

実物景気循環理論と日本経済

おおつけいすけ
大津敬介

要旨

本稿では、確率動学一般均衡分析の基礎となる実物景気循環（RBC）モデルを理論的に解説し、当モデルを用いて日本経済の景気循環を分析する。まず、基本的な RBC モデルは、全要素生産性（TFP）の外生的変化によって、日本の景気循環の特徴を概ね説明できるが、労働投入量に関しては、変動が小さい、生産との相関が高すぎるなどといった点で説明力が低いことを示す。次に、景気循環会計（BCA）モデルは、TFP と労働市場における歪み（労働ウェッジ）の変化によって、労働投入量の変化を含めた日本の景気循環の特徴を説明できることを示したうえで、バブル期における好況は TFP の成長が、1990 年代不況は労働ウェッジの拡大が主な要因であることを示す。これは、もしも金融市場の不完全性や銀行問題がバブルと 1990 年代不況の要因であるならば、それが TFP と労働ウェッジの変化を通じて生産に影響を与えていなくてはならないことを示唆している。最後に、国際 RBC モデルを用いて、日米間の景気循環の相関関係は、TFP と労働ウェッジだけでは説明することができないことを示し、両国間で、消費が平準化されず、投資が効率的に配分されないような障害が存在している可能性を提示する。

キーワード：実物景気循環理論、景気循環会計、TFP

.....
本稿の作成に当たっては、小林慶一郎氏（経済産業研究所）、藪友良氏（筑波大学）ならびに金融研究所スタッフから有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

大津敬介 日本銀行金融研究所
(現 上智大学国際教養学部、E-mail: k-otsu@sophia.ac.jp)

1. はじめに

実物景気循環（Real Business Cycle: RBC）理論とは、外生的な実質変数の変化に対する経済主体の最適化行動によって景気循環が生じるとする考え方である。本稿の目的は、動学的マクロ経済分析の基礎となる RBC モデルの構造を理解し、このモデルを用いて日本経済を分析することにある。

Kydland and Prescott [1982] によって定式化された基本的な RBC モデルは、Cass [1965] や Koopmans [1965] の新古典派最適成長モデルに基づいており、全要素生産性（Total Factor Productivity: TFP）の外生的変化をショックと仮定したうえで動学的一般均衡を求め、モデルから得られる生産、労働投入量、消費、投資といったマクロ変数の内生的な変動パターンをデータと比較するものである。定量分析の手法としては、外生的ショックの確率過程を推計し、これを用いたモデルのシミュレーションから得られる内生変数の変動（標準偏差）、相関などの統計量を、データから得られる統計量と比較するものが主流である。本稿では、日本経済の景気循環の特徴を、米国経済との対比によって明らかにし、基本的な RBC モデルによって、その特徴をどこまで説明することができるかを示した。基本的な RBC モデルは、日米の景気循環の特徴を概ね説明することができるが、労働投入量に関しては、変動が小さい、生産との相関が高すぎるなどといった点で、説明力が低いことがわかった。

労働投入量についての説明力が低いことは、基本的な RBC モデルの特徴で、このような現実との乖離を説明する作業を通じて、RBC モデルは、過去 20 数年にわたり、さまざまな発展を遂げてきた¹。Hansen [1985] や Rogerson [1988] は、労働者 1 人当たりの労働時間を外生とおき、労働者数のみによって総労働時間が変化すると仮定した。この Indivisible Labor という仮定によって、総労働時間の弾性値が上昇し、米国の労働の変動幅を説明できることを示した。この研究は、米国における労働時間の調整が主に Extensive Margin（すなわち、雇用・解雇）で起きているという観測に基づいている。これに対し、日本では Intensive Margin（すなわち、労働時間）による調整の方が大きい²。したがって、Indivisible Labor モデルは日本経済の分析には適さない。

Braun [1994] や McGrattan [1994] は、財政政策に着目し、これが景気循環を説明するのに役立つことを示した。彼らは、TFP とともに、観測される政府支出、労働所得税、資本所得税が景気循環に与える影響を検証し、労働所得税の変化が、戦後の米国の消費と労働時間の変動を説明するのに重要であることを示した。ただし、この分析のためには、税のデータが必要で、日本政府の税収データからモデルに整合的な労働所得税、資本所得税を導出するのが困難であるという難点がある。これに対して、Chari, Kehoe, and McGrattan [2007] は、モデルから得られた均衡条件からの乖離（例えば、労働の限界生産性と実質賃金の乖離）を市場の歪みとして捉え、こ

1 RBC モデルの発展については、Rebelo [2005] や King and Rebelo [1999] を参照。

2 詳細は補論 1 を参照。

れらを税として表現し、それぞれが経済に与える影響を分析する手法を開発した³。この景気循環会計（**Business Cycle Accounting: BCA**）と呼ばれる手法を用いれば、データが示すような景気循環が起きるためには、さまざまな市場においてどのような歪みが存在していたか、そしてそれぞれが景気循環にどの程度影響を与えたかということをも明らかにすることができる⁴。この **BCA** モデルを用いて、日本における 1980 年代バブル、そして 1990 年代不況を統一的枠組みによって検証すると、バブル期における経済成長を説明するのには **TFP** が、1990 年代の不況を説明するのには労働市場における歪みがそれぞれ重要な役割を担っていること⁵、さらに、基本的な **RBC** モデルでは説明できなかった、労働投入量の変動パターンも労働市場における歪みによって説明できることがわかった。

RBC モデルのもう 1 つの重要な発展として、開放経済への応用が挙げられる。**Mendoza [1991]** や **Correia, Neves, and Rebelo [1995]** は、基本的な **RBC** モデルを小国モデルに適用して、国際的な資本移動について分析した⁶。また、**Baxter and Crucini [1995]**、**Backus, Kehoe, and Kydland [1994]**、**Stockman and Tesar [1995]** らは、2 国モデルを用いて、2 国間における消費の相関を分析した。本稿では、近年の日本と米国の 2 国間の景気の相関を検証し、国際 **RBC** モデルによって、その理論的説明を試みる。1980 年以降の日本と米国についてみると、多くの先行研究から得られた帰結とは異なり、両国の生産がほぼ無相関で消費が逆相関となっている。国際 **RBC** モデルによって、このような傾向の景気相関を説明するのは非常に難しいため、これは、さまざまな市場の歪みを考慮しなくてはならないことを示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、日米における景気循環データの特徴を比較する。3 節では、基本的な **RBC** モデルを紹介する。4 節では、定量分析の手法を解説し、基本的な **RBC** モデルを用いて分析を行う。5 節では、**BCA** モデルを解説し、これを用いて定量分析を行う。6 節では、日米の景気相関に着目し、国際 **RBC** モデルを紹介した後、これを用いた分析結果を報告する。7 節では、本稿の分析が、今後、より深く日本経済の近年の景気循環を理解するのに、どのように役立つのかを述べて結びとする。

3 この手法は、**Cole and Ohanian [1999]** によって定式化された、観測された外生変数によって、変数間の相関ではなく、内生変数の流れをどの程度説明することができるかという研究に基づいている。**Cole and Ohanian [1999]** は、**TFP** の急落によって米国の大恐慌期における生産の下落を説明することはできるが、その長期的低迷は説明できないことを示した。

4 **Chari, Kehoe, and McGrattan [2007]** は、米国の大恐慌と 1982 年不況における生産の変動は、**TFP** と労働市場における歪みによって説明できることを示した。

5 この結論は、**Kobayashi and Inaba [2006a]** と同じである。ただし、彼らが完全予見モデルを用いているのに対し、本稿では合理的期待モデルを用いている。

6 **Otsu [2008]** では、この枠組みを応用して、韓国の経済危機を定量的に分析した。

2. 日米の景気循環

本節では、米国のデータと比較することによって、定量分析の対象となる日本のデータの特徴を明らかにする。2 国間の景気循環の比較としては、Braun, Esteban-Pretel, Okada, and Sudou [2006] がある。彼らが 1960 年の第 1 四半期から 2002 年の第 4 四半期までを分析しているのに対し、本稿は 1980 年の第 1 四半期から 2007 年の第 2 四半期までを分析しているが、これは、図 1 から明らかなように、日本は 1960 年代に高度経済成長を経験した後、1970 年代半ばに起きたオイルショックの前後で、GNP 成長率が著しく変動しているという事実を考慮したことによる。実物景気循環理論は、経済が均衡成長経路の廻りを循環していると仮定するが、この経路自体が大きな変化（いわゆるトレンドブレイク）を起こしている時点サンプル期間に含めて長期トレンドを除去すると、トレンド除去済みの変数間の相関にバイアスがかかってしまう。このバイアスを避けるためには、トレンドブレイクの時点特定し⁷、トレンドブレイクの前後の期間におけるトレンドを定義し、期間ごとのトレンドを除去しなければならない⁸。この問題を避けるため、日米の景気循環を比較分析するに当たり、本稿では分析期間を 1980 年以降とした。

(1) 国民経済計算データと RBC モデル

まず、データを需要項目と生産要素に分類し、需要は消費と投資に、生産要素は労働投入、資本ストック量と TFP にそれぞれ分けて分析する。米国の支出データは商務省経済分析局（Bureau of Economic Analysis）、日本の支出データは内閣府社会経済研究所（ESRI）のウェブサイトですべて公開されている国民経済計算データをもとに、理論に整合的となるような加工を加えた⁹。

国民経済計算データと、本稿で扱うデータの違いは、主に消費項目の取扱いにある。国民経済計算データにおける消費項目はあくまでも消費支出の総計であり、マクロ経済学理論で扱われる「消費」とは意味合いが異なる。本稿で消費として扱うのは、家計による非耐久財・サービス消費支出、政府消費支出、さらに、耐久財と政府資本ストックから得られるフロー消費である。家計消費支出は、耐久財、非耐久財、そしてサービスに対する消費支出からなるが、このうち実際に家計が当四半期中に消費すると考えられるものは、非耐久財とサービスである。これに対して、家計は当期中に購入した耐久消費財をストックとして蓄積し、このストックから生まれる便益のフローを消費していると理論的には考えられる¹⁰。このため、モデルに

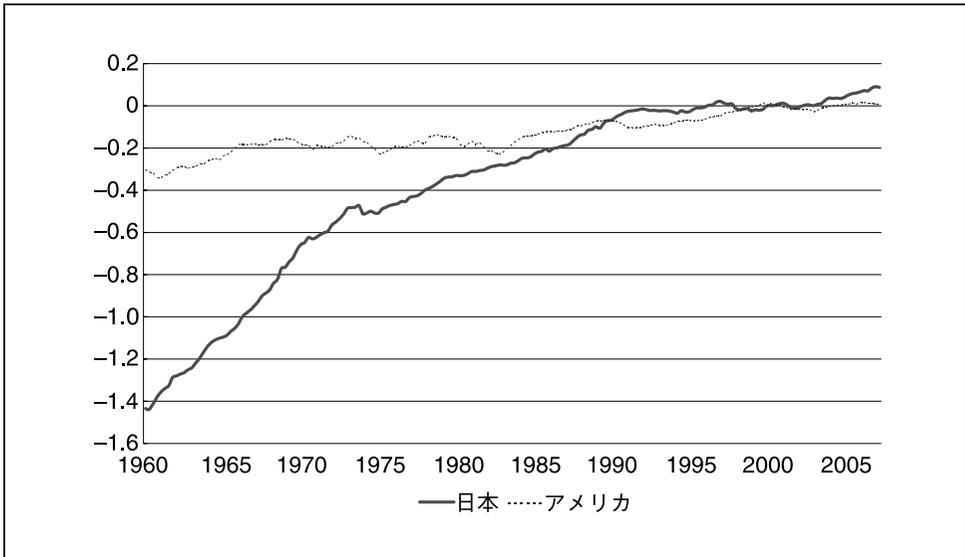
7トレンドブレイクの推定方法については Perron and Yabu [2005] を参照。

8 Braun, Esteban-Pretel, Okada, and Sudou [2006] はこのバイアスを調整していない。

9 国民経済計算データは補論 1 に添付。

10 つまり、冷蔵庫を購入した家計は冷蔵庫を消費するのではなく、その冷蔵サービスを長年にわたって消費すると考える。また、家計は政府が建設する橋や公園などから便益を得ているが、これらの便益は国民経

図1 日米の15歳以上人口当たりGNP（対数、2000Q1 = 0）



においては、耐久財消費支出は投資として扱う。また、基本的な RBC モデルは閉鎖経済を仮定するため、経常収支は自国民が海外に持つ資本ストックに対する投資として扱う。したがって、「投資」は、民間固定資本形成、在庫増加分、政府投資、経常収支、そして耐久財消費支出の合計として表現される。このとき、ストックから得られるフロー消費の分だけ総需要が GNP よりも多くなるので、「生産」は GNP^{II} とフロー消費の総計となる。これは RBC モデルだけではなく、マクロ経済モデルのうち、明示的に耐久消費財支出を含まないすべてのモデルに必要な調整である。

本稿で扱う生産要素は、労働投入量 (L)、資本ストック (K)、そして TFP (A) の3つである。労働投入量は就業者数に就業者1人当たり平均労働時間を掛け合わせたもので表現される。資本ストックは、民間資本ストック、耐久消費財ストック、在庫ストック、政府資本ストック、そして海外資本ストックで構成される。TFP は、生産関数から、生産 (Y) と生産要素のデータを用いて、残差項として計測される。本稿では、標準的なコブダグラス型の生産関数

$$Y_t = A_t K_t^\theta L_t^{1-\theta}, \tag{1}$$

を仮定する。このとき、資本シェア θ は総収入における資本収入の割合に該当する。資本シェアの定義は以下のとおりである。

.....
 済計算上どこにも表れていない。モデルで扱う「消費」は、このようなストックから得られるフロー消費を含むべきと考えられる。このフロー消費の導出に関しては補論2を参照。

11 海外資本もフロー収入を生むが、これは経常収支における要素所得純受取りに当たる。したがって、本節では GDP ではなく GNP の概念を用いて分析を行う。

本稿では、基本的な RBC モデルに倣って、資本収入には、資本所得だけでなく、耐久消費財と政府資本ストックから生まれるフローが含まれると考える。Cooley and Prescott [1995] の定義に従うと、資本所得は、明白な資本所得 (unambiguous capital income)、不明瞭な資本所得 (ambiguous capital income)、固定資本消費の 3 つによって構成される。明瞭な資本所得は資本レント所得、法人利潤、純利子受取りの 3 つより成り立ち、さらに、不明瞭な資本所得は、経営者所得 (proprietors income)、純国民生産と国民所得の差の 2 つに分類される。ここで、不明瞭な資本所得のうち、資本所得に含まれる所得の割合は、資本所得の GNP 比と同じであると仮定する。したがって、資本所得割合 θ_p は、資本所得の定義式：

$$\begin{aligned} \text{資本所得} &= \text{明瞭な資本所得} + \theta_p \cdot \text{不明瞭な資本所得} + \text{固定資本消費} \\ &= \theta_p \cdot \text{GNP}, \end{aligned}$$

を解くことによって、

$$\theta_p = \frac{\text{明瞭な資本所得} + \text{固定資本消費}}{\text{GNP} - \text{不明瞭な資本所得}},$$

により求まる。この値は日本では 0.36、米国では 0.29 となる¹²。さらに、耐久消費財と政府資本ストックから生まれるフローを含む資本シェアを求めるには、

$$\theta = \frac{\text{資本所得} + \text{耐久消費財と政府資本から得られるフロー}}{\text{GNP} + \text{耐久消費財と政府資本から得られるフロー}},$$

という調整が必要になる。この結果、本稿の分析で用いる資本シェア θ は、米国では 0.40、日本では 0.46 という値をとることとなる。

(2) 日米比較

表 1 と表 2 は、1980 年第 1 四半期から 2007 年第 2 四半期にかけての米国と日本の四半期データをまとめたものである。人口動態の影響を取り除くため、データはすべて 15 歳以上の人口当たりの数値となっている¹³。また、成長トレンド除去のために、Hodrick-Prescott (HP) フィルタを用いた。第 1 列はそれぞれの変数の標準偏差、第 2 列は生産との標準偏差の比率、第 3 列以降はそれぞれの変数のリード・ラグと生産との相関係数を示している¹⁴。以下では 2 国間の比較を中心に、日本のデータの特徴を解説する。ここに挙げる特徴の多くは、Braun, Esteban-Pretel, Okada, and Sudou [2006] の指摘と整合的である。

12 日本の値は、Hayashi and Prescott [2002] のデータセットから 1980~2000 年の平均、米国の値は、BEA のデータから 1980~2006 年の平均を用いた。

13 TFP は人口の変化に依存しないので、人口比ではなく計算値をそのまま用いる。

14 例えば $x(+1)$ の列は、当期の生産と、来期の変数との相関係数を示す。

表 1 景気循環データ (日本)

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	0.87%	1.00	0.12	0.28	0.45	0.55	0.72	1.00	0.72	0.55	0.45	0.28	0.12
消費	0.44%	0.50	0.04	0.09	0.22	0.13	0.18	0.46	0.20	0.11	0.14	0.10	0.10
投資	2.93%	3.36	0.06	0.24	0.42	0.58	0.73	0.91	0.73	0.57	0.43	0.24	0.07
労働	0.72%	0.83	0.15	0.24	0.32	0.44	0.51	0.39	0.32	0.19	0.09	-0.01	-0.08
資本	0.40%	0.46	-0.53	-0.49	-0.40	-0.28	-0.14	0.02	0.21	0.34	0.44	0.54	0.58
TFP	0.82%	0.94	0.17	0.28	0.41	0.44	0.55	0.87	0.57	0.43	0.34	0.19	0.04

表 2 景気循環データ (米国)

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	1.12%	1.00	0.03	0.27	0.49	0.69	0.85	1.00	0.85	0.69	0.49	0.27	0.03
消費	0.59%	0.53	0.10	0.33	0.46	0.57	0.66	0.73	0.59	0.55	0.43	0.34	0.23
投資	3.71%	3.31	0.04	0.19	0.35	0.54	0.70	0.87	0.86	0.69	0.48	0.29	0.04
労働	1.33%	1.18	-0.05	0.16	0.36	0.56	0.75	0.89	0.87	0.78	0.65	0.46	0.26
資本	0.26%	0.24	-0.23	-0.18	-0.14	-0.07	0.03	0.20	0.33	0.47	0.58	0.65	0.68
TFP	0.57%	0.51	0.18	0.35	0.49	0.59	0.62	0.68	0.36	0.14	-0.09	-0.24	-0.44

- ① 生産：両国の生産の変動を比較すると、日本の方が変動は小さく、かつ自己回帰係数が低い。生産に関しては、変動の大きさとともに、自己回帰係数がしばしば注目されるが、これは、この係数が、景気循環の持続性 (persistence) を示すことによる。
- ② 消費：消費は生産と正の相関を持つ。一般的に家計は消費平準化 (consumption smoothing) を行う傾向があるため、消費の変動は生産の変動よりも小さい。日本の方が消費の変動が相対的に小さく、生産との相関が低いため、日本の方が米国よりも消費平準化がより顕著であるといえる。
- ③ 投資：投資は生産と正の相関を持ち、生産よりも変動が大きい。これは、消費平準化の裏返しであり、一般的に好景気のときは消費が生産ほど上昇しないため、投資が生産よりも大きく上昇する傾向がある。両国において投資と生産の相関は同程度に高いが、日本の方が変動は大きい。
- ④ 労働：労働投入量は生産と正の相関を持つ。米国では、労働と生産の相関が高いなか、労働は生産よりも大きく変動している。これに対して、日本では労働の変動はそれほど高くなく、生産との相関も低い。また、同時点間の相関よりも、生産と 1 期前の労働の相関の方が高いことから、日本では労働が景気に先んじて変動していると考えられる。
- ⑤ 資本ストック：両国において、資本ストックの変動は労働よりも低く、景気を後追いつする。これは、資本の設置や取壊しに時間を要するため、景気変動に

対して資本ストックがすぐに対応できないことによる¹⁵。

- ⑥ TFP：TFPは生産と正の相関を持つ。米国においては、TFPよりも労働の方が変動が大きく生産との相関が強いが、日本においては労働よりもTFPの方が変動が大きく生産との相関が強い。

以下では、RBCモデルによってこれらの景気循環の特徴を説明することができるかを分析する。

3. 基本的な RBC モデル

本節で扱うのは、不完全性が全くない状況で、社会計画者（Social Planner）が資源配分を決定するという基本的な RBC モデルである。このとき、すべての経済主体が同じ効用と生産技術を持つと仮定するため、社会計画者は代表的個人の問題を解くことによって、最適な資源配分を選択する¹⁶。

(1) 社会計画者の問題

本稿では、期間効用として以下の効用関数を仮定する。

$$U(C_t, 1 - l_t) = \Psi \log C_t + (1 - \Psi) \log(\bar{L} - L_t). \quad (2)$$

つまり、代表的個人は消費（ C ）と余暇（ $\bar{L} - L$ ）から効用を得る。また、 \bar{L} は最大労働可能時間を示す¹⁷。RBCモデルは新古典派最適成長理論に立脚しており、上記の対数効用はこの理論と整合的な効用関数となっている¹⁸。

生産関数は上述のとおり、(1)式の形をとるコブダグラス型生産関数を仮定する。コブダグラス型生産関数は新古典派成長理論に整合的であるため、RBCモデルで広く使われている。最も重要な特徴は、生産が資本と労働の投入量に対して1次同次

15 RBCの古典的文献である Kydland and Prescott [1982] は特にこの資本形成のタイム・ラグに注目してモデルを組み立てている。

16 後述するように、この状況のもとでは競争均衡と社会計画者問題の均衡が一致する。

17 1人当たり最大労働可能時間は1日14時間に設定されている。したがって、経済全体での1日の最大労働時間は「15歳以上の人口×14時間」である。

18 これらの効用関数に共通しているのは、成長トレンドを除去した後で、効用関数が消費と余暇に関してホモセティックであるという点である。この条件に該当する効用関数として以下の2種類が知られている。

$$U = \frac{(C^\Psi (\bar{L} - L)^{1-\Psi})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma},$$
$$U = \log(C) + v(L).$$

前者の効用関数の σ を1とおくと、ロピタルの定理から(2)式が得られる。したがって、(2)式の対数効用は、両方に該当する。

である点である。これにより、持続可能な成長過程を説明することができる。そのほか、資本収入の総収入に占める割合が一定であるといった、カルドアの定型化された事実とも整合的である¹⁹。

社会計画者は、生産関数に基づいた資源制約のもとで、初期の資本ストック量 K_0 を所与として、代表的個人の効用を最大化する。資源制約は、資本と労働によって生産された財は、消費と投資 (X) に用いられるという関係を示したものである。また、投資は、来期の資本ストックと減価償却差引き後の今期の資本ストックの差によって定義される。この最適化問題は以下のように定義できる。

$$\begin{aligned} \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, \bar{L} - L_t) \\ \text{s.t. } A_t K_t^\theta L_t^{1-\theta} = C_t + X_t, \\ X_t = K_{t+1} - (1 - \delta) K_t. \end{aligned}$$

(2) 成長トレンドの除去

上記のモデルにおいては、すべての変数は人口成長トレンドを有している。また、労働投入量以外のすべての変数は、技術進歩トレンドを持っている。持続的成長を含む系列では定常状態を定義できないことから、マクロ変数の定常状態の周りでの変動を扱う景気変動分析のためには、これらの成長トレンドを除去する必要がある。

人口 (N) に関しては、単純化のために、一定の率 (n) で上昇していると仮定する。したがって、

$$N_t = (1 + n) N_{t-1},$$

と表すことができる。

また、上で定義した TFP (A) を労働増加的技術進歩 (Γ) と景気変動項 (z) に分け、生産関数 (1) 式を以下のように変形する²⁰。

$$Y_t = z_t K_t^\theta (\Gamma_t L_t)^{1-\theta}. \tag{3}$$

19 例えば、

$$Y_t = A_t (\theta K_t^\alpha + (1 - \theta) L_t^\alpha)^{1/\alpha},$$

といった CES 生産関数では、1 次同次だが要素価格は一定ではなくなる。

20 (3) 式の定式化によると、成長トレンドは労働増加的技術進歩 (labor augmenting technological progress) の増加率として捉えることができる。

このとき、労働増加的技術進歩は以下のように定率で増加すると仮定する。

$$\Gamma_t = (1 + \gamma)\Gamma_{t-1}.$$

新古典派最適成長理論によると、均衡成長経路上において、労働以外のすべての変数の人口比は γ の率で成長する。したがって、モデルの中の変数を人口 (N) と労働増加的技術進歩 (Γ) で割ることによって、モデルの中の成長トレンドを除去することができる。 $N \times \Gamma$ で割った変数を“ $\hat{\cdot}$ ”を冠した小文字で表示すると、社会計画者の問題は以下のように書き換えられる²¹。

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\Psi \log(\hat{c}_t) + (1 - \Psi) \log(1 - l_t)]$$

$$\text{s.t. } \hat{y}_t = \hat{c}_t + \hat{x}_t, \quad (4)$$

$$\hat{x}_t = (1 + n)(1 + \gamma)\hat{k}_{t+1} - (1 - \delta)\hat{k}_t, \quad (5)$$

$$\hat{y}_t = z_t \hat{k}_t^\theta l_t^{1-\theta}. \quad (6)$$

(3) 外生ショック

本節で扱う外生ショックは、トレンド除去済み TFP (z) である。 z の定常状態からの乖離 \tilde{z}_t は以下のような自己回帰過程に則って変動すると仮定する。

$$\tilde{z}_t = \rho \tilde{z}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2). \quad (7)$$

社会計画者は、この過程を知っており、これをもとに当期のショックを受けて、来期のショックを予想しながら計画を立てると仮定する。

(4) 均衡

上記の最適化問題を解くと、次のような 1 階の条件が得られる。

$$\frac{1 - \Psi}{1 - l_t} = \frac{\Psi}{\hat{c}_t} (1 - \theta) \frac{\hat{y}_t}{l_t}, \quad (8)$$

$$\frac{1}{\hat{c}_t} (1 + n)(1 + \gamma) = \beta E_t \left[\frac{1}{\hat{c}_{t+1}} \left(\theta \frac{\hat{y}_{t+1}}{\hat{k}_{t+1}} + 1 - \delta \right) \right], \quad (9)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \frac{\Psi}{\hat{c}_t} \hat{k}_{t+1} = 0. \quad (10)$$

21 余暇と労働投入量に関しては、最大労働可能時間で割る。

(8) 式は労働の1階の条件で、労働を1単位増やすことによって失われる余暇の効用（労働のコスト）が、労働を1単位増やすことによって得られる追加的な消費から生まれる効用（労働の便益）に等しいことを示す。(9) 式は資本ストックの異時点間の1階の条件で、資本ストックを1単位増やすことによって失う今期の消費の効用（資本蓄積のコスト）が、資本を1単位増やしたことによって来期において追加的に得られる消費の効用（資本蓄積の便益）に等しいことを示す²²。(10) 式は横断条件と呼ばれ、無限期間後の資本の割引現在価値が必ずゼロになることを示す²³。

社会計画者問題の均衡、つまり最適な資源配分 $\{\hat{c}_t, l_t, \hat{k}_{t+1}, \hat{y}_t, \hat{x}_t\}$ は、 k_0 と z_t を所与とし、(4)~(9) 式によって特定される。また、消費者と生産者からなる完全競争市場における競争均衡は、この単純な社会計画者問題の解と同じ資源配分を生む。つまり、この基本的な RBC モデルに関しては、厚生経済学の基本定理が当てはまる²⁴。

4. 定量分析

(1) パラメータの値

表3は、日米のデータを使って得られた構造パラメータの値を示している。日本の方が、資本シェア θ 、資本減耗率 δ 、そして消費余暇選好パラメータ Ψ が高い。しかし、全体的に、両国のパラメータに大きな差異はみられない。

資本シェア θ は、前節で紹介したとおりである。以下では、 θ 以外のパラメータの求め方を解説する。まず、成長トレンドパラメータについてみると、人口成長率 n には、15歳以上人口の四半期データから平均を、労働増加的技術成長率 γ には、TFPの線形トレンド推計式から得られたパラメータを用いる。後者については、ま

表3 パラメータ

	日本	米国
θ	0.456	0.397
n	0.002	0.003
γ	0.004	0.005
δ	0.022	0.010
β	0.984	0.983
Ψ	0.307	0.250
ρ	0.942	0.939
σ	0.008	0.004

22 この条件は一般的にオイラー方程式 (Euler Equation) と呼ばれる。

23 実際に基本的な RBC モデルを用いて定量分析を行うときは、この条件は常に満たされるのでこの式を使うことはない。

24 この証明については、補論3を参照。次節のBCAモデルでは、不完全性があるため、競争均衡を定義する必要がある。

ず、(1) 式から得られる A の対数値を定数項と線形トレンドに関して、以下のように回帰推計を行う。

$$\ln A_t = a + bt + u_t, \quad (11)$$

また、(3) 式から、

$$\ln A_t = (1 - \theta) \ln \Gamma_t + \ln z_t = (1 - \theta) \ln \Gamma_0 + (1 - \theta)t \ln(1 + \gamma) + \ln z_t, \quad (12)$$

という関係を導く。したがって (11)、(12) 式から

$$\gamma \approx \ln(1 + \gamma) = \frac{b}{1 - \theta}, \quad \ln z_t = u_t,$$

が得られる。

次に、 δ 、 β 、 Ψ は、カリブレーションという手法を用いて求める。カリブレーションは、定常状態化したモデルの均衡条件式に、データから得られる変数の平均値を代入することによって、均衡条件式の 1 次モーメントがデータと整合的となるパラメータ値を求める方法である。このとき用いるデータは、定常状態における投資・資本比率、資本・生産比率、そして労働投入量である。ここで、データ期間の平均値を定常状態と仮定する。

まず、投資・資本比率の平均値と、定常化した (5) 式から、以下のように資本減耗率 δ が求められる。

$$\delta = 1 + \frac{\hat{x}}{\hat{k}} - (1 + n)(1 + \gamma).$$

次に、資本・生産比率の平均値と、定常状態化した (9) 式から、以下のように主観的割引率 β が求められる。

$$\beta = \frac{(1 + n)(1 + \gamma)}{\theta(\hat{y}/\hat{k}) + 1 - \delta}.$$

そして、定常化した (8) 式と労働投入量の平均値から、以下のように消費余暇パラメータ Ψ が求められる。

$$\frac{1 - \Psi}{\Psi} = (1 - \theta) \frac{\hat{y}}{\hat{c}} \frac{1 - l}{l}.$$

このとき、消費生産比率は定常状態化した (4) 式から以下のようにして求める。

$$\frac{\hat{c}}{\hat{y}} = 1 - \frac{\hat{x}}{\hat{y}} = 1 - \frac{\hat{x}}{\hat{k}} \frac{\hat{k}}{\hat{y}}.$$

最後に、(7) 式におけるショックの過程における自己回帰パラメータは、最小 2 乗法によって推計する。また、残差の分散は、この回帰式の残差項から直接計算する。

(2) 線形動学均衡解の導出

基本的な RBC モデルにはいくつかの解法があるが、本節では、均衡条件を線形近似し、確率線形動学均衡解を求める手法を解説する。5 節、6 節で紹介するモデルでも、同様の手法を用いて均衡解を求めている。この手法によって求められた解は、どのように当期の内生変数が前期の内生的状態変数の値と当期の外生変数の値に依存しているかを示すものであり、行動決定ルール (decision rule) と呼ばれる。以下では Uhlig [1999] をもとに、簡単にその導出過程を説明する。

内生的な状態変数である資本ストック \tilde{k}_t の動学均衡経路は、(9) 式にその他の均衡条件を代入して求めることができるが、この式は資本ストックに関する複雑な非線形 2 階差分方程式になるため、線形近似を行うことによって、解の導出を容易にすることができる。まず、すべての均衡式を定常状態の周りで線形化する²⁵。外生的ショックを一般的に \tilde{s}_t と表現し²⁶、これらの線形化された式を統合すると、(9) 式は、以下のような確率 2 階線形差分方程式として表される。

$$E[a_0\tilde{k}_{t+2} + a_1\tilde{k}_{t+1} + a_2\tilde{k}_t + b_0\tilde{s}_{t+1} + b_1\tilde{s}_t] = 0. \quad (13)$$

このとき、 \tilde{s}_t の確率過程を一般的に

$$\tilde{s}_t = \Phi\tilde{s}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, V), \quad (14)$$

と定義する。内生的状態変数である資本ストックの行動決定ルールは、

$$\tilde{k}_{t+1} = P\tilde{k}_t + Q\tilde{s}_t, \quad (15)$$

という形をとる。 P と Q は、(14)、(15) 式を (13) 式に代入し、

$$a_2 + a_1P + a_0P^2 = 0,$$

$$F = (b_0 + a_0Q)\Phi + [b_1 + (a_0P + a_1)Q] = 0,$$

の解として得ることができる²⁷。

次に、(9) 式以外の均衡条件は、

$$c_0\tilde{k}_{t+1} + c_1\tilde{k}_t + d\tilde{v}_t + e\tilde{s}_t = 0, \quad \tilde{v}_t = [\tilde{y}_t, \tilde{c}_t, \tilde{l}_t, \tilde{x}_t]', \quad (16)$$

25 線形化された均衡条件については補論 4 を参照。

26 この一般化は、後に \tilde{z}_t 以外のショックも考慮することによる。TFP 以外の外生変数が含まれていても、同じ手法で解を求めることができる。

27 基本的な RBC モデルにおいては、 P の解のうち、1 つが発散解 (絶対値が 1 以上) でもう 1 つが安定解 (絶対値が 1 未満) となることが知られている。このうち発散解は無視する。

と書き換えることができる。資本ストック以外の内生変数の行動決定ルールも、

$$\tilde{v}_t = R\tilde{k}_t + S\tilde{s}_t, \quad (17)$$

という形をとる。 R と S は、(15)、(17)式を(16)式に代入し、

$$c_0P + c_1 + dR = 0,$$

$$c_0Q + e + dS = 0,$$

の解として得ることができる。

(3) 分析結果

上で求めた行動決定ルールを用いると、外生変数の変化に対する内生変数の反応を計算することができる。表4、表5は、日米における統計量の理論値をそれぞれ示したもののだが、以下では、モデルから算出される内生変数のモーメントを、表1、表2と比較し分析する。

両国のケースとも、以下の観点から、現実の景気循環の特徴を説明している。

- ① 生産：高い持続性を持つ。
- ② 消費：生産と正の相関を持ち、生産よりも変動が小さい。

表4 RBCモデル（日本）

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	1.54%	1.00	-0.01	0.12	0.28	0.48	0.72	1.00	0.72	0.48	0.28	0.12	-0.01
消費	0.46%	0.30	-0.27	-0.15	0.02	0.23	0.51	0.85	0.77	0.67	0.57	0.46	0.35
投資	4.42%	2.87	0.05	0.18	0.33	0.52	0.74	0.99	0.67	0.40	0.19	0.02	-0.11
労働	0.88%	0.57	0.09	0.21	0.36	0.54	0.74	0.98	0.64	0.36	0.14	-0.03	-0.15
資本	0.42%	0.27	-0.46	-0.39	-0.29	-0.13	0.08	0.37	0.55	0.65	0.69	0.68	0.63
TFP	1.06%	0.69	0.03	0.15	0.31	0.50	0.73	1.00	0.69	0.43	0.22	0.06	-0.07

表5 RBCモデル（米国）

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	0.92%	1.00	-0.02	0.11	0.27	0.47	0.71	1.00	0.71	0.47	0.27	0.11	-0.02
消費	0.26%	0.28	-0.27	-0.16	0.01	0.23	0.51	0.86	0.77	0.66	0.55	0.44	0.33
投資	3.67%	3.99	0.05	0.17	0.33	0.51	0.73	0.99	0.66	0.39	0.18	0.01	-0.11
労働	0.57%	0.62	0.07	0.20	0.35	0.53	0.74	0.98	0.64	0.37	0.15	-0.02	-0.14
資本	0.24%	0.26	-0.47	-0.41	-0.31	-0.16	0.06	0.34	0.53	0.63	0.67	0.67	0.62
TFP	0.58%	0.63	0.01	0.13	0.29	0.49	0.72	1.00	0.70	0.44	0.24	0.07	-0.05

- ③ 投資：生産と正の相関を持ち、生産よりも変動が大きい。
- ④ 労働：生産と正の相関を持つ。
- ⑤ 資本：生産の変動を後追いする。
- ⑥ TFP：生産と強い正の相関を持つ。

このモデルが景気循環を生み出すメカニズムは以下のとおりである。TFPの上昇は、生産要素の限界生産性を引き上げる。社会計画者は労働を増加させるが、これは余暇を減少させるため、余暇と消費との同時点間代替関係に基づいて、消費も増加させる。社会計画者は、(7)式よりTFPの変動には持続性があることを知っているため、来期も生産性が定常状態よりも高いと予想する。したがって、来期の資本を増やすために今期の投資を増加させる。TFPは、生産関数から直接生産に作用すると同時に、労働を通じて生産に影響を与えるため、生産との相関は非常に強いものとなる²⁸。したがって、この非常に簡略化された枠組みの中でも、基本的なRBCモデルは驚くほど現実の特徴をよく捉えることができる。

一方で、以下のような観点からは、モデルと現実の乖離がみられる。日本においては、

- ① 生産：データに比べて変動が大きい。
- ② 消費：対生産比でみると、データに比べて変動が小さく、生産との相関が高い。
- ③ 投資：対生産比でみると、データに比べて変動が小さく、生産との相関が高い。
- ④ 労働：対生産比でみると、データに比べて変動が小さく、生産との相関が高い。また、労働が景気に先行する現象を説明できていない。
- ⑤ 資本：対生産比でみると、データに比べて変動が小さく、同時点での生産との相関が高い。
- ⑥ TFP：生産との相関が高く、標準偏差がデータよりも大きい。これは、すべての変数の標準偏差がデータよりも大きい原因となっている²⁹。

といった乖離がみられる。これに対し、米国では

- ① 生産：データに比べて変動が小さく、持続性が低い。
- ② 消費：対生産比でみると、データに比べて変動が小さい。
- ③ 投資：対生産比でみると、データに比べて変動が大きく、持続性が低い。
- ④ 労働：対生産比でみると、データに比べて変動が小さく、生産との相関が高すぎる。
- ⑤ 資本：対生産比でみると、変動はデータとほぼ同じ大きさだが、同時点での生産との相関が高い。
- ⑥ TFP：標準偏差はデータとほぼ同じ大きさだが、生産との相関が高すぎる。

28 厳密に言えば完全相関ではないが、これはもう1つの生産要素である資本ストックの生産性に対する反応がラグを持っていることによる。

29 日本のTFPをトレンド除去する際に、線形トレンドを用いているので、1980年代の上昇トレンドと1990年代の下降トレンドを過大評価していることが寄与している。

といった乖離がみられる。

以上のように、基本的な RBC モデルは、生産性の変動だけで、両国における数々の景気循環の特徴を概ね説明することができる一方で、特に消費と労働の変動を十分に説明できていないといえる。次節では、景気循環会計と呼ばれる手法を用いて、より詳細に景気循環の要因を分析する。

5. 景気循環会計 (Business Cycle Accounting)

本節では Chari, Kehoe, and McGrattan [2007] によって開発された、景気循環会計 (BCA) という新しい手法を用いて、1980 年から 2007 年までの日本の景気循環を分析する。BCA による日本経済の分析としては、Kobayashi and Inaba [2006a] が知られているが、彼らの研究が完全予見モデルを用いているのに対して、本稿では合理的期待モデルを用いている。同様な手法を使った研究として、Chakraborty [2005] が挙げられる。

(1) BCA モデル

BCA は、政府支出、労働市場、投資市場、そして生産における歪み (ウェッジ) を一般均衡条件から導出し、これらを外生とおき、それぞれの景気循環に対する効果をみる手法である。このとき、労働市場、投資市場におけるウェッジを導出するためには、基本的な RBC モデルと異なり、代表的家計、企業、そして政府からなる競争均衡を定義する必要がある。ただし、すべての変数が実質変数なので、RBC モデルであることに変わりはない。

家計の効用最大化問題は、

$$\begin{aligned} \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\Psi \log(\hat{c}_t) + (1 - \Psi) \log(1 - l_t)] \\ \text{s.t. } \hat{\pi}_t + \frac{\hat{w}_t}{\tau_t^l} l_t + r_t \hat{k}_t + \hat{\tau}_t = \hat{c}_t + \tau_t^x \hat{x}_t, \end{aligned}$$

となる。このとき τ_t^l 、 τ_t^x 、そして $\hat{\tau}_t$ はそれぞれ労働所得税、投資税³⁰、そして政府からの移転所得である。家計は企業を保有しており、 $\hat{\pi}_t$ はこれから得られる利潤である。また、投資は (5) 式によって定義される。BCA モデルでは、政府消費支出を明示的に定義するので、本節で扱う消費は政府消費を含まない³¹。

30 税率に直すと、労働所得税率と投資税率はそれぞれ $1 - (1/\tau^l)$ と $\tau^x - 1$ となる。

31 このため景気循環データは前節と異なるが、違いはほとんどない。データは補論 5 に添付されている。

企業の利潤最大化問題は、

$$\max \hat{\pi}_t = z_t \hat{k}_t^\theta l_t^{1-\theta} - \hat{w}_t l_t - r_t \hat{k}_t,$$

となる。完全競争市場を仮定しているので、利潤は常にゼロとなる。

政府の予算制約は、

$$\left(1 - \frac{1}{\tau_t^x}\right) \hat{w}_t l_t + (\tau_t^x - 1) \hat{x}_t = \hat{g}_t + \hat{\tau}_t, \quad (18)$$

として定義される。

これによって、(4)、(8)、(9) 式はそれぞれ

$$\hat{y}_t = \hat{c}_t + \hat{x}_t + \hat{g}_t, \quad (4')$$

$$\frac{1 - \Psi}{1 - l_t} = \frac{1}{\tau_t^l} \frac{\Psi}{\hat{c}_t} (1 - \theta) \frac{\hat{y}_t}{l_t}, \quad (8')$$

$$\tau_t^x \frac{1}{\hat{c}_t} (1 + n)(1 + \gamma) = \beta E_t \left[\frac{1}{\hat{c}_{t+1}} \left(\theta \frac{\hat{y}_{t+1}}{\hat{k}_{t+1}} + (1 - \delta) \tau_{t+1}^x \right) \right], \quad (9')$$

と変化される。また、外生変数 $\tilde{s}_t = \{\tilde{g}_t, \tilde{\tau}_t^l, \tilde{\tau}_t^x, \tilde{z}_t\}$ は、(14) 式によって定義されるベクトル自己回帰過程に従うと仮定する。

したがって、競争均衡は、

- (a). $\{\hat{k}_0, \hat{w}_t, r_t, \tau_t^l, \tau_t^x, \hat{\tau}_t\}$ を所与とし、家計が最適化する
- (b). $\{\hat{w}_t, r_t, z_t\}$ を所与とし、企業が最適化する
- (c). 政府の予算制約 (18) 式が満たされている
- (d). 資源制約 (4') 式が満たされている
- (e). 外生変数が (14) 式の確率過程に従う

という条件を満たす配分 $\{\hat{c}_t, l_t, \hat{k}_{t+1}, \hat{y}_t, \hat{x}_t, z_t, \tau_t^l, \tau_t^x, \hat{g}_t, \hat{\tau}_t, \hat{w}_t, r_t\}$ として定義される。

(2) ウェッジの解釈

ウェッジは、それぞれの市場における歪みを表す。政府消費支出ウェッジ (\hat{g}_t) は、資源制約における歪みとして捉えることができる。政府消費支出が増えると、政府は予算制約を満たすために所得移転を減少させる（もしくは税を引き上げる）ので、家計に対して負の所得効果を生む。これにより、消費とともに余暇が減少するので、労働が増加し経済は拡大する。例えば、Ohanian [1997] は、第二次世界大戦や朝鮮戦争において、多額の軍事支出が米国の好景気を説明することができるとした。

労働ウェッジ (τ_t^l) は、(8') 式から、労働のコストと便益の比率（労働の限界生産性と労働と消費の限界代替率の比率に等しい）として定義される。BCA モデルでは、労働所得税を仮定しているが、そのほかにも労働ウェッジを生む要素はある。Cole and Ohanian [2002] は、労働組合がもたらす賃金の硬直性が存在するもとの貨幣政策は、実質賃金がスムーズに調整できないために労働ウェッジを生むとした。Cooley and Hansen [1989] は、消費財に関する現金先払い制約（cash in advance）のもとの貨幣政策は、賃金と消費財との間の相対価格に歪みを生じさせるとしている。また、Christiano and Eichenbaum [1992] は、企業が賃金を支払うために現金を借り入れなくてはならないという運転資金（working capital）制約により、借入金利の変化によって実質賃金に歪みが生じることを示した。さらに、Braun, Ikeda, and Joines [2006] は、世代重複モデルにおいて、効用関数における消費余暇シェア Ψ が外生的な人口構成比の変化に依存し、戦後の持続的な労働供給量の低下を説明することができることを示している³²。このシェアの変化は労働ウェッジの変化と同義である。いずれの場合も、労働ウェッジの上昇は、実質賃金の下落と同じ効果を持ち、同時点間の代替効果から、消費が下落し、余暇が増加するため、経済が縮小する³³。

投資ウェッジ (τ_t^i) は、資本ストックのオイラー方程式 (9') 式から、資本ストックのコストと便益の比率（消費の異時点間代替率と資本ストックの実質収益の比率に等しい）として計測される³⁴。投資ウェッジの例としては、Bernanke, Gertler, and Gilchrist [1999] や Carlstrom and Fuerst [1997] における、資本市場の不完全性が挙げられる³⁵。また、Greenwood, Hercowitz, and Huffman [1988] では、投資の限界生産性に対する外生的ショックが、投資市場に歪みを生じさせることが示された。これらの投資ウェッジの上昇は、投資の消費に対する相対価格を上昇させるので、投資から消費への代替を促す。投資の減少は、来期の資本蓄積を鈍化させるので、長期的に景気を悪化させる。

TFP (z) は、既述のとおり生産関数における残差項として計測される³⁶。最適成長理論では、TFP は企業の生産技術として捉えられることが多い。Braun, Okada, and Sudou [2006] は、米国の R & D が日本の 4 年後の TFP と相関が高いことから、日本の中長期的な TFP の変動は、米国の技術革新が伝播することによって起きると考察している。一方で、生産技術とは関係なく TFP が変動するメカニズムの研究も多数存在する。Chari, Kehoe, and McGrattan [2007] は、生産性レベルの違う複数の中間財企業がそれぞれ異なる資金供給制約に直面する状況で、中間財企業特有の金利に対するショックによって、最終生産物に含まれる中間投入財の構成が変化し、TFP

32 Otsu [2007] は、生存に必要な最小限の消費（subsistence consumption）を含む効用関数を仮定すると、労働ウェッジを仮定しなくても、戦後の持続的な労働供給量の低下を説明することができることを示している。

33 負の所得効果により、消費は増大し、余暇は減少するが、余暇に関しては通常代替効果が勝る。

34 本稿で確率的モデルを扱うのは、この投資ウェッジをより厳密に正しく計測するためである。Kobayashi and Inaba [2006a] の完全予見モデルを用いると、投資ウェッジは TFP の不確実性による期待誤差をすべて含んでしまう。

35 資本市場の不完全性を加味したモデルを日本経済に応用した文献として齋藤・福永 [2007] が挙げられる。

36 景気循環に対する影響は、4 節 (3) の基本的な RBC モデルについての解説を参照。

に影響を与えるメカニズムを紹介した。Ohanian [2001] は、米国の大恐慌における TFP の低迷は、ある企業が倒産すると、その取引相手企業がそれまで専門的に生産を管理していた労働力を新規取引先の開拓に回すことによって、サプライチェーンにおける組織資本 (organizational capital) が喪失されることによって説明できるとした。また、生産要素の観測誤差が存在すると、生産技術とは関係なく TFP の観測値が変動する。Greenwood, Hercowitz, and Huffman [1988] における資本稼働率の変化や、Burnside, Eichenbaum, and Rebelo [1993] における労働力保蔵は、資本や労働の観測誤差を生み、TFP の変動を生む。

(3) パラメータ推計

それぞれの市場におけるウェッジを計測する際には、(9') 式によって定義される投資ウェッジが、期待の項を含んでいるため、直接計測することができないという点が重要となる。Chari, Kehoe, and McGrattan [2007] は、BCA モデルを使って (14) 式のパラメータを推計することで、投資ウェッジの推計を可能とした。本稿では、ベイジアン最尤法によってパラメータを推計する。

確率過程に影響を与えないパラメータ δ 、 β 、 Ψ は、前節と同様にカリブレーションによって求める。単純化のために、定常状態における TFP、労働ウェッジ、投資ウェッジはすべて 1 と仮定する。また、 Ψ を求める際には、政府支出生産比データの平均を用いて、(4') 式をより消費生産比を求める³⁷。

パラメータ推計のためには、まず、1 人当たりの生産、消費、投資のデータから、線形トレンドを除去する。このときトレンドには前節で推計した γ を用いる。さらに、トレンド除去済みの生産、消費、投資と、もともと成長トレンドを含まない 1 人当たり労働の 4 つのデータを用いて、4 つのショック $\tilde{s}_t = \{\tilde{g}_t, \tilde{c}_t^l, \tilde{c}_t^x, \tilde{z}_t\}$ の確率過程を推計する³⁸。ベイジアン推計によって求められた確率過程パラメータは以下のとおりである。

$$\Phi = \begin{pmatrix} 1.004 & -0.067 & 0.063 & -0.029 \\ 0.004 & 0.965 & 0.029 & 0.020 \\ 0.059 & 0.042 & 0.821 & -0.131 \\ 0.030 & -0.018 & -0.041 & 0.961 \end{pmatrix},$$

$$\mathbf{V} = 1.0E - 03 * \begin{pmatrix} 0.215 & 0.002 & 0.004 & 0.004 \\ 0.002 & 0.119 & -0.003 & 0.040 \\ 0.004 & -0.003 & 0.016 & 0.003 \\ 0.004 & 0.040 & 0.003 & 0.057 \end{pmatrix}.$$

37 δ と β に関しては前節と同じ値をとるが、 Ψ に関しては、消費の定義が変わるため、値が 0.265 となる。

38 ベイジアン推計は、確率動学一般均衡モデルの解法ソフトウェアである Dynare を用いて行った。このとき、カリブレーションによって求めたパラメータは既知と仮定している。

(4) ウェッジの推計値

パラメータの値がすべてわかれば、前節と同様に $\tilde{s}_t = \{\tilde{g}_t, \tilde{\tau}_t^l, \tilde{\tau}_t^x, \tilde{z}_t\}$ として行動決定ルールを求めることができる。ウェッジは、パラメータ推計に用いた変数のデータと、動学均衡解を用いて算出することができる。算出の手順は以下のとおりである。

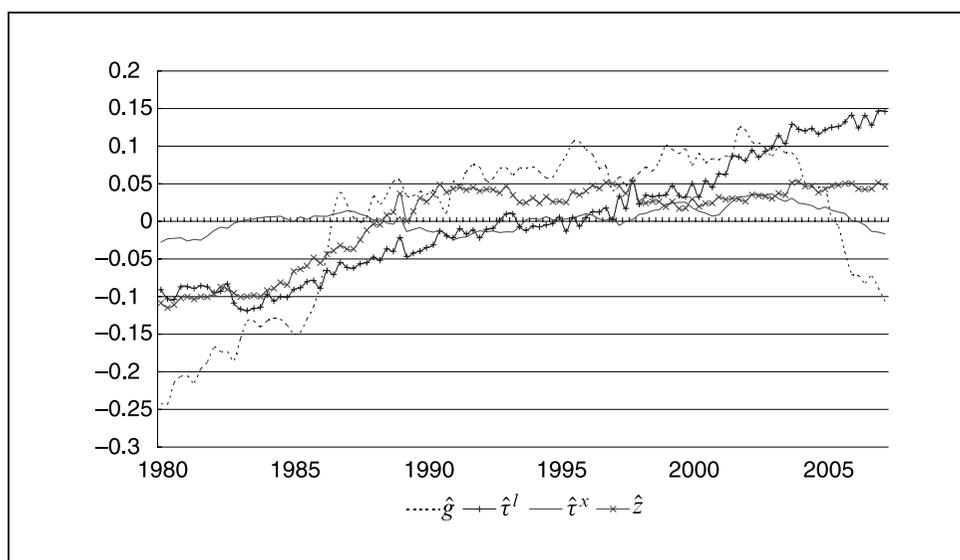
まず、4 節 (2) に沿って、内生変数の行動決定ルールを求める。生産、消費、投資、労働のデータと、この行動決定ルールを用いて以下のようにウェッジを計算することができる。

- i. 単純化のために、0 期の資本ストックの定常状態からの乖離 k_0 を 0 と仮定する。
- ii. (17) 式と $\{\hat{y}_0, \hat{c}_0, \hat{x}_0, l_0\}$ のデータから、0 期の外生変数の定常状態からの乖離 $\tilde{s}_0 = \{\tilde{g}_0, \tilde{\tau}_0^l, \tilde{\tau}_0^x, \tilde{z}_0\}$ を求める。
- iii. 0 期の資本ストックと外生変数の値と (15) 式から、1 期の資本ストックを求める。
- iv. これを用いて、再び (17) 式とデータから 1 期の外生変数の値を求める。

この作業を繰り返していくことで、すべての期の外生変数の値を求めることができる。図 2 は、上記の手順に沿って推計された日本におけるウェッジを示している。

政府支出ウェッジは、実際の政府支出データよりも変動が大きい。これは、政府支出ウェッジが (4) 式の資源制約から残差項として算出されており、誤差を含んでいることによる。後述するように、政府支出ウェッジは、景気循環にそれほど影響を与えないため、本稿ではこの誤差に関して詳しい分析は行わない。労働ウェッジは、1980 年代から安定して上昇しつづけている。投資ウェッジは、1980 年代後半に低

図 2 ウェッジの推計値



下し、1990年代に上昇し、2000年以降また下落している。これは、バブル期には投資がしやすく、バブル崩壊後は投資が困難となるような市場の歪みがあったと捉えることができる。TFPは、バブル期に急上昇している。また、Hayashi and Prescott [2002]が指摘するように、1990年代以降は、明らかにTFPの成長が鈍化している³⁹。

(5) シミュレーション

図3(1)~(4)は、それぞれのウェッジを外生と仮定し、図2で示した推計値を1つずつ用いた日本経済のシミュレーションの結果を表している。この際、注目するウェッジ以外はすべての期間において一定と仮定するが、ウェッジの確率過程は変化しないものと仮定する。

生産に関しては、政府支出ウェッジは、それほど重要な影響を与えていない。これに対し、その他のウェッジは、それぞれ異なる時期に生産に対して強い影響を与えている。TFPは1980年代のいわゆる「バブル期」といわれた急成長の説明のために重要であるのに対し、労働ウェッジは「失われた10年」といわれた1990年代の不況を説明するのに重要であることがわかる。投資ウェッジも1990年代の生産の落ち込みを説明するのに重要だが、労働ウェッジが2000年以降も経済を縮小させる効果を持つのに対し、投資ウェッジは2000年以降生産を拡大させる効果を持つ。なお、消費に関しても、生産とほぼ同様の要因で説明することができる。労働に関しては、労働ウェッジが1990年代以降の持続的な労働の下落を説明するのに不可欠である⁴⁰のに対して、TFP、政府支出ウェッジ、投資ウェッジは大きな影響を与えていない。投資に関しては、1980年代後半の投資の上昇は、TFPによって説明できる一方で、1990年代の投資の伸び悩みは、投資ウェッジの上昇によるところが大きいことがわかる。さらに、2000年以降の投資の回復も、投資ウェッジの下落が重要な役割を担っている。

次に、基本的なRBCモデルでは労働投入量の動きを説明できないという点に気がみて、上記の分析により日本の中期的労働投入量変動の説明のために不可欠であることが明らかとなった労働ウェッジと、TFPを用いたシミュレーション⁴¹の結果を、基本的なRBCモデルと比較する。表6は、モデルから算出したモーメントを示

39 外生変数の確率過程の推計、および、ウェッジの算出のどちらも、TFPの平均成長率から換算された成長トレンドを除去したデータを扱っているにもかかわらず、算出されたTFPは上昇トレンドを有している。これは、資本ストックが成長トレンドを上回る成長をしていることによる。モデルの中では、資本は成長トレンドと同率で成長すると仮定されているので、算出されたTFPは、このトレンド誤差を含んでしまうが、本稿ではこの点に関して調整は行わない。この点に関する調整を行うには、消費財と資本財に関する2部門モデルを定義し、それぞれの成長率の違いを明示する必要がある。

40 Hayashi and Prescott [2002] やクリスチアーノ・藤原 [2006] は、制度的な時短が1990年代不況を語るうえで重要であったとしている。これに対し、本稿では労働ウェッジの上昇が1990年代における労働投入量の落ち込みを内生的に説明している。

41 つまり、政府ウェッジと投資ウェッジをゼロとおき、観測されたTFPと労働ウェッジが存在したときの内生変数の反応をみている。

図3 (1) BCA シミュレーションの結果 (生産)

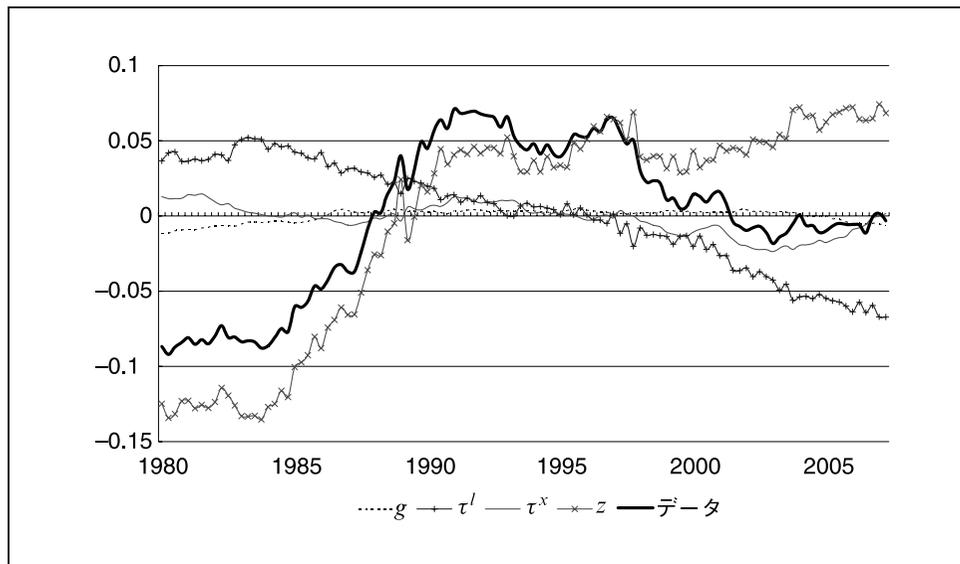
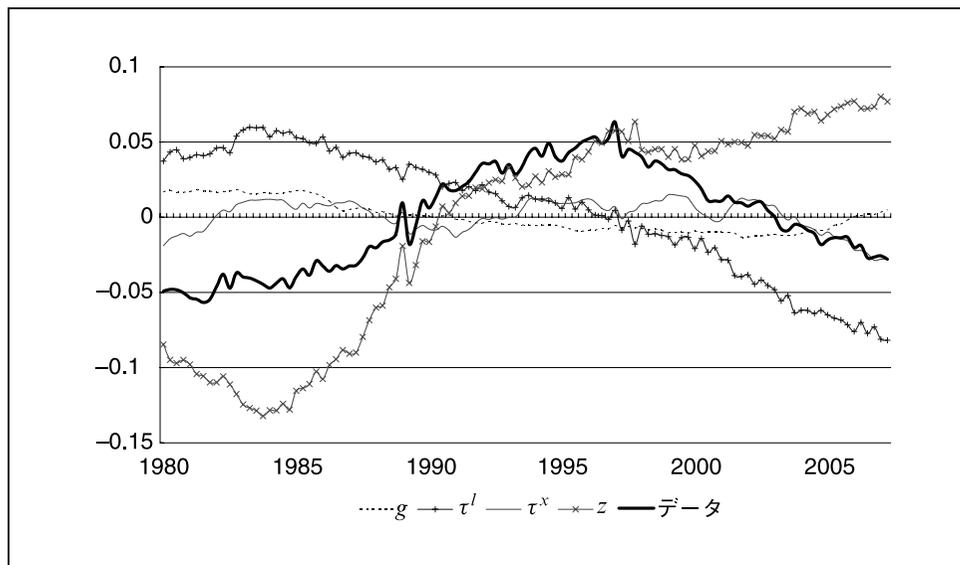


図3 (2) BCA シミュレーションの結果 (消費)



したもの (理論値) で、基本的な RBC モデルの表 4 に対応する。労働ウェッジを含めることによって、消費や労働の変動が増え、データと非常に近くなったほか、生産と消費や労働との相関が弱まっている。これは、労働ウェッジが余暇と消費の相対価格に直接影響を与えることによって、消費と労働の変動を大きくし、また、消費や労働と生産性との相関を低くしていることが寄与している。しかし、労働が景気に先んじている状況は説明できていない。

図3 (3) BCA シミュレーションの結果 (労働)

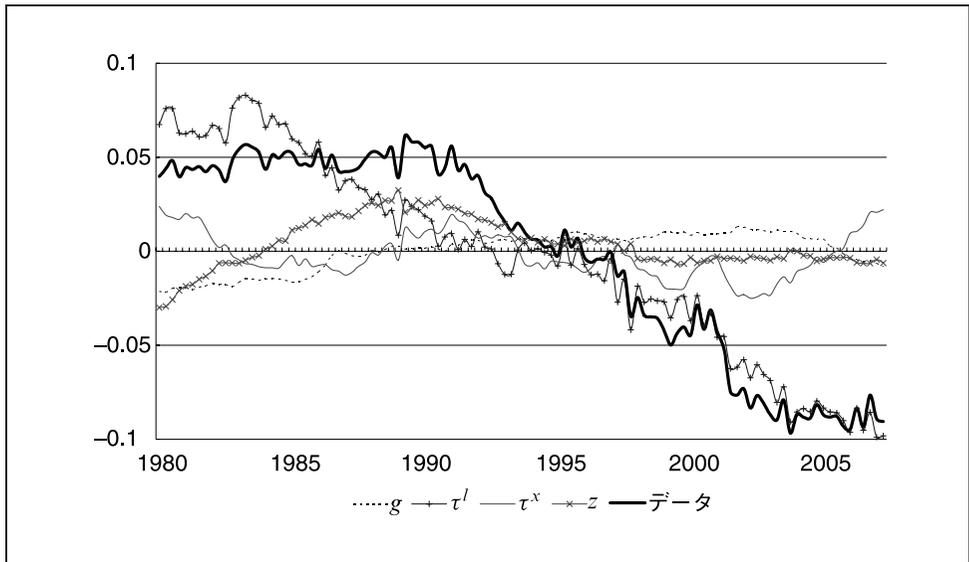
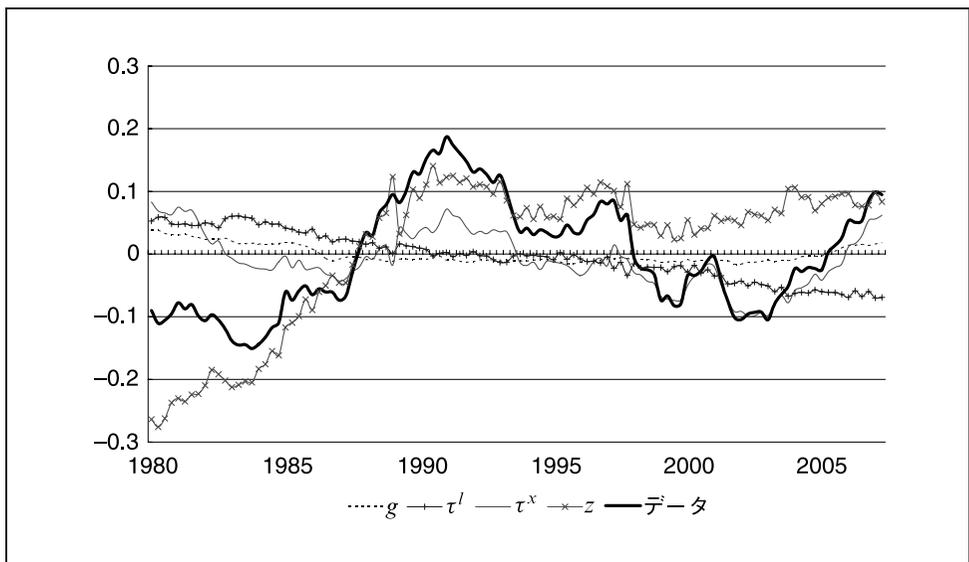


図3 (4) BCA シミュレーションの結果 (投資)



これに対し、表7は、実際に観測された TFP と労働ウェッジを用いたシミュレーションの結果を HP フィルタにかけたもの (実際値) を示している。これより、BCA モデルを用いれば、TFP と労働ウェッジの観測値が、労働が景気に先んじている状況を説明できることがわかる。労働ウェッジは TFP と正の相関を持つが、当期の変

表 6 BCA モデル：TFP と労働ウェッジ（理論値）

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	1.14%	1.00	-0.01	0.11	0.27	0.47	0.71	1.00	0.71	0.47	0.27	0.11	-0.01
消費	0.62%	0.54	-0.08	0.01	0.12	0.26	0.43	0.65	0.53	0.41	0.30	0.21	0.12
投資	3.30%	2.89	0.02	0.13	0.28	0.46	0.69	0.96	0.65	0.40	0.21	0.06	-0.06
労働	0.93%	0.82	0.08	0.12	0.18	0.25	0.34	0.45	0.23	0.07	-0.04	-0.12	-0.17
資本	0.32%	0.28	-0.45	-0.40	-0.31	-0.18	0.02	0.29	0.47	0.57	0.61	0.61	0.58
TFP	1.01%	0.89	0.02	0.13	0.27	0.44	0.65	0.90	0.64	0.42	0.24	0.10	-0.01

表 7 BCA モデル：TFP と労働ウェッジ（実際値）

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	0.78%	1.00	0.11	0.23	0.42	0.45	0.61	1.00	0.61	0.45	0.42	0.23	0.11
消費	0.54%	0.70	0.05	0.17	0.38	0.43	0.60	0.95	0.63	0.49	0.48	0.31	0.21
投資	1.69%	2.18	0.14	0.25	0.43	0.44	0.59	0.98	0.57	0.41	0.37	0.17	0.05
労働	0.60%	0.77	0.06	0.09	0.14	0.13	0.14	0.03	-0.06	-0.14	-0.16	-0.19	-0.16
資本	0.23%	0.29	-0.25	-0.20	-0.12	-0.03	0.05	0.18	0.38	0.50	0.57	0.64	0.65
TFP	0.78%	1.00	0.01	0.10	0.27	0.30	0.46	0.90	0.57	0.47	0.47	0.32	0.21

数同士の相関より、1年前の労働ウェッジと当期の TFP の相関の方が強い⁴²という、(8') 式によって定義される理論値には反映されない関係性があることが、この結果につながっている。

上記の分析から明らかのように、日本経済の景気循環を説明するうえでは、労働ウェッジと TFP が重要であることがわかる。この結果は、分析手法の異なる Kobayashi and Inaba [2006a] と整合的である⁴³一方で、分析手法が同様である Chakraborty [2005] の、「投資ウェッジが日本の景気循環にとって重要である」という結論と異なる。これは、Kobayashi and Inaba [2006a] が指摘するように、Chakraborty [2005] の結論がデータ作成上の違いから起因していると推測することができる⁴⁴。ただし、本稿の結果は、直ちに投資・金融市場における問題が日本のバブルや不況と無関係であったということの意味するわけではない。Christiano and Davis [2006] が指摘するように、それぞれのウェッジは互いに相関しあっているため、投資ウェッジに対するショックが TFP や労働ウェッジの変化を生んでいる可能性があるからである。当分析によって明らかになったことは、もし金融市場における不完全性や銀行問題が日本のバブ

42 HP フィルタによるトレンド除去済みの相関は、以下のとおりである。

$$\text{corr}(\tau_t^l, z_t) = 0.16, \quad \text{corr}(\tau_{t-4}^l, z_t) = 0.24.$$

43 Inaba [2007] は Parameterized Expectation Algorithm を用いた非線形確率的動学モデルのもとでも、Kobayashi and Inaba [2006a] の結論が成立することを示している。

44 例えば、Chakraborty [2005] は、経常収支を消費に含むが、本稿では投資に含む。また、彼女が生産の平均成長率をトレンドとおくのに対し、本稿では TFP の平均成長率からトレンドを換算している。

ルと不況の原因であるならば、それは TFP と労働ウェッジの変化を生じさせているはずだということである。

6. 開放経済モデル

本節では、日米間の景気循環の相関に着目する。RBC モデルを開放経済モデルに拡張することによって、閉鎖経済モデルで説明できた日本国内の景気循環のパターンのいくつかの説明できなくなることも示す。このような開放経済モデルに内在する問題点をも議論しながら、日米の景気循環を RBC モデルの視点から考察してみたい。

(1) 日米国際景気循環

一般的に、先進国間の景気循環は正の相関を持っているとされている⁴⁵。ところが、近年の日米間においては、この関係は成立していない。図 4 は日米における HP フィルタ済み 1 人当たり GNP をプロットしたものである。この図をみる限りでは、両国間に明確な相関はみられない。むしろ 1990 年代においては、逆相関がみられる。本節では、従来の国際 RBC モデルを用いて、この時期の両国間のマクロ変数の相関を検証する。

表 8 は、1980 年の第 1 四半期から 2007 年の第 2 四半期までの日米におけるマクロ経済変数の相関を示している。本節で扱うデータは、国際貿易を含むモデルに対応するために、前節のデータ加工方式から何点か修正する必要がある。まず、生産は GNP ではなく、GDP とストックから得られるフロー所得の和として定義する。したがって、「生産」は前節の生産から要素所得純受取りを差し引いたものとなる⁴⁶。「投資」は前節の投資から経常収支を差し引いたもの、また、「資本」は前節の資本から海外資本ストックを差し引いたものとして表現される。貿易収支は、純輸出の生産比で示される。

生産の相関関係は 1980 年代、1990 年代そして 2000 年以降と正、負、正と符号が変化している。これは、TFP の相関関係の変遷と一致している。貿易収支に関しては、両国以外の国との貿易も含まれているため、完全に逆相関しない。興味深いことに、消費は両国の間で常に負の相関を持っている。本稿で扱う「消費」は、消費支出ではなく、非耐久財・サービス消費、政府消費支出、そしてストックから得られるフローの和であるが、「消費」を非耐久財消費のみに限ったとしてもこの関係は

45 Baxter and Crucini [1995], Backus, Kehoe, and Kydland [1994], Stockman and Tesar [1995], Ambler, Cardia, and Zimmermann [2004] を参照。

46 この調整を行う理由は、以下で用いるモデルにおいて、貿易による国際間の相関を検証するためである。GNP の概念を用いてモデルを組み立てるには、明示的に国際金融取引を定義する必要がある。よく知られているように、GDP と GNP の差は非常に小さい。

図 4 日米の景気循環

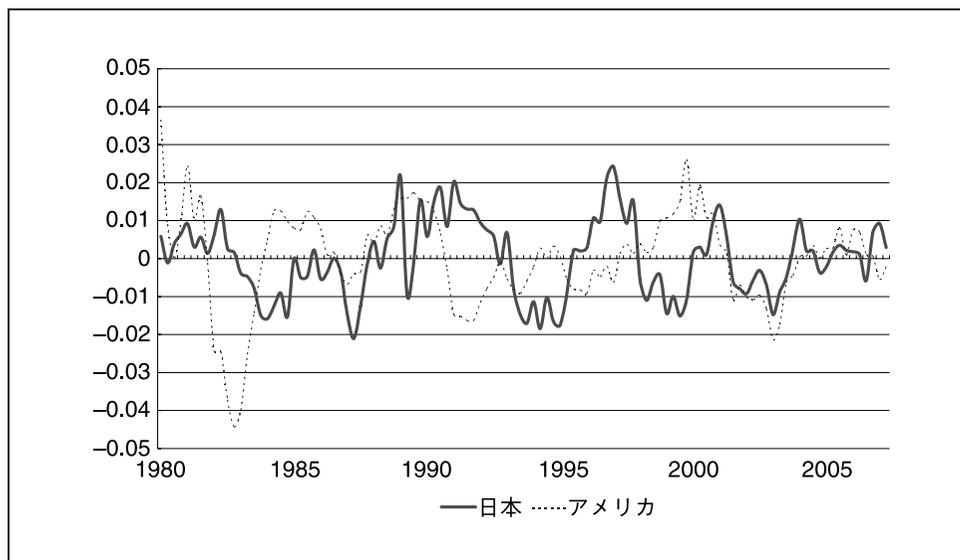


表 8 日米の景気相関

	生産	消費	投資	貿易収支	労働	資本	TFP
1980I~2007IV	0.00	-0.30	0.09	-0.24	0.18	-0.25	-0.06
1980I~1989IV	0.10	-0.28	0.18	-0.23	-0.04	-0.44	0.00
1990I~1999IV	-0.32	-0.37	-0.36	-0.28	-0.08	-0.12	-0.29
2000I~2007IV	0.71	-0.09	0.70	-0.28	0.69	0.59	0.24

変わらない⁴⁷。Ambler, Cardia, and Zimmermann [2004] では、理論的には自由貿易が存在する 2 国間においては、消費変動のリスクヘッジがなされて消費の相関が高いと指摘されている点にかんがみると、この事実は非常に興味深い。以下では、まず、このような標準的結論が得られる 2 国間モデルの概要を示す。

(2) 国際 RBC モデル

本節で扱うモデルは、Baxter and Crucini [1995] によって定式化された 2 国モデルに基づいている。彼らは、2 節のような基本的な RBC モデルを、貿易を通じた 2 国間モデルに拡張した。本節のモデルは、この構造に労働ウェッジと貿易コストを加えている。

両国 ($i = \text{JP, US}$) の代表的家計は、前節と同様に、それぞれの効用最適化問題を解く。このとき、予算制約は以下ようになる。

47 非耐久財・サービス消費の日米相関は、 -0.17 とやや弱くなる。

$$\pi_{i,t} + \pi'_{i,t} + \frac{\hat{w}_{i,t}}{\tau'_{i,t}} l_{i,t} + r_{i,t} \hat{k}_{i,t} + \hat{\tau}_{i,t} = \hat{c}_{i,t} + \hat{x}_{i,t} + \hat{t}b_{i,t} + \Psi \left(\frac{\hat{x}_{i,t}}{\hat{k}_{i,t}} \right).$$

家計にとって貿易収支 $\hat{t}b_{i,t}$ は所与と仮定する。自国は最終財企業のほかに、貿易商を営んでいると仮定し、 $\pi'_{i,t}$ はこの貿易商から得られる利潤となる。また、単純化のために、自国企業は国内の消費者が保有していると仮定する⁴⁸。Φ は投資の調整費用で、開放経済モデルにおいて広く使われており、以下のような関数を仮定する⁴⁹。

$$\Phi \left(\frac{\hat{x}_{i,t}}{\hat{k}_{i,t}} \right) = \frac{\phi}{2} \left(\frac{\hat{x}_{i,t}}{\hat{k}_{i,t}} - (\Gamma - (1 - \delta)) \right)^2.$$

政府は支出を行わず、単に労働所得税を徴収し、所得移転によってそれを家計に払い戻す⁵⁰。したがって、政府の予算制約は以下のような形をとる。

$$\left(1 - \frac{1}{\tau'_{i,t}} \right) \hat{w}_{i,t} l_{i,t} = \hat{\tau}_{i,t}. \quad (18')$$

それぞれの国における企業の問題は、前節と同様の設定となっている。

単純化のために、貿易は両国の貿易商が利潤最大化目的のもとで行っていると想定する⁵¹。貿易商は、両国の財を交換する技術を持っているが、この技術は外生的な貿易ショック ω の影響を受ける。また、貿易に関しては、完全競争が成り立つため、貿易商の利潤最適化問題は、

$$\begin{aligned} \max \pi'_{i,t} &= p_t \hat{t}b_{JP,t}^i + \hat{t}b_{US,t}^i \\ \text{s.t. } \omega_t \hat{t}b_{JP,t}^i + \hat{t}b_{US,t}^i &= 0, \end{aligned}$$

となる。このとき、 $\hat{t}b_{k,t}^i$ は i 国の貿易商が扱う k 国の貿易である。また、 p_t は日本の財の米国の財に対する相対価格であり、両国における消費の限界効用に等しい。したがって、

$$\omega_t = p_t = \frac{u_{c,JP,t}}{u_{c,US,t}}, \quad (19)$$

48 この仮定により、要素所得移転を無視することができる。

49 開放経済モデルにおいて、投資の調整費用を仮定しないと、投資の変動があまりにも激しくなってしまう。これは、貿易収支によって、投資利益を追求する際の資源制約が両国でゆるくなることによる。

50 もちろん前節の (18) 式と同様に政府消費支出を外生変数として定義することもできるが、その景気循環に対する効果は小さい。したがって、単純化のために基本的な RBC モデルと同様に政府支出を消費に含む。

51 Backus, Kehoe, and Kydland [1994] は、両国はそれぞれ自国中間財の生産に特化し、貿易により互いの財を取引するモデルを提示した。Baxter and Crucini [1995] は、両国が金融資産を使って財を取引すると仮定している。本稿では、貿易商を仮定することにより、中間財投入による最終財の生産や金融資産による異時点間取引といったモデルの複雑化を避けている。

が得られる。外生変数 ω は、ウェッジとして捉え、(19) 式から残差として計測される。

この経済における競争均衡は、

- (a). $\{\hat{k}_{i,0}, \hat{w}_{i,t}, r_{i,t}, \tau_{i,t}^l\}$ を所与とし、それぞれの国の家計が最適化する
- (b). $\{\hat{w}_{i,t}, r_{i,t}, z_{i,t}\}$ を所与とし、それぞれの国の最終財企業が最適化する
- (c). $\{p_t, \omega_t\}$ を所与とし、それぞれの国の貿易商が最適化する
- (d). 政府の予算制約 (18') 式が満たされている
- (e). 資源制約: $\hat{y}_{i,t} = \hat{c}_{i,t} + \hat{x}_{i,t} + \hat{t}b_{i,t}$ が満たされている
- (f). 外生変数 $\tilde{s}_t = \{\ln \omega_t, \ln z_{JP,t}, \ln z_{US,t}, \ln \tau_{JP,t}^l, \ln \tau_{US,t}^l\}$ が (14) 式の確率過程に従う

という条件を満たす配分 $\{\hat{c}_{i,t}, l_{i,t}, \hat{k}_{i,t+1}, \hat{y}_{i,t}, \hat{x}_{i,t}, \omega_t, z_{i,t}, \tau_{i,t}^l, p_t, \hat{w}_{i,t}, r_{i,t}\}$ として定義される。

(3) パラメータの計測

単純化のために、外生変数のプロセスを除いて、両国のパラメータはすべて等しいと仮定する。表 9 は本節で用いたパラメータの値を示している。これらは両国のパラメータの平均をとったものである。また、投資の調整費用パラメータ ϕ は、日本における投資の生産に対する相対的変動がデータと等しくなるように選択する。

外生変数 $\tilde{s}_t = \{\tilde{\omega}_t, \tilde{z}_{JP,t}, \tilde{z}_{US,t}, \tilde{\tau}_{JP,t}^l, \tilde{\tau}_{US,t}^l\}$ のプロセス (14) 式は、ベクトル自己回帰推計によって求めることができる。推計によって得られたパラメータの値は以下のとおりである。

$$\Phi = \begin{pmatrix} 0.93 & -0.15 & 0.04 & -0.04 & 0.03 \\ 0.09 & 0.99 & -0.04 & -0.26 & 0.05 \\ 0.02 & 0.00 & 0.88 & -0.09 & 0.03 \\ 0.09 & 0.05 & -0.17 & 0.59 & 0.07 \\ 0.09 & 0.20 & -0.32 & 0.05 & 0.95 \end{pmatrix},$$

$$\mathbf{V} = 1.0E - 06 * \begin{pmatrix} 6.12 & -2.97 & 1.49 & -0.55 & -2.10 \\ -2.97 & 5.29 & -0.69 & 5.23 & 0.25 \\ 1.49 & -0.69 & 1.76 & -1.11 & 0.08 \\ -0.55 & 5.23 & -1.11 & 11.73 & 0.71 \\ -2.10 & 0.25 & 0.08 & 0.71 & 3.61 \end{pmatrix}.$$

表9 パラメータ

	日・米
θ	0.431
n	0.002
γ	0.005
δ	0.017
β	0.988
Ψ	0.271

表10 国際RBCモデル：相関

	生産	消費	投資	貿易収支	労働	資本	TFP
データ	0.00 (1.00)	-0.30 (0.63)	0.09 (0.91)	-0.24 (-0.19)	0.18 (0.45)	-0.25 (0.18)	-0.06 (0.88)
z	-0.37 (1.00)	1.00 (0.63)	-0.38 (0.82)	-1.00 (0.95)	-0.78 (0.98)	-0.36 (-0.04)	-0.06 (0.98)
ω & z	-0.07 (1.00)	-0.62 (0.44)	-0.47 (0.61)	-1.00 (0.50)	-0.73 (0.81)	-0.47 (-0.26)	-0.06 (0.96)
z & τ^l	-0.38 (1.00)	1.00 (0.29)	-0.72 (0.72)	-0.98 (0.79)	-0.47 (0.70)	-0.76 (-0.02)	-0.06 (0.81)
ω & τ^l	-0.13 (1.00)	-0.76 (-0.30)	-0.92 (-0.28)	-1.00 (0.82)	-0.01 (1.00)	-0.97 (0.39)	-0.06 (-0.72)
ω & z & τ^l	0.15 (1.00)	-0.54 (0.68)	-0.76 (0.39)	-0.99 (0.24)	0.33 (0.40)	-0.80 (-0.15)	-0.06 (0.82)

備考： z はTEP、 ω は貿易ショック、 τ^l は労働ウェッジ。()は日本における生産とそれぞれの変数の同時点相関。

(4) シミュレーション

上記のパラメータの値を所与として、4節(2)と同様に行動決定ルールを求めることができる。本節で扱う内生的状態変数と外生変数は、 $\tilde{\mathbf{k}}_t = \{\tilde{\mathbf{k}}_{JP,t}, \tilde{\mathbf{k}}_{US,t}\}$ と $\tilde{\mathbf{s}}_t = \{\tilde{\omega}_t, \tilde{z}_{JP,t}, \tilde{z}_{US,t}, \tilde{\tau}_{JP,t}^l, \tilde{\tau}_{US,t}^l\}$ というベクトルで表現される。

前節と同様に、シミュレーションとして、 $\tilde{\mathbf{s}}_t$ の観測値と行動決定ルールから、内生変数の変動を計算する。表10は、両国のTFPのみを仮定したケース、両国のTFPと貿易ショックを仮定したケース、両国のTFPと労働ウェッジを仮定したケース、両国の貿易ショックと労働ウェッジを仮定したケース、そしてすべてのショックを仮定したケースのシミュレーションを行った後、HPフィルタでトレンドを除去した日米両国の変数の相関を示している。また、括弧内は、日本における生産とそれぞれの変数の同時点相関を表す。

まず、両国のTFPだけのケース(z)における両国の相関をみると、データに反して、消費は正の完全相関、投資と労働は負の相関を持つ。消費に関しては、(19)式より明らかのように、貿易ショックがないと、両国の消費の限界効用が等しくなるため、両国で完全相関する。これは、両国間の貿易コストがない状態なので、両国の効用最大化のために、貿易を利用して2国間で消費を平準化させるのが最適であることによる。投資と労働に関しては、相対的に生産性の高い国に生産要素が集中

表 11 国際 RBC モデル：TFP と労働ウェッジ（実際値）

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	1.12%	1.00	0.05	0.20	0.44	0.53	0.70	1.00	0.70	0.53	0.44	0.20	0.05
消費	0.36%	0.41	0.11	0.10	0.16	0.15	0.20	0.29	0.13	0.04	0.03	-0.04	-0.09
投資	2.72%	3.11	0.02	0.16	0.32	0.41	0.51	0.72	0.58	0.48	0.38	0.19	0.07
貿易収支	0.62%	0.71	0.01	0.12	0.32	0.39	0.54	0.79	0.52	0.38	0.33	0.15	0.04
労働	1.11%	1.27	0.11	0.27	0.42	0.49	0.59	0.70	0.49	0.35	0.26	0.07	-0.03
資本	0.27%	0.31	-0.43	-0.41	-0.35	-0.26	-0.15	-0.02	0.15	0.28	0.39	0.48	0.52
TFP	0.84%	0.96	0.04	0.12	0.32	0.38	0.51	0.81	0.54	0.41	0.34	0.15	0.02

表 12 国際 RBC モデル：すべてのショック（実際値）

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	0.88%	1.00	-0.01	0.15	0.39	0.48	0.67	1.00	0.67	0.48	0.39	0.15	-0.01
消費	0.58%	0.66	-0.06	0.06	0.28	0.33	0.44	0.68	0.52	0.38	0.34	0.22	0.15
投資	3.02%	3.45	-0.11	-0.02	0.10	0.14	0.22	0.39	0.33	0.28	0.24	0.14	0.11
貿易収支	1.08%	1.23	0.11	0.11	0.13	0.16	0.20	0.24	0.10	0.03	0.00	-0.07	-0.15
労働	0.88%	1.01	0.20	0.31	0.37	0.40	0.45	0.40	0.20	0.08	-0.01	-0.18	-0.25
資本	0.30%	0.35	-0.26	-0.28	-0.28	-0.25	-0.21	-0.15	-0.05	0.03	0.09	0.16	0.19
TFP	0.84%	0.96	-0.09	0.02	0.23	0.30	0.46	0.82	0.58	0.45	0.39	0.23	0.11

するため、両国間で逆相関してしまう。しかし、日本国内をみると、貿易収支以外は基本的な RBC モデルと同様に当てはまりがよい。

次に、両国の TFP に貿易ショックと労働ウェッジを加えることで、それぞれの効果を考察する。両国の TFP に貿易ショックを加える (ω & z) と両国間の消費の相関が、両国の労働ウェッジを加える (z & τ^l) と両国間の労働の逆相関がそれぞれ弱くなる。一方で、貿易ショックと労働ウェッジだけを用いる (ω & τ^l) と、日本国内で消費と投資が生産と負の相関を持つことがわかる。3種類のショックを用いる (ω & z & τ^l) と、生産、消費、労働の2国間の相関は説明できるが、投資（したがって資本ストック）と貿易収支の動きを説明することはできない⁵²。これは、国内の景気循環にはあまり重要ではなかった投資ウェッジが⁵³、国際間の資本移動に関して重要な影響を及ぼしていることを示唆している。

最後に、TFP と労働ウェッジを用いた国際 RBC モデルによる HP フィルタ済みシミュレーション結果を表 11 と表 12 で示した。これは、表 7 と同じように、実際に観測された外生変数の値を用いたシミュレーションの結果（実際値）である。

52 モデルにおいて、投資と生産の相関が低すぎる問題と貿易収支が生産と正の相関を持ってしまう問題は表裏一体である。つまり、日本において貯蓄（生産 - 消費）が上昇したときに投資の上昇が小さいと、貿易収支が上昇する。

53 前節と同様に、2 国に関する景気循環会計を行って投資ウェッジを定義することができる。本稿では計算の単純化のため、直接観測可能な 3 種類の外生変数のみを扱う。投資ウェッジを含めた分析は、今後の研究課題として残すこととする。

表 11 は、両国の TFP と労働ウェッジを用いたシミュレーションの結果を示している。明らかに、閉鎖経済のときに比べ、消費平準化が強く、逆に、労働の変動が大きすぎるのがわかる。また、労働が景気を先行する状況が説明できていないのか、消費の変動が小さいため、貿易収支が生産と正の相関を持ってしまっている。

表 12 は、3 種類のショックをすべて用いたシミュレーション結果である。前のケースに比べ、消費と労働の結果が改善していることがわかる。これは、貿易ショックが消費の限界効用に影響を与え、所得効果を通じて労働にも影響を与えることによって説明される。結果として、労働が景気を先行する状況が説明できることとなる。

以上のように、開放経済モデルも、閉鎖経済モデルと同様、国内の景気循環を概ね説明できることがわかる。しかし、投資と貿易収支に関しては、上述のとおり、閉鎖経済モデルとは異なる説明が必要となっている。この結果から、閉鎖経済と同様に、開放経済においても TFP と労働ウェッジが日本経済の景気循環を説明するのに重要であるほか、同時に、これらに加え、貿易ショックが大切な役割を果たしていることがわかる。

7. 結論

本稿の主旨は、近年の日本経済の景気循環を、RBC モデルを用いて分析することにある。本稿の分析より、TFP と労働市場における歪みが日本の景気循環を説明するのに重要な役割を果たしていることがわかった。この結果が意味するものは、より現実的なさまざまな設定を含んだ複雑なモデルを構築したとしても、そのモデルが TFP と労働ウェッジの変動を伴っていなければ、日本経済の変動を説明することはできないということである。また、日米間の景気循環の相関関係をモデルによって説明するのが非常に困難であることがわかった。

一般的に、TFP の変動を景気循環の主要因として挙げる RBC モデルは、企業の技術水準の短期的変動という信憑性の低い仮定に依存しているとして批判されることが多い。しかし、5 節で述べたように、TFP は企業の技術水準以外にもさまざまなものを含む。したがって、この時期に日本の TFP と労働ウェッジを変化させた要因を解明することが、バブル経済と 1990 年代不況をより深く理解するために重要であるといえよう。

最後に、TFP と労働ウェッジが共通要因によって変動する例を考えてみる。Kobayashi and Inaba [2006b, 2007⁵⁴] が指摘するように、家計が支出に関する資産制約に直面しているとき、資産価格の上昇（下落）はこの制約を通じて消費と余暇の相対価格の歪みを減少（増加）させる。一方で、生産のための中間財として操業資金を必要とする企業が、担保制約のもとで借入れを行っているとは仮定すると、資産

54 Kobayashi and Inaba [2007] は、連続無限の定常状態が存在する確率動学一般均衡モデルを提唱しており、これは定量分析のための計算方法がまだ確立していない新しい分野である。

価格の上昇（下落）は中間投入財のコストの下落（上昇）を生み、TFPの上昇（下落）をもたらす。したがって、資産価格の変化は、労働ウェッジとTFPを同時に変動させる。今後の課題は、資産価格に影響を与えるショックを動学一般均衡モデルの中で定式化し、定量分析によって、これが、どの程度バブル期と不況期の日本のTFPと労働ウェッジの変動を説明するのに重要かを示すことにあると考えられる。

補論 1. 国民経済統計

表 1、表 2 のデータは、本文内で論じたように、理論と整合的となるために加工されている。以下の表 A-1、表 A-2 は、加工を施す前の日米の国民経済計算データを示している。両国のデータをより詳しくみると、以下の興味深い点に気づく。

まず政府支出に関しては、日本では景気に逆相関するのに対して、米国では順相関している。これは、日本では不景気のときに公共投資を増やす財政政策を行っていたのに対し、米国では戦争に伴う軍需産業に対する特需の効果が表れていると考えられる。

労働に関しては、労働投入量を雇用者数と 1 人当たり平均労働時間に分けると、日本では時間の方が変動は大きい、米国では雇用者数の方が変動は大きい。これは、日本では雇用の調整が **Extensive Margin** ではなく **Intensive Margin** でより大きく行われているのに対し、米国では逆であることを示唆している。また、雇用者数は両国で景気に対してタイム・ラグを持つが、日本のラグが長く、時間は日本では景気に先んじている⁵⁵。

.....
55 時間と雇用者数の非対称性は、Braun, Esteban-Pretel, Okada, and Sudou [2006] で指摘されている。

表 A-1 日本の国民経済計算データ

	標準偏差	国民総生産との相関											
		対 GNP	$x(-5)$	$x(-4)$	$x(-3)$	$x(-2)$	$x(-1)$	x	$x(+1)$	$x(+2)$	$x(+3)$	$x(+4)$	$x(+5)$
国民総生産 (GNP)	1.00%	1.00	0.12	0.27	0.44	0.54	0.71	1.00	0.71	0.54	0.44	0.27	0.12
民間消費	0.78%	0.78	0.14	0.22	0.38	0.31	0.39	0.66	0.38	0.22	0.23	0.09	0.05
耐久消費財	4.84%	4.82	0.28	0.42	0.53	0.53	0.59	0.64	0.48	0.34	0.24	0.01	-0.10
非耐久消費財・サービス	0.62%	0.62	-0.09	-0.04	0.07	-0.01	0.09	0.35	0.22	0.21	0.28	0.25	0.33
民間国内投資	4.88%	4.86	0.14	0.30	0.49	0.64	0.74	0.86	0.73	0.62	0.46	0.26	0.06
固定資本形成	4.07%	4.06	0.15	0.32	0.51	0.64	0.75	0.85	0.73	0.63	0.48	0.28	0.12
住宅	5.61%	5.59	0.35	0.46	0.53	0.51	0.47	0.39	0.25	0.09	-0.04	-0.20	-0.29
非住宅	4.91%	4.89	0.04	0.18	0.36	0.51	0.65	0.79	0.71	0.66	0.54	0.37	0.23
在庫	110.32%	109.90	0.07	0.14	0.24	0.41	0.43	0.54	0.46	0.34	0.25	0.12	-0.11
経常収支	20.59%	20.51	-0.58	-0.58	-0.60	-0.48	-0.35	-0.25	-0.18	-0.05	0.10	0.24	0.31
政府	1.51%	1.50	0.13	0.09	-0.01	-0.12	-0.12	-0.10	-0.20	-0.29	-0.35	-0.28	-0.18
消費	0.94%	0.93	0.07	0.13	0.07	0.06	0.04	-0.01	-0.05	-0.05	-0.15	-0.14	-0.12
投資	3.92%	3.90	0.11	0.02	-0.07	-0.19	-0.18	-0.12	-0.23	-0.33	-0.35	-0.27	-0.15
労働	0.72%	0.72	0.13	0.23	0.32	0.44	0.51	0.40	0.33	0.19	0.10	-0.01	-0.07
雇用者数	0.44%	0.44	-0.37	-0.33	-0.14	0.06	0.24	0.33	0.44	0.49	0.51	0.51	0.41
平均労働時間	0.65%	0.65	0.39	0.47	0.44	0.45	0.41	0.23	0.07	-0.11	-0.23	-0.35	-0.36

表 A-2 米国の国民経済計算データ

	標準偏差	国民総生産との相関											
		対 GNP	$x(-5)$	$x(-4)$	$x(-3)$	$x(-2)$	$x(-1)$	x	$x(+1)$	$x(+2)$	$x(+3)$	$x(+4)$	$x(+5)$
国民総生産 (GNP)	1.28%	1.00	0.01	0.25	0.47	0.68	0.84	1.00	0.84	0.68	0.47	0.25	0.01
民間消費	0.97%	0.76	0.16	0.42	0.58	0.70	0.80	0.83	0.67	0.54	0.38	0.22	0.06
耐久消費財	3.89%	3.04	0.20	0.38	0.53	0.59	0.68	0.75	0.66	0.41	0.29	0.12	-0.01
非耐久消費財・サービス	0.70%	0.55	0.06	0.26	0.46	0.60	0.72	0.84	0.78	0.64	0.50	0.36	0.19
民間国内投資	6.01%	4.70	0.03	0.16	0.30	0.48	0.65	0.81	0.85	0.69	0.46	0.27	0.03
固定資本形成	4.31%	3.37	0.03	0.18	0.36	0.52	0.70	0.85	0.87	0.75	0.61	0.41	0.17
住宅	8.28%	6.48	0.27	0.44	0.60	0.69	0.74	0.74	0.57	0.26	0.02	-0.18	-0.35
非住宅	4.50%	3.52	-0.14	-0.04	0.10	0.27	0.47	0.66	0.78	0.81	0.77	0.64	0.43
在庫	107.18%	83.95	0.10	0.13	0.15	0.28	0.35	0.45	0.47	0.32	0.07	-0.07	-0.23
経常収支	17.57%	13.76	-0.18	-0.23	-0.28	-0.31	-0.39	-0.37	-0.39	-0.28	-0.21	-0.12	-0.05
政府	1.15%	0.90	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.15	0.10	0.11	0.14	0.24	0.27
消費	1.00%	0.78	0.02	0.00	-0.04	-0.07	-0.10	-0.01	-0.02	-0.01	0.01	0.12	0.19
投資	2.83%	2.22	-0.01	0.06	0.12	0.17	0.21	0.37	0.30	0.27	0.31	0.35	0.30
労働	1.33%	1.04	-0.09	0.12	0.33	0.53	0.73	0.88	0.87	0.79	0.66	0.47	0.28
雇用者数	1.11%	0.87	-0.16	0.03	0.23	0.43	0.64	0.82	0.87	0.84	0.76	0.61	0.42
平均労働時間	0.36%	0.28	0.17	0.34	0.48	0.61	0.71	0.71	0.52	0.29	0.10	-0.13	-0.29

補論 2. 資本ストック推計

本稿では、固定資本財ごとに一定の資本減耗率を仮定し、投資データをもとに PIM (Perpetual Inventory Method) によって、固定資本ストックを推計している。

まず、住宅資本ストック、非住宅民間資本ストック、耐久消費財ストックの 3 財に関して、1980 年の第 1 四半期初のストック量をもとに、資本蓄積式

$$X_{j,t} = K_{j,t+1} - (1 - \delta_j) K_{j,t},$$

と投資データを用いて毎期の資本財ごとの資本ストック量を計算し、2006 年の第 4 四半期の資本ストックの値がデータと一致するような資本減耗率 δ_j を求める⁵⁶。さらに、海外資本と在庫ストックに関しては、基準年の資本ストック量をもとに、経常収支あるいは在庫変化分データを用いて、各年のストック量を計算する⁵⁷。

耐久消費財サービス・フロー Y_D および政府資本ストック・サービス・フロー Y_G は、おのおのの資本ストックから得られる利子収入と固定資本消費からなり、以下の式で定義される。

$$Y_D = (i + \delta_D) K_D, \quad Y_G = (i + \delta_G) K_G.$$

このとき利子率 i は、上で計算された資本所得と民間資本ストックから、同様の式

$$Y_{KP} = (i + \delta_{KP}) K_P,$$

によって求める。

56 日本の場合は、Hayashi and Prescott [2002] のデータから、1980 年の第 1 四半期初と 1999 年の第 1 四半期初のデータを用いる。

57 海外資本ストックに関しては、日本は 1999 年初を基準とした。また、米国は、Hayashi and Prescott [2002] に倣って、1989 年の要素所得移転をもとに 1989 年第 1 四半期初のストック額を計算した。在庫ストックに関しては、日本は 1999 年第 1 四半期、米国は 2001 年第 1 四半期を基準期とする。日本はデータが 1999 年までしかないため、米国は名目データしかないので基準年末の 2000 年の名目ストック額を 2001 年第 1 四半期初のストック額とする。

補論 3. 競争均衡

社会計画者の問題の解はいうまでもなくパレート最適である。厚生経済学の第 1 基本定理によると、完全市場のもとで、市場経済において達成される競争均衡はパレート最適である。以下では、完全競争市場経済における競争均衡が、社会計画者の問題の解に一致することを示す。

まず、家計と企業からなる市場経済を定義する。家計は企業に労働と資本を提供し、その対価として所得を得て、その所得を用いて消費と投資を行い、効用最大化を目指す。企業は家計から労働と資本を借りて生産を行い、最終財を販売することで利潤最大化を目指す。また、企業は家計が保有している⁵⁸。このとき、家計の効関数と生産者の生産関数は、社会計画者の問題のものと同一である。

したがって、家計の効用最大化問題は、

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\Psi \log(\hat{c}_t) + (1 - \Psi) \log(1 - l_t)]$$

$$\text{s.t. } \pi_t + \hat{w}_t l_t + r_t \hat{k}_t = \hat{c}_t + \hat{x}_t,$$

$$\hat{x}_t = (1 + n)(1 + \gamma)\hat{k}_{t+1} - (1 - \delta)\hat{k}_t,$$

となる。企業の利潤最大化問題は、

$$\max \pi_t = z_t \hat{k}_t^\theta l_t^{1-\theta} - \hat{w}_t l_t - r_t \hat{k}_t,$$

となる。

このとき、競争均衡は、

- (a). $\{\hat{k}_0, \hat{w}_t, r_t\}$ を所与とし、家計が最適化する
- (b). $\{\hat{w}_t, r_t, z_t\}$ を所与とし、企業が最適化する
- (c). 資源制約 (4) 式が満たされている
- (d). 外生変数が (7) 式の確率過程に従う

という条件を満たす配分 $\{\hat{c}_t, l_t, \hat{k}_{t+1}, \hat{y}_t, \hat{x}_t, z_t, \hat{w}_t, r_t\}$ として定義される。

消費者の 1 階の条件

$$\frac{1 - \Psi}{1 - l_t} = \frac{\Psi}{\hat{c}_t} \hat{w}_t,$$

$$\frac{1}{\hat{c}_t} (1 + n)(1 + \gamma) = \beta E_t \left[\frac{1}{\hat{c}_{t+1}} (r_{t+1} + 1 - \delta) \right],$$

58 ただし、企業利潤は常にゼロとなる。

と、生産者の1階の条件

$$\hat{w}_t = (1 - \theta) \frac{\hat{y}_t}{l_t}, \quad r_t = \theta \frac{\hat{y}_t}{\hat{k}_t},$$

を組み合わせると、社会計画者の問題の1階の条件(8)、(9)式が導出される。また、競争市場における利潤ゼロ条件と消費者の予算制約を組み合わせると、資源制約(4)式が得られる。したがって、競争均衡と社会計画者の解は一致する。

補論 4. 線形近似

以下は基本的な RBC モデルの均衡条件の線形近似式である。単純化のために 2 次以上の項は無視する。したがって、(9) 式のように期待変数を含む式を簡略化ができる。

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = \frac{c}{y} \tilde{\mathbf{c}}_t + \frac{x}{y} \tilde{\mathbf{x}}_t, \quad (\text{A-1})$$

$$\frac{x}{k} \tilde{\mathbf{x}}_t = (1+n)(1+\gamma)\tilde{\mathbf{k}}_{t+1} - (1-\delta)\tilde{\mathbf{k}}_t, \quad (\text{A-2})$$

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = \tilde{\mathbf{z}}_t + \theta\tilde{\mathbf{k}}_t + (1-\theta)\tilde{\mathbf{l}}_t, \quad (\text{A-3})$$

$$\tilde{\mathbf{z}}_t = \rho_z \tilde{\mathbf{z}}_{t-1} + \varepsilon_{zt}, \quad \varepsilon_{zt} \sim N(0, \sigma_z^2), \quad (\text{A-4})$$

$$\tilde{\mathbf{y}}_t = \tilde{\mathbf{c}}_t + \frac{1}{1-l} \tilde{\mathbf{l}}_t, \quad (\text{A-5})$$

$$E_t \tilde{\mathbf{c}}_{t+1} = \tilde{\mathbf{c}}_t + \frac{\beta\theta}{(1+n)(1+\gamma)} \frac{y}{k} (E_t \tilde{\mathbf{y}}_{t+1} - E_t \tilde{\mathbf{k}}_{t+1}). \quad (\text{A-6})$$

補論 5. 補足データ

表 A-3 は、BCA モデル用のデータである。本文中のシミュレーション結果は政府消費の欄がないが、これは、両シミュレーションにおいて、政府支出の変動をゼロとされているからである。なお、「消費」には政府支出が含まれないので、表 2 とは「消費」の定義が異なる。

表 A-4 は、国際 RBC モデル用のデータである。本文中で述べているように、表 2 とは「生産」「投資」、そして「資本」の定義が異なる。また、「資本」と資本シェアが異なるので、「TFP」の計測値も表 2 とは異なる。

表 A-3 日本の景気循環データ (BCA モデル用)

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	0.87%	1.00	0.12	0.28	0.45	0.55	0.72	1.00	0.72	0.55	0.45	0.28	0.12
消費	0.51%	0.58	0.00	0.04	0.19	0.11	0.17	0.49	0.24	0.14	0.21	0.16	0.16
投資	2.93%	3.36	0.06	0.24	0.42	0.58	0.73	0.91	0.73	0.57	0.43	0.24	0.07
政府支出	0.94%	1.07	0.09	0.15	0.09	0.06	0.04	-0.01	-0.05	-0.06	-0.16	-0.15	-0.13
労働	0.72%	0.83	0.15	0.24	0.32	0.44	0.51	0.39	0.32	0.19	0.09	-0.01	-0.08
資本	0.40%	0.46	-0.53	-0.49	-0.40	-0.28	-0.14	0.02	0.21	0.34	0.44	0.54	0.58
TFP	0.82%	0.94	0.17	0.28	0.41	0.44	0.55	0.87	0.57	0.43	0.34	0.19	0.04

表 A-4 日本の景気循環データ (国際 RBC モデル用)

x	標準偏差	対生産	生産との相関										
			x(-5)	x(-4)	x(-3)	x(-2)	x(-1)	x	x(+1)	x(+2)	x(+3)	x(+4)	x(+5)
生産	0.96%	1.00	0.07	0.24	0.46	0.61	0.78	1.00	0.78	0.61	0.46	0.24	0.07
消費	0.55%	0.57	0.19	0.28	0.43	0.39	0.45	0.63	0.36	0.23	0.21	0.08	0.02
投資	3.33%	3.45	0.19	0.33	0.50	0.65	0.78	0.91	0.75	0.58	0.39	0.17	-0.04
政府支出	0.33%	0.34	-0.55	-0.52	-0.51	-0.40	-0.28	-0.19	-0.11	-0.05	0.03	0.10	0.21
労働	0.72%	0.75	0.16	0.28	0.36	0.46	0.54	0.45	0.39	0.26	0.14	-0.01	-0.11
資本	0.46%	0.48	-0.45	-0.38	-0.27	-0.14	0.02	0.18	0.38	0.52	0.63	0.70	0.71
TFP	0.84%	0.87	0.11	0.23	0.42	0.50	0.63	0.88	0.62	0.45	0.31	0.12	-0.03

参考文献

- クリスチアーノ、ローレンス・藤原一平、「バブル、過剰投資、時短、失われた10年」、日本銀行ワーキング・ペーパー No. 06-J-08、日本銀行、2006年
- 齋藤雅士・福永一郎、「資産価格と金融政策：動学的一般均衡モデルによる分析と展望」、IMES ディスカッション・ペーパー No. 07-J-21、日本銀行金融研究所、2007年
- Ambler, Steve, Emanuela Cardia, and Christian Zimmermann, “International business cycles: What are the facts?” *Journal of Monetary Economics*, 51 (2), 2004, pp. 257–276.
- Backus, David K., Patrick J. Kehoe, and Finn E. Kydland, “Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?” *American Economic Review*, 84 (1), 1994, pp. 84–103.
- Baxter, Marianne, and Mario J. Crucini, “Business Cycles and the Asset Structure of Foreign Trade,” *International Economic Review*, 36 (4), 1995, pp. 821–854.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in John B. Taylor and Michael Woodford, eds. *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1C, Amsterdam: North-Holland, 1999, pp. 1341–1393.
- Braun, Richard A., “Tax Disturbances and Real Economic Activity in the Postwar United States,” *Journal of Monetary Economics*, 33 (3), 1994, pp. 441–462.
- , Julen Esteban-Pretel, Toshihiro Okada, and Nao Sudou, “A Comparison of the Japanese and U.S. Business Cycles,” *Japan and the World Economy*, 18 (4), 2006, pp. 441–463.
- , Daisuke Ikeda, and Douglas H. Joines, “The Saving Rate in Japan: Why It Has Fallen and Why It Will Remain Low,” mimeo, 2006.
- , Toshihiro Okada, and Nao Sudou, “U.S. R & D and Japanese Medium Term Cycles,” Bank of Japan Working Paper Series No. 06-E-6, Bank of Japan, 2006.
- Burnside, Craig, Martin Eichenbaum, and Sergio Rebelo, “Labor Hoarding and the Business Cycle,” *Journal of Political Economy*, 101 (2), 1993, pp. 245–273.
- Carlstrom, Charles T., and Timothy S. Fuerst, “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis,” *American Economic Review*, 87 (5), 1997, pp. 893–910.
- Cass, David, “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation,” *Review of Economic Studies*, 32 (3), 1965, pp. 233–240.
- Chakraborty, Suparna, “Business Cycle in a Neoclassical Growth Model: How Important are Productivity Shocks as a Propagation Mechanism?” mimeo, 2005.
- Chari, V. V., Patrick J. Kehoe, and Ellen R. McGrattan, “Business Cycle Accounting,” *Econometrica*, 75 (3), 2007, pp. 781–836.

- Christiano, Lawrence J., and Joshua M. Davis, “Two Flaws in Business Cycle Accounting,” NBER Working Paper No. 12647, National Bureau of Economic Research, 2006.
- , and Martin Eichenbaum, “Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations,” *American Economic Review*, 82 (3), 1992, pp. 430–450.
- Cole, Harold L., and Lee E. Ohanian, “The Great Depression in the United States From a Neoclassical Perspective,” *Quarterly Review*, 23, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1999, pp. 2–24.
- , and ———, “The U.S. and U.K. Great Depressions through the Lens of Neoclassical Growth Theory,” *American Economic Review*, 92 (2), 2002, pp. 28–32.
- Cooley, Thomas F., and Gary D. Hansen, “The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model,” *American Economic Review*, 79 (4), 1989, pp. 733–748.
- , and Edward C. Prescott, “Economic Growth and Business Cycles,” in Thomas F. Cooley, ed. *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, 1995, pp. 1–38.
- Correia, Isabel, Joao C. Neves, and Sergio Rebelo, “Business cycles in a small open economy,” *European Economic Review*, 39 (6), 1995, pp. 1089–1113.
- Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz, and Gregory W. Huffman, “Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle,” *American Economic Review*, 78 (3), 1988, pp. 402–417.
- Hansen, Gary D., “Indivisible labor and the business cycle,” *Journal of Monetary Economics*, 16 (3), 1985, pp. 309–327.
- Hayashi, Fumio, and Edward C. Prescott, “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics*, 5 (1), 2002, pp. 206–235.
- Inaba, Masaru, “Business cycle accounting for the Japanese economy using parameterized expectations algorithm,” RIETI Discussion Paper No. 07-E-061, Research Institute of Economy, Trade and Industry, 2007.
- King, Robert G., and Sergio T. Rebelo, “Resuscitating real business cycles,” in John B. Taylor & Michael Woodford, eds. *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1B, Amsterdam: North-Holland, 1999, pp. 927–1007.
- Kobayashi, Keiichiro, and Masaru Inaba, “Business cycle accounting for the Japanese economy,” *Japan and the World Economy*, 18 (4), 2006a, pp. 418–440.
- , and ———, “Borrowing Constraints and Protracted Recessions,” RIETI Discussion Paper No. 06-E-011, Research Institute of Economy, Trade and Industry, 2006b.
- , and ———, “Debt-Ridden Equilibria—A Simple Theory of Great Depressions,” RIETI Discussion Paper No. 07-E-025, Research Institute of Economy, Trade and Industry, 2007.

- Koopmans, Tjalling C., "On the Concept of Economic Growth," in *Study Week of the Econometric Approach to Development Planning*, Amsterdam: North-Holland, 1965, pp. 225–300.
- Kydland, Finn, and Edward C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, 50 (6), 1982, pp. 1345–1370.
- McGrattan, Ellen R., "The Macroeconomic Effects of Distortionary Taxation," *Journal of Monetary Economics*, 33 (3), 1994, pp. 573–601.
- Mendoza, Enrique G., "Real Business Cycles in a Small Open Economy," *American Economic Review*, 81 (4), 1991, pp. 797–818.
- Ohanian, Lee E., "The Macroeconomic Effects of War Finance in the United States: World War II and the Korean War," *American Economic Review*, 87 (1), 1997, pp. 23–40.
- , "Why Did Productivity Fall So Much during the Great Depression?" *American Economic Review*, 91 (2), 2001, pp. 34–38.
- Otsu, Keisuke, "A Neoclassical Analysis of the Korean Crisis," *Review of Economic Dynamics*, 11 (2), 2008, pp. 449–471.
- , "A Neoclassical Analysis of the Postwar Japanese Economy," IMES Discussion Paper No. 07-E-1, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2007.
- Perron, Pierre, and Tomoyoshi Yabu, "Testing for Shifts in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component," *Journal of Business and Economic Statistics*, 2005 (forthcoming).
- Rebelo, Sergio, "Real Business Cycle Models: Past, Present and Future," *Scandinavian Journal of Economics*, 107 (2), 2005, pp. 217–238.
- Rogerson, Richard, "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium," *Journal of Monetary Economics*, 21 (1), 1988, pp. 3–16.
- Stockman, Alan C., and Linda L. Tesar, "Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements," *American Economic Review*, 85 (1), 1995, pp. 168–185.
- Uhlig, Harald, "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily," in Ramon Marimon and Andrew Scott eds. *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Oxford University Press, 1999, pp. 30–61.