■ 論 文

不完全競争労働市場と賃金の硬直性
―日米欧経済の事例分析―

岡 田 義 昭

目 次

要 旨

本稿において，労働市場の不完全競争性を前提とした動学的一般均衡理論の枠組みを基に，日米欧各国労働市場の理論的・実証的分析を試みた。その結果，欧州では労働市場に対し改革推進の一方で各種規制・慣行の残影が未だ存続することから，賃金設定に強い硬直性が見られること，他方，米国では企業間・産業間の自由な労働移動に伴う弾力的な労働需給調整メカニズムにより，賃金水準の硬直性は極めて弱いこと，さらに日本では，近年，長期雇用・年功賃金・企業別組合という日本型雇用慣行が漸次弱まるにつれ「内部労働市場」から一部「外部労働市場」への移行が進んだ結果，賃金水準は弾力的に決定されつつあること，などが数値的に明らかとなった。

キーワード

不完全競争的労働市場，内部労働市場，動学的一般均衡理論，賃金硬直性係数，マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法

最終稿：2015年12月　採択日：2016年1月

I　はじめに

米国連邦準備制度理事会（ＦＲＢ）は，2015年12月の公開市場委員会で，政策金利の誘導目標水準を９年半ぶりに引き上げた。それまでのゼロ金利状態である0.00〜0.25％から0.25〜0.50％の水準である。サブプライム・ローン（i.e. 信用力の低い個人向け住宅融資）市場の混乱に端を発した2008年の金融危機から７年余り経ったいま，米国経済はほぼ危機的状況を脱したと見ることができる。例えば失業率（U3ベース）は５％台に低下し，コア・インフレ率も1.5％前後と安定的に推移してきている。実質経済成長率も２％強となった。かくしてＦＲＢは2014年10月の量的緩和政策解除に続いて今回ゼロ金利政策の転換を図り，いわゆるリーマン・ショック以降の類を見ない金融緩和政策を終焉させた。

翻って我が国経済はどうか。2012年末に安倍政権がスタートした。政府・通貨当局は非伝統的金融政策を含む積極的な政策運営によって“失われた20年”の溝を埋めるべく努力を重ねて来ている。しかしながら，政権担当期間の11四半期中４四半期がマイナス成長である。未だ道半ばとしか言いようがない。さらには欧州経済も芳しくない。テロの拡散や中東からの難民増大など社会的不安要因も加わって，欧州中央銀行はゼロ金利政策や量的緩和政策の継続を打ち出している。かくして今や米国経済の回復振りが際立っている。

ところで，こうした景気動向に関して雇用は重要な問題である。各国政府共に雇用確保を最重要政策課題として掲げている。好況時の完全雇用に対し不況時の失業発生は深刻な経済的社会的状況をもたらす。不況時の失業問題はそれゆえ常に古くて新しい問題と言える。不況時における“非自発的”失業の発生メカニズムとその処方箋を論じたのはJ.M Keynesの『一般理論』であった。有効需要不足という新たなキーワードにより，拡張的財政金融政策の意義を説いた。これに対し，不況時には依然として市場の構造的要因に基づく“摩擦的”失業や経済主体の主体的均衡条件に基づく“自発的”失業が存在する。労働市場が完全競争的，すなわち労働の企業間・産業間移動が容易で且つ労働需給が賃金のシグナル機能に基づいて弾力的に調整されると，景気拡大に呼応して労働移動は活発化し，それゆえ雇用量は増加して賃金水準も上昇する。したがってそのことは遅かれ早かれ家計消費の拡大に結びつき，企業の投資意欲を刺激するから，一層の景気拡大に繋がる好循環を招来する。しかしながら，労働市場は次章で見るごとく，各国それぞれが固有の構造的要因によって制約される。それゆえ，市場は不完全競争的となり，賃金水準も硬直的・粘着的とならざるを得ない。企業・家計など経済主体は各制約条件のもとで合理的予想形成に基づき将来に亘る利潤や効用の最大化を図るが，かくして，そうした主体的均衡条件は市場要因という外部的与件により著しく歪められることになる。ここに，労働市場の完全競争性を妨げる様々な構造的要因を取り除く官民一体となった努力が必要となってくるであろう。このように，経済運営にあたって労働市場の完全競争性の確保は極めて重要な政策課題の一つと言える。

そこで本稿において，財サービス市場のみならず労働市場に対しても不完全競争性を前提とした動学的一般均衡モデルの枠組みに基づき，労使間の主体的均衡条件による最適賃金設定式を導く。ついでそれら賃金設定式の「賃金硬直性」係数に関し，実際の時系列統計データからマルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定によって計測し，外部的与件に基づく各国労働市場の賃金硬直性の度合いを判断する。かくしてこうした一連の作業により，各国労働市場がどの程度不完全競争的で賃金改定が硬直的・粘着的となるかを具体的数値により確認する。

Ⅱ　各国労働市場

1　米国

アメリカの労働市場[1)]は従来産業間や企業間の労働移動が極めて活発で，且つ賃金も市場原理が貫徹した形で決定される。また，新たな産業の創出に伴う労働需要の増加に迅速かつ容易に対応する。かくして，グローバル化の進展や技術革新，規制緩和等を通じて競争が激化するなか,「エンプロイヤビリティ（労働者の就業能力）の引き上げ」「起業促進」「環境変化への適応能力強化」「雇用機会の平等」などの雇用政策に関して世界の範となっている。

こうした円滑な労働移動が可能となっている背景には，年金や医療保険が異なる制度・職種間や転職でも通算可能であり，労働移動に伴うコストが低く且つ労働移動の円滑さが担保されていることがまず指摘できる。また，人材派遣業の成長やインターネットを活用した求職・求人サイトの普及などが，迅速・柔軟でより効率的な労働資源配分を可能としている点も見逃せない。さらには高学歴化や職業訓練による労働力の質の向上などにより，需要に見合った労働供給を可能とすることで労働需給のミスマッチを低下させている。加えて，ダウンサイジングによる雇用調整や経営効率化を目指したアウトソーシングが積極的に進められたことにより，労働力の再配置を促した。そのほか，労働組合組織率，最低賃金，失業給付額の面で労働市場が柔軟であったことなどの要因も挙げられる[2)]。

2　欧州

他方，欧州は長い歴史や伝統・慣習を持ち，文化や宗教，民族の対立に晒されたから，20世紀は様々な利害と衝突を調整するコンセンサス型の社会運営が欧州各国でそれぞれの状況にうまく適合するような形で取り入れられた。労働市場に限って言えば，欧州の労働市場[3)]は相対的に規制が強く，解雇は時として法廷闘争を伴うなど極めて難しい事に加え，若年層の雇用増進のためとして55歳以上には早期退職勧奨制度が適用された。さらにまた，失業者には比較的高い失業給付がかなり長期間支給された。したがって，やがては失業手当に寄生した長期失業者や55歳以上層の高い失業率を生み出すようになり，80年代以降は８％以上の構造的失業が慢性化するなど，労働市場は極めて硬直的であった。それに対し，近年様々な制度改革が試みら

れている。例えば，イギリスはサッチャー政権以降，解雇を容易にして新規採用の促進化を図ったり，あるいは長期失業による貧困層の固定化改善を狙って失業者の自助努力や市場活用策を取り入れるなどして，雇用の弾力化を推し進めている。オランダも実質賃金抑制策やパートタイム労働活用策などの制度改革を実施した。こうしたイギリスやオランダのような雇用政策は「リベラル・ヨーロッパ型」と称されている。これに対し，フランスではいわゆる「ニュー・ソーシャル型」の雇用政策を採っている。すなわち，週35時間に労働時間を短縮してその分多数の労働者を雇用する政策（i.e. ワークシェアリング方式）など，経済活性化のために市場の活用を積極的に推し進める策を採る一方で，財政支出を増やして若年労働者の雇用を確保するなど，従来の伝統的な社会民主主義的政策をも保持している。その他，ＥＵ小国に見られるごとく，労使と政府が一体となって労働環境の改善に向けて雇用政策を運営する「政労使協調（コーポラティズム）型」雇用政策もある。欧州各国はこのようにそれぞれの現状を活かして歴史や伝統の呪縛から開放された労働市場改革を展開している。

３　日本

翻って日本の労働市場[4]を概観すると，「長期雇用」「年功賃金」「企業別組合」という３つの特徴をもつ日本型雇用慣行が存在する。こうした独特の雇用慣行は，必ずしも流動的とは言えない日本の労働市場のもとで有効に機能した。すなわち，一定の知識・技能・技術を労働者に蓄積させるためには，企業が長期間に亘る雇用を保障し且つ年功に応じた賃金支払いを社員にコミットするという制度的な仕組みを必要とする。さらには横断的な職能別組合でなく企業ごとの縦割り型組合の存在が，企業から人的資本蓄積に応じて適切に賃金が支払われているか否かを監視しつつ長期的な信頼関係の中で各種暗黙的契約の履行を促す役割を果たした。かくして，日本の労働市場に多かれ少なかれこうした日本型雇用慣行という独特の構造要因の存在することが，日本における今日までの急速な経済発展に対し重要な役割を担った。

しかしながら，低成長の時代に入ると，人的資本に対する収益率は低下した。したがって，社内でコスト掛けて長期に亘り育成するようなそれまでの人的資本蓄積手法の重要性は低くなった。かくして，一定の知識・技能・技術の蓄積を促すための制度的枠組みとして機能した日本型雇用慣行の意味合いも必然的に薄れてきた。とりわけ資産価格バブルの崩壊以降，長期不況に伴う企業のスリム化・リストラ化による雇用削減，社内業務を外部企業に委託するアウトソーシングの高まり，非正社員数の増加[5]などが「内部労働市場」から一部「外部労働市場」への移行を促進させた[6]。こうした傾向が，日本の労働市場をして流動化や雇用制度の弾力化に繋がる結果を齎した。

次にこうした各国労働市場の特殊性を前提とした理論モデルを構築してみよう。

Ⅲ　理論モデル

1　モデルの素描

我々の想定する経済では，企業，家計，政府・中央銀行の３部門から構成されるものとする。

企業 j は単位閉区間 $[0,1] \subset R^1$ に連続的に分布する。さらに各企業はブランド力などにより差別化された１種類の財サービスを生産・販売する。家計 i も同様に単位閉区間 $[0,1] \subset R^1$ に連続的に分布する。各家計は労働を企業に提供して賃金を受け取るとともに企業から利益配分を配当として受け取り，さらに期をまたがる価値保蔵手段として保有する債券ストックの利子所得とともにそれら所得を対価に財サービスを購入・消費する。

財サービス市場ならびに労働市場はともに独占的競争の状況下にあると仮定する。すなわち，多数の企業が生産活動を行い，企業の市場への参入・退出が自由であるという点では競争的であるが，他方において各企業は，“差別化”された財サービスを生産することによって独自の需要関数に直面し，したがって財サービス価格に決定力・支配力を有するという点では独占的である。また，それぞれの財サービスはある程度まで相互に代替的であり，価格の過度の引き上げは自社製品から他社製品に需要がシフトする可能性があるという意味では各独占的企業は「競争」関係にある。他方，多数の家計も労働市場への参入・退出が自由であるという点では競争的であるが，単純技能職，専門技術職，事務職，管理職など独自の職業能力・経験に基づく異質的な差別化された労働力を企業に提供することによって個別労働需要関数に直面し，それゆえ，賃金率に決定力・支配力を有するという点では同じく独占的である。また，労働も財サービス同様ある程度まで相互に代替的であり，過度の賃金引上げ要求は競争的に他者へ雇用がシフトすることもあり得る。

債券取引に関しては，完全競争的な債券市場において利子率のシグナル機能を基に売買されると想定する。

こうした枠組みに基づき，合理的予想形成の下，各家計は所得制約式ならびに自らの設定賃金率に対する個別労働需要関数を条件として将来に亘る効用を最大化する。また各企業は，それぞれの生産技術構造と自己の設定する価格水準に対する個別財サービス需要量とを制約条件として同じく将来に亘る利潤の最大化を図る。かくして，それら経済主体の主体的均衡によって一意的に定まった財サービス需給量，労働需給量，債券ストック需給額が，それぞれの市場でクリアーされ市場均衡が達成される。また，政府・中央銀行は金利を主要政策変数として物価や景気の安定化という政策目標を追求する。

以下，これら動学的一般均衡（ＤＳＧＥ）モデルのスケッチをさらに厳密に定式化してみよう[7)]。

2　家計

a　選好

各家計（$\forall i \in [0,1]$）は，$\forall t \in \{0,1,2,\cdots\}$に対して次のような同形的ＣＲＲＡ型（相対的危険回避度一定タイプ）効用関数を持つものとする。

(1)　$$U_t(i) = E_t\left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s(i)\right]$$

$$u_s(i) = \frac{C_s(i)^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{L_s(i)^{1+\nu}}{1+\nu}$$

ただし　β（$\in (0,1)$）：主観的割引率

ρ（>0），ν（>0）：定数

E[・]：期待値オペレータ

ρは異時点間の消費代替弾力性の逆数，すなわち，財サービス消費の相対的危険回避度を表し，νは同様に異時点間労働供給の代替弾力性の逆数を表す。

ここで家計 i の財サービス消費指標 $C(i)$を，Dixit=Stiglitz 型集計指標[8)]

(2)　$$C_t(i) = \left[\int_0^1 C_t(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

で定義する。ただし $C(i,j)$ は家計 i の財サービス j の消費量を，また θ（>1）は財サービス需要の価格に対する代替の弾力性を表す。したがって(2)式に対応した価格指標 P は，同じくDixit=Stiglitz 型集計指標[9)]

(3)　$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(j)^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

で定義される[10)]。ただし，財サービス j の価格 $P(j)$ は後に第３項で見るごとく，独占的競争下にある各企業の利潤最大化行動から決まってくる。さらに $L(i)$ は家計 i の労働供給時間を表す。

b　予算制約式

家計 i の t 期における予算制約式を，

(4)　$$P_t C_t(i) + B_t(i) \le P_t W_t(i) L_t(i) + \Phi_t(i) + (1+r_{t-1}) B_{t-1}(i) - \tau_t(i)$$

で表す。ここで$B(i)$は財サービス価格Pをニューメレールにとった家計 i の保有する名目債券，

$W(i)$は企業から家計 i に支払われる時間当たり実質賃金率, $L(i)$は家計 i が企業に提供する労働時間, $\Phi(i)$は企業から家計 i に支払われる名目配当金, rは債券ストックの名目利子率, $\tau(i)$は家計 i の支払う名目一括個人税である。

c　主体的均衡

各家計は, 財サービス価格, 名目配当金, 債券利子率, 債券ストック保有額（1期前), 名目一括個人税が所与のとき, 予算制約式の下で期待効用を最大とするように, 今期の財サービス消費量, 実質賃金率, 債券ストック売買額をそれぞれ決めるものとする。したがって, 家計 i の最適化行動は, 合理的予想の下,

(5)
$$\max_{\{B_t\}\{C_t\}\{W_t\}} : U_t(i) = E_t[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s(i)]$$

$$u_s(i) = \frac{C_s(i)^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{L_s(i)^{1+\nu}}{1+\nu}$$

$$\text{s.t.}\quad C_s(i) + \frac{B_s(i)}{P_s} \le W_s(i)L_s(i) + \frac{\Phi_s(i)}{P_s} + (1+r_{s-1})\frac{P_{s-1}}{P_s}\frac{B_{s-1}(i)}{P_{s-1}} - \frac{\tau_s(i)}{P_s}$$

$$\text{given}\quad P_{s-1}, P_s, \Phi_s(i), r_{s-1}, B_{s-1}(i), \tau_s(i)$$

$$\forall i \in [0,1],\quad \forall t \in \{1,2,\cdots\}$$

なる制約条件付き最大化問題を解くことで得られる。そこでまず家計 i の動学的ラグランジュ関数を,

(6)
$$L = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \{ \left[\frac{C_s(i)^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{L_s(i)^{1+\nu}}{1+\nu} \right]$$
$$+ \lambda_s(i) \left[(1+r_{s-1})\frac{P_{s-1}}{P_s}\frac{B_{s-1}(i)}{P_{s-1}} + \frac{\Phi_s(i)}{P_s} + W_s(i)L_s(i) - \frac{\tau_s(i)}{P_s} - C_s(i) - \frac{B_s(i)}{P_s}) \right] \}$$

と置く。(6) 式に「Kuhn-Tucker の定理」[11] を適用して1階の必要条件を求めると, 以下のような t 期における各家計の主体的均衡条件を得る[12][13]。

(7)
$$\partial C_t(i) : C_t(i)^{-\rho} = \lambda_t(i)$$

(8)
$$\partial B_t(i) : \lambda_t(i) = \beta E_t \left[(1+r_t) \frac{p_t}{p_{t+1}} \lambda_{t+1}(i) \right]$$

(9)　$$E_t\left[\lim_{T\to\infty}\frac{B_{T+t-1}(i)}{\Pi_{s=t}^{T+t}(1+r_{s-1})}\right]=0$$ （no-Ponzi-game 条件式）

である[14)]。

d　個別財需要

つぎに家計 i は，個別財サービス（i.e. $\forall j\in[0,1]$）ごとの消費需要を，個別財サービス価格 $P_t(j)$ が所与のとき，名目総支出額一定の下でそれら個別財サービス消費の総実質量を最大にするようにそれぞれ決めるものとするものとすれば，$I(i)$を家計 i の財サービスに対する一定の名目総支出額として，

(10)　$$\max_{\{C(i,j)\}}: C_t(i)=\left[\int_0^1 C_t(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}}dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$\text{s.t.}\quad \int_0^1 P_t(j)C_t(i,j)dj\le I_t(i)$$

$$\text{given}\quad P_t(j), I_t(i)$$

を解くことで得られる。すなわち，

(11)　$$C_t(i,j)=\left(\frac{P_t(j)}{P_t}\right)^{-\theta}C_t(i)$$

となる[15)]。

e　賃金設定

つぎに，独占的競争下にある労働市場での家計による最適賃金率設定を以下のごとく考える。

各家計にとって賃金率Wを引き上げる改定機会は限定的であり，企業との賃金交渉で賃金率をいつでも欲するときに引き上げられるわけではなく，一定の確率に従ってランダムになし得ると想定する（i.e. カルボ型粘着価格モデル[16)]）。すなわち，家計 i が任意の時点で賃金率を据え置く確率を $\omega_W\,(\in(0,1))$，賃金率引き上げ機会を得る確率を$1-\omega_W$とする。したがって，将来に亘り賃金率を改定できないリスクがある状況下では，各家計は，単に当期の効用のみならず，将来に亘る効用の割引現在価値も含めてその最大化を図るものと考えられる。ところで，当該経済では家計数は十分に大きいと仮定していたので，このことは，毎期一定割合（i.e. $1-\omega_W$）の家計だけ賃金率の引き上げ改定機会が与えられることと同義である。さらに加えて，各家計は，今期賃金率が最適水準$W_t=W_t^o$に改定できずこれを据え置いた場合でも，全般的な

物価上昇に即し，前期における物価の上昇率分だけは今期の賃金率にスライドさせることが可能であるという，いわゆるウッドフォード型インデクセーション・ルール[17]の採用を考える。かくして，家計 i の賃金率ならびに労働時間供給に関する最適化行動様式は，以下のように定式化できる。

まず，集計的労働時間は，家計 i の個別労働供給時間 $L(i)$ に対し，$\eta\,(>1)$ を企業による労働需要の賃金に関する代替弾力性として，$\mu \equiv \dfrac{1}{\eta-1} > 0$ で定義すれば，

$$(12)\quad L_t = \left[\int_0^1 L_t(i)^{\frac{1}{1+\mu}} di\right]^{1+\mu}$$

なる Dixit=Stiglitz 型集計指標[18]に基づく集計式で表されるものとする。したがって，上述（12）式に対応する全体的な実質賃金率 W は，

$$(13)\quad W_t = \left[\int_0^1 W_t(i)^{-\frac{1}{\mu}} di\right]^{-\mu}$$

となる[19]。それゆえ，家計 i の個別労働供給時間 $L(i)$ は，実質賃金支払額一定の下で投入労働時間を最大化する企業の最適化行動により，

$$(14)\quad L_t(i) = \left(\frac{W_t(i)}{W_t}\right)^{-\frac{1+\mu}{\mu}} L_t$$

によって求められる[20]。

かくして，先の（5）式で示された家計 i の条件付最大化問題に対し，賃金率設定に関する次のような最大化問題が導ける。

$$(15)\quad \max_{\{W_t(i)\}} : E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega_W)^s \left[\lambda_{t+s}(i) W_{t+s}(i) L_{t+s}(i) - \frac{L_{t+s}(i)^{1+\nu}}{1+\nu}\right]$$

$$\text{s.t.}\quad W_{t+s}(i) = W_t^o(i) \prod_{k=1}^{s} \left\{\left(\frac{P_{t-1+k}}{P_{t-2+k}}\right)^{\gamma_W} \frac{P_{t-1+k}}{P_{t+k}}\right\}$$

$$L_{t+s}(i) = \left(\frac{W_{t+s}(i)}{W_{t+s}}\right)^{-\frac{1+\mu}{\mu}} L_{t+s}$$

$$\text{given} \quad P_{t-1}, P_{t+s}, W_{t+s}, L_{t+s} \quad (s = 0,1,2\cdots)$$

$$\forall i \in [0,1], \quad \forall t \in \{1,2,\cdots\}$$

ただし γ_W（$\in [0,1]$）はインデクセーション・ルールに基づく価格転嫁率である。$\gamma_W = 1$であれば，前期インフレ率の100％すべてを今期の賃金率に上乗せすることが可能ということを意味している。また，$\lambda_t(i)$は家計 i の単位賃金率当り限界効用を表す。さらに$W_t^o(i)$は t 期に賃金率改定の機会を得た家計 i の設定する最適実質賃金率を示している。

ここで，主方程式に両制約条件式を代入して実質賃金率 $W_t(i)$で偏微分し，この制約条件付き最大化問題を解くと，次のような家計i の最適化行動に関する１階の必要条件が導かれる[21)]。

$$(16) \quad E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega_W)^s \lambda_{t+s}(i) L_{t+s} W_{t+s}^{\frac{1+\mu}{\mu}} \left[W_t^o(i) \prod_{k=1}^{s} \left\{ \left(\frac{P_{t-1+k}}{P_{t-2+k}}\right)^{\gamma_W} \frac{P_{t-1+k}}{P_{t+k}} \right\} - (1+\mu) \frac{L_{t+s}(i)^{\nu}}{\lambda_{t+s}(i)} \right] = 0$$

…賃金率設定式

したがって，このことから，消費財サービスと労働の限界代替率の将来流列（i.e. $\frac{dC_{t+s}(i)}{dL_{t+s}(i)} = \frac{L_{t+s}(i)^{\nu}}{\lambda_{t+s}(i)}$）にマークアップ率 $(1+\mu)$を掛けた式と最適実質賃金率$W_t^o(i)$との間に，次のような家計iの賃金率設定に関する主体的均衡条件式が得られる[22)23)]。

$$(17) \quad W_t^o(i) = (1+\mu) E_t \sum_{s=0}^{\infty} f_{t+s} \frac{L_{t+s}(i)^{\nu}}{\lambda_{t+s}(i)}$$

$$\text{ただし} \quad f_{t+s} \equiv \frac{(\beta\omega_W)^s L_{t+s} W_{t+s}^{\frac{1+\mu}{\mu}} P_{t+s} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-1+s}}\right)^{\gamma_W}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega_W)^s L_{t+s} W_{t+s}^{\frac{1+\mu}{\mu}}}$$

かくして家計 i に対して同質性条件を課せば，家計全体の集計的賃金率遷移式

$$(18) \quad W_t = \left[(1-\omega_W)(W_t^o)^{-\frac{1}{\mu}} + \omega_W \left\{ W_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\gamma_W} \frac{P_{t-1}}{P_t} \right\}^{-\frac{1}{\mu}} \right]^{-\mu}$$

$$=\left[(1-\omega_W)(W_t^o)^{-\frac{1}{\mu}}+(1-\omega_W)\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_W)^s\left\{W_{t-s}^o\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-s-1}}\right)^{\gamma_W}\frac{P_{t-s}}{P_t}\right\}^{-\frac{1}{\mu}}\right]^{-\mu}$$

が求まる[24)]。ただし W_t^o は t 期に賃金率改定の機会を得た家計群の設定する最適実質賃金率である。

３　企業

a　生産技術

各企業は，可変的生産要素である労働を投入し，差別化された１種類の財サービス z $(\in[0,1]\subset R^1)$ を生産する[25)]。各企業の生産技術構造はすべて同形的であるとする。したがって,企業 j の t 期における個別生産関数 F^j は，$A_t(j)(>0)$ を技術水準（i.e. 全要素生産性ないしはソロー残差）とし，さらに $\overline{A}(j)$ を定常状態での技術水準とすれば，$\forall j\in[0,1]$, $\forall t\in\{1,2,\cdots\}$ に対して，

(19)　$Y_t(j)=F^j(L_t)=A_t(j)L_t(j)$

ただし，$A_t(j)=(A_{t-1}(j))^{\varphi}(\overline{A}(j))^{1-\varphi}\exp(\varepsilon_t^{Aj}),\ \ \varepsilon_t^{Aj}\sim i.i.d.(0,\sigma_{Aj}^2)\ \ \&\ \ \varphi\in[0,1]$

で表せる。さらに定常状態での技術水準ないしは労働生産性 $\overline{A}(j)$ はここでは１に基準化されているものと仮定する[26)]。

b　最適化行動

独占的競争の状況下では，各企業はプライス・メーカーとして差別化された自社の財サービスに対して自ら価格を設定し得る。ただし,各企業にとっては価格の調整機会は限定的であり,自社製品価格をいつでも欲するときに変更できるわけではなく，一定の確率に従ってランダムになし得ると想定する（i.e. カルボ型粘着価格モデル[27)]）。すなわち，企業 j が任意の時点で価格を据え置く確率を ω_P $(\in(0,1))$，価格を変更し得る確率を $1-\omega_P$ とする。したがって，将来に亘り価格を改定できないリスクがある状況下では，各企業は，単に当期の利潤のみならず,将来に亘る予想利潤の割引現在価値も含めてその最大化を図るものと考えられる。ところで,当該経済では企業数は十分に大きいと仮定していたので，このことは，毎期一定割合（i.e. $1-\omega_P$）の企業だけ価格改定の機会が与えられることと同義である。さらに加えて,各企業は,今期価格が最適水準 $P_t=P_t^o$ に改定できず，これを据え置いた場合でも全般的な物価上昇に即し前期における物価の上昇率分だけは今期の価格にスライドさせることが可能であるという,いわゆるウッドフォード型インデクセーション・ルール[28)] の採用を考える。かくして，企業 j

の t 期における最適化行動様式は，合理的予想の下，以下のように定式化できる[29]。

$$(20)\quad \max_{\{P_t(i)\}} : \widetilde{\Phi}_t(j) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_{t+s}\omega_P^s \left[\frac{P_{t+s}(j)}{P_{t+s}} Y_{t+s}(j) - MC_{t+s}(j)Y_{t+s}(j)\right]$$

$$\text{s.t.}\quad P_{t+s}(j) = P_t^o(j)\prod_{k=1}^{s}\left(\frac{P_{t-1+k}}{P_{t-2+k}}\right)^{\gamma_P}$$

$$Y_{t+s}(j) = A_{t+s}(j)L_{t+s}(j)$$

$$Y_{t+s}(j) = \left(\frac{P_{t+s}(j)}{P_{t+s}}\right)^{-\theta} Y_{t+s}$$

$$\text{given}\quad W_{t+s}(j), A_{t+s}(j), P_{t+s}, Y_{t+s}\ (s = 0,1,2\cdots)$$

ただしβ_{t+s}は企業の最終所有者たる家計の限界効用で評価された企業 j の主観的割引率であり，$\beta_{t+s} = \beta^s \dfrac{\lambda_{t+s}(j)}{\lambda_t(j)}$ （$\beta \in (0,1)$）で定義される。また，$MC_t(j)(\equiv \dfrac{W_t(j)}{A_t(j)})$ は企業 j の t 期における実質限界費用を表す。さらに$P_t^o(j)$は t 期に価格改定の機会を得た企業 j の設定する最適価格水準を，$\gamma_P(\in[0,1])$ はインデクセーション・ルールに基づく価格転嫁率をそれぞれ示している。

したがって，各制約条件式を主方程式に代入し，設定価格 $P_t(j)$ で偏微分してこれら制約条件つき最大化問題を解くと，次のような企業 j の最適化行動に関する1階の必要条件が導かれる[30]。

$$(21)\quad E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty}\beta_{t+s}(\omega_P)^s Y_{t+s}\left[\frac{P_t^o(j)}{P_{t+s}}\prod_{k=1}^{s}\left(\frac{P_{t-1+k}}{P_{t-2+k}}\right)^{\gamma_P} - \frac{\theta}{\theta-1}\frac{W_{t+s}(j)}{A_{t+s}(j)}\right]\right] = 0 \quad \cdots\text{価格設定式}$$

このことから，企業 j の価格設定に関する主体的均衡条件，すなわち，最適価格が実質限界費用の将来流列に一定のマークアップ率$(\dfrac{\theta}{\theta-1})$を乗じたものと等しくなるという以下の関係式が得られる[31][32]。

$$(22)\quad \frac{P_t^o(j)}{P_t} = \frac{\theta}{\theta-1}E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty} g_{t+s}\frac{W_{t+s}(j)}{A_{t+s}(j)}\right]$$

$$ただし \quad g_{t+s} \equiv \frac{\beta_{t+s}\omega_P^s\left((\frac{P_{t-1+s}}{P_{t-1}})^{\gamma_P}\frac{P_t}{P_{t+s}}\right)^{-\theta}Y_{t+s}}{E_t\sum_{s=0}^{\infty}\beta_{t+s}\omega_P^s\left((\frac{P_{t-1+s}}{P_{t-1}})^{\gamma_P}\frac{P_t}{P_{t+s}}\right)^{-\theta+1}Y_{t+s}}$$

ここで（22）式の右辺はすべての企業 j にとって同一であるから，企業全般の集計的価格遷移式

$$(23) \quad P_t = \left[(1-\omega_P)(P_t^o)^{1-\theta} + \omega_P\left\{P_{t-1}\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\gamma_P}\right\}^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$= \left[(1-\omega_P)(P_t^o)^{1-\theta} + (1-\omega_P)\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s\left\{P_{t-s}^o\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-s-1}}\right)^{\gamma_P}\right\}^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

が求まる[33]。上述式の P_t^o は t 期に価格改定の機会を得た企業群の設定する最適価格水準である。

4　政府

a　財政収支

政府は，一括個人税（i.e. 人頭税）による税収ならびに国債の新規発行額を基に，消費財サービス指標 C で表示された財政支出 G ならびに国債の利払いを行うものとし，且つ財政収支は毎期単年度で均衡が達成されるものとする。したがって，政府部門の t 期における財政収支式は，

$$(24) \quad \tau_t + (B_t - B_{t-1}) = P_t G_t + r_{t-1}B_{t-1}$$

$$\forall t \in \{1,2\cdots\}$$

なる式で表せる。ただし，本稿では財政政策の政策目標を所与と仮定し，したがって各期の財政支出 G_t は一定値（$G_t = G$，$\forall t \in \{1,2\cdots\}$）と仮定しておく。

b　金融政策

他方，通貨当局は，金融政策変数として名目金利水準をコントロールすると考える。したがって，通貨当局の政策対応関数としては，次のようなオーソドックスなテイラー・ルール型を採用する。

(25)　$$1+r_t=(1+r_{t-1})^{\chi_1}\left((\frac{\Pi_t}{\Pi_0})^{\chi_2}(\frac{Y_t}{Y})^{\chi_3}\right)^{1-\chi_1}$$

$$\forall t\in\{1,2,\cdots\}$$

ただし χ_i（$i=1,2,3$）はパラメータであり，且つ $\chi_1\in(0,1)$ とする。かくして，通貨当局は1期前の金利水準 r_{t-1} の動向を踏まえつつ，現行インフレ率 $\Pi_t\equiv\frac{P_t}{P_{t-1}}$ と目標インフレ率 Π_0 との乖離やＧＤＰギャップ $\frac{Y_t}{Y}$ の現況にも対応して今期の政策金利を操作すると考える。

５　市場

第２節・第３節で見たように，各企業・各家計の主体的均衡に基づいて一意的に定まる個々の財サービスの需給量，労働の需給量，債券ストックの需給額が，t 期において，完全競争市場のみならず“見えざる手”不在の独占的競争状況下にある市場を含む各市場で全体としてそれぞれどのようにして過不足なく完全にクリアーされるであろうか。

a　債券市場

債券市場は完全競争を仮定しているゆえ，各家計 i における債券の受取り額と支払い額は符号が逆で絶対値が等しくなるから，模索過程における利子率 r_t のシグナル機能により，

(26)　$$\int_0^1 B_t(i)di=B_t$$

$$\forall t\in\{0,1,2\cdots\}$$

となる。

b　財サービス市場

財サービス市場は独占的競争市場と仮定しているので，θ（>1）を個別財サービス需要の価格に対する代替弾力性とすれば，家計 i ・企業 j の最適化行動が逐次的に図られた結果，集計的財サービス需給均衡条件

(27)　$$\int_0^1 C_t(i)di+G=\left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}}dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$\forall t\in\{0,1,2\cdots\}$$

が最終的に達成される。

c　労働市場

同じく独占的競争下にある労働市場において，まず最適労働供給量 $L_t^S(i)$ は，家計の主体的均衡条件式（＝消費財サービスと労働との限界代替率の将来の流列 × 一定のマークアップ率）より決まる最適実質賃金率 $W_t^o(i)$ と，さらにこれに $L_t(i)=\left(\dfrac{W_t^o(i)}{W_t}\right)^{-\eta} L_t$（$\eta(>1)$ は労働需要の賃金に対する代替の弾力性）なる式を組み合わせることによって求められる。他方，最適労働需要量 $L_t^D(j)$ は，企業の主体的均衡条件式である実質限界費用の将来の流列に一定のマークアップ率を乗じた式より最適価格水準 $P_t^o(j)$ が決まり，さらにこれと $Y_t(j)=\left(\dfrac{P_t^o(j)}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t$（$\theta(>1)$ は財サービス需要の価格に対する代替の弾力性）なる式とから最適生産量 $Y_t(j)$ が決まるので，個別生産関数 $Y_t(j)=A_t(j)L_t(j)$ の逆関数より労働需要量 $L_t^D(j)$ が求まる。かくして，集計的労働需給均衡式

$$
(28)\quad \left[\int_0^1 L_t^S(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}}\,di\right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} = \left[\int_0^1 L_t^D(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}}\,dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}
$$

$$
\forall t \in \{0,1,2\cdots\}
$$

が労使間の逐次的交渉により最終的に達成される。

Ⅳ　対数線形化とカリブレーション

1　対数線形化

前章で展開した非線形的で複雑な形状の理論モデルに対し，本章において，より直感的な把握を可能にするところの経済体系における定常状態からの近傍乖離に関する対数“線形”近似式を求めてみる[34)35)]。以下でアルファベット小文字ならびに π は大文字変数の対数表示を意味し，また $^{-}$（バー）付き変数は定常変数を，$^{\wedge}$（ハット）付き変数は定常状態からの対数線形乖離を表す。ただし，金利 r_t ならびにインフレ率 π_t に関しては単に定常状態からの線形乖離を表す。また，すべての家計・企業は同形的ゆえ，i, j について[0,1]区間で積分した変数の集計量を用いる。そして，経済は離散的時間の経過とともに $t \in \{0,1,2,\cdots\}$ と継起的ないしは逐次的に進行していくと想定する。

その上で，それら定常状態からの近傍乖離に関する対数線形近似式をもとにカリブレーションをおこない，主要マクロ経済変数の構造ショックに伴う動学過程を理論モデルで“複製”してみる。

２ 対数線形近似式

a 消費オイラー方程式

先の（7）式・(8）式より，

$$\text{(Eq01)}\quad \hat{c}_t = E_t\hat{c}_{t+1} - \frac{1}{\rho}(\hat{r}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}) + \varepsilon_t^C$$

を得る。

b 実質賃金率設定式

家計の賃金率設定に関する主体的均衡条件式（16）式・(17）式を用いれば，補論のような計算によって

$$\text{(Eq02)}\quad \hat{w}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{w}_{t+1} + \frac{\gamma_W}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1} - \frac{1+\beta\gamma_W}{1+\beta}\hat{\pi}_t + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{t+1}$$
$$-\frac{(1-\beta\omega_W)(1-\omega_W)}{(1+\beta)\left(1+(\dfrac{1+\mu}{\mu})\nu\right)\omega_W}\left[\hat{w}_t - \nu\,\hat{l}_t - \rho\,\hat{c}_t\right] + \varepsilon_t^W$$

が導かれる。

c ニューケインジアン・フィリップス曲線式

企業の価格設定に関する主体的均衡条件式（21）式・(22）式を用いれば，同じく補論のような計算によって

$$\text{(Eq03)}\quad \hat{\pi}_t = \frac{\gamma_P}{1+\beta\gamma_P}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta\gamma_P}E_t\hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\beta\omega_P)(1-\omega_P)}{(1+\beta\gamma_P)\omega_P}(\hat{w}_t - \hat{a}_t) + \varepsilon_t^{\Pi}$$

が導かれる[36)]。

d 生産関数式

企業の生産関数（19）式より，

(Eq04)　$\hat{y}_t = \hat{a}_t + \hat{l}_t$

を得る。また，技術水準（i.e. 全要素生産性ないしはソロー残差）に関しては，同じく（19）式より，$\ln \overline{A} = \ln 1 = 0$であることを考慮して

(Eq05)　$\hat{a}_t = \varphi\, \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_t^A$

が求まる。

e　金融政策ルール式

通貨当局によるテイラー・ルール型政策反応関数（25）式より，名目利子率を政策変数としたところの

(Eq06)　$\hat{r}_t = \chi_1 \hat{r}_{t-1} + (1-\chi_1)\{\chi_2(\hat{\pi}_t - \pi^0) + \chi_3 \hat{y}_t\} + \varepsilon_t^R$

なる金融政策ルール式を得る。

f　財サービス市場均衡式

各期の政府財政支出G_tは一定値（$G_t = G,\ \forall t \in \{1,2\cdots\}$）と仮定したことから，財サービス市場の需給均衡式（27）式に関し，

(Eq07)　$\hat{y}_t = \dfrac{\overline{C}}{\overline{Y}} \hat{c}_t$

となる。

g　その他

(Eq08)　$\varepsilon_t^C = \hat{c}_t - E_{t-1}\hat{c}_t$

(Eq09)　$\varepsilon_t^W = \hat{w}_t - E_{t-1}\hat{w}_t$

(Eq10)　$\varepsilon_t^\Pi = \hat{\pi}_t - E_{t-1}\hat{\pi}_t$

(Eq11)　$\varepsilon_t^R = \hat{r}_t - E_{t-1}\hat{r}_t$

かくして，定常状態からの近傍乖離の対数線形近似式（Eq01）式～（Eq07）式に対し，内生変数は$\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{w}_t, \hat{l}_t, \hat{r}_t, \hat{\pi}_t, \hat{a}_t$の７個となる。また，構造ショックは，１階の自己回帰過程に従う技術水準$\hat{a}_t$とホワイト・ノイズ過程に従う予測誤差ε_t^C，ε_t^W，ε_t^Π，ε_t^Rの計５個である。

3　カリブレーション

ここで構造パラメータを第1表のごとく設定し[37]，さらに①金融政策，②インフレ率，③賃金率，④消費，⑤技術水準のそれぞれに関して1標準偏差だけ構造ショックを与えると，第1図のような各インパルス応答が得られる。

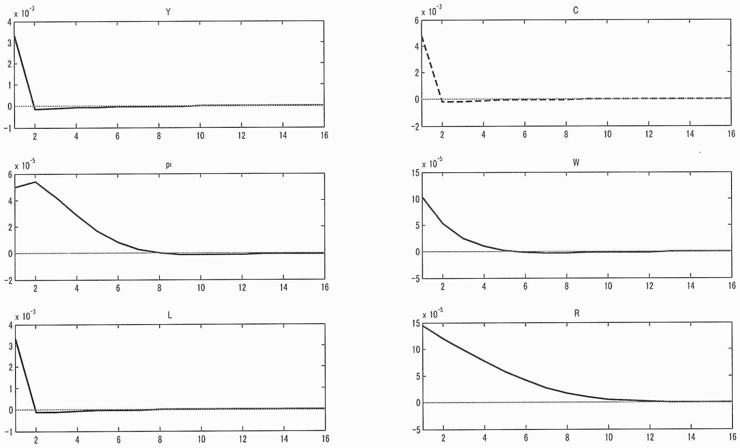
かくしてこれらカリブレーション結果から，第Ⅱ章で展開した理論モデル体系は我々の経験に照らして現実の経済の運行に良く合致したものと結論付けることができる。

第1表　構造パラメータ

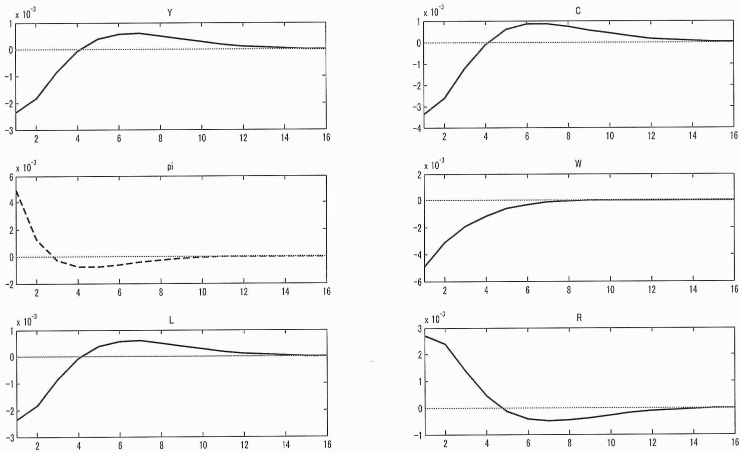
パラメータ	値	説明
β	0.99	時間的割引率
ρ	1.9	異時点間の消費代替弾力性の逆数
ν	2.1	異時点間労働供給の代替弾力性の逆数
ω_P	0.6	価格据え置き確率
ω_W	0.5	賃金据え置き確率
γ_P	0.65	価格転嫁率
γ_W	0.6	賃金転嫁率
μ	0.05	労働需要の賃金に対する代替弾力性
χ_1	0.65	1期前の金利に対する政策反応係数
χ_2	1.6	インフレ率目標値との乖離に対する政策反応係数
χ_3	0.1	ＧＤＰギャップに対する政策反応係数
π^0	0	インフレ率目標値(定数)
φ	0.85	全要素生産性の自己回帰過程係数
c	0.7	定常状態での消費性向($\equiv \overline{C}/\overline{Y}$)
σ_A	0.005	全要素生産性の自己回帰過程標準偏差
σ_Π	0.005	インフレ率ショックの標準偏差
σ_R	0.005	金利ショックの標準偏差
σ_W	0.005	賃金ショックの標準偏差
σ_C	0.005	消費ショックの標準偏差

第1図　インパルス応答

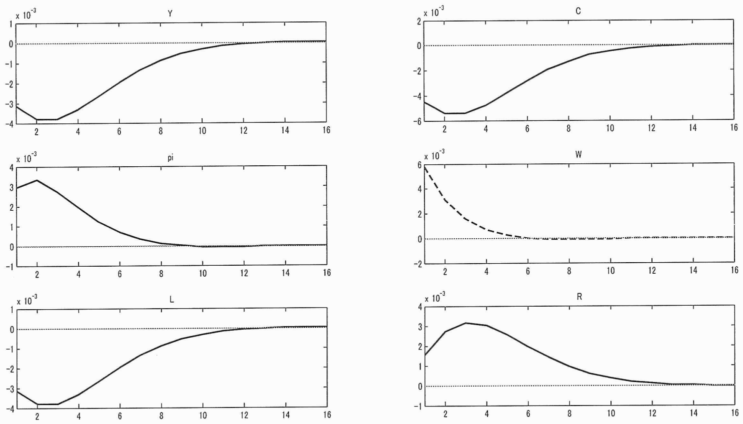
消費ショック



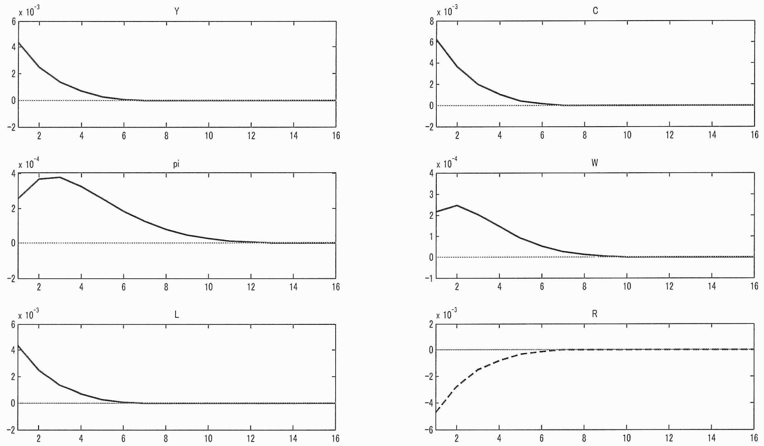
インフレ率ショック



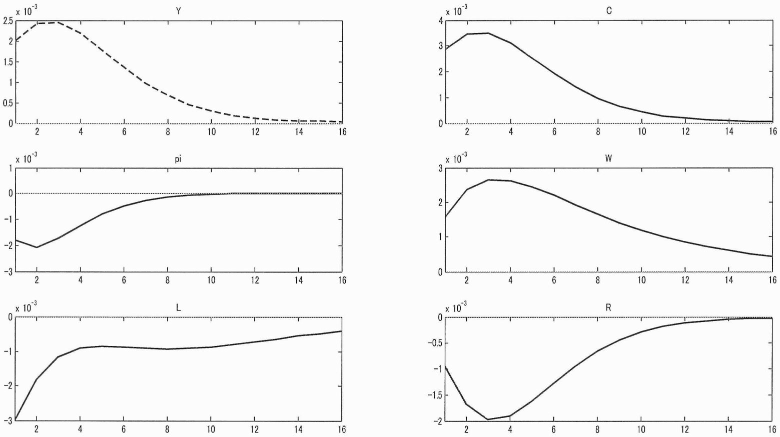
賃金率ショック



金融緩和ショック



技術ショック



Ⅴ　実証分析

1　推計

a　回帰式

先の非線形賃金設定式（17）式に対し，補論で示した手続きに従えば以下のような定常状態からの乖離を示す対数線形近似式を導くことができる。式の表記法は第Ⅱ章・第Ⅲ章に従うものとする。

$$\hat{w}_t=\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{w}_{t+1}+\frac{1}{1+\beta}\hat{w}_{t-1}+\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{t+1}-\frac{1+\beta\gamma_W}{1+\beta}\hat{\pi}_t+\frac{\gamma_W}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1}-\xi\left(\hat{w}_t-\nu\hat{l}_t-\rho\hat{c}_t\right)$$

ただし，$\xi \equiv \dfrac{1}{1+\beta}\dfrac{1-\omega_W}{\omega_W}\dfrac{(1-\beta\omega_W)\mu}{\mu+(1+\mu)\nu}$ （>0）

ここで，最後の項の$(\nu\hat{l}_t+\rho\hat{c}_t)$なる式は完全競争市場で決まる弾力的な実質賃金率を表すから，係数ξの絶対値が小さいと賃金水準の硬直性は大きく，逆にξの絶対値が大きいと賃金水準の硬直性は小さいことを意味する。すなわち，係数ξは「賃金硬直性」を示す指標と言える。かくして実際の時系列統計データを適用してξを推計することにより，ここに各国労働市場の賃金硬直性が計測できる。

したがって，先行事例に倣って$\beta=0.99$，$\nu=2.1$，$\gamma_W=0.6$と置き，さらに家計の財サービス消費量に関する効用関数を$\rho \to 1 \Leftrightarrow \dfrac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho}=\ln C_t$と簡略化する。その上で，上述した賃金設定式を

$$y_t=\xi\left(2.1\hat{l}_t+\hat{c}_t-\hat{w}_t\right)+\varepsilon_t$$

ただし，$y_t \equiv \hat{w}_t-0.497\hat{w}_{t+1}-0.503\hat{w}_{t-1}-0.497\hat{\pi}_{t+1}+0.801\hat{\pi}_t-0.302\hat{\pi}_{t-1}$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,\sigma^2)$$

と定式化し，さらに係数ξの事前確率分布を「正規分布」，撹乱項の分散σ^2の事前確率分布を「逆ガンマ分布」（共役事前分布）としてそれぞれが独立に従うと仮定すれば，上述回帰式に「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法（ＢＩ－ＭＣＭＣ）」を適用してξの推定量$\tilde{\xi}$を求めることが可能となる[38]。なお本稿では具体的な計算のアルゴリズムとしては，ギブス・サンプラー（Gibbs sampler）を用いた[39]。

b　推計対象・期間

推計対象は，日本の労働市場の他，米国ならびに英，独，仏，伊の欧州諸国労働市場とする。また，推計期間は，必要な時系列データの採れる1985年から最近時点までとする。

c　データ

各国データはＩＭＦ（2015）を用いる。これらデータの一覧を示せば以下のごとくである。なお，すべてのデータは年次ベースで1985年＝100.0として指数化されている。

W：名目賃金支払い額（月額平均，ただし米のみ製造業時間当たり，なお伊は契約額ベース）を消費者物価指数で実質化

Π：消費者物価（英のみ小売物価）増減率

L：雇用者総数

C：名目ＧＤＥ家計消費支出額を消費者物価指数で実質化

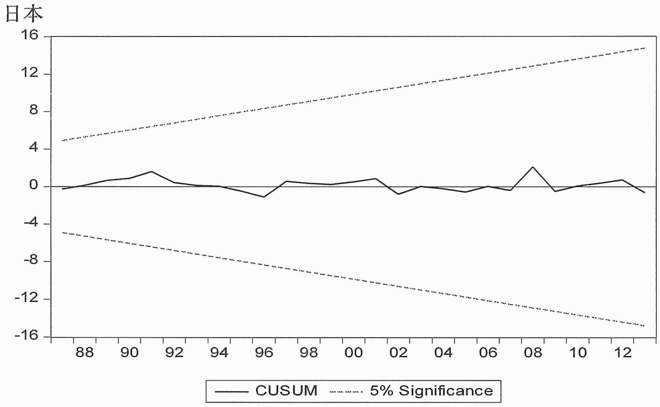
これら変数の定常均衡値からの近傍乖離幅をHodrick=Prescottフィルターによる傾向値からの差で近似する。また，各国のy_tならびに$x_t \equiv \left(2.1\hat{l}_t + \hat{c}_t - \hat{w}_t\right)$の両変数に対して拡張的Dickey=Fuller単位根検定（定数あり・確定トレンドなし；ラグ次数はSchwarz情報基準により自動的に決定）を施すと，「H_0：単位根あり」という帰無仮説をすべて１％の有意水準で棄却できる（第２表参照）。それゆえ，各国変数はすべてがレベル変数ベースで定常時系列 $I(0)$ であると判断できる。さらに両変数に対しては平均値調整（demean）を施しておく。加えて，y_tならびにx_tの両時系列変数にＣＵＳＵＭ検定を適用し，標本期間の凡そ30年間にその関係性に対し大きな構造変化が無かったことを確認しておく（第２図参照）。

第２表　ＡＤＦ単位根検定

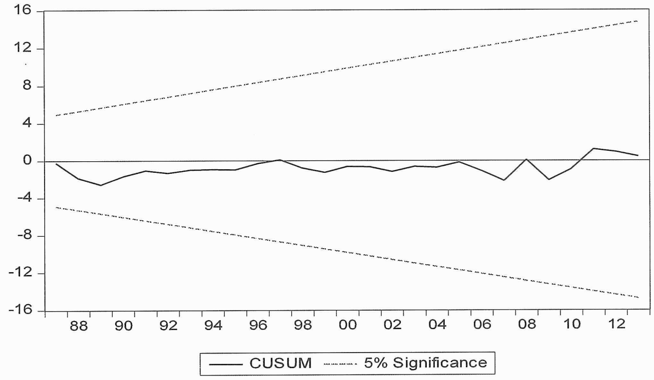
	x	y
日本	-3.72601***	-8.34717***
米国	-4.80917***	-4.86493***
英国	-2.96787***	-6.03003***
フランス	-6.30822***	-4.18432***
ドイツ	-6.78450***	-7.14953***
イタリア	-5.44193***	-5.09046***

***：１％有意水準，**：５％有意水準，*：10％有意水準

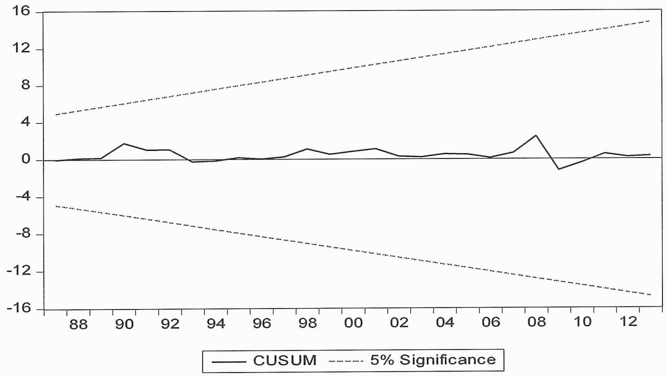
第２図　ＣＵＳＵＭ検定



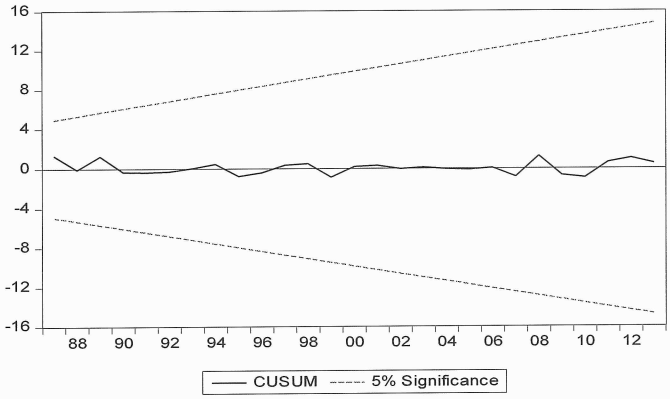
アメリカ



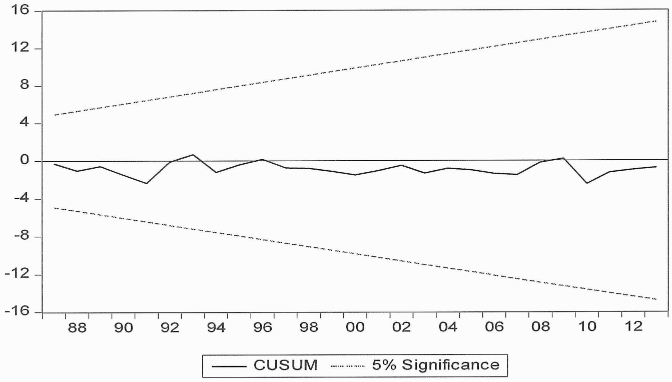
イギリス



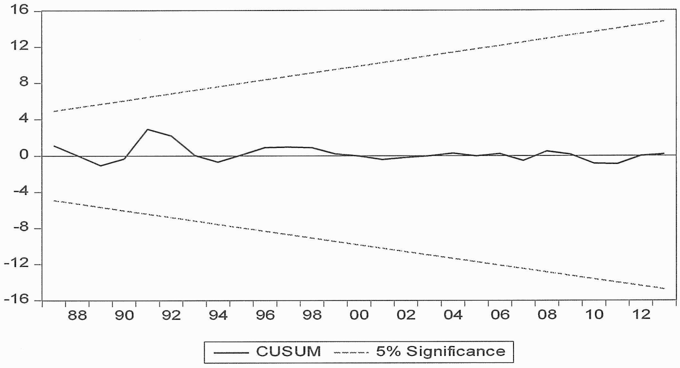
フランス



ドイツ



イタリア



2 推計結果

まず，マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法に対し，各国係数ξならびに撹乱項分散σ^2の事前確率分布を第３表のごとく設定する。ただし係数に関する事前分布平均はOLS推計値を用いる。

第３表 パラメータ事前確率分布

パラメータ	分布	平均	標準偏差
ξ_j(日本)	正規分布	0.10	0.15
ξ_a(米国)	正規分布	0.07	0.05
ξ_e(英国)	正規分布	0.01	0.12
ξ_f(仏国)	正規分布	0.02	0.01
ξ_g(独国)	正規分布	0.00	0.03
ξ_i(伊国)	正規分布	0.00	0.02
σ_j, σ_a, σ_e, σ_f, σ_g, σ_i	逆ガンマ分布	0.20	inf.

第４表　パラメータ事後確率分布

	Variable	Mean	Naïve SE	T-series SE	SD	95% Interval
日本	ξ_j	0.10250	0.21410	0.00214	0.00218	[-0.32730 0.52643]
アメリカ	ξ_a	0.07928	0.07608	0.00076	0.00077	[-0.07302 0.22921]
イギリス	ξ_e	0.03405	0.12020	0.00120	0.00111	[-0.20415 0.27064]
フランス	ξ_f	0.02268	0.01308	0.00013	0.00012	[-0.00333 0.00484]
ドイツ	ξ_g	0.01891	0.01322	0.00013	0.00013	[-0.00737 0.04510]
イタリア	ξ_i	-0.01214	0.03534	0.00035	0.00036	[-0.08310 0.05785]

Note: Sample Period = 1985-2014

かくして，各国係数ξのＢＩ－ＭＣＭＣ推定量$\tilde{\xi}$に対して第４表のような推計結果を得る。ここで，ギブス・サンプラー・アルゴリズムにおいて最初の1,000個を初期値に依存する稼動検査（burn-in）期間として捨てる。そして，その後の10,000個の標本を事後分布からの標本と考えて採用し，事後分布の平均，標準誤差，標準偏差＋95％信頼区間を表示している。さらに後述の添付図は，ギブス・サンプラーで得られた各パラメータならびに分散の標本経路（左部分）と事後確率密度関数（右部分）を表示している。いずれの標本経路も安定した動きで十分に状態空間全体を行き来していると見なされ得ることから不変分布に収束していると判定され，且つ各推計値が事後確率密度関数の中央近辺に来ていることも分かる。また，標本のコレログラムを作成すると標本自己相関は急速に減衰しており，したがって効率的にサンプリングしていることも見て取れる。

各国のパラメータ推計値$\tilde{\xi}$(＝賃金硬直性係数)を纏めた上述第４表からは以下の点が指摘できる。

(1)　イギリス，フランス，ドイツ各国の係数ξに関する推計値$\tilde{\xi}$は0.02～0.03と米国の0.08に比して低い。このことは，欧州では伝統的に労働市場の各種規制が強く，したがって市場は不完全競争的で，賃金の決定も硬直的な状況を反映していると看做し得る。

(2)　イタリアの推計値はマイナスで符号条件を満たしていない。これは，ＩＭＦ統計ではイタリアの賃金データは支払額ベースではなく契約額ベースが採用されており，したがって賃金決定動向の実態を反映しているとは必ずしも言えず，他の関連経済変数データと整合的でないこ

とに起因していると考えられる。

(3) アメリカの推計値から読み取れることは，アメリカの労働市場は極めて競争的で，それゆえ賃金の決定も非常に弾力的ということである。人材がより良い雇用条件を求めてダイナミックに動いてゆくこうしたアメリカ労働市場の特性は，既に多くの論者が指摘しているところであるが，家計・企業による最適化行動のミクロ経済的ロジックを明示的に有する動学的一般均衡理論に基づいた本実証分析結果でも，改めてそれが確認された。

(4) 独特の雇用慣行が存在する日本の場合，賃金の決定はそれほど硬直的･粘着的とは言えないという推計結果になった。むしろアメリカと同程度かそれ以上に弾力的との値である。したがって，資産価格バブル崩壊以降，企業のリストラ化の促進，アウトソーシングの高まり，非正社員数の増加などもあって日本の労働市場は急激に変化してきており，日本型雇用慣行の存在を欧州の労働市場と同列に論ずることはもはやできなくなってきていると言える。

Ⅵ 結び

景気動向に呼応して安定した賃金を保障することは，各国政府とも最優先すべき重要政策課題である。労働市場が不完全競争的であると賃金水準は硬直的・粘着的となり，このことは家計の購買意欲を減退させ，さらには景気への波及を希釈させる。かくして巷間では働く気力を喪失した失業者が増え，経済活動のダイナミズムは削がれ，時として社会的澱みや政治的不安もが醸成される。したがって，各国政府は様々な政策を施行することで，不完全競争性を招来する労働市場の構造的要因を除去せんと努めている。

そこで，本稿では，独占的競争という労働市場の不完全競争性を前提とした動学的一般均衡理論の枠組みを基に，日米欧各国労働市場の理論的・実証的分析を試みた。すなわち，各経済主体が諸々の制約条件の下で合理的予想形成に基づき将来に亘る利潤や効用の最大化を図るとき，労働市場の不完全競争性が賃金設定にどれほどの硬直性・粘着性を齎すかを，マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法によって実際の時系列データから推計した。その結果，欧州では労働市場に対し改革推進の一方で各種規制・慣行の残影が未だ存続することから，賃金設定に強い硬直性が見られること，他方，米国では企業間・産業間の自由な労働移動に伴う弾力的な労働需給調整メカニズムにより，賃金水準の硬直性は極めて弱いこと，さらに日本では，近年，長期雇用・年功賃金・企業別組合という日本型雇用慣行が漸次弱まるにつれ「内部労働市場」から一部「外部労働市場」への移行が進んだ結果，賃金水準は弾力的に決定されつつあること，などが数値的に明らかとなった。

補論　対数線形化

本補論において，理論式の対数線形化に際しやや煩雑な計算を要する若干の式に関して検討を加える[40]。

1　対数線形化の方法

ある変数 X_t に対し，その定常状態を $\overline{X}$ とする。そして X_t が $\overline{X}$ に極めて近いとき，各々対数変換して定常状態の周りで1次のテイラー近似を採ると

$$\hat{x}_t \equiv \ln X_t - \ln \overline{X} \approx \frac{1}{\overline{X}}(X_t - \overline{X})$$

となる。すなわち，変数 X_t の定常状態 $\overline{X}$ からの近傍乖離率は対数線形式で近似される。したがって，

$$\overline{X}\exp \hat{x}_t \approx \overline{X}\exp(\ln X_t - \ln \overline{X}) = \overline{X}\exp(\ln \frac{X_t}{\overline{X}}) = \overline{X}\frac{X_t}{\overline{X}} = X_t$$

であるから，この式を用いて各変数を置き換えることにより，対数線形近似式を求めることができる[41]。例えば，$X_t = \overline{X}\exp \hat{x}_t$ としたとき，$d(\exp \tilde{x})/d\tilde{x} = \exp \tilde{x}$ であるから，指数部分は1次のテイラー近似により

$$\exp \hat{x}_t - \exp \tilde{x} \approx \exp \tilde{x}(\hat{x}_t - \tilde{x}) \quad （ただし\ \tilde{x} \equiv \frac{1}{\overline{X}}(\overline{X} - \overline{X})）$$

となる。したがって，$\tilde{x} = 0$ なので $\exp \tilde{x} = 1$ より上述式は $\exp \hat{x}_t \approx 1 + \hat{x}_t$ となるから，これより $X_t \approx \overline{X}(1 + \hat{x}_t)$，すなわち $\dfrac{X_t - \overline{X}}{\overline{X}} \approx \hat{x}_t$ （$\equiv \ln X_t - \ln \overline{X}$）によって変数 X_t の定常状態 $\overline{X}$ からの近傍乖離率に対する対数線形近似式が得られる。

2　実質賃金率設定式

家計の賃金率設定に関する主体的均衡条件式（16）式・（17）式は

$$\text{(A1)}\quad \begin{aligned}&E_t\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\frac{1}{\mu}\lambda_{t+s}L_{t+s}\left\{\frac{W_t^o}{W_{t+s}}\prod_{k=1}^{s}\left(\Pi_{t-1+k}^{\gamma_W}\frac{1}{\Pi_{t+k}}\right)\right\}^{-\frac{1+\mu}{\mu}}\times\\&\left[W_t^o\prod_{k=1}^{s}\left(\Pi_{t-1+k}^{\gamma_W}\frac{1}{\Pi_{t+k}}\right)-(1+\mu)\frac{1}{\lambda_{t+s}}(L_{t+s}\left\{\frac{W_t^o}{W_{t+s}}\prod_{k=1}^{s}\left(\Pi_{t-1+k}^{\gamma_W}\frac{1}{\Pi_{t+k}}\right)\right\}^{-\frac{1+\mu}{\mu}})^{\nu}\right]=0\end{aligned}$$

であるから，この式に関して定常状態からの近傍乖離に関する対数線形近似式を計算すると[42]，

$$\text{(A2)}\quad \sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\left[\begin{array}{l}\overline{W}\dfrac{\overline{\Pi}^{\gamma_W}}{\overline{\Pi}}(\hat{w}_t^o+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k}-E_t\hat{\pi}_{t+k})-(1+\mu)\dfrac{\overline{L}^{\nu}}{\overline{\Lambda}}\times\\\left[\begin{array}{l}-E_t\hat{\lambda}_{t+s}+\nu E_t\hat{l}_{t+s}-\nu\dfrac{1+\mu}{\mu}\dfrac{\overline{W}}{\overline{W}}\dfrac{\overline{\Pi}^{\gamma_W}}{\overline{\Pi}}\times\\\{\hat{w}_t^o-E_t\hat{w}_{t+s}+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k}-E_t\hat{\pi}_{t+k})\}\end{array}\right]\end{array}\right]=0$$

となる。したがって，定常状態では$\overline{W}=(1+\mu)\dfrac{\overline{L}^{\nu}}{\overline{\Lambda}}$となるゆえ，

$$\text{(A3)}\quad \begin{aligned}&\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\left[\begin{array}{l}\hat{w}_t^o+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k}-E_t\hat{\pi}_{t+k})+E_t\hat{\lambda}_{t+s}-\nu E_t\hat{l}_{t+s}+\nu\dfrac{1+\mu}{\mu}\times\\\{\hat{w}_t^o-E_t\hat{w}_{t+s}+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k}-E_t\hat{\pi}_{t+k})\}\end{array}\right]\\&=\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\left[\begin{array}{l}\dfrac{\mu+\nu(1+\mu)}{\mu}\{\hat{w}_t^o-E_t\hat{w}_{t+s}+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k}-E_t\hat{\pi}_{t+k})\}\\+E_t\hat{w}_{t+s}+E_t\hat{\lambda}_{t+s}-\nu E_t\hat{l}_{t+s}\end{array}\right]=0\end{aligned}$$

であるから，

$$\text{(A4)}\quad \begin{aligned}&\hat{w}_t^o=(1-\beta\omega_W)\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\times\\&\left\{\sum_{k=1}^{s}(E_t\hat{\pi}_{t+k}-\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k})+E_t\hat{w}_{t+s}+\frac{\mu}{\mu+\nu(1+\mu)}(\nu E_t\hat{l}_{t+s}-E_t\hat{w}_{t+s}-E_t\hat{\lambda}_{t+s})\right\}\\&=(1-\beta\omega_W)\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\sum_{k=1}^{s}(E_t\hat{\pi}_{t+k}-\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k})\\&+(1-\beta\omega_W)\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\left\{E_t\hat{w}_{t+s}+\frac{\mu}{\mu+\nu(1+\mu)}(\nu E_t\hat{l}_{t+s}-E_t\hat{w}_{t+s}-E_t\hat{\lambda}_{t+s}\right\}\end{aligned}$$

が求まる。ここで

$$\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\sum_{k=1}^{s}(E_t\hat{\pi}_{t+k}-\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+k})=\frac{1}{1-\beta\omega_W}\sum_{s=1}^{\infty}(\beta\omega_W)^s(E_t\hat{\pi}_{t+s}-\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+s})$$

なる関係式を用いれば[43],

$$\text{(A5)}\quad \begin{aligned}\hat{w}_t^o&=\sum_{s=1}^{\infty}(\beta\omega_W)^s(E_t\hat{\pi}_{t+s}-\gamma_W E_t\hat{\pi}_{t-1+s})\\&+(1-\beta\omega_W)\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_W)^s\left\{E_t\hat{w}_{t+s}+\frac{\mu}{\mu+\nu(1+\mu)}(\nu E_t\hat{l}_{t+s}-E_t\hat{w}_{t+s}-E_t\hat{\lambda}_{t+s}\right\}\end{aligned}$$

となるから，この式の両辺に$\beta\omega_W$を掛けて１期繰り上げ，さらに元の（A5）式との差をとると，

$$\text{(A6)}\quad \hat{w}_t^o-\beta\omega_W E_t\hat{w}_{t+1}^o=\beta\omega_W(E_t\hat{\pi}_{t+1}-\gamma_W\hat{\pi}_t)+(1-\beta\omega_W)\hat{w}_t+\frac{(1-\beta\omega_W)\mu}{\mu+\nu(1+\mu)}(\nu\hat{l}_t-\hat{w}_t-\hat{\lambda}_t)$$

を得る。

つぎに，家計全体の集計的賃金率遷移式（18）式に関して，

$$\text{(A7)}\quad W^{-\frac{1}{\mu}}=\left[(1-\omega_W)(W_t^o)^{-\frac{1}{\mu}}+(1-\omega_W)\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_W)^s\left\{W_{t-s}^o\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-s-1}}\right)^{\gamma_W}\frac{P_{t-s}}{P_t}\right\}^{-\frac{1}{\mu}}\right]$$

の定常状態からの近傍乖離に関する対数線形近似式を求めると，

$$\text{(A8)}\quad (-\frac{1}{\mu})\overline{W}^{-\frac{1}{\mu}}\hat{w}_t=(1-\omega_W)\left[\begin{aligned}&(-\frac{1}{\mu})\overline{W}^{-\frac{1}{\mu}}\hat{w}_t^o+\\&\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_W)^s(-\frac{1}{\mu})(\overline{W}\frac{\overline{\Pi}^{\gamma_W}}{\overline{\Pi}})^{-\frac{1}{\mu}}\left\{\hat{w}_{t-s}^o+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W\hat{\pi}_{t-k}-\hat{\pi}_{t+1-k})\right\}\end{aligned}\right]$$

$$\Leftrightarrow \hat{w}_t=(1-\omega_W)\left[\hat{w}_t^o+\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_W)^s\left\{\hat{w}_{t-s}^o+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W\hat{\pi}_{t-k}-\hat{\pi}_{t+1-k})\right\}\right]$$

となる。ここで再び

$$\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_W)^s\sum_{k=1}^{s}(\gamma_W\hat{\pi}_{t-k}-\hat{\pi}_{t+1-k})=\frac{1}{1-\omega_W}\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_W)^s(\gamma_W\hat{\pi}_{t-s}-\hat{\pi}_{t+1-s})$$

なる関係式を用いると，（A8）より

$$\text{(A9)}\quad \hat{w}_t=(1-\omega_W)\sum_{s=0}^{\infty}\hat{w}_{t-s}^o+\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_W)^s(\gamma_W\hat{\pi}_{t-s}-\hat{\pi}_{t+1-s})$$

が導かれる。したがって，この式の両辺にω_Wを掛けて１期繰り下げ，さらに元の（A9）式との差をとると，

$$\text{(A10)}\quad \hat{w}_t-\omega_W\hat{w}_{t-1}=(1-\omega_W)\hat{w}_t^o+\omega_W(\gamma_W\hat{\pi}_{t-1}-\hat{\pi}_t)$$

となるから，

$$\text{(A11)}\quad \hat{w}_t^o=\frac{1}{1-\omega_W}\hat{w}_t-\frac{\omega_W}{1-\omega_W}(\gamma_W\hat{\pi}_{t-1}-\hat{\pi}_t+\hat{w}_{t-1})$$

を得る。この（A11）式を先の（A6）式に代入すると，

$$\begin{aligned}\text{(A12)}\quad &\frac{1}{1-\omega_W}\hat{w}_t-\frac{\omega_W}{1-\omega_W}(\gamma_W\hat{\pi}_{t-1}-\hat{\pi}_t+\hat{w}_{t-1})\\ &-\beta\omega_W\{\frac{1}{1-\omega_W}E_t\hat{w}_{t+1}-\frac{\omega_W}{1-\omega_W}(\gamma_W\hat{\pi}_t-E_t\hat{\pi}_{t+1}+\hat{w}_t)\}\\ &=\beta\omega_W(E_t\hat{\pi}_{t+1}-\gamma_W\hat{\pi}_t)+(1-\beta\omega_W)\hat{w}_t+\frac{(1-\beta\omega_W)\mu}{\mu+\nu(1+\mu)}(\nu\hat{l}_t-\hat{w}_t-\hat{\lambda}_t)\end{aligned}$$

を得る。したがって，これを整理すると，

$$\begin{aligned}\text{(A13)}\quad &\hat{w}_t-\hat{w}_{t-1}+\hat{\pi}_t-\gamma_W\hat{\pi}_{t-1}\\ &=\beta(E_t\hat{w}_{t+1}-\hat{w}_t+E_t\hat{\pi}_{t+1}-\gamma_W\hat{\pi}_t)+\frac{1-\omega_W}{\omega_W}\frac{(1-\beta\omega_W)\mu}{\mu+\nu(1+\mu)}(\nu\hat{l}_t-\hat{w}_t-\hat{\lambda}_t)\end{aligned}$$

より，以下のような家計の実質賃金率設定に関する定常状態からの対数線形近似式（Eq02）式が最終的に求まる。

$$\begin{aligned}\text{(Eq02)}\quad \hat{w}_t=&\frac{1}{1+\beta}\hat{w}_{t-1}+\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{w}_{t+1}+\frac{\gamma_W}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1}-\frac{1+\beta\gamma_W}{1+\beta}\hat{\pi}_t+\frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\pi}_{t+1}\\ &-\frac{(1-\beta\omega_W)(1-\omega_W)}{(1+\beta)\left(1+(\frac{1+\mu}{\mu})\nu\right)\omega_W}\left[\hat{w}_t-\nu\,\hat{l}_t-\rho\,\hat{c}_t\right]\end{aligned}$$

3　ニューケインジアン・フィリップス曲線式

企業の価格設定に関する主体的均衡条件式（21）式・（22）式は

$$\text{(A14)}\quad E_t\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_P)^s\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}(-\theta+1)Y_{t+s}\left\{\frac{P_t^o}{P_t}\prod_{k=1}^{s}\left(\Pi_{t-1+k}^{\gamma_P}\frac{1}{\Pi_{t+k}}\right)\right\}^{-\theta}\times \left[\frac{P_t^o}{P_t}\prod_{k=1}^{s}\left(\Pi_{t-1+k}^{\gamma_W}\frac{1}{\Pi_{t+k}}\right)-\frac{\theta}{\theta-1}MC_{t+s}\right]=0$$

であるから，この式に関して定常状態からの近傍乖離に関する対数線形近似式を計算すると，

$$\text{(A15)}\quad \sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_P)^s\left[\overline{Q}^o\hat{q}_t^o+\sum_{k=1}^{s}\frac{\overline{\Pi}^{\gamma_P}}{\overline{\Pi}}(\gamma_P E_t\hat{\pi}_{t-1+k}-E_t\hat{\pi}_{t+k})-\frac{\theta}{\theta-1}\overline{MC}E_t\hat{m}_{t+s}\right]=0$$

となる。ただし $Q_t^o\equiv\frac{P_t^o}{P_t}$, $q_t^o\equiv\ln(\frac{P_t^o}{P_t})$ ならびに $m_t\equiv\ln MC_t$ と置く。したがって，定常状態では $\overline{Q}^o=1$ ならびに $\overline{Q}^o=\frac{\theta}{\theta-1}\overline{MC}$ より $\overline{MC}=\frac{\theta-1}{\theta}$ となるゆえ，

$$\text{(A16)}\quad \sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_P)^s\left[\hat{q}_t^o+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_P E_t\hat{\pi}_{t-1+k}-E_t\hat{\pi}_{t+k})-E_t\hat{m}_{t+s}\right]=0$$

を得る。したがって，

$$\text{(A17)}\quad \hat{q}_t^o=(1-\beta\omega_P)\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_P)^s\left[\sum_{k=1}^{s}(E_t\hat{\pi}_{t+k}-\gamma_P E_t\hat{\pi}_{t-1+k})+E_t\hat{m}_{t+s}\right]$$

となるが，ここで

$$\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_P)^s\sum_{k=1}^{s}(E_t\hat{\pi}_{t+k}-\gamma_P E_t\hat{\pi}_{t-1+k})=\frac{1}{1-\beta\omega_P}\sum_{s=1}^{\infty}(\beta\omega_P)^s(E_t\hat{\pi}_{t+s}-\gamma_P E_t\hat{\pi}_{t-1+s})$$

なる関係式を用いれば，

$$\text{(A18)}\quad \hat{q}_t^o=\sum_{s=1}^{\infty}(\beta\omega_P)^s(E_t\hat{\pi}_{t+s}-\gamma_P E_t\hat{\pi}_{t-1+s})+(1-\beta\omega_P)\sum_{s=0}^{\infty}(\beta\omega_P)^s E_t\hat{m}_{t+s}$$

が導かれる。したがって，この式の両辺に $\beta\omega_P$ を掛けて 1 期繰り上げ，さらに元の（A18）式との差をとると，

$$\text{(A19)}\quad \hat{q}_t^o-\beta\omega_P E_t\hat{q}_{t+1}^o=\beta\omega_P(E_t\hat{\pi}_{t+1}-\gamma_P\hat{\pi}_t)+(1-\beta\omega_P)\hat{m}_t$$

を得る。

つぎに，企業全体の集計的価格遷移式（23）式に関し，

$$(A20)\ 1=\left[(1-\omega_P)(Q_t^o)^{1-\theta}+(1-\omega_P)\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s\left\{Q_{t-s}^o\prod_{k=1}^{s}(\pi_{t-k})^{\gamma_P}\frac{1}{\pi_{t+1-k}}\right\}^{1-\theta}\right]$$

と変形してこの式より定常状態からの近傍乖離に関する対数線形近似式を求めると，左辺は

$\ln 1=0$であるから，

$$(A21)\ 0=(1-\omega_P)\left[\begin{array}{l}(1-\theta)(\overline{Q}^o)^{1-\theta}\hat{q}_t^o+\\(1-\theta)\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s\left\{(\overline{Q}^o)^{1-\theta}\hat{q}_{t-s}^o+(\frac{\overline{\Pi}^{\gamma_P}}{\overline{\Pi}})^{1-\theta}\sum_{k=1}^{s}(\gamma_P\hat{\pi}_{t-k}-\hat{\pi}_{t+1-k})\right\}\end{array}\right]$$

となる。したがって，

$$(A22)\ \hat{q}_t^o=-\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s\left\{\hat{q}_{t-s}^o+\sum_{k=1}^{s}(\gamma_P\hat{\pi}_{t-k}-\hat{\pi}_{t+1-k})\right\}$$

を得る。ここで

$$\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s\sum_{k=1}^{s}(\gamma_P\hat{\pi}_{t-k}-\hat{\pi}_{t+1-k})=\frac{1}{1-\omega_W}\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s(\gamma_P\hat{\pi}_{t-s}-\hat{\pi}_{t+1-s})$$

なる関係式を用いると，(A22) より

$$(A23)\ \hat{q}_t^o=-\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s\hat{q}_{t-s}^o-\frac{1}{1-\omega_P}\sum_{s=1}^{\infty}(\omega_P)^s(\gamma_P\hat{\pi}_{t-s}-\hat{\pi}_{t+1-s})$$

が導かれる。したがって，この式の両辺にω_Pを掛けて1期繰り下げ，さらに元の (A23) 式との差をとると，

$$(A24)\ \hat{q}_t^o-\omega_p\hat{q}_{t-1}^o=-\omega_p\hat{q}_{t-1}^o-\frac{1}{1-\omega_P}\omega_P(\gamma_P\hat{\pi}_{t-1}-\hat{\pi}_t)$$

となるから，

$$(A25)\ \hat{q}_t^o=\frac{\omega_P}{1-\omega_P}(\hat{\pi}_t-\gamma_P\hat{\pi}_{t-1})$$

を得る。この (A25) 式を (A19) に代入すると

$$(A26)\ \frac{\omega_P}{1-\omega_P}(\hat{\pi}_t-\gamma_P\hat{\pi}_{t-1})-\beta\omega_P\frac{\omega_P}{1-\omega_P}(E_t\hat{\pi}_{t+1}-\gamma_P\hat{\pi}_t)=\beta\omega_P(E_t\hat{\pi}_{t+1}-\gamma_P\hat{\pi}_t)+(1-\beta\omega_P)\hat{m}_t$$

を得る。したがって，これを整理すると，

$$\text{(A27)}\quad \hat{\pi}_t - \gamma_P\hat{\pi}_{t-1} = \beta(E_t\hat{\pi}_{t+1} - \gamma_P\hat{\pi}_t) + \frac{1-\omega_P}{\omega_P}(1-\beta\omega_P)\hat{m}_t$$

となるが，$\hat{m}_t = \hat{w}_t - \hat{a}_t (\Leftrightarrow MC_t = \frac{W_t}{A_t})$ より，以下のような企業の価格設定に関する定常状態からの対数線形近似式，すなわち説明変数に対してインフレ率のラグ項（＝バックワード・ルッキング的要素）に予想インフレ率（＝フォワード・ルッキング的要素）が加味されたところのいわゆる“ハイブリッド型”ニューケインジアン・フィリップス曲線式（Eq03）が最終的に求まる。

$$\text{(Eq03)}\quad \hat{\pi}_t = \frac{\gamma_P}{1+\beta\gamma_P}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta\gamma_P}E_t\hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\beta\omega_P)(1-\omega_P)}{(1+\beta\gamma_P)\omega_P}(\hat{w}_t - \hat{a}_t)$$

添付図

マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推計値

各国推計式に関するパラメータ・分散の標本経路(左部分)
同事後確率密度関数(右部分)

Figure 1：日本

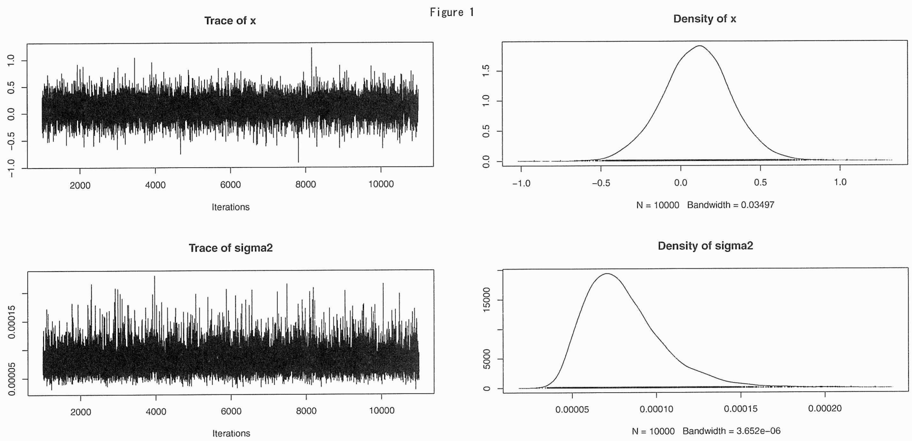


Figure 2：アメリカ

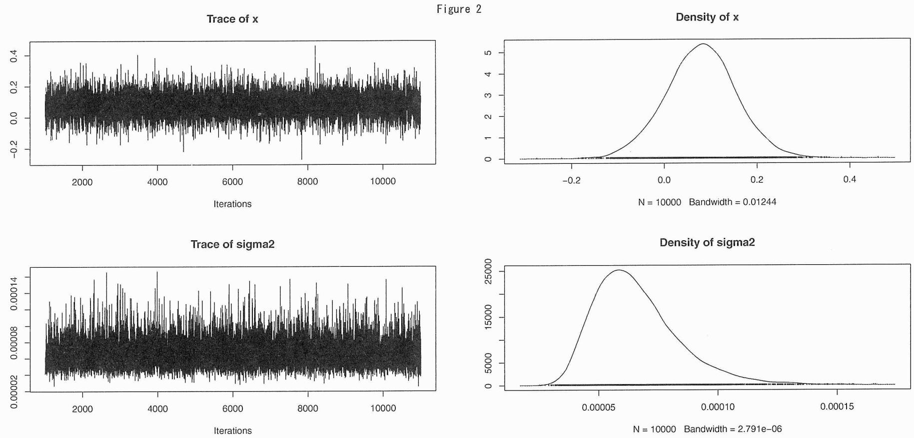


Figure 3：イギリス

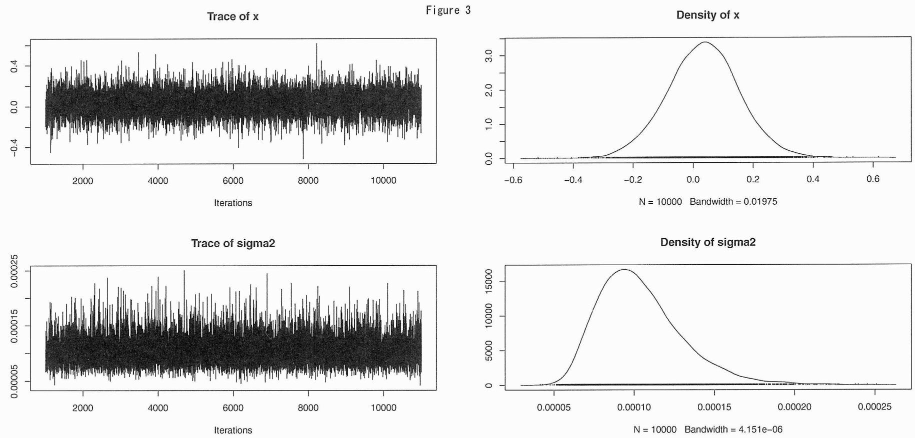


Figure 4：フランス

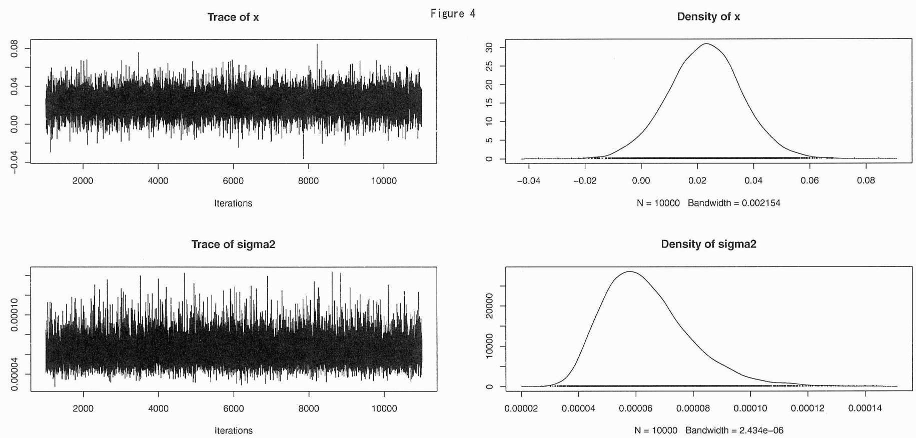


Figure 5 ：ドイツ

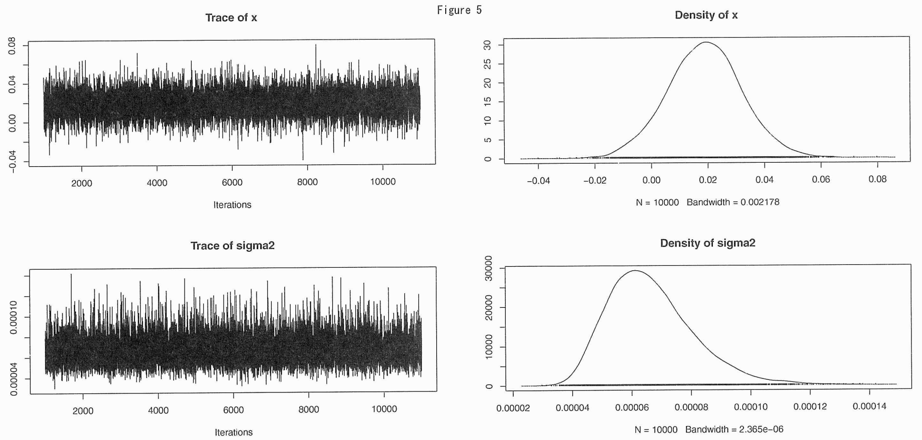
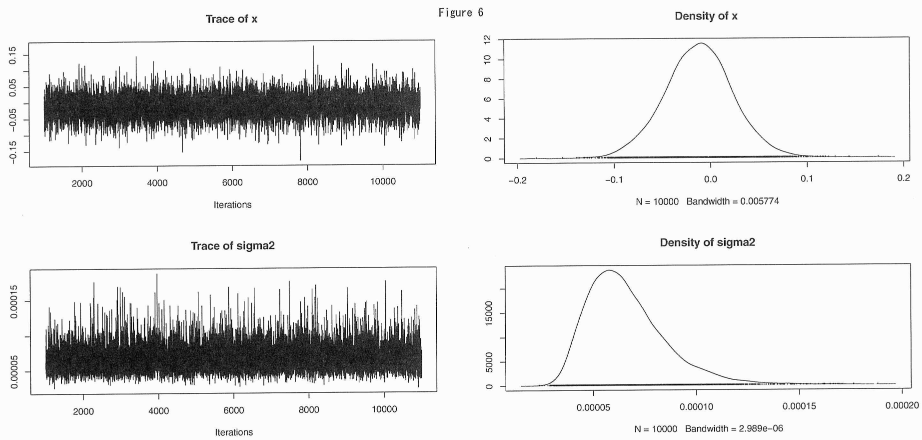


Figure 6 ：イタリア



注

1) アメリカの労働市場に関しては，経済企画庁（1998）第３章第１節，ditto（2000）第２章第１節，日本労働研究機構編集（2001）を参照した。

2) アメリカの労働組合組織率は20 世紀後半から低下傾向が続いているが，藤原（2002）はそのように組織率が低下した主な理由として，①就業構造の変化，②全国労働関係法の改正，③国際競争の激化，④雇用機会均等委員会（EEOC）の活動，⑤労働組合幹部への反感，などを指摘している。

3) 欧州の労働市場に関しては，経済企画庁（2000）第２章第２節，田中（2002）第Ⅳ章を参照した。

4) 日本の労働市場に関しては，川口（2013），経済企画庁（1992）第３章・第３節，厚生労働省（2012）を参照した。

5) 川口（2013）によれば，日本における非正社員の増加を，①労働者年齢の変化，②世代ごとの変化，③年次変化，に要因分解すると，以下の点が指摘できるとする。

(a)　男性では若い世代で雇用の非正規化が進んでいる。すなわち，すでに雇用されている正社員はそのまま日本型雇用慣行のもとで信頼関係を保ちつつ，新たに入ってくる正社員数を縮小する方向に移行している。

(b)　女性では，年次効果で雇用の非正規化が進んでいる。女性は，そもそも日本型雇用慣行の中に入って

いる人が少ないため，世代を問わず正社員から非正社員への転換が起きている。

(c)　コーホート別に分析すると，平均勤続年数の短期化はかなり長期にわたって起こっており，これは正社員・非正社員を問わず同様の傾向がみられる。

6）新卒採用後定年に至るまで一貫して同一企業で雇用される終身雇用制度の適用下においては，労働者の移動や賃金決定が企業内の制度・慣行を通じて行われることから，そこに企業内の労働市場すなわち「内部労働市場」が形成されていると見ることができる。これに対し，賃金をシグナルとして労働力の需給調整が行われる通常の意味での労働市場は，内部労働市場と区別して「外部労働市場」と呼ばれる（経済企画庁（1992）第３章・第３節）。

7）本節で展開した理論モデルの構築にあたっては，Erceg/Henderson/Levin (1999), Christiano/Eichenbaum/Evans (2005), Iiboshi/Nishiyama/Watanabe (2006), Smets/Wouters (2003) (2007) に依拠した。その他，加藤（2007），Gali (2008), Romer (2012), Walsh (2003), Wickens (2008) を参照した。

8）Dixit/Stiglitz (1977).

9）ibid.

10) ある財サービス価格指標 $P_t(j)$ に対し，各家計が（2）式に対応した一定の財サービス消費量の下で各自の名目支出額を最小にするとすれば（3）式が導かれる（岡田（2015））。

11) Kuhn/Tucker (1951).

12) 岡田（2015）。

13) 労働市場は独占的競争市場と仮定していることから最適実質賃金率 $W_t(i)=W_t^o(i)\,(\Leftrightarrow \partial W_t(i))$ は各家計の最適化行動から決まるが，これら最適賃金率ならびに最適労働供給量の決まり方は第 e 項で議論する。

14) １階の必要条件は（7）～（9）に加え，さらに

$$\lambda_t(i)\geq 0$$

$$\lambda_t(i)\left[(1+r_{t-1})\frac{P_{t-1}}{P_t}\frac{B_{t-1}(i)}{P_{t-1}}+\frac{\Phi_t(i)}{P_t}+W_t(i)L_t(i)-\frac{\tau_t(i)}{P_t}-C_t(i)-\frac{B_t(i)}{P_t})\right]=0$$

が付加される。

15) 岡田（2015）。

16) Calvo (1983).

17) Woodford (2003) Chap.3.

18) Dixit/Stiglitz (1977).

19) ある実質賃金率 $W_t(i)$ に対し，各家計が（35）式に対応した一定の労働供給時間の下で各自の実質賃金所得を最大にするとすれば（36）式が導かれる（岡田（2015））。

20) 岡田（2015）。

21) ibid.

22) ibid.

23) ここで $\prod_{k=1}^{s}\left\{\left(\frac{P_{t-1+k}}{P_{t-2+k}}\right)^{\gamma_W}\frac{P_{t-1+k}}{P_{t+k}}\right\}=\left(\frac{P_{t-1+s}}{P_{t-1}}\right)^{\gamma_W}\frac{P_t}{P_{t+s}}$ なる関係式を用いた。

24) 岡田（2015）。

25) ここでは便宜的に $z\equiv j\in(0,1)$ としておく。

26)（19）式において，

$$A_t(j)=(A_{t-1}(j)^{\varphi}\overline{A}(j)^{1-\varphi}\exp(\varepsilon_t^{A_j})\Rightarrow \ln A_t(j)-\varphi\ln A_{t-1}(j)=(1-\varphi)\ln\overline{A}(j)+\varepsilon_t^{A_j}$$

であるから，技術ショックの無くなった定常状態においても $\varphi<1$ である限り技術水準ないしは労働生産性 $A_t(j)$ は一定率で増加し，したがってそれを源泉として他の経済変数も増加トレンドを持つ。それゆえこうしたトレンドを除去する作業が必要となるが，ここでは技術水準 $\overline{A}(j)$ は１に基準化されているものと仮定したから $\ln\overline{A}(j)=\ln 1=0$，すなわち定常状態では技術進歩は不変となり，したがって各変数からトレンドを除去して再定義する必要はなくなる。

27) Calvo (1983).

28) Woodford (2003) Chap.3.
29) $\Phi_t(j)$ は企業 j の t 期における単期利潤を表し，$\widetilde{\Phi}_t(j)$ は当期の利潤に加えて将来に亘る予想利潤の割引現在価値も含めたものを表す。
30) 岡田（2015）。
31) ibid.
32) ここで $\prod_{k=1}^{s}\left(\frac{P_{t-1+k}}{P_{t-2+k}}\right)^{\gamma_W}=\left(\frac{P_{t-1+s}}{P_{t-1}}\right)^{\gamma_W}$ なる関係式を用いた。
33) 岡田（2015）。
34) 動学的一般均衡モデルの理論式に関する具体的な対数線形化計算については本稿補論を参照。
35) 我々は既に定常状態での技術水準ないしは労働生産性は1に基準化されていると仮定したので定常状態では技術進歩率はゼロとなり，したがって各変数から増加トレンドを除去して再定義する必要はなくなる。
36) 一般に今期のインフレ率がインフレ率のラグ項と限界費用（またはGDPギャップ）で「経験則」に基づき説明される場合は“伝統的”フィリップス曲線と称される。これに対し，独占的競争市場と粘着価格をベースとした「新たな経済理論」によってインフレ率の将来予想と限界費用（またはGDPギャップ）で説明される場合は“新ケインジアン”フィリップス曲線と称される（Roberts (1995)）。（Eq03）式では説明変数にインフレ率のラグ項（＝バックワード・ルッキング的要素）に加えさらに予想インフレ率（＝フォワード・ルッキング的要素）が加味されていることから，両フィリップス曲線の折衷ないしは交配したものとして“ハイブリッド型”新ケインジアン・フィリップス曲線式と称される（Gali/Gertler (1999)）。
37) 本稿における構造パラメータの設定に際しては，この分野における先行業績の推計値を参考にした。
38) マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法に関しては，岡田（2014）第1章・補論1を参照。
39) ギブス・サンプラー・アルゴリズムの計算ソフトは，RのMarkov Chain Monte Carlo Package (Copyright 2003-2010 by Martin, A.D., K.M. Quinn, and J.H. Park) を使用した。本プログラム内容については，Martin, A.D. et al. (2009) “Packge ‘MCMCpack’”（http://mcmcpack.wustl.edu）を参照。
40) 本補論は，廣瀬（2012）第1章，McCandless (2008) Chap.6, Smets/Wouters (2006), Uhlig (1999) (2003) を基に纏めた。
41) 直接に対数を採って1次のテイラー展開をせず，各変数を例えば $X_t=\overline{X}\exp\hat{x}_t$ と置き換えることによって対数線形近似式を求めるこうした方法は，一般に「Uhligの方法」と称される（Uhlig (1999)（2003)）。
42) $J_t=X_t(Y_t-Z_t)=0$ と定式化された動学的時系列方程式において，$X_t\neq 0$ のとき，$J_t=0$ となるための十分条件は，変数 Y_t と Z_t の定常状態 $\overline{Y},\overline{Z}$ が等しく且つ定常状態からの近傍乖離率 $\hat{y}_t,\hat{z}_t$ が等しいことである。すなわち，$\hat{y}_t=\frac{Y_t-\overline{Y}}{\overline{Y}}$ と $\hat{z}_t=\frac{Z_t-\overline{Z}}{\overline{Z}}$ において，$\hat{y}_t=\hat{z}_t$ で且つ $\overline{Y}=\overline{Z}$ であれば $Y_t=Z_t \Leftrightarrow J_t=0$ となることが容易に見て取れる。
43) 一般に $y=\sum_{s=0}^{\infty}\omega^s\sum_{k=1}^{s}x_k$（$|\omega|<1$）なる式において，添え字 k が $s\geq k$ の変数に対して $\omega^s x_k$ は計算され，

他方，$s<k$ なる変数に対しては計算されないので，

$$y=\sum_{s=0}^{\infty}\omega^s\sum_{k=1}^{s}x_k=\sum_{s=0}^{\infty}\omega^s\sum_{s=1}^{\infty}(\omega^s x_s)=\frac{1}{1-\omega}\sum_{s=1}^{\infty}(\omega^s x_s)$$

が言える。

参考文献

岡田義昭（2014）『グローバル化への挑戦と開放マクロ経済分析』成文堂
―――（2015）「不完全競争労働市場と賃金の硬直性：テクニカル・ノート」*mimeo*
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
川口大司（2013）「日本の労働市場の変化と求められる政策」経済産業省RIETIセミナー報告資料

経済企画庁（1992）『平成４年 年次経済報告』
———（1998）『平成10年度年次世界経済報告』
———（2000）『平成12年度年次世界経済報告』
厚生労働省（2012）『平成24年版 労働経済の分析』
田中素香（2002）『ユーロ その衝撃とゆくえ』岩波書店
日本労働研究機構編集（2001）『アメリカの陰と光―アメリカ経済の動向と雇用・労働の現状を探る（海外調査シリーズ53）』日本労働研究機構
廣瀬康生（2012）『ＤＳＧＥモデルによるマクロ実証分析の方法』三菱経済研究所
藤原清明（2002）「アメリカの労働組合の現状」*mimeo*
Calvo, G.A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, pp.383-398
Christiano, L.J., M. Eichenbaum and C.L. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol.113, pp.1-45
Dixit, A.K. and J.E. Stiglitz (1977), "Monopolistic Competition and Optimal Product Diversity," *American Economic Review*, Vol.67, pp.297-308
Erceg, C.J., D.W. Henderson, and A.T. Levin (1999), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *International Finance Discussion Paper* 640, Board of Governors of the Federal Reserve System
Gali, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press
——— and M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, pp.195-222
Iiboshi, H., S. Nishiyama, and T. Watanabe (2006), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Japanese Economy: A Bayesian Analysis," *mimeo*
International Monetary Fund (2015), *International Financial Statistics*, CD-ROM, August 2015
Kuhn, H.W. and A.W. Tucker (1951) "Nonlinear Programming," in *Proceedings of the Second Berkeley Symposium on Mathematical Studies and Probability*, University of California Press
McCandless, G. (2008), *The ABCs of RBCs*, Harvard University Press
Roberts, J.M. (1995), "New Keynesian Economics and the Phillips Curve," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.27, pp.975-984
Romer, D. (2012), *Advanced Macroeconomics*, Forth ed., McGraw-Hill
Smets, F. and R. Wouters (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, Vol.1, pp.1123-1175
——— and ——— (2006), "Model Appendix," *mimeo*
——— and ——— (2007), "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, Vol.97, No.3, pp.586-606
Uhlig, H. (1999), "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily," in R. Marimon and A. Scott eds. *Computational Methods for the Study of Dynamic Economics*, Oxford University Press
——— (2003), "Quantitative Macroeconomics and Numerical Methods," *mimeo*
Walsh, C.E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, Second ed., The MIT Press
Wickens, M. (2008), *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*, Princeton University Press
Woodford, M. (2003), *Interest and Prices*, Princeton University Press