phillips Curve，以後 NKPC）であり，企業の最適な価格設定から導出される。(3)式は賃金のフィリップス曲線（Wage Phillips Curve，以後 WPC）を表し，雇用者と労働者間の賃金契約から導出される。(4)式は実質賃金とインフレ率及び賃金のインフレ率との関係を表す式である。構造パラメータは以下のように定義される。

$$\xi_p = \frac{(1-\alpha_p)(1-\beta\alpha_p)}{\alpha_p(1+\omega_p\theta_p)},\ \xi_w = \frac{(1-\alpha_w)(1-\beta\alpha_w)}{\alpha_w(1+\omega_w\theta_w\phi_h^{-1})},$$

$$\varkappa_p = \xi_p\omega_p,\ \varkappa_w = \xi_w(\omega_w+\sigma^{-1})$$

α_p, α_w, β, σ, ω_p, ω_w, θ_p, θ_w, ϕ_h はディープ・パラメータであり，それぞれ，価格を改定できない確率，名目賃金を改定できない確率，主観的割引率，相対的リスク回避度の逆数，企業の限界費用弾力性，労働者の限界効用弾力性，需要の価格弾力性，労働需要の賃金弾力性，企業の労働需要弾力性を表し，$0 \leq \alpha_p < 1$, $0 \leq \alpha_w < 1$, $0 < \beta < 1$, $\sigma > 0$, $\omega_p > 0$, $\omega_w > 0$ を満たすとする。α_p 及び α_w は価格の硬直性と賃金の硬直性を表すパラメータであり，本研究で外生的に変化させることでその影響を分析する。α_p と α_w は，0に近いほど硬直性が低いことを表し，1に近いほど硬直性が高いことを表す。

2.2　中央銀行の目的関数

中央銀行は異時点間で社会厚生の損失を最小にする。

3）厳密には，w_t は自然実質賃金 w_t^n からの乖離であるが，ここでは簡略化のために w_t^n は一定であると仮定する。

$$\mathcal{L}_t = \mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j L_{t+j}$$

L_t は一時点の社会厚生損失関数を表す。損失関数は家計の効用関数を２次近似することで導出される。名目賃金の硬直性を含んだニューケインジアン・モデルの整合的な社会厚生損失は Erceg et al.（2000）と Woodford（2003）によって導出されており，その関数型は以下のようになる。

$$L_t = \lambda_p \pi_t^2 + \lambda_w \varpi_t^2 + \lambda_x x_t^2,$$

関数内の係数は以下のように定義される。

$$\lambda_p = \frac{\theta_p \xi_p^{-1}}{\theta_p \xi_p^{-1} + \theta_w \phi_h^{-1} \xi_w^{-1}},\quad \lambda_w = \frac{\theta_w \phi_h^{-1} \xi_w^{-1}}{\theta_p \xi_p^{-1} + \theta_w \phi_h^{-1} \xi_w^{-1}},$$
$$\lambda_x = \frac{\sigma^{-1} + \omega}{\theta_p \xi_p^{-1} + \theta_w \phi_h^{-1} \xi_w^{-1}},$$

通常用いられるカリブレーションの下では，$\lambda_{j,\ j=p,\ w,\ x}$ は正の値を取る。ディープ・パラメータの値の設定については，３節で説明する。

2.3　ロバスト制御問題のセットアップ

前節までにモデルに導入されている不確実性は，自然利子率とコスト・プッシュ・ショックである。これらのショックは加法分離的であるため，モデルは確実性等価（certainty equivalence）が成立する。このモデルのことを以降“ベンチマーク”のモデルと呼ぶことにする。

しかし，現実の問題に目を向けると，経済主体が経済構造を正確に捉えるのは困難であり，事実上不可能に近い。このような状況を描写するために，Hansen and Sargent（2008）のロバスト制御問題を導入する。ロバスト制御問題では以下のようなことを考える：中央銀行はベンチマークのモデルは知っているが，“真”のモデルは知らない。真のモデルはベンチマークのモデルから乖離しており，中央銀行は真のモデルを想定して金融政策を行う。この真のモ

デルとベンチマークのモデルの乖離をもたらす変数（misspecification term）を v_t^x, v_t^π, v_t^ϖ, v_t^w とし，いわゆる“定式化の誤り”を加えた経済構造を以下のように表現する[4]。

$$
\begin{aligned}
x_t &= \mathbb{E}_t x_{t+1} - \sigma[i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - (r_t^n + v_t^x)] \\
\pi_t &= \varkappa_p x_t + \xi_p w_t + \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + u_t + v_t^\pi, \\
\varpi_t &= \varkappa_w x_t - \xi_w w_t + \beta \mathbb{E}_t \varpi_{t+1} + v_t^\varpi \\
w_t &= w_{t-1} + \varpi_t - \pi_t + v_t^w
\end{aligned}
$$

ここで，中央銀行は，v_t^x, v_t^π, v_t^ϖ, v_t^w について事前に確率を与えることができないとする。つまり中央銀行はベンチマークモデルからの乖離によって，存在しうる経済厚生上最も不利な場合を想定して金融政策を行うことになる。そして実際にそのような定式化の誤りが存在する場合を“ワーストケース”（worst-case），そのときその定式化の誤りを想定して取られている政策を“ロバスト”政策と呼ぶ。一方で中央銀行がワーストケースを想定していても，実際には定式化の誤りが存在しない場合も考えられる。このようなモデルを“近似モデル”（approximating model）と呼ぶ[5]。ベンチマークのモデルと真のモデルの乖離は，何らかの第 3 の主体が存在して，経済厚生上最も不利になるように設定されるとする。先行研究では，この第 3 の主体を厚生損失を悪化させるように行動するという意味で“悪の主体”（evil agent）と呼ぶ。乖離は以下のような制約の下設定されるとする。

$$
\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j v'_{t+j} v_{t+j} \leq v_0,
$$

4）通常，定式化の誤りをもたらす変数は外生的な攪乱項とともに導入されるが，本研究ではすべての構造方程式についてモデルの不確実性がある状況を想定する。そのため，外生的なショックがない構造方程式にも定式化の誤りをもたらす変数 v_t^ϖ, v_t^w を導入する。

5）近似モデルという呼び方は，モデルを解く際の技術的な面から来ていると考えられる。具体的には，ロバストな政策をでモデルを解いた後に，ワーストケースが生じない状態を外生的に設定するという意味で近似的手法となることから来ている。詳しくは Giordani and Söderlind（2004）を参照せよ。

ただし，$v_t = [v_t^x; v_t^\pi; v_t^\varpi; v_t^w]$ である。v_0 の値を決めることで，ベンチマークモデルからの乖離の強さを調整することができる。このようなロバスト制御問題の定式化は，Hansen and Sargent（2008）と Giordani and Söderlind（2004）によって以下のような標準的な最小化問題に再表現できることが分かっている[6]。

$$
\begin{aligned}
&\min_{\{i_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}} \max_{\{v_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}} \mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [L_{t+j} - \theta v'_{t+j} v_{t+j}] \\
&\text{s.t} \\
&x_t = \mathbb{E}_t x_{t+1} - \sigma[i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - (r_t^n + v_t^x)] \\
&\pi_t = \varkappa_p x_t + \xi_p w_t + \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + u_t + v_t^\pi, \\
&\varpi_t = \varkappa_w x_t - \xi_w w_t + \beta \mathbb{E}_t \varpi_{t+1} + v_t^\varpi \\
&w_t = w_{t-1} + \varpi_t - \pi_t + v_t^w
\end{aligned}
\tag{5}
$$

ここで，θ は中央銀行のロバスト制御への選好の度合いを表すパラメータである。$\lim_{v \to 0} \theta = \infty$ とすると，定式化の誤りは存在しない，つまりベンチマークのモデルになり，一方で θ が低い値を取るほど，強い定式化の誤りが存在することを表す。θ の値の設定については，Hansen and Sargent（2008）と Giordani and Söderlind（2004）に従い，近似モデルとワーストケース・モデルの識別を誤る確率（detection error probability）が 20％になるように設定する。この確率は，実際に得られたデータが近似モデルから得られたものなのか，それともワーストケースのモデルから生じたものなのか，その識別の難しさを表す指標であり，発生したデータを所与としたときにモデルの識別を誤る確率として計算される[7]。

6）乖離を表す v_t に値を与えない限りモデルが解けないような印象を一見受けるが，v_t に制約を課したことで内生変数となり，さらに損失関数にペナルティ関数のようにして入れたことで，通常の合理的期待均衡と同様に解くことができる。

7）v_t^x, v_t^π, v_t^ϖ, v_t^w に確率を与えることはできないため，ここでの確率は発生したデータを条件として尤度で計算する事後的なものである。詳細は Hansen and Sargent（2008）と Giordani and Söderlind（2004）を参照せよ。

3 シミュレーション結果

本節では，前節で導入したロバスト制御問題を解き，ワーストケースのモデルがベンチマークのモデルからどのように乖離するのかを，コスト・プッシュ・ショックに対する政策関数の係数値に着目して数量的に分析する。[8)]

まず標準的なディープ・パラメータの値の下で数量結果を見ていく。ベンチマークにおけるディープ・パラメータの値は Rotemberg and Woodford（1997）と Woodford (2003) に従い，以下のように設定する。$\alpha_p=0.66$, $\alpha_w=0.66$, $\beta=0.99$，$\sigma=6.25$，$\omega_p=0.33$，$\omega_w=0.14$，$\theta_p=7.88$（Rotemberg and Woodford, 1997），$\theta_w\phi_h^{-1}=7.88$（Woodford, 2003）。まず，これらの標準的なディープ・パラメータの値の下，ワーストケースのモデルがベンチマークのモデルから乖離するときの基本的なプロパティを，政策関数のコスト・プッシュ・ショックへの係数値を計算することでみていく。表1がその結果を示している。結果によると，全ての変数のコスト・プッシュ・ショックに対する係数値が拡大する（amplify）ことが分かる。例えば，政策金利について見てみると，ワーストケースを想定した金融政策は，より積極的（aggressive）にショックに対して反応することがわかる。このような政策金利の反応は，他のマクロ経済変数の反応と関連しており，これらの変数がワーストケースでは反応が大きくなると考えられるため，中央銀行が積極的な金利の操作を行うことでマクロ経済の変動

政策関数	i_t	π_t	x_t	ϖ_t
ベンチマーク	0.51874	0.82734	−3.7286	0.13009
ワーストケース	0.60062	0.9062	−4.0951	0.14709
係数変化率	15.7848	9.5316	9.8292	13.0684

表1 政策関数 i_t, π_t, x_t, ϖ_t の u_t への係数値

8）数量分析では Giordani and Söderlind（2004）の MATLAB コードを使用した。

を抑えるように行動した結果と解釈することができる。[9] 表１の結果は，名目賃金の硬直性が入っていないニューケインジアン・モデルを用いている Leitemo and Söderström（2008 a, b）や Giordani and Söderlind（2004）などの先行研究のコスト・プッシュ・ショックに対する反応の結果と整合的である。これらの先行研究では，政策金利の反応が積極的になるかそれとも慎重（cautious）になるかは，ディープ・パラメータの値の組み合わせだけでなく，ショックのタイプにも依存することがわかっており，標準的なニューケインジアン・モデルではリーズナブルなパラメータの値の下ではコスト・プッシュ・ショックに対しては政策金利は積極的になることが知られている。

名目賃金の硬直性が構造化されたモデルの基本的な結果が拡大的なものであることが分かったところで，次の分析に移る。ワーストケースモデルによるコスト・プッシュ・ショックへの反応の拡大の大きさは，価格の硬直性や名目賃金の硬直性の変化からどのように影響を受けるのかを分析する。冒頭で述べたように，名目硬直性は短期の経済を分析するニューケインジアン・モデルにおいて重要な要素であり，さらに Christiano et al.（2005）によって，とりわけ名目賃金の硬直性は金融政策の波及経路において重要であるとの指摘がなされている。本研究では，こうした名目硬直性の重要性をロバスト政策の視点から分析する。

まず，名目硬直性の値がとる範囲を中規模な DSGE モデルを推計している先行研究に従い設定する。中規模な DSGE モデルの推計として代表的なものは，Christiano et al.（2005），Smets and Wouters（2003），Onatski and Williams（2010），Levin et al.（2006），Iiboshi et al.（2006），Sugo and Ueda（2008）がある。[10] これらの先行研究による価格の硬直性と名目賃金の硬直性の推定値を考慮し，本研究では，おおよそ α_p は 0.6 から 0.9，α_w は 0.4 から 0.8 の間の値

9）実際にモデルを解く際は同時に解が決定されているため，変数の決定過程を順番に論じるのは本来は困難である。しかしながら，その解釈として順に変数の決定過程を追うことがこの分野ではしばしば行われる。

を取ると仮定する。この範囲で価格の硬直性と名目賃金の硬直性の値を0.1ずつ動かし，表1のワーストケースモデルのコスト・プッシュ・ショックへの反応の拡大がどのように変化するのかを分析する。[11)]

表2は，α_p を0.6から0.9の間で0.1ずつ動かしたときのコスト・プッシュ・ショックに対する係数の値と，ベンチマークモデルからワーストケースへの係数の変化率を表したものである。結果を見ていくと，第1に，価格の硬直性が増加していくと，ベンチマークとワーストケースの両ケースにおいてすべての変数で係数値が増加することが分かる。しかし，より重要なのは以下で

価格の硬直性 α_p	0.6	0.7	0.8	0.9
i_t（ベンチマーク）	0.45047	0.55455	0.61716	0.65009
i_t（ワーストケース）	0.51846	0.64571	0.7329	0.79569
係数変化率	15.093	16.4375	18.7549	22.3962
π_t（ベンチマーク）	0.76141	0.86624	0.94206	0.98581
π_t（ワーストケース）	0.82691	0.95445	1.0558	1.1304
係数変化率	8.6029	10.1825	12.074	14.6691
x_t（ベンチマーク）	−3.4596	−3.8533	−4.0348	−4.1081
x_t（ワーストケース）	−3.7668	−4.2567	−4.5305	−4.7145
係数変化率	8.8795	10.4691	12.2877	14.7613
ϖ_t（ベンチマーク）	0.086687	0.15633	0.20837	0.23883
ϖ_t（ワーストケース）	0.096763	0.17846	0.24581	0.29702
係数変化率	11.6224	14.158	17.9659	24.3626

表2　α_p の値に対する，i_t，π_t，x_t，ϖ_t の政策関数の u_t への係数値

10）Christiano et al.（2005），Onatski and Williams（2010），Levin et al.（2006）はアメリカのデータを，Smets and Wouters（2003）はヨーロッパのデータを，Iiboshi et al.（2006）と Sugo and Ueda（2008）は日本のデータを用いて中規模のDSGEモデルの推計を行っている。それぞれ(α_p, α_w)の推定値は(0.6, 0.64)，(0.93, 0.704)，(0.824, 0.807)，(0.905, 0.742)，(0.65, 0.367)，(0.875, 0.516）である。

11）値を動かすパラメータ以外についてはベンチマークのディープ・パラメータの値をそのまま採用する。

述べる2点目である。ベンチマークとワーストケースの間で係数値は拡大するという基本的なプロパティは表1と変わらないが，価格の硬直性が大きくなるにつれてその拡大幅の変化率が大きくなっていくことが分かる。このことは，価格の硬直性が大きいほど，モデルの不確実性の影響が強くなることを表している。

同様の分析を名目賃金の硬直性について，α_w を0.4から0.8に動かして行う。表3はその結果を示したものである。価格の硬直性を動かした場合と同様，ベンチマークとワーストケースの間で係数値は拡大するという基本的なプロパティは変わらない。しかし名目賃金の硬直性が増加していくと，ベンチマークとワーストケースの両ケースにおいてすべての変数で係数値が減少することが分かる。さらに重要なのは，名目賃金の硬直性が大きくなるにつれて，ベンチマークとワーストケースの係数の拡大幅の変化率も小さくなっていくことが分かる。この結果は，価格の硬直性の値を増加させた場合とは反対の結果であり，名目賃金の硬直性が大きくなると，モデルの不確実性の影響は小さくなる

名目賃金の硬直性 α_w	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8
i_t（ベンチマーク）	0.58836	0.56923	0.54151	0.49984	0.4291
i_t（ワーストケース）	0.72464	0.69137	0.64041	0.57167	0.4822
係数変化率	23.1619	21.4559	18.2652	14.3709	12.3734
π_t（ベンチマーク）	0.88643	0.8673	0.84372	0.81572	0.78724
π_t（ワーストケース）	1.0178	0.98465	0.93869	0.88527	0.84113
係数変化率	14.8149	13.5307	11.2561	8.527	6.8456
x_t（ベンチマーク）	−3.8385	−3.8166	−3.7744	−3.6818	−3.431
x_t（ワーストケース）	−4.4238	−4.3558	−4.2199	−3.9976	−3.6559
係数変化率	15.2478	14.1276	11.8035	8.5786	6.5546
ϖ_t（ベンチマーク）	0.37806	0.27766	0.18351	0.096205	0.021929
ϖ_t（ワーストケース）	0.46904	0.34195	0.21715	0.10499	0.022224
係数変化率	24.0652	23.1545	18.3346	9.1306	1.347

表3　α_w の値に対する，i_t，π_t，x_t，ϖ_t の政策関数の u_t への係数値

ことを表している。

このような反対の結果が出た理由について，係数の変化する方向については，例えば以下のようにモデルから直感的に考えることができる。NKPC と WPC である(2)式と(3)式で w_t を消去すると以下のようになる。

$$\varpi_t = \frac{\xi_w}{\xi_p}\pi_t = \beta\mathbb{E}_t\left(\varpi_{t+1} + \frac{\xi_w}{\xi_p}\pi_{t+1}\right) + \xi_w(\omega + \sigma^{-1})x_t + \frac{\xi_w}{\xi_p}u_t \tag{6}$$

キーとなる係数は ξ_w/ξ_p である。ξ_w/ξ_p は α_p が大きくなるほど大きくなり，α_w が大きくなるほど小さくなる。この式を ϖ_t の式として見ると，ξ_w/ξ_p は u_t の係数であるため，少なくとも ϖ_t の政策関数の u_t への係数は，$(\xi_w/\xi_p)u_t$ が反映されるはずである。すると，ξ_w/ξ_p は α_p が大きくなるほど大きくなり，α_w が大きくなるほど小さくなるので，表２と表３の系数値の変化と整合的である。$\pi_t = \varpi_t - (w_t - w_{t-1})$ であるので，π_t も ϖ_t と同様の方向に u_t に依存すると予想される。さらに x_t はターゲティング・ルール（targeting rule）において，以下のように π_t にネガティブに依存する。[12)]

$$\begin{aligned} x_t = &-\frac{\varkappa_w\xi_p + \varkappa_p(1+\xi_w)}{1+\xi_p+\xi_w}\frac{\lambda_p}{\lambda_x}\pi_t - \frac{\varkappa_w(1+\xi_p) + \varkappa_p\xi_w}{1+\xi_p+\xi_w}\frac{\lambda_p}{\lambda_x}\varpi_t \\ &-\frac{\beta}{1+\xi_p+\xi_w}\mathbb{E}_t\left(x_{t+1} + \varkappa_p\frac{\lambda_p}{\lambda_x}\pi_{t+1} + \varkappa_w\frac{\lambda_w}{\lambda_x}\varpi_{t+1}\right) \end{aligned} \tag{7}$$

よって，x_t の u_t に対する係数はマイナスになると予想される。このようにして，構造方程式の ξ_w/ξ_p を起点として係数値の変化が直感的に予想される。

こうした，名目値の硬直性の変化が，コスト・プッシュ・ショックに対する反応の拡大と縮小をもたらすという経済構造は，そのままワーストケースがベンチマークのモデルからどれだけ乖離するかにも繋がる。例えば，v_t^π を入れた NKPC の下で，WPC と結合すると(6)式は以下のようになる。

$$\varpi_t + \frac{\xi_w}{\xi_p}\pi_t = \beta\mathbb{E}_t\left(\varpi_{t+1} + \frac{\xi_w}{\xi_p}\pi_{t+1}\right) + \xi_w(\omega + \sigma^{-1})x_t + \frac{\xi_w}{\xi_p}u_t + \frac{\xi_w}{\xi_p}v_t^\pi \tag{8}$$

12）裁量政策の１階の条件式とターゲティング・ルールは本論文の補論を参照のこと。

先ほどと同じ論理を適用すると，ξ_w/ξ_p は v_t^π の係数にもなるため，少なくとも ϖ_t の政策関数の u_t への係数は，v_t^π を通じた分も反映されるはずである。すると，ベンチマークからの乖離も ξ_w/ξ_p に依存することとなるため，α_p が大きくなるほど乖離は大きくなり，α_w が大きくなるほど乖離は小さくなると考えられる。

フィリップス曲線の傾きである $\varkappa_p$ と $\varkappa_w$ は，それぞれ ξ_p と ξ_w の構造とほとんど同様である。つまり ξ_p と ξ_w はそれぞれ，NKPC と WPC における“スロープ”といわれるものとほとんど同様のものである。[13] よって ξ_p と ξ_w は両フィリップス曲線における産出ギャップにたいする傾きを表していると捉えて良い。硬直性が大きいほど産出ギャップからインフレーションや賃金のインフレーションへの影響が小さくなる。つまり，フィリップス曲線がフラット化する。これまでの結果を踏まえると，NKPC の傾きがフラットになっていくと，ロバスト政策の影響が大きくなっていることを意味する。逆に，WPC がフラット化すると，ロバスト政策の影響が小さくなることを意味することになる。フィリップス曲線のスロープの変化は一見同様の傾向を持つような印象を受けるが，本研究によれば，そのポリシーデザインへの影響は全く正反対であることを意味する。

このような硬直性のロバスト政策への影響の結果がなぜ重要になるのかは，経済厚生に影響するからである。例えば，価格の硬直性が大きくなると，ロバスト政策のベンチマークのモデルからの乖離が大きくなる。この乖離は政策金利であればより積極的に反応し，マクロ経済変数であれば拡大的に反応するというものであった。このことを考えると，価格の硬直性の増大は，コスト・プッシュ・ショックにたいするマクロ経済の変動（fluctuation）を大きくし，ロバスト政策による経済厚生損失を増大させる。一方で，名目賃金の硬直性は，ロバスト政策はコスト・プッシュ・ショックにたいするマクロ経済の変動

13）フィリップス曲線のフラット化という言葉がよく用いられるが，そこで議論される係数とほぼ同等である。

を大きくするが，ロバスト政策による経済厚生損失の増大を抑制させる効果があることになる。

ここまでの結果に対する説明でキーとなる名目硬直性は構造方程式のものである。これについて確認するために，ここでは名目賃金の硬直性に着目して，損失関数内の名目賃金の硬直性のみを動かした場合に結果がどのように変化するのかをみていく。表 4 は損失関数内の名目賃金の硬直性のみを動かした場合の係数変化の結果を表している。表 4 の結果は，表 3 の結果と逆になっていることがわかる。損失関数内の名目賃金の硬直性のみを動かした場合は，表 3 とは反対に係数値が増加していくことがわかる。このことから表 3 の結果は構造方程式内の名目硬直性が主要因となり生じたということが確認できた。[14)]

損失関数内の名目賃金の硬直性 α_w	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8
i_t（ベンチマーク）	0.53287	0.53008	0.52467	0.51262	0.47898
i_t（ワーストケース）	0.59764	0.59867	0.60015	0.60104	0.58565
係数変化率	12.1553	12.9414	14.3873	17.2492	22.2705
π_t（ベンチマーク）	0.84127	0.83836	0.83295	0.82186	0.79642
π_t（ワーストケース）	0.90342	0.9042	0.90549	0.90732	0.90363
係数変化率	7.3879	7.8534	8.7077	10.3981	13.4612
x_t（ベンチマーク）	−3.5409	−3.5807	−3.654	−3.8001	−4.1084
x_t（ワーストケース）	−3.8011	−3.861	−3.975	−4.2184	−4.7796
係数変化率	7.3499	7.8255	8.7845	11.0081	16.3372
ϖ_t（ベンチマーク）	0.14402	0.14111	0.13571	0.12461	0.099173
ϖ_t（ワーストケース）	0.15183	0.15102	0.14929	0.14465	0.12679
係数変化率	5.4222	7.0219	10.009	16.0836	27.8517

表 4　損失関数内の α_w の値に対する，i_t，π_t，x_t，ϖ_t の政策関数の u_t への係数値

14）同様に損失関数内の価格の硬直性についても表 2 と係数値の変化に反対の結果が得られた。結果の表示は省略する。

結果をまとめると，名目硬直性の変化は中央銀行のロバスト政策とワーストケースのモデルに影響を与えるが，その効果は硬直性の種類によって異なることが判明したということになる：価格の硬直性の増大はロバスト政策の積極性を強め，マクロ経済変数においてはベンチマークのモデルからの乖離を拡大させる。一方で名目賃金の硬直性の増大は，ロバスト政策の積極性を弱め，マクロ経済変数においてはベンチマークのモデルからの乖離を縮小させる。価格の硬直性及び名目賃金の硬直性を表すパラメータは先行研究の実証分析で推計されているが，その値は本研究でも紹介したように様々である。本研究結果と照らし合わせると，こうした名目硬直性の値の差は少なからず影響することを意味しており，名目硬直性の推定は頑健な金融政策の設計という観点からも重要であることがわかる。特に名目賃金の硬直性は Christiano et al.（2005）によって，金融政策の波及経路に置いて重要であることが指摘されている。本研究では，名目賃金の硬直性が価格の硬直性とは反対の効果をロバスト政策に与えるという意味で，ポリシーデザインにおける名目賃金の硬直性の重要性を新たに発見したことになる。

4　結　論

本研究は，モデルの不確実性としてロバスト制御問題を導入し，価格の硬直性と名目賃金の硬直性が金融政策にどのような影響を与えるのかを分析した。分析の結果，価格の硬直性の増大はロバスト制御の影響を拡大させるが，名目賃金の硬直性の増大はロバスト制御の影響を縮小させることが判明し，２つの硬直性において全く正反対の結果になることが判明した。

今後の研究課題として次のものが挙げられる。一つ目として，政策関数における，実質賃金のラグ項への係数値の変化の分析である。本研究ではコスト・プッシュ・ショックの係数のみに焦点を当てたが，実際には政策関数は実質賃金のラグ項と自然利子率に依存する。[15] 政策関数全体の結果を分析する必要がある。

二つ目は，前述の課題に関連して，政策関数の解析的な導出である。本研究では，価格の硬直性と賃金の硬直性がベンチマークのモデルとワーストケースのモデルの乖離に与える影響について，そのメカニズムを構造方程式とターゲティング・ルールを用いて直感的に説明するにとどめた。本来はその影響をメカニズムだけでなく経済学的に解釈する必要があるが，これは今後解析的にモデルを解くことと併せて研究課題とする。

三つ目は，コミットメント政策との比較である。本研究は裁量政策における名目硬直性のロバスト政策への影響を分析した。同様の分析をコミットメント政策においても分析し，さらに経済厚生を裁量政策と比較することが必要なると考えられる。

これらは今後の研究課題とする。

参考文献

Christiano, Lawrence J and Eichenbaum, Martin and Evans, Charles L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113 (1) : 1-45, 2005.

Erceg, Christopher J. and Henderson, Dale W. and Levin, Andrew T. Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46 (2) : 281-313, October 2000.

Giordani, Paolo. and Söderlind, Paul. Solution of macromodels with hansen-sargent robust policies : some extensions. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28 (12) : 2367-2397, 2004.

Hansen, Lars Peter. and Sargent, Thomas J. *Robustness*. Princeton University Press, 2008.

Huang, Kevin X D. and Liu, Zheng. Staggered price-setting, staggered wage-setting, and business cycle persistence. *Journal of Monetary Economics*, 49 (2) : 405-433, 2002.

Iiboshi, Hirokuni and Nishiyama, Shin-ichi and Watanabe, Toshiaki. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Japanese Economy. *Mimeo*, 2006.

Leitemo, Kai and Söderström, Ulf. Robust monetary policy in a small open economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32 (10) : 3218-3252, October 2008a.

---

15) 自然利子率のショックはトレードオフに直面しないため，その場合ロバスト制御問題を導入してもその影響はない。よって本研究では分析対象から外している。

Leitemo, Kai and Söderström, Ulf. Robust Monetary Policy In The New Keynesian Framework. *Macroeconomic Dynamics*, 12 (S1) : 126-135, April 2008b.

Levin, Andrew T. and Onatski, Alexei and Williams, John and Williams, Noah M. Monetary Policy Under Uncertainty in Micro-Founded Macroeconometric Models. In *NBER Macroeconomics Annual 2005, Volume 20*, NBER Chapters, pages 229-312. National Bureau of Economic Research, Inc, 2006.

Onatski, Alexei and Williams, Noah. Empirical and policy performance of a forward-looking monetary model. *Journal of Applied Econometrics*, 25 (1) : 145-176, 2010.

Rotemberg, Julio and Woodford, Michael. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. In *NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12*, pages 297-361. National Bureau of Economic Research, Inc, 1997.

Smets, Frank and Wouters, Raf. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1 (5) : 1123-1175, 09 2003.

Sugo, Tomohiro and Ueda, Kozo. Estimating a dynamic stochastic general equilibrium model for Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 22 (4) : 476-502, December 2008.

Woodford, Michael. *Interest and Prices : Foundation of a theory of monetary policy*. Princeton University Press, 2003.

補　　　　論

A.1　1階の条件式

本節では裁量政策下での1階の条件式を導出する。以下のようにラグランジアンを定式化する。

$$\mathcal{L}=\mathbb{E}_t\sum_{j=0}^{\infty}\beta^j\left\{\begin{array}{c} L_{t+j}-\theta v'_{t+j}v_{t+j} \\ -2\phi_{x,\,t+j}\left[x_{t+j+1}-\sigma\left(i_{t+j}-\pi_{t+j+1}-r^n_{t+j}-v^x_{t+j}\right)-x_{t+j}\right] \\ -2\phi_{\pi,\,t+j}\left[\varkappa_p x_{t+j}+\xi_p w_{t+j}+\beta\pi_{t+j+1}+u_{t+j}+v^{\pi}_{t+j}-\pi_{t+j}\right] \\ -2\phi_{\varpi,\,t+j}\left[\varkappa_w x_{t+j}-\xi_w w_{t+j}+\beta\varpi_{t+j+1}+v^{\varpi}_{t+j}-\varpi_{t+j}\right] \\ -2\phi_{w,\,t+j}\left[w_{t+j-1}+\varpi_{t+j}-\pi_{t+j}-v^w_{t+j}-w_{t+j}\right] \end{array}\right\}$$

x_t, π_t, ϖ_t, w_t, v^x_t, v^{π}_t, v^{ϖ}_t, v^w_t に関して1回の条件式を導出すると以下のようになる。

$$\lambda_x x_t-\varkappa_p\phi_{\pi,\,t}-\varkappa_w\phi_{\varpi,\,t}=0, \tag{A.1}$$

$$\lambda_p\pi_t+\phi_{\pi,\,t}+\phi_{w,\,t}=0, \tag{A.2}$$

$$\lambda_w\varpi_t+\phi_{\varpi,\,t}-\phi_{w,\,t}=0, \tag{A.3}$$

$$-\xi_p\phi_{\pi,\,t}+\xi_w\phi_{\varpi,\,t}+\phi_{w,\,t}-\beta\,\mathbb{E}_t\phi_{w,\,t+1}=0, \tag{A.4}$$

$$-\theta v^{\pi}_t-\phi_{\pi,\,t}=0, \tag{A.5}$$

$$-\theta v^{\varpi}_t-\phi_{\varpi,\,t}=0, \tag{A.6}$$

$$-\theta v^{w}_t-\phi_{w,\,t}=0, \tag{A.7}$$

ただし i_t に関する1階の条件により $\phi_{x,\,t}=0$ となるので，$\phi_{x,\,t}$ については上記の条件式から取り除いている。

A.2　ターゲティング・ルール

（A.1）-（A.4）式を用いてターゲティング・ルールを導出する。まず（A.2）式と（A.3）式より

$$\phi_{\pi,t} = -(\lambda_p \pi_t + \lambda_w \varpi_t + \phi_{\varpi,t})$$

とする。これを（A.1）式に代入し，

$$\phi_{\varpi,t} = \frac{1}{\varkappa_w - \varkappa_p}(\lambda_x x_t + \varkappa_p \lambda_p \pi_t + \varkappa_p \lambda_w \varpi_t)$$

を得る。この式と（A.3）式を $\phi_{w,t} = \lambda_w \varpi_t + \phi_{\varpi,t}$ として，（A.4）式に代入すると，以下のターゲティング・ルールを得る。

$$\begin{aligned} x_t = &-\frac{\varkappa_w \xi_p + \varkappa_p (1+\xi_w)}{1+\xi_p+\xi_w}\frac{\lambda_p}{\lambda_x}\pi_t - \frac{\varkappa_w (1+\xi_p) + \varkappa_p \xi_w}{1+\xi_p+\xi_w}\frac{\lambda_w}{\lambda_x}\varpi_t \\ &-\frac{\beta}{1+\xi_p+\xi_w}\mathbb{E}_t\left(x_{t+1} + \varkappa_p \frac{\lambda_p}{\lambda_x}\pi_{t+1} + \varkappa_w \frac{\lambda_w}{\lambda_x}\varpi_{t+1}\right) \end{aligned} \quad \text{(A. 8)}$$