

論 文

景気変動が賃金格差に与える影響

佐々木 勝・宮本 弘暁**

<要旨>

本研究の目的は、日本の労働市場における景気変動と賃金格差の関係を検証することである。まずは、日本の労働市場の動向を捉えている集計データ（賃金構造基本統計調査と毎月勤労統計調査）から景気変動と就業形態間（一般労働者とパートタイム労働者）の賃金格差の関係を時系列に確認する。そして、データで確認できた循環的な特性を描写するモデルを構築し、日本の労働市場のファクトと整合的になるようにカリブレートする。2セクターからなる労働市場を前提とした確率的サーチ・マッチングモデルにオン・ザ・ジョブ・サーチ（On-the-job search）を導入することでパートタイム労働者から一般労働者への転職を可能にしたモデルを採用した。シミュレーションの結果、一般労働者とパートタイム労働者間の賃金格差は「循環的」な動きをし、景気回復時には賃金格差が拡大し、景気後退期には賃金格差は縮小することがわかった。

JEL Classification Number : E24, E32, J31, J64

Key Words : 景気変動、賃金格差、サーチ・マッチングモデル

**佐々木 勝：大阪大学大学院経済学研究科教授、宮本 弘暁：東京大学公共政策大学院特任准教授

Business Cycle and Wage Dispersion

By Masaru SASAKI and Hiroaki MIYAMOTO

Abstract

This paper examines wage differentials across workers over business cycles in the Japanese labor market. First of all, we overview time trends and validities in variables relating to the Japanese labor market such as unemployment rates and wage differentials between full-time and part-time workers, using two aggregate Japanese data (Basic Survey on Wage Structure (BSWS) and Monthly Labour Survey). Secondly, we develop a stochastic search and matching model with two sectors each for full-time and part-time workers. We also incorporate on-the-job search into the model, which implies that part-time workers are allowed to move to the full-time job sector. Model parameters are calibrated to match certain facts of the Japanese labor market. Our model successfully replicates cyclical fluctuations in the wage differential between full-time and part-time workers. Furthermore, we find that the wage differential widens in the stage of an economic recovery, but on the other hand, that the wage differential is reduced in the stage of an economic slowdown. These results are consistent with the fact observed from the Monthly Labour Survey.

JEL Classification Number: E24, E32, J31, J64

Key Words: Business Cycle, Wage Dispersion, Search and Matching Model

1. はじめに

安倍政権発足後、「大胆な金融政策」、「機動的な財政政策」そして「民間投資を喚起する成長戦略」というアベノミクスの3本の矢により、株価は一時2万円近くまで上昇し、景気は緩やかに拡大傾向にあるといえる。また労働市場に目を向けると、完全失業率は一貫して低下傾向にあり、有効求人倍率は上昇傾向にある。賃金に関しても、経団連は安倍政権の賃上げ要請に応え、労働組合が要求するベアアップを容認した。全体的に日本経済が成長することで人々の生活水準は上昇しているといえる。しかし、生活水準の「平均」だけでなく、「分散」にも注意を払う必要がある。すなわち所得格差の問題である。

OECD (2015) のレポートによると、2013 年における日本の所得格差は OECD 加盟国の平均よりも高い。上位 10%の富裕層の平均所得は下位 10%の所得の 9.7 倍になった。所得格差の拡大は最近始まったわけではなく、1980 年代中頃から拡大し続けている。所得格差の拡大傾向は日本だけでなく、多くの OECD 加盟国でも同様にみられる。しかし、OECD (2015) のレポートは、日本の所得再分配レベルが低いことを問題にしており、格差が拡大だけでなく固定化する懸念がある。また、非正規労働者の割合が増加していることが所得格差の拡大に寄与していると主張する。「労働力調査」(総務省)によると非正規労働者の割合は緩やかに増加傾向にあり、2015 年には役員を除く雇用者全体のうち 37.4%を非正規の職員・従業員が占めるようになった。「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)によると、従業員数が 10 人以上の事業所を対象に所定内給与(月額)で算出した賃金水準を正規・非正規労働者で比較した場合、2015 年では非正規労働者の賃金は正規労働者のその 63.9%しかなかった。正規・非正規労働者間の賃金格差を縮小し、「同一労働・同一賃金」を実現するために、政府は非正規労働者の待遇改善に取り組むことを「ニッポン一億総活躍プラン」の原案に取り入れた¹。

資産格差による配当の大小が所得格差をもたらすと考えられるが、やはり大きな要因として賃金格差が直接所得格差に影響する。賃金格差の拡大要因は大きく分けて、構造的なものと景気変動によるものの2つが考えられる。構造的な要因としては、就業形態の多様化(正規・非正規)や転職市場の活性化が挙げられる。転職市場が活性化することで労働者の転職コストが軽減し、企業の独占力(monopsony power)が減少すると、労働者の生産性に差異がないなら労働者間の賃金格差は縮小し、完全競争市場における均衡賃金に収束すると考えられる。Lise et al. (2014) は、1991 年から 2008 年まで、いわゆる「失われた 20 年間」の賃金格差の変遷を賃金構造基本統計調査から観察した。すべての就業者の賃金の分散はこの期間中それほど変動はなかった。しかし、男女別でみると異なる。男性の賃金格差は拡大したが、女性の賃金格差は縮小し、それらが相殺されることで、全体的に賃金格差に変動がなかった。女性の賃金格差が減少した理由の1つは最低賃金の引き上げに

¹ 非正規労働者の待遇改善以外に、長時間労働の削減、高齢者雇用の促進、待機児童対策が「ニッポン一億総活躍プラン」に盛り込まれた。(http://www.kantei.go.jp/jp/headline/ichiokusoukatsuyaku/)

よると主張する研究がある（Kambayashi et al., 2013）。1994 年から 2003 年に間、最低賃金の引き上げは賃金分布の下位において賃金格差の縮小に貢献した。

景気変動による要因は構造的要因と連動する。景気後退期は企業の退出により雇用が喪失され、また求人数が減少し、労働者の転職コストや就職コストが高くなる。そうすると、企業の独占力が高まるので、賃金が全体的に低下する。もし企業の退出の程度がセクターごと、または就業形態ごとに異なるとセクター間や就業形態間の賃金格差が発生する。同様に、景気回復時には企業の参入による雇用創出によって労働者の転職コストが低くなり、全体的に賃金は上昇するが、参入企業の程度がセクターごと、または就業形態ごとに異なると賃金格差が発生する。

本研究は転職市場に着目しながら賃金格差の循環的特性を理論・実証の両面から分析する。まず、集計データを用いて賃金格差の指標を作成し、その景気循環上の動きを分析する。次に、実証分析から明らかになった景気動向と賃金格差の関係をサーチ・マッチングモデルによって理論・数量的に分析する²。

実証分析には、厚生労働省「毎月勤労統計調査」と「賃金構造基本統計調査」の2つの統計から賃金格差の指標として「一般労働者」と「パートタイム労働者」の賃金比率を測る。その後、ホドリック・プレスコットフィルターにより、賃金格差の循環的要素を抽出し、景気循環指標との相関関係をみることで、賃金格差の循環的特性を分析する。毎月勤労統計調査のデータによると、賃金格差は「循環的」(cyclical)であり、景気後退期には賃金格差が縮小し、景気拡大期には賃金格差が拡大するのに対し、賃金構造基本統計調査のデータによると賃金格差は「反循環的」(counter-cyclical)であることが明らかとなった。賃金構造基本統計調査は年次ベースのデータのみであり、時間集計バイアスもあることから、景気循環上の賃金格差を分析するためには毎月勤労統計調査を用いるのが望ましいことが明らかとなった。

次に、賃金格差の循環的特性を理論的に分析するため、仕事に就きながらのサーチ活動（オン・ザ・ジョブ・サーチ）を導入した2セクター確率的サーチ・マッチングモデルを構築する。日本の労働市場を対象としてモデルのパラメータをカリブレーションの方法により設定した後、シミュレーションにより生産性の変化が労働市場変数、とりわけ賃金格差の指標に与える影響を定性的、定量的に分析する。

理論モデルにおいて生産性の変化が労働市場変数に与える影響は実証分析と整合的なものであった。正の生産性ショックは経済全体の生産量を拡大、失業率を低下、賃金格差を拡大することが示された。これは賃金格差が循環的であることを意味している。賃金格差変動に対する転職の役割を分析するため、オン・ザ・ジョブ・サーチを導入しないモデルでも同様のシミュレーションを行った。その結果、オン・ザ・ジョブ・サーチを導入したモデルとは異なり、賃金格差は反循環的な性質を持つことがわかった。これら2つのモデルの比較から、オン・ザ・ジョブ・サーチが賃金格差の循環的特性を捉えるのに重要な

² サーチ・マッチング理論全般に関するサーベイとしては今井他（2007）が詳しい。

役割を果たすことがわかった。

本稿の構成は以下の通りである。次章では2種類の集計データを紹介し、どちらのデータが本研究の分析に適しているかを検討する。第3章では2セクターからなる労働市場を想定した確率的サーチ・マッチングモデルを構築する。第4章ではモデルのパラメータを特定するカリブレーションという作業を行い、そして第5章では生産性に外生的なショックを与えることで賃金格差がどのように変動するのかをシミュレーションし、データと整合的か否かを確認する。本稿の分析では直接扱わないが、重要であると考えられる賃金の硬直性、モデルのパラメータ推定、そして景気変動の指標についての簡単な議論は第6章で行う。第7章は研究のまとめとする。

2. データ

本章では日本における賃金格差の循環的特性を実証的に分析する。賃金の変遷を示す2つのデータを紹介すると同時に、両データのメリットとデメリットを説明する。それを踏まえたうえでどちらのデータが今回の研究に適しているかを判断する。

1つ目のデータは「賃金構造基本統計調査」（賃金センサス）である。賃金構造基本統計調査は、集計データであり、毎年厚生労働省より公表される。抽出方法は、事業所層・労働者層の層化二段抽出法を採用し、都道府県別、産業別、事業所別と幅広く調査を行っている。調査では、賃金に関する「きまって支給する現金給与額」や「超過労働給与額」、そして労働時間に関する「所定内実労働時間数」や「超過労働時間数」だけでなく、労働者の学歴、年齢、役職などの個人属性や事業所の属性も網羅している。ただ、厚生労働省が一般に公表しているのは集計データだけであり、就業形態別、雇用形態別、役職別など各グループの平均給与額や平均労働時間が集計されている³。本研究では、景気変動が労働市場全体に与える影響に焦点に当てるので、個別データではなく、公表されている年次の集計データを使用する⁴。

賃金構造基本統計調査を使う場合、賃金の指標として「きまって支給する現金給与額」から「超過労働給与額」を差し引いた「所定内給与額」を「所定内実労働時間」で割った1時間当たりの所定内給与額、およびボーナスなどの特別給与額を考慮した1時間あたりの賃金を使用する⁵。そして、賃金格差を測るために比較する2グループは就業形態別で分類した「一般労働者」と「短時間労働者」とする。短期労働者は、同じ職場で働く一般労働者よりも1日の所定労働時間が短い、もしくは1週間の所定労働日数が少ない労働者

³ 統計法第33条に基づき、研究のための使用目的に限り賃金構造基本統計調査の個別データを使うことは可能である。厚生労働省に申請し、認可されたら個別データを期限付きで受け取ることができる。

⁴ 年次の集計データは厚生労働省のホームページからダウンロードできる。

(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/>)

⁵ ボーナスなどの特別給与額を考慮した時間あたり賃金は次のように計算した。時間あたり賃金＝1時間あたりの所定内給与額＋（年間賞与その他特別給与額/12）／（実労働日数×1日あたり所定内実労働時間）。この計算ではボーナス等の特別給与額の12分の1を調査対象の6月分の特別給与として扱っている。

と定義されている。そして、短期労働者以外が一般労働者に該当する。

2 つ目の集計データは「毎月勤労統計調査」である。毎月勤労統計調査は厚生労働省によって毎月公表される。この調査は雇用、給与、労働時間に関して全国調査と地方調査で構成されている。全国調査は全体的に雇用や給与の時系列変動を明らかにする一方で、地方調査では都道府県別に雇用や給与の時系列変動を追跡する。調査の対象は、日本標準産業分類に基づく 16 産業に属する事業所の中で、常用労働者が 5 人以上いる事業所である⁶。従業員 5 人未満の零細事業所はカバーされていないので、事業規模によるバイアスがあることは否めない。事業所の抽出方法は、事業所の規模によって異なる。30 人以上の事業所の場合、「経済センサス」の結果から抽出する層化無作為抽出方法を採用し、5～29 人の事業所の場合、「経済センサス」の調査区域を用いた層化無作為二段階抽出方法を採用している。調査の項目は、事業内容や事業所の属性だけでなく、その事業所で働く一般労働者とパートタイム労働者の出勤日数、所定内労働時間数、所定外労働時間数、きまって支給する給与額、超過労働給与額、そして特別給与額である。更に、労働時間の変動についても調査している。

毎月勤労統計調査において、賃金格差を測るために比較するグループは「一般労働者」と「パートタイム労働者」とする。これら 2 グループが常用労働者を構成する。一般労働者とパートタイム労働者の定義は、賃金構造基本統計調査の一般労働者と短時間労働者と同じである⁷。賃金の指標として、賃金構造基本統計調査と同様に、「所定内給与額」を「所定内労働時間」で割ったものを使用する。更に、比較するために「きまって支給する給与の総額」と「特別に支給された給与の総額」を足し合わせた「現金給与額」を「所定内労働時間」と「所定外労働時間」を合わせた「実労働時間数」で割ったものも使う。パートタイム労働者は所定外労働時間がほとんどない一方で、一般労働者は所定外労働時間内で働く機会が多く、その分、割増賃金を支払われる。したがって、超過労働給与額を含めた給与額と時間外労働時間を含めた総労働時間から 1 時間当たりの賃金を算出すると、一般労働者とパートタイム労働者の賃金格差が拡大し、その格差が生産性によるものか、単に所定外労働時間に働くことによって獲得した超過労働給与によるものかが識別しにくくなる。したがって、所定内給与額を所定内実労働時間で割った 1 時間当たりの賃金を採用するのが好ましいと考える。

では、2 種類のデータを使って賃金格差の変動を時系列に観察する。図表 1 は、賃金構造基本統計調査から「一般労働者」の賃金を「短時間労働者」の賃金で割ったものを賃金

⁶ 厚生労働省による定義によると、「常用労働者」は以下のうちいずれかに該当する者のことを指す。
(http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/chinginkouzou_b.html#09)

- 期間を定めて雇われている労働者
- 1 か月を超える期間を定めて雇われている労働者
- 日々又は 1 か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち、4 月及び 5 月にそれぞれ 18 日以上雇用された労働者

⁷ 賃金構造基本統計調査では「短時間労働者」、毎月勤労統計調査では「パートタイム労働者」と呼ばれるが、同義である。

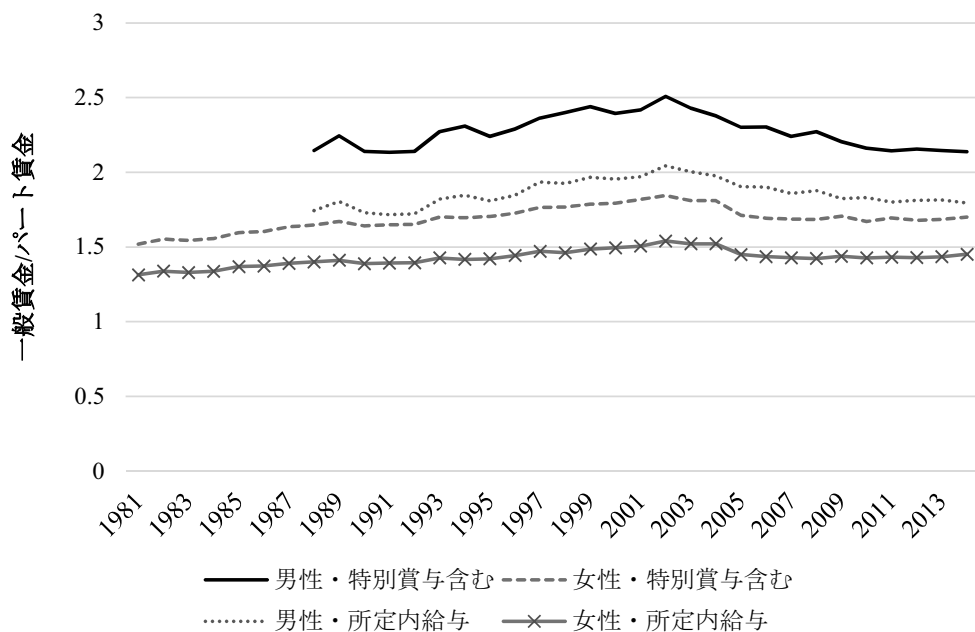
格差の指標とし、その変遷を図示している。男女とも賃金格差は期間を通じて多少変動していることがわかる。また、ボーナス等の特別賞与を考慮すると賃金格差が拡大することがわかる。男性の場合、1990年以降、賃金格差は拡大し、2002年にその格差がピークに達した後は縮小傾向にある。期間中の賃金格差の指標は所定内給与額については1.7～2.0、特別賞与を考慮した賃金については2.1～2.5となっている。女性の場合、期間中、賃金格差は緩やかに拡大している。しかし、拡大の幅は非常に小さいと言える。

図表2は毎月勤労統計調査から作成した賃金格差の指標の動きを示したものである。データは月次ベースから四半期ベースに集計しなおした後、Census Bureau X12フィルターによって季節調整を行っている。所定内給与額と所定内労働時間から算出した賃金であろうと、現金給与総額と総労働時間から算出した賃金であろうと、一般労働者とパートタイム労働者間の賃金格差はサンプル期間中あまり変動しなかった。期間中、現金給与総額と総労働時間から算出した賃金格差は所定内労働時間と所定内労働時間で算出した賃金格差よりも大きいことがわかる。これは、先ほど説明した通り、一般労働者はパートタイム労働者に比べて時間外労働に従事し、割増賃金が給付されるので、平均時給が高くなるからである。所定内給与額と所定内労働時間を使った賃金で比較した場合、一般労働者の賃金がパートタイム労働者の賃金の約2倍となっている。この結果は、図表1の男性の賃金格差とほぼ整合的といえる。

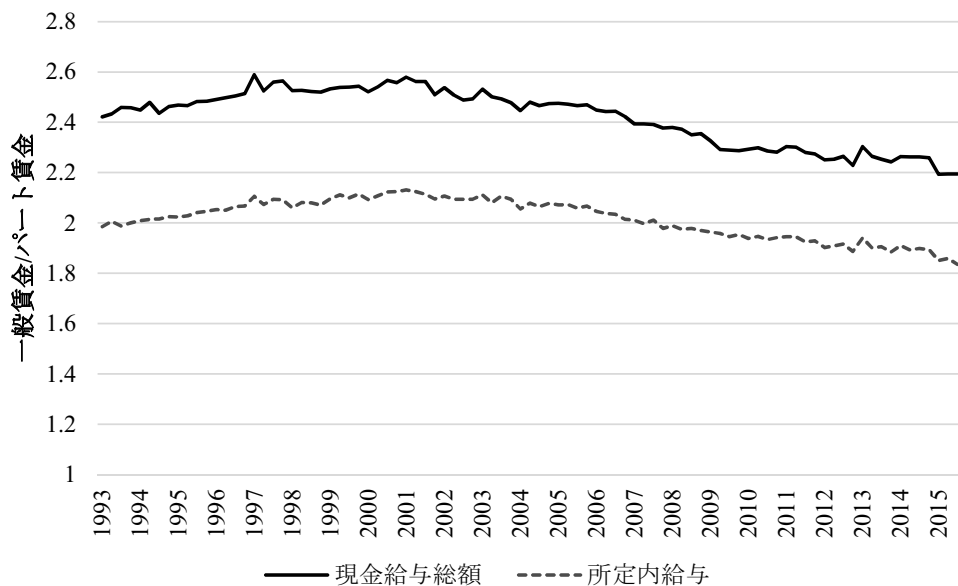
図表1や図表2における賃金格差の変動は循環的要因と構造的要因による。本研究の目的は、賃金格差の循環的性質を検証することである。そこで、ホドリック・プレスコット(HP)フィルターを用いて、構造的要因による賃金格差の変動を排除し、残りの景気循環要因だけによる賃金格差の変動を抽出する。

図表3は、賃金構造基本統計調査から作成した賃金格差の循環的変動を図示する。賃金格差の変動が景気動向に循環的か、それとも反循環的かを判断するために失業率を景気循環の指標として用いる。男女とも一般労働者と短時間労働者の賃金格差は失業率とほぼ同じ動きで推移しているようにみえる。すなわち、男女とも賃金格差は「反循環的」(counter-cyclical)な動きをする。これは景気が後退すると、賃金格差が拡大し、反対に景気が回復すると、賃金格差が縮小することを意味する。図表4は、HPフィルターを用いて抽出した失業率と賃金格差指標の景気変動部分の相関係数を示す。図表4の第3列で示しているように、男女とも相関係数がプラスになっており、賃金格差が景気動向に対して反循環的であることを示している。この結果は、賃金格差が反循環的である米国のケースとは整合的なものとなっている(Morin 2012)。

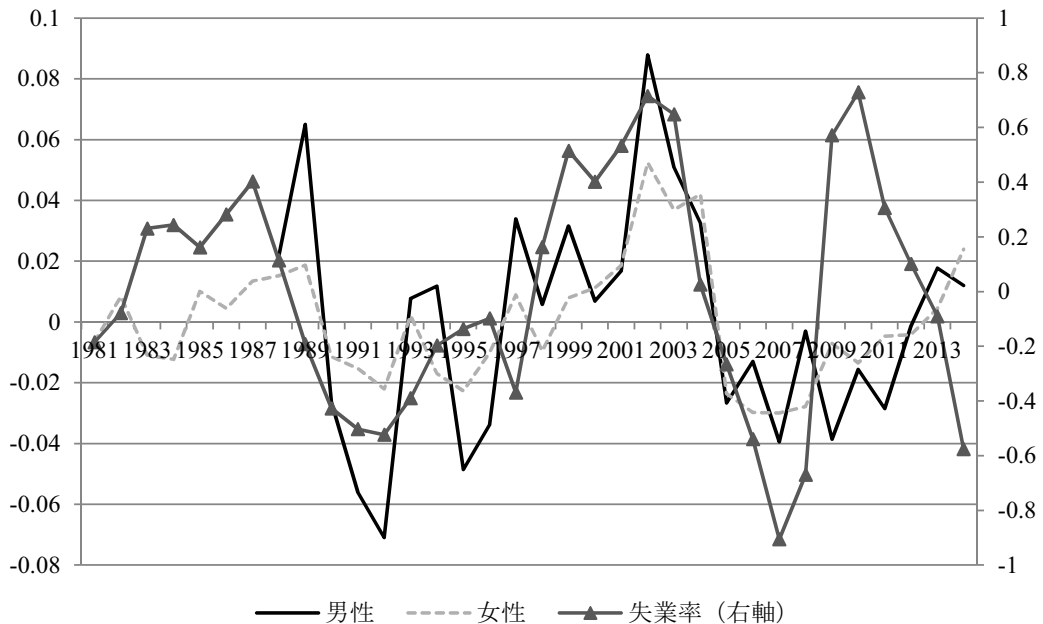
図表 1 賃金格差の変遷（賃金構造基本統計調査）



図表 2 賃金格差の変遷（毎月勤労統計調査）



図表 3 賃金格差の循環的特性（賃金構造基本統計調査）



（注）ここでの賃金格差は所定内給与額に関するものであり、ボーナスなどの特別賞与は考慮していない。

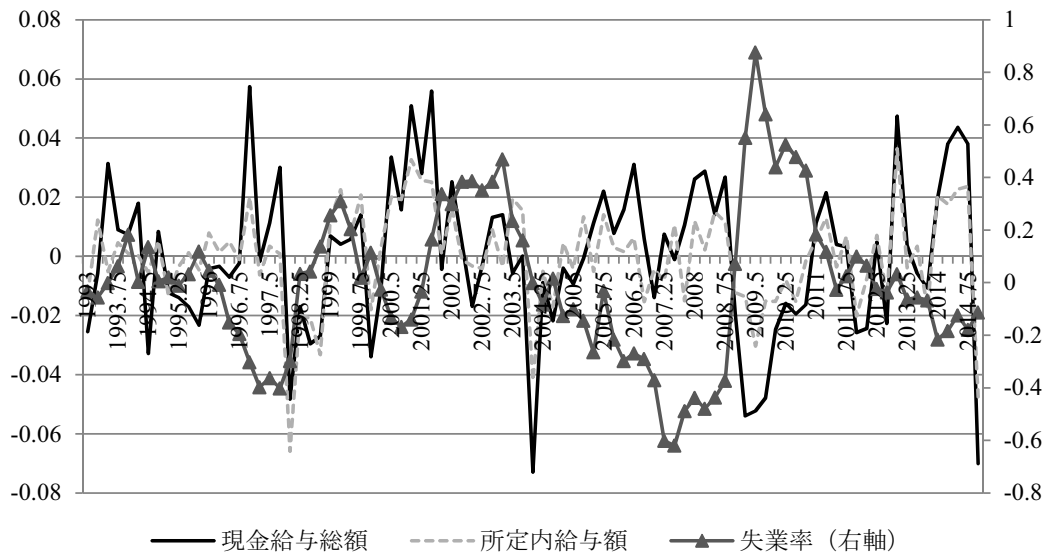
図表 4 賃金格差の循環的特性：相関係数（賃金構造基本統計調査）

	女性	男性	失業率
女性	1	0.81 (0.75)	0.53 (0.57)
男性		1	0.41 (0.37)
失業率			1

注：（ ）内の数字はボーナスなどの特別賞与額を考慮にいたした場合の値。

次に、毎月勤労統計調査から賃金格差の循環的変動を観察する（図表 5）。賃金構造基本統計調査を使った図表 3 と異なり、賃金格差の計測が所定内給与であろうと、割増賃金を含めた現金給与総額であろうと、一般労働者とパートタイム労働者の賃金格差は失業率と逆向きに推移しているようにみえる。これは賃金格差が「循環的」（cyclical）であることを示唆しているが、これを確認するために賃金構造基本統計調査のケースと同様に、失業率と賃金格差の景気循環コンポーネントの相関係数を計算する。図表 6 に示されているように相関係数はマイナスになっており、賃金格差が循環的であることが確認された。

図表 5 賃金格差の循環的特性（毎月勤労統計調査）



図表 6 賃金格差の循環的特性：相関係数（毎月勤労統計調査）

	失業率	現金総額	所定内給与
失業率	1	-0.43	-0.13
現金総額	-	1	0.78
所定内給与	-	-	1

図表 7 賃金格差の循環的特性：相関係数（毎月勤労統計調査）

	失業率	現金総額	所定内給与
失業率	1	-0.10	0.23
現金総額		1	0.92
所定内給与			1

（注）年次ベースに変換

以上の分析から、賃金格差の循環的性質は使用するデータによって異なることがわかる。考えられる原因として2つ挙げられる。1つ目は、サンプル期間の違いである。賃金構造基本統計調査では1981年から2014年までカバーしているが、毎月勤労統計調査ではデータ期間は短く、1993年から2015年までにしかカバーしていないことである。2つ目は、時間集計バイアスである。賃金構造基本統計調査の場合、データは年次ベースで賃金格差の

変動を捉えている。その一方で、毎月勤労統計調査の場合、賃金格差は四半期ベースで算出されている。時間軸の集計方法の違いが異なる結果をもたらした可能性がある。

特に2番目の原因について検証する必要がある。図表7は、毎日勤労統計調査のデータを年次ベースに変換したうえで、図表6と同様に失業率の変動と賃金格差の変動の相関係数を算出しなおした。図表7の第1行をみると、所定内給与で賃金格差を計測した場合、相関係数はプラスとなり、賃金格差は反循環的な動きをし、賃金構造基本統計調査を使って計測した図表4と同じ結果になる。現金給与総額で賃金格差を計測した場合、相関係数はマイナスのままであるが、図表6の相関係数に比べると絶対値で小さくなり、より図表4の結果に近づいたといえる。従って、賃金格差の循環的性質がデータによって異なる大きな原因は、時間集計バイアスと考えられる。

年次データは四半期データよりも時間集計バイアスが大きいことと、景気循環の動きを捉えるためには、高頻度データを用いた分析の方が好ましいことを考慮すると、賃金格差の循環的特性を分析するためには毎日勤労統計調査を使用の方が好ましいと考えられる。そこで、本稿では毎月勤労統計調査の四半期データを使った分析から、賃金格差は「循環的」な動きをすると考え以下分析を進める。

3. モデル

本章では、景気変動と賃金格差の関係を分析する理論モデルを説明する。本研究で参考にするのは2種類のセクターが存在する Acemoglu (2001) のサーチ・マッチングモデルである。本稿では労働市場の循環変動を分析する為に、Acemoglu (2001) に生産性ショックを導入し、確率的なサーチ・マッチングモデルを構築する⁸。さらに、転職活動を分析する為に就業者のサーチ活動（オン・ザ・ジョブサーチ）もモデルに組み込む⁹。

モデルの特徴について説明する。モデルには2つのセクター（RセクターとNセクター）が存在する。Rセクターは一般労働者が働くセクターとし、Nセクターはパートタイム労働者が働くセクターとする。2つのセクターの違いは、採用費用と離職確率とする。RセクターではNセクターよりも採用費用が高く、離職確率が低いと仮定する。Rセクターで採用する労働者は、基本的に期間の定めのない正規労働者が多いと考えれば、Nセクターで採用されるパートタイム労働者よりも採用のスクリーニング費用や採用後の訓練費用などの費用は高いと考えられる。離職率に関しては、Rセクターで働く正規労働者の場合、解雇規制の適用内であり、雇用が守られているので、非自発的な離職は少ないと考えられる。反対に、Nセクターで働くパートタイム労働者は解雇規制によってそれほど強く雇用

⁸ 本稿同様に、2セクターからなるサーチ・マッチングモデルにより正規・非正規雇用と経済成長の関係を分析した研究としては Miyamoto (2016) がある。また、Wasmer (1999) は一般労働者とパートタイム労働者からなる労働市場をサーチ・マッチングモデルで分析している。

⁹ サーチ・マッチングモデルで転職活動を分析したものとしては、Pissarides (2000)、Pissarides (1994)、Lubik and Krause (2006)、Miyamoto and Takahashi (2011) などがあげられる。本稿のモデルは Lubik and Krause (2006) に近いものとなっている。

が守られているわけではない。景気後退期には再契約が更新されずにパートタイム労働者が職場を去る風景がよくみられる。従って、非自発的な場合も含めた離職率は、 R セクターで働く正規の労働者は N セクターで働くパートタイム労働者よりも低いと考えられる。

2 つ目の特徴は、失業者は R セクター、または N セクターのどちらで求職活動するかを選択ができるダイレクト型の求職構造とする。ただ、各セクターではランダム・マッチングで、各セクター内の求人数、求職者数、そしてマッチング技術によって雇用関係が成立する確率が決定される。 R セクターで求職活動をする失業者、 N セクターで求職活動する失業者と 2 種類の失業者が存在するが、どちらのタイプの失業者になるかも選択できる。潜在的に失業者は選好や技能に関して同質であると仮定する。更に、 N セクターで働く労働者は、オン・ザ・ジョブ・サーチが可能で、サーチ努力の費用さえ払えば、オン・ザ・ジョブ・サーチに従事し、確率的に R セクターに転職できる。サーチ努力の費用を多く払うほど、 R セクターに転職できる確率は高まる。 R セクターの失業者は、 R セクターで雇用されれば賃金は高いが、採用費用が高いために求人数が少なく、就職できる確率が低い。その一方で、 N セクターの失業者は雇用された場合の賃金は低い、採用費用が低いので求人数が多く、就職しやすい。しかも、賃金の高い R セクターに転職できる可能性がある。どちらのタイプの失業者になってもメリット・デメリットがあり、均衡ではこれら 2 種類の失業者の割引価値は等しくなる。

では、具体的なモデルの構造を説明する。まず、各セクターの生産関数を以下のようにする。

$$y_{it} = A_t e_{it}, \quad i = r, n.$$

ここで、 y_{it} は t 期のセクター i の生産量、 A_t は生産技術水準、 e_{it} は雇用者数を表す。また、下付きの r は R セクター、 n は N セクターを示す。各セクターで生産される生産物は中間財であり、それらを生産要素として最終財を以下の生産関数をもとに生産する。

$$Y_{it} = [\alpha y_{rt}^\sigma + (1 - \alpha) y_{nt}^\sigma]^{1/\sigma}.$$

ここで、 $\sigma \leq 1$ であり、 α は最終財生産における中間財 R の相対的なシェアを表す。また、中間財 R と N の代替の弾力性は $1/(1 - \sigma)$ で与えられる。最終財の市場は完全競争とし、その市場に参入する企業は最終財価格 P_t と中間財 i の価格 p_{it} を所与として利潤を最大化するように中間財の投入量を決定する。その結果、生産要素価格は以下のように求められる。

$$p_{rt} = \alpha P_t \frac{y_t^\sigma}{y_{rt}^\sigma}, \quad (1)$$

$$p_{nt} = (1 - \alpha) P_t \frac{y_t^\sigma}{y_{nt}^\sigma}. \quad (2)$$

次に労働市場の構造を説明する。各セクターとも労働市場に「摩擦」があるために、失業者と求人企業が出会い、雇用関係を結ぶのに時間がかかる。完全情報のもと求職する失

業者と求人企業が瞬時に出会い雇用契約を結ぶことができないような不完全な労働市場を想定する。そのために、常に求人企業を探す失業者、そして人材を探す求人企業が存在することになる。その労働市場の摩擦による失業者と求人企業の出会いはマッチング関数によって規定される。 R セクターにおけるマッチング関数は以下のように描写する。

$$m_{rt} = m(u_{rt} + \kappa_t e_{nt}, v_{rt}). \quad (3)$$

ここで、 m_{rt} は R セクターにおいて t 期に雇用関係が結ばれた数を示す。その数は t 期に R セクターで求職活動する求職者数と求人企業の欠員数に依存する。このセクターでの求職者は失業者 u_{rt} とオン・ザ・ジョブ・サーチに励む N セクターで働いている就業者である。 e_{nt} は t 期における N セクターでの就業者数を表し、 κ_t はオン・ザ・ジョブ・サーチの努力水準を示す。マッチング関数はそれぞれの要素について増加関数、微分可能、一次同次であると仮定する。また、求職者数、欠員数のいずれかがゼロならば、成立するマッチ数はゼロになる。

R セクターと同様に、 N セクターでも求職者と求人企業の雇用契約数はマッチング関数によって規定される。

$$m_{nt} = m(u_{nt}, v_{nt}). \quad (4)$$

m_{nt} は N セクターにおいて t 期に雇用関係が結ばれた数を示す。その数は t 期における N セクターで求職活動する失業者、 u_{nt} と求人企業の欠員数 v_{nt} に依存する。

一方、雇用関係は外生的なショックにより解消されるものとする。ショックは毎期末に発生し、その確率は s_i とする。 R セクターの離職率は N セクターのそれよりも低いと仮定する。つまり、 $s_r < s_n$ とする。これより、各セクターにおける就業者数の推移式は以下のように表現できる。

$$e_{rt+1} = (1 - s_r)(e_{rt} + m_{rt}) \quad (5)$$

$$e_{nt+1} = (1 - s_n)(e_{nt} + m_{nt} - f_{rt}\kappa_t e_{nt}) \quad (6)$$

ここでマッチングと離職のタイミングを説明する。このモデルでは、期初に求職者と求人企業がサーチ活動を始め、出会ってから雇用関係が成立すればサーチ活動を終了し、次期から生産し始める¹⁰。もし今期でマッチが成立しなければ、サーチ活動が次期に続く。ただ、ここでは離職は期末に発生すると仮定する。従って、今期の期初に雇用関係が成立したとしても、次期に生産を開始する前に雇用関係が解消される可能性がある¹¹。式 (5) の右辺は、 $t-1$ 期から雇用継続している就業者 (e_{rt}) と t 期の期初にマッチしたもの (m_{rt}) のうち t 期の期末には s_{rt} だけ離職し、残り $t+1$ 期に継続雇用される就業者 (e_{rt+1}) となる。式 (6) の N セクターでも同様に推移式が成り立つ。ただ、式 (5) と一つ異なる点は、期

¹⁰ 新規のマッチが生産活動を開始するまでに 1 期間必要であるという仮定は離散時間のサーチ・マッチングモデルではよく使用される。例えば、Lubik (2009) を参照。

¹¹ これは内定が取り消しされることに該当する。

初にオン・ザ・ジョブ・サーチ活動をしていた就業者が（実質）確率 $f_{rt}\kappa_t$ で R セクターに転職することである。

マッチング関数（3）と（4）から、各セクターにおける就職確率は以下ようになる。

$$f_{rt} = \frac{m_{rt}}{u_{rt} + \kappa_t e_{nt}}, \quad f_{nt} = \frac{m_{nt}}{u_{nt}}. \quad (7)$$

マッチング関数は一次同次性なので、就職率 f_{rt} と f_{nt} はそれぞれ以下に示す労働市場の逼迫率によって規定されることになる。

$$\theta_{rt} = \frac{v_{rt}}{u_{rt} + \kappa_t e_{nt}}, \quad \theta_{nt} = \frac{v_{nt}}{u_{nt}}. \quad (8)$$

労働者数は1に正規化する。 t 期における経済全体の失業者数（ u_t ）は以下のように求められる。

$$u_t = u_{rt} + u_{nt} = 1 - e_{rt} - e_{nt}. \quad (9)$$

企業と労働者の問題は価値関数によって記述される。労働者と雇用関係を結び生産活動する企業の割引価値を J_{it} 、欠員の割引価値を V_{it} で表す。 t 期に R セクターで労働者を雇用し生産活動している企業が保有するジョブの価値関数は以下のとおりである。

$$J_{rt} = p_{rt}A_t - w_{rt} + E_t\beta_{t+1}[(1 - s_r)J_{rt+1} + s_r V_{rt+1}]. \quad (10)$$

右辺の第1と2項は t 期の利潤を示し、残りの項は次期の期待値を示す。 w_{rt} は t 期における R セクターの賃金、 β_{t+1} は確率的割引ファクター、 E_t は期待値オペレーターである。確率 $(1 - s_r)$ で雇用関係は継続し、この企業は割引価値 J_{rt+1} を得るが、確率 s_r で雇用関係は解消し、欠員の割引価値 V_{rt+1} を得る。同様に、 N セクターで労働者と雇用関係を結び生産活動する企業の割引価値 J_{nt} は以下のように表される。

$$J_{nt} = p_{nt}A_t - w_{nt} + E_t\beta_{t+1}[(1 - s_n)(1 - f_{rt}\kappa_t)J_{nt+1} + (s_n + (1 - s_n)f_{rt}\kappa_t)V_{rt+1}]. \quad (11)$$

ここで、 w_{nt} は t 期の賃金である。式（10）に比べると、期待値の項が複雑になっている。確率 $(1 - s_n)$ で離職ショックがなく、尚且つ $(1 - f_{rt}\kappa_t)$ の確率で就業者が R セクターに転職しない場合、雇用関係は継続し、次期も生産活動し続けるので、企業は割引価値 J_{nt+1} を獲得する。しかし、確率 s_n で離職ショックが到来した場合、また離職ショックが到来しなくても、 R セクターに就業者が確率 $f_{rt}\kappa_t$ で転職した場合、この企業は欠員の割引価値 V_{nt+1} を得る。

各セクターにおける企業の欠員の割引価値は以下のとおりである。

$$V_{it} = -\gamma_i + E_t\beta_{t+1}[(1 - s_i)q_{it}J_{it+1} + (1 - (1 - s_i)q_{it})V_{rt+1}], \quad i = r, n. \quad (12)$$

γ_i は i セクターの企業が欠員を維持するための必要な1期間当たりの費用である。今期の期初に確率 q_{it} でこの企業は失業者に出会い、その期末に離職ショックが到来しなかったの

なら、雇用関係を結び次期から生産活動を始める。確率 $(1 - q_{it})$ で失業者に出会わなかった場合、または出会っても期末に離職ショックが到来した場合、そのポジションは欠員のままとなる。確率 q_{it} は企業が失業に会う確率であり、マッチング関数 (3) と (4) から以下のように算出される。

$$q_{it} = \frac{m_{it}}{v_{it}}. \quad (12)$$

潜在的な企業は欠員の割引価値がゼロになるまで参入する。したがって、自由参入条件は以下ようになる。

$$V_{it} = 0, \quad i = r, n. \quad (13)$$

続いて、労働者の割引価値を説明する。セクター i で生産活動に従事する就業者の割引価値を W_{it} 、失業者の割引価値を U_{it} で表すことにする。 R セクターの就業者の価値関数 W_{rt} は以下ようになる。

$$W_{rt} = w_{rt} + E_t \beta_{t+1} [(1 - s_r) W_{rt+1} + s_r U_{rt+1}]. \quad (14)$$

右辺の第 1 項は今期の効用水準であり、賃金 w_{rt} だけで決定される。よって、労働者はリスク中立的と仮定する。 $(1 - s_r)$ の確率で離職することがないので、次期も雇用関係を継続し働き続ける。 s_r の確率で離職ショックが到来し、失業状態 (U_{rt+1}) になる。

N セクターの就業者の割引価値 W_{nt} は次のように記述される。

$$W_{nt} = \max_{\kappa_t} \{ w_{rt} - c(\kappa_t) + E_t \beta_{t+1} [(1 - s_n)(1 - f_{rt} \kappa_t) W_{nt+1} + (1 - s_r) f_{rt} \kappa_t \tilde{W}_{rt+1} + [1 - (1 - s_n)(1 - f_{rt} \kappa_t) - (1 - s_r) f_{rt} \kappa_t] U_{rt+1}] \}. \quad (15)$$

今期の効用水準は賃金だけでなく、転職活動に要した努力費用 ($c(\kappa_t)$) が加わる。努力水準が高くなるにつれ、費用は逓増する。期待値に関しては以下の 3 つの状態が考えられる。1 つ目は、 $(1 - f_{rt} \kappa_t)$ の確率で転職が成功せず、かつ期末に $(1 - s_r)$ の確率で離職ショックが到来しなかった場合である。その場合、労働者は同じ企業で雇用関係を継続し、次期も働き続ける (W_{nt+1})。2 つ目は、 f_{rt} の確率で転職に成功し、そして期末に離職ショックが到来しなかった場合である。この場合、この労働者は R セクターの企業に転職し働き始める。最後は、転職の成功に関係なく、期末に離職ショックが到来した場合である。この場合、失業状態になる。

N セクターで働く労働者は就業状態の割引価値を最大にするように、最適なサーチ努力水準 κ_t を決定する。(15) の一階条件式は以下ようになる。

$$c'(\kappa_t) = f_{rt} \left[\left(\frac{\eta_r}{1 - \eta_r} \right) \left(\frac{\gamma_r}{q_{rt}} \right) - \left(\frac{\eta_n}{1 - \eta_n} \right) \left(\frac{\gamma_n}{q_{nt}} \right) \right]. \quad (16)$$

ここで、 η_i ($i=r, n$) は、労働者と企業が生産活動することで発生する全余剰のうち、労働者が獲得する割合である。詳細は後ほど説明する。式 (16) の左辺はサーチ努力の限界費

用を示し、右辺はその限界収益を示している。

最後に、失業者の現在価値 (U_{it}) は以下ようになる。

$$U_{it} = z + E_t \beta_{t+1} [(1 - s_i) f_{it} W_{rt+1} + (1 - (1 - s_i) f_{it}) U_{rt+1}], \quad i = r, n. \quad (17)$$

ここで、 z は t 期に受給される失業保険給付であったり、余暇時間の効用であったりする。失業者は f_{it} の確率で t 期の期初に雇用関係を結び、なおかつ期末に離職することがなければ、次期から働き始める。期初に企業に出会わなければ次期も失業状態のままとなる。均衡では、潜在的に同質の失業者にとってどちらにセクターで職探しをしても無差別なので、以下のことが言える。

$$U_{rt} = U_{nt}. \quad (18)$$

賃金決定について説明する。賃金水準は余剰シェアルールに従って決まるとする。このルールの内容は、企業と労働者が雇用関係を結び、生産活動を行うことで生じる総余剰を決められた割合（ここでは η_i ）で分割することである。賃金は以下の条件式から算出される。

$$(1 - \eta_i)(W_{it} - U_{it}) = \eta_i J_{it}, \quad i = r, n. \quad (19)$$

式 (19) では、企業の自由参入条件により $V_{it} = 0$ にしている。

最後に家計の問題と市場均衡式について説明する。雇用者と失業者から構成される代表的家計を考える。家計は次の期待生涯効用を最大化するように消費水準 C_t を決定する。すなわち、家計の問題は次のようになる。

$$\begin{aligned} \max_{C_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \log C_t \\ \text{s.t. } C_t = \sum_i (w_{it} e_{it} + u_{it} z_{it}) + \pi_t. \end{aligned}$$

ここで π_t は企業から得られる配当を表す。Merz (1995) にしたがって、家計は雇用者と失業者が得る収入をプールして、家計全体の所得を労働者間でシェアするものとする。最大化問題より、確率的割引ファクターを次のように求めることができる。

$$\beta_t = \beta \frac{C_t}{C_{t+1}}.$$

経済全体の資源成約式は次のように与えられる。

$$Y_t = C_t + \gamma_r v_{rt} + \gamma_n v_{nt}. \quad (20)$$

4. カリブレーション

モデルの循環的特性を分析する為に、生産性の変化が内生変数にどのような影響を与えるのかをシミュレーションによって分析する。まず、カリブレーションによりモデルのパラメータの値を設定する。モデルの均衡条件式は非線形の連立方程式なのでこのままでは解を求めることは困難である。そこで、Uhlig (1999) の手法により、モデルを定常状態の周辺で対数線形近似し、線形化したモデルにより分析を行う。

はじめにマッチング関数とサーチ努力費用関数の特定化を行う。各セクターのマッチング関数はコブ・ダグラス型に特定化する。

$$m_{rt} = m_r^0 (u_{rt} + \kappa_t e_{nt})^{\xi_r} v_{rt}^{1-\xi_r},$$

$$m_{nt} = m_n^0 u_{nt}^{\xi_n} v_{nt}^{1-\xi_n}.$$

ここで、 m_i^0 と ξ_i はそれぞれセクター*i* のマッチングの効率性とマッチング関数の弾力性を表すパラメータである。他方、サーチ努力費用関数は次のように特定する。

$$c(k_t) = c_0 \kappa_t^\mu.$$

ここで、 $c_0 > 0$ と $\mu > 0$ はパラメータである。

カリブレーションによりパラメータを日本の労働市場に関するファクトと整合的になるように設定する。モデルの1期間は四半期であると仮定し、主観割引率 β は0.99とする。この値は恣意的であるが、これまでの既存研究 (Braun et al. 2006) とほぼ整合的である。最終財の生産関数に関するパラメータは $\sigma = 0$ とする。これは最終財の生産関数がコブ・ダグラス型であることを意味する。マッチング関数の弾力性については、Lin and Miyamoto (2014) が日本の労働市場全体のマッチング弾力性が0.6であるという推定結果を得ているので、ここではこの値を使用する。ただし、セクター別でのマッチング弾力性を推定した研究がないので、本稿ではRセクター、Nセクターともマッチング弾力性は等しいと仮定する。なお、Petrongolo and Pissarides (2001) はマッチング関数の弾力性として妥当として0.5から0.7を挙げているが、本稿で使用する値はその範囲に入っている。賃金決定では、総余剰を企業と労働者で分割する割合はどちらのセクターとも0.5とする。

また、生産性ショックは次の一階の自己回帰過程 (AR (1)) に従うものとする。

$$\log A_t = \rho_A \log x_t + \varepsilon_t.$$

ここで、 ρ_A は自己回帰係数を表し、 ε_t は平均0、分散 σ^2 の正規分布に従うものとする。持続性のパラメータおよび標準偏差 σ は労働生産性のデータからそれぞれ $\rho_A = 0.663$ および $\sigma = 0.0093$ とする。

直接観察できない、あるいは直接的なターゲットがない残りの 9 個のパラメータ ($m_r^0, m_n^0, \gamma_r, \gamma_n, s_r, s_n, \alpha, z, c_0$) については、定常状態でモデルが次の 9 個のターゲットを達成できるようにカリブレートする。Miyamoto (2011) および Lin and Miyamoto (2012) は総務省「労働力調査」から作成した労働力フローデータにもとづき、月次の就業率および離職率をそれぞれ 14.2%と 0.48%としている。また、厚生労働省「雇用動向調査」によると、パートタイム労働者に対する一般労働者の就業率と離職率はそれぞれ 0.45 と 0.49 となっている。そこで、R セクターと N セクターの就業確率および離職率はそれぞれ $f_r = 0.45 f_n$ および $s_r = 0.49 s_n$ となるように決定する。厚生労働省「職業安定業務統計」によると、一般労働者に対するパートタイム労働者の有効求人倍率比は 2.24 であるので、労働市場の逼迫度の比 $\theta_n/\theta_r = 2.24$ をターゲットとする。なお、 θ_r は 1 に正規化する。また、定常状態における労働市場に占める N セクターの労働者割合のターゲットとして、「労働力調査」の 1984 年－2014 年における非正規雇用の割合の平均値 0.26 を使用する。さらに、「雇用動向調査」にもとづき、年間の転職率を 9% とするようにモデルをカリブレートする。失業保険 z は Shimer (2005) や Esteban-Pretel et al. (2011) にもとづき、平均賃金の 40% に設定する¹²。図表 8 にモデルにおけるパラメータの値を示す。

図表 8 モデルパラメータ

パラメータ	説明	値
β	主観割引率	0.99
η_r	労働者の余剰シェア (R セクター)	0.5
η_n	労働者の余剰シェア (N セクター)	0.5
ξ_r	マッチング弾力性 (R セクター)	0.6
ξ_n	マッチング弾力性 (N セクター)	0.6
s_r	離職確率 (R セクター)	0.0114
s_n	離職確率 (N セクター)	0.0229
μ	サーチコスト	2.0
c_0	サーチコスト	0.233
m_r^0	マッチング効率性 (R セクター)	0.246
m_n^0	マッチング効率性 (N セクター)	0.395
γ_r	欠員費用 (R セクター)	0.299
γ_n	欠員費用 (N セクター)	0.134
α	最終財生産関数パラメータ	0.739
σ	最終財生産関数パラメータ	0
z	失業時所得	0.211
ρ_A	生産性ショックの持続性	0.663

¹² 失業者が受け取る所得 z の値がサーチ・マッチングモデルの循環的特性に大きく影響することはよく知られており、このパラメータの値をどのように設定するかについてはいくつかの議論がある。この点についてはサーチ・マッチングモデルの循環的特性についてのサーベイを行っている宮本 (2009) を参照せよ。

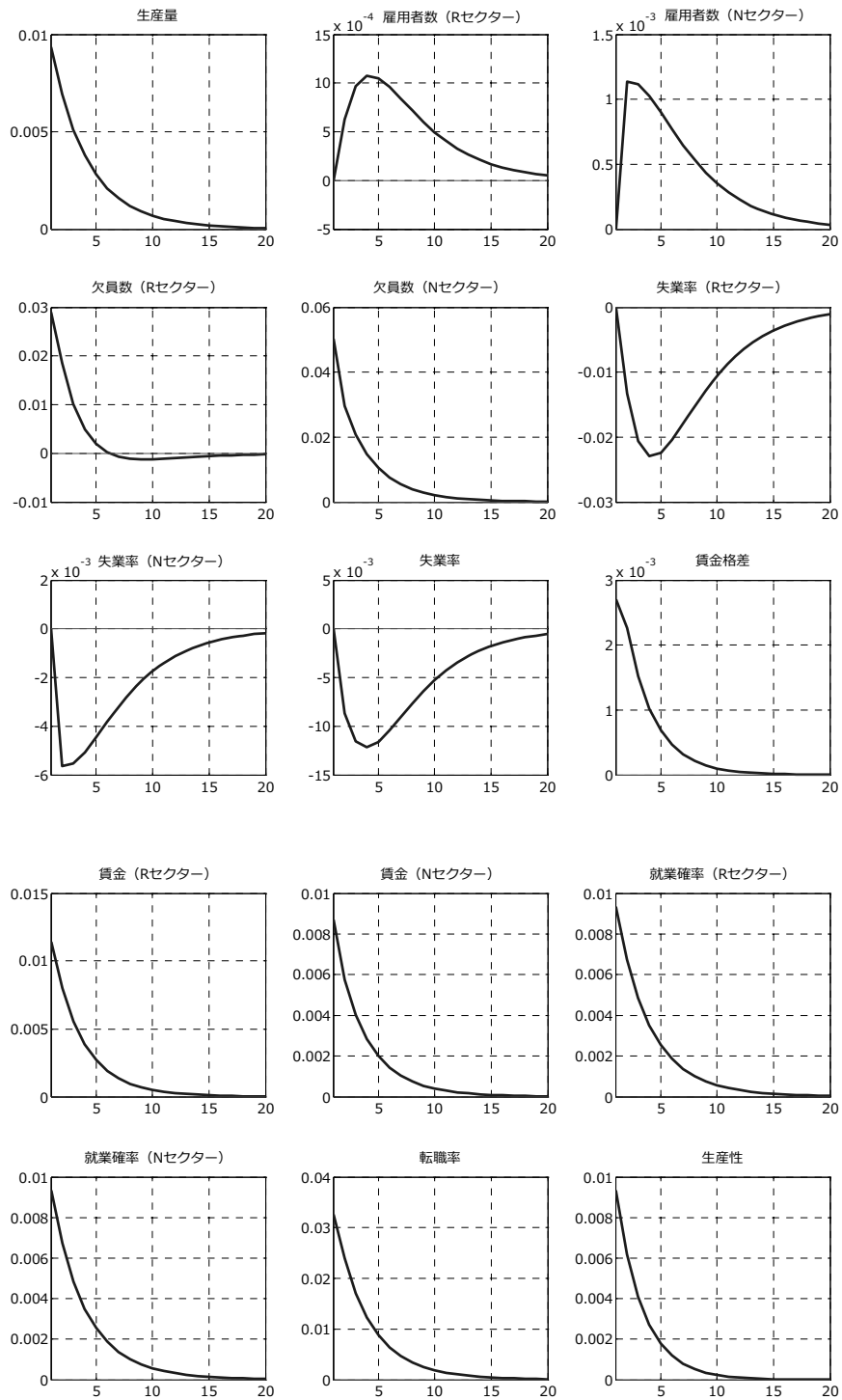
5. シミュレーション

本章では、モデルが有する循環的な性質を検証し、第2章の実証分析で得られた結果と整合的かどうかを確認する。具体的には、生産性 A に1期間だけ正のショックを与えることでモデルの内生変数、特に賃金格差が循環的に変動するのか、それとも反循環的に変動するのかを検証する。

図表9は正の生産性ショックに対する様々な変数のインパルス応答関数を示している。生産性の上昇は最終財の生産量を増加させる。左上のグラフからわかるように、生産性ショック直後、最終財 Y の生産量は一気に増加し、その後、徐々にもとの水準に収束する。では、次に最も注目すべき変数である賃金格差の指標 (w_r/w_n) のインパルス応答関数をみる。図表9の右下のグラフから、生産性 A に1期間正のショックを与えた場合、賃金格差は拡大し、そして、徐々にもとの水準に収束することがわかる。経済全体のアウトプットの指標である最終財 Y の動きを踏まえると、賃金格差の指標は「循環的」な動きをしている。すなわち、景気拡大局面では賃金格差は大きくなり、景気後退局面では、賃金格差は縮小することを意味する。この結果は毎月勤労統計調査によるデータ分析の結果と整合的である。図表10はシミュレーションによって算出された変数間の相関係数を示す。最終財と賃金格差の相関係数は0.99であり、非常に強い正の相関があるといえる。このことから、賃金格差が循環的であることがわかる。

他の注目すべき変数についても検討する。生産性の上昇は一般労働者が働く R セクター、パートタイム労働者が働く N セクター両方で、欠員数と雇用者数を増加させる。ショック直後、欠員数は増加しピークに達し、その後、徐々に定常状態値に戻っていく。雇用者数はショック発生後、増加しはじめる。 N セクターの雇用者数はショック後、2期目にピークに達するのに対し、 R セクターの雇用者数がピークに達するのは少し遅れて4期目となっている。また、両セクターにおいて失業率は低下し、経済全体の失業率も下がることになる。さらに、生産性ショックに対して、転職率 ($f_r \kappa_t e_{nt} / (e_{rt} + e_{nt})$) は上昇している (図表9)。これら生産性ショックに対する労働市場変数の反応は次のように説明される。モデルにおいて雇用量は企業がどれだけ空席を設けるかに依存している。正の生産性ショックは企業の期待利得を上昇させ、企業の空席を設けるインセンティブを高める。その結果、雇用者が増加し、失業が低下する。生産性ショックに対する労働市場変数の動きは期待通りのものであり、日本の労働市場の循環的特性を捉えている。図表10は生産性と労働市場変数の相関係数をまとめたものである。図表からも賃金格差と雇用者数が循環的であること、失業率が反循環的であることが確認される。

図表 9 生産性ショックの影響（オン・ザ・ジョブ・サーチあり）



このように、モデルは労働市場の循環的な動きを「定性的」には説明できることはわかった。次に、モデルが景気循環上の労働市場の動きを「定量的」に説明できるかどうかを検証する。図表 11 にはモデルのシミュレーションから計算した生産性、両セクターの雇用者数、経済全体の失業率の標準偏差とそれに対応する実際データが示してある。ここでは、毎月勤労統計調査と労働力調査（総務省）からそれぞれの変数に対する標準偏差を計算している。図表 11 はモデルが労働市場変数の変動を定量的には捉えていないことを示している。例えば、失業率をみると、生産性の変動に対して失業率は労働力調査では約 5.1 倍変動するのに対して、モデルではその変動は約 2.1 倍と半分以下となっている。このようにサーチ・マッチングモデルが景気循環上の動きを定量的に把握できないことは Shimer (2005) によって示されており、しばしばシャイマー批判と呼ばれる。シャイマー批判は日本でも成立することが知られており (Miyamoto, 2011)、本稿のモデルも例外ではない。また、図表 11 では 2 種類のデータを使用しているが、両方でその値が大きく異なることには注意が必要である。違いが生じる理由の 1 つは、就業者の定義が 2 つのデータでは異なることである¹³。

図表 10 シミュレーションの結果：相関係数

	Y	e_r	e_n	u	w_r/w_n
Y	1	0.60	0.70	-0.63	0.99
e_r	-	1	0.96	-0.99	0.54
e_n	-	-	1	-0.98	0.67
u	-	-	-	1	-0.57
w_r/w_n	-	-	-	-	1

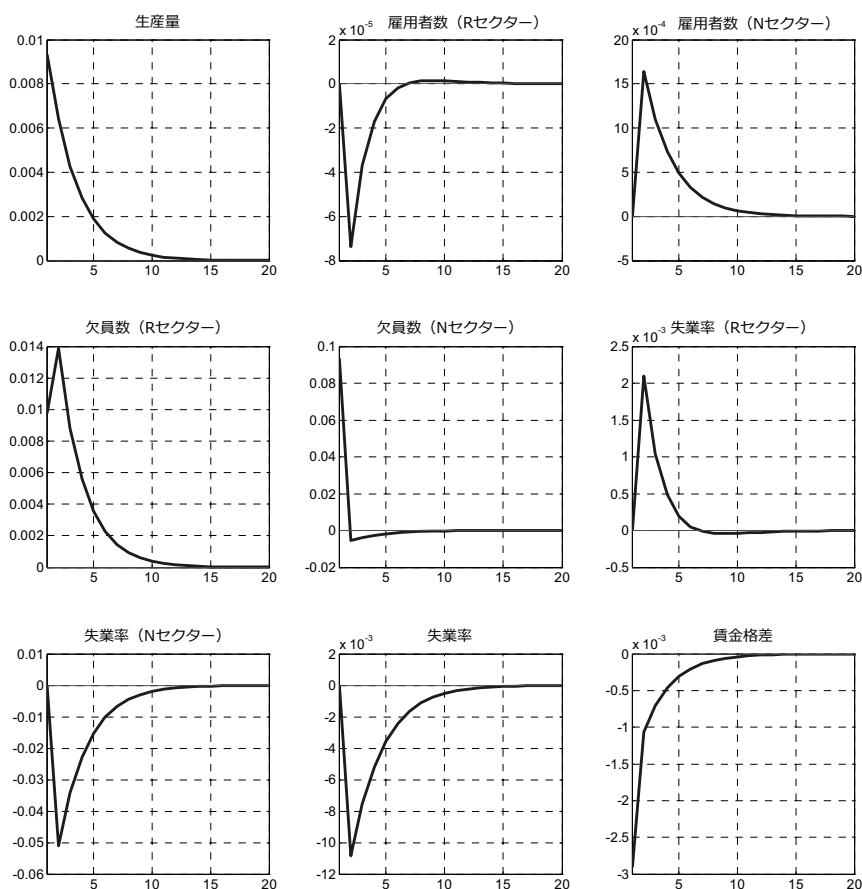
図表 11 シミュレーションの結果：標準偏差

	Y	e_r	e_n	u
モデル	0.014	0.0026	0.0025	0.0295
データ（毎勤、1994Q1-2015Q3）	0.014	0.01	0.284	0.064
データ（労調、2002Q1-2015Q3）	0.014	0.008	0.016	0.071

¹³ 毎月勤労統計調査と労働力調査で大きく値が異なるのは、就業者の定義の違いがあるからだと考えられる。今後、パートあるいは非正規を集計データで捉える際には注意が必要であろう。労働力調査の場合、勤め先の呼称から、「正規の職員・従業員」、「パート」、「アルバイト」、「労働者派遣事業所の派遣社員」、「契約社員」、「嘱託」、「その他」の 7 つに区分されており、「非正規の職員・従業員」は「正規の職員・従業員」以外が該当する。（<http://www.stat.go.jp/data/roudou/definit.htm>）

次に、オン・ザ・ジョブ・サーチ（転職）の役割を考察するために、上述のモデルを雇用者の転職活動が許されていないモデルと比較する。図表 12 は転職が存在しないモデルにおける生産性ショックに対するインパルス応答関数が示されている。生産性 A に 1 期だけ正のショックが到来した場合、最終財 Y の水準は大きく増加するが、賃金格差の指標(w_r/w_n)はオン・ザ・ジョブ・サーチが可能なケースと異なり、縮小する。すなわち、賃金格差の指標は「反循環的」な動きをするといえる。すなわち、景気が回復するときは賃金格差が縮小し、景気が後退するとき、賃金格差は拡大することを意味する。これは毎月勤労統計調査によるデータ分析の結果と整合的ではない。これより、モデルが賃金格差の循環的な性質を有するには、オン・ザ・ジョブ・サーチの役割が大きいことがわかる。

図表 12 生産性ショックの影響（オン・ザ・ジョブ・サーチなし）

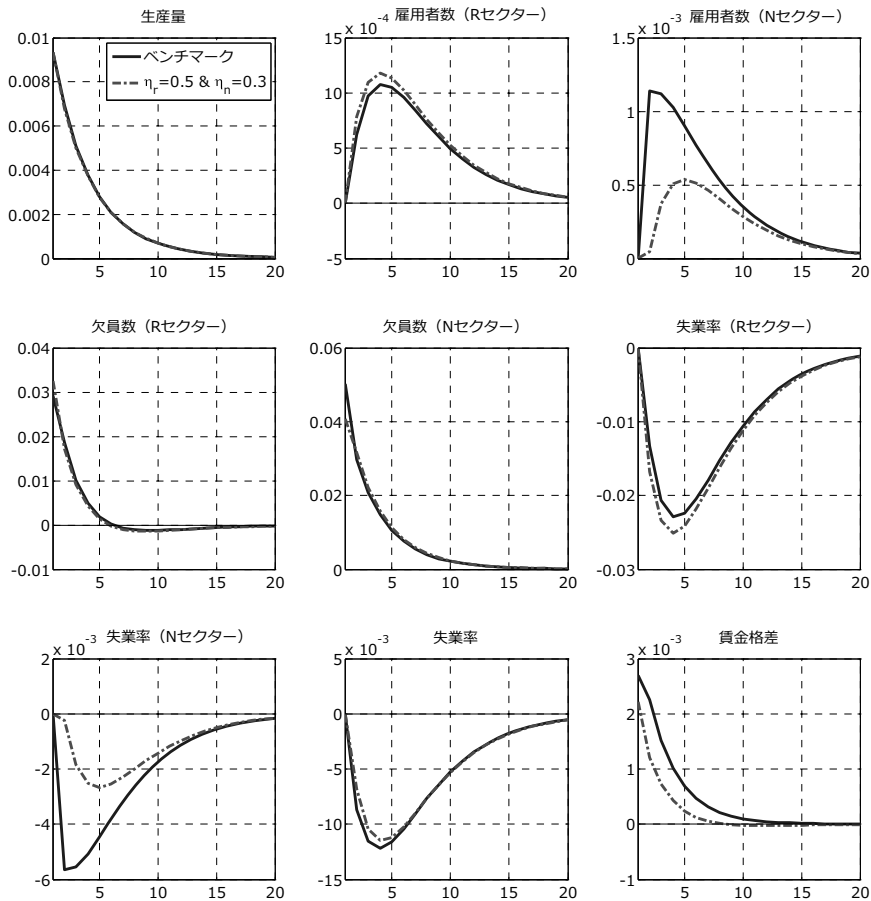


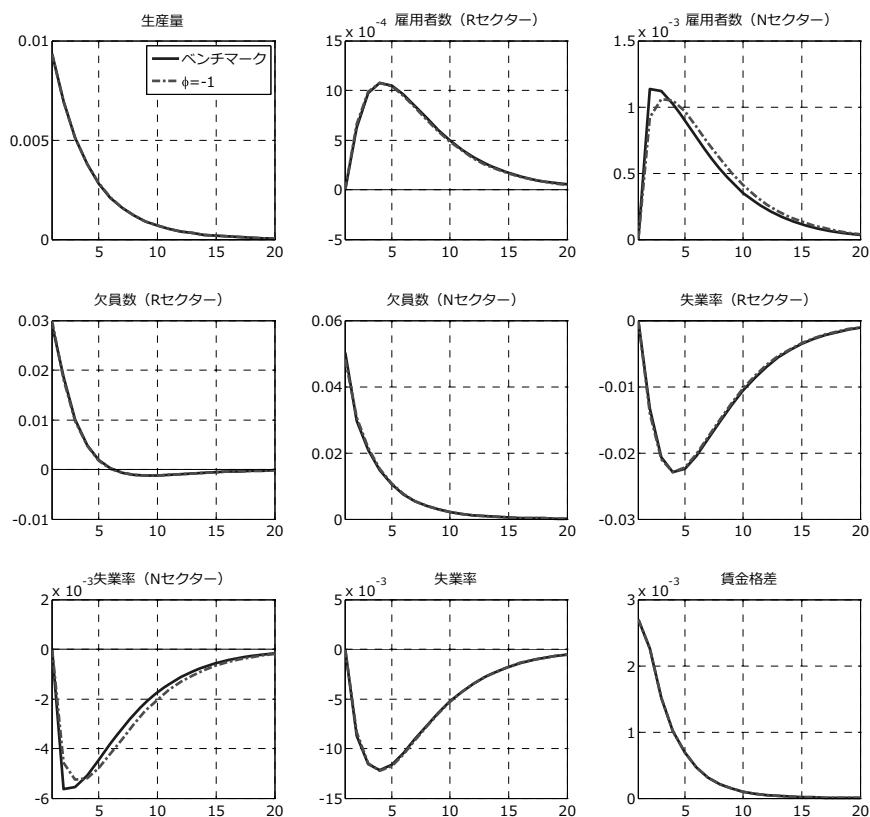
オン・ザ・ジョブ・サーチが可能なモデルで賃金格差が循環的になるのは、労働者の転職活動が R セクターの企業の期待利得を高めるためである。景気拡大期に企業は欠員を増加し雇用を拡大しようとする。摩擦の存在する労働市場では、失業者が比較的簡単に仕事

を見つけられる一方で、企業が労働者を見つけることは困難となる。転職が可能なモデルでは、景気拡大期に失業者のみならず、 N セクターからの転職者も R セクターで職探しをする。つまり、 R セクターの求職者が増えるため、 R セクターの企業は労働者を見つけやすくなる。その結果、 R セクターの期待利得は高まり、賃金が上昇、 N セクターとの間の賃金格差が拡大する。

以上、カリブレートされたパラメータのもと、モデルが労働市場変数の生産性ショックに対する定性的な動きを捉えていることが示された。以下では、モデルのパラメータを変化させた際に、結果がどのように変わるかを考察する。具体的には、労働者の余剰シェアと最終財の生産関数に関するパラメータについての感度分析を行う。なお、これらのパラメータを変化させる際、他のパラメータも再度カリブレートし、そのターゲットを達成するようにする。

図表 13 感度分析：労働者の余剰シェアパラメータ η



図表 14 感度分析：最終財生産関数パラメータ σ 

まず、労働者が獲得する余剰シェアパラメータについての感度分析を行う。ベンチマークでは労働者の余剰シェアパラメータは R 、 N どちらのセクターでも 0.5 としたが、ここでは R セクターにおける労働者の余剰シェアが N セクターのものよりも高い場合を考え、 $\eta_R = 0.5$ 、 $\eta_N = 0.3$ とする。結果は図表 13 に示している。労働者の余剰シェアパラメータの変化は内生変数の生産性ショックに対する定性的な反応に影響を与えていないことがわかる。ただし、その定量的な反応についてはわずかであるが、影響を与えることがわかる。 N セクターでの労働者の余剰シェアパラメータが R セクターに比べて低い場合、ショックに対する N セクターでの雇用の反応は小さくなるのに対して、 R セクターでの雇用の反応は大きくなる。また、ショックに対する賃金格差の反応も若干ではあるが小さくなることがわかる。

次に最終財の生産関数の代替パラメータ σ についての感度分析を行う。ベンチマークでは代替パラメータとし 0 、最終財の生産関数はコブ・ダグラス型とした。ここでは、 $\sigma = -1$ のケースを考える。これは代替の弾力性が 0.5 であることを意味している。図表 14 は結果を示している。図表 14 よりわかるように、生産性ショックに対するモデルの反応は σ の値によらず頑健であることがわかる。これは、本モデルにおいては、一般労働者とパートタイ

ム労働者が代替的であるか、あるいは補完的であるかは結果に大きな差をもたらさないことを意味している。

6. ディスカッション

ここでは本論文では直接扱わなかったが重要だと考えられるモデルの拡張やいくつかの課題について議論する。具体的には、賃金硬直性の導入、モデルパラメータの推計、そして失業率以外に活用できる景気変動の指標について述べる。

賃金硬直性 まず、賃金硬直性の役割について考察する。本モデルは生産性ショックに対する労働市場変数の反応を定性的には捉えられるものの、定量的には把握できないことがわかった。言い換えれば、本モデルでは「シャイマー批判」が成立しているということである。興味深いのは、米国経済を分析した研究では、オン・ザ・ジョブ・サーチをサーチ・マッチングモデルに導入することでシャイマー批判が解決する (Nagypal, 2005 や Krause and Lubik, 2007) のに対して、本稿のモデルではオン・ザ・ジョブ・サーチが導入されているにも関わらずシャイマー批判が発生していることである。

既存研究でシャイマー批判を解決する手段としてオン・ザ・ジョブ・サーチ以外に注目されているものとしては賃金の硬直性が挙げられる。Hall (2005) や Shimer (2005) によれば、賃金の硬直性（とりわけ新規雇用に対する）は好況期に企業が欠員を募集するインセンティブを保つように働くため、雇用変動を増幅させる効果がある。これは次のように説明される。好況期には労働市場が逼迫するが、これは賃金を高める方向に作用する。賃金が伸縮的であれば、賃金は上昇し、企業の利潤が抑えられるので、企業は欠員を募集するインセンティブを失い、結果として欠員がそれほど増えず、失業も大きくは低下しないことになる。これに対して、賃金が硬直的であれば、労働市場の逼迫は賃金をさほど高めないため、企業は高い利潤を享受できる。この結果、企業は欠員を増やすことになり、雇用変動が増幅されることになる。本モデルに賃金の硬直性を導入した場合もこの効果が期待される。

構造推定 本稿の分析ではモデルのパラメータ値をカリブレーションの手法により決定したが、いくつかのパラメータに関しては構造推計を行うことが望ましいと考えられる。例えば、労働者の余剰シェア、失業時の所得、サーチコストに関するパラメータは直接的なデータ対象がないため、その値をカリブレーションにより求めることは難しい。標準的なサーチ・マッチングモデルを構造推計したものとして、米国経済を対象とした Lubik (2009) や日本を対象とした Lin and Miyamoto (2014) がある。Lin and Miyamoto (2014) のモデルでは、労働市場の2重構造 (R と N セクター) やオン・ザ・ジョブ・サーチを取り扱っていないため直接的な比較はできないが、本稿で用いた値と比較して、労働者の賃

金交渉力の値は低く、また、失業時の所得の値は高く推計されている。また、サーチ・マッチングモデルを確率的動学的一般均衡（DSGE）モデルに導入してベイズ推計を行った宮本（2016）でも、日本において労働者の賃金交渉力は非常に小さい値になっている。筆者達の知りうる範囲では、日本経済を対象にオン・ザ・ジョブ・サーチを導入したサーチ・マッチングモデルを構造推計した研究は未だ存在しないため、本論文の拡張としてモデルの構造推計を行うことは重要であると考えられる。

景気変動の指標 本稿の分析では、失業率という外部労働市場の指標を景気変動の指標として扱った。しかし、企業内の雇用創出・喪失や賃金の決定は、外部市場の指標よりも内部市場の指標である企業収益から直接影響を受ける。企業収益が悪化すれば、雇用喪失率が高くなり、賃金水準は低下する。その反対に、企業収益が改善すれば、多くの雇用は創出され、賃金水準が上昇する。景気変動によって企業収益がどのように変動するかは、企業の特性によって異なるが、全体的に企業収益は景気と同じ動きで推移すると考えられる。すなわち、企業収益は「循環的」な動きをする。失業率の変動と景気変動は強く相関しているので、企業収益の平均値の変動と失業率の変動も強く相関すると考えられる。失業率が高い時、全体的に企業収益は悪化し、失業率が低い時、全体的に企業収益は好調である。このような企業収益と失業率の相関性から、失業率の代わりに内部労働市場の指標である企業収益で同じような分析をしても、研究分析から得られる知見は本質に変わらないことが予想できる。

7. おわりに

本研究の目的は、日本における景気変動と賃金格差の関係を検証することである。そのために、(1) 日本の労働市場の動向を捉えている集計データ（毎月勤労統計調査）から景気変動と一般労働者とパートタイム労働者間の賃金格差の関係を時系列に確認し、(2) データで確認できた循環的な特性を描写するモデルを構築し、データとのフィットを検証する。転職市場と賃金格差の関係に着目するために、2 セクターからなる労働市場を前提とした確率的サーチ・マッチングモデルにオン・ザ・ジョブ・サーチ（On-the-job search）を導入したモデルを構築した。

一般労働者とパートタイム労働者間の賃金格差は「循環的」な動きをし、景気回復時には賃金格差が拡大し、景気後退期には賃金格差は縮小することがわかった。また、オン・ザ・ジョブ・サーチを導入した確率的サーチ・マッチングモデルをシミュレーションすると、データと整合的で賃金格差に対して循環的な特性を示した。反対に、オン・ザ・ジョブ・サーチができないモデルでは、シミュレーションの結果、賃金格差に対して反循環的な特性をもつことがわかった。日本の労働市場を描写するのにオン・ザ・ジョブ・サーチが重要な要素であることが窺い知れる。

参考文献

1. 今井亮一・工藤教孝・佐々木勝・清水崇 (2007) 『サーチ理論』東京大学出版会.
2. 宮本弘暁 (2009) 「労働市場のマクロ分析サーチ理論とマクロ経済分析」, 清家篤・駒村康平・山田篤裕編著『労働経済学の新展開』, 慶應義塾大学出版会.
3. 宮本弘暁 (2016) 「量的緩和政策と労働市場」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 16-J-3.
4. Acemoglu, Daron (2001), “Good Jobs versus Bad Jobs,” *Journal of Labor Economics*, 19, pp.1-21.
5. Braun, R. Anton, Julien Esteban-Pretel, Toshihiko Okada and Nao Sudo (2006), “A Comparison of the Japanese and US Business Cycles,” *Japan and the World Economy*, 18, pp.441-463.
6. J Esteban-Pretel, Julien, Ryo Nakajima and Ryuichi Tanaka (2010), “Japan’s Labor Market Cyclicalities and the Volatility Puzzle,” Discussion Papers 11040, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI), Tokyo.
7. Hodrick, Robert J. and Edward C. Prescott (1997), “Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, pp.1-16.
8. Kambayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi and Ken Yamada (2013), “Minimum wage in a deflationary economy: The Japanese experience, 1994-2003,” *Labour Economics*, 24, pp.264-276.
9. Krause, Michael U. and Thomas A. Lubik (2006), “The cyclical upgrading of labor and on-the-job search,” *Labour Economics*, 13(4), pp.459-477.
10. Lin, Ching-Yang and Hiroaki Miyamoto (2012), “Gross Worker Flows and Unemployment Dynamics in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(1), pp.44-61.
11. Lin, Ching-Yang and Hiroaki Miyamoto (2014), “An Estimated Search and Matching Model of the Japanese Labor Market,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 32, pp.86-104.
12. Lise, Jeremy, Nao Sudo, Michiko Suzuki, Ken Yamada and Tomoaki Yamada (2014), “Wage, income and consumption inequality in Japan 1981-2008: From boom to lost decades,” *Review of Economic Dynamics*, 17, pp.582-612.
13. Lubik, Thomas A. (2009), “Estimating a search and matching model of the aggregate labor market,” *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, Spring Issue, pp.101-120.
14. Merz, Monika (1995), “Search in the labor market and the real business cycle,” *Journal of Monetary Economics*, 36(2), pp.269-300.
15. Miyamoto, Hiroaki (2011), “Cyclical behavior of unemployment and job vacancies in Japan,” *Japan and the World Economy*, 23, pp.214-225.
16. Miyamoto, Hiroaki (2016), “Growth and non-regular employment,” *B.E. Journal of Macroeconomics* (Contributions), 523-554.
17. Miyamoto, Hiroaki and Yuta Takahashi (2011), “Productivity growth, on-the-job search, and

- unemployment,” *Journal of Monetary Economics*, 58, pp.666-680.
18. Morin, Annaïg (2012), “Wage Dispersion over the Business Cycle.” Bocconi University, mimeo.
 19. Nagypal, Eva (2005), “On the Extent of Job-to-Job Transitions,” Manuscript. Northwestern University.
 20. OECD (2015), *Is It Together: Why Less Inequality Benefits All* OECD Publishing, Paris
 21. Petrongolo, Barbara and Christopher A. Pissarides (2001), “Looking Into the Black Box: A Survey of the Matching Function,” *Journal of Economic Literature*, 39, pp.390-431.
 22. Pissarides, Christopher A. (1994), “Search Unemployment with On-the-job Search,” *Review of Economic Studies*, 61(3), pp.457-475.
 23. Pissarides, Christopher A. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed. MIT Press, Cambridge, MA.
 24. Shimer, Robert (2005), “The cyclical behavior of unemployment and vacancies: evidence and theory,” *American Economic Review*, 95, pp.25-49.
 25. Uhlig, Harald (1999), “A toolkit for analysing nonlinear dynamic stochastic models easily,” in Ramon Marimon and Andrew Scott, eds, *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Oxford University Press, Oxford, pp.30-61
 26. Wasmer, Etienne (1999), “Competition for Jobs in a Growing Economy and the Emergence of Dualism,” *Economic Journal*, 109, pp.349-71.