

新規大学卒業者の就業行動についての考察

—ジョブ・サーチ理論を適用した就職率に影響を与える要因分析—

三浦 一秋

要旨

本稿は新規大学卒業者の労働市場において生ずるミスマッチをマクロ的な視点で考察するものである。ここでは、ミスマッチを就業行動時における未内定と企業の新規補充の際に欠員が同時に存在する、労働需要と労働供給の質と量の不一致と定義付ける。新規大学卒業者が就職できずにいることの社会的コストとしては、潜在的な生産能力が活用されないといったマクロ経済への影響や、税金や社会保険収入の低下といった財政への影響等が考えられる。この為、ミスマッチの解消は重要な政策課題として認識される。これらを踏まえて、新規大学卒業者のミスマッチに影響を与える要因を、1)学生の職業観の変化により、新規大学卒業者の就業行動が偏っていること、2)学生の質の低下により、大学への進学が必ずしも就職において優位とならないこと、3)採用厳選化や学生の心理的变化に伴い、就職活動において競争が激化していること、とし要因とミスマッチの間に因果関係があると仮説を立て、実証分析を行った。分析の結果、仮説は立証された。さらに、大学進学率の上昇による大学進学者の相対的な割合の増加および就業行動の大企業への集中といった量的側面が就職率に影響を与えたと考えられる。また、人的資本の形成が十分でないため、大学進学の特権性が見られないことや就業行動の大企業への集中の背景にある職業観の未成熟、学生のストレス耐性の低下といった質的側面にも問題があると考えられる。

キーワード：ミスマッチ、人的資本、教育内部収益率、マッチング関数、単位根

1.はじめに

本稿の目的は、新規大学卒業者の労働市場において生ずるミスマッチをマクロ的な視点で考察するものであり、新規大学卒業者の就職率に影響を与える要因について、学校基本調査や労働力調査などの公刊統計を用いた実証分析を行う。

労働需要及び労働供給をマクロ的な視点で分析した先行研究はいくつかみられる。太田(2012)は、求人倍率一定のもと、大卒者の就職率は4年前の進学率の上昇に伴い低下する、ことを明らかにした。さらに、求職者側あるいは求人側に何らかのミスマッチの要因が存在している可能性を示唆した。特に求職側の質的变化が生じてミスマッチを引き起こし、それが不況期における就職率低迷をさらに深刻化させたと指摘している。

雇用におけるミスマッチとは求職と求人のニーズが不一致である状況を指している。分

類すると、1)職種・業種における労働需要と労働供給の不一致によるミスマッチ、2)経験年数や年齢、資格等の条件の不一致によるミスマッチ、3)求職者の性格と企業の風土の不一致によるミスマッチなどがある。ミスマッチの生ずる原因としては、職業能力の不一致、情報の不完全性、労働者や企業の選好、地域間移動の困難などが考えられる。

本稿では新規大学卒業者のミスマッチを検討するが、ミスマッチとは就業行動時における未内定と企業の新規補充の際に欠員が同時に存在する、前節の 1)すなわち、労働需要と労働供給の質と量の不一致、と定義付け取り上げる。

新規大学卒業者についてミスマッチの原因を考えると、労働需要面では、1)人材過剰：景気の悪化による失業者の増加や高齢者及び女性の社会進出、2)経営環境悪化：年功序列制度の衰退や非正規社員の多用、3)採用活動の厳選化：リクナビやマイナビなどの就職サイト普及に伴う、人気企業への応募者の集中や学生の質を重視した厳選採用活動などが挙げられる。労働供給面では、1)職業観の変化：非正規雇用やアルバイトなどの様々な労働形態の多様化及び職業観の未成熟化、2)学生の質の低下：大学進学率上昇に伴う新規大学卒業者の量の増加による、従来は大学に入学許可されなかった層の進学、3)心理面の変化：就職活動が早期化・長期化するに伴う就業へのモチベーションの低下や学生のストレス耐性の低下、などが挙げられる。

新規大学卒業者が就職できずにいることの社会的コストとしては、潜在的な生産能力が活用されない、または、消費水準が低下するといったマクロ経済への影響や、税収や社会保険収入の低下といった財政への影響が考えられる。また、失業・転職による技能の損失が起こる可能性もあるほか、失業によって受ける心理的な影響も無視できないものと考えられる。この為、ミスマッチの解消は重要な政策課題として認識されている。

これらを踏まえて、新規大学卒業者のミスマッチに影響を与える要因としては、

- 1) 学生の職業観の変化により、新規大学卒業者の就業行動が偏っていること
- 2) 学生の質の低下により、大学への進学が必ずしも就職において優位とならないこと
- 3) 採用厳選化や学生の心理的变化に伴い、就職活動において競争が激化していること

の 3 つがあると考えられる。ここから、それらの要因とミスマッチの間に因果関係があるとの仮説を立て、時系列データを用い、それぞれの要因とミスマッチとの因果関係をケース B 及びケース C において実証分析を行う。

以下、第 2 章で新規大学卒業者の就業行動について調査し、実態を把握する。第 3 章では新規大学卒業者の就業行動に関する先行研究を紹介する。第 4 章では新規大学卒業者の就業行動を分析する際に、情報の非対称性（西川，2010）などの作用により、新古典派的完全競争労働市場における分析は適用できない事を示した後に、ジョブ・サーチ理論のマッチング関数を適用し、線形及びコブ=ダグラス型の 2 種類の推定式を定式化する。第 5 章では、被説明変数と採用する説明変数を検討し、それぞれの時系列データの単位根検定を実施した上で、2 種類の推定式のいずれが現実に適合しているか検討する（ケース A）。その後、説明変数の中でも分析において使用する、求人倍率と求職者数をそれぞれ、1) 公刊統

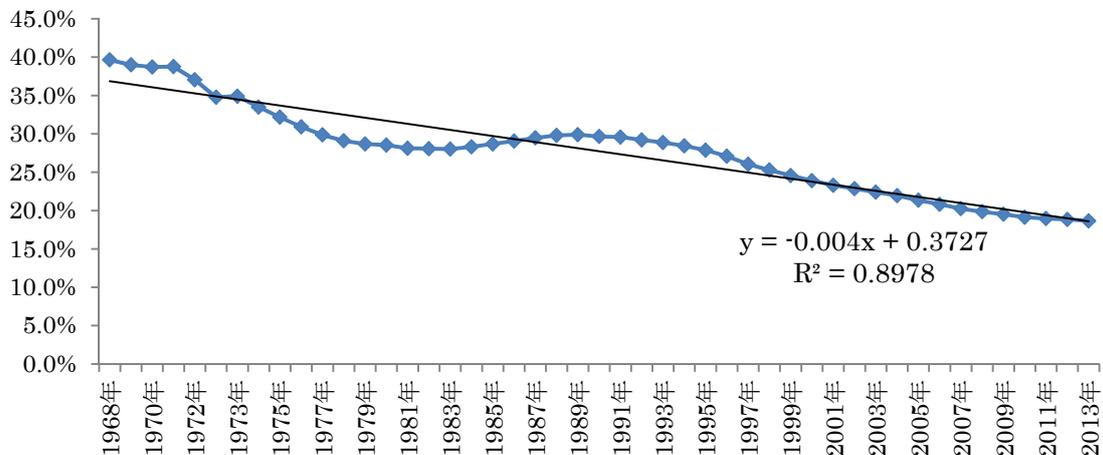
計である、新規有効求人倍率と 20-24 歳完全失業者数、2)民間のデータである、新規卒業
者求人倍率と民間企業求職者数、3)民間のデータである、大手企業の新規卒業者求人倍率と
民間企業求職者数、4)民間のデータである中小企業の新規卒業者求人倍率と民間企業求職者
数、とに変えて分析し、仮説が説明できるか検討する (ケース B)。さらに、説明変数のう
ち学生に係る要因として、学生の質を示す、教育の内部収益率 (IRR) を用いて、学生の質
が就職率にどのような影響を及ぼすか検討する (ケース C)。第 6 章において、新規大学卒
業者の就業行動についての議論を整理し、考察としてまとめる。

2. 新規大学卒業者の就業行動について

2.1 若者の就業状況

日本では高齢化が急速に進み、労働年齢人口における若者の割合は減少している。労働
力調査によると、労働力人口における若者 (ここでは 15 歳から 24 歳の労働人口) の割合
は、1968 年には 39.6%であったが 2013 年には 18.7%となり大きく減少している (図 1)。
労働力人口に占める若者の割合のトレンドを線形の近似曲線を示すと毎年 0.4%ポイント
減少するという傾向を示している。

図1：労働力人口に占める若者の割合 (1968-2013)



出所：総務省統計局 労働力調査(2014年)

労働力人口における若者の割合が減少しているにもかかわらず、若者の失業率が増加し
ていることから、労働市場における若者の雇用を増やし関与を強くすることが一層重要で
あると指摘されている (Bredgaard and Larsen,2007)。日本では 1990 年以降は、大学進
学率が急激に上昇し、18 歳人口の約半数が大学に進学するようになった。新規大学卒業
者と企業との雇用のミスマッチなどが生じているため、新規大学卒業者の就職率が低下傾
向になった。このこともあり、2012 年 2 月には、学生に就業力を付けるためのキャリア教育が

義務付けられ、キャリアガイダンスとして社会的・職業的自立に関する指導等を行う事となるなど大学設置基準が改正された。このように大卒者に対する、学校教育と職業生活との接続 (School-to-Work¹) の問題解決が重要な課題となっている。

2.2 大学進学状況

学校基本調査によると 1950 年代以降日本における大学進学率は上昇傾向にあり、2009 年度に 50% を超えたが、2009 年度頃からはあまり変化は見られない (図 2)。

マーチン・トロウ (1976) は、18 歳人口の大学への進学率の変化のパターンを次の 3 つの段階に分けた。

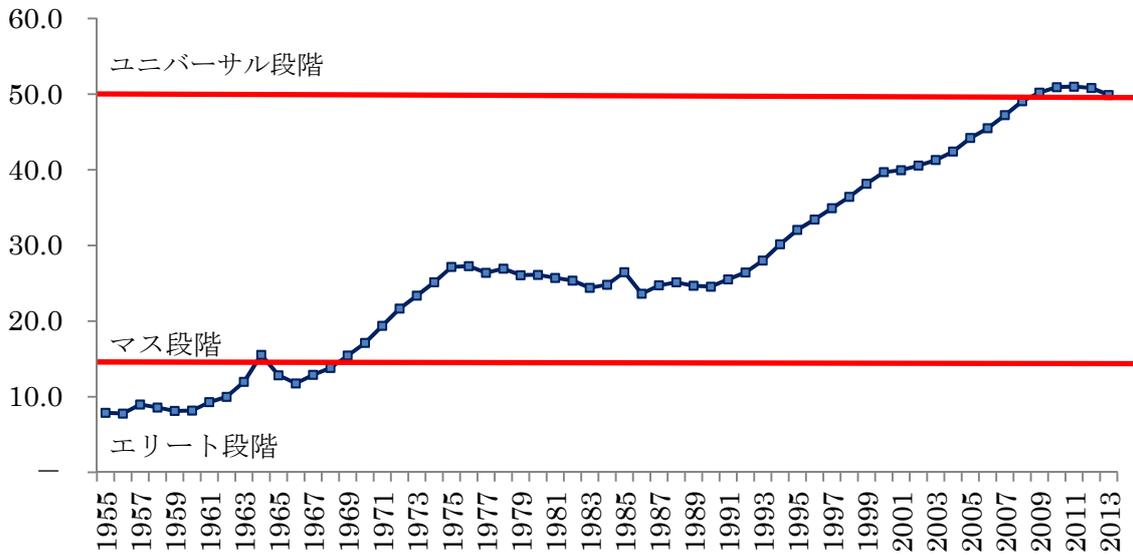
- | | |
|----------------|---------|
| (1) エリート段階 | 15%未満 |
| (2) 大衆 (マス) 段階 | 15%～50% |
| (3) ユニバーサル段階 | 50%以上 |

この定義によると日本はユニバーサル段階に入りつつある。ユニバーサル段階では、多くの学生にとって進学することが当然とされ、義務と感じられるようになる。昨今では、多様化した学生が進学する事になり、目的を明確にしないまま高等教育を受ける学生が増加する傾向にある。

また、この段階における教育の目的は、産業社会に適応しうる全国民の育成となっている。しかし、大学側の教育は旧来のまま、エリート層を育成する為の教育を行っているケースが多い。このことが大学教育の問題点に繋がると懸念される。学生を学校から職業へと繋ぐ最後の教育の場である大学は、産業界のニーズに対応する人材の育成を社会からも期待されている。しかし、学生の職業的レリバンス (意義) は欠如し、学校で学んだ教育内容が就職後の職業生活にほとんど意義を有していないと問題点も指摘されている (本田, 2009)。

¹ School-to-Work とは、1994 年にアメリカで制定された、学校から職業への機会法に基づき、各州・学区・学校レベルで実践されている多様なプログラムの総称。

図2：大学への進学率（1955-2012）



出所：文部科学省 学校基本調査(2014年)

2.3 大学に進学する理由

大学進学行動を扱う有力な理論のひとつに人的資本論があり、これは、大学教育を学生の生産能力を高める投資活動とみなす考え方である（ベッカー，1976）。人的資本の投入量を決定する大きな要因のひとつに内部収益率がある。これは、人的資本を投入することによって生み出される収益の現在価値を、費用の現在価値に等しくさせる割引率である。内部収益率を実証的に分析した研究としては、田中（2010）が挙げられ、産業別の大学進学の内収益率を費用において国立・私立・自宅・下宿に細分して算出している。

ここで、ある個人が大学に進学し、4年間在籍すると仮定する。在学 t 年目の私的費用を C_t とすると、これは学校納付金及び放棄稼得等の合計となる。また、大学卒業後、退職年齢まで働くことで得る私的投資便益を大卒・高卒間の賃金差とすると、大学進学の内収益率（IRR）は（1-1）を満たす。

$$\sum_{t=0}^{s-1} (C_t + Wh_{st}) / (1 + IRR)^t = \sum_{t=s}^{T-1} (W_{ut} - Wh_{st}) / (1 + IRR)^t \quad (1-1)$$

ただし、 C_t : t 期の大学教育の年間費用、 Wh_{st} : t 期の高卒者の年収、 W_{ut} : t 期の大卒者の年収、 s : 大学の教育年数 (= 4)、 T : 高卒者の勤続年数、を表す。

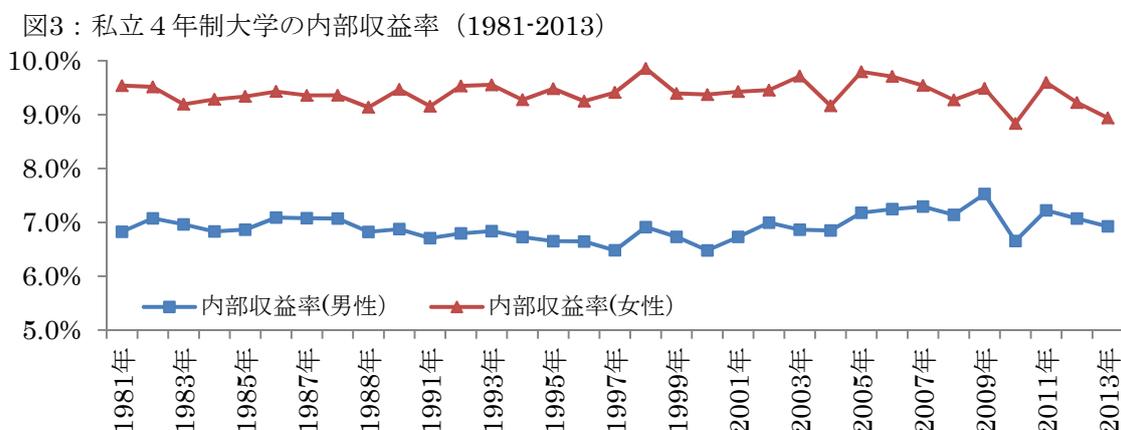
実際に、大学卒業労働者と高校卒業労働者の年収を比較すると（表1）、大学卒業労働者と高校卒業労働者の間の年間賃金は、各年代で差額が生じている。特に40代後半から50代にかけて賃金差がピークを迎える。このように賃金の比較からみると、大学教育の経済的効果が生じていることが分かる。なお、年間賃金は所定内給与額×12ヶ月+年間賞与その他特別給与額を合算した額としている。

表 1 : 2013 年度における大卒、高卒年間賃金及び賃金格差

年齢	大学卒業労働者 年間賃金 (万円)	高校卒業労働者 年間賃金 (万円)	賃金差 (万円)
～19 歳	-	2,110.2	-
20～24 歳	2,834.6	2,616.7	217.9
25～29 歳	3,686.4	2,879.9	806.5
30～34 歳	4,441.6	3,305.1	1,136.5
35～39 歳	5,373.5	3,692.9	1,680.6
40～44 歳	6,493.2	4,030.5	2,462.7
45～49 歳	7,604.5	4,221.3	3,383.2
50～54 歳	7,979.0	4,436.3	3,542.7
55～59 歳	7,583.8	4,364.2	3,219.6
60～64 歳	5,629.4	3,124.2	2,505.2
65～69 歳	6,116.9	2,827.4	3,289.5
70 歳～	6,117.4	2,621.8	3,495.6

出所：厚生労働省 賃金構造基本統計調査(2014)

賃金構造基本統計調査が発表した年収（税引き前）及び文部科学省が発表した私立大学の学校納付金をもとにして求めた 1981 年から 2013 年までの男女別の内部収益率を図 3 で示している。期間中の動向は男女間で同様な傾向を示す。平均値は、男性では 6.9%、女性は 9.4% となり女性の水準の方が高い。これは大学卒業者の年収に関しては男女間でそれほど差異はないが、高校卒業者の年収に格差があり、女性の年収が低いためである。なお、昨今では女性の管理職を増加への取組がなされる等、女性就労環境が変化していることを受け、男女とも定年退職までの勤務を前提としている。



出所：文部科学省 学校納付金と厚生労働省 賃金構造基本統計調査より作成(2014 年)

人的資本論とは異なる大学進学決定理論としてシグナリング理論が挙げられる。これは、大学に進学し卒業することは、大学で獲得した知識や技能を証明するのではなく、個人が生まれつき持っている能力、あるいは大学入学までに獲得した生産能力が、どれだけ高いかという情報を、社会に伝達するにシグナルであるという考え方に基づいている。この理論によると、大学卒業証書を保有していれば、企業はその個人を高い生産能力の持ち主であると識別することができ、それを保有しない者に比して好ましい処遇をするので、能力のある者は大学に進学する。この場合、大学は学生の生産能力を高めることはせず、個人が元々どれだけ生産的ないしは優秀であるかを判定する役割を果たすに過ぎない（例えば荒井（1995）は人的資本とシグナリング理論を詳しく比較している）。

具体的に、企業が新たに労働者を採用する場合を想定する。求職者は同質ではなく、その生産能力に散らばりがあるとする。個々の求職者は自分の生産能力をよく知っているが、企業は知らない。すなわち情報の非対称性が存在すると仮定する。企業は、個人の生産能力を知ることが困難な時、直接観察可能で客観的に判断できる個人の属性を基にして、採用の可否を判断する。企業は、学歴の高い求職者は概して生産能力も高いと推定することがあるだろう。学歴以外にも職歴、性別、年齢などの観察可能な個人の属性は、その個人の生産能力に関する情報を包含していると考えられる。

人的資本論では、大学教育は学生の生産能力を高めるとし、シグナリング理論では個人が生まれつき持っている能力、あるいは大学入学までに獲得した生産能力が、どれだけ高いかという情報を、社会に伝達するとしている。いずれの考え方においても大学卒業者は高い生産能力を有し、大学などの高等教育機関に進学しなかった者と比較すると賃金格差を生じることとなる。しかし、近年では大学卒業後、就職ができないもしくは非正規雇用となり賃金格差を生まない大卒という学歴も観察されていることは否定できない。

2.4 新規大学卒業者の状況

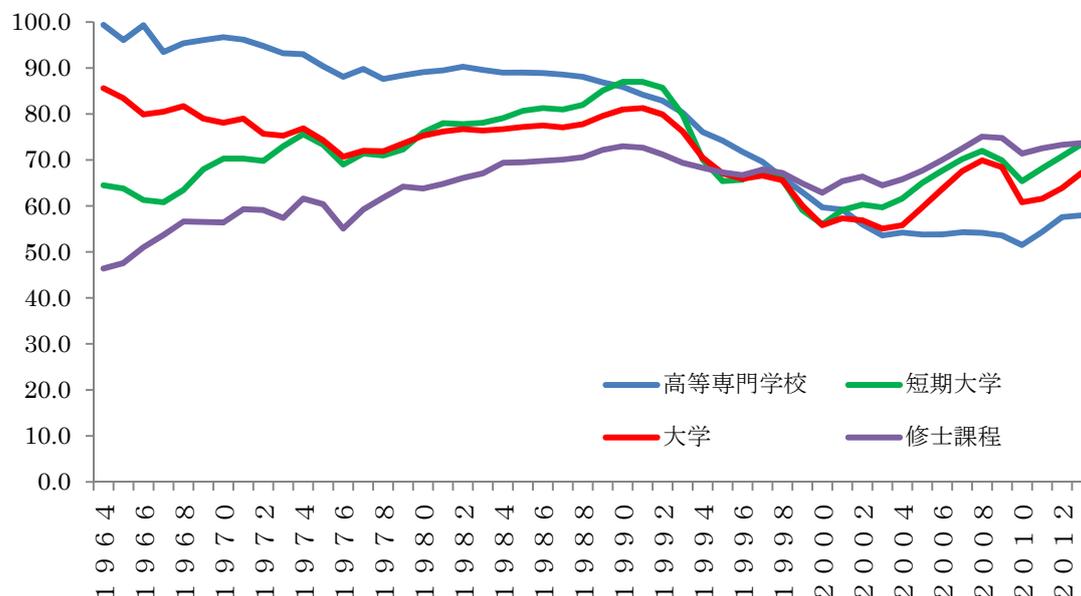
高等教育機関の新規卒業者の進路はどのような状況であるのか。学校基本調査から高等専門学校、短期大学、4年制大学、大学院（修士課程）の就職率²の推移をみると1960年代には学校種別により、ばらつきが大きかったが、徐々に収束し、1990年代後半には70%前後となったことが分かる（図4）。

次に、4年制大学の新規卒業者の状況を図4のデータに基づいて詳しくみると2013年度の新規大学卒業者に占める就職者の割合は、2010年度に急激に低下したが、その後4年連続で上昇し、69.8%（前年度より2.5ポイント上昇）となった。

また、2013年度の大学卒業生の進路状況をみると、正規の職員等でない者と一時的な仕事に就いた者、左記以外の者を合算すると、10万5千人となり、安定的な雇用に就いていない者の卒業者に占める割合は、18.6%となった（図5）。これは前年度より2.1ポイント低下しているが、依然として高い水準である。

²就職率は就職者数（正規の職員等＋正規の職員等でない者）÷全卒業者数で算出している。

図4：新規卒業者の就職率の推移（1964-2012）



出所：文部科学省 学校基本調査(2014年)

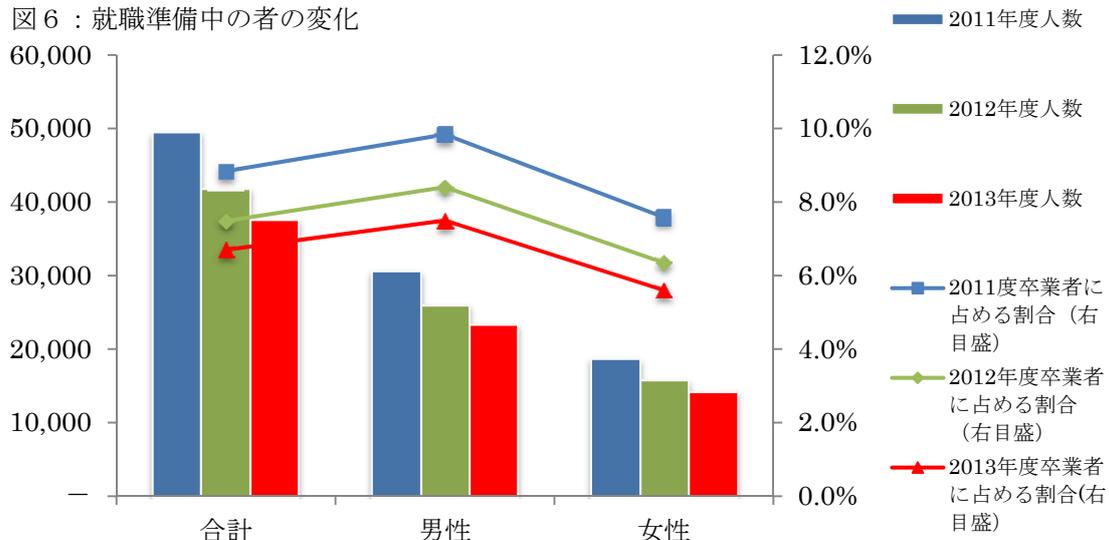
図5：2013年度の大学卒業生の進路状況

大学院等への進学者	就職者		臨床研修医	専修・外国の学校等入学者	一時的な仕事に就いた者	左記以外の者			不詳・死亡の者
	正規の職員等	正規の職員等でない者				進学準備中の者	就職準備中の者	その他	
11.10%	69.80%		1.60%	1.50%	2.60%	12.10%			1.30%
63027人			8808人	8360人	14519人				7516人
	65.90%	3.90%				0.50%	6.70%	5.00%	
	372602人	22258人				2845人	37638人	27998人	

出所：文部科学省 学校基本調査（2014年）

ここで、学校基本調査の卒業後の進路状況をもう少し詳しく見る。左記以外の者は、進学準備中の者や就職準備中の者、その他に分類される。学校基本調査によると、卒業生に占める就職準備中の者が高い割合で推移していることが示される。就職準備中の者の3年間の変化をみると、2011年度と比較すると男女とも人数及び卒業生に占める割合とも減少している（図6）。しかし、卒業生に占める就職準備中の者の割合は2013年度では男女計では6.7%、男性は7.5%、女性は5.6%であり、就職を希望しても就職できなかった者が多いのが現状である。

図6：就職準備中の者の変化



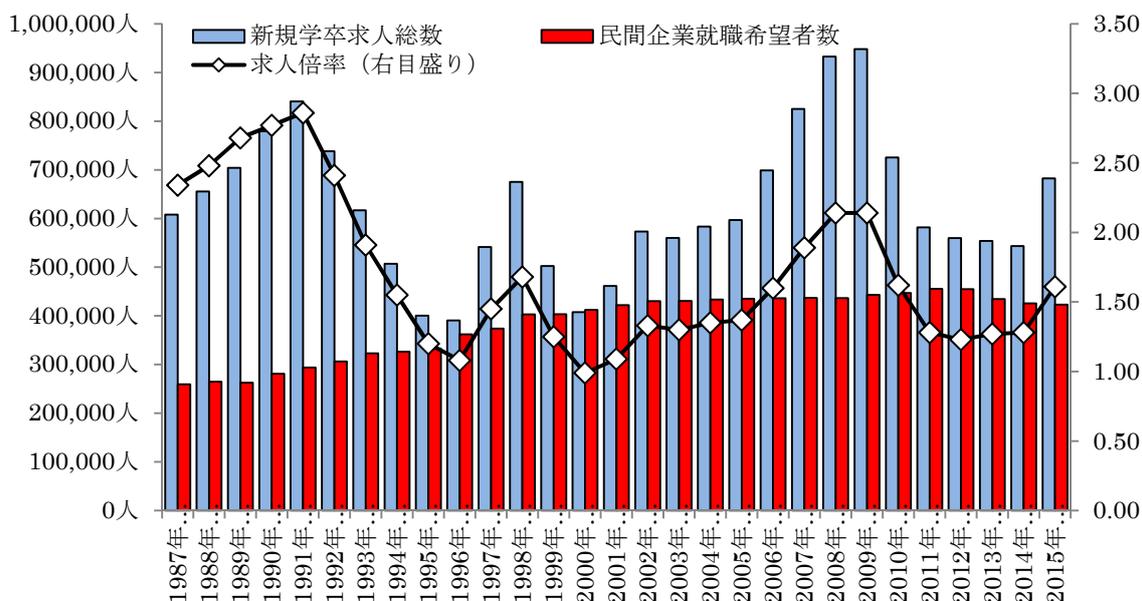
出所：文部科学省 学校基本調査(2012、2013、2014年)

2.5 規大卒業者の就職活動について

1920年頃より日本では新卒一括採用が本格的に導入され、大学生はその卒業時に就職先を決定し、長期雇用や年功賃金、企業内組合といった日本的経営とともに日本の高度成長を支えてきた。伝統的に日本の労働市場は学校を卒業するときに、安定した仕事を得る割合が高く、離職率が低いことで知られていた (Genda and Kurosawa, 2001)。これは、大学の就職部と企業との結びつきが強く、大学生の多くは卒業時に学校からの推薦により企業に就職していたためである。しかし、1968年に本格化した大学紛争以降、大学側は職業指導などに対応ができなくなり、学生は自力で就職先を探さなければならなくなった。この頃から学生の会社訪問が始まり、それをサポートするために学生と企業をつなぐ就職情報産業が盛んになってきた。1970年代中盤から後半にかけてオイルショックにより、基幹産業の多くは学卒採用を抑制もしくは停止した。こうした中で、流通や外食など新興産業が大量に学卒採用を始めたため、就職先は多様化する。また、1986年施行の男女雇用機会均等法により女性の大学卒業者の採用も増加する傾向となった。その後、バブルを経て就職氷河期が到来し、企業は採用数の抑制及び質へのこだわりといった厳選採用を行うようになった。また、エントリーシートの導入や書類選考、筆記試験、面接試験などと採用試験はいくつかの段階を踏むようになった。さらに、IT技術の向上とともに情報サイトでのエントリーが普及したことにより、就職活動は自由化時代に突入した。1991年には、大学設置基準の大綱化などにより、大学の数(特に私立大学)が大幅に増加したことで学生の量が増え、そのため質が多様化し、内定を獲得する学生と就職先が決定しないまま卒業する卒業未業者が混在する、いわゆる二極化が進行することとなる。学修期間の確保や留学等の機会を増やすことなどを理由とし、2013年には政府からの要請により、採用試験の後ろ倒しが経済界から受け入れられ、2016年3月卒業生から導入されることとなった。新規

大学卒業者にとっては、大きな一度のチャンスである新卒採用が、その方法や時期が随時変更され、選考基準も不透明化であるため、大きな障壁となることが懸念される（濱口桂一郎(監訳) (2010))。

図7：新規大学卒業生に対する求人及び求職者（1987-2015）



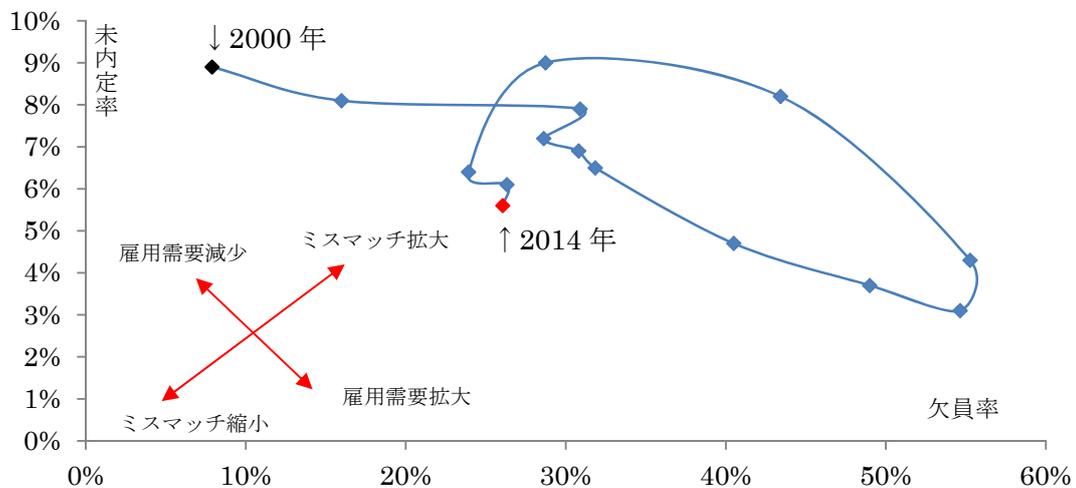
出所：リクルートワークス研究所(2014年)

規大卒者の就職状況の厳しさからは、企業が採用を縮小し、就職希望者が過剰となっているとも思えるが、企業からの求人数は高い水準にある。新規大学卒業生に対する求人倍率をみると2015年で1.61倍と改善している（図7）。就職が決定しない理由として、求人が就職希望者に対して少ないとはいえない状況である。つまり、選考方法や選考基準が大きな障壁となっているとはいえ、企業からの求人倍率は概ね1倍を超えている。求人総数が就職希望者よりも上回っている状況が続いているにもかかわらず、就職率は減少傾向にある。

2.6 新規大学卒業生の就職行動についての課題

ここで失業率と欠員率は互いに負の関係になるというUV曲線の考え方を新規大学卒業生において適用する。ここでは縦軸に失業率の代わりに（卒業時）未内定率を、横軸に欠員率の代わりに企業の未充足率を示す。2000年から2014年までの卒業時点での未内定率及び欠員率を算出したのが図8である。

図8：新規大学卒業者UV曲線 (2000-2014)



出所:厚生労働省 大学等卒業予定者の就職内定状況調査及びリクルートワークス研究所 新卒求人倍率より作成

期間中の変化をみると 2000 年前後の就職氷河期から徐々に雇用拡大となるが、ミスマッチも拡大してくる。ここ数年ではミスマッチが縮小してきている。なお、本稿では、ミスマッチを新規大学卒業者の就業行動時における未内定と企業の新規補充の際に欠員が同時に存在することとする。太田・玄田・近藤 (2007) によると、卒業時の失業率はその後の年収に持続的な影響を持つと指摘される。また、社会的にみても若年者が就労しないことによる損失は長期的にみても大きな影響を与える。

そこで本稿では、新規大学卒業者のミスマッチに影響を与える要因としては、

- 1) 学生の職業観の変化により、新規大学卒業者の就業行動が偏っていること
 - 2) 学生の質の低下により、大学への進学が必ずしも就職において優位とならないこと
 - 3) 採用厳選化や学生の心理的变化に伴い、就職活動において競争が激化していること
- の 3 つがあると考えられる。ここから、それらの要因とミスマッチの間に因果関係があるとの仮説を立て、時系列データを用い、それぞれの要因とミスマッチとの因果関係をケース B 及びケース C において実証分析を行う。

3.先行研究

新規大学卒業者の就業行動に関する研究は心理学、社会学、経済学等の観点から行われている。心理学では個票データに基づき、行動主体の主観を分析した研究が数多くなされている。例えば、児玉・松田・戸塚・深田 (2002) は大学 3 年生のデータ分析を行い、進路選択行動のためには、進路選択に対する自己効力を高め、職業的な目標・目的を持たせ、それが実現しそうだという感覚を持たせることが必要であり、企業や就職活動の方法のみならず自分自身に関する情報を活用することも重要と考えられるとし、自己理解の重

要性を説いた。社会学も同様に個票データ分析による研究が主となり行動主体の主観的な分析（楠奥,2006）や採用主体からの分析（原, 2005）などの研究がなされている。

一方、経済学的な研究としては個票データを使用したミクロ的な分析に加え、公刊統計を使用したマクロ的な分析もみられる。また就業行動主体すなわち労働供給側の視点だけでなく労働需要側の視点での研究もなされている。これらを整理してまとめたものが表 2 である。

表 2：先行研究

分析観点	使用データ	先行研究
労働供給側	ミクロ	伊藤（2006），荒木・安田（2011） 他
	マクロ	大田（2012），伊藤・出島（2012） 他
労働需要側	ミクロ	浦坂・大日（1996），野田（2002） 他
	マクロ	岡本（2011） 他

本稿は労働供給側の視点でマクロデータを使用した実証分析を進めるが、先行研究としては上表でまとめたように、大田（2012）があり、本稿は、この研究をベースに実証分析を行う。大田は、公刊統計を用い、大学新卒者の就職率を規定する要因を、とくに大学進学率の影響に注目して分析した。その結果、求人倍率一定のもと、大卒者の就職率は 4 年前の進学率の上昇に伴って低下することが判明した。これは、求職者側あるいは求人側に何らかのミスマッチが発生している可能性を示唆する。また、進学率の上昇による質的な変化がミスマッチを引き起こし、それが不況期における就職率低迷をさらに深刻化させたと考えられる、と指摘している。また、荒木・安田（2011）は就職活動を行っている大学 4 年生のうち、正社員内定者の特徴について、サンプルを文系理系別、男女別、さらに大学区分別（国公立・私立は偏差値別）に分け、その内定獲得要因を検証した。とりわけ、内定獲得要因として、ジョブ・サーチ活動の開始時期、ジョブ・サーチ活動における留保水準、学力などの人的資本が正社員への内定に与える影響に着目した。また、学生の専攻分野や大学属性によって、正社員内定の規定要因が大きく異なることが確認された。

伊藤（2006）は、就業主体＝労働力供給側の観点から、ミクロレベルの社会人口的属性と世帯属性の両面にかんする就業行動モデルを構築し、モデル分析を行うことによって、若年労働市場の基本的な特徴を明らかにしようと試みた。若年労働力がキャリア志向的な正規雇用層と上昇指向のない非正規雇用層とに二分化されることを指摘した。さらに、伊藤・出島（2012）は、若年者の就業行動に家計資産や財産・家賃収入がどのような影響を与えているのかを推定し、子どもの就業・非就業に親の資産が与える影響は、ごく一部の例外を除いて、安定的に有意ではなかった。

労働需要側の観点においてマクロデータを使用した研究は、新卒労働需要の弾力性分析を行った浦坂・大日（1996）、企業の新卒者に対する労働需要の減少が何によってもたら

されているかについて分析を行った野田 (2002) が挙げられる。マイクロデータを用いた分析としては、就職氷河期における深刻な新規大卒採用抑制減少の影響要因について実証分析を行った岡本 (2011) などが挙げられる。

これらの研究であまり扱われていない若者、特に新規大学卒業者の就業行動をマクロ的な視点でとらえ分析することが本稿の目的である。さらに、その分析手法としてサーチ理論を、また、時系列データの分析において単位根検定を行っている。サーチ理論は様々な摩擦要因のために、新古典派的完全競争市場の実現が困難であるという現実的な労働市場を分析する枠組みである (例えば、今井・工藤・佐々木・清水 (2007) は、サーチ理論の基礎や理論を用いて労働市場と貨幣理論の分析を行っている)。また、二村 (2009) はサーチ理論の考え方を紹介した上で、政策的含意について考察している。本稿では労働市場を分析するにあたりサーチ理論の中でもマッチング関数の考え方を取り入れている。Peterongolo & Pissarides (2001) はマッチング関数についての基本的な考えをまとめ、マッチング関数の形式を検討し、実証分析の結果、コブ=ダグラス式であるとした。石崎・加藤 (2003) は、労働市場の効率性についてフォーマルな分析として、Blanchard and Diamond (1989) タイプのマッチング関数を推計した。同稿では Blanchard-Diamond タイプの一次同時制約を課したコブ=ダグラス型のマッチング関数を推計した。さらに、Pissarides (1986) は、マッチング関数を推計し、1967年から83年の男性の失業と欠員については、線形とログ形の形式で表わされると報告した。また、先に述べた大田 (2012) はマッチング関数を用いて大学新卒者の就職率を規定する要因 (とくに大学進学率) の影響に注目して分析した。

また、本稿では新規大学卒業者の時系列データ分析に当たって単位根検定を行っている。単位根の存在は時系列分析結果の信憑性に強い影響を及ぼす。単位根検定は経済学でもマクロ経済分析ではよく使われる (たとえば、副島 (1994)、野尻 (2012))。労働経済学などのミクロ経済分析では利用例は多くないが、時系列データを単位根検定した研究としては、少年犯罪と労働市場に注目し、労働市場の需給状況、教員1人あたり生徒数、所得不平等度、検挙率、人口あたり警察官数等が、少年犯罪の発生率に与える影響を分析した大竹・岡村 (2000)、人的資本からのアプローチで単位根検定を実施している研究としては、北坂 (2011) があり、時系列分析による計量経済学的なアプローチによって国立大学の全要素生産性の上昇率を計測している。

以上の先行研究の結果をもとに、本稿では新規大学卒業者の就業行動についてサーチ理論を使って単位根検定に基づいた時系列分析を行う。

4. モデルの検討

4.1 新古典派的完全競争労働市場

新規大学卒業者の就業行動を検討する際のモデルを考えるにあたり、まず、新古典派的完全競争労働市場における労働市場のメカニズムを検討する。この場合、次の完全競争の

条件を満たすと仮定する。

- 1) 多数の同質な労働者と、多数の同質な生産者が存在する。
- 2) 各労働者と各生産者は生産物価格や労働サービスの価格を所与とする。
- 3) 全ての労働者と生産者は、労働供給と労働需要を決める際に必要となる情報を全て知っている。
- 4) 労働者と生産者とも市場への新規参入や撤退が自由である。

この仮定の下で、所得・レジャー選択モデルに基づいて個人の労働供給を考える。労働者はモノやサービスを消費し生計を立てるため、収入を得るために労働市場に出て働かなければならない。労働時間数を増やせば収入も増え、1時間当たりの賃金に働いた時間数をかけると1日の収入となる。労働者が労働時間を決定するのは労働者にとって最も満足のいく、すなわち効用が最も大きい時間となる。労働時間を増やすことにより収入が増えるというメリットがある一方、労働時間を長くすることでその分疲労するし、余暇が削られる。この関係は労働時間に関する効用関数で示される。労働時間に影響を及ぼす要因として、労働以外の収入の増加が挙げられ、労働時間の減少をもたらす（所得効果）。時給の増加時には二つの効果が働く。一つは代替効果といい、自由時間を犠牲にしても収入を増やすために労働時間を増加させた方が得となる。もう一つは前述の所得効果で、自動的に収入が増えるので労働時間数を減らす方向に動く。個人の労働供給曲線は所得効果と代替効果の関係により変化する。実質賃金率が上昇により所得効果が大きければ労働供給は減少する。一方、代替効果がより多ければ労働供給は増加する。どちらの効果がより大きいかは先験的には分からない。しかしながら、賃金が高いほど（低いほど）所得効果が代替効果を上回る（下回る）可能性が高くなるため、個人の労働供給曲線はいわゆる、逆戻り曲線（図9）になる。

労働市場で働くことを決めている人にとってのミクロ的な時間選択の問題以外にも、賃金は労働市場全体に対するマクロ的な労働供給に影響を与える。人々は各自の留保賃金に基づいて労働力参加を決定する。よって、横軸に労働供給量である雇用者数（N）、縦軸に賃金率（w）のグラフを描くと右上がりになる。

図9：個人の労働供給曲線 逆戻り曲線

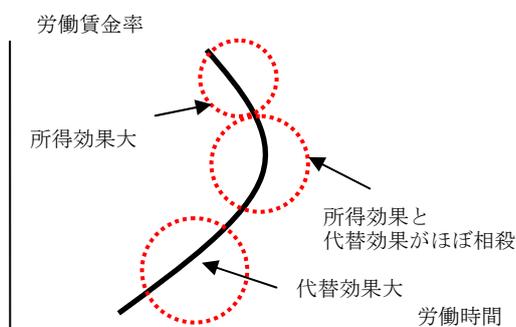
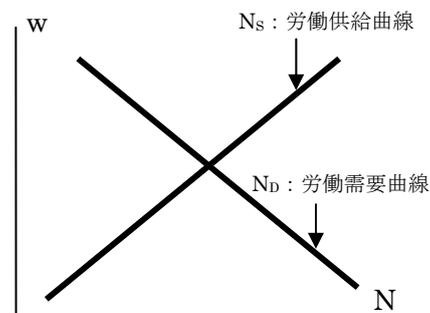


図10：市場全体の労働需要・供給曲線



次に、労働需要の側面から考える。企業は様々な生産要素を用いて物やサービスを生産する。生産要素を資本と労働力とし、資本の量は固定されると仮定する。この時、企業の生産量増加は、雇用量を増加することで可能となる。企業の目的は売り上げを最大化することではなく、利潤を最大にすることである。

ここで、限界生産性逓減の法則を仮定すると、追加的な雇用量で生じる売上の上昇幅も、雇用量が増えるに従って低下する。また、労働市場が完全競争的であって、個々の企業の事情は賃金の相場に影響を及ぼさないと仮定すると、賃金コストは雇用量の増加と共に一定額ずつ増加する。これらを考え、企業は利潤が最大となる水準、つまり、賃金＝労働の限界生産性、まで労働者を需要する。なお、賃金が上昇すると企業が労働需要を減少する。従って、横軸に労働需要量 (N)、縦軸に賃金率(w)のグラフを描くと右下がりになると考えられる。労働市場における均衡は、実質賃金率 w が調整されることによって労働の総需要と総供給が等しくなる (図 10)。

ここで失業について考えてみる。マクロ的な解釈では、失業は 3 つのタイプ (総需要の不足による失業・摩擦的失業・構造的失業) が存在する。総需要の不足が失業に結び付き、一国の経済にはすべての労働と資本が総動員されたときに生み出される完全雇用時の GDP と実現されている GDP があり、これらの差を、総需要の不足と呼ぶ。そして、この差に対応する労働力 (総動員時の雇用－現状の雇用) を失業 (=自発的失業) と定義する。

また、失業については労働の需要不足によらない失業もある。労働の供給に対して十分な需要がありながら市場の機能が不完全であるために発生する。現実には、上述の完全競争の条件を満たしていない、すなわち労働市場の機能が不完全であることが一因となる。このタイプの失業には摩擦的失業と構造的失業がある。

摩擦的失業は、失業者が新しい職につくまでの過程で発生する失業で、求職者が希望する労働条件に合った仕事を得るまでの一時的な失業である。

次に雇用のミスマッチも考えられる。ある企業が求めている人材と求職者の持っている資質がうまく合致しないことを求人・求職間のミスマッチというが (大田・橘木, 2004)、このミスマッチから生じる失業を構造的失業という。摩擦的失業と構造的失業を区別することは難しく、まとめて考えられる事が多い。

4.2 均衡サーチ理論

これまでみたような完全労働市場においては、労働者は市場で成立している賃金水準を受け入れる限り常に雇用され、一方、企業も市場の賃金水準で常に望ましいだけの雇用を確保できる (例えば大田・橘木 (2004) が基礎を論じている)。新古典派的完全競争労働市場では完全競争の条件を満たす仮定として、全ての労働者と生産者は、労働供給と労働需要を決める際に必要となる情報を全て知っているという、情報の完全性を仮定した。実際には、能力や技能などの異なる求職者と、賃金や業務内容等の異なる求人企業が存在する。このような多様性のために、それぞれの持つ情報が異なり、求職者は自らが希望する労働

条件にあった職に就くように求職活動を行い、求人企業も自らが希望する能力等を有する求職者を探して求人活動を行う（二村，2009）。

新規大学卒業者の労働市場に焦点をあててみると、求職側である新規学卒者は企業の労働条件や業務内容等を把握し、仕事に就くよう就業行動を行う。一方、求人企業側も希望する能力や技能を有する新規大学卒業者を探して、求人活動を行う。新規大学卒業者の労働市場で考えると、市場で成立している賃金水準（初任給水準）を受け入れる限り、常に雇用され、企業もその賃金水準で常に雇用の確保ができることとなる。しかし、実際には、就職先が決定しない新規大学卒業者が存在する一方で、計画通り新規学卒者を採用できない求人企業も存在する。前者を示すデータとしては、前述した学校基本調査の卒業者についての進路調査が挙げられる。大学院等への進学者や就職者等の中に、左記以外の者がある。これは進学準備中の者や就職準備中の者（表3）、その他に分類される。このように就職を希望しても就職先が決まらず卒業する新規大学卒業者も一定数存在する。

表3：2014年度就職準備中の者

就職準備中の者	合計	男性	女性
準備中の者(人)	37,638	23,347	14,291
卒業者に占める割合	6.70%	7.50%	5.60%

出所：文部科学省 学校基本調査(2014)

図8で示した通りに新規大学卒業者の労働市場において未内定者と欠員者が同時に存在する、雇用のミスマッチの状況となっている。

従って、新規大学卒業者の就業行動を考えるにあたり、就職先が決定しない新規大学卒業者を明示的に描写するモデルを構築する必要がある。ここで、均衡サーチモデルは労働市場に摩擦があることで新規大学卒業者と求人企業の間で情報の不完全性があることを前提とする。不完全な労働市場では新規大学卒業者や求人企業は事前には認識していないため、適当な相手を探すためには時間的また金銭的費用を支払い探している。両者を結ぶコーディネーション機能が不十分であることから、完全競争モデルとは異なり、情報の不完全性から生じる時間のずれが、就職の決まらない新規大学卒業者や新卒を採用できない企業を同時に発生させる。均衡サーチモデルは求職者と求人者のマッチング・プロセスによって採用が決定される。新規大学卒業者の労働市場においても同様のマッチング・プロセスを経ている。

そこで本稿では、このような摩擦を伴った新規大学卒業者の労働市場を分析するために、均衡サーチモデルを用いる。

均衡サーチ理論において、マッチング関数は労働市場の摩擦の程度を定量的に把握するために、よく使われる手法のひとつである。もし、労働市場に摩擦が存在しないとすれば、賃金は労働力の限界生産性に一致するレベルで決定されているはずであり、その水準でマ

マーケットは均衡し、失業は存在しないはずである。ところが失業が現実問題として存在している以上、労働市場には何らかの摩擦が存在しており、市場は均衡していない。そこで摩擦がどのようなものであるかには立ち入らず、観察されたデータから、労働市場で雇用のフローが形成されていくプロセスについてマッチング関数を用いることとする。

マッチング関数は、求人と求職のマッチング過程を示すものであり、フローとしての雇い入れ数（新規の就業者数） M を求職者数 U と欠員数 V の関係で説明し、関数として設定したものである（Peterongolo & Pissarides,2001）。

$$M=m(V, U) \quad (4-1)$$

これを新規大学卒業者に適用すると、フローとしての雇い入れ数（新規の就業者数） M は新規大学卒業者のうちの就業者数、失業者は就職希望者、及び欠員数は新卒求人者数、の関係に置き換えられる。すなわち、本稿では、マッチング関数は新規大学卒業者の就業行動における決定のプロセスを示すと考えることとする。

5.実証分析

5.1 実証分析の方法についての検討

本稿では均衡サーチ理論に従ったマッチング関数を定式化する際に推定式を2タイプ仮定し、いずれの推定式が現状を説明するのかを検討する。ついでその関数を適用し、時系列でみた新規卒業者の就業行動に及ぼす影響を検討する。

まず、マッチング関数の定式化を行うにあたり、大田（2012）は、Pissarides(2000)に基づき（5-1）式を用いた。本稿でも同様に、 t 期において新規市場に出される求人数を V_t 、新卒者のうち就職希望者を S_t とし、そして同期の就職者数を M_t とした時、 V_t 、 S_t 、 M_t の間の関係は、次のような関数によって表現されるものとする。

$$M_t=m(S_t, V_t) \quad (5-1)$$

ここで関数 m の正確な形状は不明であるが、マッチング関数は、生産関数と類似しており、コブ＝ダグラス型欠員と失業を示す関数として採用する（Blanchard and Diamond,1987）とされているように、多くの研究でマッチング関数はコブ＝ダグラス型が使われている（例えば、石崎・加藤, (2003) と Kobayashi and Ueno,(2006), 太田 (2012)）。また、Shimer (2007)もマッチング関数はコブ＝ダグラス型を支持しておりこれも既存の実証研究と整合的である、としてマッチング関数とコブ＝ダグラス型との整合性を主張し、Peterongolo and Pissarides(2001)は、実証的な分析から、マッチング関数は規模に関して収穫は一定であるコブ＝ダグラス型となるとしている。

本稿では推定式 I を線形、推定式 II を太田 (2012) らと同様にコブ＝ダグラス型として、いずれの定式化を用いることが適しているか検討する。その後、現実をより説明しうる一方の定式化を適用し、詳細な実証分析を行う。

推定式 I :

(5-1) を次の式に置き換え

$$M_t/S_t = F(S_t/S_t, V_t/S_t)$$

この式を下に次のように線形化する。

$$M_t/S_t = c + \mu V_t/S_t \quad (5-2)$$

ここで、 M_t/S_t は就職率、 c は定数でマッチングの効率性を表わし、 V_t/S_t は求人倍率、 ε_t は攪乱項である。さらに、Petrongolo and Pissarides (2001) にしたがって(5-2)式の右辺に **structural variables** を加える。

$$M_t/S_t = c + \mu V_t/S_t + \text{structural variables} + \varepsilon_t \quad (5-3)$$

ここで μ は推定式における求人倍率の変数、**structural variables.** は就職率に影響を与える変数とし、新規学卒者に関わる要因(以下 q_t)と企業側に関わる要因(以下 x_t)とに分類されるとする。

$$M_t/S_t = c + \mu V_t/S_t + \gamma q_t + \sigma x_t + \varepsilon_t \quad (5-4)$$

γ は新規学卒者の変数の係数、 σ は企業側に関わる変数とする。

推定式 II :

推定式 II は、太田 (2012) と同様にマッチング関数を次のように定式化する。

$M_t = m(S_t, V_t)$ をコブ=ダグラス型とし、

$$M_t = cS_t^\alpha V_t^\beta \quad \alpha, \beta > 0 \quad (5-5)$$

を想定する。ここで c はマッチングの効率性を表わす定数で、この値が小さければ、求人数と求職者数が変わらなくても就職者が少なくなる。

この式を S_t で割り対数をとる。

$$\ln(M_t/S_t) = \ln c + (\alpha + \beta - 1)\ln S_t + \beta \ln(V_t/S_t) \quad (5-6)$$

となり、就職率の対数がマッチングの効率性、求職者数、求人倍率の対数に依存して決まると考えられる。

ここで、(5-6) 式から就職率を被説明変数とするマッチングの推定式を以下のように設定する(Petrongolo and Pissarides,2001)。

$$\ln(M_t/S_t) = \ln c + \mu_1 \ln S_t + \mu_2 \ln(V_t/S_t) + \text{structural variables.} + \varepsilon_t \quad (5-7)$$

ここで μ_1 は推定式における求人数の変数、 μ_2 は推定式における求人倍率の変数、**structural variables.** は、就職率に影響を与える変数とし、ここでは新規学卒者に関わる要因(以下 q_t)と企業側に関わる要因(以下 x_t)とに分類されるとする。

structural variables. はさまざまな変数に依存しうるが、今回は求職者側と求人側、すなわち新規学卒者と企業側の要因とする。そこで、新卒就職率を被説明変数とする以下のような推定式を求めることができる。

$$\ln(M_t/S_t) = \ln c + \mu_1 \ln S_t + \mu_2 \ln(V_t/S_t) + \gamma q_t + \sigma x_t + \varepsilon_t \quad (5-8)$$

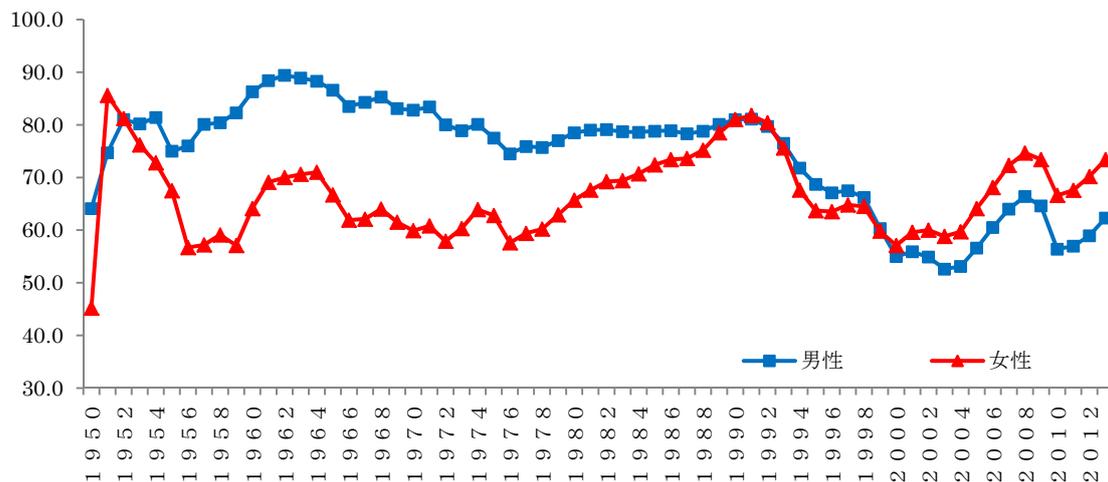
γ は新卒者に関わる変数の係数、 σ は企業に関わる変数の係数とする。

5.2 採用したデータ

5.2.1 被説明変数

文部科学省の学校基本調査から毎年の新規大学卒業者の進路情報を取得することができる。ここには就職率として1950年から2013年の時系列データが記されている。なお、学校基本調査では就職希望者の数は調査されておらず、また新規大学卒業者の中には大学院などへの進学者等の進路決定者の他、進路が把握できない人数も少なからずいる。本調査の目的は新規大学卒業者が就職する決定要因、裏を返せば、就職しない決定要因を探ることである。このことをふまえ、本稿では学校基本調査で示されている就職率（＝就職者数÷卒業者数）を用いることとする。この調査に基づく男性では1980年代までは80%を維持していたが90年代以降低下している。女性は男性よりも就職率が低い傾向だが、2000年以降では女性の方が高い傾向にある（図12）。

図12：4年制大学の男女別就職率推移（1950-2012）

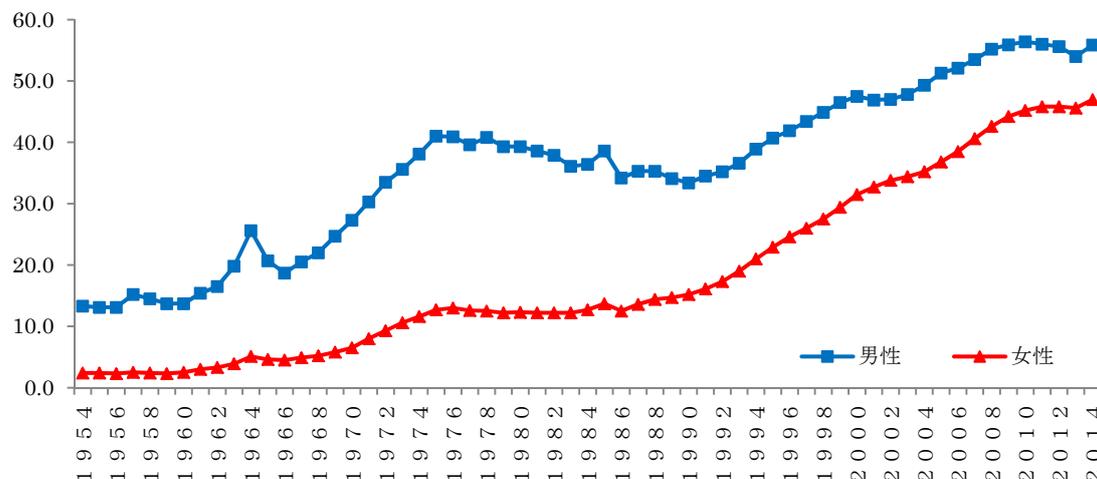


出所：文部科学省 学校基本調査(2014年)

5.2.2 説明変数

次に説明変数について検討する。まずは新規大学卒業者側と企業側の要因において、就職率に影響を与えると想定される要因を挙げる。ひとつ目としては大学進学率がある。大学進学率は増加傾向にあり、進学者が増加することにより量的にも質的にも新規大学卒業者の就業行動に影響を及ぼすと考える。また、男女とも進学率は上昇しており、とくに女性の上昇は著しい（図13）。なお、今後、分析に際しては卒業時点の進学率ではなく4年前の進学率（卒業生が入学したと推定される時点の進学率）を用いることとする。

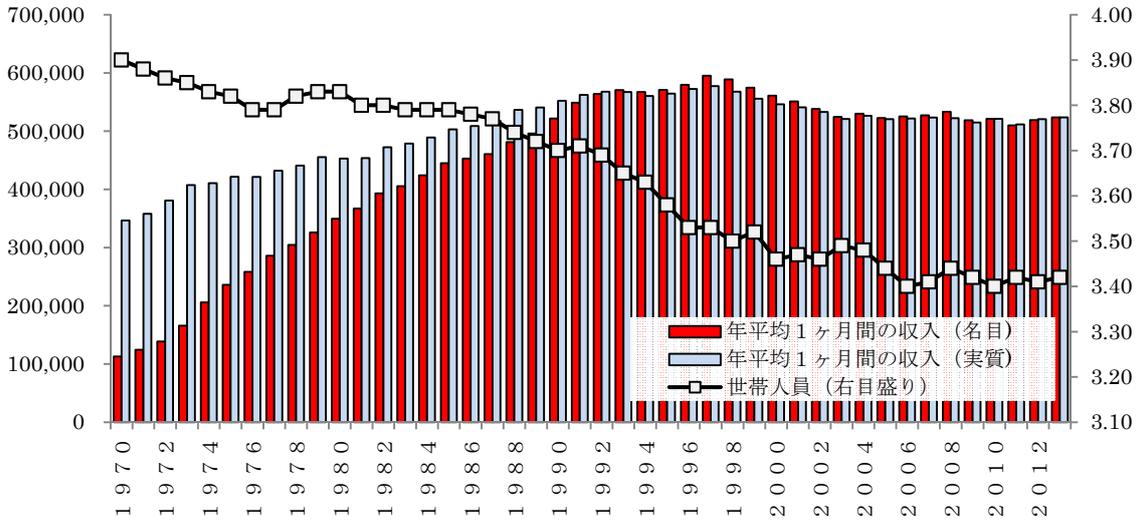
図13：男女別大学進学率の推移（1954-2014）



出所：文部科学省 学校基本調査(2014年)

ふたつ目として家計の収入状態を取り入れ、1人当たり年平均1ヶ月間の収入（実質）を用いることとした。世帯単位における消費と余暇に関する効用最大化の観点からすると、余暇を正常財と考えれば、世帯の可処分所得が高くなれば、それだけ最適な余暇水準は拡大する。その為、就業を求める傾向は弱くなる。反対に世帯収入が低くなれば、それだけ余暇を選好する余裕はなくなり、就業をより求める傾向は強くなる（玄田，2006）。また、伊藤・出島（2012）は個別データを用い、若者の就業状況に対して家計の資産の与える影響を検討している。本稿では家計の収入状態が新規学卒者の就業行動にどのような影響を与えているのか検討する。ここでは、家計調査（総務省）から1世帯当たり年平均1か月間の収入（二人以上の世帯のうち農林漁家世帯を除く勤労者世帯）の時系列データ（1954年～2013年）を用いる。この時系列の年平均1ヶ月間の名目収入を、2013年を基準とした物価指数で除し実質収入とする（図14）。2000年以降、年平均1ヶ月間の実質収入は減少傾向となっている。世帯人員は1970年以降減少傾向にあるが2005年以降3.4人前後で推移している。なお、世帯1人当たりの収入を求めるため実質収入を世帯人数の平方根で除する等価実質収入を使った。

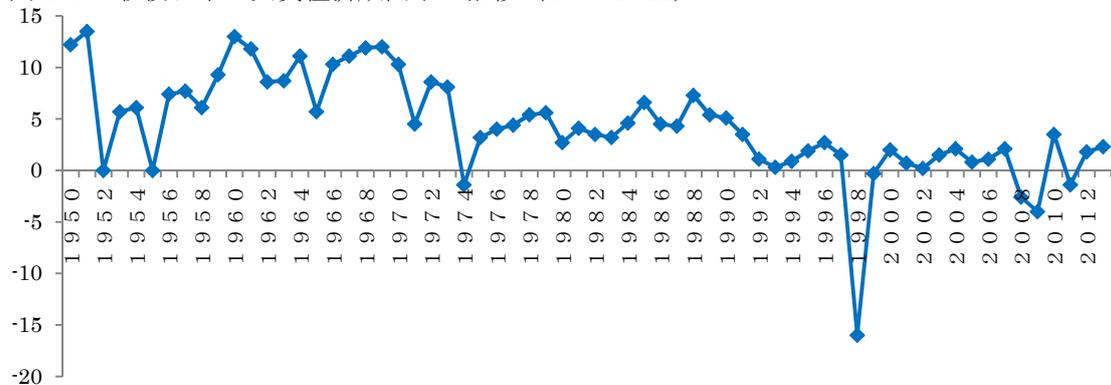
図14：平均月間収入と世帯人員の推移 (1970-2013)



出所：総務省 家計調査(2014年)

さらに、企業側の要因を収益面と人員面とに分けて考える。収益面においては企業の売上を考えるが、マクロ的にかつ時系列で考えると、年ごとに構成する産業や企業自体の数も異なる。ここではそれらを踏まえ日本全体の実質 GDP を導入したいと考える。GDP は経済活動の大きさを表わす指標となり、とくに生産面から考えた場合、生産者がある期間に生み出した付加価値の合計を表わしていることから今回採用する。また、新規学卒者の採用は、人員補充の側面もあるが将来に対しての投資的な側面もあり現時点での収入面だけではなく、将来を見越した側面からも検討されるとし、実質経済成長率を用いた。この数値は内閣府の 2012 年度国民経済計算 (2005 年基準・93SNA) 等を基に作成した (図 15)。1990 年以降では成長率の鈍化が顕著となっており、2007 年以降ではマイナス成長率の年度もみられるようになった。

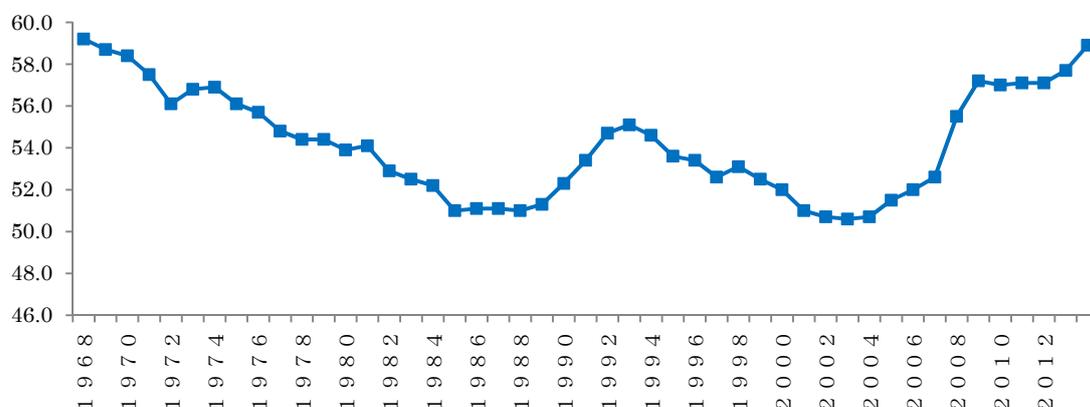
図15：戦後日本の実質経済成長率の推移 (1950-2012)



出所：内閣府 長期経済統計(2014年)

次に人員面を考える。昨今では、新規大学卒業者は労働市場において厳しい状況に立たされている。一部には職務経験のある高齢者の雇用を進めることにより新規大学卒業者の雇用機会が減少する、いわゆる若年者雇用と高齢者雇用の代替性（置換効果仮説：玄田，2004）を指摘する声もある。一方で、若年者と高齢者が労働力として不完全代替であれば、若年層が相対的に少なくなるので、若年層の希少価値が高まり雇用機会が確保されやすくなるという議論もある。大田（2010）は、置き換え効果は、存在すると論じ、若年就業率に男性他年齢の就業率は30代まではプラスであるが以降急速にマイナスの影響を及ぼし40代でピークになると述べている。また採用環境の変化は、若年層と高年齢者に強い影響を及ぼしているとしている。

図16：男女合計の60-64歳就業率の推移（1968-2014）



出所：総務省 労働力調査(2014年)

ここでは、高齢者の継続雇用が新規大学卒業者に影響を及ぼすかという観点で検討する。定年制改正により最長65歳まで延長されるが、このことが今後新規学卒者の就業行動にも影響を及ぼすことが考えられる。本稿では60歳から64歳までの就業率（男女計）を変数として用いることとした。労働力調査（図16）によると就業率（男女計）は2004年度以降上昇傾向となっている。

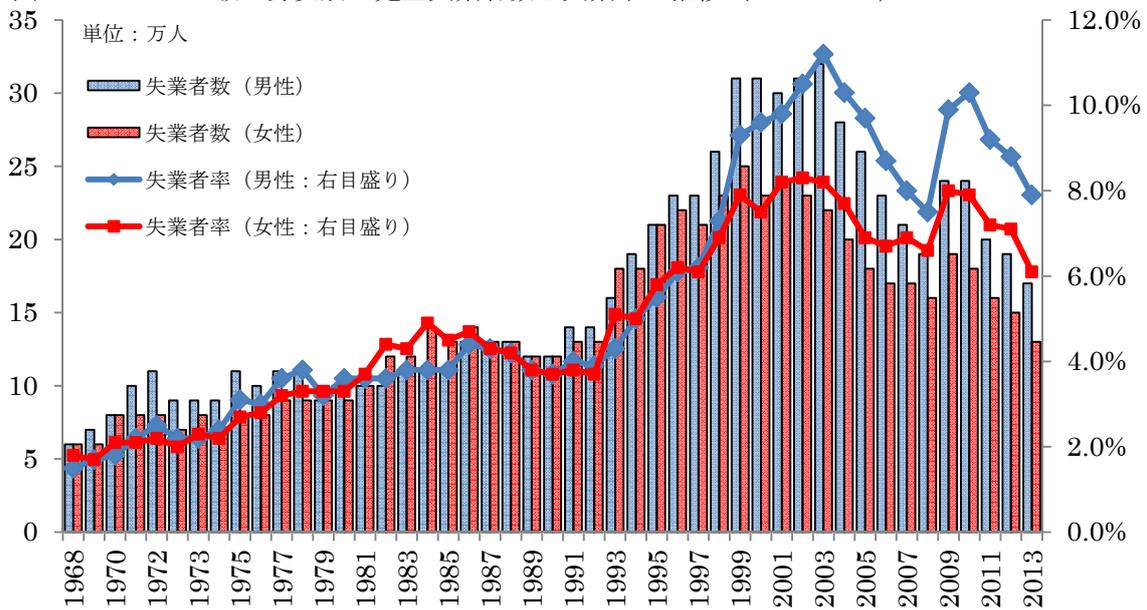
以上を整理すると今回は、新規大学卒業者の視点で大学進学率、1人当たりの実質月間収入、企業の視点で、実質経済成長率、60-64歳就業率、の4つの説明変数を採用する。

5.2.3 新規大学卒業者求職数及び新規大学卒業者有効求人倍率

新規大学卒業者求職数に関しては、高校卒業生については厚生労働省より公表されているが、新規大学卒業者に関しては、公的な機関からの情報公開はない。まずは20-24歳の完全失業者数を用いる。これは新規大学卒業者の労働市場においては、新卒一括採用により、就職活動においては、新規大学卒業者同士の競合が主ではあるが、同年代の短期大学卒業

生、高専、専門学校及び既卒者（卒業未内定者等）なども競合となる可能性は高い。従って同年代の失業者は競合相手であるという点から採用する。なお、民間企業のリクルートワークス研究所から同社の調査により1987年3月卒業以降の民間企業就職希望者数が公表されている。大田（2012）はリクルートワークス研究所発表の民間企業就職希望者数とその数値を基にした独自定義の数値を算出し実証を行った。20-24歳の完全失業者数を用いた分析の後に、この数値を用いて分析を行い比較検討する。なお、労働力調査（図17）によると、20-24歳の完全失業者数は、2003年頃より減少する傾向にあったが、2009年頃より増加し、その後減少している。また、男女間でみると男性の失業者数の方が多い。

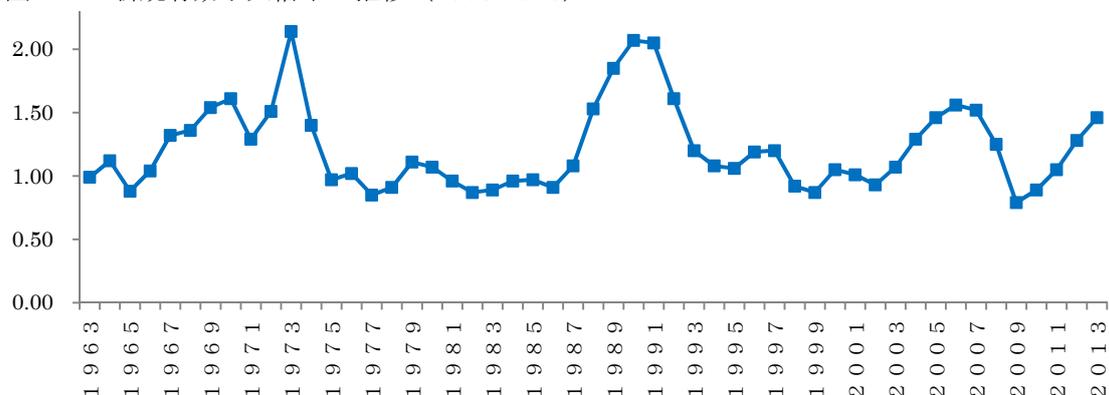
図17：20-24歳の男女別の完全失業者数と失業率の推移（1968-2013）



出所：総務省 労働力調査(2014年)

次に新規大学卒業者の求人倍率に関しては、こちらも高校卒業生については厚生労働省より公表されているが、新規学卒者に関する公的な機関からの情報公開はない。今回は、まず、新規有効求人倍率（新卒・パート除く）（図18）を用いる。これは、新規大学卒業者と一般の求人倍率は値的には差異があると考えられるが、傾向をみるという点では関連があり、また、20-24歳の完全失業者数はこの求人倍率に影響を受けるものである。今回は時系列での分析という点も考え併せ、新規有効求人倍率（新卒・パート除く）を採用することとした。傾向をみると2011年以降1倍を超える状況である。また、大田（2012）はリクルートワークス研究所発表の求人倍率とその数値を基にした独自定義の数値を算出し実証を行った。新規学卒者求職数で分析する際には、リクルートワークス研究所の新規学卒者の求人倍率を用いることとした（図7）。

図18：新規有効求人倍率の推移（1963-2013）



出所：厚生労働省 職業安定業務統計(2014年)

5.2.4 単位根検定

一般に、時系列のデータを取り扱う場合には、経済分析においては線形関数を使った回帰分析が推計方法としてよく利用される。この際にデータに強いタイムトレンドがあれば変数間に何の関係がなくても相関のある回帰結果が出現する。これは変数がランダムウォーク・プロセスに従う場合にそのような、見せかけの相関がしばしば現れるためである。消費や所得などのマクロ経済時系列、あるいは、株価や為替レートなどの金融時系列は、一定レベルの周りを変動しているのではなく、時間とともにレベルが上昇、あるいは下降、もしくは変動幅が大きくなるなどの非定常的な動きを示す場合が多い。そこで、回帰分析における、見せかけの相関を避けるために、変数が定常であるか、また非定常であるか、また非定常であるならばどのようなデータ生成プロセスに従っているのかを事前に見極める必要がある。変数の生成過程を分析するには、変数自身の過去値を説明変数とする自己回帰モデルを推計する。このモデルを特定化する方程式の解の絶対値が1より小さい場合、モデルは非定常となり発散するため、経済変数を分析する場合には対象外となる。なお、解がちょうど1の場合には発散はしないが非定常性をもつ。この解を単位根（ユニットルート）と呼ぶ（例えば副島（1994）を参照）。

ここでは ADF (Augmented Dickey-Fuller) テスト、PP (Phillips-Perron) テスト、DF (Dickey-Fuller) テストの3つのテストを用いて、それぞれ複数の関数型のもとに単位根の検定を実施する(例えば森棟（1998）、山本（1995）を参照)。これらのテストではすべて、帰無仮説はデータに単位根あり（データは非定常）、対立仮説は単位根なし（データは定常）としてその結果が表4に表わされている。まず被説明変数である就職率（合計）をみると ADF と PP で定数項及びトレンドを含む場合、DF で定数項の場合に5%水準で有意となっており単位根が存在するという帰無仮説は棄却される。

同様に男性及び女性のデータをみても複数のテストで単位根が存在するという帰無仮説は

棄却される。

表4：単位根検定

単位根検定	ADF			PP			DF	
	定数項・ トレンド	定数項	なし	定数項・ トレンド	定数項	なし	定数項・ トレンド	定数項
就職率(男女計)	-3.6527**	-1.4871	0.0949	-3.6824**	-1.9018	-0.0812	-2.1929	-1.9463**
就職率(男性)	-2.6176	-0.9494	-0.8498	-3.7259**	-1.3407	-0.2359	-1.3465	-1.2049
就職率(女性)	-2.5741	-3**	-0.1860	-4.6967***	-4.7399***	0.1392	-4.3219***	-1.4028
大学進学率 (男女計)	-0.4359	0.5538	5.2405	-1.2612	-0.0464	3.1092	-2.5616	2.5643
大学進学率 (男性)	-1.5587	-1.2957	3.1877	-2.0690	-1.3967	1.8503	-1.1902	1.0829
大学進学率 (女性)	0.3916	1.1255	2.3975	-0.3223	2.1972	6.0371	-1.0513	0.4940
一人当たりの実質 月間収入	-1.3433	-4.3874***	1.3823	-1.3463	-3.5559**	1.6505	-0.9841	-0.3885
実質経済成長率	-5.712***	-4.8078***	-4.0731***	-5.712***	-4.8049***	-4.0134***	-5.4639***	-3.2649***
60-64歳就業率	-1.3799	-1.7491	0.0949	-1.2595	-1.9372	-0.1674	-1.3642	-1.3194
新規有効求人倍率	-3.4759*	-3.5294**	-0.7681	-2.7822	-2.9164*	-0.7500	-3.4913**	-2.3078**
20-24歳完全失業 率(男女計)	-0.5200	-1.3508	1.2146***	-0.5200	-1.4384	1.1360***	-1.2698	-0.6680
20-24歳完全失業 率(男性)	-1.0305	-1.4787	1.1294***	-1.1369	-1.4829	1.0960***	-1.3127	-0.6705
20-24歳完全失業 率(女性)	-0.6719	-1.3901	0.9203***	-0.7814	-1.4003	0.8851***	-1.0576	-0.7570
新卒求人倍率	-2.8553	-2.6890***	-1.5227	-1.7542	-1.6146	-1.1023	-1.8713	-1.6209***
新卒求職者数	0.7900	-2.5994	1.1707	0.7900	-2.3678	1.7655	-0.0995	-1.6257***
大手求人倍率	-3.7956**	-2.1379	0.6855	-2.5894	-2.1474	0.8456	-3.7472**	-1.6268***
中小求人倍率	-3.0038	-2.8355*	-0.5072	-1.9600	-2.0321	-0.3024	-3.1394*	-2.8662***
IRR(男性)	-3.5718**	-1.9046	-0.0584	-3.6307**	-3.4072**	-0.0498	-2.1504	-1.9267*
IRR(女性)	-6.3174***	-6.3343***	-0.11647	-6.3156***	-6.3234***	-0.3833	-6.3667***	-5.5481***

1%水準

**

5%水準

*

10%水準

3つの被説明変数および大学進学率(男女計)と大学進学率(男性)、大学進学率(女性)、60-64歳就業率、以外の説明変数については、単位根存在の帰無仮説に対する3つのテスト

の結果には整合性がなく対立しているが、本稿ではこれらの変数において帰無仮説の棄却を前提として議論を続ける。

いずれのテストを用いても 5%水準で有意ではなく、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない変数が、大学進学率(男女計)と大学進学率(男性)、大学進学率(女性)、60-64 歳就業率となった(表 4)。従って、これらの変数は非定常である。被説明変数が定常 I (0) の場合は、説明変数の階差をとることで問題は解決される。本稿では被説明変数は定常であり、非定常である説明変数の階差をとることで定常化される。そこで 1 回階差をとって各テストを実施したところ、4つの変数すべてが 1 回階差をとることで定常となることが確認された(表 5)。なお、仮に被説明変数が非定常であれば、非定常時系列データとの間に共和分の関係を見つけることで回帰モデルの被説明変数や説明変数が非定常であっても、回帰モデルの関係として定常化され、みせかけの回帰という問題は解消する。

表 5：単位根検定 1 回階差

単位根検定	ADF			PP			DF	
	定数項・トレンド	定数項	なし	定数項・トレンド	定数項	なし	定数項・トレンド	定数項
大学進学率 (男女計) (1)	-4.200***	-4.206***	-1.2600	-4.4321***	-4.4439***	-3.0277***	-4.2686***	-4.2386***
大学進学率 (男性) (1)	-4.4962***	-4.5343***	-3.8404***	-4.7685***	-4.7840***	-3.9547***	-4.5609***	-1.6707*
大学進学率 (女性) (1)	-3.3779*	-2.8963*	-1.6496*	-3.4216*	-2.8559*	-1.3946	-3.4595**	-2.7649***
60-64 歳就業 率(1)	-4.3818***	-3.8455***	-3.8964***	-4.3818***	-3.8047***	-3.8570***	-4.4572***	-3.8604***

*** 1%水準 ** 5%水準 * 10%水準

この結果、1 回階差をとることで全ての変数が、いずれかのテストにおいて 5%水準で有意となることが判明した。このことから今後は大学進学率(男女計、男性、女性)と 60-64 歳就業率については、1 回階差をとった数値を使用する。以降は、大学進学率 (男女計) (1)と、(1) がついて表記されている変数については、前年との 1 回階差を示すこととする。

5.2.5 実証分析の方法と予測される因果関係

ここで、実証分析を行うにあたり実証分析の方法と分析に適用する説明変数が被説明変数にどのような影響を与えるのか検討する。

まず、推定式 I (線形) と推定式 II (コブ=ダグラス型) を比較し、どちらの推定式がより現実に適応するのかを検討する。推定式 I に用いる説明変数としては、大学進学率 (4

年前) (1)、1人当たり実質月間収入、実質経済成長率、60-64歳就業率 (1)、新規有効求人倍率である。推定式Ⅱではこれらに加え20-24歳完全失業者数を用いる。各説明変数が与える影響を推測する。大学進学率 (4年前) (1) については、大学進学率が上昇すると新規大学卒業者の量の増加と質の低下に繋がると考えられるので、就職率には負の影響を与えると考えられる。1人当たり実質月間収入について、家計所得の増加は若年者の就業行動に家計資産や収入がどのような影響を与えるのであろうか。パラサイト・シングル論は学卒後もなお親と同居し、基礎的生活条件を親に依存している未婚者をいう (山田, 1999)。若者の晩婚化やフリーターやニートの一因でもあるといわれるが、家計資産や収入の増加が未就業者を誘引しやすくすると仮定し、就職率には負の影響を与えると考える。実質経済率の成長は労働需要面から考えると採用増加を誘引すると考えられることから就職率には正の影響を与えると考える。60-64歳就業率 (1) は、高齢者の就業率の伸びは若年者の就業率と代替関係にあると考えられるため負の影響、新規有効求人倍率については、一般の求人が増加すると新規大学卒業者に対する需要も増加するため正の影響を与えると考えられる。

推定式Ⅱ-1では、20-24歳完全失業者数を説明変数として新たに用いるが、就業行動においては新規大学卒業者と競合になる可能性があるため、就職率には負の影響を与えると考えられる。推定式Ⅱ-2では、新規有効求人倍率に変えて、新卒求人倍率と20-24歳完全失業者数に変えて、新卒求職者数を説明変数として用いた。前者は新規大学卒業者に対する需要が増加すると就職率には正の影響を与え、後者は競合が増加するために負の影響を与えると考える。推定式Ⅱ-3とⅡ-4は、新卒求人倍率に変えて新卒求人倍率 (大手企業) と新卒求人倍率 (中小企業) を説明変数として用いた。これらについても新規大学卒業者に対する需要が増加するため就職率には正の影響を与えると考えられる。推定式Ⅲでは新規大学卒業者の質の影響をみるために、大学進学率 (4年前) (1) を教育内部収益率 (IRR) に変えて分析を行った。教育効果により新規大学卒業者の質が高まると就職率が高まると考えられるため就職率には正の影響を与えると予測する。

表6にはこれらの理論に基づいた各変数の予測がまとめられている。なお、ケースAの結果、採用した推定式Ⅱ-1 (表8) 及び、ケースBで検討した推定式Ⅱ-2 (表9)、Ⅱ-3 (表10)、Ⅱ-4 (表11) 及びケースCで採用した推定式Ⅲ (表12) に対して予測を行った。さらに、符号の結果としては有意となった項目のみ表記するものである。なお、車線のある説明変数は分析において使用していないことを示すものである。

表6：符号の予測

説明変数	変数	予測される符号	推定式Ⅱ-1 (表8)			推定式Ⅱ-2 (表9)			推定式Ⅱ-3 (表10)			推定式Ⅱ-4 (表11)			推定式Ⅲ (表12)	
			男女計	男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性
大学進学率(4年前)(1)	q ₁	-	-	-												
1人当たり実質月間収入	q ₂	-	+	+	+	+	+								+	
実質経済成長率	x ₁	+			+										+	+
60-64歳就業率(1)	x ₂	-			+	+		+	+	+	+	+	+	+	+	+
20-24歳完全失業者数	S ₁	-	-	-	-	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/
新規有効求人倍率	(V/S) ₁	+		+		/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/
新卒求職者数	S ₂	-	/	/	/	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
新卒求人倍率	(V/S) ₂	+	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/
新卒求人倍率(大手企業)	(V/S) ₃	+	/	/	/	/	/	/	+		+	/	/	/	/	/
新卒求人倍率(中小企業)	(V/S) ₄	+	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/
教育内部収益率(IRR)	q ₃	+	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	+	+

ここで予測した符号と結果を比較すると、1人当たり実質月間収入と60-64歳就業率(1)の符号が異なっていた。前者については、1人当たり実質月間収入が増加する理由として、企業の業績が良好であることが考えられる。業績が良好であることで労働需要も増加したため就職率の上昇に繋がったと考えられる。また、後者については、大田(2010)は中高年の雇用成長率は二つの要因に規定されていると指摘している。ひとつは全体的な雇用の伸びが年層及び中高年層の雇用の伸びに同様な効果を与えること。もうひとつは当初若年層のシェアが高かった職業で中高年が大きく伸びる代替的な効果を与えることである。ここでは前者の効果の方が大ききはたらき、高齢者(60-64歳)の雇用の伸び(低下)に伴い、同様の効果が働き、新規大学卒業者の雇用の伸び(低下)すると推測できる。

5.2.6 実証分析の方法

ケースA: 推定式Ⅰと推定式Ⅱに関して、新規大学卒業者の就業行動にいずれの定式化が適しているかを検討する。その際に、就職希望者及び新卒求人者数についてはそれぞれ、20-24歳完全失業者数と新規有効求人倍率を用いることとする。本来ならば求人倍率及び求職者数ともに新規大学卒業者のデータを用いるべきであるが、公的機関の公表データがないこと、また、求職者数の実態がつかみにくいこと及び時系列データのサンプルが少ないことなどから判断した。

ケースB: 定式化が適していると判断された推定式を用い、他の変数は一定として、就職希望者及び新卒求人者数において使用するデータを変え、新規大学卒業者に絞ってみるこ

ととする。説明変数の中でも分析において使用する、求人倍率と求職者数をそれぞれ、1) 公刊統計である、新規有効求人倍率と 20-24 歳完全失業者数、2) 民間のデータである、新規卒業者求人倍率と民間企業求職者数、3) 民間のデータである、大手企業の新規卒業者求人倍率と民間企業求職者数、4) 民間のデータである、中小企業の新規卒業者求人倍率と民間企業求職者数に変えて分析し、仮説が検証できるか検討する。

ケース C : 説明変数のうち学生に係る要因として他の変数は一定として、大学進学率 (4 年前) (1) に変えて、学生の質を示す、教育の内部収益率 (IRR) を用い、学生の質が就職率にどのような影響を及ぼすか検討する。

5.3 ケース A (線形とコブ=ダグラス型の検討)

推定式 I として、(5-4) 式をもとにして、推計は男女計、男性、女性のそれぞれについて就職率の分析を行った (表 7)。

推定式 I

$$M_t/S_t = c + \mu (V/S)_{1t} + \gamma_1 q_{1t} + \gamma_2 q_{2t} + \sigma_1 x_{1t} + \sigma_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad (5-9)$$

表 7 : 推定式 I : 線形モデルを適用した実証分析結果

被説明変数：就職率	期間：1970-2013			サンプルサイズ 44		
	男女計	男性	女性			
大学進学率 (4 年前) (1)	-2.945 ***	-1.859 **	-4.431 ***			
q_{1t}	(0.897)	(0.762)	(0.947)			
1 人当たりの実質月間収入	-0.000001 ***	-0.000001 ***	0.000001 ***			
q_{2t}	(0.000)	(0.000)	(0.000)			
実質経済成長率	0.001	0.004	0.003			
x_{1t}	(0.003)	(0.003)	(0.002)			
60-64 歳就業率(1)	1.382	-1.160	3.209 ***			
x_{2t}	(1.427)	(1.643)	(0.956)			
新規有効求人倍率	0.047	0.111 ***	0.044 ***			
$(V/S)_{1t}$	(0.034)	(0.036)	(0.021)			
定数項	0.967 ***	0.953 ***	0.374 ***			
	(0.091)	(0.125)	(0.069)			
D.W.	0.598	0.473	0.880			
Adjusted R ²	0.435	0.503	0.654			

***は 1%水準, **は 5%水準, *は 10%水準を表わす。() 内は標準誤差

大田 (2012) の分析では、大学進学率について男性、女性ともマイナスで有意となった。推定式 I の分析では、大学進学率 (1) は、男女計及び女性は 1%水準で、男性は 5%水準

で同様にマイナスに有意であった。1人当たりの実質月間収入は、男女計及び男性は1%水準でマイナスに、女性は1%水準でプラスに有意であった。60-64歳就業率(1)は、女性において1%水準でプラスに有意であった。新規有効求人倍率は、男性及び女性とも1%水準でプラスに有意であった。

推定式IIとして、(5-8)式をもとにして、推計は男女計、男性、女性のそれぞれについて就職率(対数)の回帰分析を行った(表8)。

推定式II-1

$$\ln(M_t/S_t) = \ln c + \mu_1 \ln S_{1t} + \mu_2 \ln(V/S)_{1t} + \gamma_1 q_{1t} + \gamma_2 q_{2t} + \sigma_1 x_{1t} + \sigma_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad \cdot \cdot (5-10)$$

表8：推定式II-1 コブ=ダグラス型モデルを適用した実証分析結果

被説明変数：就職率(対数)	期間：1970-2013		
	男女計	男性	女性
大学進学率(4年前)(1)	-1.181 *	-0.213 ***	0.029
q _{1t}	(0.619)	(0.049)	(0.095)
1人当たりの実質月間収入	0.000002 ***	0.000001 **	0.000004 ***
q _{2t}	(0.000)	(0.000)	(0.000)
実質経済成長率	0.000	-0.001	0.006 *
x _{1t}	(0.002)	(0.002)	(0.003)
60-64歳就業率(1)	0.511	0.861	3.832 **
x _{2t}	(0.911)	(0.879)	(1.715)
20-24歳完全失業者(対数)	-0.368 ***	-0.260 ***	-0.271 ***
S _{1t}	(0.028)	(0.032)	(0.071)
新規有効求人倍率(対数)	0.044	0.057 **	0.026
(V/S) _{1t}	(0.028)	(0.023)	(0.047)
定数項	3.788 ***	2.623 ***	1.816 **
	(0.284)	(0.329)	(0.690)
D.W.	0.806	0.963	0.741
Adjusted R2	0.908	0.960	0.676

***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準を表わす。()内は標準誤差

男女計では、1人当たりの実質月間収入が1%水準でプラスに有意、20-24歳失業者数(対数)が1%水準でマイナスに有意で、大学進学率(4年前)(1)は、10%水準でマイナスに有意、それ以外の項目は有意ではなかった。大学進学率(1)が係数-1.181と大きなマイナスの影響を与える結果となった。男性では、大学進学率(4年前)(1)と20-24歳失業者数

(対数)は、1%水準でマイナスに有意、1人当たりの実質月間収入と新規有効求人倍率(対数)は、5%水準でプラスに有意であった。女性では1人当たりの実質月間収入が1%水準でプラスに有意、20-24歳失業者数(対数)が1%水準でマイナスに有意であった。60-64歳就業率(1)が5%水準で、実質経済成長率が10%水準でプラスに有意であった。男女計及び男性、女性ともにマイナスの影響を与えるのが、20-24歳完全失業者数(対数)であった。新規有効求人倍率(対数)は、男性のみプラスに有意であった。新規大学卒業者側の要因でみると、1人当たりの実質月間収入は、全てに関してプラスに有意であった。大学進学率(4年前)(1)は、男性に1%水準でマイナスに有意となった。次に企業面の要因からみると、実質経済成長率と60-64歳就業率(1)は、女性にプラスで有意となり、男女計及び男性は有意ではなかった。高齢者と若者の就業率間にプラスの効果がある結果となったことは大田(2010)と同様である。しかし、今後は定年延長制度等の影響が生じ、代替関係に変化していくことが予測される。

以上のように、推定式Ⅰ³と推定式Ⅱ-1を比較検討すると、決定係数の値は推定式Ⅱ-1の方が高い結果となった。原因はいくつか考えられるが、推定式Ⅱ-1の方が、関数形が優れている事、さらに、推定式Ⅱ-1のD.W.比の値が改善していることから、新規学卒者求職数(20-24歳完全失業率)の項目が説明変数として重要であり欠落していることが一因であると考えられる。これらを考え併せ、推定式Ⅱ-1のコブ=ダグラス型モデルがより現実に適しているとし、推定式(5-8)を今後の分析で用いることとする。

5.4 ケースB(求人倍率と求職者数の検討)

ケースAの推定式Ⅱ-1において使用した求職者数と求人倍率は、20-24歳完全失業者数と新規有効求人倍率(新卒除く)であった。そこで説明変数を見直し、公刊資料ではないが、直接新規大学卒業者の動向を示すデータである民間企業就職希望者数(以下、新卒求職者数)と新規大学卒業の有効求人倍率(以下、新卒求人倍率)を用いる。なおこの数値は、リクルートワークス研究所が調査した結果である。新卒求人倍率及び新卒求職者数を用いた分析を推定式Ⅱ-2という。次に、新規大学卒業者が大手企業に偏っているという仮説を検証する為に、求人倍率に、新規大学卒業の大手企業(従業員1000人以上)の有効求人倍率(推定式Ⅱ-3)と新規大学卒業の中小企業(従業員1000人未満)の有効求人倍率(推定式Ⅱ-4)を使用し、その他の説明変数は変えずに比較する。

推定式Ⅱ-2

$$\ln(M_t/S_t) = \ln c + \mu_1 \ln S_{2t} + \mu_2 \ln(V/S)_{2t} + \gamma_1 q_{1t} + \gamma_2 q_{2t} + \sigma_1 x_{1t} + \sigma_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad \cdot \cdot (5-11)$$

³被説明変数の数値が0から1の間をとる時にはロジット分析やプロビット分析を用いるが、ここではリニア(線形)で分析を行うこととする。

表9：推定式Ⅱ－2 新卒求人倍率と新卒求職者数をコブ＝ダグラス型モデルに適用した実証分析結果

被説明変数：就職率（対数）	期間：1986－2013			サンプルサイズ 28		
	男女計	男性	女性			
大学進学率（4年前）(1)	-0.251	0.139	-1.567			
q _{1t}	(1.155)	(0.733)	(2.156)			
1人当たりの実質月間収入	0.000002 ***	0.000004 ****	0.000001			
q _{2t}	(0.000)	(0.000)	(0.000)			
実質経済成長率	0.081	-0.099	0.345			
x _{1t}	(0.321)	(0.287)	(0.365)			
60－64歳就業率(1)	5.988 ****	5.028	7.499 ****			
x _{2t}	(1.761)	(1.589)	(1.991)			
新卒求職者数(対数)	-0.507 ****	-0.685 ****	-0.229 **			
S _{2t}	(0.087)	(0.078)	(0.102)			
新卒求人倍率（対数）	0.045	0.049	0.042			
(V/S) _{2t}	(0.062)	(0.056)	(0.071)			
定数項	5.376 ****	1.053 ****	0.072			
	(1.216)	(0.334)	(0.333)			
D.W.	0.926	1.171	0.715			
Adjusted R2	0.841	0.906	0.933			

****は 1%水準，***は 5%水準，**は 10%水準を表わす。（ ）内は標準誤差

この結果から、大学進学率(1)は、男女計及び男性、女性ともに有意ではない。大田(2012)の結果とは異なるものとなった。男女計では、1人当たりの実質月間収入は、5%水準で、60－64歳就業率(1)は、1%水準でプラスに有意。新卒求職者数は、1%水準でマイナスに有意となり、新規学卒業者の就業行動においては、就職希望者が増加するとマイナスの影響を与える結果となった。男性でみると1人当たりの実質月間収入は、1%水準でプラスに有意、新卒求職者数は、1%水準でマイナスに有意となった。女性でみると、60－64歳就業率(1)は、1%水準でプラスに有意、新卒求職者数は5%水準でマイナスに有意となった。なお、男性と女性で比較すると、女性について新卒求職者数のマイナス係数が小さいことが分かる。新卒求人倍率が有意ではなく、新卒求職者数がマイナスに有意である原因としては新規大学卒業者が就業行動を行う際に、受験企業に偏りがあるために、新規学卒者の受験が集中している企業に就職希望者が集中してしまうこと、また、就職希望者にあまり人気のない企業の求人倍率が増加しても就職希望者が受験せずに就職決定まで至らないことが考えられる。就職希望者が増加すると就職率が減少するということは、新卒者は競合が増加すると就職できない層や進路を変更する層が増加することが背景にあると考えられる。

このことがミスマッチを発生させている原因だと考えられる。そこで、次に、就職希望者の受験先が偏っているかといった点を調べる。大手志向といわれるように、新規大学卒業者は大手企業に集中する傾向にあるといわれる。丸山（1981）は大学生の中で人気の高い企業は大企業と指摘しているように、大手志向の傾向は長く続いている。求人倍率を大手企業（ここでは従業員 1000 人の企業）に絞り、その他の説明変数を変えずに回帰分析を行った（これを推定式Ⅱ - 3 という）。

推定式Ⅱ - 3

$$\ln (M_t/S_t)=\ln c + \mu_1 \ln S_{2t} + \mu_2 \ln (V/S)_{3t} + \gamma_1 q_{1t} + \gamma_2 q_{2t} + \sigma_1 x_{1t} + \sigma_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad \cdot \cdot (5-12)$$

表 10：推定式Ⅱ - 3 新卒求人倍率（大手企業）をコブ＝ダグラス型モデルに適用した実証分析結果

被説明変数：就職率（対数）	期間：1995－2013		
	男女計	男性	女性
大学進学率（4年前）(1)	4.600	3.530	4.133
q _{1t}	(3.521)	(2.251)	(4.511)
1人当たりの実質月間収入	-0.000001	0.000001	-0.000003
q _{2t}	(0.000)	(0.000)	(0.000)
実質経済成長率	0.259	0.094	0.335
x _{1t}	(0.388)	(0.343)	(0.425)
60－64歳就業率(1)	4.881 ***	5.071 ***	4.823 *
X _{2t}	(2.103)	(1.905)	(2.225)
新卒求職者数(対数)	-1.477 ***	-1.449 ***	-1.172
S _{2t}	(0.619)	(0.517)	(0.685)
新卒求人倍率（大手企業・対数）	0.216 *	0.132	0.286 ***
(V/S) _{3t}	(0.104)	(0.088)	(0.130)
定数項	19.089 ***	18.091 ***	15.591
	(8.891)	(7.488)	(9.663)
D.W.	1.459	1.748	1.104
Adjusted R2	0.485	0.668	0.486

***は 1%水準, **は 5%水準, *は 10%水準を表わす。() 内は標準誤差

新卒求人倍率（表 9）の結果と大きく異なった点は、新卒求人倍率（大手企業・対数）が男女計で 10%水準、女性では 5%水準でプラスに有意であったことである。このことから、大手企業に新規学卒者が集中している傾向を示していると考えられる。新卒求職者数(対

数)は、男女計及び男性ともに 5%水準でマイナスに有意であった。男女計では新卒求人倍率(大手企業・対数)はプラスに有意で、新卒求職者数(対数)は、マイナスに有意となり、係数の絶対値は後者の方が大きい。男性では、新卒求人倍率(大手企業・対数)は有意ではなく、新卒求職者数(対数)はマイナスに有意となった。女性は、新卒求人倍率(大手企業・対数)は、プラスに有意で、新卒求職者数(対数)は有意ではなかった。このことから、特に男女計でみると。大手企業求人倍率と新卒求人倍率を比較すると、他の変数を同一とした場合には、大手企業求人倍率の増加は就職率を上げる。しかし、新卒求職者数が増加すると大手企業のケースはより就職率を下げる結果となった。採用活動の厳選化に伴う競争の激化により就職率にマイナスの影響を与えていると考えられる。次に、中小企業の動向をみるために求人倍率を 1000 人未満の企業の求人倍率に絞り、他の説明変数を変えずに回帰分析を行った(これを推定式Ⅱ-4という)。

推定式Ⅱ-4

$$\ln(M_t/S_t) = \ln c + \mu_1 \ln S_{2t} + \mu_2 \ln(V/S)_{4t} + \gamma_1 q_{1t} + \gamma_2 q_{2t} + \sigma_1 x_{1t} + \sigma_2 x_{2t} + \varepsilon_t$$

・・・(5-13)

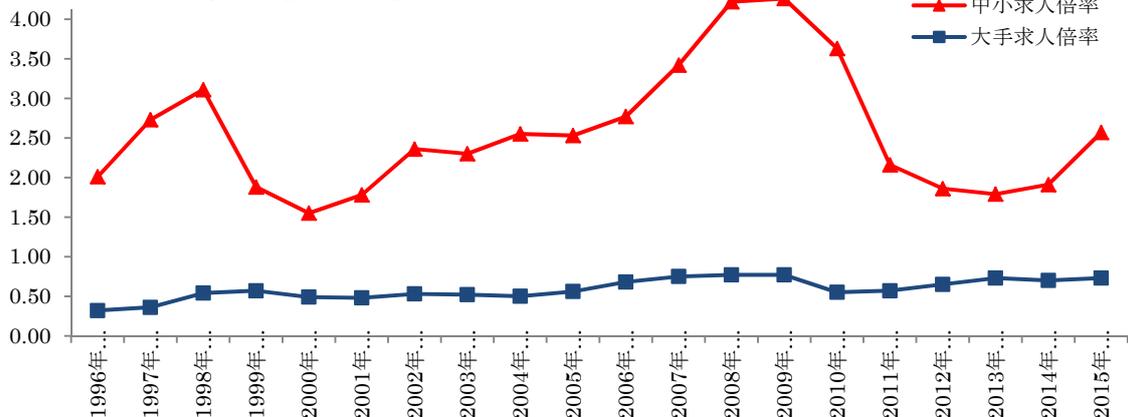
表 1 1 : 推定式Ⅱ-4 新卒求人倍率(中小企業)をコブ=ダグラス型モデルに適用した実証分析結果

被説明変数：就職率(対数)	期間：1995-2013 サンプルサイズ 19		
	男女計	男性	女性
大学進学率(4年前)(1)	1.863	2.988	-1.871
q_{1t}	(3.802)	(2.433)	(4.329)
1人当たりの実質月間収入	0.000001	0.000001	0.000000
q_{2t}	(0.000)	(0.000)	(0.000)
実質経済成長率	0.173	0.012	0.231
x_{1t}	(0.508)	(0.416)	(0.551)
60-64歳就業率(1)	6.220 *	5.346 *	6.695 *
x_{2t}	(2.974)	(2.482)	(3.259)
新卒求職者数(対数)	-0.634	-1.012 *	-0.002
S_{2t}	(0.535)	(0.453)	(0.080)
新卒求人倍率(中小企業・対数)	0.024	0.036	-0.040
$(V/S)_{4t}$	(0.072)	(0.061)	(0.547)
定数項	7.361	12.111 *	0.026
	(7.870)	(6.722)	(7.978)
D.W.	1.050	1.392	0.798
Adjusted R2	0.307	0.617	0.278

※※※は 1%水準, ※※は 5%水準, ※は 10%水準を表わす。()内は標準誤差

男女計及び男性、女性において全て有意となった要因は 60-64 歳就業率(1)のみで、全て 10%水準でプラスに有意であった。男性では、新卒求職者数(対数)が、10%水準でマイナスに有意となった。推定式Ⅱ-4は説明変数の中でも求人倍率を中小企業の求人倍率としたが、推定式Ⅱ-2及びⅡ-3と比較すると男女計及び男性、女性とも決定係数の値が低い結果となった。中小企業の新卒求人倍率では十分に説明ができない結果となった。なお、Ⅱ-3、4で使用した新卒有効求人倍率は以下の通り。大手企業の新規有効求人倍率は 0.5 倍前後であるが、中小企業では年度により大きく変化している (図 19)。

図 19 : 新卒有効求人倍率の推移 (1996-2015)



出所：リクルートワークス研究所(2014年)

5.5 ケース C (学生の質の検討)

ケース B では説明変数のうち求人倍率と求職者数のデータを変え、その他の説明変数は変えずに検討した。次に新規大学卒業者に関わる要因のうち大学進学率 (4 年前) を用い検討した。大田 (2012) は大学進学率を大学新卒者の質を示すものとして扱い、就職率にマイナスの効果を及ぼすと結論付けている。しかし、厳密にいうと、大学進学率は質のみを示すのではなく、量と質を示すものとする。そこで大学生の質が就職率にどのような影響を及ぼすのかを考えるにあたり、内部収益率 (以下、IRR) の考え方を次のように捉えて大学生の質を示す変数として適用する。内部収益率は上述した通り、個人が大学教育投資決定問題を考えるにあたり、投資した費用を割引した投資費用の合計と収益の合計とが等しくなるような割引率である。ここでは進学を決定する時の大学進学割引費用に対し、各年代別の賃金構造基本統計調査による賃金は、大学進学により教育投資により修得した人的資本を金銭的に評価した価額がその年の各年代の賃金であると仮定した。そのような仮定の下で、IRR が高いほど優秀な学生が進学を決定すると考え、IRR を各年の大学教育投資により人的資本を金額として表わす利益率と仮定した。その結果を次に示す。ここでは、推定式Ⅱ-1を用い、大学進学率(1)を IRR とした (これを推定式Ⅲという)。なお、男女別

のみとし、設置主体を私立大学として算出した IRR を用いた。

推定式Ⅲ

$$\ln (M_t/S_t) = \ln c + \mu_1 \ln S_{2t} + \mu_2 \ln (V/S)_{2t} + \gamma_1 q_{3t} + \gamma_2 q_{2t} + \sigma_1 X_{1t} + \sigma_2 X_{2t} + \varepsilon_t \quad \cdot \cdot (5-14)$$

表 1 2 : 推定式Ⅲ 教育内部収益率 (IRR) をコブ=ダグラス型モデルに適用した実証分析結果

推定式Ⅲ	期間 1986-2013 サンプルサイズ 28	
	男性	女性
IRR	14.564 ***	15.375 ***
q _{3t}	(1.430)	(3.006)
1人当たりの実質月間収入	0.000003 ***	-0.0000004
q _{2t}	(0.000)	(0.000)
実質経済成長率	0.296 **	0.746 ***
x _{1t}	(0.123)	(0.254)
60-64歳就業率(1)	1.279 *	3.474 **
x _{2t}	(0.735)	(1.568)
新卒求職者数 (対数)	-0.203 ***	0.040
S _{2t}	(0.055)	(0.085)
新卒求人倍率 (対数)	-0.017	-0.061
(V/S) _{2t}	(0.024)	(0.052)
定数項	0.645	-1.846
	(0.760)	(1.231)
D.W.	1.989	1.276
Adjusted R2	0.984	0.870

***は 1%水準, **は 5%水準, *は 10%水準を表わす. () 内は標準誤差

結果としては、IRR について、男性及び女性とも 1%水準でプラスに有意となった。特に女性の係数が大きい。男性の高校卒と大学卒の賃金格差よりも女性の賃金格差の方が大きいことから IRR は男性よりも女性の方が高い数値となる傾向にあった。その他の項目では、1人当たりの実質月間収入は、男性で 1%水準で、実質経済成長率は、男性では 5%水準で、女性では 1%水準でプラスに有意となり、60-64歳就業率(1)は男性及び女性とも 5%水準でプラスに有意であった。新卒求職者数 (対数) は、男性では 1%水準でマイナスに有意、女性では有意ではなかった。

以上より、新規大学卒業者の質を IRR とおいた場合、質が就職率に対して大きな影響を与える結果となった。

6.結論

本稿では労働市場の不完全性を踏まえ、雇用者と被雇用者の視点から説明しているサーチ理論に従ったコブ＝ダグラス型のマッチング関数を適用し、時系列でみた就業率に対する新規大学卒業者の就業行動に及ぼす影響を検討し、次の通りとなった。

- (1) ケース A からは、新規大学卒業者にマッチング関数を適用するにあたり、コブ＝ダグラス型の推定式が線形と比較すると現実をより説明する結果となった。
- (2) ケース B からは、推定式Ⅱ－1においては、大学進学率（1）は男女計及び男性ともにマイナスに有意であった。また、20－24歳完全失業率は男女計及び男性、女性ともにマイナスに有意であるため同年代とは競争関係にあると考えられる。他の推定式で大学進学率（1）は有意でなかった為、Albrecht and Vroman(2002)は新規大学卒業者が高卒レベルの仕事に進出していると指摘しているように大学進学が優位に働いていない（要因2）と推察される。
- (3) ケース B において、推定式Ⅱ－2式からは、男女計及び男性、女性とも新卒求職者数はマイナスに有意であり、とくに男性の方がマイナスの効果が大きい。このことから、求職者を新規大学卒業者に限定した場合には、新卒求職者数の増加は就職率にはマイナス効果を与え、一方で有効求人倍率が有意ではないことから競争の激化が生じている（仮要因3）と推測される。
- (4) ケース B において、推定式Ⅱ－3式からは、男女計及び男性では新卒求職者数はマイナスに有意であり、男女計及び女性では新卒求人倍率（大手企業）はプラスになった。新卒求職者数はマイナス係数の値が大きいことから、新規大学卒者間での競争は他のモデルと比較しても厳しい状況であるといえる。このことから、大手企業に集中していることが推測される（要因1）。
- (5) ケース B において、推定式Ⅱ－4式からは、有意になった要因が他のモデルよりも少なく、また、決定係数の値も低かったことから新卒求人倍率（中小企業）を用いた推定式では現状を十分に説明できないと推測される。
- (6) ケース C でみると、男性及び女性とも学生の質（この場合は IRR で評価）は就職率に大きく影響する結果となった。新規求人倍率は有意ではなく、新規求職者数は男性のみマイナスで有意となったが、他のモデルと比較してもその係数は小さい。新規大学卒業者の質を高めることにより、就職率を高めることに繋がるという結果となった、Burdett and Smith (2002) は労働者が教育を受け技能を高めることで、結果的に企業の市場参入の魅力を高め失業率を低下させると指摘している。これは、開発途上国などで広く見られる低い教育水準と高い失業率の共存を説明する、低技能の罠 (low skill trap) で述べている。日本において、大学進学率は50%を超え高学歴社会であり、低技能の罠 (low

skill trap) はあてはまらないとも思える。しかし、ユニバーサル段階に入った状況下においても新規大学卒業者の失業は依然として課題となっている。大学等の高等教育機関においては、産業界と連携し学校から職業へより円滑な移行の保証が求められているといえる (OECD (濱口監訳), 2010)。さらに、大学に進学することが学生に同質な効果をもたらさないことは、同じ学歴を獲得したにもかかわらず、より低い学歴しか求められない仕事に就いた者 (教育過剰者) とその学歴に見合った仕事に就いた者 (教育適当者) が存在し、教育過剰は賃金や労働意欲に負の影響を与えることで実証されている (乾, 2012)。

以上より、新規大学卒業者のミスマッチに影響を与える要因としては、

- 1) 学生の職業観の変化により、新規大学卒業者の就業行動が偏っていること
- 2) 学生の質の低下により、大学への進学が必ずしも就職において優位とならないこと
- 3) 採用厳選化や学生の心理的变化に伴い、就職活動において競争が激化していること

の3つがあると考えられ、それらの要因とミスマッチの間に因果関係があるとの仮説を立て、時系列データを用い、それぞれの要因とミスマッチとの因果関係をケース B 及びケース C において検証を行った。その際、因果関係を回帰分析により推定したが、係数が有意となったことから、仮説が立証された。なお、これらの仮説がそれぞれに影響を及ぼし、新規大学卒業者にミスマッチが生じていると考えられる。

また、1)結論(1)、(2)、(3)、(4)からは大学進学率の上昇による18歳人口における大学進学者の相対的な割合の増加および就業行動の大企業への集中といった量的側面が就職率に影響を与えると考えられる。2)結論(2)、(3)、(4)、(5)、(6)からは、人的資本の形成が十分でなく大学進学への優位性が見られないことや就業行動の大企業への集中の背景にある職業観の未成熟、就業行動を乗り越える事の出来ないストレス耐性力の低下といった質的側面にも問題があると考えられる。IRR を説明変数として用いた推定式Ⅲは補整 R^2 も高く、IRR の係数の値も高いことから、新規大学卒業者の質を高めることにより、就職率を高めることに繋がるという結果となった。この事より、太田 (2010) 同様に量的側面と質的側面が就職率に影響を与えると考えられ、特に質的側面の影響が大きいと考えられる。

文部科学省は、子ども・若者の変化として、職業人としての基本的な能力の低下や職業意識・職業観の未熟さ、身体的には成熟傾向にもかかわらず精神的・社会的自立が遅れる傾向等、発達上の課題も指摘している。さらに、文部科学省は学校教育が抱える問題にとどまらず、産業構造の変化、就業構造の変化等、社会全体を通じた構造的な問題も指摘している。若者の社会的・職業的自立や、学校から社会・職業への円滑な移行に向けた支援は、関係機関が連携して取り組むことが必要であり、その中で、学校が果たす役割が重要であるとしている⁴。

⁴平成 22 年 11 月 29 日文部科学省 今後の学校におけるキャリア教育・職業教育の在り方について (答申案)、資料：若者の社会的・職業的自立や学校から社会・職業への移行を巡る

今回の結論に対する、特に、質的側面の観点からの提言としては、大学を卒業することが就業行動において優位となっていないこと推測されること、さらに、教育の内部収益率（IRR）が就職率に大きな影響を及ぼすことから、大学などの高等教育機関の教育の質が重要であると考えられる。また、新規大学卒業者の就業行動の大手企業に偏っていることから、職業観を涵養するための教育が必要であるといえるのではないだろうか。さらに、就職活動の競争激化や集中化、学生のストレス耐性の低下などの理由により就業行動を諦めてしまい、未内定のまま卒業していく新規大学卒業者も一定数存在する。就職活動の方法の見直しと就職活動時における学生へのサポートが必要であるのではないだろうか。

ライフコースの基盤的な位置づけとなる学校教育から職業生活への移行は非常に重要であるにも関わらず、円滑に進んでおらず、その支援も十分ではない現状にある。新卒として就職できないこと、また、就職したとしてもミスマッチのためにすぐに離職してしまうことは、若者個人の問題だけではなく、社会全体の問題として捉えるべきであると考え、早急に対処すべき課題である。

以上、本稿の主な分析結果を取りまとめたが、研究の改善の余地はまだまだあるものと思われる。異なる計量分析手法を利用することで異なる結果となる可能性もある。また、単位根検定の結果が推定結果に予測外の結論を与えているかもしれず、今後の研究では単位根の存在についてより深く検討する必要がある。

以上を踏まえ、引き続き就業行動に関する実証分析を重ねることが必要であると思われる。

参考文献：

- Albrecht, J. and Vroman, S. (2002): "A Matching Model with Endogenous Skill Requirements," *International Economic Review*, 43(1), pp.283-305
- Blanchard, O.J. and Diamond, P. (1989): "The Beveridge Curve," *Brookings Papers on Economic Activity* 1.
- Bredgaard, T. and Larsen F. (2007): "Comparing Flexicurity in Denmark and Japan," Flexicurity paper 2007-13, Aalborg University, Denmark.
- Burdett, K. and Smith, E. (2002): "The Low Skill trap," *European Economic Review*, 46, pp.1439-1451.
- Genda, Y. and Kurosawa, M. (2001): "Transition from School to Work in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, pp.465-488.
- Kambayashi, R. and Ueno, Y. (2006): "Vacancy Market Structure and Matching Efficiency," *ESRI Discussion Paper Series No.160*
- Peterongolo, B. and Pissarides, C. A. (2001): "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature* Vol.XXXIX, pp.390-431.
- Pissarides, C. A. (1986): "Unemployment and Vacancies in Britain" *Economic Policy*, Vol.3, pp.499-559.
- Shimer, R.(2007) "Mismatch," *American Economic Review*, 97(4), pp.1074-1101
- 荒井一博 (1995): 「教育の経済学」有斐閣
- 荒木宏子・安田宏樹 (2011): 「大学生の正社員内定要因に関する経済分析」 **KEIO/KYOTO JOINT GLOBAL COE PROGRAM**
- 浦坂純子・大日康史 (1996): 「新卒労働需要の弾力性分析－3時点間のパネル推定」 *日本経済研究*, No.32, pp. 93-110.
- 石崎寛憲・加藤涼(2003): 「労働市場における硬直性の日米比較と構造調整」 *日本銀行国際局*, *International Department Working Paper Series*, 03-J-7.
- 伊藤伸介 (2006): 「若年層の雇用状況と就業形態にかんする実証分析—『就業構造基本調査』のマイクロデータをもとにして—」, 『統計学』, 第91号, pp.19-29.
- 伊藤伸介, 出島敬久 (2012): 「若年の就業状況に与える家計の資産所得の影響」, *一橋経済研究所 Discussion Paper Series A No.571*.
- 今井 亮一, 佐々木 勝, 清水 崇, 工藤 教孝(2007): 「サーチ理論—分権的取引の経済学」 *東京大学出版会*
- 乾 友彦・権 赫旭・妹尾 涉・中室 牧子・平尾 智隆・松繁 寿和(2012) 「若年労働市場における教育過剰—学歴ミスマッチが賃金に与える影響—」 *ESRI Discussion Paper Series No.294*
- 岡本弥 (2011): 「就職氷河期における新規大卒労働市場の実証分析」, *KIER DISCUSSION*

PAPER SERIES No.1101, pp.1-21.

- 大田聰一(2010):「失業におけるコホート・クラウディング」JILPT 資料シリーズ 78 号,「失業構造の理論的・実証的研究」第3章
- 大田聰一 (2010):「若年者就業の経済学」日本経済新聞社
- 大田聰一(2012):「大学就職率はなぜ低下したのか—進学率上昇の影響をめぐって」日本労働研究雑誌 No619, pp.29-41.
- 大田聰一・橋木俊詔 (2004):「労働経済学入門」有斐閣
- 大田聰一・玄田有史・近藤絢子(2007):「溶けない氷河—世代効果の展望」日本労働研究雑誌 No569, P4-P16.
- 大竹文雄・岡村和明 (2000):「少年犯罪と労働市場—時系列および都道府県別パネル分析」『日本経済研究』No.40, pp.40-65.
- 本田由紀(2009):「教育の職業的意義—若者、学校、社会をつなぐ」ちくま新書
- 北坂真一 (2011):「国立大学の生産性：時系列分析による技術進歩率の計測」,同志社大学経済学部ワーキングペーパー 43, pp.1-21.
- 楠奥繁則 (2006):「わが国の大学生における進路選択過程に対する 自己効力研究の課題」,立命館経営学, 第45巻第1号, pp.147-162.
- 玄田有史 (2004) :「ジョブ・クリエイション」日本経済新聞社
- 玄田有史 (2006) :「若年無業の再検討」東京大学社会科学研究所
- 児玉真樹子・松田敏志・戸塚唯氏・深田博己 (2002):「大学生の進路選択行動に及ぼす自己効力及び職業的アイデンティティの影響」, 広島大学進学研究 第2号 pp.63-72.
- 「新卒一括採用」に関する研究会 (2010) :「新卒採用の潮流と課題」リクルートワークス研究所
- 副島豊 (1994):「日本のマクロ変数の単位根検定」日本銀行研究所, 金融研究, 第13巻 第4号, pp.97-129.
- 田中寧(2010):「内部収益率のバリエーションと大学進学行動の経済的メリットの再考察」京都産業大学論集, 社会科学系列, 27号, pp.63-82.
- 西川正郎(2010) :「構造的失業とミスマッチ」経済社会総合研究所「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」第6巻『労働市場と所得分配』P 81-P136
- マーチン・トロウ (1976):「高学歴社会の大学—エリートからマスへ」東京大学出版会
- 野尻純(2012):「日本の貿易収支に関する実証分析—韓国およびアメリカとの二国間貿易の研究—」早稲田大学商学研究科紀要, No75, pp.323-341.
- 野田知彦(2002):「大阪企業の新卒労働需要分析」桃山学院大学総合研究所紀要 第32巻 第1号, pp.59-65.
- 濱口桂一郎(監訳) (2010) :「日本の若者と雇用—OECD 若年者雇用レビュー」, OECD, 明石書店
- 原ひろみ(2005):「新規学卒労働市場の現状—企業の採用行動から」日本労働研究雑誌

No542、pp.4-P17

二村博司(2009):「ジョブ・サーチ理論に基づく雇用政策のありかた」廣島大學經濟論叢
Vol.33 NO2 pp.109-127

G・S・ベッカー (1976):「人的資本—教育を中心とした理論的・經驗的分析—」東洋經濟
新報社

丸山文裕 (1981) :「大学生の就職企業選択に関する一考察」教育社会学研究第 36 集,
pp.101-111.

森棟公夫(1999):「プログレッシブ経済学シリーズ計量経済学」東洋經濟新報社

山田昌弘(1999) :「パラサイト・シングル」筑摩書房