



若年雇用の経済分析

田中, 喜行

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2016-03-25

(Date of Publication)

2018-03-25

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第6587号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006587>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博士論文

平成 27 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 勇上和史

田中喜行

博士論文

若年雇用の経済分析

平成 27 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 勇上和史

田中喜行

目次

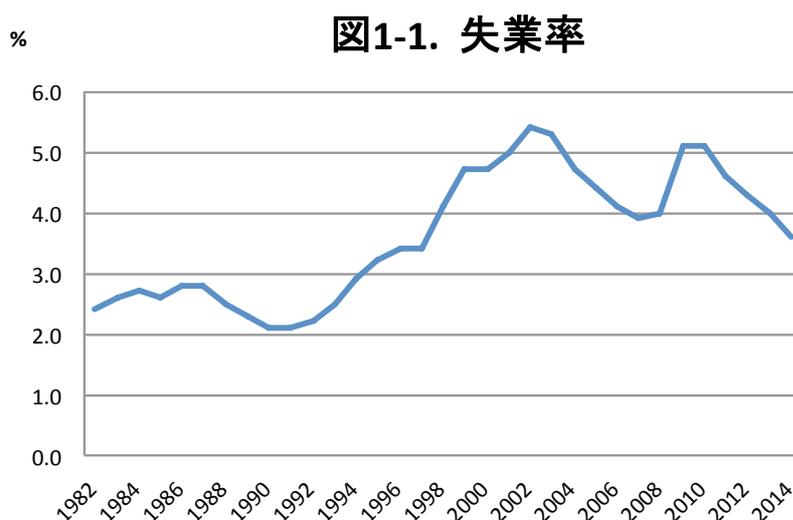
第1章 労働市場の構造変化と若年雇用	・・・ 1
1-1. 問題の所在	・・・ 1
1-2. 本論文の目的と各章の要約	・・・ 6
第2章 若年無業問題に関する一考察	
～サーチ理論のインプリケーションの検証より～	・・・ 9
2-1. 研究の背景と関心	・・・ 9
2-2. 先行研究	・・・ 11
2-3. 理論モデルとインプリケーション	・・・ 13
2-4. 推計モデルとデータ	・・・ 18
2-5. 推計結果	・・・ 22
2-6. 結果の解釈と政策的含意	・・・ 26
第3章 若年無業の状態継続要因に関する研究	・・・ 30
3-1. はじめに	・・・ 30
3-2. 先行研究	・・・ 31
3-3. 仮説と実証モデル	・・・ 33
3-4. データ	・・・ 35
3-5. 実証結果	・・・ 38
3-6. まとめと考察	・・・ 43
第4章 若年雇用対策の政策評価	
～ジョブカフェを例とした自然実験アプローチ～	・・・ 46
4-1. 問題の背景とジョブカフェの発足	・・・ 46
4-2. ジョブカフェの概要と先行研究のサーベイ	・・・ 48
4-3. 推定モデルの構築	・・・ 51
4-4. データ	・・・ 54
4-5. 実証結果	・・・ 56
4-6. まとめ	・・・ 58
4-A. 補論	・・・ 59

第 1 章 労働市場の構造変化と若年雇用

1-1. 問題の所在

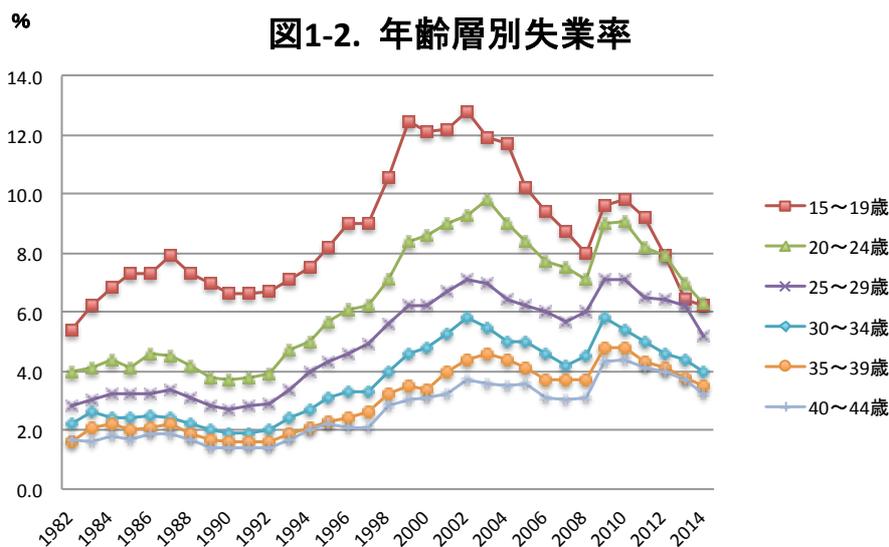
2000 年代終盤の大不況の影響により、欧米では若者の失業率が高まっており、OECD 諸国平均の 15～24 歳の若者の失業率は、2014 年第 4 四半期においても危機前よりも 2.7%ポイント高い水準となっている(OECD,2015)。このような状況に伴い、失業者を含めた無業者として定義される NEET(Not in Employment, Education or Training)の増加が世界的に社会問題化している。

一方、日本では、大不況による雇用への影響は欧米諸国ほどではなかったものの、回復したとはいえない。まず、日本の全年齢の失業率の推移について見てみよう(図 1-1.)。失業については 90 年代前半のバブル崩壊以降上昇し、特に 90 年代後半になって顕著に上昇しているように見受けられる。実際、玄田(2004)は、90 年代前半のバブル崩壊以降、産業別には製造業・流通業、規模別には大企業において持続的な雇用削減傾向が見られるが、1997 年を境に、それまで雇用を支えてきた中小企業や建設業において、新たな雇用創出が落ち込んでいったことにより、急激な失業率の高まりに繋がっていると指摘している。



総務省『労働力調査』より筆者作成

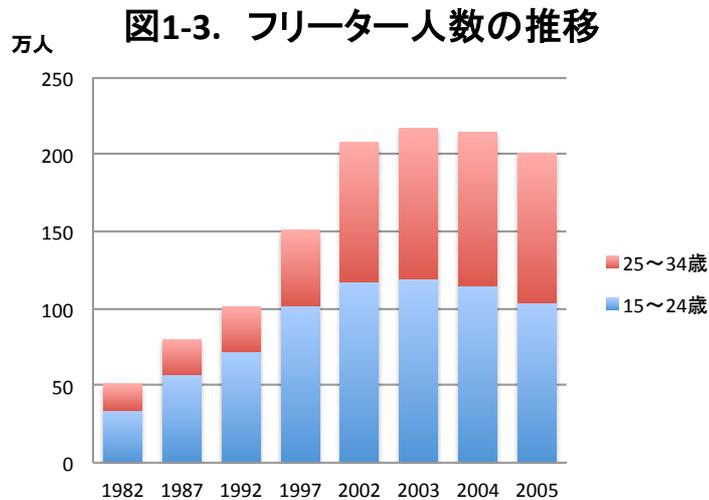
玄田(2004)は、さらに若年層における雇用創出の減少を指摘し、その背景として、強い解雇規制による中高年雇用の維持を挙げている。実際に、図 1-2 で年齢層別の失業率の推移を見てみると、年齢が若い層ほど失業率は高く、変動の幅も大きいことが見受けられる。



総務省『労働力調査』より筆者作成

このように 90 年代を通じて若年の失業率が増加したが、時を同じくして、定職に就かず、アルバイト等の短期の職を転々とする「フリーター」の存在が注目された。厚生労働省(2006)は、フリーターを 15~34 歳の不安定労働者とし¹、1982 年から 1997 年までは総務省『就業構造基本調査』を用いて、2002 年以降は総務省『労働力調査』を用いてフリーター数を把握している。その結果、1997 年には 151 万人であり、82 年の 50 万人から約 3 倍に増加していることに加え、1992 年の 101 万人よりも 50 万人も増加していることを示している。さらに、把握方法が変更された 2002 年以降については、2003 年にかけて増加し、その後 2004 年から減少に転じており、少なくとも、2000 年代初頭においてフリーターの増加が確認できる。

¹ 1997 年までは、「15~34 歳までの者で、就業者についてはパート・アルバイトをして働く者で、男性は継続就業年数が 1~5 年未満の者、女性は未婚である者であり、無業者については、家事も通学もしていない者のうち、パート・アルバイトの仕事を希望する者と定義している。一方、2002 年以降については、「15~34 歳までの卒業生であり、女性は未婚である者に限る。就業者については勤め先での呼称がパート・アルバイトである者で、失業者については、パート・アルバイトの仕事を探している者、非労働力の者のうち家事も通学も就業内定もしていない者のうち、パート・アルバイトとして働くことを希望している者」と定義している。



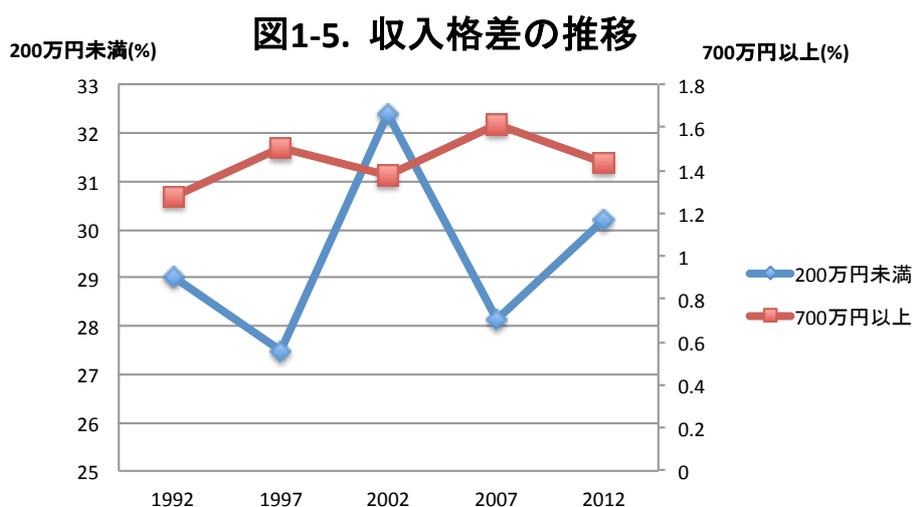
出所 厚生労働省(2006)「平成18年版 労働経済の分析」
 原資料 総務省『就業構造基本調査』(1997年まで)
 総務省『労働力調査』(2002年以降)

以上でみたように、日本の若年労働市場の状況は 90 年代を通じて悪化したが、その後 2002 年 1 月の景気の谷を境に日本経済は回復局面に入り、図 1-1 や図 1-2 から見て取れるように、失業率も低下した。しかし、厚生労働省(2013)によると、正規雇用は大幅に減少し、パート以外の「契約社員・嘱託」や「その他」の非正規雇用が大幅に増加したことが指摘されている。実際、図 1-4 より、2002 年第 1 四半期から景気後退局面に移る 2008 年第 1 四半期までの期間において 15～34 歳までの非正規比率を見てみると、期間を通じて上昇していることが確認できる。



総務省『労働力調査』より筆者作成

こうした非正規雇用増大は、労働者間の所得格差の拡大にも寄与している。実際に1992年以降の総務省『就業構造基本調査』に基づいて、図1-5より、15～34歳の雇用者について年収200万円未満比率と年収700万円以上の比率をしてみると、景気変動の影響により上下はしているものの、年を追うごとに低所得層と高所得層の比率が共に上昇し、格差が拡大傾向であることが見て取れる。



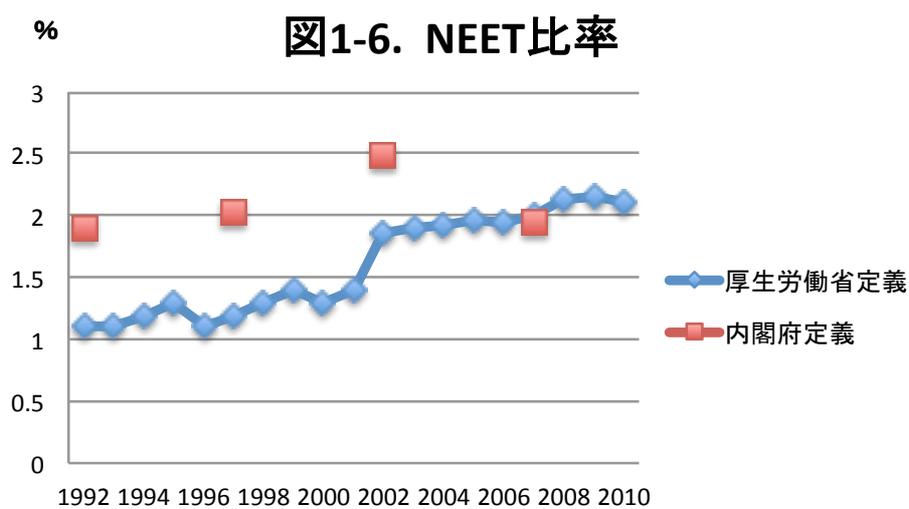
総務省『就業構造基本調査』より筆者作成

以上の事実から、1990年代以降、若年者の労働市場において、雇用や所得の二極化が進んでいることが示唆される。このような二極化の中で、2000年代以降、若年の非労働力である、「日本型」NEETの問題に注目されてきた(玄田・曲沼 2004, 小杉 2004)。

日本型 NEET の定義には、厚生労働省によるものと内閣府によるものの2種類が存在する。厚生労働省は、総務省『労働力調査』に基づき、15歳～34歳の非労働力人口のうち、学生と専業主婦を除いた者を NEET として定義している。一方、内閣府は、総務省『就業構造基本調査』に基づき、15歳～34歳の独身者で、各種の学校(予備校も含む)に通学しておらず、普段収入になる仕事をしておらず、求職活動をしていない個人を NEET と定義している。さらに、このうち就業希望を表明しながら求職活動はしていない個人を「非求職型」、そして就業希望を表明していない個人を「非希望型」の NEET として定義している。なお、2007年時点の『就業構造基本調査』を用いた調査では年齢層を39歳まで拡張し把握している。

このように、厚生労働省と内閣府の定義は、独身者に限定するのか、家事に従事し

ている者を定義に含めるかという点でわずかに異なっている。しかし、両者とも、職に就いていないだけでなく、職探しもせず、学校にも行かず、職業訓練も受けていない若者を捕捉する点では共通している。図1-6より、それぞれの推移を見てみると、厚生労働省定義は2002年以降に急増し約2%程度で推移している一方で、内閣府定義は2002年に約2.5%となっているが、それ以外の時期では2%程度で推移している。



内閣府定義は総務省「就業構造基本調査」(特別集計結果)より筆者作成
 2002年以降の厚生労働省定義は総務省「労働力調査」より筆者作成
 (注) 2001年以前の厚生労働省定義は小杉(2004)を引用

このように深刻化する若年雇用の状況に対して、日本政府による本格的な対策の嚆矢が、2003年に発表された「若者自立・挑戦プラン」である。同プランは、若年雇用の改善に向けた関係省庁（文部科学省、厚生労働省、経済産業省及び内閣府）横断的な取り組みであり、その政策の内容は3つに大別される。第1は、労働市場算入前の学校段階におけるキャリア教育であり、小学校段階からのキャリア教育や、専門職大学院、21世紀COEプログラム等による若者のキャリア高度化への取り組みがある。第2は、35歳未満（後に40歳代も）を対象とした積極的労働市場政策である。ここには、①企業内実習と座学を組み合わせた「日本版デュアルシステム」や、職業能力評価制度（ジョブカード制度）の整備などの「職業訓練施策」、②3か月間のトライアル雇用制度による「助成付き雇用施策」、そして、③若年求職者向けのワンストップセンターとしての「ジョブカフェ」や公共職業安定所における若者ジョブサポーター制

度などによる「求職活動支援」、さらには、④「若者自立塾」や「若者サポートステーション」といった NEET の若者を主な対象とした「アクティベーション施策」などが含まれる。第 3 は、創業希望者に対する起業支援サービスである。このように、同プランは、関係省庁の垣根を超えた総合的な雇用政策として立案され、わが国ではじめての本格的な若年雇用対策と評価される（新井 2006, 児美川 2010）。

このように「若者自立・挑戦プラン」の発表以降、若年層を対象とする政策が数多く行われてきたが、これら政策の評価についての実証研究は乏しく、その有効性についてコンセンサスが得られている状況とはいえない。

また、現在においては、厚生労働省(2013)により、「若年無業者²は、2002(平成 14 年)以降、高い水準のまま、おおむね横ばいで推移しているが、中年無業者³は増加傾向にある。無業の期間が長くなるにつれて就労に結びつきにくくなることから、無業者の年齢層が上昇している」と指摘されるなど、NEET 状態の固定化と高齢化が示唆される状況である。したがって、若年雇用が未だ深刻な状況であることに変わりはない。

1-2. 本論文の目的と各章の要約

そこで、本論文では、若年雇用問題について、特に若年の非労働力である NEET について労働市場の質的な変化の影響やその状態からの移行の決定要因を探るとともに、若年者雇用対策の効果を検証する。

第 2 章では、労働市場の質的な変化の影響について検討する。特に、NEET の発生要因について、賃金を中心とした労働市場における質的側面について、その格差の広がり NEET にどのような影響を与えているかについて実証的に検証する。具体的には、サーチ理論の体系で、賃金格差の拡大による労働市場への参加／不参加への影響を扱った Möller and Aldashev(2007)の理論仮説について、日本の NEET 発生要因として総務省『就業構造基本調査』の集計データを用いて検証する。その結果、賃金分布の下方における格差の拡大により NEET が増加すること示唆された。

第 3 章では、NEET 状態からの脱出要因について検証する。個人を追跡可能なパネ

² NEET に該当する 15～34 歳の非労働力と定義

³ 35～44 歳の非労働力を中年無業者と定義

ルデータを用い、観察期間中に NEET 状態に陥った個人について、どのような要因が脱出確率を高めるかについて実証的に検討する。具体的には、厚生労働省『21 世紀成年者縦断調査』の年単位の個票データを用い、NEET 状態にある個人が「失業」もしくは「就業」状態に移行するまでの期間について⁴、離散時間の Duration 分析の手法を用い検討する。その結果、1 年目に NEET 状態を脱出した者と比べ、2 年目およびそれ以降の他の状態への移行は困難であるという、NEET の強い状態依存性が確認された。さらに、就業への移行について、前職の経験があることや、高学歴が有意に脱出確率を高めることが明らかになった。また、これらの結果について、男性についてより深刻な状況が示唆される結果が得られている。

第 4 章は、2000 年代中盤に始まった若年雇用対策である「ジョブカフェ」の政策評価を行う。ジョブカフェは若者に対する省庁横断的な取り組みである「若者自立挑戦プラン」の中核的政策と位置づけられ、若者への職業紹介やカウンセリング、就職対策セミナーなどを一箇所で受けられる「若者のためのワンストップ・サービスセンター」ことが特徴である。この政策により、若年者の雇用が促進されたのか否かについて、ジョブカフェの開所時期の地域による違いを自然実験として利用した DID(Difference-in-Differences)推定により実証的に検討した。その結果、早期に開所した地域において約 2.5%雇用を改善する効果がみられた。これにより、「ジョブカフェ」は若年雇用の促進について効果があることが示された。

⁴ 個人を観察可能な期間において、最終期において NEET 状態を継続している者もサンプルに含めている。

○参考文献

Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2015) ***Employment Outlook***, Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.

新井直樹(2006)「地域における若年雇用政策に関する基礎的考察-ジョブカフェ『群馬県若者就職支援センター』を事例として」『高崎健康福祉大学紀要』第5号 pp.169-180

玄田有史(2004)「ジョブ・クリエーション」日本経済新聞社

玄田有史・曲沼美恵(2004)『ニート-フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬社

厚生労働省(2006)「平成18年版 労働経済の分析」

厚生労働省(2013)「平成25年版 労働経済の分析」

小杉礼子(2004)「若年無業者増加の実態と背景-学校から職業生活への以降の隘路としての無業の検討」 『日本労働研究雑誌』 No.533, pp.4-16

児美川孝一郎(2010)「『若者自立・挑戦プラン』以降の若者支援策の動向と課題」『日本労働研究雑誌』 No.602, pp.17-26

第2章 若年無業問題に関する一考察 ～サーチ理論のインプリケーションの検証より～

2-1. 研究の背景と関心

本章は、若年の非労働力である NEET の増加と若年層における賃金格差の拡大の関係に着目し、労働市場における職探し行動を体系化したサーチ理論の含意に基づいて、若年層の非労働力化の要因を実証的に明らかにするとともに、その改善の可能性を探ることを目的とする。

1990年代以降、日本の労働市場が悪化する中で、若者に固有の雇用問題として、新規学卒時の労働市場の状況が、当該世代の就業や賃金といった労働市場のパフォーマンスに長期にわたって影響を及ぼす「世代効果」の存在が明らかにされてきた(太田・玄田・近藤 2007, Kondo 2007, Genda *et al.* 2010, Hamaaki *et al.* 2013)。特に、若年期における就業経験の不足は、彼ら／彼女らの人的資本の蓄積を阻害し、個人及び経済全体の将来の生産性の低下をもたらしうること、また、これら個人の貧困化がわが国の少子化や社会保障受給者の増加を招くことが懸念されている。こうしたなか、玄田・曲沼(2004)、及び小杉(2004)は、若年者のうち通学も就業もしておらず、教育訓練も受講していない非労働力人口を NEET: Not in Employment, Education or Training として注目し、その後、学問分野を問わず NEET に関する多くの研究が蓄積され、彼ら／彼女らに対する雇用施策が相次いできた。

NEET の統計上の定義は主に 2 つに大別される。このうち厚生労働省は、総務省『労働力調査』に基づき、15 歳～34 歳の非労働力人口のうち、学生と専業主婦を除いた者を NEET として定義している。その推移をみると、NEET 人口は 2002 年以降、60 万人前後で高止まりしており、当該年齢層の約 2% を占める。もとより、これら NEET のなかには就業を希望している者とそもそも就業を希望しない者が混在している。そこで、この点を考慮したもうひとつのアプローチがある。内閣府は、総務省『就業構造基本調査』に基づき、15 歳～34 歳の独身者で、各種の学校(予備校も含む)に通学しておらず、普段収入になる仕事をしていない者を無業者としている。さらに、この無業者のうち就業希望を表明し、求職活動をしている個人(失業者)を「求職型」、就業希望を表明しながら、求職活動はしていない個人を「非求職型」、そして就業希望を表明

していない個人を「非希望型」として定義している。このうち「非求職型」および「非希望型」が NEET に該当し、2007 年時点の当該人口に占める比率はそれぞれ 0.9%、1.0%となっている。ここから、必ずしも就業を希望していない者が多い訳ではないことがわかる。就業を希望しながら、求職活動に至っていない個人が存在するということは、未だ社会厚生改善の余地があることを示唆することから、本章ではこの内閣府定義に基づいて考察する。

NEET の発生要因については、若者の意識や経験などの供給側の問題（堀田(2005)、厚生労働省(2007)など）が指摘される一方で、主に経済学の研究によって、労働市場の需給バランス、あるいは学歴などの個人属性に代理される期待収益の低さなど、労働市場の需給両面の要因が明らかにされてきた（太田(2005)、玄田(2007)など）。しかし、1990 年代以降の若年労働市場では、就業機会の量的変化のみならず、非正規労働者の増加に見られるように、賃金で示される就業機会の質的な変化も生じた。例えば、橘木・浦川(2006)は、厚生労働省『所得再分配調査』に基づき、世帯主の年齢が 30 歳未満の若年世帯では、1990 年代後半以降、貧困層が増加する一方、経済的に早くから成功して高い所得を得る若者も増加し、結果として若年層の所得格差が拡大傾向にあったことを指摘している。実際に、総務省『就業構造基本調査』に基づいて、近年の若年層(15～34 歳)の賃金分布の変化をみると、2002 年から 2007 年かけて、賃金中央値が大幅に下落しているなかで、その格差は大きく拡大し、とりわけ賃金分布における下方の格差が大きく拡大している（図 2-1）。しかし、こうした就業機会の質的格差が、NEET に及ぼす影響については、従来、ほとんど分析がなされていなかった。

そこで本章では、若年労働市場における賃金分布の変化に着目し、不完全労働市場における労働者の職探し行動を体系化したサーチ理論⁵に基づいて若年者の非労働力化の要因を検証する。とりわけ本章では、近年の賃金分布の変化の事実を踏まえて、賃金分布の上位と下位の非対称な格差の拡大の分析に適した **median-preserving spread** の概念を導入し、個人の労働参加／不参加に与える影響を考察する。具体的には、Möller and Aldashev(2007)の理論的インプリケーションに基づき、主に総務省『就業構造基本調査』の地域別パネルデータを用いて実証的に検証する。

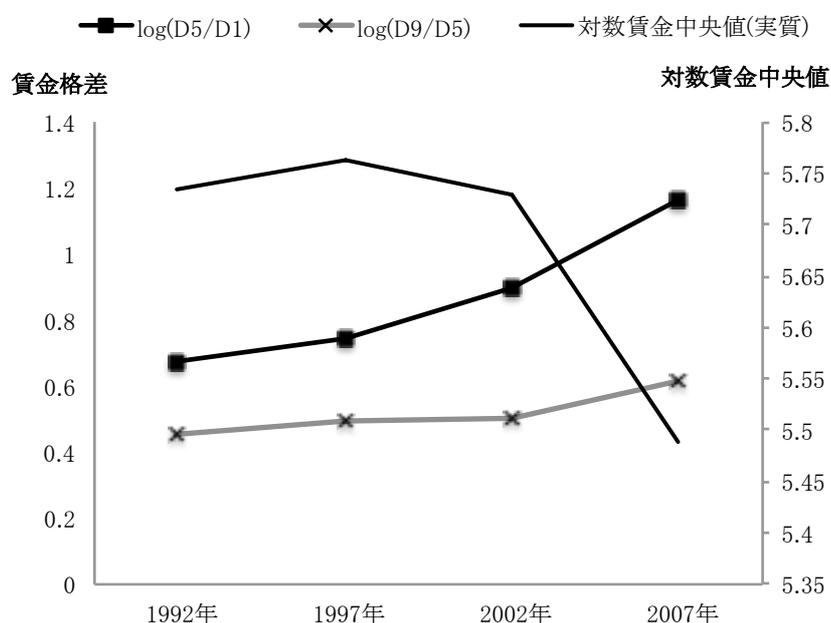
実証分析の結果、賃金分布の下方における格差の拡大は、若年層の NEET 比率を統

⁵ サーチ理論では労働市場で企業からオファーされる全ての賃金について考察するが、実証においては、労働供給をしている人の賃金しか観察されないことに留意する必要がある。

計的に有意に引き上げることが示された。さらに、地域における高校中退率の上昇もまた、NEET 比率の上昇に影響を与えている。これらは、若年者が労働市場に参加した場合に得られる賃金の悪化や、学校教育を早期に離脱したことにより労働市場で不利な立場にある若者の増加が、彼ら／彼女らの労働参加を妨げることを意味する。すなわち、若年労働市場の悪化や、個人のスキルの低さが求職意欲喪失効果を通じて NEET を増加させることが示唆される。

本章の構成は次の通りである。2-2.では、日本の NEET 問題に関する先行研究を紹介し、本章の位置づけについて述べる。2-3.では、サーチ理論の枠組みから労働参加を扱った研究を概説し、本章が依拠する理論的インプリケーションを述べる。2-4.では、使用するデータと推計モデルを提示し、2-5.で推計結果の主要な結果を考察する。2-6.では、分析結果について現実に照らし合わせた解釈と政策的含意、そして残された課題を議論する。

図2-1 若年層における賃金分布の変化



(注) 15～34歳の年間収入階級の間値と度数に基づき、分布特性値を計算。
総務省『就業構造基本調査』より筆者作成。

2-2. 先行研究

まず、NEET 問題に関する初期の包括的な研究として、小杉(2004)が挙げられる。小杉(2004)では、日本型 NEET を 15～34 歳までの非労働力の中で通学も家事にも従事していない者として捉えており、先の厚生労働省の定義と一致する。そのおおよその特徴には、男性の割合が高いこと、比較的若い年齢層が多いこと、学歴が低い者ほど NEET 化しやすいこと、また、高校・大学を卒業した直後に就職活動の失敗によって NEET 化する傾向があることなどが挙げられている。さらに、失業率の高い地域で NEET 比率が高くなる傾向を見出している。しかし、例外もあることから、就業機会との関係は必ずしも明らかでない結論づけている。

その後、経済学分野では、労働市場の需給両面から、若者の非労働力化の決定要因を探る研究が現れている。このうち、太田(2005)は、『就業構造基本調査』の都道府県別の特別集計データを用いて、NEET の発生要因を探っている。同研究が用いた定義は先の内閣府の定義と同様であり、NEET を、就業を希望しているが求職活動を行っていない「非求職型」と、就業を希望していない「非希望型」に分類している。その結果、有効求人倍率の低い地域において、「非求職型」の比率が高くなることから、非労働力化の一つの要因として就業機会の減少があることを明らかにしている。さらに、太田(2005)では、低所得者層の多い地域において、「非求職型」および「非希望型」を合わせた NEET 比率が高くなることや、中学校における不登校比率が NEET 比率を高めること、核家族世帯の多い地域は、「非希望型」を増やす傾向がある反面、「非求職型」にはマイナスの効果をもたらすことなどを明らかにしている。これらの結果は、家族や学校といった労働市場の需給要因以外の要因と NEET 問題との関係も示唆するものである⁶。

玄田(2007)もまた、内閣府の定義による類型別の NEET に着目し、特に個人の労働供給行動に注目し、性別や年齢、学歴で見た期待収益の低いグループの求職意欲喪失効果と、非勤労所得としての世帯所得が個人の労働参加に及ぼす所得効果について理論仮説を立てて検証している。『就業構造基本調査』のマイクロデータを用いた実証分析の結果、それらの属性の個人が無業に陥りやすいとする仮説が成立することを示した。さらに、玄田(2007)は、低所得者層の無業者が近年増加傾向であること、特に「非希

⁶ 都道府県別データを使った研究として、勇上(2005)は国勢調査を用い、失業率の高い地域ほど NEET 比率が高く、需要要因によって求職意欲喪失効果が生じていることを指摘している。

望型」無業について所得効果の弱まりを見出している。さらに、低所得家庭に属する若者の期待賃金の低下傾向を観察していることから、NEET問題の本質は裕福さによる自発的な選択から貧困の再生産に移行しつつあると指摘している。

以上の研究は、世帯所得や家族、教育といった要因とともに、就業機会の多寡や働いた場合の収益の変化が、NEETに影響を及ぼすことを示している。しかし、これまでの研究では、若年労働者に対して提示される賃金が直接的にNEETに与える影響は検証されていない。さらに、賃金の平均的な変化だけではなくその格差の側面もまた、NEETに影響を及ぼしうる。本章ではこの課題に取り組むため、内閣府の定義による類型別のNEETに着目し、企業から提示される賃金分布の変化による影響を考察できるサーチ理論を用いて若年労働者の労働参加／不参加を分析する。

2-3. 理論モデルとインプリケーション

2-3-1. サーチ理論と労働参加

サーチ理論とは不完全労働市場における労働者の職探し行動を体系化したものである。企業の行動も取り入れた一般均衡モデル的なアプローチもあるが、ここでは労働者の意思決定についてのみ考え、企業の最適化行動は考慮しない。企業から労働者にオファーされる賃金は分布を持ち、労働者はその分布の形状を知っていると仮定する。初期時点において労働者は職についておらず、職探しをする場合は、確率的に賃金のオファーが届く。この賃金を受けて労働者は働くかどうかを決める。働く場合は、次の時期から何らかの理由で離職するまでその企業で働き続ける。オファーされた賃金で働かない場合は、その次の期も職探しをすることになる。ここで、仕事のオファーを断って職探しをする場合と、オファーを受け入れて働く場合の期待収益が同じになる水準が存在し、これは留保水準(賃金)と呼ばれる。この水準は職探しと就労が無差別になるという点でサーチ理論において重要な指標である。

以上のようなサーチ理論に基づいて労働市場への参加／不参加を分析した初期の研究に、Pissarides(1976)がある。彼は、有限期間の設定の下、賃金や職探しの費用に加え失業保険を含めた生涯の期待収益が分布を持つ状況を想定し、それに直面する労働者のサーチ活動への参入／退出という視点から、労働者の参加／不参加フローの意思決定を考察した。その結果、労働市場からの引退などのサーチ活動からの永久的な

退出は、サーチ活動による期待収益がサーチ活動をしない場合の価値を下回る場合に起こることが示された。このサーチ活動の期待収益の低下は、職探しの費用の存在による次期の職探しの期待収益の低下や、収益の分布の悪化により引き起こされる。なお、収益分布の悪化とは、例えば賃金などの個々の要素の変化や分布自体の形状変化によって引き起こされる。

この分布の形状の変化について、Feinberg(1976)は、McCall(1970)のサーチモデルの拡張から Pissarides(1976)と同様のインプリケーションを導き出し、賃金分布において平均値を一定とした格差の拡大(mean-preserving spread)の影響についても理論的に検討し、格差拡大は、賃金分布の上層部での広がりによる期待収益の改善により市場撤退を抑制することを理論的に導き出した。これらのインプリケーションは、Feinberg(1976; 1978)によっておおよそ実証的に支持されたが、平均値を一定とした格差拡大の影響は棄却された。

2-3-2. 賃金分布の非対称な拡大と労働参加

このように、従来、賃金オファーの分布の変化と労働参加／不参加の関係は実証的には明らかではなかった。さらに、近年の日本の若年層における賃金分布の変化の特徴を勘案すると、従来使用されてきた、mean-preserving spread の概念に基づく賃金オファーの分布の形状の変化から、現代日本における若年層の非労働力化を説明することは難しい。しかし近年、Möller and Aldashev(2007)によって、賃金オファー分布の変化について median-preserving spread と呼ばれる新たな概念が導入された。彼らは、それに基づき労働市場への参加／不参加への影響を考察している。ここで、median-preserving spread とは、分布の左右非対称な変化の概念である。これは、賃金オファー分布の下方と上方を中央値で区切り、それぞれの形状の変化が労働参加に与える影響を考察したものである。以下では、Möller and Aldashev(2007)の理論モデルとそのインプリケーションについて概説する。

このモデルでは、連続時間について考える。個人は永遠に生存すると仮定し、生涯効用の最大化を目的とする。ここで、欠員による仕事のオファーは確率 λ で個人に届き、その賃金 w は分布 $F(w)$ に従って生じる。サーチ活動にはコスト c がかかるとする。但し、一度断ったオファーは復活させることはできない。また、時間割引率を δ とし、

個人はある外生的な確率 σ で失職する。職を持たない個人は価値 $b(b_i^u$:求職時,
 b_i^n :不参加時)の効用を得る。このとき、職を持たないので個人は余暇 l_i を得るが、これ
 は個人によって評価が異なる確率変数である。このとき、求職時の価値は余暇価値に
 一致し($b_i^u = l_i$)、不参加時の価値は $b_i^n = l_i + v$ と表されると仮定する。個人はある賃金
 をオファーされた場合、このようなセットアップの現状を総合的に勘案し、それを受
 け入れるかどうか判断する。表 2-1 にはモデルの変数の定義を整理している。以下、
 詳細な導出の過程は Möller and Aldashev(2007)に譲り、主要な結果について言及す
 る。

表 2-1. 理論モデルの変数とその定義

変数	定義
w_R	留保賃金
b	非労働時の価値 ($b_i^u = l_i$: 失業時, $b_i^n = l_i + v$: 不参加時 ※ l_i は余暇の価値)
s	オファーされる賃金の格差指標
λ	オファー到達率
c	サーチコスト(職探しの費用)
σ	失職確率
δ	時間割引率
θ	サーチ活動の積極度
V	欠員数
S	失業者数(求職者数)
P	生産年齢人口

オファーされた賃金について、オファーを受け入れて働く場合と、オファーを断って
 サーチ活動を続けるときの生涯の期待収益が無差別になる賃金水準が存在する。それ
 は留保賃金(w_R)と呼ばれ、その条件は以下のように表される。

$$w_R = b - c(\theta) + \frac{\lambda(\theta)}{\delta + \sigma} K(w_R) \quad \text{with} \quad K(w_R) := \int_{w_R}^{\infty} (w - w_R) dF(w) \quad (2-1)$$

ここで、個人が労働市場に参加することの条件は、以下のように表現できる。

$$w_{Ri}(b_i^u) \geq b_i^n \quad (2-2)$$

すなわち、非労働力時の価値を求職活動による価値が上回る場合において個人は労働

市場に参加する。個人は余暇に対して異なる価値をもっている⁷、労働市場への参加／不参加が無差別になる閾値(\tilde{l})が存在し、この水準を下回る余暇価値を持つ個人が労働市場に参加する。よって、(2-1)式より、労働市場の参加／不参加が無差別になる留保賃金は以下のように表現できる。

$$\tilde{w}_R = w_R(\tilde{b}^u) = \tilde{b}^n = \tilde{b}^u + v = \tilde{l} + v \quad (2-3)$$

なお、労働参加率は余暇価値がその閾値を下回る個人の割合($G(\tilde{l})$)で定義できる。

ここで、 $c(\theta) = c_0 + \frac{1}{2}C\theta^2$, $\lambda(\theta) = \theta \frac{V}{S}$ と関数型を特定化し、(2-1)式を整理すると、以下の陰関数で表された式が導出される⁸。

$$\Theta(\tilde{l}; \cdot) = \frac{1}{2c} \left[\frac{v}{(\delta + \sigma)PG(\tilde{l})} K(\tilde{l} + v, s) \right]^2 - v = 0 \quad (2-4)$$

この(2-2)式を各変数について評価することで、以下の定理が導出できる。なお、本章では NEET 比率に関心があるので、以下では労働不参加率について考える。

【定理 1.】⁹

労働不参加率は、 $1 - G(\tilde{l})$ となるので、(2-4)式より、

- ・ C, v, σ, δ の上昇：労働不参加率が上昇
- ・ P に対する V (一人当たり求人)、賃金の中央値の上昇：労働不参加率が下落

定理 1 を言葉で説明すると以下のようなになる。労働不参加率を上昇させるような変化としては、次の 4 つが挙げられる。1 つ目は、サーチコスト c の上昇である。サーチ活動にかかる費用が上昇すると、期待される賃金の水準が一定であったとしても、総合的な期待収益が悪化する。2 つ目は、純粋な不参加の価値(v)の上昇である。例えば、参加しなくても貰える非労働所得 b^n が上昇すれば、労働者はわざわざサーチ活動をするようなインセンティブはもたない。3 つ目は、失職確率 σ の上昇である。せっかく見つけた仕事も、失職する確率が上がれば入職することによる期待収益が下がってしまう。よって、サーチ活動の期待収益が低下する。4 つ目は、時間割引率 δ の上昇である。個人がより現在志向的になると、将来の期待収益が減少し、サーチ活動をするインセ

⁷ 余暇の選好について異質性を仮定することで、生産性の同質的な個人が同じ労働市場環境に直面する場合も個人間で参加／不参加の別が起りうる。

⁸ Möller and Aldashev(2007) pp.124-128 を参照。

⁹ Möller and Aldashev(2007) pp.148 Appendix D を参照。

ンティブが弱まる。

他方、労働不参加率を下落させるような変化としては、オファー到達率 λ の上昇が挙げられる。これは企業が個人に対して仕事のオファーをより多く出すようになることで、就業の確率が上昇し労働市場に参加することの期待収益が上がると考えられる。また、失業時の非労働所得 b^u が上昇することで労働市場参加の価値が上昇し、サーチ活動をするインセンティブに繋がる。

ここで、この理論の核心である **median-preserving spread** の概念を導出するため、(2-1)式の $K(\cdot)$ で示されるサーチの価値について、オファーされる賃金の中央値を w_m 、賃金の格差指標のベクトルを $\mathbf{s} = (s^L, s^R)$ として示す。ただし、 s^L は下方格差、 s^R は上方格差を表すとすると、以下のようなになる。

$$K(w_R, \mathbf{s}) = \int_{w_m}^{\infty} w dF(w, \mathbf{s}) - \int_{w_R}^{w_m} F(w, \mathbf{s}) dw - w_R + 0.5w_m \quad (2-5)$$

ここで、賃金格差の拡大について考察する。拡大前を s_1 拡大後を s_2 と表すとすると、(中央値を一定とした) 賃金分布の下方格差(s^L)の拡大は、

$$s_2^L > s_1^L, s_2^R = s_1^R, F(w_m, s_1) = F(w_m, s_2) = 0.5 \quad \text{and} \quad \int_{w_R}^{w_m} F(w, s_1) dw < \int_{w_R}^{w_m} F(w, s_2) dw \quad (2-6)$$

同様に、(中央値を一定とした) 賃金分布の上方格差(s^R)の拡大は、

$$s_2^L = s_1^L, s_2^R > s_1^R, F(w_m, s_1) = F(w_m, s_2) = 0.5 \quad \text{and} \quad \int_{w_m}^{\infty} w dF(w, s_1) > \int_{w_m}^{\infty} w dF(w, s_2) \quad (2-7)$$

となる。

【定理 2】¹⁰

(2-1)~(2-7)式より、他の条件を一定にした場合労働不参加率は、

- ・ 賃金の中央値の上昇：労働不参加率が下落

median-preserving spread の概念について、

- ・ 賃金分布の上方格差の拡大：労働不参加率が下落
- ・ 賃金分布の下方格差の拡大：労働不参加率が上昇

¹⁰ Möller and Aldashev(2007) pp.146-147 Appendix C を参照。

定理 2 のロジックは以下のとおりである。

オファーされる賃金の中央値の上昇は、直接的に労働市場に参加することの期待収益を上昇させるので明らかであろう。それでは、その中央値が一定で格差指標が変化する場合はどうだろう。まず、賃金分布の下方、つまり中央値よりも下の水準の格差が拡大したときは、(2-6)式より労働市場に参加しても良い賃金が得られない確率が上昇するので、労働参加による期待収益が低下する。よって、労働不参加率が上昇する。他方、賃金分布の上方、つまり中央値よりも上の水準の格差が拡大した場合は、(2-7)式より分布の上方における期待値そのものが上昇するので、労働参加による期待収益が上昇する。よって、労働不参加率が下落する。

以上の理論的インプリケーションについて、Möller and Aldashev(2007)は、実証において東西ドイツにおける労働参加率への影響の違いを検証し、理論的なインプリケーションはほぼ支持されたとしている。そこで、本章ではこれらのインプリケーションに基づき、実証的に日本の NEET 問題について検証する。本章は明示的にサーチ理論の体系で NEET 問題を扱った日本で最初の研究であるとともに、彼らのインプリケーションを検証するため、賃金に関する各種指標を用いることで、労働市場の質的变化による若者の非労働力化への影響を考察したものとして位置づけられる。

2-4. 推計モデルとデータ

2-4-1. 推計モデル

本章では、若年者が直面する労働市場の変化が NEET 比率に及ぼす影響について、複数期間の地域別のパネルデータを用いて検証する。つまり、ここでは、若年者が居住地域(都道府県)における労働市場の状況を見て、労働市場の参加／不参加を決定すると仮定している¹¹。

推計モデルは以下の通りである。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (2-8)$$

¹¹ 地域労働市場の単位をより広く、全国を北海道、東北、関東、東海、北陸、近畿、中国、四国、九州、沖縄の 10 ブロックに定義して、地域固定効果モデルを推計した。その結果、NEET 計および非求職型において、下方格差の拡大や中退率が NEET 率を引き上げるという、本章の主要な結果に変化はなかったが、非希望型に関しては有意な結果が得られなかった。しかし、NEET にはひきこもりが約半数を占める(厚労省 2007)ことから、そもそも地域間移動が少ないと考えられる。

ただし、 $\mathbf{X} = (b^n, \lambda, \sigma, c, w_m, s)$ である。ここで、 y_{it} は都道府県*i*の時点*t*における年齢 15～34 歳の類型別 NEET 比率をロジット変換¹²したものである。これにより、NEET 比率の推定量が、[0,1]の区間に収まるようにする。類型は内閣府の定義に従って、「非求職型」無業、「非希望型」無業の 2 区分とする。先の理論モデルに基づき、説明変数ベクトル \mathbf{X} には、労働市場に不参加時の非労働所得(b^n)、賃金オファー到達率(λ)、失職確率(σ)、サーチコスト(c)、オファー賃金の中央値(w_m)と賃金格差(s)が含まれている。 φ は都道府県特有の効果を示す。パネルデータの分析であるので、Pooled OLS モデルと固定効果モデル、変量効果モデルのうちいずれが採択されるかについては、F 検定およびハウスマン検定の結果から判断する。

2-4-2. データ

本章では、都道府県別に集計データの得られる総務省『就業構造基本調査』より、NEET 類型別について特別に集計した内閣府編『H17 青少年の就労に関する研究調査』および、同『若年無業者(15～39 歳)数及び割合～就業構造基本調査(平成 19 年)の再集計～』の公表値を用いる。なお、小杉(2004)によれば NEET には男性が多いこと、さらに内閣府定義から女性の NEET には主に家事をしている者が含まれており、その評価が難しいことから、サンプルを男性に限定する。観察期間は集計データの得られる 1992 年から 2007 年までの 5 年間隔の 4 時点であり、都道府県別のパネルデータを用いる。

Ⅲで得られた理論的インプリケーションに基づき、説明変数には以下を用いる。まず、対象が若年層であることから非労働所得(b^n)を高所得の親の比率で代理させる。具体的には若年層の親世代に相当すると考えられる 45～64 歳の男性所得に着目¹³、各都道府県の当該グループについて、『就業構造基本調査』の年間収入階級データにおいて 1000 万円を超える者の割合を使用する。理論的には、親世代の所得が高い者が

¹² NEET 比率を p_{it} とすると y_{it} は、

$$y_{it} = \log \frac{p_{it}}{1 - p_{it}}$$

と表される。なおこの値は $(-\infty, \infty)$ の値を取りうるが、比率の推定量 p_{it} は [0,1] の区間に制限できる。

¹³ この場合、本来なら該当する年齢層について、子供の居ない家庭の世帯所得を使用するのが望ましいが、以下の 2 つの理由から、世帯所得を用いた分析を断念した。第 1 に、就調の公表値は子供の居ない家庭の集計データが得られるのは 2002 年および 2007 年しかなく、さらに、これらで年齢層の区分が統一されていない。第 2 に、子供の有無で区別しない場合は、子供の所得自体が世帯所得に入ってくるので、若年の有業者の世帯所得が高くなる傾向が生じるといった問題がある。

多いほど、若年層の不参加の便益が上昇し、NEET 比率は上昇すると予想される。次に、オファー到達率(λ)は厚生労働省『職業安定業務統計』より得られる有効求人倍率で代理させる。有効求人倍率は、当期に一人当たりどれだけの求人があるかを表したものである。なお、被説明変数と同じ時期の有効求人倍率を用いることは、個人の行動によって当該変数が変化する場合の同時性(同時性)を含んでしまう。よって、この同時性の問題を回避するため、該当年より 1 年前の値を使用することとする。さらに、失職確率(σ)としても当該年の 1 年前の離職率を代理変数として用いる。これは、厚生労働省『雇用動向調査』を使って (調査期間内の離職者数) / (調査期間初期時点の雇用者数) として計算している。なお、このデータに関しては、15~64 歳の年齢計についてのみ得られ、この属性グループのものを使用する。次に、サーチコスト(c)としては、高校中退率を代理変数に使用する。高等学校を中退するということは、高等学校を卒業していた場合得られたであろう学校による職業紹介の機会が得られていないと考えられるとともに、負のシグナルとなり得ることから職探しの際の障害となっていると捉えられる。高校中退率は、文部科学省『学校基本調査』により、15~34 歳の男性について各年加重平均をとって計算しており、計算法は以下の式に基づいている¹⁴。

$$\text{高校中退率} = 1 - (\text{t} + 1 \text{ 期の } 2 \cdot 3 \text{ 年生徒数}) / (\text{t 期の } 1 \cdot 2 \text{ 年生徒数})$$

最後に、賃金分布の指標として、NEET の定義と同一の年齢層 (15~34 歳) の男性における賃金中央値の対数値(w_m)及び格差の指標(s)を用いる¹⁵。賃金中央値をコントロールすることで、median-preserving spread による中央値を一定とした場合の格差指標の影響を見ることができる。なお、これらは、親世代の所得と同様に、『就業構造基本調査』の都道府県別・年間収入階級別の度数分布表から計算し、賃金中央値については、物価変動の影響を取り除くために、2010 年を基準年とする消費者物価指数(CPI)の総合指数によって実質化している。また、格差の指標について、ここでは、池永(2009)にならい、下方格差には賃金分布の 50 パーセンタイル値と 10 パーセンタイル値の対数階差を、上方格差には 90 パーセンタイル値と 50 パーセンタイル値の対数階差をそれぞれ用いる。

¹⁴ 高校中退率そのものを都道府県別に過去に遡って得るのは非常に困難である。計算式については、赤林・荒木(2010)に基づいている。彼らによると、高校 2 年時での原級留め置き(留年)の影響を消すことができるため、計測バイアスを軽減できるとしている。

¹⁵ 『就業構造基本調査』の集計表における所得階級の区分は、最も階級区分が小さい 1992 年に他の調査年のデータを合わせている。そのうえで、各所得階級の階級値およびトップコード (1000 万円以上) を 1.5 倍した値を用いている。

各変数の記述統計量は表 2-2 に示している。先に I でみたように、本章が注目する賃金格差については（図 2-1）、上下どちらの指標も、期間を通じて上昇している。一方、賃金の中央値は全体として低下傾向で、特に 2002 年から 2007 年にかけて大きく下がっている。理論的には、中央値を超える留保賃金を持つ個人は中央値より低い賃金分布の格差の変化には反応しない。しかしながら、現在働いておらず、職探しもしていない個人が賃金の中央値よりも高い金額で仕事を得るのは困難と考えられる。よって、NEET の留保賃金が賃金の中央値を超えていないとすれば、(2-4)式より賃金分布の格差指標について下方格差が影響すると予想される。このことから、観察期間の賃金水準の指標の変化を総括すると、他の影響を一定とした上で、NEET 比率の増加をもたらすと予想される¹⁶。

表2-2. 記述統計

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ニート計(%)	188	2.13%	0.70%	0.93%	5.15%
非求職型(%)	188	0.93%	0.40%	0.21%	2.68%
非希望型(%)	188	1.20%	0.43%	0.35%	2.85%
親世代の所得 1000万円以上割合(%)	188	8.52%	4.51%	2.04%	24.39%
有効求人倍率	188	0.85	0.47	0.20	2.36
離職率	188	0.13	0.04	0.07	0.29
高校中退率	188	0.04	0.01	0.02	0.07
賃金中央値	188	294.26	47.64	173.78	347.57
下方格差	188	0.87	0.27	0.25	1.54
上方格差	188	0.52	0.13	0.25	0.78

※ 賃金中央値は対数変換をせず、元の値をCPIで実質化したものである。

¹⁶ なお、賃金に関する指標および有効求人倍率は景気状況に強い影響を受けるマクロ経済変数であるので、互いに相関している可能性があり、相関が強い場合は推定において多重共線性の問題が生じる危険性がある。そこで、有効求人倍率と賃金に関する指標の相関係数をみると、賃金中央値との相関が 0.33、下方格差との相関が-0.14、上方格差との相関が-0.26 であり、必ずしも強い相関は認められない。また、推定において、それぞれ説明変数から省略した場合の符号に変化は見られなかった。よって、すべての変数を用いた定式化についての推定結果のみレポートする。

2-5. 推計結果

2-5-1. ベースラインの推計

推計結果に関しては表 2-3 にまとめている。まず、非求職型と非希望型を合計した NEET 計の推計結果について見てみよう（表 2-3 第 1 列）。これは丁度、理論における労働不参加確率に一致し、理論仮説の直接的な検証となる。推計結果は、おおよそ理論の予想と整合的である。ここでの解釈は以下のようになる。まず、オファー到達率(有効求人倍率)が上がれば一人当たりの求人が増えるので、サーチ活動による期待収益が増大することで NEET 比率は低下する。また、離職確率が上昇するということはマッチングの効率性が悪化していることを意味する。せっかく就いた仕事も職場環境の悪化等で離れてしまう確率が上がるということは、職業からの期待収益を低下させる。さらに、高等学校を中退することは、低学歴の代理指標であるとともに、負のシグナルとなり職探しの障害となると考えられるので、これによるサーチコストの増大は職探しによる期待収益を減少させる。これにより NEET 比率は上昇する。加えて、賃金中央値の低下や賃金分布の下方格差の拡大によって、良い仕事に巡り会える可能性が下がる。これは、職探しの期待収益を減少させ、NEET 比率を上昇させる。これらは、主な理論的インプリケーションを支持するものである。

表2-3. 推計結果

ニート類型 採択されたモデル	(非求職型+非希望型) 変量効果モデル		非求職型 固定効果モデル		非希望型 Pooled OLSモデル	
	係数	t値	係数	t値	係数	z値
親世代の所得(1000万円以上比率)	-0.26	-0.47	-6.52 ***	-3.69	1.32 *	1.96
オファー到達率	-0.21 ***	-4.99	-0.38 ***	-5.34	-0.08	-1.49
離職率	0.82 *	1.72	0.43	0.62	1.11 *	1.77
高校中退率	13.72 ***	4.60	45.47 ***	3.87	13.61 ***	3.99
賃金中央値	-0.36 **	-2.17	-0.32	-1.24	-0.57 *	-2.66
下方格差	0.36 ***	5.08	0.41 ***	3.38	0.14	1.54
上方格差	-0.13	-0.76	-0.25	-0.98	-0.37 *	-1.69
定数項	-2.55 ***	-2.65	-4.12 **	-2.51	-1.94	-1.56
観測数	188		188		188	
経済主体数	47		47		47	
全体の決定係数	0.2562		0.6175		0.2475	
F検定 (Pooled OLS vs 固定)	F(46, 134) = 1.56 Prob > F = 0.0262		F(46, 134) = 1.54 Prob > F = 0.0298		F(46, 134) = 1.29 Prob > F = 0.1357	
Hausman検定 (ランダム vs 固定)	chi2(7) = 11.65 Prob>chi2 = 0.1126		chi2(7) = 58.74 Prob>chi2 = 0.0000		chi2(7) = 4.18 Prob>chi2 = 0.7592	

(注1) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

(注2) Pooled OLSモデルおよび固定効果モデル(Fixed effect)、変量効果モデル(Random effect)を用いた推計を行い、有意水準5%でのモデル選択の検定の結果、採択されたモデルの結果のみ掲載している。

以上のように、NEET 全体について理論仮説はほぼ支持される結果となった。ただし、NEET に関しては、就業希望を持つ「非求職型」と就業を希望しない「非希望型」に区分することができる。この類型別 NEET に関して違いはあるだろうか。

以下では類型別 NEET についての推計結果について考察する。表 2-3 第 2 列では非求職型、第 3 列では非希望型についての推計結果を示している。その違いとしては、まず、NEET 全体について、有意とならなかった非労働所得(親世代の高所得層の比率)の影響について、非求職型と非希望型において両方とも有意であるが、双方で係数の符号が異なっている。非希望型については、就業をそもそも希望しないことから直観にも合致する結果であるといえる。他方、非求職型については、非労働所得の増加により減少するとの結果を得ている。ここでは、類型別に集計した比率について推計していることから、個人の非求職型と非希望型間の移動が影響していると考えられる。つまり、非労働所得に余裕がある場合は就業を希望しない方向へ、反対に余裕が無い場合は就業の必要性に迫られるので、就業の希望意識を持つようになると解釈できる。これは、所得効果を捉えている可能性がある。非労働所得の影響はどのようになるかについては、後に、親世代の高所得者の多い都市部と地方部に分けた分析でさらに検証する。さらなる違いとしては、非求職型において下方格差が有意である一方、非希望型において上方格差が有意であるという点である。これは、賃金分布に対する反応に関する理論仮説から解釈できる。下方格差が有意であるということは、(2-6)式より、賃金分布の中央値で分けた下半分の中に(多くの)個人の留保賃金が含まれるということである。このとき、下方の格差が拡大すると留保賃金が分布下方に位置する個人が影響されるということである。つまり、多くの非求職型の個人の留保賃金は十分に低い、労働市場環境の悪化に直面し、求職意欲を喪失していることが示唆される。一方、上方格差に関しては、(2-7)式より中央値より上の部分における期待値に影響されるということである。非希望型の多くは、余暇の選好が強いために留保賃金が比較的高く、高水準のオファーに影響されると考えられる。

2-5-2. 地域区分別データの推計

以上の分析では、非求職型において賃金分布の下方格差が影響する一方で、非希望型においては賃金分布の上方格差が影響していることに加え、親世代の高所得者の比率で代理した非労働所得による所得効果が観察された。こうした就業希望でみた NEET 類型別の結果の差異には、少なからず、地域間の家計の所得水準の違いを通じた「若者の就業に関する意識」の違いが反映されている可能性がある。例えば、太田(2010)では、就業を希望する無業者について『就業構造基本調査』の都道府県別データを都市・地方部を分類して検証した結果、地方部において「仕事の種類にこだわっていない」割合が多い一方で、都市部では「専門的・技術的職業」を望む者が多いことを見出している。その背景として、地方では就業機会が限られていることに加え、家計の所得水準が低いこと、それにより仕事を得ることへの切迫感が強いと指摘している。

この点を確認するため、太田(2010)の知見にならい、都市部および地方部を次のように分類する。まず、都市部の定義は、茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県、長野県、岐阜県、静岡県、愛知県、三重県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、広島県、福岡県の以上 20 都府県とする。他方、地方部は上記以外の 27 道県が該当する。

実際、都市部と地方部の間で NEET の就業希望の有無についてどのような違いがあるだろうか。この定義の下で都市部と地方部における NEET に占める非希望型比率は、期間の平均において 57.5%(都市部)・56.2%(地方部)と都市部の方がやや高い値を示している。また、都市部・地方部において親世代男性のうち年間収入が 1000 万円を超える割合を比較すると、都市部では 11.98%、地方部では 5.97%と明らかな差があり、太田(2010)の示唆と整合的である。

さらに厳密に確認するため、都市・地方別データを用いて前節と同じ推計モデルで検証する。以下、表 2-4 に示した推計結果を見てみよう¹⁷。第 1,2 列は都市部の結果を示し、第 3,4 列は地方部の結果を表している。ここでは、ベースラインとほぼ同様の推計結果が得られている。なお、親世代の所得の符号に関しては、対応する都市部

¹⁷ ここでは、採択されるモデルの多くが Pooled OLS モデルになっているが、都道府県別パネルデータを使用した研究では、固定効果モデルが採択されるのが普通である。この点について、高校中退率を除いた定式化で分析してみると、ほとんどの場合で固定効果モデルが採択されたことから、地域個別の効果については高校中退率が吸収していることが示唆される。

の非希望型が正に有意であること、および地方部の非求職型で負に有意であることから、ベースラインの結果と同様の解釈が可能である。ここで、都市部・地方部の大きな違いとしては、都市部の非希望型において、賃金分布の下方格差が有意でないことが挙げられる。

以上の分析の結果、賃金水準の高い都市部においては、高所の親の庇護下で暮らしている若者が多く、特に非希望型は自身がそもそも労働することを考慮していない者が多いと考えられる。他方、ただでさえ就業機会の限られる地方部では、親の所得を通じた所得効果が相対的に弱く、留保賃金も賃金分布の中央値を下回るような者が多いと考えられる。そのため地方部においては、NEETの類型に関わらず、若年者本人に対する賃金分布の下方格差の拡大による労働市場の悪化が求職意欲喪失効果をもたらし、いっそうの非労働力化を進めることが懸念される。

表4 都市・地方別の推計結果

ニート類型 採択されたモデル	都市部				地方部			
	非求職型 Pooled OLSモデル		非希望型 Pooled OLSモデル		非求職型 固定効果モデル		非希望型 Pooled OLSモデル	
	係数	t値	係数	z値	係数	t値	係数	z値
親世代の所得(1000万円以上比率)	-1.39	-1.65	1.98 ***	2.72	-7.45 **	-2.49	0.89	0.40
オファー到達率	-0.26 ***	-3.45	-0.03	-0.53	-0.45 ***	-4.00	-0.10	-1.16
離職率	2.59 **	2.12	1.72	1.63	-0.21	-0.26	0.77	1.00
高校中退率	16.13 **	2.23	6.22	0.99	48.95 ***	3.07	16.48 ***	3.30
賃金中央値	-0.14	-0.41	-0.26	-0.92	-0.19	-0.49	-0.51	-1.53
下方格差	0.45 ***	3.21	-0.07	-0.55	0.52 ***	2.88	0.49 ***	3.32
上方格差	0.52	1.51	-0.17	-0.57	-0.29	-0.87	-0.39	-1.34
定数項	-5.27 ***	-2.68	-3.50 **	-2.05	-4.99 **	-2.17	-2.54	-1.32
観測数	80		80		108		108	
経済主体数	20		20		27		27	
全体の決定係数	0.5145		0.0913		0.6504		0.2723	
F検定 (Pooled OLS vs 固定)	F(19, 53) = 1.18 Prob > F = 0.3058		F(19, 53) = 1.11 Prob > F = 0.3661		F(26, 74) = 1.81 Prob > F = 0.0249		F(26, 74) = 1.56 Prob > F = 0.0713	
Hausman検定 (ランダム vs 固定)	chi2(7) = 15.64 Prob > chi2 = 0.0287		chi2(7) = 11.29 Prob > chi2 = 0.1266		chi2(7) = 18.53 Prob > chi2 = 0.0098		chi2(7) = 3.83 Prob > chi2 = 0.7988	

(注1) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

(注2) Pooled OLSモデルおよび固定効果モデル(Fixed effect)、変量効果モデル(Random effect)を用いた推計を行い、有意水準5%でのモデル選択の検定の結果、採択されたモデルの結果のみ掲載している。

2-6. 結果の解釈と政策的含意

本章では、日本における NEET 問題に着目し、サーチ理論の枠組みで労働市場への参加／不参加を考察した Möller and Aldashev(2007)の理論に依拠し、若年労働市場における賃金低下や賃金格差の拡大といった需要側の質の変化が若年層の非労働力化に及ぼす影響を検証した。これにより、従来の NEET 問題の研究では十分に捉えられてこなかった、若年者本人に対する労働条件の質的な側面の影響について考察することが可能になった。

都道府県パネルデータを用いた実証分析の結果より、賃金分布の下方格差の拡大や高校中退率が NEET 比率を引き上げ、賃金オファーの到達率(有効求人倍率)が有意に NEET 比率を引き下げることがわかった。これらの結果は、特に、就業を希望している非求職型の NEET について、都市部／地方部を問わず確認された。他方、非希望型 NEET においては、地方部で賃金分布の下方格差の拡大に影響されていたが、都市部においては若年世代の賃金水準には全く影響されず、親世代の所得による所得効果のみが観察されている。総じて、相対的に賃金水準の低い地方部において問題はより深刻であることが示唆される。

以下では、実証結果をもとに、解釈とその政策的含意を考察する。

第 1 に、若年労働市場における賃金条件の悪化が NEET を増大させていると指摘できる。もとより、NEET 比率の上昇要因には、賃金のオファー到達率そのものの影響もあり、有効求人倍率は 90 年代初めから 2000 年代初めにかけて低下している。しかし、求人倍率が上昇に転じた 2000 年代においても、賃金中央値の低下や下方格差の上昇が生じていることにより NEET 比率を押し上げる効果が働いていると指摘できる。さらに、賃金分布の下方格差が統計的に有意に NEET 比率を上昇させるということは、労働市場に参加しない多くの個人の留保賃金は中央値よりも下方に位置することを示す。特に分析の結果、所得水準の低い地方部では、就業意欲を示さない非希望型においても、賃金分布の下方格差が有意に影響している。このことから、都市部では裕福な家庭で生まれ育った個人が非労働力化しているという所得効果が示される一方、所得水準の低い地方では非希望型も労働市場の条件悪化による求職意欲喪失効果が存在することを示唆しているといえる。これらの結果により、NEET は単なる贅沢病とは言い切れない。ここで有効と考えられる政策的対応は、個人の賃金を下支えす

るという点で、トライアル雇用¹⁸の積極的な活用、及びその助成額の増額や、最低賃金の引き上げが参加率の上昇のために有効である可能性がある。しかし、最低賃金の引き上げについては、かえって雇用を減少させてしまう可能性もあり、その運用には細心の注意が必要であることはいうまでもない。

第2に、労働市場で不利な立場にある個人がNEET状態に陥っている現状が明らかになった。高校中退率は、低学歴の代理変数として解釈できるとともに、高等学校を卒業していた場合得られたであろう学校による職業紹介の機会が得られていないとも考えられる。それら個人が、優良な雇用機会に巡り会えず非労働力化している可能性が高い。これら個人に対する支援策としては、個人の事情に対応して学校に通わなくても学習できる環境を提供し、資格試験などを支援する必要がある。また、それら個人を孤立させず、スムーズな労働市場への移行を支援するための公的なシステムを構築する必要がある。その点では、ジョブカフェや若者サポートステーションといった公共政策のより一層の充実が期待される。

本章の分析に残された課題としては、第1に、個票データを使って、今回のインプリケーションをより明確に検証することが挙げられる。さらに、NEETという状態の長期化や離脱の要因、つまりは、NEETという状態の経験が個人のその後のパフォーマンスにどのように影響するのかといった問題について、個人を追跡できるパネルデータを用いて明らかにする必要がある。

¹⁸ ハローワークが窓口となり、企業が対象労働者を雇うことで最大3ヶ月間、月額40,000円の奨励金を企業に給付する。これによって、業務遂行のための適性や能力を見極め、その後の常用雇用への移行や雇用のきっかけとなることを目指す制度である。若者以外にも対象を幅広くとっている。

○参考文献

- Feinberg, Robert M. (1976) “Theoretical Implications and Empirical Tests of the Job Search Theory” Ph.D. dissertation, University of Virginia
- Feinberg, Robert M. (1978) “Labour Force Participation and The Job Search Theory: Tests of Some Neglected Implications” *Journal of Economic Studies*, Vol.5, pp.50-63
- Genda, Yuji, Kondo, Ayako, Ohta, Souichi (2010) “Long-term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States,” *Journal of Human Resources*, 45 (1): 157–196.
- Hamaaki, Junya, Hori, Masahiro, Maeda, Saeko, and Murata, Keiko (2013) “How does the first job matter for an individual’s career life in Japan?”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 29:154-169.
- Kondo, Ayako (2007) Does the first job really matter? State Dependency in Employment Status in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(3): 379–402.
- McCall, John J (1970) “Economics of Information and Job Search” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.84 pp.113-126.
- Möller, Joachim. and Aldashev, Alisher (2007) “Wage Inequality, Reservation Wages and Labor Market Participation: Testing the Implications of a Search-Theoretical Model with Regional Data” *International Regional Science Review*, Vol.30 (2), pp.120-151
- Pissarides, Christopher A. (1976) “Job Search and Participation” *Economica*, Vol.43, pp.33-49
- 赤林英夫・荒木宏子 (2010) 「私立高等学校の授業料補助が生徒の中退に与える影響-日本の教育バウチャーの実証研究-」 *RIETI Discussion Paper 10-J-016*
- 池永肇恵(2009) 「労働市場の二極化－IT の導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』 No.584, pp.73-90
- 太田聰一 (2005) 「若年無業の決定要因－都道府県別データを用いた分析」内閣府編『H17 青少年の就労に関する研究調査』 第2章 pp.27-39
- 太田聰一 (2010)『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社

- 玄田有史 (2007)「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』No.567, pp.97-112
- 玄田有史・曲沼美恵 (2004)『ニート-フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬社
- 厚生労働省 (2007)『ニートの状態にある若者の実態及び支援策に関する調査研究』
- 小杉礼子 (2004)「若年無業者増加の実態と背景-学校から職業生活への以降の隘路としての無業の検討」 『日本労働研究雑誌』 No.533, pp.4-16
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会
- 堀田聡子 (2005)「無業者の生活と意識, 無業者とその親-有職者との対比から」 『青少年の就労に関する研究会報告』内閣府
- 勇上和史 (2005)「都道府県データを用いた地域労働市場の分析-失業・無業の地域間格差に関する考察」『日本労働研究雑誌』 No.539 pp.4-16

第3章 若年無業の状態継続要因に関する研究[#]

3-1. はじめに

本章の目的は、若年非労働力である日本型 NEET について、その脱出の可能性を実証的に検討することである。

2000 年代終盤の大不況の影響により、欧米では若者の失業率が高まっており、2014 年第 4 四半期においても 15～24 歳の若者の失業率は、OECD 諸国平均で危機前よりも 2.7%高い水準となっている(OECD,2015)。このような状況に伴い、若年失業者を含む NEET(Not in Education, Employment or Training)の増加が世界的に社会問題化している。

OECD(2012)は、NEET について失業者を含む仕事や学業に従事していない者と定義した上で、大不況前の 2007 年第 1 四半期と大不況後の 2011 年第 1 四半期を比較し、OECD 諸国では NEET の割合が増加したことを明らかにしている¹⁹。なかでも、アイルランドやスペインといった欧州諸国において 4%以上の大幅な上昇を確認している。その後、OECD(2015)は、2014 年第 4 四半期においても、多くの OECD 諸国で危機以前の水準を回復しておらず、その影響は若年層において顕著であると報告している。さらに、NEET 比率の水準も依然として危機以前の水準まで回復しておらず、その半数以上が職探しをしていない非労働力である。また、NEET の中でも年齢層の比較的高い、20-24 および 25-29 歳の NEET が増加していることから、若年層における非労働力化とその固定化が深刻な問題となっている。

一方、日本では大不況の影響は欧米ほど大きくはなかったものの、若年雇用は改善したとはいえない。厚生労働省(2013)は、NEET にあたる若年無業者を 15～34 歳まで、中年無業者を 35～44 歳の非労働力と定義した上で、「若年無業者は、2002(平成 14 年)以降、高い水準のまま、おおむね横ばいで推移しているが、中年無業者は増加傾向にある。無業の期間が長くなるにつれて就労に結びつきにくくなることから、無

[#] 本章では、統計法（平成 19 年法律第 53 号）第 33 条の規定に基づく調査票情報の利用の許可を得て、厚生労働省『21 世紀成年者縦断調査』の個票データを利用した。統計データの利用にあたってご尽力頂いた関係各位に心より謝意を表したい。また、本章は科学研究費補助金(特別研究員奨励費 課題番号 14J05426)より研究助成を受けている。

¹⁹ 日本については、2011 年のデータのみ使用されており、2007 年との比較はされていない。

業者の年齢層が上昇していることがわかる。」と指摘している。これは、無業の状態依存があることで、脱出できていない個人が蓄積している状況を示唆するものである。

このような状況であるにも関わらず、日本において NEET の離脱要因に関する研究は管見の限り、存在しない。そこで本章では、厚生労働省が 2002 年から実施している『21 世紀成年者縦断調査』を用いて、NEET 状態から他の状態への移行の要因を実証的に検証する。その結果、NEET からの脱出について、多くの者が早期に離脱する一方で、状態の依存性が存在すること、学歴が高い者や前職を持つ者が離脱の可能性が高いことが判明した。男女に分けた分析からは、女性では専門学校卒および大卒が有意に就業の可能性を高める一方で、男性では、大卒のみが就業へ移行を促進することが明らかになった。このことから、男性において就業への移行のハードルが高く、NEET 状態は求職意欲を阻害している可能性が示唆される。

本章の構成は以下の通りである。3-2.では、先行研究について紹介し、3-3 では、仮説と実証モデルについて紹介する。3-4.では、本章で使用する厚生労働省『21 世紀成年者縦断調査』について説明し、データの振る舞いを概観する。3-5.では推定結果について考察し、3-6.で分析結果から得られるインプリケーションや課題について議論する。

3-2. 先行研究

以上で見たように、世界的に NEET 問題について重要性が高まっている。しかし、その問題を扱った研究は必ずしも多くはない。特に、NEET 状態からの移行を扱った研究は乏しい。

Samoilenko and Carter (2015)は、ニュージーランドにおける 2002~2010 年の *Survey of Family, Income and Employment* と 2013 年にできた行政データ (*Integrated Data Infrastructure*) をマッチさせたマイクロデータを用いて、15~24 歳の NEET からの移行を分析している。分析では、マクロの経済状況に合わせて 3 つのコホートに分け、合計で 645 の NEET のサンプルが存在する。彼らは、Propensity Score Matching 法を用いて、個人の観察不可能な異質性をコントロールしたうえで、NEET とそうでないグループの 2 年および 4 年間のフローを比較した。その結果、NEET であった個人は、2 年後においてそうでないグループよりも有意に就業率が低

く、生活保護の確率も高くなっていることが明らかになった。この傾向は、分析対象となる年齢の中で最高年齢層である 20-24 歳の者や、長期にわたり NEET を継続している個人において強い。しかし、4 年後においては、NEET であった個人の生活保護の受給確率は有意に高いものの、就業確率には有意な差は出なかったと報告している。

他方、Ranzani and Rosati (2012)は、2005～2011 年の *Mexican Labour Force Surveys* を使用して、15～24 歳の NEET の研究を行っている。このデータは、四半期ごとに調査が行われ、5 四半期ごとにサンプルが入れ替わるといった構造を持っている。記述的な分析では、NEET からの 1 年間の移行では 60%が状態を継続している一方で、およそ 25%が就業に移行しており、男性においてより多くが就業へと移行していることを明らかにしている。また、実証分析では個人のランダム効果を想定した多項ロジットモデルを用いて状態間の移行を推定している。その結果、女性や低学歴者が NEET を継続する傾向を持つことに加えて、1 期前において NEET である場合や、年齢が高くなるほどに NEET の継続確率が高まることを明らかにしている。

以上の先行研究では、共通して NEET 期間の長期化による状態依存、さらには年齢が高くなることにより NEET 状態から脱出が困難であることが指摘されている。

しかし、第 1 章でも指摘したように、日本の NEET の定義では、対象年齢を 34 歳もしくは 39 歳までとしている一方で、海外の NEET の定義では、より若い 24 歳までを対象としていることが多く、その差は少なくとも 10 歳にのぼる。さらに、先述の通り日本の NEET には、求職者は含まないことから、一概にその結果を適用できるかは不明瞭である。

そのうえ、以上の研究では、NEET を仕事や学業に従事していない者と定義しており、そこには失業者が含まれている。しかし、これまでの実証研究によれば、非労働力と失業は異なる状態であることが指摘されている。例えば、Flinn and Heckman (1983)は、無業者を非労働力と失業に分けて *Duration* 分析を行ない、それぞれの状態から就業への移行確率には有意な差が存在することを明らかにしている。したがって、失業と非労働力は全く別の状態であるので、本来は分けて考えられるべきである。ところが、既婚女性の非労働力の労働参加を扱った研究は、Heckman and McCurdy (1980)をはじめとして数多く存在する一方で、男性については、高齢者について、年金制度や障害者保険などの社会保障政策の検証に主眼をおいた研究が存在する程度であり (Little,2007)、特に若年層において非労働力状態からの離脱を扱った研究は乏し

い。

日本については、NEET を直接扱った研究ではないが、無業を含む若年の不安定な労働者の正規雇用への以降を扱った研究として、酒井・樋口(2005)が挙げられる。酒井・樋口(2005)は、学卒後 2 年までにおいて無業もしくは非正規雇用である個人をフリーターと定義し、それら個人の雇用または結婚までの移行について Duration 分析を行っている。その結果、近年になるにつれてフリーターからの脱出が困難になっていることに加え、フリーターを経験することにより、その後の所得が低くなること、さらに結婚時期も遅れることが確認されている。しかし、非労働力である日本型 NEET については、その発生要因に関する研究がいくつか存在する程度である(太田(2005), 玄田(2007)など)。

以上のように、日本において NEET からの状態の移行は全く扱われていないだけでなく、世界的にも比較的若い世代の男性において非労働力からの移行を研究したものは乏しい。そこで、本章では、若年非労働力である日本型 NEET からの状態移行について、その要因を検証することを目的とする。

3-3. 仮説と実証モデル

まず、McCall(1970)に代表される不完全労働市場における個人の職探し行動を描写したサーチ理論では、「失業」と「就業」の 2 つの状態を扱うことが多い。失業状態から就業への移行は、職探しを続けることによる価値よりも高い価値の賃金オファーを受け取る場合に起こる。一般にサーチ理論では就業への移行と職探しの継続による期待収益が無差別になる賃金水準を留保賃金と呼ぶ。すなわち、留保賃金以上の賃金オファーを受け取る場合、失業者は就業へと移行するのである。

Toikka(1976)は、以上のサーチ理論において、「失業」と「就業」の 2 つの状態区分だけではなく、労働市場に参入していない「非労働力」を加えた 3 種類の状態に分けたうえで、非労働力状態から失業および就業への状態移行について分析している。その結果、非労働力状態にある個人において、職探しに移行した場合の期待収益が、非労働力に留まることの価値を上回る場合、労働市場への参入が起こることを明らかにした。すなわち、非労働力からの離脱について、労働市場での期待収益および非労働力時の価値が影響するということである。

本章では、非労働力からの脱出について Duration 分析により実証的に検討する。ここで、Duration 分析とはある状態からの移行確率について分析するものである。まず、モデルのセットアップをする。tはある期間を表すインデックスとし、Tは期間の実現値とする。ここで、ある個人がt-1期まで状態を継続した上で、t期に状態を移行する確率について考えよう。このとき、その移行確率は以下のように定義される。

$$h(t) = \Pr(T = t | T > t - 1) \quad (3-1)$$

$h(\cdot)$ はハザード関数と呼ばれ、Duration 分析ではこれについて考察する。なお、NEET 状態からの移行について考えるので、次期の移行先には、NEET、失業と就業の3種類存在する。この、3つの状態への移行が互いに独立であるという IIA (Independence of Irrelevant Alternative) の仮定を満たすとすると²⁰、離散時間モデルにおいて、多項ロジットモデルを用いて状態移行確率を考察することができる。このとき、状態mへの移行確率は、

$$h_m(t) = \frac{\exp(X_t \beta^m)}{\sum_{j=1}^3 \exp(X_t \beta^j)} \quad (3-2)$$

となる。ここで、NEET 状態、すなわち初期の状態の継続をベースにとると、(3-2)式は以下のように変換できる。

$$h_1(t) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^3 \exp(X_t \beta^j)} \quad (3-3)$$

$$h_m(t) = \frac{\exp(X_t \beta^m)}{1 + \sum_{j=2}^3 \exp(X_t \beta^j)} \quad , j = 2, 3 \quad (3-4)$$

以上より、尤度関数は以下のように書ける。

$$L(\beta|X) = \prod_{k=1}^t \left\{ \frac{\exp(X_t \beta^m)}{1 + \sum_{j=2}^3 \exp(X_t \beta^j)} \right\}^{d_j} \quad , \text{with} \quad d_j = \begin{cases} 1 : j \text{が選ばれるとき} \\ 0 : \text{それ以外の場合} \end{cases} \quad (3-5)$$

とする。この(3-5)式について最尤推定を行う。

²⁰ 後述の実証結果において、IIA の仮定が成立するという帰無仮説について Hausman 検定を行ったところ、帰無仮説は棄却されなかった。よって多項ロジットモデルを用いることが妥当であると考えられる。

また、初期状態から移行先への確率の比は、対数をとることで以下のように表される。

$$\log\left(\frac{h_{mt}}{h_{1t}}\right) = X_t\beta^m \quad (3-6)$$

これにより、その係数は対数オッズ比に対する限界効果として解釈することができる。

ここで、実証分析において検証される仮説について考察する。使用する変数は、年単位で測った継続期間、個人の学歴、親との同居ならびに前職経験である。これらの要因は、先述した Toikka(1976)のサーチ理論の体系で考察すると、労働市場での期待収益および、非労働時の価値を通じて、失業や就業への移行に影響すると考えられる。

まず、労働市場での期待収益に影響を与えるのは、NEET 状態の継続期間、学歴、前職経験である。状態の継続期間については、NEET 状態の継続に伴って本人の人的資本が低下すると考えられ、労働市場における期待収益も低下してゆくと考えられる。一方、高学歴者や前職経験がある者については労働市場における期待収益が高いと考えられる。これら個人に対しては、賃金オファーの到達率が高まることに加え、高水準の賃金と巡り会う可能性も高いことから期待収益が高いと考えられる。

次に、非労働時の価値について、親との同居が影響すると考えられる。これは、金銭的な非労働所得の代理変数と解釈できる。必ずしも高所得の親でなくとも、労働供給をすることで、親からの金銭的支援が断たれると仮定するならば、労働市場に参入することの際の機会費用となる。この機会費用が、個人が労働市場に参入する場合の期待効用を上回るならば、個人は労働市場に参入しなくなり、移行は起こりづらくなる。実証分析においては、これらの仮説について検証する。

3-4. データ

実証分析では、厚生労働省が実施しているパネル調査である『21世紀成年者縦断調査（国民の生活に関する継続調査）』の2002年から2012年の個票データを用いる。この調査の目的は、「男女の結婚、出産、就業等の実態及び意識の経年変化の状況を継続的に観察することにより、少子化対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ること」である。調査の母集団は、2002年10月末時点の20～34歳の男女およびその配偶者である。2001年の厚生労働省『国民生活基礎調査』の調査

地区から無作為抽出した 1,700 地区内の男女 33,689 人が調査客体であり、その 82.8% にあたる 27,893 人について回答が得られている。その後も、毎年前年比 80%を超える高い回収率を維持しており、第 11 回調査の 2012 年時点においても、初年度の約半数である 13,293 人について回答が得られている。

本調査では、回答者の就業状態に加え、通学の有無や求職活動の有無を尋ねているため、それらの情報に基づいて、NEET を把握することができる。具体的には、就業をしていない個人で学校にも通っておらず、職探しもしていない独身者を NEET と定義する。この定義は、内閣府による NEET の定義と一致する²¹。実際、本章で分析対象とする NEET は、調査開始時の 2002 年では 462 名であり、調査サンプルに占める比率は 1.82% となっている²²。これは、集計対象の年齢層にやや違いがあるものの、15～34 歳の NEET 比率について厚生労働省が公表している水準にほぼ一致する（表 3-1）。さらに、本調査サンプルは、年々の平均年齢が高まる特性があるものの、調査期間を通じた平均値は約 2% となっており、厚生労働省の定義する NEET 比率と大きな差は見られない。

表3-1. NEET比率

年	年齢	21世紀成年者縦断調査			労働力調査(厚生労働省定義)
		NEET数	有効サンプル	NEET比率(%)	NEET比率(%) 15-34歳
2002年	20-34歳	462	25,383	1.82	1.87
2003年	21-35歳	385	22,637	1.70	1.90
2004年	22-36歳	367	20,550	1.79	1.93
2005年	23-37歳	313	19,231	1.63	1.97
2006年	24-38歳	297	17,668	1.68	1.95
2007年	25-39歳	269	16,169	1.66	2.01
2008年	26-40歳	252	15,150	1.66	2.13
2009年	27-41歳	260	14,479	1.80	2.15
2010年	28-42歳	212	12,755	1.66	2.10
2011年	29-43歳	216	11,939	1.81	-
2012年	30-44歳	200	10,793	1.85	2.31

厚生労働省『21世紀縦断調査』および、総務省『労働力調査』より筆者作成

(注). 2011年の厚生労働省定義において、欠損値となっているのは、東日本大震災の影響により東北地方のサンプルが把握できていないため

実証分析では、NEET 状態を経験した者について、その状態の開始から少なくとも 2 期間にわたって状態が観測されるサンプルを用いて、NEET から脱出するかサンプ

²¹ 内閣府では、さらに就業希望の有無別に、就業希望を有する非求職型と就業希望をもたない非希望型と定義を細分化している。

²² 就業状態がわかるサンプルを使用して計算している。

ルから離脱するまでの情報を利用する。また、2002年時点でNEET状態である個人について、過去1年以内に教育機関からの卒業や離職を経験した者以外は、NEET状態の開始時点が特定できないため、これらの左センサーのサンプルは分析から除外する。観測期間は、観察時点初期からNEETからの脱出を経験するまでであるが、提供を受けたデータの最終年までNEET状態を継続する者や、サンプルの離脱により移行先の状態が欠損値となるサンプルも存在する。このようなサンプルは右センサーと呼ばれ、移行確率の計算に使用するので除外しない。このサンプル制限の下で、被説明変数は当年の状態とし、説明変数を1年前のものを用いる。すなわち、調査初年度の2002年のデータについては説明変数としてのみ、分析期間の最後の2012年のデータは、被説明変数としてのみ使用する。

なお、本データを用いた分析では、観測時間の単位を1年としているため、1年未満の短期の失業状態や就業状態への移行を無視している可能性が課題として残る。しかし、本章は、短期的にNEETから離れても、すぐにNEET状態に戻るようなサンプルについて、NEET状態の継続あるいは脱出を分析しているとも考えられる。本章では、こうしたNEET状態の長期の継続性と離脱について検討するため、1年単位のデータを利用した離散時間のDuration分析を採用する。

推定に用いるサンプルの記述統計量は以下の通りである(表3-2)。以下では、使用するサンプルのNEETからの移行状況についてみてみよう(表3-3)。まず、初期時点でNEETであった594人の約6割に当たる354人が1年後に失業または就業へと移行している。2年後以降に他の状態に移行するサンプルは少なく、時間が経つにつれて移行するNEETの比率は低くなる。これは、NEET状態が長期化するほど脱出が難しくなることを示唆している。これは、厚生労働省(2013)による「無業の期間が長くなるにつれて就労に結びつきにくくなることから、無業者の年齢層が上昇している」との指摘にも合致するものである。

表3-2. 記述統計量

変数	記述統計量				
	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
男性	1016	0.480	0.500	0	1
NEET開始年齢	1016	29.557	4.822	20	43
NEET継続年数	1016	2.055	1.702	1	9
最終学歴					
中学・高校	1016	0.521	0.500	0	1
専門・短大	1016	0.255	0.436	0	1
大学・大学院	1016	0.186	0.389	0	1
親同居ダミー	1016	0.828	0.378	0	1
前職ありダミー	1016	0.643	0.479	0	1
有効求人倍率	1016	0.787	0.179	0.472	1.018

厚生労働省『21世紀縦断調査』より筆者作成

表3-3. ニート状態からの移行の状況

状態継続期間	移行先の状態				計
	ニート	失業	雇用		
1年後	240	146	208		594
2年後	126	29	10		165
3年後	78	8	8		94
4年後	49	7	4		60
5年後	36	2	2		40
6年後	23	2	1		26
7年後	17	1	0		18
8年後	11	0	0		11
9年後	7	0	1		8
移行計		195	234		

厚生労働省『21世紀縦断調査』より筆者作成

3-5. 実証結果

以上では、日本型 NEET の移行状況を概観した。その結果、多くの者が早期に NEET 状態から脱出する一方で、無視できない数の個人が脱出できていないという状態依存の傾向が見られた。しかし、各要因による効果の識別はできていない。ここでは、年別ダミーにより景気状況をコントロールしたうえで、それら要因による影響について検討する。

まず、表 3-4 より男女計での推定結果について評価する。NEET 状態の継続期間については、失業、就業のどちらについても有意に負の影響が観察されている。また、

NEET 開始年齢についても高齢となる場合において有意に負の影響が出ており、NEET 期間が長期にわたる者や年長である者ほど、労働市場に参入した場合の期待収益が低下することを通じて NEET 状態からの脱出が難しくなっていると考えられる。さらに、就業への移行については、学歴や前職経験が正に有意である。このことから、労働市場での期待収益の高い個人が高い個人が就業に移行しやすい反面、ある程度高い人的資本を持っていなければ、NEET 状態からの就業への移行が困難であることが示唆される。

表3-4. ニートからの移行についての多項ロジット分析(男女計)

変数 (レファレンスカテゴリ)	失業		就業	
	係数	z値	係数	z値
状態継続期間(1年後)				
2年後	-0.963 ***	-3.91	-2.236 ***	-6.10
3年後	-1.807 ***	-4.42	-1.904 ***	-4.58
4年後	-1.590 ***	-3.52	-1.820 ***	-3.26
5年以上	-2.671 ***	-5.15	-2.458 ***	-4.11
男性ダミー	0.140	0.71	-0.206	-1.01
NEET開始年齢(20-24歳)				
25-29歳	-0.215	-0.77	-0.107	-0.40
30-34歳	-0.275	-1.01	-0.926 ***	-3.24
35歳以上	-0.770 **	-2.21	-0.806 **	-2.35
学歴(中学・高校)				
専門・短大	0.086	0.39	0.404 *	1.83
大学・大学院	0.167	0.66	1.019 ***	4.30
親同居ダミー	-0.292	-1.31	-0.243	-1.04
前職有りダミー	0.331	1.46	0.911 ***	3.78
年ダミー(2002年)				
2003年	-1.150 **	-2.29	-1.011 **	-1.96
2004年	-0.821	-1.55	-0.866 *	-1.68
2005年	-1.173 **	-2.09	-0.401	-0.73
2006年	-0.676	-1.23	-1.184 **	-2.15
2007年	-0.878	-1.53	-1.184 **	-2.04
2008年	-1.181 *	-1.95	-1.966 ***	-3.08
2009年	-0.149	-0.25	-1.159 *	-1.74
2010年	-0.860	-1.24	-2.001 ***	-2.62
2011年	-0.649	-1.02	-1.286 *	-1.93
定数項	0.554	1.09	0.570	1.13
標本数	1016			
Log pseudo-likelihood	-828.71			

(注1) z値は個人についてクラスターロバストな標準偏差から計算している

(注2) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

以上の男女計サンプルを使用した推計では、男性ダミーによって男女差の把握を試みたものの、統計的に有意な差は観察されなかった。しかし、これはベースラインの性差を捉えるためのものに過ぎないので、男女別のサンプルに分けて推定し、要因それぞれの影響の違いについて検討する必要がある。そこで以下では、男女に分けたサンプルの推定により、その性差について検討する。なお、男性サンプルに対する推定の結果は表 3-5、女性サンプルに対する推定の結果は表 3-6 に記載している。これらの比較より、基本的には男女計の結果と同様であり、特に状態依存について共通して強い負の影響が見られる。しかし、男女別の推定結果にはいくつかの注目すべき違いが存在する。

最初に、男性サンプルの推定結果について評価しよう。まず、学歴の就業への影響については、男女計データの推定において正に有意であった専門学校・短大卒の影響は女性についてのみ有意であり、男性の学歴における正の影響は大学卒のみについて得られている。さらに、前職経験の有無が男性については就業への移行についてのみ正に有意である。これらより、男性の NEET からの脱出は、特に就業への移行について要求されるハードルが高いことが示唆される。加えて、失業への移行については、NEET 開始年齢が 35 歳上の者であることや、親との同居が有意に負の影響を与えている。就業への移行の難しい労働市場での期待収益の低い個人が親の庇護の下、非労働力状態に留まっている可能性がある。

次に、女性サンプルの推定結果については、失業への移行において、大学・大学院卒や前職経験が正に有意である。これは、高い人的資本を持った期待収益の高い個人が積極的に職探しに移行していると考えられる。また、NEET の開始年齢は失業への移行について有意な影響を与えておらず、女性の職探しへの移行は男性と比較して深刻な状況ではないことが伺える。また、就業への移行について学歴の影響が大学・大学院卒だけでなく、専門・短大卒も正に有意であることから、就業への移行においても男性ほど高いハードルを要求されていないことが示唆される。しかし、そもそも女性の就業形態に非正規雇用が多いことから、良質な職が少ないことの裏返しである可能性も否定できない²³。

²³ ここで、2002 年の総務省『労働力調査』より、サンプルと年齢の近い 15～34 歳について男女それぞれの非正規雇用比率を確認すると、男性は 17.3%、女性は 40.3%である。

表3-5. ニートからの移行についての多項ロジット分析(男性)

変数 (レファレンスカテゴリー)	失業		就業	
	係数	z値	係数	z値
状態継続期間(1年後)				
2年後	-0.951 ***	-2.69	-2.026 ***	-3.89
3年後	-2.182 ***	-3.42	-1.847 ***	-2.82
4年後	-0.953 *	-1.80	-1.500 *	-1.76
5年以上	-2.439 ***	-3.30	-1.497 **	-1.97
NEET開始年齢(20-24歳)				
25-29歳	-0.292	-0.82	-0.086	-0.24
30-34歳	-0.323	-0.86	-1.123 **	-2.56
35歳以上	-0.934 **	-1.98	-0.732	-1.52
学歴(中学・高校)				
専門・短大	-0.082	-0.24	-0.030	-0.08
大学・大学院	-0.367	-1.04	0.721 **	2.19
親同居ダミー	-0.566 *	-1.74	-0.115	-0.28
前職有りダミー	0.206	0.70	1.018 ***	3.31
年ダミー(2002年)				
2003年	-1.198	-1.30	-0.309	-0.30
2004年	-1.340	-1.40	-0.394	-0.37
2005年	-1.583	-1.59	-0.040	-0.04
2006年	-1.241	-1.23	-1.589	-1.35
2007年	-1.242	-1.21	-1.034	-0.91
2008年	-1.581	-1.49	-1.907	-1.52
2009年	-0.042	-0.04	-0.519	-0.43
2010年	-1.355	-1.16	-2.509 *	-1.69
2011年	-0.827	-0.73	-0.465	-0.38
定数項	1.438	1.47	-0.080	-0.07
標本数	488			
Log pseudo-likelihood	-379.03			

(注1) z値は個人についてクラスターロバストな標準偏差から計算している

(注2) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

表3-6. ニートからの移行についての多項ロジット分析(女性)

変数 (レファレンスカテゴリー)	失業		就業	
	係数	z値	係数	z値
状態継続期間(1年後)				
2年後	-0.900 **	-2.52	-2.338 ***	-4.46
3年後	-1.340 **	-2.47	-1.779 ***	-3.23
4年後	-2.709 **	-2.44	-2.096 ***	-2.60
5年以上	-2.674 ***	-3.54	-3.360 ***	-2.96
NEET開始年齢(20-24歳)				
25-29歳	-0.032	-0.07	-0.138	-0.35
30-34歳	-0.037	-0.09	-0.814 **	-2.05
35歳以上	-0.353	-0.62	-0.751	-1.48
学歴(中学・高校)				
専門・短大	0.313	1.04	0.704 **	2.43
大学・大学院	0.985 ***	2.59	1.510 ***	4.15
親同居ダミー	-0.192	-0.61	-0.374	-1.22
前職有りダミー	0.835 *	1.96	1.069 **	2.50
年ダミー(2002年)				
2003年	-1.618 **	-2.23	-1.399 *	-1.94
2004年	-0.772	-1.04	-0.994	-1.45
2005年	-1.321	-1.63	-0.561	-0.75
2006年	-0.658	-0.86	-0.900	-1.22
2007年	-1.011	-1.30	-1.094	-1.39
2008年	-1.407 *	-1.68	-2.008 **	-2.44
2009年	-1.005	-1.11	-1.846 *	-1.76
2010年	-0.861	-0.89	-1.518	-1.55
2011年	-1.061	-1.21	-1.794 *	-1.95
定数項	-0.134	-0.20	0.504	0.81
標本数	528			
Log pseudo-likelihood	-431.11			

(注1) z値は個人についてクラスターロバストな標準偏差から計算している

(注2) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

3-6. まとめと考察

本章では、パネルデータである厚生労働省『21世紀成年者縦断調査』を用いて、若年非労働力である NEET 状態からの脱出について実証的に検討した。その結果、多くの個人が 1 年以内に NEET 状態から離脱している一方で、強い状態依存性も観察されることが明らかになった。加えて、学歴が高い者や前職経験のある労働市場での期待収益の高い者において、就業への移行確率が高まっていることが示された。しかし、裏を返せば、そうではない個人は NEET 状態からの脱出が困難であるということである。このことは、特に女性より男性において、深刻な状況であると示唆される結果が得られている。というのも、学歴の就業への移行への影響については、男性では大卒以上のみが正の影響を示していたことに加え、前職経験は就業への移行についてのみ影響していたからである。これらより、男性の就業への移行について高いハードルが求められていると考えられることから、彼らは求職意欲を失っていることが示唆される。

本章の推定より得られた結果は、主に人的資本を通じた労働市場での期待収益が低いことによる影響であると解釈できる。NEET 期間の長期化により人的資本は低下すると考えられることに加え、そもそも低学歴であることや就業経験がないことにより人的資本が低く、労働市場での期待収益の低い個人が困難に陥っていると考えられる。そこで、これら個人に対して政策的介入により、人的資本の維持ならびにそれを促進することで、労働市場でのパフォーマンスを改善することが有効であると考えられる。実際に、2000 年代中盤から展開されているジョブカフェや地域若者サポートステーションなどといった機関により、職業訓練や各種の資格取得の支援などが行われている。さらに、これらの機関の中には地域の企業と連携して、トライアル雇用を活用した職業体験も行っている所も多い。これらの支援により、個人の人的資本の低下を防ぎながら、職探しを後押しすること求められている。

○参考文献

Atkinson, Anthony B. and Micklewright, John (1991) “Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review” *Journal of Economic Literature*, Vol.29, No.4, pp.1679-1727

Flinn, Christopher J. and Heckman, James J. “Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?” *Journal of Labor Economics*, Vol.1, No.1, pp.28-42

Heckman James J. and McCurdy Thomas E. (1980) “A Life Cycle Model of Female Labour Supply” *The Review of Economic Studies*, Vol.47, pp.47-74

Little, Allan(2007) “Labour market attachment and inactivity in Britain” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.54, pp.19-53

McCall, John J. (1970) “Economics of Information and Job Search” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.84, pp.113-126

Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2012) **Employment Outlook**, Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.

Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2015) **Employment Outlook**, Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.

Ranzani, M. and Rosati, F. C. (2012) “The NEET trap: A dynamic analysis for Mexico” *Understanding Children’s Work (UCW) Programme Working Paper Series*.

Samoilenko, Anton and Carter, Kristie (2015) “Economic Outcomes of Youth not in Education, Employment or Training (NEET)” *New Zealand Treasury Working Paper* 15/01.

Toikka, Richard S. (1976) “A Markovian Model of Labor Market Decisions by Workers” *The American Economic Review*, Vol.66, No.5, pp.821-834

太田聰一 (2005) 「若年無業の決定要因－都道府県別データを用いた分析」内閣府編『H17 青少年の就労に関する研究調査』第2章 pp.27-39

玄田有史 (2007)「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』No.567, pp.97-112

厚生労働省(2013)「平成 25 年版 厚生労働白書」

酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後-就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』 No.535, pp.29-41

第4章 若年雇用対策の政策評価⁺ ～ジョブカフェを例とした自然実験アプローチ～

4-1. 問題の背景とジョブカフェの発足

本章では、若者に対する積極的雇用政策(ALMP: Active Labor Market Policy)である「ジョブカフェ」による政策の因果的効果の検証を目的とする。ここで、積極的労働市場政策とは職業紹介や訓練などを中心とした政策であり、失業者の労働市場における職探しを直接的に支援するものである。従来、失業者に対する労働市場政策の中心は、失業保険制度による受動的労働市場政策(PLMP: Passive Labor Market Policy)が職探しの下支えを目的として行われてきた。しかし、失業給付による職探しインセンティブの低下を通じ、失業期間の長期化が生じていることが多くの文献で指摘されている²⁴。こうしたなか、先進各国では、より直接的に失業者の職探手を支援する積極的労働市場政策への気運が高まってきた。例えば、EUでは1997年に策定された「欧州雇用戦略」において、失業率の削減ではなく就業率の向上を政策目標に掲げ、以降、失業者や福祉受給者の「失業の罠」「貧困の罠」の除去を目指し、積極的労働市場政策を推し進めている(濱口 2003)。その後のEU諸国のパフォーマンスについて、勇上・田中(2014)は、近年の大不況後のEU諸国の労働市場のパフォーマンスの差異に着目し、各国の集計データと政策評価に関する文献のサーベイから、ドイツやデンマークといった近年の大不況から早期に回復した国では、積極的労働市場政策を効果的に機能させていることを指摘している。

日本においては、バブル崩壊後の90年代以降、労働市場が悪化し失業者が増加するとともに、とりわけ若年層において非正規雇用化が進んでいる。総務省『労働力調査』詳細集計によると、2014年全国平均では、15～34歳の若年雇用者のうち18.7%の若者が非正規雇用に従事している。なかでも、定職に就かず、短期の職を転々とするフリーターや(酒井・樋口 2005)、職探しすらもしない無業者(非労働力)である

⁺ 本章では、統計法(平成19年法律第53号)第33条の規定に基づく調査票情報の利用の許可を得て、総務省『労働力調査』の個票データを利用した。統計データの利用にあたってご尽力頂いた関係各位に心より謝意を表したい。また、本章は科学研究費補助金(特別研究員奨励費 課題番号14J05426)より研究助成を受けている。

²⁴ 主要なサーベイとしてMachin and Manning (1999)がある。

NEET の問題が指摘されている(小杉 2004, 玄田・曲沼 2004)。そしてこれら研究の蓄積から、2000 年代初期には経済弱者としての若者が広く認識されるようになり、若者に対する積極的労働市場政策の必要性が高まった。

こうした状況を受け、2003 年 4 月には厚生労働大臣・経済産業大臣・文部科学大臣・経済財政政策担当大臣をメンバーとする「若者自立・挑戦戦略会議」が発足し、6 月には「若者自立・挑戦プラン」が発表された。「若者自立・挑戦プラン」は、若者の働く意欲を喚起しつつ、全てのやる気のある若年者の職業的自立を促進することを当面 3 年間の目標として始められ、その政策の内容は 3 つに大別される。第 1 は、労働市場算入前の学校段階におけるキャリア教育であり、小学校段階からのキャリア教育や、専門職大学院、21 世紀 COE プログラム等による若者のキャリア高度化への取り組みがある。第 2 は、35 歳未満（後に 40 歳代も）を対象とした積極的労働市場政策である。ここには、①企業内実習と座学を組み合わせた「日本版デュアルシステム」や、職業能力評価制度（ジョブカード制度）の整備などの「職業訓練施策」、②3 か月間のトライアル雇用制度による「助成付き雇用施策」、そして、③若年求職者向けのワンストップセンターとしての「ジョブカフェ」や公共職業安定所における若者ジョブサポーター制度などによる「求職活動支援」、さらには、④「若者自立塾」や「若者サポートステーション」といった NEET の若者を主な対象とした「アクティベーション施策」などが含まれる。第 3 は、創業希望者に対する起業支援サービスである。このように、同プランは、関係省庁の垣根を超えた総合的な雇用政策として立案され、我が国ではじめての本格的な若年雇用対策と評価される（新井 2006, 児美川 2010）。

このように、2003 年以降、多くの施策が実施されてきたが、その中核的施策として「ジョブカフェ」が挙げられる。「若者自立・挑戦プラン」によると、ジョブカフェは「若者の生の声を聞き、きめ細やかな政策を展開するための新たな仕組みとして、地域の主体的な取り組みによる若年者のためのワンストップサービスセンター」として位置づけられている。ジョブカフェでは、職業や能力開発、創業に関する情報提供、インターンシップによる職場体験、進路に関する個別相談、そして地域の求人にあった就職支援などの多様なサービスをワンストップで提供される。その性質から積極的労働市場政策の中核をなす、公的な求職活動支援施策（Public Employment Service）であると評価できる。

後述するように、ジョブカフェは都道府県単位で設置される機関であり、2003 年度

以降、全国に整備されているが²⁵、その開所時期には違いがある。本章では、その開所時期の違いに着目する。具体的には、早期に開所したグループを処置群(Treatment)、遅れて開所したグループを制御群(Control)とする DID 推定(Difference in Differences)および、政策の対象となる若年であるか否かについての違いを利用した DDD 推定(Difference in Difference in Differences)を識別戦略として用いて、ジョブカフェの因果的効果を検証する。その結果、ジョブカフェの早期設置は、若年者の雇用確率を有意に上昇させること、この結果は、観察不可能な地域トレンドを制御した DDD 推定においても、支持されることを確認した。このことから、若年者に対する求職活動支援策は若年層の雇用確率を上昇させる点で有効であったと評価できる。

本章の構成は以下の通りである。2 節ではジョブカフェ事業の概要を紹介し先行研究について評価する。3 節では、先行研究で残された課題から本章の分析枠組みを提示する。4 節では分析に使用するデータを紹介し、5 節では実証分析の結果について考察する。6 節では、結果のまとめと残された課題について考察する。

4-2. ジョブカフェの概要と先行研究のサーベイ

先述の通り「若者自立・挑戦プラン」は、日本初の本格的な若年雇用対策として、また省庁横断的な政策として始まった。「ジョブカフェ」事業においても、厚生労働省と経済産業省が相乗りする形で運営されている。しかし、その予算について経済産業省は、同省の主導するジョブカフェ評価委員会で選定したモデル地域にのみ予算を提供している。ここで、ジョブカフェ評価委員会の各年度の事業報告をみると、厚生労働省と経済産業省を合わせた予算総額はモデル事業の適用される 2004～2006 年の各年度において約 80-90 億円²⁶であり、そのうち約 7 割が経済産業省のモデル地域に配分されている。

また、ジョブカフェは「若者自立・挑戦プラン」にあるように、地域の主体性を重要視しており、事業の運営主体は都道府県である。さらに民間を積極的に活用することが重視されていることから、主に民間企業や地域の NPO に委託運営されており、

²⁵ 香川県は 2015 年 12 月現在においても設置しておらず、全国では 46 都道府県が設置している。

²⁶ 2007 年度には、モデル事業は終了しており、経済産業省の予算については同年度 13 億円と大幅に減額している(ジョブカフェ評価委員会 2008)。

大学や高校等との連携や若者自らが企画・運営を行う所も存在するなど、積極的に独自の取り組みを展開している(ジョブカフェ評価委員会 2004d)。

ここで、実際にジョブカフェで受けられるサービスは、どのようなものであろうか。ジョブカフェでは、主にキャリアカウンセリングや就職対策セミナーなどの研修が受けられる。加えて、職業紹介も行っており、多くは、公共職業安定所を隣接させ連携している。なお、ジョブカフェ初年度である 2004 年度においては 35 都道府県が公共職業安定所を隣接させており、職業紹介において緊密な連携を取っている所も多い(厚生労働省 2005b)。このような性質から、ジョブカフェは積極的労働市場政策の 1 施策であると評価できる。

Kluve(2010)は、積極的労働市場政策の有効性について政策のタイプが重要であると指摘されている。同研究では、EU 内 19 ヶ国における積極的労働市場政策を「①職業訓練」、企業への雇用補助金や起業助成金である「②私的部門へのインセンティブ」、「③公共部門における直接雇用」、求職支援サービスや非求職時の制裁により求職活動の効率性を高める「④サービスと制裁」の 4 つに分類し、それらについて実証的に評価した 96 本の先行研究から 137 の分析結果を用いてメタ分析を行っている。その結果、特に「②私的部門へのインセンティブ」や「④サービスと制裁」が有効であることを見出している。また、「①職業訓練」は弱い正の影響であり、「③公共部門での直接雇用」に至っては負の影響があることを指摘している。ここで、ジョブカフェは、Kluve(2010)の分類によると、制裁はないにしても主に「④サービスと制裁」に該当することから、施策の有効性が期待される。

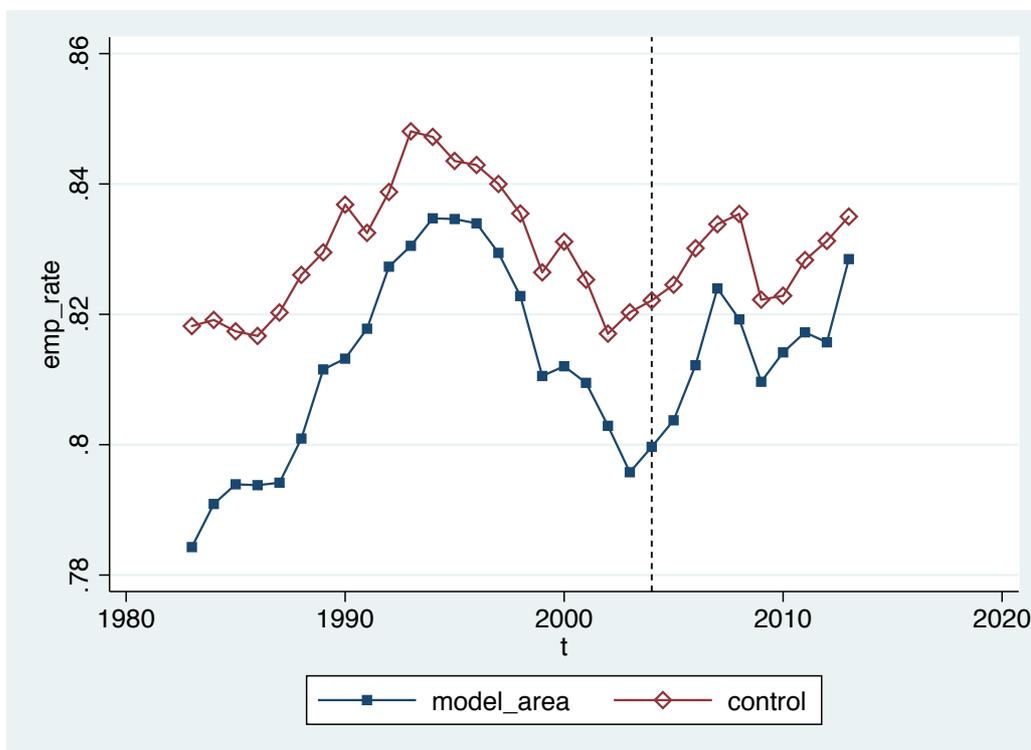
しかし、ジョブカフェは、その政策的新規性と重要性から注目を浴びる一方で、その政策効果を実証的に検証した研究は乏しい。数少ない研究として、高橋(2005)、永瀬・水落(2011)、山本・野原(2014)が挙げられる。このうち、高橋(2005)は、施策の実施後 1 年を迎えるにあたって、各地のジョブカフェの事例をもとに、その現状について体系立てて紹介している。さらに、2004 年 2 月から 2005 年 2 月までの厚生労働省『職業安定業務統計』の都道府県別・年齢階層別データを用いて、マッチング関数を推定している。その結果、若年層である 19~29 歳においてマッチングの効率性が上昇したとはいえないとの結果を得ている。永瀬・水落(2011)は、2002 年から 2007 年の総務省『労働力調査特定調査』の個票データを使用し、34 歳以下の男女について、非正規雇用および無業といった不安定雇用から正規雇用への移行を分析した。その結

果、居住都道府県の若年人口に占めるジョブカフェ利用者の割合が高い場合、男性の不安定雇用から正規への移行について有意な正の効果を見出している。山本・野原(2014)は、『職業安定業務統計』の都道府県別パネルデータと慶応義塾大学『慶応義塾家計パネル調査』(KHPS)の個票データを用いて、ジョブカフェの経済産業省「モデル地域」を処置群とする DID 推定(Difference-in-Differences)を行っている。その結果、集計データによるマッチング関数の DID 推定において、モデルのマッチングの効率性が上昇した可能性を見いだしている。ただし、KHPS を用いた分析結果では有意な結果は得られなかった。

このように、ジョブカフェの効果に関する数少ない実証研究によれば、未だ一致した結果は得られていない。また、そこには課題も存在する。永瀬・水落(2011)が指摘するように、ジョブカフェの「モデル地域」は、経済産業省のジョブカフェ評価委員会が決定しており、その選定基準として「若年雇用情勢が厳しいこと」などの条件が設定されている。そのため、モデル地域の選定は内生的である可能性が示唆される。従来、処置群が内生的である場合に生じる問題は、Ashenfelter(1978)および Ashenfelter and Card(1985)で指摘されている。これは、政策時点直前に悪いパフォーマンスを示す主体が、政策の対象となりがちであるので、政策効果を過剰に推定してしまう問題であり、“Ashenfelter’s dip”と呼ばれている。

1982年から2013年の総務省『労働力調査・基礎調査』の個票データに基づき、モデル地域とその他の地域の雇用水準を見てみると(図4-1)、モデル地域の人口に占める雇用者数の比率は、その他の地域よりも低く、特に政策直前の2003年頃において落ち込みが確認できる。「モデル地域」を処置群とする政策評価の推定では、“Ashenfelter’s dip”の存在が否定できないといえる。

[図 4-1] モデル地域と非モデル地域における雇用者比率の振る舞い



総務省『労働力調査』(1982～2001年)および『労働力調査基礎調査』(2002～2013年)の個票データより筆者作成

(注) 縦の破線はジョブカフェ事業の始まった2004年を表す

4-3. 推定モデルの構築

以上で述べたように、モデル地域の選定がランダムでない場合には、自然実験とは見なせない可能性がある。というのも、先述のとおり、経済産業省ではジョブカフェ評価委員会を組織し、重点的に対策を行う「モデル地域」を選定し、そこにのみ予算を配分している。その選定に当たっては、先述の「①若年雇用情勢が厳しいこと」の他に「②若年者の就業問題が地域の産業活力に影響を与えていること」「③雇用対策と産業振興、更には教育が十分連携していること」「④特色ある事業であること」「⑤予算の適切な執行が可能なこと」といった5つの基準が設けられており(ジョブカフェ評

価委員会 2004a)、初年度である 2004 年には 15 県、次年度には、さらに 5 県が経済産業省モデル地域に選定されている(ジョブカフェ評価委員会 2004b, 2004c)。このような基準の存在により、その選定については内生性が生じると考えられる。

したがって、本章ではモデル地域以外のサンプルに制限した上で、内生性の問題がより小さいと考えられる設置時点の違いを用いて、対象群を設定し、DID 推定を行う。さらに、地域固有のトレンドを制御するため、個人のサンプルを、同一地域の中でも、政策の対象となる若年層であるか否かで区別した DDD 推定(Difference in Difference in Differences)を行う。具体的には、厚生労働省の財源のみで運営されている非モデル地域のうち、2003 年度にジョブカフェ設置された県を処置群(Treatment)、2005 年度にジョブカフェが設置された県を制御群(Control)として定義する。この場合、処置群は、秋田、兵庫、和歌山の 3 県が該当し、制御群は、山梨、佐賀、宮崎の 3 県である。

次に、施策の対象となる年齢層について説明する。ジョブカフェは若年者を対象とする事業であるが、この当時、厚生労働省は「若年者」を 34 歳以下と定義している(厚生労働省 2005a)。しかし、実際のジョブカフェの利用者とその利用実績を見ると、40 歳以上の利用は全体の 0.3%とかなり低い割合である一方で、30 歳から 39 歳の者は全体の約 13.4%と無視できない割合を占めている(ジョブカフェ評価委員会 2006)。このようにジョブカフェでは、実質的に 35 歳以上の者も受け入れていることが推察されることに加え、近年では若年層を 15 歳から 39 歳と定義する傾向にある(内閣府 2009 など)。

本章では、若年層を 15 歳から 39 歳と定義し、当該年齢層にサンプルを制限して分析する。また、女性の就業については結婚や出産等による労働市場からの退出があり、評価が難しいので、サンプルを男性に絞って分析する。分析では、以下の推定式を、線形確率モデルによる最小 2 乗法で推定する。

$$y_{ijt} = X_{it}\beta + \gamma D_j + \eta A_t + \lambda(D_j \times A_t) + \epsilon_{it} \quad (4-1)$$

ここで、 y_{ijt} は、地域 j に居住する個人 i が、時点 t (月次)において雇用されている場合に 1 を、無業である場合に 0 を取る二値変数である。 X_{it} はコントロール変数のベクトル(本人以外の世帯収入、中学・高校卒ダミー、既婚ダミー、対数賃金中央値)、 D_j は

処置群には 1 を制御群に居住している者については 0 をとるダミー変数である。 A_t は政策時点後に 1、それより前は 0 をとるダミー変数であり、早期に開所した地域は少なくとも 2004 年 2 月までに開所したことから、この時点以降で 1 を取るようにしている。これらの交差項 $D_j \times A_t$ の係数 λ は、処置群と制御群のグループ固定効果と、施策の前後の時点効果をコントロールしたうえでの DID 推定量であり、ジョブカフェによる効果を示す。

しかし、(4-1)式の DID 推定では、時点効果 A_t が処置群と制御群で同一であることを仮定しており、グループに固有のトレンドをコントロールできていない。そこで以下では、各グループ（地域）において、実質的に施策の対象となっていない年齢層をさらなる制御群として用いることで、早期開所か否かのグループ固有のトレンドの効果をコントロールする。具体的には、15～64 歳の男性サンプルのうち、実質的に政策の影響を受けていない 40 歳以上の者を新たに制御群として定義し、若年層に対するジョブカフェの政策効果を識別する。つまり、15 歳から 39 歳という若年層に属するサンプルに 1 を、施策の対象でなく利用実績もほとんどない 40 歳以上の者に 0 をとるダミー変数を作成し、これを使用し DDD 推定 (Difference-in-Difference-in-Differences) を行う。推定式は以下の通りである。

$$y_{ijt} = X_{it}\beta + \gamma D_j + \sigma G_i + \eta A_t + \lambda(D_j \times A_t) + \rho(D_j \times G_i) + \xi(D_j \times G_i \times A_t) + \epsilon_{ijt} \quad (4-2)$$

ここで、 G_i は若年層であるか否かを表すダミー変数である。この若年層ダミーと、先ほどの DID 交差項をかけたもの $(D_j \times G_i \times A_t)$ の係数 ξ が、処置群の若年層に対する政策の効果であると解釈できる。これにより年齢グループ間で共通する地域トレンドの影響を除去した政策効果の識別が可能になる。

4-4. データ

ここでは、総務省『労働力調査 特定調査』の2002年1月から2006年12月までの月次レベルの個票データを用いる。労働力調査では2002年1月より、それまで詳細集計のために毎年2月と8月に別サンプルで行われていた「特別調査」を、毎月の「基礎調査」内の一部のサンプルについて「特定調査」として組み込むことで、より詳細な情報が得られるようになった。本章では、この調査デザインの変化を利用し、例えば個人の学歴や、個人の属する世帯の収入、景気要因などについて把握する。これらをコントロール変数として利用することで、制御できない処置群と制御群の観察可能な異質性をコントロールすることでより厳密な推定が可能になる。具体的には、個人属性について、最終学歴は低学歴の代理指標である中学・高校卒ダミーを、世帯の収入については本人の収入を除いたものを、さらに既婚ダミーにより婚姻状況の影響をコントロールする。また、景気指標については、当該世代の賃金中央値の対数値を使用している。

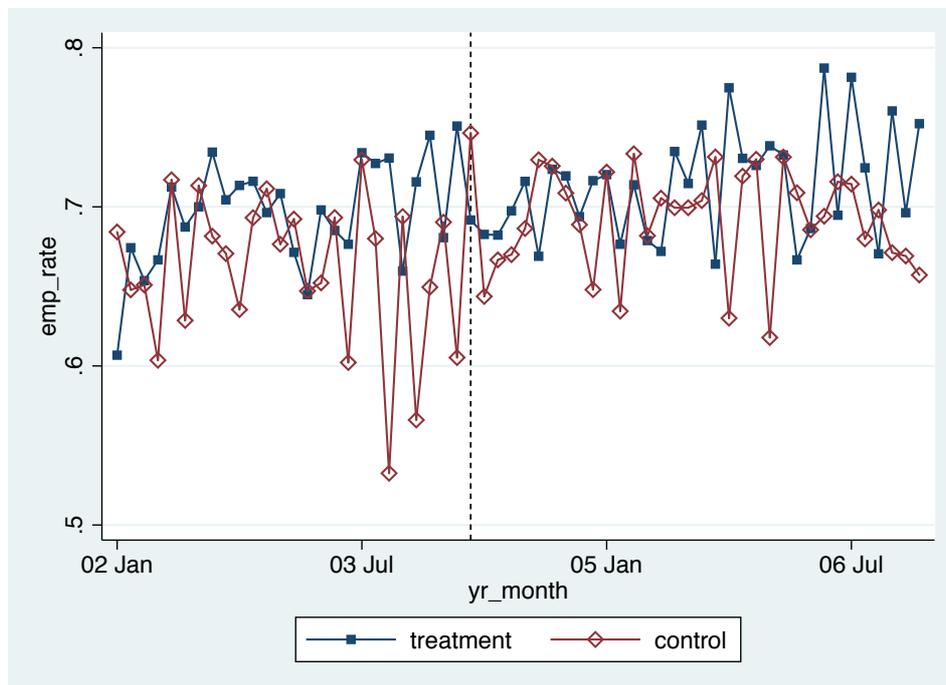
実証分析では、モデル事業地域および、2004年度に開所した地域の在住者をサンプルから除外し、2003年度の早期に開所した地域に在住する者を処置群、遅れて2005年に開所した地域に在住する者を制御群としたDID推定を行う。

また、労働力調査では5年に一度、国勢調査の結果に基づいて、抽出調査区を変更している。この影響を避けるため、本章では使用するデータを2002年1月から2006年12月としている。また、経済産業省のモデル事業は2006年度までであり、2007年度では大幅に予算が削減されているため²⁷、この分析期間であれば予算規模の変動による影響も小さくなる。なお、永瀬・水落(2011)が指摘するように、この時期は景気の回復局面であり、ここでの分析はこうした時期に若者の雇用が増加しているかどうかを検証していることに留意する必要がある。

以上の処置群と制御群について、2006年までの月次レベルの雇用者の比率をプロットしたものが、図4-2である。

²⁷ 経済産業省の予算は2004～2006年度では約50～70億円であるが、2007年度予算総額では約13億円と大幅に減少している。

[図 4-2] 推定データにおける処置群と制御群における雇用者比率の振る舞い



総務省「労働力調査特定調査」の個票データより筆者作成

これを見ると、政策の介入効果はしばらく経ってから生じているように見受けられる。この点について、後の実証分析により厳密に検証する²⁸。

なお、推定に使用する変数の記述統計は以下の表 4-1 に示す通りである。

説明変数		表4-1. 記述統計量									
		before					after				
		観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
制御群	雇用者	1,888	0.795	0.404	0	1	1,879	0.822	0.382	0	1
	世帯収入(本人を除く)	1,888	209.481	342.299	0	2,700	1,879	216.325	374.749	0	2,500
	中学・高校卒ダミー	1,888	0.651	0.477	0	1	1,879	0.605	0.489	0	1
	賃金中央値	1,888	340.546	51.726	250	450	1,879	347.791	60.783	250	450
	既婚ダミー	1,888	0.439	0.496	0	1	1,879	0.442	0.497	0	1
処置群	雇用者	3,932	0.796	0.403	0	1	4,005	0.825	0.380	0	1
	世帯収入(本人を除く)	3,932	204.673	360.814	0	2,600	4,005	191.823	342.374	0	2,500
	中学・高校卒ダミー	3,932	0.593	0.491	0	1	4,005	0.568	0.495	0	1
	賃金中央値	3,932	406.180	65.364	250	600	4,005	407.591	64.229	250	600
	既婚ダミー	3,932	0.460	0.498	0	1	4,005	0.474	0.499	0	1

総務省「労働力調査特定調査」の個票データより筆者作成

²⁸ ここで、実証分析で使用する DID 推定について、満たすべき前提条件として「事前のトレンドが異なる」という条件が存在する。この点については当該データを用い、処置群ダミーと各年四半期別のダミーとの交差項からトレンドを評価した。その結果、事前のトレンドは有意に異なることが確認されている。詳細については、補論にて議論している。

4-5. 実証結果

表 4-2 は、(4-1)式に基づく DID 推定の結果を示している。なお、左側はコントロール変数を含まない定式化、右側はコントロール変数を含む定式化に対する推定結果である。

雇用者	表4-2. DID推定結果					
	係数	t値	p値	係数	t値	p値
処置群ダミー	0.000	0.02	0.99	-0.001	-0.06	0.95
Afterダミー	0.027 **	2.09	0.04	0.025 *	1.91	0.06
処置群×Afterダミー	0.030 **	2.30	0.02	0.025 *	1.91	0.06
定数項	0.795 ***	75.19	0.00	0.936 ***	7.12	0.00
コントロール変数						
世帯収入(本人を除く)	-			-0.000 ***	-2.87	0.00
中学・高校卒ダミー	-			-0.067 ***	-8.39	0.00
既婚ダミー	-			0.073 ***	7.61	0.00
賃金中央値(対数値)	-			-0.021	0.91	0.36
観測数	11,736			11,704		
F値	4.20			29.43		
決定係数R ²	0.0014			0.0217		

(注1) t値およびp値は、同一時点×同一都道府県内の系列相関に対応したクラスターロバストな標準偏差に基づく

(注2) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

まず、コントロール変数を入れない定式化の推定結果について見てみよう。ここでは、処置群と After ダミーの交差項の係数、すなわち DID 推定量は正で統計的に有意であり、その大きさは約 3%となっている。これにより、ジョブカフェの設置は地域の若年者の雇用確率を上昇させる効果があると評価できよう。

さらに厳密に検証するため、コントロール変数を導入し観察可能な個人の異質性をコントロールした推定結果について見てみよう(表 4-2 右部)。ここで、コントロール変数の係数はおおむね統計的に有意であり、その符号は直感にも合っている。まず、本人以外の世帯所得が大きいほど、有意に雇用確率にマイナスの影響を与えている。これは、非労働時の価値が高い場合、就労をしなくなるという所得効果を示すものと考えられる。また、最終学歴について中学・高校卒ダミーの係数は有意に負であり、学歴が低く労働市場での期待収益が低い個人ほど、就職に困難が生じていることを示唆する結果である。さらに、既婚ダミーは正に有意である。このことは、結婚してい

る個人は家庭の維持のために積極的に働いていると解釈できる。このような観察可能な異質性をコントロールすると、DID 推定量による政策効果は 2.5%であり、コントロール前よりもやや低下するが統計的に有意であり、やはりジョブカフェは若年者の雇用確率を高める効果があると評価できる。

次に、地域固有のトレンドをコントロールするため、同一地域内でも施策の対象者、つまり若年層であるか否かを区別した(4-2)式に基づく DDD 推定の結果について見てみよう(表 4-3)。DDD による政策効果の推定量である若年×処置群×After の交差項の係数は、コントロール変数を用いるかどうかに影響されず、どちらも約 25%と非常に大きい。ここで、コントロール変数の有意性は若年層のサンプルのみを用いた結果と同様であることから、観察可能な異質性をコントロールした上でも頑健な結果であるといえる。つまり、中高年層(40～64 歳)に比べ、若年の雇用の改善は 25%高くなったということになる。そもそも、ジョブカフェは若年者を対象とした政策であることから自然な結果であるといえるが、一方でその推定結果の大きさから中高年層での雇用が損なわれた可能性も否定できない。

雇用者	表4-3. DDD推定結果					
	係数	t値	p値	係数	t値	p値
若年層ダミー	0.209 ***	16.30	0.00	0.244 ***	18.90	0.00
処置群ダミー	0.054 ***	4.47	0.00	0.042 ***	3.61	0.00
Afterダミー	0.033 **	2.39	0.02	0.030 **	2.25	0.03
若年×処置群ダミー	0.209 ***	16.64	0.00	0.234 ***	18.57	0.00
若年×Afterダミー	0.236 ***	18.57	0.00	0.268 ***	21.25	0.00
処置群×Afterダミー	0.057 ***	4.72	0.00	0.046 ***	3.87	0.00
若年×処置群×After	0.239 ***	19.52	0.00	0.259 ***	21.51	0.00
定数項	0.586 ***	57.50	0.00	0.423 ***	4.09	0.00
コントロール変数						
世帯収入(本人を除く)	-			-0.000 ***	-6.81	0.00
中学・高校卒ダミー	-			-0.076 ***	-11.79	0.00
既婚ダミー	-			0.074 ***	9.86	0.00
賃金中央値(対数値)	-			0.028	1.59	0.11
観測数		31,271			31,200	
F値		211.37			210.87	
決定係数R ²		0.0383			0.0538	

(注1) t値およびp値は、同一時点×同一都道府県内の系列相関に対応したクラスターロバストな標準偏差に基づく

(注2) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

4-6. まとめ

本章では、本格的な若年者雇用政策としての「若者自立・挑戦プラン」のなかでも、その中核的施策とされる「ジョブカフェ」に注目し、自然実験の状況を利用した DID 推定の枠組みで雇用に対する因果的効果を検証した。具体的には、総務省『労働力調査 特定調査』の月次レベルの個票データを用いて、サンプルを厚生労働省のみの予算を得ている地域に在住する 39 歳までの若年層に制限した上で、開所時期の違いから処置群と制御群を定義し政策効果を識別した。その結果、早期にジョブカフェを開所した地域において約 2.5%の有意な若年層に対する雇用確率の上昇が確認された。さらに、処置群と制御群に共通するトレンドの効果を除去する DDD 推定を行うため、サンプルを若年層だけでなく 64 歳までの生産年齢人口に拡張し、その上で政策の対象となる若年層であるか否かについても分類した。この違いを利用した DDD 推定の結果、若年層サンプルを使用した DID 推定の結果と同様、早期にジョブカフェを開所した地域において有意に雇用確率が上昇していることが確認された。さらに、若年層においてその影響は非常に大きく中高年層と比べて約 25%の雇用確率の上昇があるという結果を得た。これより、ジョブカフェは特に若年の雇用増加について効果があったと評価できる。

本章で残された課題は以下の通りである。まず、実証分析の結果、処置群について雇用確率が上昇したことが示されたが、雇用形態別にみて、正規・非正規雇用のどちらにより大きい影響を与えたかについて検証する必要がある。また、本章ではストックの雇用者数の増加について分析したが、先行研究と同様に個人の状態の移り変わりであるフローの概念について分析することも考えられる。さらに、ジョブカフェをはじめとする若年雇用対策は NEET をはじめとする就職困難者への対応も期待されている。このことから、それら個人への影響についての分析も重要であろう。これらを今後の研究課題とし、さらに研究を続けたい。

4-A. 補論

本章で使用している DID 推定において満たすべき前提条件として「事前のトレンドが異なる」という条件が存在する。この点について、本文中でも使用する 2002～2006 年までの総務省『労働力調査特定調査』の個票データを用いて政策導入前のトレンドの共通性について検討する。具体的には、処置群および各年四半期別の効果を制御した上で、処置群ダミーと各年四半期ダミーの交差項の係数からトレンドの共通性を評価する。なお、推定モデルは以下の通りである。ここで、 D_j は処置群には 1 を制御群に居住している者については 0 をとるダミー変数であり、 Y_t は各年四半期のダミー変数である。

$$y_{ijt} = X_{it}\beta + \gamma D_j + \sum_{t=1}^T \{\zeta Y_t + \kappa(D_j \times Y_t)\} + \epsilon_{it} \quad (4.3)$$

ここでは、観察可能な異質性をすべてコントロールした推定をおこなった。なお、以下の表 4-4 では、推定結果のうち処置群×各年四半期ダミー交差項の係数についてのみ記載している。

表4-4. 事前トレンドのチェック

処置群×年ダミー	係数	t値	p値
2002年 第1四半期(ベース)			
第2四半期	0.062	1.00	0.32
第3四半期	0.043	0.79	0.43
第4四半期	0.036	0.63	0.53
2003年 第1四半期	0.057	0.94	0.35
第2四半期	-0.011	-0.19	0.85
第3四半期	0.101	1.62	0.11
第4四半期	0.070	1.09	0.28
2004年 第1四半期	0.039	0.56	0.57
第2四半期	0.049	0.87	0.38
第3四半期	0.001	0.02	0.98
第4四半期	0.049	0.85	0.39
2005年 第1四半期	0.053	0.76	0.45
第2四半期	0.053	1.01	0.32
第3四半期	0.034	0.63	0.53
第4四半期	0.136 ***	2.48	0.01
2006年 第1四半期	0.023	0.38	0.71
第2四半期	0.085	1.60	0.11
第3四半期	0.061	0.95	0.35
第4四半期	0.050	0.93	0.36

(注1) t値およびp値は、同一時点×同一都道府県内の系列相関に対応したクラスターロバストな標準偏差に基づく

(注2) *, **, *** は、それぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示している。

(注3) コントロール変数で制御した推定結果に基づく

この結果、2005年の第4四半期のみ正に有意な影響を与えており、政策導入以前には10%水準においても統計的に有意な差は観察されない。よって、処置群と制御群の間の事前のトレンドに有意な差は観察されず、事前のトレンドに共通性があると評価できる。

○ 参考文献

Ashenfelter, Orley (1978) “Estimating the Effect of Training Programs on Earnings” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.60, No.1, pp.47-57

Ashenfelter, Orley and Card, David (1985) “Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.67, No.4, pp.648-660

Kluve, Jochen (2010) “The effectiveness of European active labor market programs” *Labour Economics*, Vol.17, pp.904-918

Machin, Stephen and Manning, Alan(1999)“The Causes and Consequences of Longterm Unemployment in Europe,” in Ashenfelter, Orley and Card, David(eds)Handbook of Labor Economics, Vol.3, Chapter 47, pp.3085-3139.

新井直樹(2006)「地域における若年雇用政策に関する基礎的考察-ジョブカフェ『群馬県若者就職支援センター』を事例として」『高崎健康福祉大学紀要』第5号 pp.169-180

太田聡一(2010)『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社

玄田有史・曲沼美恵(2004)『ニート-フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬社

厚生労働省(2005a)「平成17年版 労働経済の分析」

厚生労働省(2005b)「平成17年版 厚生労働白書」

小杉礼子 (2004)「若年無業者増加の実態と背景-学校から職業生活への以降の隘路としての無業の検討」 『日本労働研究雑誌』 No.533, pp.4-16

小原美樹(2004)「雇用保険制度が長期失業の誘因となっている可能性」『日本労働研究雑誌』 No.528, pp.33-48

児美川孝一郎(2010)「『若者自立・挑戦プラン』以降の若者支援策の動向と課題」『日本労働研究雑誌』 No.602, pp.17-26

酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後-就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』 No.535, pp.29-41

ジョブカフェ評価委員会：<http://www.meti.go.jp/policy/jobcafe/index.html>

_(2004a)「第1回議事要旨」

_(2004b)「平成16年度ジョブカフェ中間評価について Data 編」

_(2004c)「ジョブカフェ事業の平成16年度事業評価・平成17年度事業目標(全地域とりまとめ)」

_(2004d)「資料 2-2.『若年者のためのワンストップサービスセンター(通称ジョブカフェ)』事業」

_(2006)「平成 17 年度地域産業活性化人材育成事業『ジョブカフェ事業の効果検証に関する調査』報告書」

_(2008)「ジョブカフェ事業の平成 19 年度事業評価・平成 20 年度事業目標(全地域取りまとめ)」

高橋陽子(2005)「自治体による就業支援としての『ジョブカフェ』の現状」『日本労働研究雑誌』 No.539, pp.56-67

内閣府(2009)「若年無業者(15～39 歳)数及び割合就業構造基本調査(平成 19 年)の再集計」

永瀬伸子・水落正明(2011)「若年層は経済回復期に安定雇用に移行できたのか-前職およびジョブカフェ利用の影響」『生活社会科学研究』第 18 号, pp27-45

濱口桂一郎(2003)「EU 雇用戦略-構造的失業への取り組み、そしてそれを超えて」『日本労働研究雑誌』 No.516, pp.55-66

山本勲・野原快太(2014)「積極的労働市場政策と若年雇用-ジョブカフェ関連事業の政策評価分析」『三田商学研究』第 57 巻 第 4 号, pp25-48

勇上和史・田中喜行(2014)「欧州の長期失業者の推移と対策」『日本労働研究雑誌』 No.651, pp.45-60

謝辞

拙論の末尾となり恐縮ではございますが、ここに改めて御指導ならびに御教示を頂きました先生方に心から感謝とお礼を申し上げます。

まず、勇上和史准教授には、前期課程の専修コース在籍時より四年間の長きにわたり指導教官として大変ご多忙にもかかわらず、非常の丁寧なご指導を頂きました。研究に行き詰まることもありましたが、その度に、優しく励まして頂くとともに的確なアドバイスを頂き、何とか拙論を完成させることができました。心より感謝とお礼を申し上げます。

また、拙論の中間審査にあたりましては、中村保教授ならびに羽森茂之教授から貴重なご助言を頂きましたことを、ここに深く感謝申し上げます。

前期課程時代のゼミにおきましては、勇上准教授とともに三谷直紀先生(神戸大学名誉教授、現岡山商科大学教授)、佐野晋平先生(千葉大学准教授)、小葉武史先生(熊本学園大学准教授)からも貴重なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。