

# 1990年代以降の失業率分析 ～DSGEモデルによる実証分析～\*

慶應義塾大学 経済学部 4年

学籍番号：20900597

阿野喜史<sup>†</sup>

2013年1月29日

---

\* 本稿は2012年度卒業論文として執筆したものである。本稿の作成に当たっては、慶應義塾大学廣瀬康生准教授をはじめ、ゼミ員の先輩方、同期、後輩、特に寺本和弘君、松坂秀太郎君、大学院生の高野哲彰さん、ルームメートの山下紘史君、日野原嵩士君など、多くの方々から有益なコメントを頂戴した。また、大学生生活を4年間支援してくれた両親。ここに記して感謝の意を述べたい。ただし、本稿に関する誤りおよび主張の一切の責任は言うまでもなく筆者に属するものである。

<sup>†</sup> 廣瀬康生研究会第2期生

## 概要

本稿の目的は、日本の 1990 年代以降の失業率上昇および高止まりの要因を、労働市場の需要サイドと供給サイドに分けて分析することである。Galí(2009) で示された失業理論を、Smets and Wouters(2007) のベンチマークモデルに組み入れることでシンプルな NK-DSGE モデルを構築し、日本のデータを用いてベイズ推計した。また、失業率を観察可能な変数として扱えるようにし、Smets and Wouters(2007) などでは統合されていた賃金ショックを、(1) 賃金のマークアップショック、(2) 労働供給ショックに識別することが出来た。推定の結果、完全失業率への各外生ショックの寄与率はほとんどが賃金のマークアップショックであった。しかし、一方で实体经济への影響という面をみると、実質賃金、実質 GDP 成長率など労働供給ショックの方が賃金のマークアップショックよりも寄与率が高くなっている。

## 目次

1	序論	4
1.1	問題意識と現状分析 . . . . .	4
2	DSGE モデルの導出	7
2.1	家計 . . . . .	7
2.2	消費財生産企業 . . . . .	9
2.3	失業定義 . . . . .	10
2.4	財の資源制約 . . . . .	11
2.5	中央銀行 . . . . .	11
2.6	構造ショック . . . . .	11
2.7	対数線形化されたモデル . . . . .	12
3	ベイズ推定とその考察	14
3.1	データと推定戦略 . . . . .	14
3.2	推定結果 . . . . .	14
4	結びにかえて	17
付録 A	データ出典	24

# 1 序論

本節では、本稿を書くに至った問題意識および経緯を示し、失業率を概観し分析対象となる 1990 年代以降の失業率の様相を確認する。

## 1.1 問題意識と現状分析

昨今、各国の中央銀行並びに政策研究所では、中型 DSGE (動学的確率的一般均衡) モデルを発展させてきた。殊に、現実データとの整合性も取れていることから、金融政策分析、予想においては非常に高いパフォーマンスを発揮してきた。しかし、Galí and Gertler(2009) などにより、失業率への言及が欠けているとの指摘がある。今日、政策論議において失業率は重要な変数として扱われている。2012 年 12 月、アメリカ連邦準備理事会 (FRB) は 11、12 日の連邦公開市場委員会 (FOMC) で、失業率が 6.5% に低下するまで事実上のゼロ金利政策を継続するとの方針を決定した。金融政策見通しの説明に数値基準を導入する前例のない措置に踏み込んだ。(ロイター通信)

以上のように、失業率は金融政策の数値ターゲットにされるほど重要な雇用統計指標である見方が高まっている。これに対して、最近では Blanchard and Galí(2007)などで、サーチ・マッチ関数で労働市場の摩擦を表現し、失業率をモデルに組み入れることで、先の欠点を克服しようとしている研究がある。

本稿では、日本の政策を考える上でも失業率が明示的に扱われると考え、失業理論の組み込まれた DSGE モデルを構築し、失業率の分析をする。次に、日本の失業率を戦後から直近まで概観し、分析対象とする 1990 年代以降に起きた失業率の上昇、高止まりについて労働市場の需要サイド、供給サイドに分けて要因を分析していくことにする。

太田・玄田・照山 (2008) によると 1990 年代以降、それ以前では失業率推移の様相が全く異質であるという。図表 1 は 1955 年から直近までの失業率の推移を表している。まず、失業率に関して、1950 年代初めから 1980 年代にかけて、2% 台から 1% 台まで下降し、その後 2% 代まで上昇をしている。このゆるやかな U 字曲線は、日本の労働市場を象徴した「低く安定した失業率」という特徴と合致する期間である。また、この時期の失業率は景気循環に対してそれほど敏感ではなく、景気後退期にも 3% を超えることはなかった。

しかし、1990 年代に入ると、失業率は勢いよく上昇し、2000 年代初めには 5% を超

えた。また、この頃の景気回復期には、失業率は低下する気配を見せず、2000年代半ばにようやく低下し始めた。

長期の失業率変動の観察から示唆されることは、失業率が通常の景気変動より長い周期を持っている、すなわち持続性が高いといえる。これは、統計的に言って、観測された失業率の時系列データに高い自己相関が確認できるということである。1980年代までは、その持続性が失業率水準を低位に保ち、90年代以降は一度急騰した失業率がなかなか低下しない方向に働いた。失業率が景気後退期に急騰したまま、つづく景気回復期においても低下する様相を見せない、この状況が10年以上続いたため、不況による失業率上昇ではなく、労働市場の「構造要因」によるものとみる見方が、黒田(2001)などにより日本の労働市場の実証分析から強くなった。すなわち、産業構造の変化などによって求職者と求人との間でミスマッチ(年齢、技能、労働条件、地域など)が高まったことが失業期間を長期化させたという認識である。しかし、一方で太田・玄田・照山(2008)では、マクロデータによる実証分析を行い、1990年代以降の持続的な失業率上昇には、労働需給のミスマッチや労働力再配分が果たした役割は限定的であるとの結論に至っている。

すなわち、1990年代以降の失業率の高まりは労働需給のミスマッチや労働力再配分の進行過程で生じたものではなく、不況の影響が継続したためであるという示唆を得る分析結果が出ている。不況の衝撃によって雇用が消失することで発生した失業が、失業への流入を増大させ、その影響を長期間継続する労働市場の仕組みが存在していたと言える。すなわち、1990年代の「構造変化」は、失業を発生させる要因としての経済構造の変化ではなく、発生した失業を持続要因としての景気ショックの波及構造の変化として捉える必要があると指摘されている。

また、太田、玄田、照山(2008)などを見ると、1990年代以降の失業率の変動は労働市場の需要サイド、供給サイドに視点を分けて考える必要もある。供給サイドとしては、少子高齢化による人口年齢構成が変化し、高失業率の若年層が低下し2000年代以降の失業率上昇を抑制している。また、非正規労働者の増大が失業率を減少させている可能性は小さいという分析結果も出ている。

一方、需要サイドの研究では、1990年度以降の企業の諸環境が変化し、雇用の調整速度が高まったことが失業率上昇要因としてとらえている。また、希望退職や早期退の実施経験により、正規雇用人員の調整ノウハウが企業に蓄積されたことなども原因の一つである。

以上を踏まえ、本稿ではサーチ・マッチ型の失業ではなく、Galí型の失業理論を扱うことにした。これにより、労働市場の需要サイド、供給サイド影響を考慮出来るばかりでは

なく、Chari, Kehoe and McGrattan (2007) で批判された Smets and Wouters の賃金ショックにおける識別欠如も克服できる。

## 2 DSGE モデルの導出

我々は、Smets and Wouters(2007) などで示された New Keynesian モデルに、Galí(2009) で提唱された失業理論を導入する。Smets and Wouters(2007) では、物価・名目賃金の硬直性や消費の習慣形成 (habit formation)、物価や賃金の改定機会に恵まれなかった場合のインフレ連動 (Hybrid-New Keynesian Phillips Curve を導出するための工夫)、後述するように、技術水準に関して一定の伸び率 (トレンド) を持ちながら確率過程に従って変化するという仮定が置かれている。Galí(2009) で提唱された失業理論を扱った先行研究はいくつか存在するが、本稿では、Galí, Smets and Wouters(2012) を参考にモデルを構築する。本稿で用いるモデルの経済は、家計 (Household)  $i \in [0, 1]$  と消費財生産企業 (Consumption-good product firm)、さらに中央銀行 (Central Bank) で構成される。しかし、全ての式展開を載せると非常に煩雑になるため、詳細は廣瀬康生 (2012) に直観的かつ非常に丁寧な式展開が載せられており、そちら是非を参照されたい。

以下、各経済主体の行動を説明する。

### 2.1 家計

$i \in [0, 1]$  でインデックスされた無数の家計は、消費財  $C_t(i)$  を購入することで効用を得て、独占的競争の下、差別化された労働サービス  $N_t(i)$  を企業に供給することで不効用を得る。家計  $i$  の生涯効用関数は次の通りである。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t(C_t, N_t(i)) \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t e^{z_t^b} \left\{ \log(C_t - h\bar{C}_{t-1}) - (\gamma_t^{1-\sigma}) e^{z_t^l} \Theta_t \frac{N_t(i)^{1+\chi}}{1+\chi} \right\}$$

$E_t$  は、 $t$  期における期待値を表すオペレータである。 $\beta \in (0, 1)$  は主観的割引率、 $h \in (0, 1)$  は消費における習慣形成の度合いを示し、 $\chi > 0$  は労働供給の弾力性の逆数である。 $z_t^b$  と  $z_t^l$  はそれぞれ、異時点間の選考と労働供給に対する外生ショックである。労働供給の不効用の項に含まれている  $\gamma_t^{1-\sigma}$  は均斉成長を保証する工夫で、 $\gamma_t$  は  $t$  期の技術水準である。

次に、家計の直面する予算制約について考える。本稿のモデルでは収入は、労働から得られる賃金とする。支出は消費財の購入で、

$$P_t C_t = P_t W_t(i)$$

となる。 $P_t$  は最終財の物価水準、 $W_t(i)$  は実質賃金を表す。ここで、完備保険市場を仮定することで各家計すべて同質となりインデックス  $i$  を外すことが可能となる。

各家計予算制約の下、期待生涯効用を最大化するために、消費財の購入、労働供給については独占的競争の下で賃金交渉力を持ちながら最適水準を選択する。

ここで、endogenous preference shifter を定義すると、

$$\Theta_t \equiv \frac{Z_t}{\bar{C}_t - h\bar{C}_{t-1}}$$

なお  $Z_t$  は以下の時間の差分方程式で表される

$$Z_t = Z_{t-1}^{1-\nu} (\bar{C}_t - h\bar{C}_{t-1})$$

すなわち、 $Z_t$  は消費の“smooth”トレンドと解釈できる。消費が過熱した場合、例えば  $(\bar{C}_t - h\bar{C}_{t-1})$  が消費のスムーズトレンド  $Z_t$  を上回ると、労働の限界不効用は下がって行く。

次に、賃金の集約式は

$$W_t = \left\{ \int_0^1 W_t(i)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} dh \right\}^{-\lambda_t^w} \quad (1)$$

労働供給に関しては、各家計は差別化された労働サービス  $N_t(i)$  を企業に提供する。この結果、各家計は最適な賃金を決定するので、企業の労働需要関数を所与として賃金決定を行うことになる。

$$N_t = \left\{ \int_0^1 l_t(i)^{\frac{1}{1+\lambda_t^w}} di \right\}^{1+\lambda_t^w} \quad (2)$$

$\lambda_t^w$  は、 $\theta_t^w$  を差別化された労働サービスの代替の弾力性とする、 $\lambda_t^w = f \frac{1}{\theta_t^w - 1} > 0$  で定義される変数で、賃金のマークアップ率となる。上の集計式の下、企業は労働に関する費用  $\int_0^1 W_t(i) N_t(i) di$  を最小化する。費用最小化問題を解くと、

【労働需要関数】

$$N_t(i) = \left\{ \frac{W_t(i)}{W_t} \right\}^{-\frac{1+\lambda_t^w}{\lambda_t^w}} N_t \quad (3)$$

【賃金の集計式】

$$W_t = \left\{ \int_0^1 W_t(i)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} di \right\}^{-\lambda_t^w} \quad (4)$$



各家計は労働需要関数を所与として最適賃金を決定するが、Calvo(1983) 型の賃金の硬直性を導入する。すなわち、各期において  $1 - \xi_w \in (0, 1)$  の割合の家計が賃金を最適化できると仮定する。残りの  $\xi_w$  の割合の家計の賃金設定はインデグゼーションしており、均斉成長率の定常値  $\gamma$  と一期前のインフレ率  $\pi_{t-1}$  およびインフレ率の定常状態  $\pi$  の加重平均に従うと仮定する。 $\gamma_w \in (0, 1)$  は、一期前のインフレ率に対する相対的な加重である。すると、 $t + j$  期まで、賃金変更の機会に恵まれなかった家計の実質賃金は以下のようになる。

$$\begin{aligned} W_{t+j}(i) &= \frac{P_t}{P_{t+j}} W_t(i) \prod_{k=1}^j \left\{ \gamma \pi_{t+k-1}^{\gamma_w} \pi^{1-\gamma_w} \right\} \\ &= \gamma^j W_t(i) \prod_{k=1}^j \left\{ \left( \frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_w} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} \end{aligned}$$

$t$  期における賃金最適化問題を記述すると、

$$\begin{aligned} \max_{W_t(i)} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^j \left[ Z_{t+j} n_{t+j}(i) \gamma^j W_t(i) \prod_{k=1}^j \left\{ \left( \frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_w} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} - \frac{e^{z_{t+j}^b} \gamma_{t+j}^{1-\sigma} e^{z_{t+j}^l(i)^{1+\chi}}}{1+\chi} \right] \\ s.t. N_{t+j}(i) = \left\{ \frac{\gamma^j W_t(i)}{W_{t+j}} \prod_{k=1}^j \left\{ \left( \frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_w} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right\} \right\}^{\frac{1+\lambda_{t+j}^w}{\lambda_{t+j}^w}} N_{t+j} \end{aligned}$$

となる。

ここで、 $t$  期における、家計  $i$  の消費と雇用限界代替率は

$$\begin{aligned} MRS_t(i) &\equiv - \frac{U_{n(i),t}}{U_{c,t}} \\ &= e^{z_t^l} \Theta_t (\bar{C}_t - h \bar{C}_{t-1}) N_t(i)^\chi \\ &= e^{z_t^l} Z_t N_t(i)^\chi \end{aligned} \tag{5}$$

## 2.2 消費財生産企業

消費財生産企業  $f (f \in [0, 1])$  は独占的競争の下、家計によって提供された労働サービス  $N_t(f)$  を用いて差別化された消費財  $Y_t(f)$  生産する。ここでは CES 型生産関数を用いる、

$$Y_t(f) = A_t N_t(f)^{1-\alpha} - \Phi Z_t \tag{6}$$

$\alpha$  は資本分配率を表し (本稿は資本を扱っていないので  $\alpha = 0$ )、 $\Phi Z_t$  は生産に関わる固定費である。 ( $\Phi > 0$ )  $Z_t$  は技術水準で、以下の確率過程に従っている。

$$\log Z_t = \log z + \log Z_{t-1} + z_t^a \quad (7)$$

$z > 1$  は定常状態における技術進歩率 (技術の定常的な伸び) で、 $z_t^a$  は技術進歩率に対する外生ショックである。 $A_t$  は技術水準のパラメータである。ここで、上記の生産技術の下、実質賃金  $W_t$  を所与とし、生産費用  $W_t N_t(f)$  を最小化する労働サービスの投入量  $N_t(f)$  を決める。この問題のラグランジュ関数は以下のように設定される。

$$L = W_t N_t(f) + mc_t(f) \{Y_t(f) - A_t N_t(f)^{1-\alpha} + \Phi Z_t\}$$

ここで、ラグランジュ乗数  $mc_t(f)$  は消費財の生産にかかる実質限界費用と解釈できる。

各消費財生産企業は、Calvo(1983) 型の価格硬直性に直面していると仮定する。すなわち、各期において  $1 - \xi_p \in (0, 1)$  の割合の企業のみが価格を最適化できると仮定する。そして、残りの  $\xi_p$  の割合の企業は、一期前のインフレ率  $\pi_{t-1}$  と定常状態のインフレ率  $\pi$  の加重平均に従うと仮定する。

$$\begin{aligned} \max_{P_t(f)} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \xi_p^j \left( \beta^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t} \right) \left[ \frac{P_t(f)}{P_{t+j}} \prod_{k=1}^j \left\{ \left( \frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_p} \pi \right\} - mc_{t+j} \right] Y_{t+j}(f) \\ \text{s.t. } Y_{t+j}(f) = \left[ \frac{P_t(f)}{P_{t+j}} \prod_{k=1}^j \left\{ \left( \frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_p} \pi \right\} \right]^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^p}{\lambda_{t+j}^p}} Y_{t+j} \end{aligned}$$

### 2.3 失業定義

次に、労働者の不効用  $e^{z_t^l} \Theta_t L_t(i)$  を考える。家計の厚生を基準として用いて、現行の労働市場環境を所与として仮定すると、各個人は下条件の時のみ労働市場に参加することが最適だと考える。

$$\left( \frac{1}{\bar{C}_t - h\bar{C}_{t-1}} \right) \left( \frac{W_t(i)}{P_t} \right) \geq e^{z_t^l} \Theta_t L_t(i)$$

対称均衡の下、先の条件を評価すると、限界労働供給は以下となる。

$$\frac{W_t(i)}{P_t} = e^{z_t^l} Z_t L_t(i)^\chi$$

ここで、Galí(2011a,b)に従って、失業率  $u_t$  を定義する。

$$u_t \equiv l_t - n_t \quad (8)$$

この失業率定義は昨今使われている完全失業率定義  $\equiv \frac{\text{失業者}}{\text{失業者} + \text{就業者}} \times 100$  と異なっているのは、技術的な目的であり、また観測される失業率に非常に近いことが確認されているので、本稿でも前者の定義を採用することとする。

## 2.4 財の資源制約

消費財市場の均衡条件は

$$Y_t = C_t \quad (9)$$

と表される。

## 2.5 中央銀行

中央銀行は、名目利子率を操作することで金融政策を行なっている。名目金利の決定ルールは Taylor(1993) のように決定される。

$$\log R_t^n = \phi_r \log R_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left\{ \log R^n + \phi_\pi \left( \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \log \frac{\pi_{t+j}}{\pi} \right) + \phi_y \log Y_t \right\} + z_t^r \quad (10)$$

ここで、 $\phi_r \in [0, 1)$  は金利スムージングの度合いを示すパラメータ、 $R^n$  は名目粗利子率の定常値  $\phi_\pi, \phi_r \geq 0$  はそれぞれ、インフレ率と GDP に反応するかという度合である。最終項の  $z_t^r$  は金融政策ショックであり、中央銀行による予期しない金融緩和、引き締めがこのショックで表現される。

## 2.6 構造ショック

本稿では、技術ショック、選考ショック労働供給ショック、賃金のマークアップショック、価格マークアップショック、金融政策ショック、以上6つの構造ショックを考慮している。また、それぞれ定常な一階の自己回帰仮定に従うと仮定する。

$$z_t^x = \rho_x z_{t-1}^x + \epsilon_t^x$$

$x \in \{a, b, l, w, p, r\}$  に関して、 $\rho_x \in [0, 1)$  は自己回帰係数を表し、 $\epsilon_t^x$  は平均0、分散  $\sigma_x^2$  の正規分布に従うものとする。

## 2.7 対数線形化されたモデル

各方程式や均衡式、構造ショックの推移式を定常状態の条件を用いて（トレンドを除去した）変数について対数線形近似を行う。対数線形近似化された式は以下である。なお、 $\tilde{x}_t$  は  $\tilde{x}_t = \log(x_t/x)$  で定義され、定常状態からの乖離の割合を示す。

消費のオイラー：

$$\tilde{c}_t = \frac{h/\gamma}{1+h/\gamma} \tilde{c}_{t-1} + \left(1 - \frac{h/\gamma}{1+h/\gamma}\right) E_t \{\tilde{c}_{t+1}\} - \frac{1-h/\gamma}{1+h/\gamma} (\tilde{r}_t - \tilde{\pi}_{t+1} + z_t^b); \quad (11)$$

賃金関数：

$$\begin{aligned} & \tilde{w}_t - \tilde{w}_{t-1} + \tilde{\pi} - \gamma^w \pi_{t-1} + z_t^a \\ &= \beta \gamma^{1-\sigma} (E_t \tilde{w}_{t+1} - \tilde{w}_t + E_t \tilde{\pi}_{t+1} - \gamma_w \tilde{\pi}_t + E_t z_{t+1}^a) \\ &+ \frac{1-\xi_w}{\xi_w} \frac{1-\beta \xi_w \gamma^{1-\sigma} \lambda^w}{\lambda^w + \chi(1+\lambda^w)} \chi \tilde{u}_t + z_t^w \end{aligned} \quad (12)$$

賃金と失業

$$\chi \tilde{u}_t = \tilde{w}_t - (\tilde{z}_t + z_t^l + \chi \tilde{n}) \quad (13)$$

最終財の資源制約式：

$$\tilde{y}_t = \frac{c}{y} \tilde{c}_t \quad (14)$$

労働力人口：

$$\tilde{l}_t = \tilde{n}_t + \tilde{u}_t \quad (15)$$

限界費用：

$$\tilde{m}c_t = (1-\alpha) \tilde{w}_t \quad (16)$$

生産関数：

$$\tilde{y}_t = (1-\alpha) \tilde{n}_t + z_t^a \quad (17)$$

ニューケインジアン・フィリップス・カーブ：

$$\tilde{\pi}_t - \gamma_p \tilde{\pi}_{t-1} = \beta \gamma^{1-\sigma} (E_t \tilde{\pi}_{t+1} - \gamma_p \tilde{\pi}_t) + \frac{(1-\xi_p)(1-\beta \xi_p \gamma^{1-\sigma})}{\xi_p} \tilde{m}c + z_t^p \quad (18)$$

金融政策ルール：

$$\tilde{R}_t^n = \phi_r \tilde{R}_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left\{ \phi_\pi \left( \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \tilde{\pi}_{t-j} \right) + \phi_y \tilde{y}_t \phi_y \tilde{y}_t \right\} + z_t^r \quad (19)$$

技術ショック：

$$z_t^a = \rho_a z_{t-1}^a + \epsilon_t^a \quad (20)$$

選好ショック：

$$z_t^b = \rho_b z_{t-1}^b + \epsilon_t^b \quad (21)$$

労働供給ショック：

$$z_t^l = \rho_l z_{t-1}^l + \epsilon_t^l \quad (22)$$

賃金のマークアップショック：

$$z_t^w = \rho_w z_{t-1}^w + \epsilon_t^w \quad (23)$$

価格マークアップショック：

$$z_t^p = \rho_p z_{t-1}^p + \epsilon_t^p \quad (24)$$

金融政策ショック：

$$z_t^r = \rho_r z_{t-1}^r + \epsilon_t^r \quad (25)$$

## 3 ベイズ推定とその考察

### 3.1 データと推定戦略

本節では、Smets and Wouters(2007)の扱われている技術を用いてベイズ推定を行なう。本稿のモデル推定において、使用するデータは、1980年第1四半期から2012第一四半期の日本データである。使用したデータは、実質GDP成長率、GDPデフレーター（インフレ率）、名目短期金利、実質賃金上昇率、完全失業率の5つである。実質GDP、GDPデフレーターのデータは、内閣府「国民経済計算」から取り、実質賃金、完全失業率は総務省「労働力調査 長期時系列データ」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」から発表されたものを使用している。また、名目短期金利には、1985年6月以前は有担保コールレートの翌日物、1985年7月以降は無担保コールレートのオーバーナイト物をMiyao(2005)を参照し接続した。

また、推定時にはいくつかパラメータを固定した。まず、非定常な結果を避けるため賃金のマークアップショックのパーシステント  $\rho_w = 0.99$  とした。これは、非定常な結果を避けるための工夫であり、GSW(2012)でも同じ数値で固定されている。次に、資本を扱っていないので資本分配率  $\alpha = 0$  で固定した。

### 3.2 推定結果

推定しサンプリングされたパラメータを用いて、分散分析、ヒストリカル分解を行う。分散分析は、それぞれの内生変数の変動に対してその源泉となる外生ショックを%表示で寄与率を求めたものである。そして、ヒストリカル分解はパラメータを所与としてカルマン・スムージングによって計算される内生変数の系列に対し、各外生ショックの寄与率を時点ごとに計算し、先に説明した分散分析では推定期間全体の平均的な寄与率に対して、時系列的に分析することが出来る。

#### 3.2.1 Variance Decomposition

表1の完全失業率をみると、賃金のマークアップショックが90%近く寄与をしていることが分かる。また、8四半期、すなわち2年という短期では、労働供給のショックも7.54%賃金のマークアップショックに対して小さいながら影響があることが読み取れる。そして、32四半期すなわち8年ではその影響は半分以下の2.55%となる。また、他の技

術ショック、選考ショックの影響も短期から長期になるにつれて影響が弱まり0%近くになっている。また、金融政策ショックの完全失業率への寄与率を見ても短期で0.32%、長期で0.11%と微小ながら影響があることが確認できた。

しかし、一方で実体経済への影響という面をみると、実質賃金、実質GDP成長率など労働供給ショックの方が賃金のマークアップショックよりも寄与率が明らかに高い。これはSmets and Wouters(2007)では統合されていた賃金ショックが、本モデルでは失業率を扱っているため、賃金のマークアップショックと労働供給のショックに識別できたことによる利点である。これにより、CKM(2008)によって指摘されている、賃金ショックの割合が高過ぎるという結果は避けられている。また、実質賃金の影響へは労働供給ショックの影響が価格ショックの次にウェイトを占めており、存在感があり、これは長期になっても変わらない。

### 3.2.2 考察

アメリカの実証分析の結果、分散分解をみると(表2)、日本の結果と同様で失業率の主要変動要因は賃金のマークアップショックで短期で41%、長期で80%という結果になっている。また、労働供給のショックは短期の方が寄与率が高く5%となっている。ここから得られるインプリケーションとしては、アメリカの方が労働供給サイドの影響が失業率に対して大きい。しかし、短期では、労働需要サイドの影響は長期と比べて半分になっている。これは、アメリカは雇用調整が他先進国に比べて早いという実証研究がある。

また、労働供給ショックを外国人労働者と捉えると、アメリカでは近年厳しくなったとはいえ移民などの受け入れ規制が日本に比べて緩いので、米国内の雇用を外国人が一定割合占めてしまい、失業を押し上げることは納得がいく。

日本でも、東海地方では高水準の生産が続いており、企業はその人手不足を補うため外国人労働者を積極的に受け入れている。今後、FTAやTPPが進められることが予想されるが、外国人労働者が医療・看護・介護といった成長産業に低賃金労働者として参入してくるのは時間の問題である。それによって、日本の雇用がかなり奪われることはないにしても、ある一定割合をしめる在になると筆者は考えている。

とはいえ、両国共に失業率への影響は需要サイドがいかに強いかが分かる。先に確認した通り、短期、長期共にその影響は80%から90%の寄与率である。日本では企業の雇用調整速度からも窺えるが、企業と雇用者のパワーバランスが企業側に偏っており、昨今の高水準化してしまった失業を抑えるためには企業行動の方を改める必要があると考えら

れる。

また、両国の金融政策ショックの失業率への寄与率を見てみると短期では、日本 0.32 %、アメリカ 11 %。長期では、日本 0.11 %、アメリカでは 4 %と大きな違いが出た。このことから、米国 FOMC の先般の決定である、失業率目標導入は妥当である。しかし、日本ではそこまでの影響はなく、金融緩和による失業率抑制はあまり期待できないと考えられる。



## 4 結びにかえて

本稿は、Galí(2009) で示された失業理論を、Smets and Wouters(2007) のベンチマーに組み入れたモデルの分析に基づき、日本の 1990 年代以降の失業率上昇および高止まりの要因を、労働市場の需要サイドと供給サイドに分けて分析した。また、失業率を観察可能な変数として扱えるようにし、Smets and Wouters(2007) などでは統合されていた賃金ショックを、(1) 賃金のマークアップショック、(2) 労働供給ショックに識別することが出来た。推定の結果、完全失業率への各外生ショックの寄与率はほとんどが賃金のマークアップショックであった。

本稿には、失業の裏返しである雇用のデータが扱われていないという問題がある。元モデルの GSW(2012) では雇用や投資も扱っており、考察で行った日米比較の結果も単純に受け入れるべきではない。そして、本稿のスタートである金融政策と失業率の関係も、結果としては微小にしか出てこなかったが、これはモデルを単純化し過ぎたために投資などを扱えず企業行動を表せ切れなかったことによると思われる。今後の展望としては、Galí(2009) で示された失業理論を組み入れた、より規模の大きな DSGE モデルで推定していくことで、失業率のマクロ的変動要因を明らかに出来ると考えている。

Variance Decomposition	技術	選好	労働供給	賃金	価格	金融政策
8 quarter horizon						
GDP	37.11	29.6	4.98	0.29	19.03	9.29
コールレート	24.59	60.63	1.89	0.06	7.32	5.57
インフレ率	18.42	29.55	8.83	0.05	33.51	9.68
実質賃金	16.44	19.17	24.37	0.05	33.4	6.62
完全失業率	2.01	1.08	7.54	88.87	0.18	0.32
32 quarter horizon						
GDP	37.84	29.24	4.92	0.28	18.81	9.18
コールレート	29.65	59.88	1.34	0.15	5.18	3.94
インフレ率	19.33	29.41	8.7	0.08	33.02	9.54
実質賃金	16.45	19.18	24.36	0.05	33.4	6.62
完全失業率	0.68	0.37	2.55	96.23	0.06	0.11

表1 分散分解 (日本)

Variance Decomposition	技術	選好	労働供給	賃金	価格	金融政策
10 quarter horizon						
GDP	59	3	11	6	6	5
インフレ率	6	1	0	53	27	8
実質賃金	40	1	1	12	30	6
完全失業率	4	8	5	41	0	11
40 quarter horizon						
GDP	56	1	17	17	1	2
インフレ率	4	1	0	67	18	5
実質賃金	71	1	0	5	13	3
完全失業率	1	3	2	80	0	4

表2 分散分解 (アメリカ)

パラメータ	モード	平均	90 %信用区間
$h$	0.2911	0.2735	[ 0.177 , 0.3696 ]
$\xi_p$	0.7611	0.7517	[ 0.7083 , 0.7971 ]
$\xi_w$	2.39E-04	3.29E-04	[ 1.50E-04 , 4.94E-04 ]
$\lambda_w$	0.4873	0.61	[ 0.3344 , 0.8808 ]
$\gamma_p$	0.3863	0.414	[ 0.2004 , 0.6246 ]
$\gamma_w$	0.4809	0.496	[ 0.3328 , 0.6604 ]
$\chi$	3.704	3.8499	[ 3.4239 , 4.2571 ]
$\phi_r$	0.8402	0.8323	[ 0.7975 , 0.867 ]
$\phi_\pi$	1.9912	1.8993	[ 1.6432 , 2.1506 ]
$\phi_y$	0.032	0.0339	[ 0.0139 , 0.0526 ]
$\nu$	0.5651	0.5372	[ 0.3647 , 0.7039 ]
$\rho_a$	0.9414	0.9382	[ 0.9222 , 0.9529 ]
$\rho_b$	0.8936	0.8951	[ 0.8581 , 0.934 ]
$\rho_l$	0.1685	0.2052	[ 0.1037 , 0.3015 ]
$\rho_p$	0.2204	0.2174	[ 0.117 , 0.3127 ]
$\rho_r$	0.4548	0.4487	[ 0.3542 , 0.5442 ]
$r^*$	0.4863	0.5121	[ 0.3846 , 0.6407 ]
$\pi^*$	0.1213	0.1371	[ 0.0295 , 0.244 ]
$u^*$	0.5433	0.5451	[ 0.3735 , 0.7024 ]
$\gamma^*$	0.1833	0.1897	[ 0.1432 , 0.2347 ]

表3 パラメータの事後分布

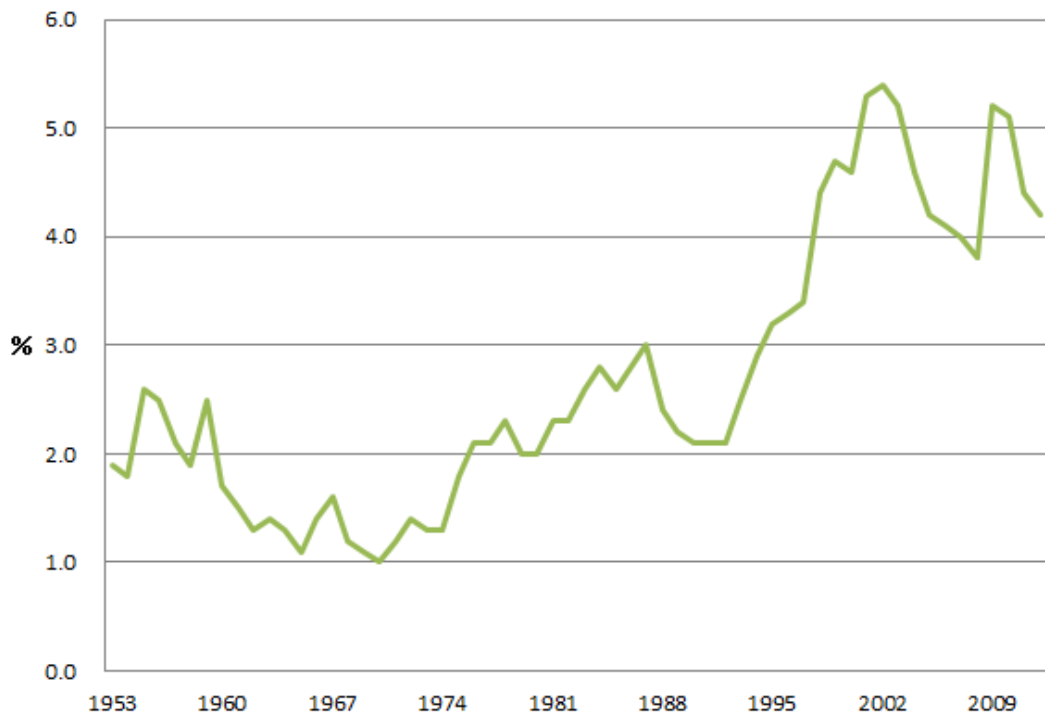


図1 完全失業率（1953～2012年）

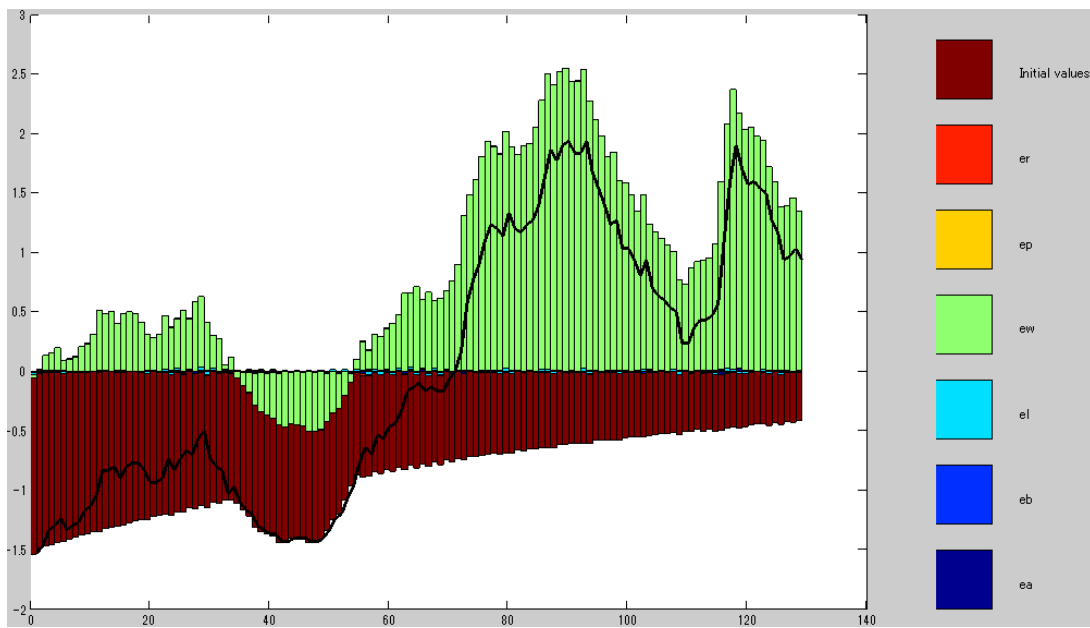


図2 ヒストリカル分解（完全失業率）

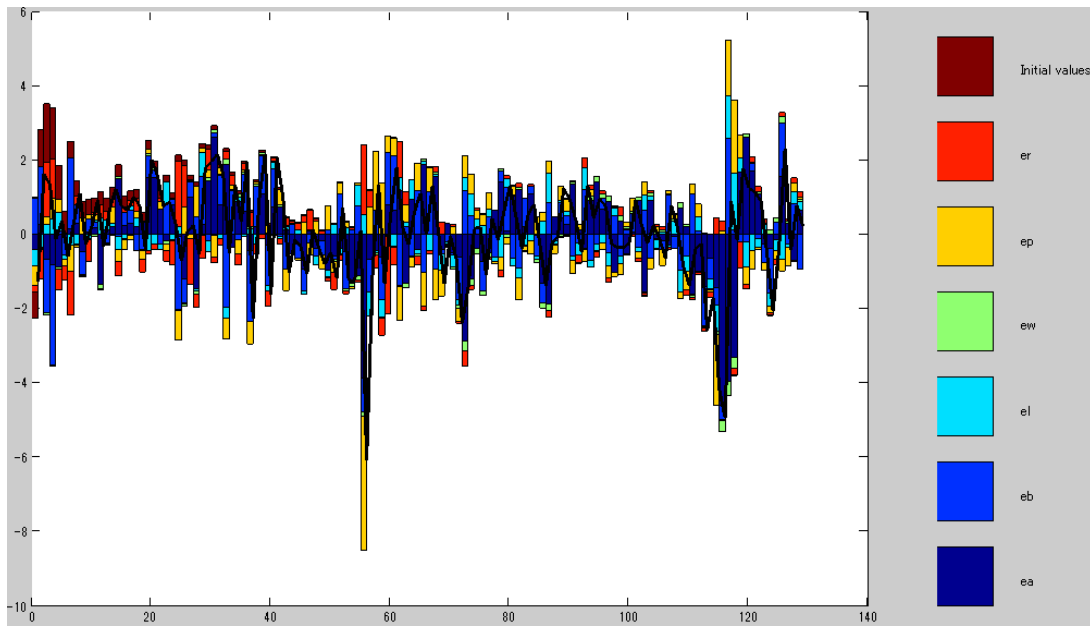


図3 ヒストリカル分解（実質 GDP 成長率）

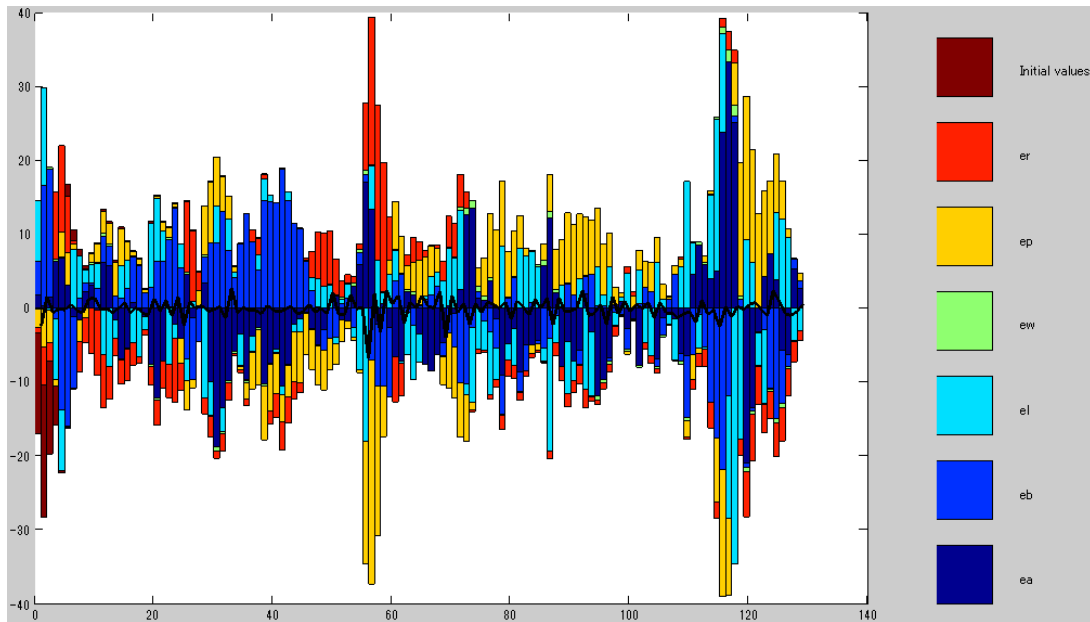


図4 ヒストリカル分解（実質賃金上昇率）

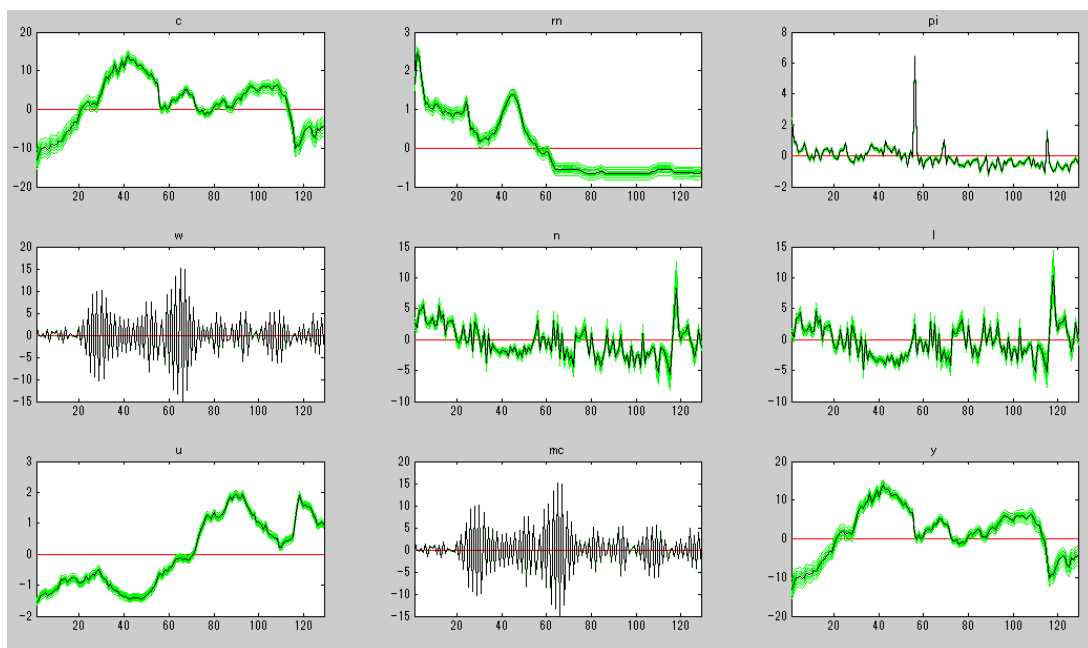


図5 カルマンスムージングによるモデル変数の推移 1

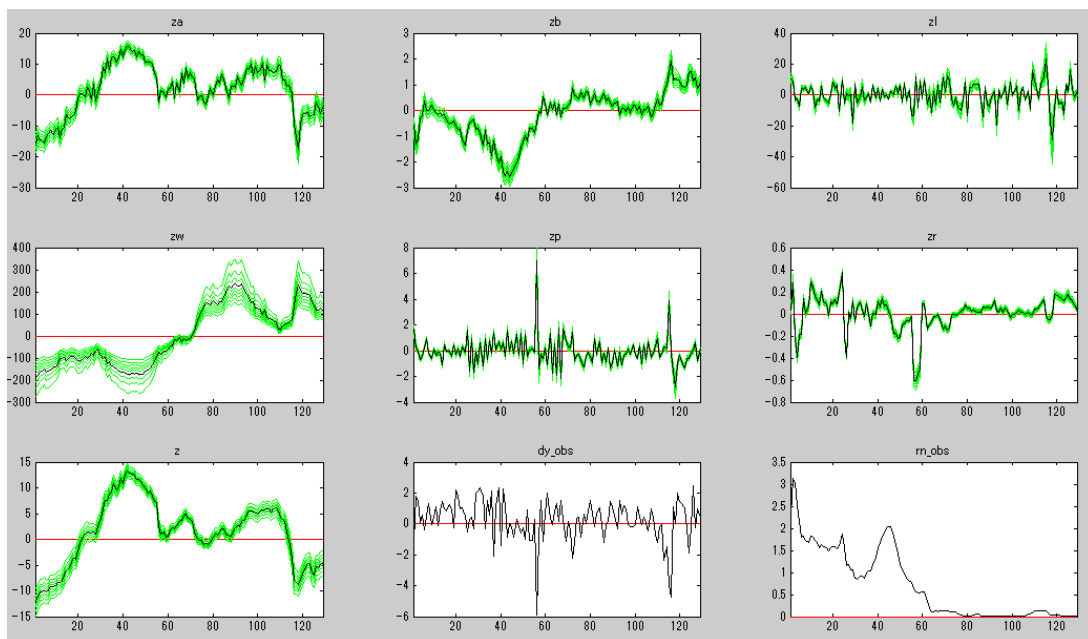


図6 カルマンスムージングによるモデル変数の推移 2

## 参考文献

- [1] 江口允崇 (2010) 『動学的一般均衡モデルによる財政政策の分析』(三菱総合研究所)
- [2] 加藤涼 (2007) 『現代マクロ経済学講義—動学的一般均衡モデル入門』(東洋経済新報社)
- [3] 廣瀬康生 (2012) 『D S G Eモデルによるマクロ実証分析の方法』(三菱総合研究所)
- [4] 太田聰一、玄田有史、照山博司 (2008) 『1990年代以降の日本の失業：展望』日本銀行ワーキングペーパー NO.08-J-4
- [5] 黒田祥子 (2002) 『わが国失業率の変動について』日本銀行金融研究所 金融研究 2002.12
- [6] 黒田祥子・山本勲 (2003) 『名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響』日本銀行ディスカッションペーパー No.2003-J-10
- [7] 日本銀行名古屋支店 (2008) 『外国人労働者の増加が東海地域に与える影響と今後の課題』管内金融経済レポート No.17
- [8] Calvo, Guillermo (1983) “Staggered Prices in a UtilityMaximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- [9] Chari, V.V., Patrick J. Kehoe, and Ellen R. McGrattan (2007) “Business Cycle Accounting,” *Econometrica* 75(3), 781-836.
- [10] Gal, Jordi (1996) “Unemployment in Dynamic General Equilibrium Economies,” *European Economic Review* 40, 839-845
- [11] Gal, Jordi (1999) “Technology, Employment, and the Business Cycle:Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations ?,” *American Economic Review*, March 1999, 249-271.
- [12] Gal, Jordi (2011a) “The Return of the Wage Phillips Curve” *Journal of the European Economic Association*, forthcoming.
- [13] Gal, Jordi (2011b) “Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies:A New Keynesian Perspective” MIT Press (Cambridge, MA), forthcoming.
- [14] Gal, Jordi (2011c) “Monetary Policy and Unemployment ” *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3A,Elsevier B.V., 2011, 487-546.
- [15] Gali, Jordi and Mark Gertler(2007) “Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation,” *Journal of Economic Perspectives*, 21 (4), 2007,25-45.
- [16] Gertler, Mark and Antonella Trigari (2009) “Unemployment Fluctuations with

- Staggered Nash Wage Bargaining” Journal of Political Economy 117 (1), pp. 38-86
- [17] Jaimovich, Nir and Sergio Rebelo (2009) “Can News about the Future Drive the Business Cycle?,” American Economics Review 99 (4), 1097-1118.
- [18] King, Robert G., Charles I. Plosser, and Sergio Rebelo (1988) “Production, Growth and Business Cycles I: The Basic Neoclassical Model, ” Journal of Monetary Economics 21 (2/3), 195-232.
- [19] Smets, Frank, and Rafael Wouters (2007) “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach ” American Economic Review, vol 97, no. 3, 586-606.
- [20] Gal, Jordi , Frank Smets, Rafael Wouters (2012) “Unemployment in an Estimated New Keynesian Model,” NBER Macroeconomics Annual 2011, Volume 26, pages 329-360
- [21] Miyao, Ryuzo(2005) “Use of Money Supply in the Conduct of Monetary Policy: Re-examining the Time-Series Evidence,” Japanese Economic Review 56, 165-187.

## 付録 A データ出典

- ・ 総務省 『労働力調査 長期時系列データ』  
<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.html>
- ・ 厚生労働省 『毎月勤労統計調査』 ]  
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/30-1.html>
- ・ 内閣府 『国民経済計算』  
<http://www.esri.cao.go.jp/index.html>
- ・ 日本銀行 『時系列統計データ検索サイト』  
<http://www.stat-search.boj.or.jp/index.html>