

# 雇用保険需給に伴う求職者の 再就職への影響\*

一橋大学大学院国際・公共政策大学院  
公共経済プログラム修士2年  
加藤麻早見

2016年11月

---

本稿は、一橋大学国際・公共政策大学院公共経済プログラムにおけるコンサルティング・プロジェクトとして受入機関である流通経済大学の森悠子先生に提出したものです。本稿の見解はすべて筆者の個人的見解であり、受入機関の見解を示すものではありません。

## 要約

戦後長い間低水準を保ち続けていた、失業率は90年代を境に増加した。近年では回復傾向にあるものの、90年代より前と比較すると、やはり高い水準のままである。近年の失業の傾向として、失業者が増加していることから、雇用保険の存在に注目した。失業給付の存在がモラルハザードを引き起こし、高い失業率に寄与しているのではないかとの仮定から、失業保険の制度改正による給付期間の変化を利用した回帰分析を行った。先行研究との違いは、Manipulationの問題、すなわち恣意的に失業のタイミングをコントロールし給付期間の延長を行おうとしたサンプルによるバイアスを排除したことである。しかしながら、分析結果によると、どのサンプルを用いても、給付期間の延長は失業者の完結失業期間に有意に影響していないことが推定された。すなわち、所定給付の給付期間を延長しても、日本の失業者の間ではモラルハザードが発生していないことが分かった。

また、本研究において、失業保険の受給資格者の受給率の低さにも注目した。所定失業給付の受給資格があるにもかかわらず、実際に受給している人の割合は約半数となっている。この受給率の低さの一因として、受給期間の短さが関係しているのではないかという仮定を元に、受給期間が延長される勤続年数10年および20年を境に、受給資格者の受給確率はどのように変化しているのかについて、プロビット分析を行った。分析の結果、勤続年数20年付近では有意ではなかったものの、勤続年数10年付近において、受給資格者の受給確率は有意に上昇していることが推定された。これらの二つの研究から、日本においては、所定失業給付の延長が引き起こすモラルハザードは欧米諸国で起こっているほど深刻ではなく、むしろ所定給付期間の延長によって、失業保険の受給資格者の受給率を上昇させるのではないかとの結論が示唆された。受給率が上昇すると、失業者の再就職先へのマッチングの効率性が高まり、長期的に鑑みて、失業率を低下させていくのではないかと考える。

## 謝辞

本稿は一橋大学国際・公共政策大学院公共経済専攻の講義「コンサルティング・プロジェクト」の一環として作成した論文である。執筆にあたっては、コンサルティング・プロジェクトの受け入れ先である流通経済大学の森悠子先生から多大な協力と有益な助言を頂いた。また、担当教員である横山泉先生、山重慎二教授にも多くのご助言を頂いた。ここに記して感謝を示したい。

## 目次

第1章	はじめに .....	4
第2章	非連続回帰デザインについて .....	11
第3章	分析手法 .....	12
第4章	利用データ .....	16
第5章	記述統計量 .....	20
第6章	非連続回帰デザイン .....	22
第7章	回帰分析 .....	26
第8章	プロビット分析 .....	30
第9章	まとめ .....	32
参考文献	.....	34

## 第1章 はじめに

戦後長い間低い水準を保ちつづけていた日本の失業率は、90年代以降、高失業率が続き、最も高いときで5.5%を記録した。現在では4.2%と、若干回復傾向にあるものの、90年代より前に比すると、やはり高い水準となっている。最近の失業の特徴としては、長期失業者が増加していることがあげられる。ここ10年間で、1年以上失業を続ける長期失業者数は人数で4倍、率でも3倍に増加している。そこで、長期失業増加の原因の一つとして、「失業給付」の存在について目を向ける。

失業給付の存在が、失業者の求職活動のやる気を削ぎ、失業を長期化させる、という議論は、英米を中心に多くの研究がなされてきている。Holen (1977)は、1週間給付期間が延長されたことによって、0.8週間失業期間が延長されることを示している。他方、Newton and Rosen (1979)は、1週間の給付期間延長は、0.4週間、失業期間を長期化させるという結果を導き出している。Moffitt and Nicholson (1982)は、1974年から1975年に平均給付期間が26週間延長されたことを受けて、平均失業期間が2.5週間長期化された、という結果を示している。Katz and Meyer (1990)も、失業給付期間の延長が失業期間を長期化させると結論づけている。このように、研究により、失業給付期間延長が失業期間にもたらす程度は様々ではあるが、失業給付の所定給付期間は、たしかに失業期間に影響を与えうるだろう。

さらに、近年 Farber and Valletta (2015)は、2007年に起こった金融危機を受け、2009年度から最高99週まで給付期間が延長されるという失業保険の制度改正がアメリカの失業にどのように影響を与えるかについての研究を行っている。彼らの研究によると、アメリカにおける給付期間の延長は、労働市場への拘束力を強めることに対し、わずかながら有意な値で影響を与えているという結果を示した。さらに、給付期間の延長はアメリカ全体における長期失業者の割合を増加させる明らかな要因となっていることについて結論付けた。そして、Kruger and Mueller (2010)は、給付期間の延長とジョブマッチングについての研究を行っている。通常、給付期間の延長を行う目的の1つとして、失業者と再就職先のマッチングの向上が考えられるが、このKruger and Muller (2010)の研究では、給付期間の延長を行ったとしても、失業者の仕事探しに費やす時間は、給付期間延長前と変わらないことから、モラルハザードが起こっていることを指摘している。

対して、Chetty (2008)は、失業期間の長期化の原因は、必ずしも給付期間の延長から生じるモラルハザードに起因するものではなく、むしろ家庭の流動性制約の低さによるものではないかという新しい見解からの研究を行っている。しかしながら、Chetty (2008)は所定給付期間の延長は、間接的に流動性制約を高めるというチャンネルに影響しているため、結果として失業期間の長期化に影響を与える可能性があるとした。これらの先行研究に示される通り、失業給付の存在が失業期間の長期化を招くという英米を中心とした論調は、過去から現在まで一貫して存在していることがわかる。

ところが、日本では、高度成長が原因で失業率が低かったせいもあり、この分野での先行研究の数は比較的少ない。橘木 (1984)は、失業給付のすべての所定受給日数において満期受給者が多いため、給付期間が延長されても、ほとんどの人が満期まで受給するであろうと予測する。他方、小原 (2000)は、1999年に大阪府が行った『成長が期待される産業分野における人材の確保・育成』に関するアンケート調査の従業員調査データを使用して、失業給付受給の有無が再就職確率に及ぼす影響と、失業給付日数が失業期間に与える影響をProportional Hazard Modelによって推定している。その結果、失業給付受給の有無は、たしかに、再就職確率に影響を負の影響を与えるが、失業給付日数別のダミー変数を用いて失業期間への影響を見た場合、結果はどれも有意ではなかった。そのため、失業給付の所定給付期間の延長は、失

業期間を長期化させないという結論に至っている。

さらに、近年では給付期間延長が失業期間の長期化を引き起こしているかどうかのモラルハザードの問題のみならず、失業者のセーフティネットとなるべき雇用保険が正しく機能しているかという観点から、日本における雇用保険の受給割合の低下について注目が集まっている。本研究においても、利用するデータにおける所定失業給付の受給資格者の実際の受給割合は約半数に過ぎないことが示された。

独立行政法人労働政策研究・研修機構の濱口 (2010)によると、失業保険制度は社会保険制度と雇用政策手段の 2 つの役割を併せ持っているとしている。まず、社会保険制度の役割としては、被保険者の失業による所得の喪失を事故として捉え、被保険者が再就職するまでの間は所得を補償することを目的としている。一方、雇用政策手段の役割としては、完全雇用を政策目標とし、失業者ができるだけ速やかに再就職できるように援助することを目的としている。このような失業保険制度の役割を考えると、再就職支援の枠組みからのモラルハザード問題が起こらない制度設計にすると同時に、セーフティネットとしての役割を失わないようにしていく配慮が必要であるだろう。

酒井 (2012)は、日本における雇用保険の受給割合低下自体は、失業から抜け出せずに受給期間を終了してしまう人が増加していること、正規雇用からの失業者が減少していること、一部の制度改正が行われたこと等が主な原因となっていることについて言及した。よって、雇用保険の受給割合の低下によって、必ずしもセーフティネットが適用されていない人たちが増えているわけではないことが示されている。しかしながら、近年の日本における雇用形態の多様化によって、雇用保険の受給割合の低下の背後に存在する問題が広域化してきていることについても、新たに問題として考えられるべきはないだろうか。例えば、酒井の研究では、近年増加してきている日雇い労働者や高齢の労働者に対する雇用保険の問題については検討されていない。

これらの近年の研究等を踏まえると、日本の失業保険は、給付期間の延長による失業給付期間の長期化というモラルハザードが起こらない仕組みを強化していくことはもちろんのこと、現代の雇用形態の多様化に合わせて、すべての雇用形態に属する失業者にとって雇用保険制度がセーフティネットとしてきちんと機能するようにするため仕組みづくりのための見直しが今一度計られるべきではないだろうか。

ここで、現在の日本における失業給付の受給資格要件と、所定給付日数の決定方法を確認する。まず、受給資格を得るには、一般の被保険者の場合、離職の日以前 1 年間に、賃金支払の基礎となった日数が 11 日以上ある月が通算して 6 ヶ月以上あり、かつ、雇用保険に加入していた期間が満 6 ヶ月以上あることが条件となる。したがって、雇用保険を受給する人は、前職の勤続が最低でも 6 ヶ月以上あることになる。また、所定給付期間に関しては、離職者を、「倒産、解雇などにより、再就職の準備をする時間的余裕なく離職を余儀なくされた者」(特定受給資格者)と、その他の「一般の離職者」(特定受給資格者以外)に分類し、各離職者に対し、次のような給付日数を設定している。

表 1.1 は、2000 年の制度改正前後における倒産・解雇等による離職者である、特定受給資格者の所定給付期間を表す。表 1.2 は、一般の離職者である、特定給付資格者以外を表す。そして、表に記されている日数が 2000 年の改正後の所定給付日数であり、下の括弧内に記されているのが 2000 年の改正前の所定給付日数である。表 2.1 は、2003 年の制度改正前後における倒産・解雇等による離職者である、特定受給資格者の所定給付期間を示す。表 2.2 は、一般の離職者である、特定給付資格者以外を表す。そして、表に記されている日数が 2003 年の改正後の所定給付日数であり、下の括弧内に記されているのが 2003 年の改正前の所定給付日数である。

(表 1.1)2000 年の制度改正前後における特定受給資格者の所定給付日数<sup>1</sup>

○一般被保険者（短時間労働被保険者以外）

## A 特定受給資格者

	1年未満	1年以上 5年未満	5年以上 10年未満	10年以上 20年未満	20年以上
30歳未満	90 (90)	90 (90)	120 [30] (90)	180 (180)	-
30歳以上45歳未満	90 (90)	90 (90)	180 (180)	210 (210)	240 [30] (210)
45歳以上60歳未満	90 (90)	180 (180)	240 [30] (210)	270 [30] (240)	330 [30] (300)
60歳以上65歳未満	90 (90)	150 [Δ90] (240)	180 [Δ120] (300)	210 [Δ90] (300)	240 [Δ60] (300)

(出所) 平成25年度職業安定分科会雇用保険部会（第88回）資料1より

(表 1.2) 2000 年の制度改正前後における特定受給資格者以外の所定給付日数

## B 特定受給資格者以外

	1年未満	1年以上 5年未満	5年以上 10年未満	10年以上 20年未満	20年以上
30歳未満	90 (90)	90 (90)	120 [30] (90)	150 [Δ30] (180)	-
30歳以上45歳未満	90 (90)	90 (90)	120 [Δ60] (180)	150 [Δ60] (210)	180 [Δ30] (210)
45歳以上60歳未満	90 (90)	90 [Δ90] (180)	120 [Δ90] (210)	150 [Δ90] (240)	180 [Δ120] (300)
60歳以上65歳未満	90 (90)	90 [Δ150] (240)	120 [Δ180] (300)	150 [Δ150] (300)	180 [Δ120] (300)

(出所) 平成25年度職業安定分科会雇用保険部会（第88回）資料1より

(表 2.1) 2003 年の制度改正前後における特定受給資格者の所定給付日数

○一般被保険者（短時間労働被保険者以外）

## A 特定受給資格者

	1年未満	1年以上 5年未満	5年以上 10年未満	10年以上 20年未満	20年以上
30歳未満	90 (90)	90 (90)	120 (120)	180 (180)	-
30歳以上35歳未満	90 (90)	90 (90)	180 (180)	210 (210)	240 (240)
35歳以上45歳未満	90 (90)	90 (90)	180 (180)	240 [30] (210)	270 [30] (240)
45歳以上60歳未満	90 (90)	180 (180)	240 (240)	270 (270)	330 (330)
60歳以上65歳未満	90 (90)	150 (150)	180 (180)	210 (210)	240 (240)

(出所) 平成25年度職業安定分科会雇用保険部会（第88回）資料1より

<sup>1</sup>ただし、ここでは就職困難者を除く。

(表 2.2) 2003 年の制度改正前後における特定受給資格者以外の所定給付日数

## B 特定受給資格者以外

	1年未満	1年以上 5年未満	5年以上 10年未満	10年以上 20年未満	20年以上
30歳未満	90 (90)	90 (90)	90 [Δ30] (120)	120 [Δ30] (150)	-
30歳以上35歳未満	90 (90)	90 (90)	90 [Δ30] (120)	120 [Δ30] (150)	150 [Δ30] (180)
35歳以上45歳未満	90 (90)	90 (90)	90 [Δ30] (120)	120 [Δ30] (150)	150 [Δ30] (180)
45歳以上60歳未満	90 (90)	90 (90)	90 [Δ30] (120)	120 [Δ30] (150)	150 [Δ30] (180)
60歳以上65歳未満	90 (90)	90 (90)	90 [Δ30] (120)	120 [Δ30] (150)	150 [Δ30] (180)

(出所) 平成 25 年度職業安定分科会雇用保険部会 (第 88 回) 資料 1 より

上記の表 1.1 および表 1.2 に示されるように、2000 年の制度改正により、倒産・解雇等である特定受給資格者の中高年層の解雇者の所定給付期間の拡大される一方、自己都合等、特定受給資格者以外の離職者の所定給付期間は一部縮小する流れとなった。そして、表 2.1 および表 2.2 に示されているように、2003 年度の制度改正により、特定受給資格者の中高年層の解雇者の所定給付期間のさらなる拡大および、一般離職者の所定給付期間の一部縮小は進むこととなった。このような政策変更の背後には、2000 年における壮年層の離職者に対する求職者給付の重点化、2003 年における通常労働者とパートタイム労働者（非正規雇用者）の給付内容の一本化や、壮年層への給付内容の改善を図るという趣旨がある。

表 2.2 に示されるように、2003 年の制度改正以降、特定受給資格者以外である一般離職者の場合、前職の勤続年数が 10 年未満の人に関しては、失業給付の給付日数を 90 日、10 年以上 20 年未満の人には 120 日、20 年以上の人には 150 日と定めている。しかしながら、倒産・解雇などによる離職者（特定受給資格者）に関しては、年齢によって異なる給付期間が定められている。そして、いずれの場合も、失業給付の所定給付期間は、失業者が被保険者であった期間、すなわち前職の勤続年数に基づいて決定される。すると、もし、前職の各勤続年数のグループが持つ、特有の性質があるとした場合、失業期間を失業給付の所定給付日数に回帰する OLS を行うと、各グループ特有の性質が、失業期間に影響する可能性が生じる。ここで、所定給付期間の長い人、すなわち、前職の勤続年数が長い人というのは、なぜ勤続年数が長いかと考えた場合、様々な解釈が可能である。たとえば、働くことからの不効用が小さい場合や、彼らの元々の効用関数が、余暇からの効用が小さく評価されるようなものである場合、彼らの留保賃金は低くなる。すると、需要減退期にも、彼らの留保賃金を下回るほど賃金が下落することが起こりにくく、長い勤続年数を勤めあげるケースが多くなるとも考えられる。そして、彼らが失業プールに入った場合、留保賃金以上の企業に出会いやすく、それほど失業は長期化しない可能性がある。また Search Intensity の観点から考えても、上記のような人は、仕事に就くことから得られる収益が大きいと、Search Intensity も高くなり、失業期間が短縮化される可能性がある。

このように、そもそも失業給付の所定給付期間が長い人というのは、失業期間が短くなるような潜在的な特質を持っている可能性がある。すると、失業期間を失業給付の所定給付期間に回帰した場合、このような求職者の特性が、コントロールされきれずに誤差項に含まれ、誤差項と説明変数の所定給付日数間に負の相関が生じることになる。このような場合、そのまま OLS を行うと、失業給付期間の係数には下

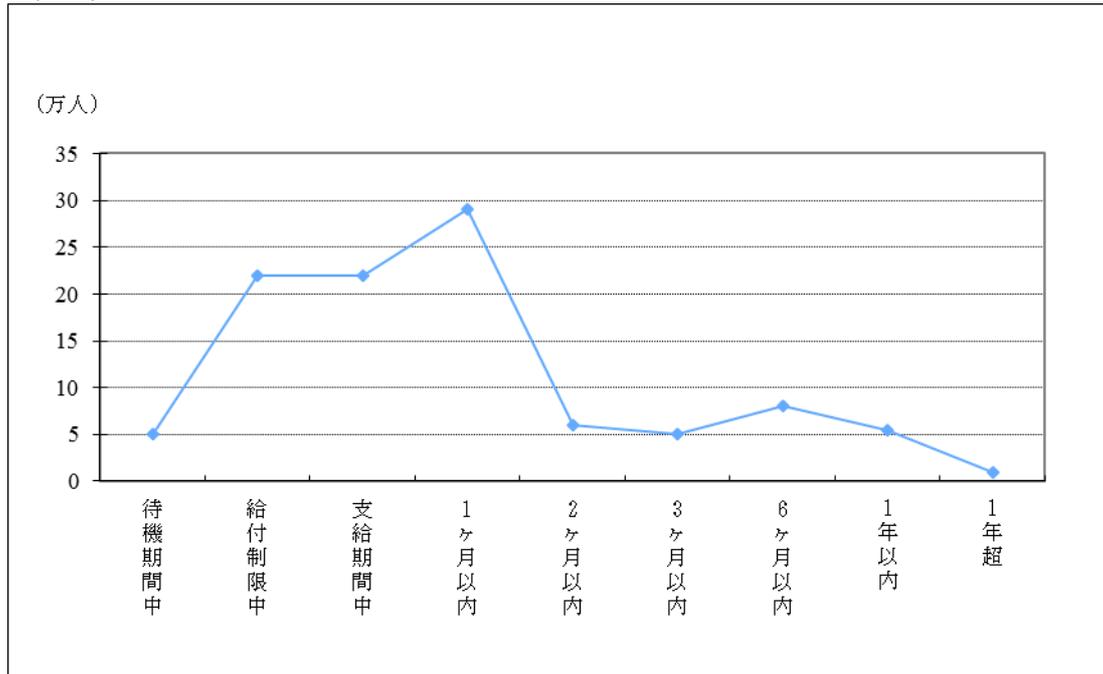
方バイアスがかかるため、所定給付期間の失業期間に対する効果が過小に評価される危険性がある。すなわち、失業給付日数が長い人は、被保険者であった期間が長い人であるため、彼らが潜在的に失業を早く終える傾向を持つ場合、失業給付期間がもたらす失業長期化の影響を過小評価してしまう。

これまでの失業期間に関する実証分析は専ら、Proportional Hazard Model に基づくものが多かった。したがって、「説明変数が再就職確率に与える影響は、期間を通じて一定である」という仮定を置くことによる問題点が取り上げられることが多かった。たとえば、再就職確率が給付終了時に高まるという事実が観察されるにも関わらず、期間を通じて係数が一定であるという仮定を置くことは、失業給付受給の影響を過小評価してしまう。このような問題を考慮するために、Katz and Meyer (1990)は給付終了までの残りの期間を説明変数に入れたり、Follmann, Goldberg and May (1990)は、失業給付が終わる時点とそれ以外の時点で再就職確率の関数型が異なることを認めたりするなどして、上記の仮定を緩めることに力が注がれてきた。

しかしながら、日本の雇用保険制度の性質上、所定給付期間自体が含む、上記のような内生性の可能性を考慮することは重要であると考えられる。現に、日本の先行研究において、失業給付所定期間が失業期間に与える影響に関して有意な結果が得られなかったのには、データの制約も考えられるが、上記のような内生性が生じていた可能性も否定できない。すなわち、失業期間を、失業給付の所定給付日数ダミーに回帰させた際、失業期間に正の影響を与える Confounding Variable が、所定給付日数ダミーと負の相関を持つために、所定給付日数ダミーの係数に下方バイアスがかかって推定されていたとも考えられる。

現代の日本においても、英米の研究が示すように、失業給付がもたらす求職者のモラルハザードの存在を示すデータが存在する。橋本 (1984)によると、失業給付の満期受給者の多さがその証拠として挙げられているが、失業給付満期後の彼らの行動を見た場合、多くの人が満期後 1 ヶ月以内に駆け込みで就職していることが、厚生労働者の職業安定局雇用保険課のデータによって示される。図 1 において、2000 年度における、失業給付受給状況別の、就職者数が示している。図 1 より、2000 年度に再就職した失業者のうち、失業手当の給付期間が終わってから 1 ヶ月以内に再就職した人が、給付期間中に再就職した人を大きく上回っていることが分かる。

(図1) 受給資格者の就職状況 (2000年度)



(出所)「雇用保険部会資料」厚生労働省職業安定局雇用保険課のデータに基づき筆者作成

給付期間が終わってから再就職した人に限ると、約 6 割の人が 1 ヶ月以内に駆け込みで就職している。この結果は、日本においても、失業給付期間の延長が、失業を長引かせている可能性を提示していると言える。このような、意図的な失業期間の長期化や職探しに対する怠慢といったモラルハザードは、失業給付の存在が意図せずに生んでしまった副産物と言える。したがって、このモラルハザードの大きさを把握し、それに基づいて、できる限りモラルハザードを起こらない制度設計を行っていくことは、今後の雇用保険給付の課題の 1 つであると考えられる。

そこで、本論文の前半では、失業給付の所定給付期間が失業期間に与える影響を検証していく。その際、失業給付の所定給付期間が持つ、内生性の可能性を考慮し、分析手法として非連続回帰デザイン(RDD)を使用する。RDD とは、人工的な制度などにより、ある点において変数が不連続をとる場合、他の変数はその不連続点の前後において連続であることを利用して、その唯一不連続となっている変数のみが、被説明変数に与える影響を見る手法である。このようにして、内生性の問題に対処することが可能となる。その結果、ある変数における不連続点において、被説明変数も同様に不連続点となっていれば、その不連続な説明変数は、被説明変数に影響を与えていることになる。ここでの例においては、日本の雇用保険制度において、連続な前職勤続年数に対し、非連続な失業給付の所定給付期間が定められている、という特徴を利用することが出来る。具体的には、被保険者であった期間の 1 年、5 年、10 年目、20 年目を境に、所定給付期間に非連続点が生じていることを利用する。たとえば、被保険者であった期間が 9 年 11 ヶ月と 10 年、あるいは 19 年 11 ヶ月と 20 年目の各離職者グループ間においては、失業期間に影響するような潜在的特性は、ほぼ同じであると考えられる。そのため、他の変数をコントロールした後の、両グループにおける失業期間の差を、純粋に失業給付の所定給付期間の差のみに帰することが可能となる。すなわち、所定給付期間の非連続点の前後において、前職の職種、学歴、年齢、勤続年数などをコントロールした後の失業期間にも同様に非連続が生じている場合、それは給付所定期間の延長がもたらした効果であると考えられる。このように本研究において、日本の雇用保険制度の特性をうまく生かし、失業給付所定期間が失業期間に与える影響を、RDD によって明らかにすることを試みる。

しかし、RDD は Manipulation の問題がある場合に、不正確な推定値を計算してしまうという弱点も存在する。そこで、本研究では、そもそも、被保険者が所定給付日数の制度によって離職するタイミングをコントロールしているかについては、RDD の手法を用いてもコントロールできないと考えられる。例えば、失業手当の所定給付日数を引き伸ばすため、わざと勤続年数をぎりぎり 10 年を越えるように行動をしていたかどうかを見分けることができないために、バイアスを発生させると考えられる。これを Manipulation の問題とする。

そこで、本研究においては、事前に Manipulation の問題を取り除くことができるように工夫した質問形式を設定したアンケート調査をデータとして利用する。

具体的な質問項目として、Q32「雇用保険（失業給付）の所定給付日数を増やすために、前職を辞めるタイミングをコントロールしましたか」というものを含んでいる。回答者は、「勤続年数に関して、辞めるタイミングをコントロールした」「年齢に関して、辞めるタイミングをコントロールした」「辞めるタイミングはコントロールしていない」「所定給付日数の制度を知らなかった」の中から、複数回答可であるとしている。

そこで「勤続年数に関して、辞めるタイミングをコントロールした」と「年齢に関して、辞めるタイミングをコントロールした」というサンプルを除いたものをデータとして使用することによって、Manipulation の問題に対処することができるとした。

さらに、Q40「転職期間中、雇用保険（失業給付）の所定給付日数ぎりぎりまで失業状態を続け、なるべく満額給付しようとする気持ちはありましたか」という質問に対して、回答者に「はい」「いいえ」のどちらかの回答を求めた。このような質問形式にすることで、被保険者が雇用保険の満額受給のインセンティブを持っているかどうかを見分けることができるようにもしている。この質問項目を使用することで、所定給付期間の長期化がもたらす失業期間の延長度合いが最大となる状況を把握することが可能となる。このことは、潜在的にはらむ問題を認識し、今後の制度設計に生かすことに貢献できることを期待する。

本研究前半では、所定給付受給者の Manipulation の有無や、満額受給のインセンティブ別に、給付期間を延長した時に失業期間がどのように変化するかを定量的に分析することとする。

そこで、次の第 2 章では非連続回帰デザイン(RDD)について、第 3 章では欠落変数バイアスへの対処を行うための計量の手法について、第 4 章では本研究で使用するデータについて、第 5 章では記述統計量について、第 6 章では所定給付期間の延長が完結失業期間に与える影響のグラフについて、第 7 章では所定給付期間の延長が完結失業期間に与える影響についての回帰分析について、第 8 章では所定給付期間の延長が受給確率に与える影響についてのプロビット分析について、そして第 9 章では本研究の包括的な考察について述べる。

## 第2章 非連続回帰デザインについて

ここでの分析手法としては、非連続回帰デザイン(RDD)を使用する。非連続回帰デザインとは、人工的な制度などにより、ある点において変数が不連続をとる場合、他の変数はその不連続点の前後において連続であることを利用して、その唯一不連続となっている変数が、被説明変数に与える影響を見る手法である。その際、ある変数における不連続点において、被説明変数も同様に不連続点となっていれば、その不連続な説明変数は、被説明変数に影響を与えていることになる。

この手法においては、非連続点が生じている点においてのみ、変数の効果を見ることができないという問題点もある。しかしながら、この手法の優れている点は、操作変数法のように、内生性の除去のためにどの変数を選択するかという関数型の問題から解放される点である。そして、このような非連続の値をとる変数は、経済には比較的多く存在しており、それをうまく使うことで、場合によっては、他の内生性への対処法よりも優れた結果を出すことができる。

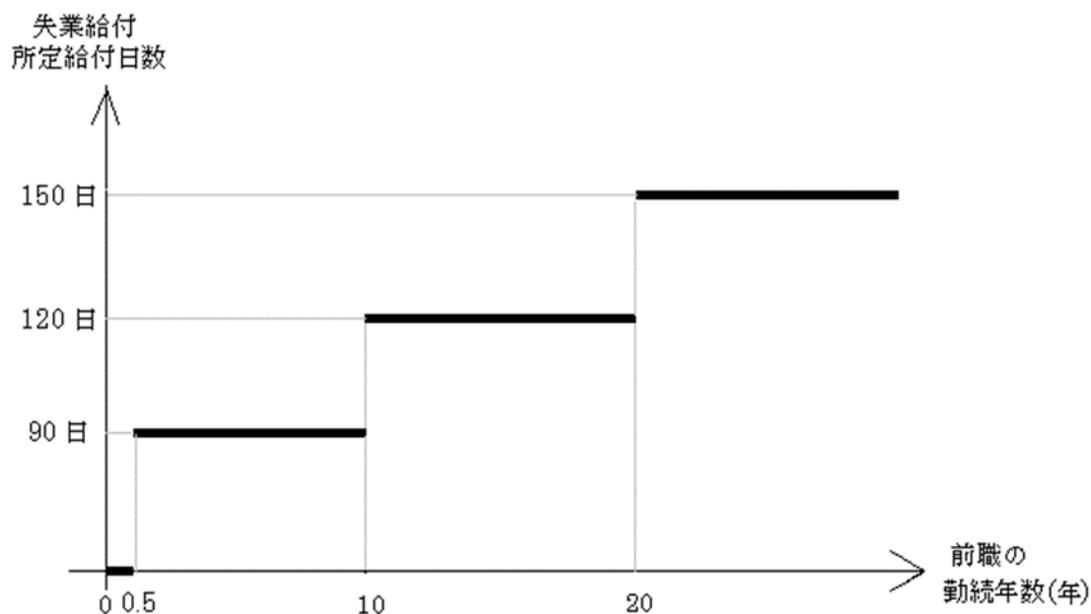
### 第3章 分析手法

本研究において、非連続回帰デザインを使用する理由は以下の2つである。まず1つは、失業期間を失業給付の所定給付日数に回帰する OLS を行うと、各所定給付日数の求職者グループが持つ特性により、失業給付の所定給付期間が失業期間へ与える効果に、バイアスがかかって推計される可能性があるためである。これは、失業給付の所定給付期間が、被保険者であった期間、すなわち前職の勤続年数に基づいて決定されることに起因する。すなわち、もし、前職における各勤続年数のグループが持つ、特有の性質があるとした場合、失業期間を失業給付の所定給付日数に回帰する OLS を行うと、各グループ特有の性質が、失業期間に影響する可能性が生じる。ここで、所定給付期間の長い人、すなわち、前職の勤続年数が長い人というのは、なぜ勤続年数が長いかと考えた場合、様々な解釈が可能である。たとえば、働くことからの不効用が小さい場合や、彼らの元からの効用関数が、余暇からの効用が小さく評価されるようなものである場合、彼らの留保賃金は低くなる。すると、需要減退期にも、彼らの留保賃金を下回るほど賃金が下落することが起こりにくく、長い勤続年数を勤めあげるケースが多くなるとも考えられる。そして、彼らが失業プールに入った場合、留保賃金以上の企業に出会いやすく、それほど失業は長期化しない可能性がある。また、**Search Intensity** の観点から考えても、上記のような人は、雇用から得られる収益が一般の人よりも大きいため、**Search Intensity** も高くなり、失業期間が短縮化される可能性がある。

このように、そもそも失業給付の所定給付期間が長い人というのは、失業期間が短くなるような潜在的な特質を持っている可能性がある。すると、失業期間を失業給付の所定給付期間に回帰した場合、このような求職者の特性が、コントロールされきれずに誤差項に含まれ、誤差項と説明変数の所定給付日数間に負の相関が生じることになる。その場合、そのまま OLS を行うと、失業給付期間の係数には下方バイアスがかかるため、失業給付期間の失業期間に対する効果が過小に評価される危険性がある。すなわち、失業給付日数が長い人は、被保険者であった期間が長い人であるため、彼らが潜在的に失業を早く終える傾向を持つ場合、失業給付期間がもたらす失業長期化の影響を過小評価してしまう。

2つ目は、雇用保険制度の性質上、連続な勤続年数に対し、非連続な失業給付の給付期間が定められていることにより、非連続回帰デザイン(RDD)による分析が可能となるためである。したがって、上のような内生性への対処法として、RDD を利用することとする。

(図2) 勤続年数に基づく所定給付期間の非連続性



(出所) 表1に基づき筆者作成

すなわち、被保険者であった期間が、5ヶ月目と6ヶ月目、また9年11ヶ月と10年、また19年11ヶ月と20年目の各グループ間では、潜在的な特性はほぼ同じであると考えられるため、他の変数をコントロール後、両者の失業期間の差を、失業給付の受給日数の差のみに帰することが可能となる。

たとえば、一般の離職者に関して、次のようなモデルを考える。

$$U = a + bD_1 + cD_2 + dD_3 + eX + u \quad (1)$$

$$D_1 = \begin{cases} = 1 & \text{if } T \geq 0.5 \\ = 0 & \text{if } T < 0.5 \end{cases} \quad D_2 = \begin{cases} = 1 & \text{if } T \geq 10 \\ = 0 & \text{if } T < 10 \end{cases} \quad D_3 = \begin{cases} = 1 & \text{if } T \geq 20 \\ = 0 & \text{if } T < 20 \end{cases}$$

$U$  ;失業期間(日数)

$D_1$  ;失業給付所定給付日数が90日以上ダミー

$D_2$  ;失業給付所定給付日数が120日以上ダミー

$D_3$  ;失業給付所定給付日数が150日以上ダミー

$X$  ;その他の説明変数

$T$  ;被保険者であった期間(前職の勤続年数)

もしも、求職者の、所定給付期間に反映される特性が、 $X$  ではコントロールされきれずに誤差項 $u$ に含まれる場合、そのまま OLS 推定すると、失業給付の所定給付日数が長い人と短い人では、 $u$  が異なるため、

$$E(u/X = x, D_t = 1) \neq E(u/X = x, D_t = 0) \quad (t=1,2,3)$$

が成立する。そして、失業給付の所定給付期間が長い人 ( $D_t = 1(t=1,2,3)$ ) というのは、所定給付期間が短い人 ( $D_t = 0(t=1,2,3)$ ) に比べ、失業期間がより短くなるような潜在的な特質( $u$ )を持っている可能性が高いことは前述の通りである。すなわち、

$$E(u/X = x, D_t = 1) < E(u/X = x, D_t = 0) \quad (t=1,2,3)$$

が成り立ちやすいと考えられる。

すると、このような求職者の特性が、コントロールされきれずに誤差項に含まれる場合、誤差項と説明変数の所定給付日数間に負の相関が生じることになる。

$$\text{Cov}(D_t, u) < 0 \quad (t=1,2,3)$$

その結果、 $D_t$  ( $t=1,2,3$ )の係数 $b, c, d$ に下方バイアスがかかって算出されてしまう可能性がある。そこでここでは、図2のように、連続の前職勤続年数に対し、非連続な失業給付の所定給付日数が定められていることを利用して、Regression Discontinuity Designの手法を用いる。

図2のように、一般離職者に関しては、前職の勤続年数が0.5年のところで受給資格が発生し、10年と20年のところでも失業給付の所定給付日数は非連続となるため、各点において、失業期間にも非連続が観察されるかが問題となる。もし、各点において失業期間に非連続が観察された場合、各点の前後の勤続年数グループにおいて失業期間に差が生じたのは、純粋に、所定給付期間の延長の効果として考えることが出来る。なぜならば、各点の前後においては、前職の勤続年数にほとんど差がないため、各労働者の特性もほぼ同じと考えられるためである。すなわち、労働者の特性は同じであるのに(かつ、その他の要因はコントロール済みであるのに)、失業期間に影響が出たと言うことは、両者の唯一の違いである、所定給付期間に差があったため、と考えられるのである。したがって、非連続点の前後を比較することによって、求職者の所定給付期間に反映され、かつ失業期間に影響するような特性をコントロールすることに成功する。以下では、非連続点の前後において、どれほど失業期間に差が出るかに注目していく。

まず、 $T$ が0.5年、10年、20年の各点の両側から近づけて、次のような極限值を考える。まず、前職の勤続年数が10年である点について考える。

・ $T=10$ の上から近づけた場合

$$\begin{aligned} & \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 10 + \Delta) \\ &= \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(a + bD_1 + cD_2 + dD_3 + eX + u/T = 10 + \Delta) \\ &= a + b \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(D_1/T = 10 + \Delta) + c \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(D_2/T = 10 + \Delta) \\ &+ d \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(D_3/T = 10 + \Delta) + e \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 + \Delta) + \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 + \Delta) \\ &= a + b \times 1 + c \times 1 + d \times 0 + e \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 + \Delta) + \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 + \Delta) \\ &= a + b + c + e \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 + \Delta) + \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 + \Delta) \quad (2) \end{aligned}$$

・ $T=10$ の下から近づけた場合

$$\begin{aligned} & \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 10 - \Delta) \\ &= \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(a + bD_1 + cD_2 + dD_3 + eX + u/T = 10 - \Delta) \\ &= a + b \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(D_1/T = 10 - \Delta) + c \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(D_2/T = 10 - \Delta) \\ &+ d \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(D_3/T = 10 - \Delta) + e \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 - \Delta) + \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 - \Delta) \\ &= a + b \times 1 + c \times 0 + d \times 0 + e \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 - \Delta) + \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 - \Delta) \\ &= a + b + e \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 - \Delta) + \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 - \Delta) \quad (3) \end{aligned}$$

T が 10 年の前後では、

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 + \Delta) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(X/T = 10 - \Delta)$$

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 + \Delta) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(u/T = 10 - \Delta)$$

が成立すると考えられるため、(2)–(3)式より、

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 10 + \Delta) - \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 10 - \Delta) = c \quad (4)$$

となる。

T が 0.5 年、20 年の前後でも同様のことを行えば、

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 0.5 + \Delta) - \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 0.5 - \Delta) = b \quad (5)$$

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 20 + \Delta) - \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} E(U/T = 20 - \Delta) = d \quad (6)$$

となる。

したがってここで検証すべき仮説は、

$$\begin{cases} H_0 : b = c = d = 0 \\ H_1 : b = c = d = 0 \text{ ではない (特に、} b > 0, c > 0, d > 0) \end{cases} \quad (7)$$

である。

(4)~(6)より、非連続点の前後における期待失業期間の差が、(1)式におけるダミー変数の係数と一致する。すなわち、両者の失業期間に差があれば ( $b > 0 \& c > 0 \& d > 0$ )、所定給付期間の延長は、明らかに失業期間を長期化させていると言える。

## 第4章 利用データ

「過去の離職経験と失業保険給付に関する調査」として、インターネットを通して過去に離職経験のある者を対象にしたアンケート調査を行ったものを本研究のデータとして使用した。この調査では、まず、最初のスクリーニング調査により、サンプルを「過去に離職経験のある者」に限定している。具体的には、(a)失業を経験したことのある者、(b)失業を経ない転職を経験したことのある者、(c)勤め先を離職後非労働力化したことのある者のみをサンプルとして抽出している。

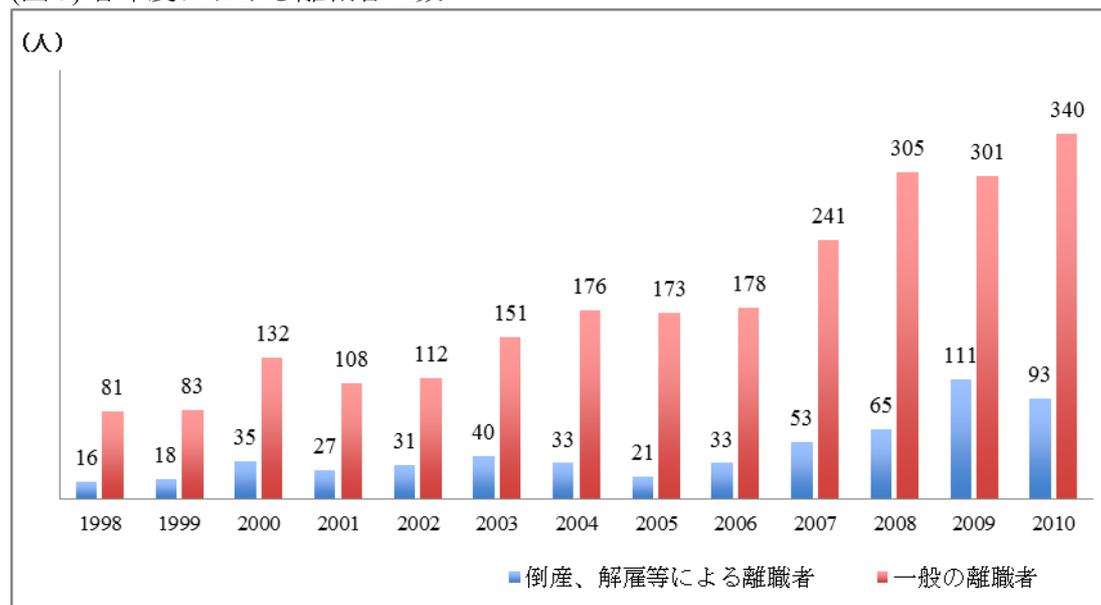
調査票の中では、(i)離職経験が一度しかない者はその離職経験に関して、(ii)離職経験が複数回ありかつ一度でも失業プールに入ったことのある者はその失業プールへ入った際の経験に関して、(iii)離職経験が複数回ありかつそのすべての回において失業をせずに転職あるいは非労働力化した者は、現在に最も近い離職経験に関して回答をしてもらうようにしている。

調査項目には、離職した時期、離職した際の年齢、失業した者は失業期間、求職活動の Intensity に関する質問、失業給付の受給の有無、受給をしなかった場合はその理由、失業給付の所定給付日数、実際に受給した期間、離職前の勤め先での勤労形態・産業分類、学歴、退職時に住んでいた都道府県などを含む、合計 44 項目について質問を行っている。

そして、今回の分析における一般の離職者とは、Q26「前の会社・組織を離職した理由を次の 3 つに大別した場合どれに該当しますか」において、一般の離職（定年退職、期間満了、自己都合の離職）を選んだものとしている。さらに、失業給付を受給したサンプルについては、Q29「前の会社・組織を辞めた時、雇用保険（失業保険）を給付しましたか」において、「はい」と回答したものである。記述統計量においては、Received Insurance=1 と記されており、このときに該当する観測個数は 2886 である。

表 1 および表 2 に示すように、失業給付制度の設計では、2000 年および 2003 年に失業給付期間の変更が行われている。どちらの政策変更を用いて推定を行ったとしても、制度設計上は変わらない。しかしながら、よりサンプル数の多い方で推定を行った方が、望ましい推定結果を得ることができると考えられる。そこで、どちらの政策変更を用いて推定を行うのが良いかを定めるために、各年度の離職者の数を参考にした。

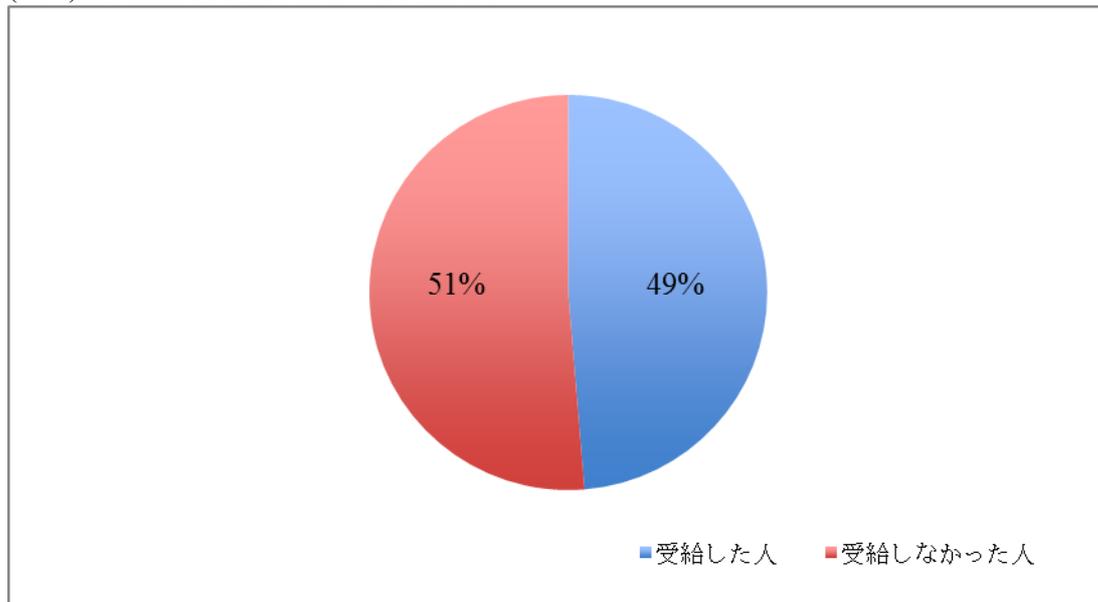
(図3) 各年度における離職者の数



(出所) 「過去の離職経験と失業保険給付に関する調査」のデータに基づき筆者作成

図3は、1998年から2010年における、各年度における離職者数である。2000年および2003年の離職者数に注目すると、2000年は、倒産、解雇等による離職者数は35人であるのに対し、2003年は、40人である。また、一般の離職者数についても、2000年は132人であるのに対し、2003年は151人である。2000年の離職者数と比較して、2003年における離職者数の方が多いため、本研究では、2003年の政策変更を用いて推定を行う。

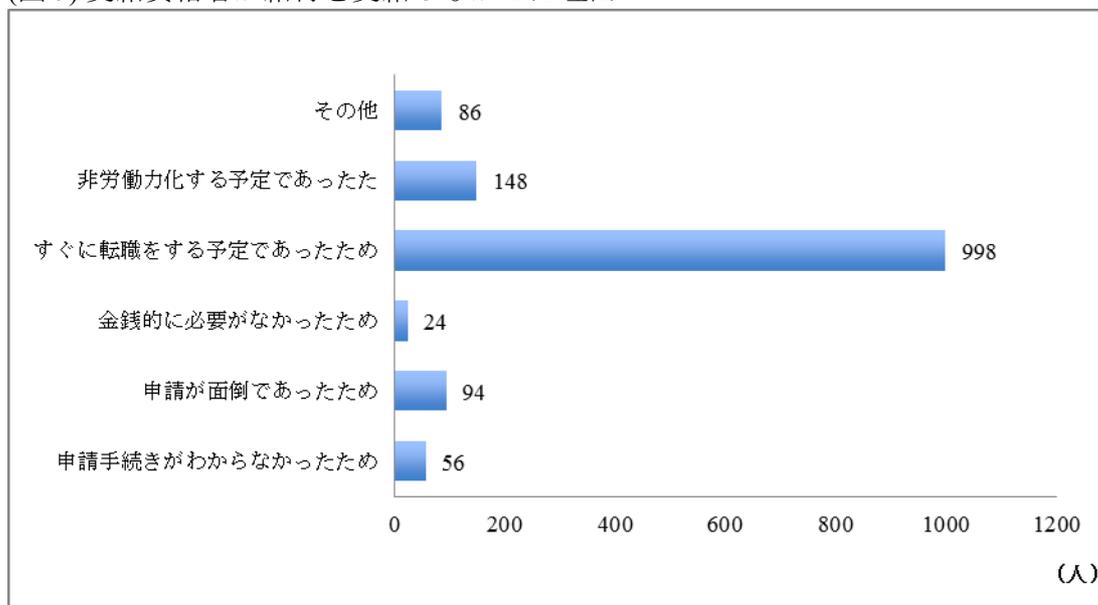
(図 4) 所定給付受給資格者の受給割合



(出所) 「過去の離職経験と失業保険給付に関する調査」のデータに基づき筆者作成

図 4 は、受給資格者に占める、受給者の割合のグラフである。全サンプル数である 2886 のうち、実際に受給したのは 49 パーセントに当たる、1406 人である。また、受給資格者のうち受給しなかった人は 51 パーセントに当たる、1480 人である。この表から、たとえ失業給付の受給資格があったとしても、約半数の人が実際には失業給付を受給していないことがわかる。なぜ所定給付の受給資格があるにもかかわらず、受給しない人がこれほどまでに多いのだろうか。このような受給率の低さの大きな原因として、所定給付期間が短いことが仮説として挙げられる。

(図 5) 受給資格者が給付を受給しなかった理由



(出所) 「過去の離職経験と失業保険給付に関する調査」のデータに基づき筆者作成

図 5 は、受給資格者が給付を受給しなかった理由である。表 4 で示された、受給資格者のうち所定給付を失業しなかった 1480 人について、なぜ失業給付を受給しなかったのかについて、「申請手続きがわからなかったため」、「申請が面倒であったた

め」、「金銭的に必要がなかったため」、「すぐに転職をする予定であったため」、「非労働力化する予定であったため」、「その他」のうちから 1 つ回答する単回答方式となっている。回答としては、「すぐに転職をする予定であったため」と答えた人が 998 人と回答の大部分を占め、次に「非労働力化する予定であったため」と回答した人が 148 人、「申請が面倒であったため」と回答した人が 94 人となった。回答の選択肢として、「所定給付期間が短すぎるため」という項目が含まれていないために、実際に何人の人がそのように思っていたのかを、図 5 に示された質問から直接的に計測することは難しい。しかしながら、潜在的には所定給付期間が短すぎるために申請をしなかった人が、「すぐに転職をする予定であったため」、「非労働力化する予定であったため」、「申請が面倒であったため」と回答した人たちの中に含まれている可能性を考えると、所定給付資格があるにもかかわらず受給しない理由として、所定給付期間が短すぎることで受給率を下げている一因になっていることも可能性としては存在する。その一つの根拠として、「金銭的に必要がなかったため」と回答している人はわずかしか存在しないことから、所定給付の総額は、失業者にとって無視できない要因であることは間違いないことも挙げられる。

さらに、2003 年の所定給付期間改正以降の一般の離職者において、全年齢の勤続 10 年未満の所定給付期間は 90 日であるのに対し、勤続年数 10 年以上 20 年未満の所定給付期間は 120 日と、所定給付期間が 30 日も延長されている。そこで、もし所定給付が短すぎるために受給の申請していないとすれば、所定給付期間が延長される勤続年数 10 年目を境に、受給確率が上昇するのではないかという仮説を導き出すことができる。と考える。

## 第 5 章 記述統計量

(表3) Descriptive Statistics (Voluntary Turnover)

Dependent Variable	Received Insurance=1	Duration (Year)	
	All	All	No Manipulation & Incentive to Get Full Amount
Received Insurance=1	0.51	-	-
Duration (Year)	0.67 (0.95)	0.67 (0.95)	0.81 (0.66)
D(Tenure≥10)	0.20	0.23	0.29
D(Tenure≥20)	0.08	0.10	0.12
Tenure	6.67 (8.19)	7.25 (8.71)	8.48 (8.80)
Female	0.54	0.49	0.53
Married When Quitting	0.50	0.43	0.43
# of Children When Quitting	1.65	1.54	1.57
<b>Education Dummies</b>			
Junior High School	0.02	0.02	0.03
High School	0.34	0.34	0.36
Two-year College	0.12	0.10	0.08
Technical College	0.10	0.09	0.08
University	0.34	0.37	0.38
Graduate School	0.03	0.03	0.02
Other	0.06	0.05	0.04
Incentive to Get Full Amount	0.15	0.27	1.00
No Manipulation	0.48	0.65	1.00
Observations	2886	921	224

Note:括弧内は不均一分散の標準誤差を表す。D(Tenure≥10)および D(Tenure≥20) は、勤続年数が 10 年以上もしくは 20 年以上であれば 1 をとり、それ以外は 0 を取るダミー変数である。Female は、女性であれば 1 をとり、男性であれば 0 を取る性別のダミー変数である。Education Dummies の各変数 (Junior High School, High School, Two-year College, Technical College, University, Graduate School, Other) および Incentive to Get Full Amount, No Manipulation については、該当する場合は 1 をとり、それ以外は 0 を取るダミー変数である。

表 2 は、一般的な離職者サンプルにおける記述統計量である。ここでの一般的な離職者サンプルとは、Q26「前の会社・組織を離職した理由を次の 3 つに大別した場合どれに該当しますか」において、一般の離職（定年退職、期間満了、自己都合の離職）を選んだサンプルのことである。また、Received Insurance=1 とは、Q29「前の会社・組織を辞めた時、雇用保険（失業保険）を給付しましたか」において、「はい」と回答したサンプルのことである。該当する観測個数は 2886 である。

表 1 の右側は、Duration(Year)を被説明変数にしたときの記述統計量である。Duration(Year)における、No Manipulation & Incentive to Get Full Amount は、一般離職者のうち、Manipulation を行っている人を取り除き、かつ満額受給のインセンティブがあると回答したサンプルの記述統計量である。該当する観測個数は 921 である。このときの失業期間の平均は 0.67 年（約 8 ヶ月）であり、勤続期間の平均は 7.25 年（約 87 ヶ月）である。

第 2 章で述べたように、Manipulation の問題がある場合に、RDD は不正確な推定値を計算してしまうという弱点が存在する。この研究においては、例えば、被保険者が失業手当の所定給付日数を引き伸ばすために、前職を離職するタイミングをコントロールしていたかまでは見分けることができないことが懸念される。そこで、Q32「雇用保険（失業給付）の所定給付日数を増やすために、前職を辞めるタイミングをコントロールしましたか」という、Manipulation が存在していたかを見分ける質問を行っている。この質問に対して、「はい」と回答したサンプルのみを抽出した場

合、該当する観測個数は 224 である。そして、このときの失業期間の平均は 0.81 年（約 9.7 ヶ月）であり、勤続期間の平均は 8.48 年（約 101.7 ヶ月）である。

満額受給のインセンティブがあると回答したサンプルに対象を絞るとき、全体よりも失業期間の平均が長くなることについて、理論的に整合性があると考えられる。なぜなら、満額受給のインセンティブが働くことで、失業給付期間を終えるまで、転職しないために、結果的に失業期間が延びるからである。さらに、勤続期間の平均について、満額受給のインセンティブがあると回答したサンプルのものが全体よりも明らかに長いことについては、次の 2 つの因果関係が考えられる。1 つ目に、満額受給のインセンティブがある人は、失業保険の受給を多く行うように行動していると考えられることから、できるだけ長い期間において失業給付を得るために、勤続期間が結果として長くなったと考えられる。2 つ目は、満額受給のインセンティブがある人は、そもそも長い勤続期間のために失業給付の期間が長いサンプルに多くなっていると考えられる。

また、表 1 の左側は、**Received Insurance =1** を被説明変数としたときの記述統計量である。失業期間の平均は 0.67 年（約 8 ヶ月）であり、勤続期間の平均は 6.67 年（約 80 ヶ月）であることがわかる。

## 第6章 非連続回帰デザイン

失業給付制度の設計により、1年、5年、10年、20年を境に、所定給付期間に被連続点が生じている。今回はデータの制限から、前職における勤続年数が30年までのデータを使用した推定を行うこととした。被連続が発生する10年目および20年目を境として利用することとし、その前後において、完結失業期間に被連続が起こっているかを確認する。この時、9年11ヶ月と10年および19年11ヶ月と20年の各離職グループ間において、失業に影響するような潜在的特性は、ほぼ同じであると考えられる。そのため、他の変数をコントロールした後の、両グループにおける完結失業期間の差を、純粋な所定給付期間の差のみに回帰することが可能であると考えられる。すなわち、所定給付期間の被連続である10年と20年の前後において、性別、年齢、勤続年数などをコントロールした後の完結失業期間にも同様に被連続が生じている場合、それは失業給付所定期間の延長がもたらしたものであると考えることができる。図3から図6の各グラフではサンプルを変化させているが、それぞれのケースにおいて前職の勤続年数が10年もしくは20年を越えるときにおける完結失業期間の平均値の差、すなわちジャンプの幅を計測することで、所定失業給付の延長が完結失業期間にどれほどの影響を与えているのかを確認することができる。

また、前職における勤続年数の区間を0.05、0.1、0.25、0.5の4つに区切ったものを、それぞれのビンの幅別にグラフとして表している。ビンの幅を大きくすることで、分散が小さくなり、グラフが平滑化されるなどのメリットがあるが、その一方で、バイアスが大きくなりやすいというトレードオフが発生している。そこで、ビンの幅を異なる大きさに区切ったものを比較することで、最適なビンの幅を設定することとする。

(図 6.1) Voluntary Turnover: All Samples

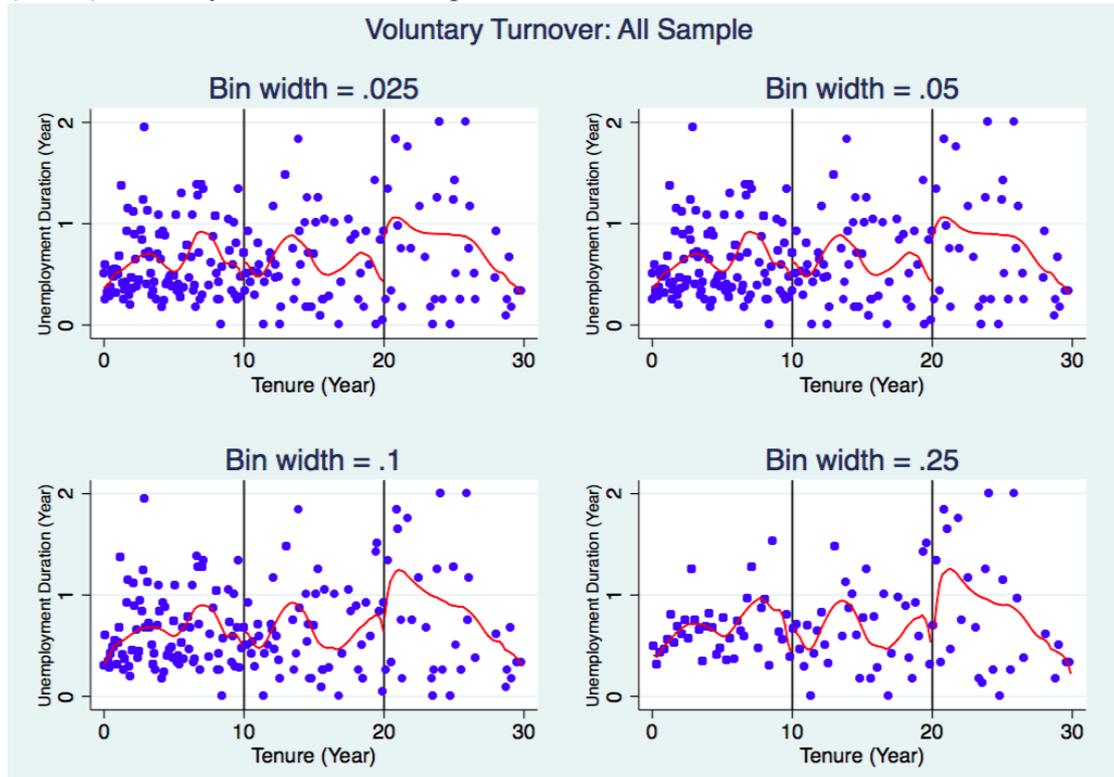


図 6.1は、全ての一般の離職者のサンプルにおける、前職の勤続年数と完結失業期間の関係を表したグラフである。

(図 6.2) Voluntary Turnover: No Manipulation

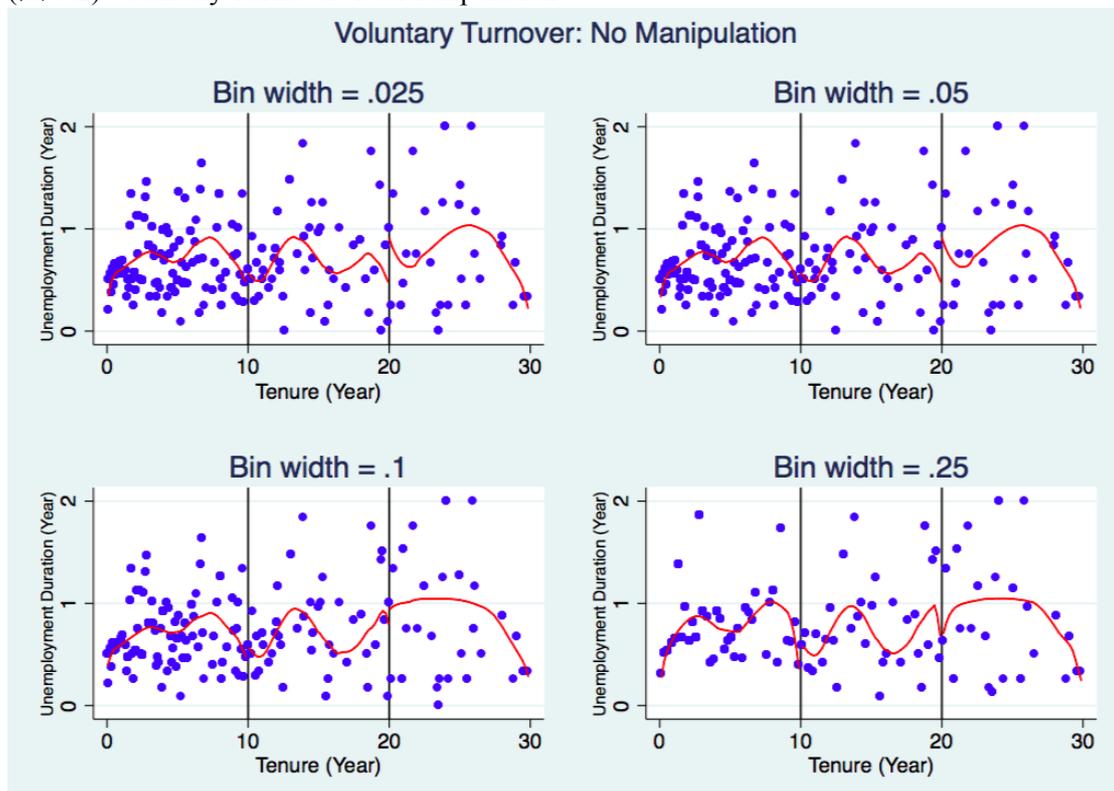


図 6.2は、全ての一般の離職者のうち、勤続年数や年齢に関して、辞めるタイミング

グをコントロールしていない人 (No Manipulation) についての、前職の勤続年数と完結失業期間の関係を表したグラフである。

(図 6.3) Voluntary Turnover: No Manipulations & No Incentive to Get Full Amount

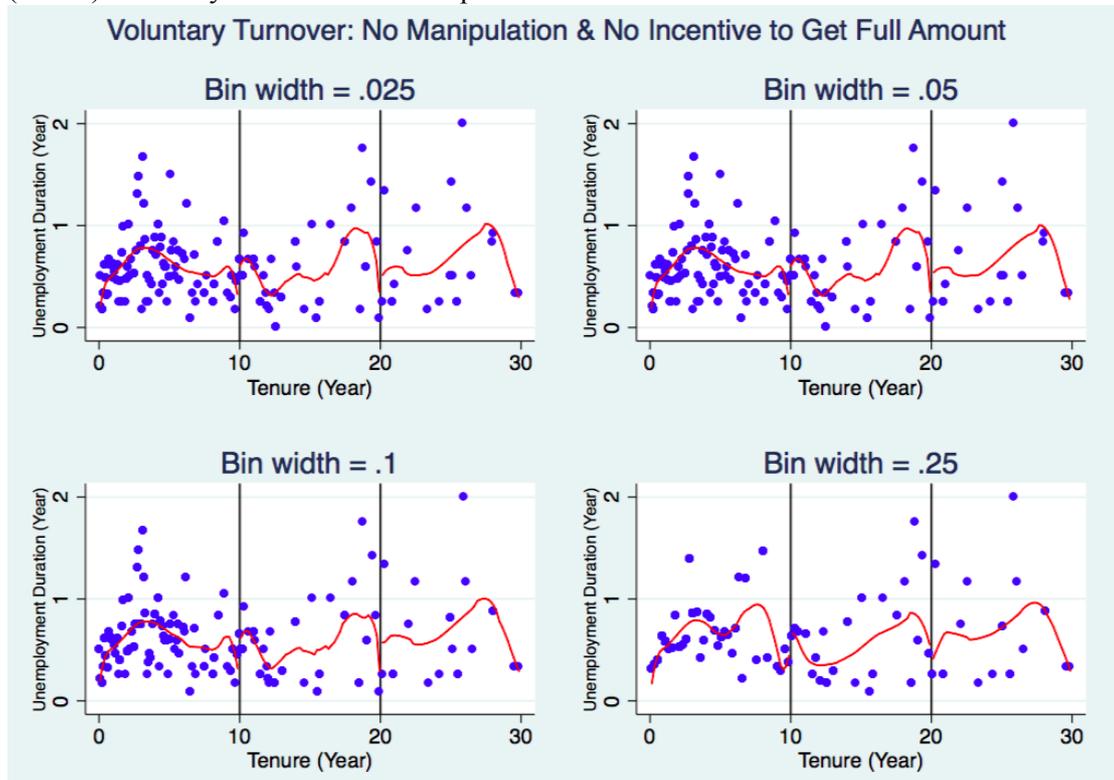


図 6.3 は、全ての一般の離職者のうち、勤続年数や年齢に関して、辞めるタイミングをコントロールしていない人 (No Manipulation) かつ、所定失業給付の満額受給のインセンティブがない人のみをサンプルとしたときの、前職の勤続年数と完結失業期間の関係を表したグラフである。

No Manipulation については、図 6.2 におけるサンプルと同様であるが、図 6.3 においては、その中でも、所定失業給付の満額受給インセンティブがない人のみを対象とした推定を行っている。

被保険者が雇用保険の満額受給のインセンティブを持っているかどうかを見分けるために設定した質問項目を活用してサンプルを決定している。具体的には、Q40 「転職期間中、雇用保険 (失業給付) の所定給付日数ぎりぎりまで失業状態を続け、なるべく満額給付しようとする気持ちはありましたか」という質問に対して、「はい」と答えた人を除いたサンプルのみを、所定失業給付の満額受給のインセンティブがない人としてみなし、推定を行っている。

(図 6.4) Voluntary Turnover No Manipulation & Incentive to Get Full Amount

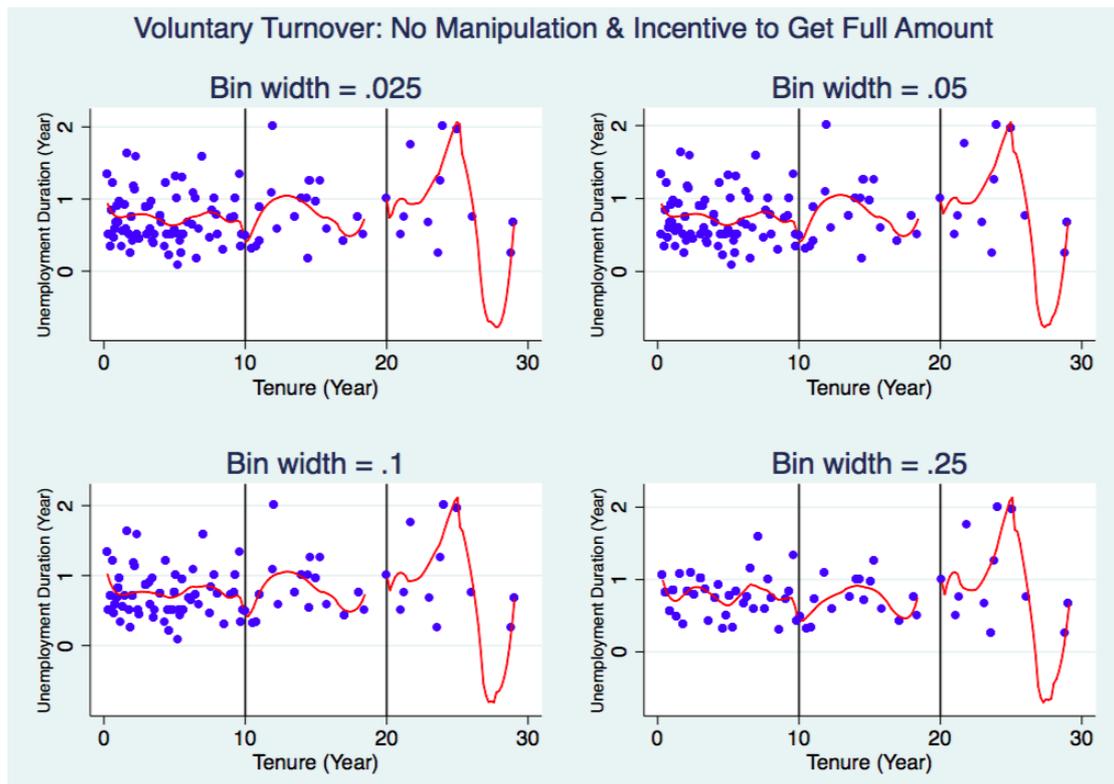


図 6.4 は、全ての一般の離職者のうち、勤続年数や年齢に関して、辞めるタイミングをコントロールしていない人 (No Manipulation) かつ、所定失業給付の満額受給のインセンティブがある人のみをサンプルとしたときの、前職の勤続年数と完結失業期間の関係を表したグラフである。

図 6.3 と同じ質問項目である Q40 「転職期間中、雇用保険 (失業給付) の所定給付日数ぎりぎりまで失業状態を続け、なるべく満額給付しようとする気持ちはありましたか」において、「いいえ」と答えた人を除いたサンプルのみを、所定失業給付の満額受給のインセンティブがある人としてみなし、推定を行っている。

図 6.1 から図 6.4 までを比較すると、Manipulation を考慮していない図 6.1 において、特に狭いビンの幅であるほどに、所定失業給付の期間が延長される 10 年および 20 年を境にして、非連続点が発生していることが確認される。しかしながら、Manipulation を考慮し、所定失業給付の期間を延長するために前職を辞めるタイミングをコントロールしていたサンプルを除いた、図 6.2 から図 6.4 のケースにおいては、10 年および 20 年において非連続が確認できなくなる傾向にあることがわかる。

そこで、次の章では、図 6.1 の All Sample および図 6.4 の No Manipulation & Incentive to Get Full Amount の二つのパターンにおいて、所定給付期間の延長が完結失業期間に与える影響についての回帰分析を行った。

## 第7章 回帰分析

(表4) 所定給付期間が完結失業期間に与える影響 (All Samples)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
D(Tenure $\geq$ 10)	-0.171 (0.148)	-0.134 (0.149)	-0.229 (0.150)	-0.187 (0.143)	-0.183 (0.144)
D(Tenure $\geq$ 20)	-0.103 (0.238)	-0.093 (0.242)	-0.007 (0.238)	0.046 (0.238)	0.044 (0.239)
Tenure	0.018 (0.012)	0.017 (0.012)	0.018 (0.011)	0.011 (0.011)	0.011 (0.011)
Female		0.093 (0.067)	0.076 (0.071)	0.092 (0.074)	0.092 (0.074)
Married When Quitting			0.066 (0.083)	0.066 (0.083)	0.068 (0.082)
# of Children When Quitting			0.011 (0.049)	0.010 (0.047)	0.009 (0.047)
<i>Education Dummies</i>					
High School		0.143 (0.269)	0.120 (0.291)	0.126 (0.297)	0.129 (0.298)
Two-year College		-0.008 (0.269)	0.011 (0.296)	0.034 (0.299)	0.029 (0.299)
Technical College		0.037 (0.273)	0.048 (0.294)	0.040 (0.301)	0.041 (0.302)
University		0.065 (0.267)	0.095 (0.293)	0.089 (0.299)	0.089 (0.300)
Graduate School		0.193 (0.340)	0.150 (0.354)	0.116 (0.364)	0.117 (0.365)
Other		-0.134 (0.274)	-0.140 (0.305)	-0.129 (0.309)	-0.122 (0.311)
Prefecture Dummies	No	No	Yes	Yes	Yes
Industry Dummies	No	No	No	Yes	Yes
Firm-size Dummies	No	No	No	Yes	Yes
Employment Type	No	No	No	No	Yes
R-squared	0.007	0.014	0.085	0.106	0.107
N	921	921	921	921	921

サンプル数：921、\*\*は有意水準5パーセント、\*は有意水準10パーセントを表す。

第7章では、第6章の失業期間期間の延長が、完結失業期間に与える影響について2つのケースに分けて、完結失業期間を被説明として所定給付期間の延長が与える影響についての回帰分析を行った。

まず、図6.1に示されている All Samples のケースにおいて、完結失業期間を所定給付期間について回帰している。All Samples のケースは、Manipulation のケース、すなわち所定給付期間を延長するために年齢や勤続年数について、前職を辞職するタイミングをコントロールしていたサンプルを含んだ推定となっている。

次に、図6.4に示されている No Manipulation & Incentive to Get Full Amount のケースにおいて、完結失業期間を所定給付について回帰している。No Manipulation &

**Incentive to Get Full Amount** は、年齢や勤続年数について、前職を辞職するタイミングをコントロールしていないが、所定失業給付を満額受給するインセンティブがあるサンプルの推定となっている。このケースにおいては、**Manipulation** の問題が考慮されており、かつ満額受給のインセンティブがあるサンプルとなっているため、所定給付期間が完結失業期間に与える影響が一番大きくなると考えられる。よって、このサンプルにおいて有意でないならば、他の図 6.2 および図 6.3 のケースでも同様に有意とはならないと考えられるために、図 6.4 のケースのみ回帰分析を行うこととした。

表 4 は、図 6.1 の **All Samples** のケースである、所定給付期間が完結失業期間に与える影響についての回帰分析を示す。(1)は、勤続年数 10 年以上の失業期間ダミー、勤続年数 20 年以上の失業期間ダミー、勤続年数についてコントロールして分析を行っている。(2)は、学歴（高校卒業、短期大学卒業、高等専門学校卒業、大学、大学院、その他）および性別について、コントロール変数として加えた分析を行っている。(3)では、辞職時に結婚しているかどうか、辞職時の子供の数、さらに県ダミーについても加えた分析を行っている。(4)では、勤め先であった会社の産業分類ダミーおよび企業サイズダミーも加えた分析を行っている。(5)では、職位ダミーを加えた分析を行っている。

このとき、どの変数においても、相関関係が有意な水準ではない。よって、**All Samples** のケースにおいては、所定給付期間の延長が完結失業期間に影響を与えていないことが示唆された。

次に、**No Manipulation & Incentive to Get Full Amount** のケースにおいて、所定給付期間が完結失業期間に影響を与えているかについても検証する。

(表 5) 所定給付期間が完結失業期間に与える影響 (No Manipulation & Incentive to Get Full Amount)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
D(Tenure $\geq$ 10)	0.206 (0.173)	0.223 (0.183)	-0.023 (0.225)	-0.005 (0.243)	0.009 (0.240)
D(Tenure $\geq$ 20)	0.378 (0.295)	0.424 (0.301)	0.292 (0.396)	0.388 (0.442)	0.407 (0.454)
Tenure	-0.017 (0.012)	-0.021* (0.012)	-0.002 (0.017)	-0.007 (0.019)	-0.009 (0.020)
Female		-0.058 (0.106)	-0.080 (0.129)	-0.028 (0.145)	-0.033 (0.150)
Married When Quitting			-0.215* (0.128)	-0.231* (0.136)	-0.226 (0.139)
# of Children When Quitting			0.070 (0.072)	0.046 (0.067)	0.031 (0.069)
<b>Education Dummies</b>					
High School		0.393* (0.232)	0.418* (0.244)	0.323 (0.288)	0.310 (0.288)
Two-year College		0.313 (0.254)	0.275 (0.275)	0.201 (0.333)	0.233 (0.334)
Technical College		0.345 (0.285)	0.515 (0.321)	0.506 (0.362)	0.513 (0.372)
University		0.365 (0.231)	0.379 (0.243)	0.325 (0.294)	0.312 (0.296)
Graduate School		0.195 (0.334)	0.305 (0.434)	0.204 (0.432)	0.181 (0.439)
Other		-0.085 (0.239)	-0.053 (0.281)	-0.185 (0.324)	-0.135 (0.356)
Prefecture Dummies	No	No	Yes	Yes	Yes
Industry Dummies	No	No	No	Yes	Yes
Firm-size Dummies	No	No	No	Yes	Yes
Employment Type	No	No	No	No	Yes
R-squared	0.013	0.045	0.241	0.294	0.302
N	224	224	224	224	224

サンプル数：224、\*\*は有意水準 5 パーセント、\*は有意水準 10 パーセントを表す。

表 5 は、図 6.4 の No Manipulation & Incentive to Get Full Amount のケースである、所定給付期間が完結失業期間に与える影響についての回帰分析を示す。(1)は、勤続年数 10 年以上の失業期間ダミー、勤続年数 20 年以上の失業期間ダミー、勤続年数についてコントロールして分析を行っている。(2)は、学歴（高校卒業、短期大学卒業、高等専門学校卒業、大学、大学院、その他）および性別について、コントロール変数として加えた分析を行っている。(3)では、辞職時に結婚しているかどうか、辞職時の子供の数、さらに県ダミーについても加えた分析を行っている。(4)では、勤め先であった会社の産業分類ダミーおよび企業サイズダミーも加えた分析を行っている。(5)では、職位ダミーを加えた分析を行っている。

このとき、一部のコントロール変数について有意な水準なものがあるものの、勤続年数 10 年以上の失業期間ダミーおよび勤続年数 20 年以上の失業期間ダミーについて、相関関係が有意な水準ではないため、No Manipulation & Incentive to Get Full Amount のケースにおいても、所定給付期間の延長が完結失業期間に有意な水準で影

響を与えていないと考えられる。

図 6.1 から図 6.4 において、整合性がないことと同様、表 4 および表 5 に示されるように、All Samples のケースおよび No Manipulation & Incentive to Get Full Amount のどちらのケースにおいても、所定給付期間が完結失業期間に対して、有意な水準で影響を与えることは確認されないことがわかった。

## 第 8 章 プロビット分析

(表 6) 所定給付期間の延長が受給確率に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
D(Tenure $\geq$ 10)	0.066 (0.041)	0.084** (0.042)	0.086** (0.043)	0.086** (0.043)	0.087** (0.043)
D(Tenure $\geq$ 20)	-0.023 (0.067)	-0.018 (0.067)	-0.025 (0.070)	-0.030 (0.070)	-0.028 (0.070)
Tenure	0.006** (0.003)	0.008** (0.003)	0.008** (0.003)	0.007** (0.003)	0.007** (0.003)
High School		0.105* (0.063)	0.094 (0.066)	0.070 (0.067)	0.065 (0.067)
Two-year College		0.139** (0.065)	0.136** (0.068)	0.123* (0.069)	0.118* (0.069)
Technical College		0.083 (0.067)	0.094 (0.070)	0.102 (0.071)	0.100 (0.071)
University		0.129** (0.063)	0.138** (0.065)	0.118* (0.067)	0.115* (0.067)
Graduate School		0.126 (0.080)	0.142* (0.081)	0.112 (0.084)	0.106 (0.085)
Other		0.117* (0.070)	0.109 (0.073)	0.113 (0.074)	0.104 (0.074)
Female		0.118*** (0.021)	0.116*** (0.021)	0.134*** (0.022)	0.136*** (0.022)
Married When Quitting			-0.006 (0.022)	-0.010 (0.022)	-0.010 (0.022)
# of Children When Quitting			-0.020* (0.011)	-0.018 (0.011)	-0.018 (0.011)
Prefecture Dummies	No	No	Yes	Yes	Yes
Industry Dummies	No	No	No	Yes	Yes
Firm-size Dummies	No	No	No	Yes	Yes
Employment Type	No	No	No	No	Yes
Pseudo-R-squared	0.014	0.025	0.049	0.060	0.062
N	2886	2886	2886	2886	2886

サンプル数：2886、\*\*は有意水準 5 パーセント、\*は有意水準 10 パーセントを表す。

第 4 章において、所定失業給付の受給資格があるのに受給しない割合が高いことの理由として、所定給付期間が短すぎるということが原因ではないのかという議論を行った。そこで、第 8 章において、所定給付の受給資格者における受給確率を所定給付期間に回帰するプロビット分析を行うこととした。仮定が正しいとするならば、勤続年数 10 年を境に所定給付確率は上昇することが示されるはずである。表 6 は、所定給付期間が受給確率に与える影響についてプロビットモデルを用いて分析した結果を表している。表 6 の(1)では、勤続年数 10 年以上の失業期間ダミー、勤続年数 20 年以上の失業期間ダミー、勤続年数についてコントロールして分析を行っている。(2)では、学歴（高校卒業、短期大学卒業、高等専門学校卒業、大学、大学院、その他）および性別について、コントロール変数として加えた分析を行っている。(3)では、辞職時に結婚しているかどうか、辞職時の子供の数、さらに県ダミーについても加えた分析を行っている。(4)では、勤め先であった会社の産業分類ダミーおよび企業サイズダミーも加えた分析を行っている。(5)では、職位ダミーを加えた分析を

行っている。

(2)から(5)において、勤続年数 10 年以上の失業ダミーにおいて有意水準 5 パーセントで受給確率と正の相関があることがわかる。これらは、10 年を境に所定給付期間が延長されることに起因して、受給確率が上昇しているからであると考えられる。たとえば、(2)において、勤続年数 10 年以上の所定給付の受給確率は 8.8 パーセント ( $1-(\exp 0.084)$ ) 有意な値で上昇し、(3)において、勤続年数 10 年以上の所定給付の受給確率は 9.0 パーセント ( $1-(\exp 0.086)$ ) 有意な値で上昇することが推定された。さらに、他のコントロール変数である、性別、学歴（短期大学、高等専門学校、大学）が受給確率と相関していることについても有意な水準で示されている。

一方、勤続年数 20 年の失業期間ダミーにおいて、どのケースのプロビット分析であっても、有意な値が観測されなかった。このことから、20 年を境に所定給付期間が延長されることは、受給確率の上昇につながるくいことが示唆された。

これらのプロビット分析から、勤続年数 10 年を境に所定失業給付期間が延長されることによって、受給確率が上昇していることが有意な値で示された。よって、所定給付期間の短さが受給確率の低下につながっているのではないかという推察は適切であるのではないかと考察される。

## 第9章 まとめ

先行研究より、欧米諸国では、失業給付期間の延長が、受給者における意図的な失業期間の長期化や職探しに対する怠慢といったモラルハザードを引き起こしているという議論は今も一貫して主流であることがわかった。対して、日本では高度経済成長で失業率が低かったことも相まって、この分野での先行研究は比較的少ないことがわかった。

そこで今回の研究の前半部分では、第6章および第7章において、失業給付の所定給付期間が失業期間に与える影響を検証した。その際、失業給付の所定給付期間が持つ、内生性の問題を取り除くため、非連続回帰デザイン(RDD)を使用した。ここでは、日本の雇用保険制度において、所定給付期間10年目において非連続的になっていることを利用した推定を行っている。たとえば、被保険者であった期間が9年11か月と10年の各離職者グループ間において、失業期間に影響するような潜在的な特性が同じになることを利用し、他の変数をコントロールした後の、両グループにおける失業期間の差を純粋に失業給付の所定給付期間の差のみに回帰することができると考えた。

しかし、RDDはManipulationの問題がある場合、不正確な推定値を計算してしまうという弱点も存在する。そこで、本研究では、被保険者が所定給付日数の制度によって離職するタイミングをコントロールしているかを見分けることができるようなアンケート調査を行ったものをデータとして使用することで、このManipulationの問題に対処することができるとした。さらに、被保険者が雇用保険の満額受給のインセンティブを持っているかどうかを見分けることもできるような項目もアンケート調査に含まれている。よって、これらの質問項目を使用することで、今回はManipulationの有無や、満額受給のインセンティブ(Incentive to Get Full Amount)別に、失業の延長度合いを測ることを目的としている。年齢や勤続期間について離職するタイミングをコントロールすることで、所定失業給付日数を増やすような人であれば、所定失業給付日数の延長を行うことで、さらに就業することへのインセンティブが低下し、完結失業日数が延びることが推測される。このような予測をもとに、第6章においてAll Samples, No Manipulation, No Manipulation & Incentive to Get Full Amount, No Manipulation & No Incentive to Get Full Amountの四つのケースの推定を行った。図6.1のAll Samplesのケースでは、勤続年数10年を境にジャンプが観測されているようであった。しかしながら、第7章において、All SamplesおよびManipulationの問題を考慮した、No Manipulation & No Incentive to Get Full Amountの2つのケースについて回帰分析を行ったところ、所定給付期間の延長とともに失業期間を有意に増やすようなモラルハザードの現象は観察されなかった。

さらに近年では、上記のようなモラルハザードの問題の実証研究にとどまらず、雇用保険が失業者のセーフティネットとして、正しく機能しているかという観点から、雇用保険の受給割合の低下について注目が集まってきている。今回使用したデータにおいても、受給資格者の所定給付の受給割合は約半数に留まっていた。このように受給資格者における受給割合が低いことは、失業給付期間が短すぎるからではないかという仮説を立てた。この仮説が正しいとするならば、失業給付期間が延長される勤続年数10年および勤続年数20年を境に、所定給付を受給する人が増えるようになると考えられる。

そこで、第8章では、所定給付期間の延長が失業保険の受給資格者の受給確率に与える影響について、RDDの回帰分析を行った。

この分析から、勤続年数20年の付近では有意な値が推定されなかったものの、勤続年数10年付近では、受給確率が有意な値で上昇していることが推定された。2003年度の失業保険改正以降、勤続年数が10年を超える場合、全年齢の一般離職者のケー

スにおいて失業保険の給付期間は 90 日から 120 日に延長される。今回の研究において、失業保険の給付期間が延長される勤続年数 10 年を境にして受給確率が有意に上昇していることは、所定給付期間が短すぎることによって受給資格者の受給割合が低迷していることの原因である可能性が示唆された。

本研究を総括すると、失業保険の受給資格があるにもかかわらず受け取らないという現象が勤続年数 10 年付近で起こっており、10 年を超えると受給確率は有意に上昇していること、また、モラルハザードのような所定給付期間の延長とともに失業期間を有意に増やすことが観測されないということが推定された。

日本において、受給資格者の失業給付の受給割合が低いことは、所定給付期間が短すぎるのが一因となっていると考えられるが、今回の研究を通して、所定給付期間を延長することで受給割合が上昇する可能性があることが示唆された。さらに所定給付期間を延長するにあたり、モラルハザードの問題が懸念されるが、日本においていえば、必ずしも大きな問題ではないことについても示唆された。失業保険制度のセーフティネットとしての役割を考慮するならば、所定給付の延長は必ずしも非効率であるとは限らない。むしろ、所定給付が延長され、失業者の失業期間が長期化することで、受給者の再就職先におけるマッチングを高める効果があることについて期待されるだろう。

日本においては、現在の失業保険の大きな問題として、過少受給の問題と失業期間の両問題が混在している。もちろん、モラルハザードが起こらないような制度設計であることは必要だが、所定給付期間の延長を行うというのは、これらの課題に対して一つの解決策と成り得るのではないかと考える。

反対意見として挙げられるのは、これまでの失業保険の給付期間の制度設計の一連の歴史から、全年齢のカテゴリにおける一般離職者に対して、所定給付期間が短縮される流れにあることから、所定給付期間を延長するというのは、この流れに逆行しているのではないかとということである。しかしながら、1990 年から 2014 年までに非正規人口は 2 倍以上増加し、特に 15 歳から 24 歳の若年者層において非正規雇用人口の上昇幅が最大であるなど、日本における雇用形態を取り巻く情勢は広域的に変化してきていること、さらに 2003 年度を最後に所定給付期間の制度変更が行われていないことを鑑みると、再び今の時代に適した失業給付制度とはどうあるべきかを改めて考えなおす転換期にあるのではないかと考える。その際に、短縮され続けている一般離職者の所定給付期間についても、今一度見直されるべきではないだろうか考える。

今回の研究の課題としては、データの限界が挙げられる。たとえば、第 8 章の受給確率のプロビット分析において、勤続年数が 20 年を超えるサンプルの数が少なく、検定力が低いために結果として推定結果が有意でなくなってしまう可能性もある。そこで、今後の研究において、大きなデータセットを用いることで、より詳細な分析を行うことができると考える。

## 参考文献

- Chetty, Raj (2008) "Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance" *Journal of Political Economy*, Vol. 116, No. 2, pp. 173-234.
- Dinardo and Lee (2004) "Economic Impacts of New Unionization on Private sector Employers; 1984~2001", *The Quarterly Journal of Economics*.
- Farber, Henry S. and Valletta, Robert G. (2015) "Do Extended Unemployment Benefits Lengthen Unemployment Spells", *Journal of Human Resources*, Vol. 50, 4, 873-909.
- Follmann, Dean A., Goldberg, Matthew S., and May, Laurie (1990) "Personal Characteristics, Unemployment Insurance, and the Duration of Unemployment", *Journal of Economics* Vol. 45 No3, 251-266.
- Hahn, Jinyong; Petra Todd; Wilbert Van der Klaauw (2001) "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design" *Econometrica* Vol.69 No.1, 201-209.
- Holen, Arlene (1977) "Effects of Unemployment Insurance Entitlement on Duration and Job Search Outcome." *Industrial and -Labor Relations Review* 30, 445-450.
- Katz and Meyer (1990) "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics* 41, 45-72.
- Krueger, Alan B. and Mueller, Andreas (2010) "Job Search and Unemployment Insurance: New Evidence from Time Use Data", *Discussion Paper No. 3667*.
- Moffitt, Robert and Nicholson, Walter (1982) "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits", *The Review of Economics and Statistics* Vol.64, No.1, pp.1-11.
- Mortensen, Dale (1977) "Unemployment Insurance and Job Search Decisions." *Industrial and Labor Relations Review* 30(4): 505-517.
- Newton, Floyd C. and Harvey S. Rosen (1979) "Unemployment Insurance, Income Taxation, and Duration of Unemployment: Evidence from Georgia." *Southern Economic Journal* 45, 773~784.
- 江刺英信、宮下佳孝(2015)「最近の正規・非正規雇用の特徴」  
<<http://www.stat.go.jp/info/today/097.htm>> 2016年11月16日アクセス。
- 小原美紀(2000)「失業給付は失業期間を長期化させるか?」『季刊社会保障研究』第4号, 365~37項。
- 小池和男(1984)「現代の失業」同文館出, 89~115項。

玄田有史、中田喜文(2002)「リストラと転職のメカニズム」(第8章)東洋経済新報社。

酒井正(2012)「雇用保険の受給割合はなぜ低下してきたのか」Discussion Paper No.2011-J02, 99-13 項。

橘木俊詔(2003)「安心して好きな仕事できますか：働き方の多様性とセーフティネット」東洋経済新報社。

濱口桂一郎(2010)「労働市場のセーフティネット 雇用保険制度等の展開と課題」『日本労働研究雑誌』No.297, 25-29 項。