

### 第3章 雇用保険のマイクロデータを用いた再就職行動に関する実証分析

#### 1. はじめに

日本の様々な場所で全く分権的に、かつ異なるタイミングや費用のもとで失業から就業への移行あるいは失業を経ない転職が生じている。失業から再就職にいたるまでの費用や時間、失業状態を経ないとしても転職に伴う様々な摩擦の程度は、求職者の特性に応じて、大きくばらついている。労働資源の再配分に伴うこうした不均一性を所与として、労働経済学やマクロ経済学においては、労働市場に関して新たな制度設計や精密な積極労働市場政策を描きたいという観点から、特に再就職の成果に関して実証的、理論的な研究の蓄積がなされてきた。そこでの主たる関心は、特定の労働市場政策が個々の再就職行動に与える影響の測定と経路の特定にあるため、失業から就業への移行および転職に伴い発生する費用や時間のばらつき具合と、こうしたばらつきを生む源泉について多くの統計的事実が積み重ねられている。こうした労働移動に関わる費用や時間のばらつきは、個々の求職者属性だけでなく、労働市場の地理的属性や求職・離職のタイミングといった求職者を取り巻く市場環境にも規定されると考えられるため、これまで様々な国・一国内の特定地域・期間にわたって特定の労働市場政策、例えば雇用保険の基本手当が失業行動に与える影響について実証研究が進められてきた。

日本においても小原（2002, 2004）のように、観察対象を大阪府と東京都の失業経験者、あるいは転職経験者に限定した上で、雇用保険給付制度が失業期間に与える影響が推定されてきた。そこでは求職者属性に存在する様々な異質性や所定給付日数の差など、求職者を取り巻く労働市場環境の差を取り除いた上で、制度が失業行動に与える影響を推定し、雇用保険の基本手当が失業長期化をもたらす可能性が見出された。しかしながらこうした注意深い統計的推測を行い、標本同士を同一化させるほど、観測される標本点の数が減り、検定力が落ちてゆく、という問題点が残されていた。この根本的な問題は当然ながら外国のデータを用いた先行研究にも残る。van den Berg（2001）でまとめられているように、この検定力の問題を克服するため、失業期間中の失業行動に対して研究者が極めて強い理論的制約を課した上で失業分析を進める、という方法が採られてきた。本章の目的は雇用保険から得られる大規模なマイクロデータに基づき、失業期間に関する実証分析を行うことである。日本全国を網羅した大量データを使用することで推定時の検定力を確保しつつ、個々の失業行動に関してできるだけ緩い理論的制約の下で労働移動にかかる費用や時間のばらつきについて精確な姿を明らかにしたい。また、経済理論が示すような求職と求人のマッチング関数がもたらす多様で細かい含意についても、大量のマイクロデータを利用することで初めて、その理論的詳細について実証的裏付けを得ることができる。現在でも国内外を問わず全国を網羅した大量データを用いた失業分析の蓄積が進んでいないため、本研究の意義がここにある。

雇用保険制度に限ると、一般被保険者の場合、雇用保険の基本手当の所定給付日数は、原

則、年齢や離職理由、被保険者であった期間といった再就職の困難さに応じて長くなるよう設計されているほか、景気の悪化等により一定の要件を満たす地域内で広域職業紹介活動を行う受給資格者について所定給付日数が延長されるなど、就職困難者ほど、長期間雇用保険の基本手当を受け取ることができる。そこでは失業から再就業に伴う費用や時間のばらつきは、こうした被保険者属性から最も強く規定されると想定されている。こうした制度設計が妥当性を持つためには、労働移動費用や時間のばらつきを規定するような、データには通常記録されていない求職者の異質性がこれらの項目にほとんど全て吸収されているという想定が必要だ。大量データを用いることで、こうした求職者間の差異を十分考慮し、失業行動のばらつきの中心に位置する真の「平均的な」姿を明らかにすることが可能となる。本章はそのための平均的求職者の姿と、全く一様ではない労働資源の再配分に伴う費用と時間のばらつきを規定する労働市場構造を明らかにする。

本章の構成を次に述べる。第2節では本章で用いるマイクロデータを概観する。マイクロデータを概観することで、大量観察から得られる統計的事実をもとに、今後の実証分析の枠組みの妥当性を確認する。続く第3節では求職者データと深く結びついた求職行動に関する理論的枠組みを示す。その枠組みから直接導出されるマッチング関数を個々の求職者データから推定する。地域別にも推定を行い、労働市場の地理的側面とマッチング、失業期間の関係を明らかにする。第4節では雇用保険の基本手当の受給が失業からの退出に与える影響を推定する。特に雇用保険の基本手当の所定給付日数が終わる直前にどの程度多くの求職者が失業から退出し再就職するか、その大きさを正しく推定する。第5節は雇用保険の基本手当が再就職インセンティブにどの程度影響しているか、失業期間中の応募状況から推測する。第6節では再就職後の勤続期間を決定する要因を検証する。特に、サーチ期間そのものの影響を中心に考察する。最後に第7節で結論と未解決の課題、今後の展望を述べる。本章の構成を図解すると図表3-1のように示されるだろう。

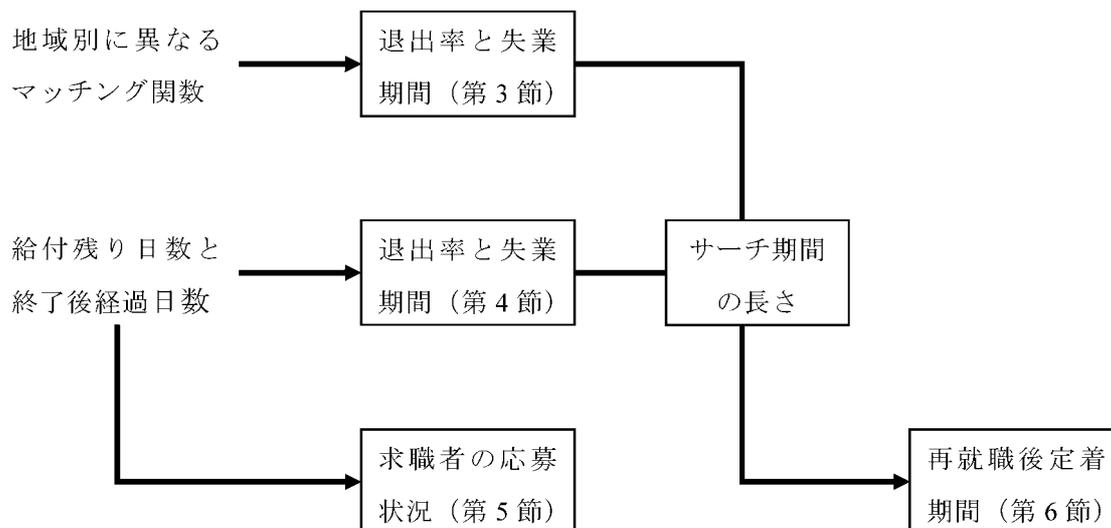
## 2. データ

### 2.1 データ抽出と分析に使用した標本について

本章で用いるデータは2005年8月に離職した被保険者について、求職者データに記載されている被保険者番号と一致する者を抽出している。自営業、専業主婦、フリーター、短時間労働者（週20時間未満）等、雇用保険の被保険者でなかった者はデータに含まれていない。抽出可能な範囲は被保険者台帳と求職台帳に登録された者に限定されるため、雇用保険の受給資格が得られずにハローワークを利用した者や、移籍出向等離職票をハローワークに提出しない者、雇用保険の受給手続をとらなかった者もデータから除いている。また、離職前に再就職先が決まっていた者、離職時点で65歳以上の者、季節求職者（短期特例被保険者）、日雇労働者もデータから除いた。

分析標本作成にあたって、支給記録の情報を分析に利用するため、雇用保険の基本手当受

図表 3 - 1 本章の見取り図



給者に分析標本を限定した。「求職活動開始から再就職まで」のサーチ期間を扱うケースと、「離職から再就職まで」を扱うケースの双方を考慮した<sup>1</sup>。どちらのケースでも365日を超えてサーチをする者は、再就職活動を行う者としては異質な者として分析から除外した。第6節で報告するように、再就職後の定着率の分析については、上記の条件をすべて満たす離職者で、再就職した者（再就職先で雇用保険の被保険者資格を取得した者）のうち、短期特例被保険者（季節労働者、短期常態労働者）や高年齢継続被保険者を除いた者。すなわち、週20時間未満の短時間労働者や自営業者等雇用保険の被保険者でなかった者、日雇労働者、65歳以上の者に加えて、雇用保険の被保険者であっても季節労働者や短期の雇用に就くことを常態とする者は含まれていない。なお、週の所定労働時間が20時間以上30時間未満で1年以上雇用見込みのある者として雇用保険被保険者となった場合には、分析標本に含めた。

## 2.2 雇用保険制度

分析に入る前に、我が国の雇用保険制度について、概観しておく。

我が国の雇用保険制度は、多くのOECD諸国等の失業保険関係制度と異なり、基本的に、基本手当はそれまでの賃金の5～8割が、90日から360日の間支給される。原則として受給期間は離職の日から1年以内であり、所定給付日数が残っていてもこれを超えると支給されない。諸外国の制度が、高めの給付の後、そのまま生活保護の色合いの強い、低額の給付に移行して、数年のスパンにわたって支給されることは大きく異なっている。当然、我が国の制度としても生活保護制度は存在しているが、生活保護制度は、私有財産等も含めたより

<sup>1</sup> 上記のサンプル抽出により、サンプルは、どちらのケースでも必ず離職し、失業期間が存在した者となっている。

詳細なチェックの後に支給されるため、雇用保険の基本手当を受給していたからといってそのまま生活保護の対象となるものではない。

また、雇用保険制度は、労働者が失業した場合に必要な給付を行うことにより、労働者の生活の安定を図るとともに、求職活動を容易にする等その再就職を促進することを主たる目的としており、失業等給付は支給することが失業者の生活の安定とその再就職の促進を目的とするものであることを明確にしている。こうした観点から、基本手当の受給が失業状態の長期化を招くことがないように基本手当の給付率については、離職時の賃金水準が高い者には、賃金水準が低い者に比べ低い給付率を設定するとともに、給付の上限額を設定するという変則的な定率制をとっている。また、所定給付日数については、年齢や離職理由、被保険者であった期間といった就職困難度を考慮して設定されている。したがって、一定以上の被保険者期間があることを条件に、倒産・解雇による離職者や障害者等の就職困難者の所定給付日数は手厚く設定されており、また、中高年齢者や被保険者期間が長い者ほど再就職が困難であること等も鑑みて、それらの者に対する所定給付日数は手厚く設定されている。

なお、基本手当の受給には、被保険者が離職し、労働の意思及び能力を有するにもかかわらず、職業に就くことができない状態（失業状態）にあることが要件となっており、この失業の認定は、公共職業安定所において、4週間に1回、受給者に求職活動の進捗状況について報告させるなど厳格に行われている。仮に、離職の状態であっても、労働の意思及び能力がないと判断される場合には失業の不認定とされ、基本手当を受給することができないものとなっている。また、離職した者が基本手当の支給を受けられるためには、その失業が非任意的なものであると社会的に是認され、それに対する保護の必要性が社会的に要求されるべきものでなければならないという制度趣旨から、正当な理由のない自己都合離職者については、3ヶ月間の給付制限があり、基本手当は3ヶ月間支給されないものとなっている。

### 2.3 標本属性

第3節から第6節までの各分析に入る前に、再就職行動と再就職後の就業行動を概観しておく。図表3-2-1は、求職期間とともに失業状態から退出してゆく様子を示したものである。パネルAは、求職開始からの日数と失業状態に留まる確率（残存率）を示している。グラフ1を見ると、求職期間とともに残存率は下がることから、求職期間が経てば、失業から退出してゆく（再就職してゆく）ことがわかる。また、残存率は一定の割合で下がってゆくのではなく、最初は緩やかであり、少し急になったあと、再び緩やかになる形状が確認される。さらに、微小ではあるがところどころで減少度が大きくなる（なめらかな曲線ではない）時点が確認される。

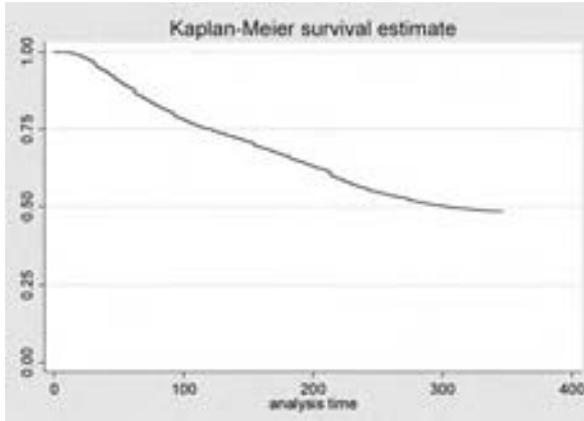
グラフ2は自発的な理由による離職の場合の、雇用保険の基本手当の所定給付日数と残存率を示している。雇用保険の基本手当の所定給付日数が長いほど、グラフは全体的に上に位置することから、所定給付日数が長くなるほど残存率は高い。

グラフ3は非自発的な理由による離職の場合を示している。240日と270日の間には大きな差はないが、90日、120日、180日の場合の残存率は240日以降よりも大幅に低い。非自発的な理由においても、所定給付日数が長いほど求職期間が長いことがわかる。

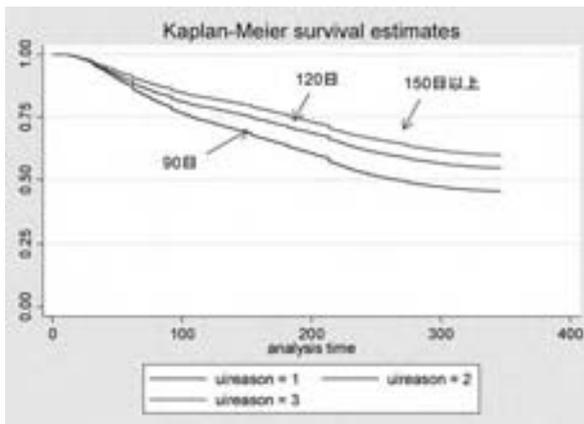
図表3 - 2 - 1 失業状態の残存確率

パネルA . 求職～再就職までを「求職期間」として分析する場合 (427,673サンプル)

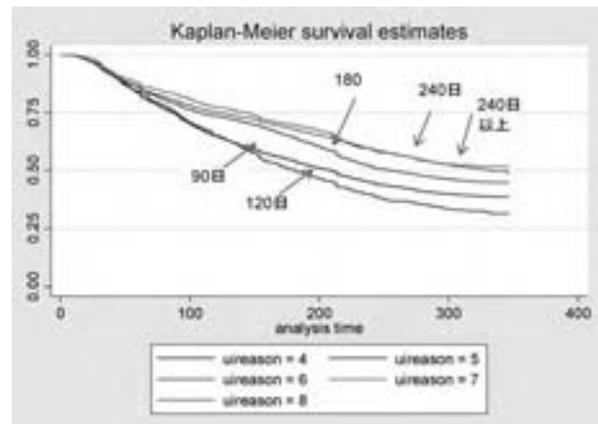
グラフ1 : 求職期間と失業状態であり続ける確率



グラフ2 : 自発的理由による失業の場合

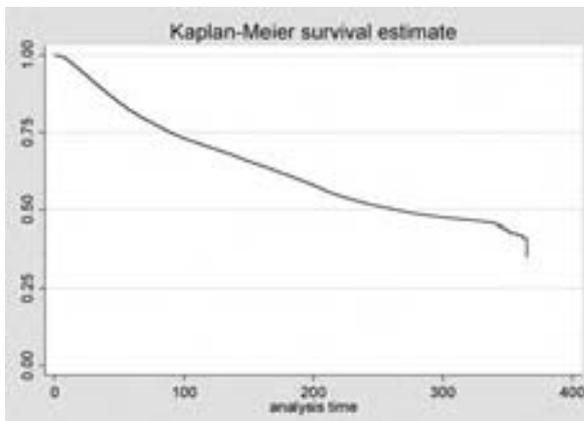


グラフ3 : 非自発的理由による失業の場合

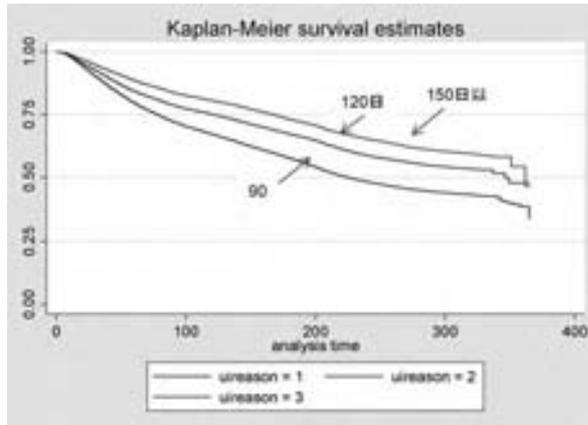


パネルB . 離職～再就職までを「求職期間」として分析する場合 (428,622サンプル)

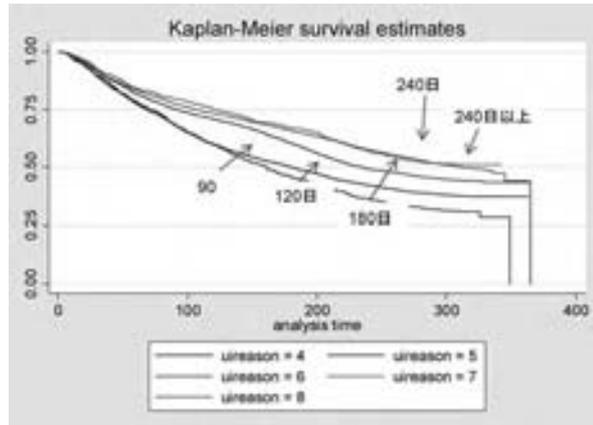
グラフ1 : 求職期間と失業状態であり続ける確率



グラフ 2：自発的理由による失業の場合



グラフ 3：非自発的理由による失業の場合

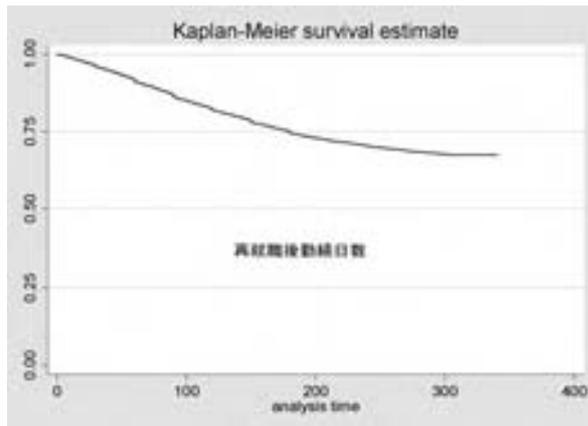


パネルBは、離職からの日数と失業状態の残存率を示している。この図でも、パネルAと類似の傾向が確認できる。

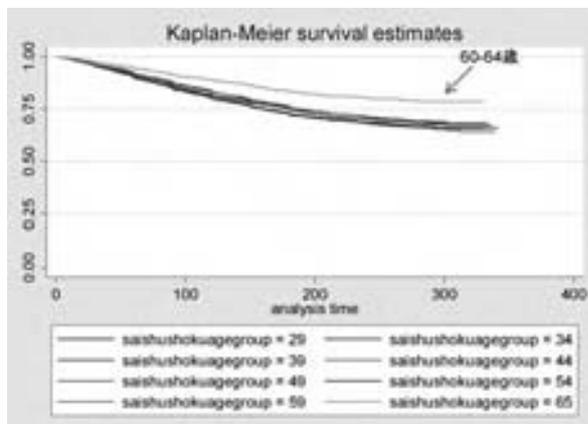
再就職した人は、その後どのような就業行動をとるだろうか。図表 3 - 2 - 2 は、再就職後の定着の様子を示している。グラフ 2 によると、再就職後の日数とともに、徐々に就業状

図表 3 - 2 - 2 再就職後の就業状況

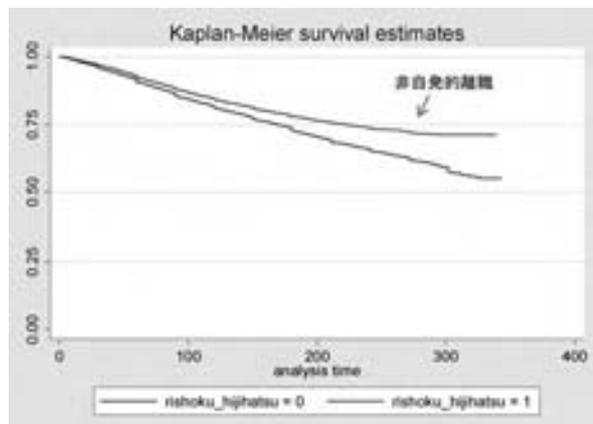
グラフ 1：再就職後の就業日数と就業状態であり続ける確率（119,955サンプル）



グラフ 2：再就職時年齢と再就職後の就業確率

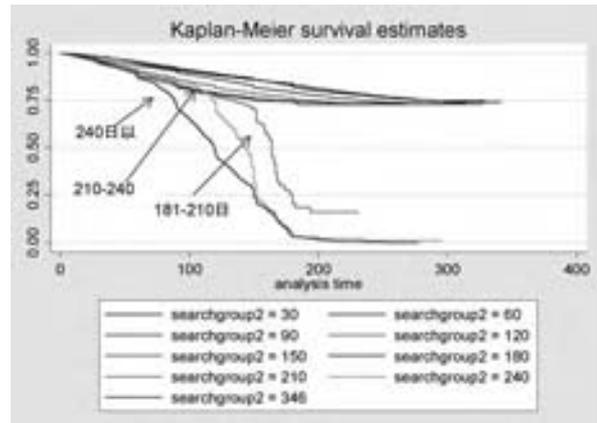
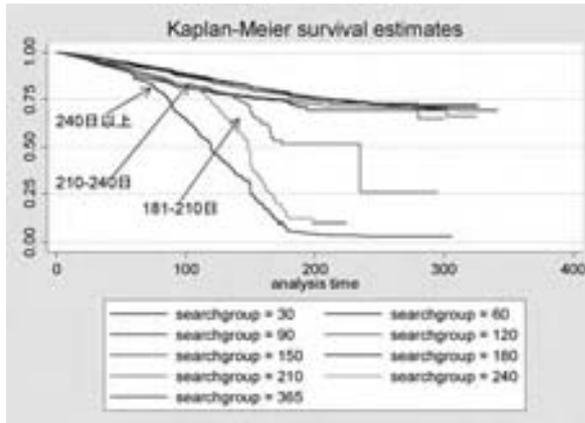


グラフ 3：失業理由と再就職後の就業確率



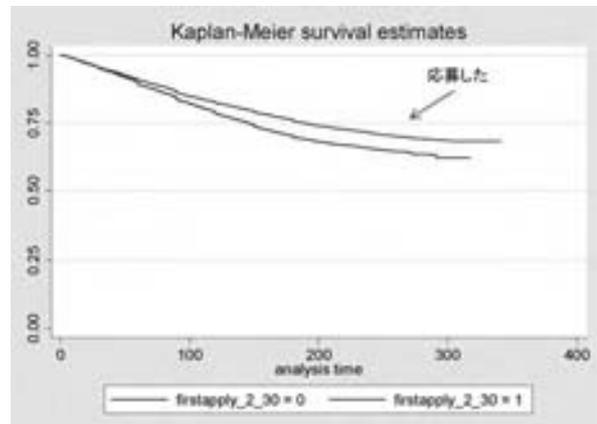
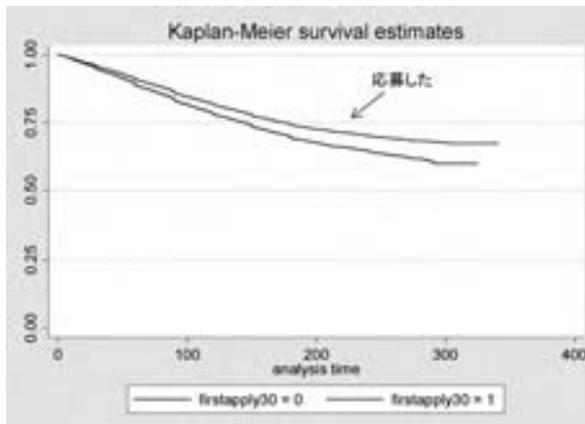
グラフ 4 : 求職期間と就業確率

(a) 求職～再就職までの日数を求職期間とする場合 (b) 離職～再就職までの日数を求職期間とする場合



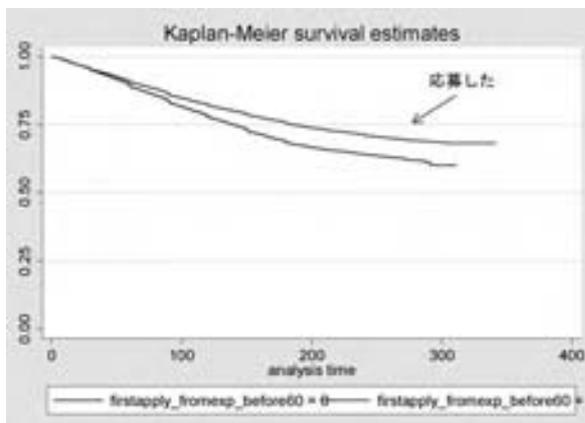
グラフ 5 : 失業時、最初の1社目に応募した時期と再就職後の定着確率

(a) 求職後30日以内に1社目に応募したかどうか (b) 離職後30日以内に1社目に応募したかどうか



グラフ 6 : 失業時、最初の1社目に応募した時期と再就職後の定着確率 - その2

受給期限の60日以上前に1社目に応募していたかどうか



態から抜け出してゆく（離職する）ことが分かる。最初大きく減りその後緩やかになる（下にたるんだ）グラフの形状は、再就職してもすぐにやめる人が存在し、しばらくするとその傾向は止まることを示している。

図表3 - 2 - 3 求職時のサンプル属性

パネルA . 求職活動開始～再就職までを「求職期間」として分析する場合

	離職サンプル全体 (150,391obs)				再就職したサンプルに限定 (76,698obs)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
1. 離職前の状況								
性別	0.457	0.498	0	1	0.513	0.500	0	1
離職時年齢	39.012	12.917	16	64	36.731	11.649	16	64
離職前勤続日数	2426.850	3009.704	7	18043	1973.706	2452.364	7	17725
離職前月収	187.724	112.608	1	9190	193.698	108.720	1	9190
2. 求職時の状況								
求職期間	197.488	110.479	0	365	113.2537	80.715	1	365
所定給付日数								
90日以内	65.914%	100%			70.360%	100%		
91～120日	11.281%				10.090%			
121～150日	8.304%				5.240%			
151～180日	4.735%				5.162%			
181～210日	1.062%				0.964%			
211～240日	3.359%				3.417%			
241以上	5.346%				4.767%			
非自発的理由による失業	12.595%			13.660%				
3. ジョブ応募状況(就職サンプルについて)								
ジョブ応募数					2.318	2.644	1	20
最初の1社目に応募した時期								
再就職した時期								
求職開始から30日以内					0.451	0.498	0	1
31～60日					17.191%	100%		
61～90日					18.655%			
91～120日					13.193%			
121～150日					9.120%			
151～180日					8.556%			
181～210日					8.535%			
211～240日					9.502%			
240日以上					6.983%			
					8.265%			

パネルB . 離職～再就職までを「求職期間」として分析する場合

	離職サンプル全体 (150602obs)				再就職したサンプルに限定 (76739obs)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
1. 離職前の状況								
性別	0.457	0.498	0	1	0.513	0.500	0	1
離職時年齢	39.010	12.916	16	64	36.730	11.648	16	64
離職前勤続日数	2426.009	3009.203	7	18043	1973.120	2451.963	7	17725
離職前月収(千円)	187.715	112.577	1	9190	193.690	108.697	1	9190
2. 離職時の状況								
求職(離職)期間	228.146	110.873	1	346	136.463	83.151	1	345
所定給付日数								
90日以内	70.370%	100%			65.927%	100%		
91～120日	10.089%				11.277%			
121～150日	5.239%				8.298%			
151～180日	5.159%				4.731%			
181～210日	0.964%				1.061%			
211～240日	3.415%				3.359%			
241以上	4.764%				5.346%			
非自発的理由による失業	12.588%			13.659%				
3. ジョブ応募状況(就職サンプルについて)								
ジョブ応募数					2.950	3.032	1	20
最初の1社目に応募した時期								
再就職した時期								
離職から30日以内					0.300	0.458	0	1
31～60日					6.036%	100%		
61～90日					17.171%			
91～120日					14.914%			
121～150日					10.981%			
151～180日					7.858%			
181～210日					9.105%			
211～240日					9.149%			
240日以上					11.350%			
					13.435%			

図表3 - 2 - 4 再就職後のサンプル属性

	再就職サンプル全体 (64533)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値
性別	0.512	0.500	0	1
再就職時年齢	36.640	11.375	16	65
再就職時月収	200.206	95.544	1	7150
離職前勤続日数	1924.548	2393.239	7	17725
離職前月収	200.206	95.544	1	7150
求職期間(求職～再就職までの日数)	114.878	81.538	1	365
求職期間(離職～再就職までの日数)	113.100	73.914	1	344
再就職後勤続日数	159.527	87.878	1	341

注1 離職から再就職までの日数を求職期間としてもちいる場合、サンプル数は64565サンプル。

グラフ2では、年齢別にこの様子を描いた。60代のみ就業確率が高い、すなわち定着率が高いが、その他の年齢層では定着率に大きな差はない。グラフ3は、失業した時の理由が自発的なものであったかどうかで分類している。非自発的な理由で離職した者で定着率が高い。

グラフ4は、求職開始から再就職までの期間と定着率の関係(左図a)と、離職から再就職までの期間と定着率の関係(右図b)を示している。180日まではほとんど差がないが、181日以降、定着率は大きく減少することが分かる。そして、181日以降は、求職期間が長くなるほど定着率は低くなる。181日以降の定着率の減少が大きい見えにくい、離職から再就職までの期間(右図b)で見ると、121日以上と120日以内での差も存在する。すなわち、181日以降に関しては、求職期間が長い人ほど定着率が悪い。

グラフ5と6は失業時の求職活動の様子と定着率の関係を示している。グラフ5では求職活動において求職活動の開始直後からジョブに応募していた者ほど定着率が高いこと、グラフ6では雇用保険の基本手当の所定給付日数の残り60日以上前からジョブに応募していた者ほど定着率が高いことがわかる。

以下の分析では、求職者の属性および労働市場の逼迫状況などを考慮した上で、再就職確率や定着率がどのような動きをするかを分析する。なお、使用するサンプルの主な属性を図表3 - 2 - 3および図表3 - 2 - 4に示す。これは全体を記述するためのものであり、各分析には、分析に必要な変数がすべて存在するサンプルに限定されるため、サンプル数および記述統計が変わる。分析に使用する変数の記述統計は各分析において示される。ここでは、図表3 - 2 - 3で2つのパネルを用いて求職時のサンプル属性を示し<sup>2</sup>、図表3 - 2 - 4で再就職後のサンプル属性を示した。

<sup>2</sup> 特に図表3 - 2 - 3のパネルAは求職活動開始～再就職を求職(サーチ)期間とする場合の統計を示し、離職前の状況(図表3 - 2 - 3パネルA; 上段)、離職時(失業時)の状況(図表3 - 2 - 3パネルA; 中段)、離職時(失業時)のジョブ応募状況(図表3 - 2 - 3パネルA; 下段)を報告している。図表3 - 2 - 3のパネルBは離職～再就職を求職(サーチ)期間とする場合の統計を示し、離職前の状況(図表3 - 2 - 3パネルB; 上段)、離職時(失業時)の状況(図表3 - 2 - 3パネルB; 下段)、離職時(失業時)のジョブ応募状況(図表3 - 2 - 3パネルB; 下段)をそれぞれ示した。

### 3 . 本研究の理論的枠組みと地域別に異なるマッチング関数

#### 3 . 1 研究目的・意義・貢献

本節の目的は二つある。第1に本章全体の理論的枠組みとなる個人の最適意思決定サーチ・モデルの性質を述べる。第2に、この理論的枠組みから導出されるマッチング関数を職業安定業務統計のマイクロデータから推定する。また地域別でも推定を行う。これまで労働市場のマッチング関数は集計データを使用した分析が多い (Petrongolo and Pissarides 2001)。ここでは、職業安定業務統計のマイクロデータを使用することによって、再就職確率が求人数と求職者数の比率で見たローカル労働市場の状況に依存するようなマッチング関数を推定し、これまで既存研究で用いられてきた集計データによる分析結果と比べる。マッチング関数は求人数や求職者数に対して収穫一定 (逓増、逓減) なのかを検証する。本節では求人数の求職者の係数から、求職者にとってのcongestion externality (負の外部性) とthick-market externality (正の外部性) の程度を算出する。また、求職開始・離職時点と就職1ヶ月前のローカル労働市場の状況によってこれらの外部性の影響は変化するかを検討する。各求職者のローカル市場の範囲として2通りを考慮する。1つ目は各求職者が住む都道府県で、もう1つが支給記録に記載されているハローワーク周辺で分ける。既存研究と同じく単に集計データを使用した分析のみでは、マッチング関数をシフトさせる要因を明らかに示すことはできない。本節で示す理論的枠組みに基づけば、マッチング関数をシフトさせるのはサーチ効率性、サーチ努力水準、雇用保険の基本手当の給付額と所定給付日数、そして個人の属性と考えられる。これらの属性がどのようにマッチング関数に影響を与えるか、本節を通じて検証してゆく。最後に地域別に推定を行う場合には、都市圏 (中部、近畿、首都圏) とその他の地域にそれぞれ注目して分析する。

次に本節の意義と貢献を簡単に4点述べよう。第1に、求職者に関するマイクロデータを利用できることから、異なった側面からマッチング関数を推定することが可能となった。個別の属性をコントロールした上でローカル労働市場の状況が求職者の就職率にどのように影響を与えるかを厳密に検証できる。重要な先行研究として、Petrongolo (2001, 2005) は英国のマイクロデータを用いてマッチング関数を推計し、マッチング関数は求人数と求職者数に対して収穫一定であるという知見を得た。しかし、そもそもマイクロデータを利用したマッチング関数の推定について研究の蓄積は少ない。ここに本節の意義が存在していると言える。第2に、本節はローカル労働市場として都道府県とハローワーク周辺の2つを考慮し、マッチング関数の形状が異なる2つの労働市場範囲の間でどの程度変わりうるのかを吟味できる点でユニークである。第3に、求職開始時点 (または離職時点) と就職1ヶ月前のローカル労働市場の状況の就職率に対する影響の変化をみることによって、サーチ期間が長くなるにつれて求職者に対するプラスとマイナスの外部性の変化をみる事が可能となった。最後に、マイクロデータを用いることで、集計データによる分析では通常困難であったマッチング関数のシフト要因を明らかにした。後に述べる理論的枠組みに基づき、シフト要因とし

てはサーチ効率性、サーチ努力水準、基本手当の受給の有無、そして季節効果などが考えられた。既存の集計データによる分析では、これらのシフト要因を分解することには限界があり、マイクロデータを使用することで初めてこれらシフト要因に対する厳密な分析が可能となった。

### 3.2 分析の背景となる理論的枠組み

本章全体の背景となる理論的枠組みとして求職行動に焦点を当てた最適意思決定サーチ・モデルを用いる。このモデルは今井・工藤・佐々木・清水(2007)の第1章でも示されているように、求職者のマイクロデータを用いて再就職行動を分析するには最も標準的な枠組みとして利用されている。個人の最適意思決定(離散型)サーチ・モデルから求職者の留保賃金は以下のように得る<sup>3</sup>。

$$w_R^* = z - c(e, X) + \frac{\alpha(e, X)q\delta}{1-\delta} \int_{w_R}^w (w - w_R) dF(w, X)$$

$z$  : 所定給付

$c$  : サーチ費用

$e$  : 努力水準

$\alpha$  : 仕事到来変数

$q$  : 仕事到来確率 ( $\equiv (U^a V^b) / (U + U^{-(1-a)} V^b)$ )

$\delta$  : 割引因子

$F$  : 賃金オファー分布

$X$  : 個人属性

留保賃金は、求職者の1期間の効用と求職活動を今後継続することにより得られる期待便益の和に等しい。求職者は留保賃金を最大化するように努力水準( $e$ )を決定する。そして最適な $e^*(q, X)$ と $w_R^*(q, X)$ が決定される。この枠組みから仕事到来確率に関して次の2つの結果が得られる。

- (1)  $q \uparrow \Rightarrow e^* \uparrow$  : 仕事到来確率が高くなると就業する期待限界価値が上昇するので、更に努力する。
- (2)  $q \uparrow \Rightarrow w_R^* \uparrow$  : 仕事到来確率が高くなると求職者は職に対してより選り好みをする。つまり提示された仕事をなかなか受託せずに好条件の仕事が提示されることを待ち続ける。

次に求職者の1期間あたりの退出率(ハザード確率)は以下のように表される。

<sup>3</sup> モデルの単純化のため、求職者は離職しないと仮定する。このように仮定してもここでの目的には影響を与えず、モデルのインプリケーションの本質は変わらない。

$$\lambda = \alpha(e^*(q, X), X)q[1 - F(w_R^*(q, X), X)]$$

仕事到来確率 $q$ の効果は次の3つの効果から成る。

U↓またはV↑によって

Meeting効果： $q \uparrow \Rightarrow \lambda \uparrow$

サーチ努力効果： $q \uparrow \Rightarrow e^* \uparrow \Rightarrow \alpha \uparrow \Rightarrow \lambda \uparrow$

受諾効果： $q \uparrow \Rightarrow w_R^* \uparrow \Rightarrow [1 - F(w_R^*)] \downarrow \Rightarrow \lambda \downarrow$

ここで、U↓またはV↑による仕事到来確率の上昇効果 $q \uparrow$ によって失業からの退去率 $\lambda$ の効果はプラスでもマイナスでもありえる。上で導出された求職者の1期間あたりの退去率から、求職者が第 $t$ 期に就職できる確率は $(1 - \lambda)^{t-1} \lambda$ となる。求職者が費やす求職期間は二項分布に従うことから、その平均期間 $T$ は以下のように導出される。

$$T = \sum_{t=1}^{\infty} t(1 - \lambda)^{t-1} \lambda = \frac{1}{\lambda}$$

平均求職期間は1期間あたりの退去率 $\lambda$ の逆数となる。よって退去率が高いほど求職期間は短くなる。

### 3.3 推定方法

ここまで述べた個人の最適意志決定サーチ・モデルとマッチング関数を次のように接続することによって求職者のマイクロデータからマッチング関数を推定することができる。最初にマッチング関数を以下のようにおく。

$$X = AU^\beta V^\gamma$$

そして、求職者が退出する確率は、

$$\lambda = AU^{-(1-\beta)} V^\gamma$$

この式は以下のように書き換えられる。

$$\lambda = \exp[\ln A - (1 - \beta) \ln U + \gamma \ln V]$$

こうしてハザード確率は、次のように示される。

$$h(t) = \phi(t) \lambda = \phi(t) \exp[\ln A - (1 - \beta) \ln U + \gamma \ln V]$$

このハザード確率式から、求職の大きさを示す $\ln U$ の係数はマイナスで、求人の大きさを示す $\ln V$ の係数はプラスになると予想される。これらの係数の和が有意にゼロなら、このマッチング関数は求人数と求職者数に対して収穫一定(constant returns to scale)と見做せる。反対に、その和が有意にゼロ以上(以下)なら収穫逓増(逓減)と結論付けられる。しかし、注意しなければいけないが、係数の和が有意にマイナスだからといって、求人企業と求職者が会おう段階においても収穫逓減であるとは限らない。反対に、meeting技術が収穫逓増であっても、サーチ努力効果や受諾効果も含めれば全体的に収穫逓増ではなくなる可能性はある。よって、実際には $\ln U$ と $\ln V$ の係数はプラスでもマイナスでもありえる。ただし集計デ

ータを使用した先行研究から判断して、 $\ln U$ の係数はマイナス、そして $\ln V$ の係数はプラスと予想される。

上記のハザード確率式の $\ln U$ と $\ln V$ の係数が、求職者に対するcongestion externality（正の外部性）とthick-market externality（負の外部性）の度合いを表す。 $(1-\beta)$ の値が大きいほど、他の求職者が増加することによって、ある特定の求職者が就職する確率は大きく低下する。その一方で、 $\gamma$ の値が大きくなるほど、求人が増加することによって、ある特定の求職者が就職する確率は大きく上昇する。これらの係数は求人企業に対する外部性も同時に示しており、求人企業に対するcongestion externalityは $(1-\gamma)$ で、thick-market externalityは $\beta$ で示される。

### 3.4 データとローカル労働市場に関する注意点

マッチング関数の具体的な推定に入る前に、分析に使用するデータに関する注意点を簡単に3点述べる。第1にローカル労働市場の逼迫度について述べる。第2に主要な説明変数の特徴を述べる。第3に、サーチ期間の特徴を、サバイバル曲線を用いて示す。

ローカル労働市場状況の指標として、各求職者が住む都道府県と支給記録に掲載されているハローワーク周辺地域の求人数と求職者数の2通りを採用する。都道府県別のデータは月別に得られるので、求職開始時点、離職時点、就職1ヶ月前やデータの打ち切り時点での月別のデータを利用することができる。ただし都道府県はローカル労働市場としては地理的な範囲が広く、求職者の求職・就業範囲とは合致しにくいというデメリットがある。その点、求職者が雇用保険の基本手当の支給を受けるハローワーク周辺をローカル労働市場と定義した方が求職者の求職・就業範囲としてはより適していると考えられる。ただし、支給を受けるハローワーク周辺で必ずしも求職活動をするわけではないことに留意し、今後の結果を解釈する。ハローワーク別の求人数・求職者数を使うデメリットは月別データではなく、年別データしか利用できないことである。よって、ハローワーク別データでの分析に限れば、求職開始時点や離職日時点である2004年または2005年の求人数と求職数を月平均に算出して使用する。

図表3-3-1で示すように推定に用いる主な説明変数は大きく分けて2種類ある。1つ目は年齢、教育歴、性別、結婚、前職の在職期間や前職の賃金水準の個人の属性である。これらは求職者のサーチ努力水準、人的資本水準、そして留保賃金水準を示す代理変数と考えられる。2つ目の説明変数としては雇用保険の給付に関する変数である。基本手当の給付額や所定給付日数は留保賃金やサーチ努力水準に大きな影響を与えられられる。実際の推定では、基本手当の給付タイプで分けて作成したダミー変数を用いる。自発離職で90日間、120日、150日間の給付があり、非自発離職で90日、120日、150-180日、210-240日、240日以上の給付期間がある。

データに関する最後の注意点としてサーチ期間がある。これは次の2通りの定義を採用し

図表3 - 3 - 1 記述統計（都道府県別データ、サーチ期間の起点は求職開始日）

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
サーチ期間					
求職開始日が起点	150391	197.488	110.4788	0	365
期間内に就職した割合	150391	0.5099906	0.4999018	0	1
個人属性					
求職時年齢	150391	39.12765	12.91434	16	65
独身男性	150391	0.2277064	0.4193535	0	1
独身女性	150391	0.2799569	0.4489793	0	1
既婚男性	150391	0.2289432	0.420154	0	1
既婚女性	150391	0.2633934	0.4404754	0	1
教育年数	121641	12.28765	1.891406	9	18
前職期間(日数)	150391	2426.85	3009.704	7	18043
前職賃金(月別・千円)	147351	187.7244	112.6078	1	9190
雇用保険タイプ					
自発90日	150391	0.6182351	0.485821	0	1
自発120日	150391	0.1080716	0.3104719	0	1
自発150日	150391	0.1477482	0.3548514	0	1
非自発90日	150391	0.0409001	0.1980593	0	1
非自発120日	150391	0.0047343	0.0686436	0	1
非自発180日	150391	0.0303542	0.1715606	0	1
非自発240日	150391	0.0240905	0.1533308	0	1
非自発240日以上	150391	0.0258659	0.1587357	0	1
ローカル労働市場					
都道府県・求職開始時					
求人数	150391	90351.02	85327.71	8492	343101
求職者数	150391	83438.51	59384.25	10986	237491
都道府県・就職1ヶ月前					
求人数	150391	92170.14	86291.82	8497	343101
求職者数	150391	83429.04	59118.2	10986	222826

図表3 - 3 - 2 記述統計（都道府県別データ、サーチ期間の起点は離職日）

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
サーチ期間					
離職日が起点	170516	218.961	116.2091	1	346
期間内に就職した割合	170516	0.5322433	0.4989607	0	1
個人属性					
離職時年齢	170516	38.84068	12.83487	16	64
独身男性	170516	0.2304593	0.4211281	0	1
独身女性	170516	0.2839264	0.4509029	0	1
既婚男性	170516	0.2289228	0.4201407	0	1
既婚女性	170516	0.2566915	0.436809	0	1
教育年数	137993	12.29773	1.885215	9	18
前職期間(日数)	170489	2209.864	2946.843	1	18043
前職賃金(月別・千円)	167358	188.0113	110.7824	1	9190
雇用保険タイプ					
自発90日	170516	0.6629349	0.4727087	0	1
自発120日	170516	0.0954221	0.293798	0	1
自発150日	170516	0.1304628	0.3368129	0	1
非自発90日	170516	0.0361315	0.1866179	0	1
非自発120日	170516	0.0041814	0.0645288	0	1
非自発180日	170516	0.0267775	0.1614331	0	1
非自発240日	170516	0.0212707	0.1442859	0	1
非自発240日以上	170516	0.022819	0.1493265	0	1
ローカル労働市場					
都道府県・離職時					
求人数	170516	86926.74	81836.8	8790	307820
求職者数	170516	84236.61	60045.03	13091	219737
都道府県・就職1ヶ月前					
求人数	170516	91478.67	85849.61	8497	343101
求職者数	170516	83235.24	58931.52	10986	222826

図表3 - 3 - 3 記述統計（ハローワーク別データ、サーチ期間の起点は求職開始日）

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
サーチ期間 求職開始日が起点 期間内に就職した割合	143494	0.5087739	0.4999248	0	1
個人属性					
求職開始時年齢	143494	39.08578	12.89953	16	65
独身男性	143494	0.2278214	0.4194282	0	1
独身女性	143494	0.2814891	0.449727	0	1
既婚男性	143494	0.2278283	0.4194327	0	1
既婚女性	143494	0.2628612	0.4401892	0	1
教育年数	115625	12.29838	1.894304	9	18
前職期間(日数)	143494	2419.786	3008.113	7	18043
前職賃金(月別・千円)	140586	188.2268	113.3763	1	9190
雇用保険タイプ					
自発90日	143494	0.6197123	0.4854592	0	1
自発120日	143494	0.1078164	0.3101494	0	1
自発150日	143494	0.1475114	0.3546162	0	1
非自発90日	143494	0.0409982	0.1982868	0	1
非自発120日	143494	0.0046762	0.0682226	0	1
非自発180日	143494	0.0301894	0.1711088	0	1
非自発240日	143494	0.0237641	0.1523138	0	1
非自発240日以上	143494	0.0253321	0.1571322	0	1
ローカル労働市場 ハローワーク・求職開始時					
求人数(年平均)	143494	110671.3	108264	3159	782957
求職者数(年平均)	143494	107607.5	72852.77	4677	314853

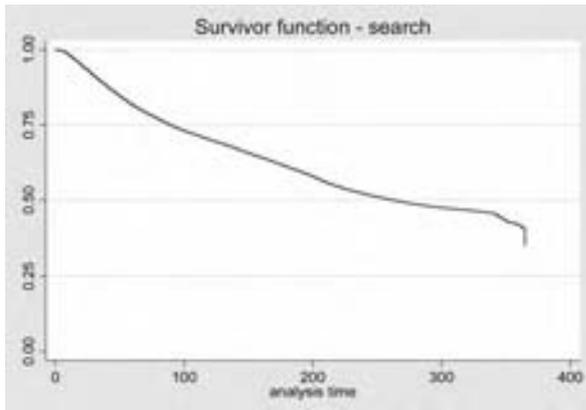
図表3 - 3 - 4 記述統計（ハローワーク別データ、サーチ期間の起点は離職日）

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
サーチ期間 離職日が起点 期間内に就職した割合	143677	0.5083207	0.4999325	0	1
個人属性					
離職時年齢	143677	38.96752	12.90118	16	64
独身男性	143677	0.2278653	0.4194567	0	1
独身女性	143677	0.2815969	0.4497794	0	1
既婚男性	143677	0.2277678	0.4193935	0	1
既婚女性	143677	0.26277	0.44014	0	1
教育年数	115769	12.29834	1.894035	9	18
前職期間(日数)	143677	2419.031	3007.74	7	18043
前職賃金(月別・千円)	140767	188.2231	113.3512	1	9190
雇用保険タイプ					
自発90日	143677	0.6198278	0.4854307	0	1
自発120日	143677	0.1077695	0.3100902	0	1
自発150日	143677	0.1474975	0.3546024	0	1
非自発90日	143677	0.0410017	0.1982948	0	1
非自発120日	143677	0.0046772	0.0682299	0	1
非自発180日	143677	0.0301579	0.1710223	0	1
非自発240日	143677	0.0237616	0.1523062	0	1
非自発240日以上	143677	0.0253068	0.1570557	0	1
ローカル労働市場 ハローワーク・離職時					
求人数(年平均)	143677	110493.8	108110	3225	782957
求職者数(年平均)	143677	107879.6	73059.33	4677	314853

ている。1つ目は求職開始日から就職日（未就職者の場合はデータの打ち切り日2006年7月13日）までの期間、2つ目は離職日（2005年8月中）から就職日（未就職者の場合はデータの打ち切り日2006年7月13日）までの期間である。図表3 - 3 - 5と図表3 - 3 - 6で示されているようにサーチ期間の起点を求職開始日の場合と離職日の場合に分けてより精度の高い分析を行う。求職者の中には前職を離職する前から求職活動を開始する者もいるので、求

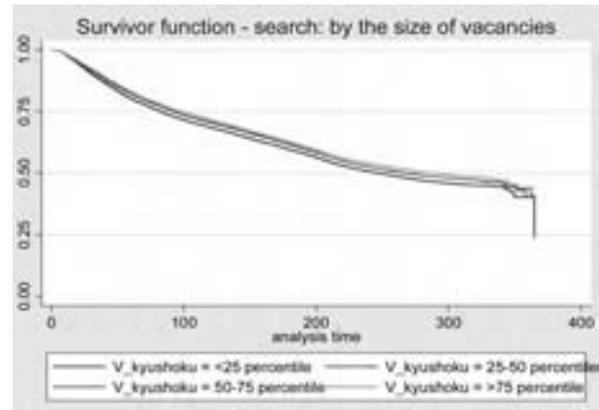
図表 3 - 3 - 5 Survivor Function (サーチ期間の起点は求職開始日)

(a) 全体



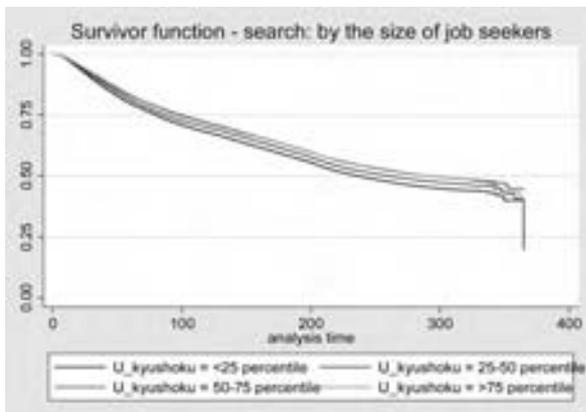
(b) 求人数の四分位別

(ハローワーク別データ使用)



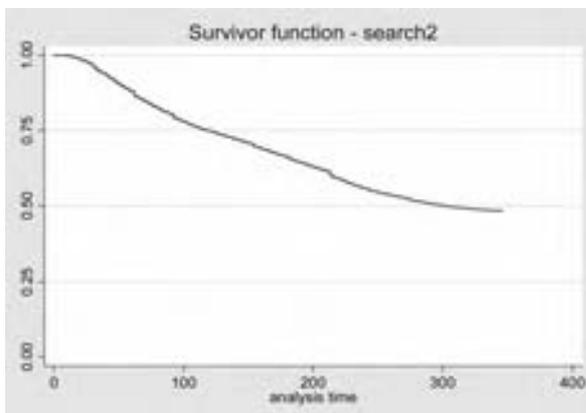
(b) 求職者数の四分位別

(ハローワーク別データ使用)



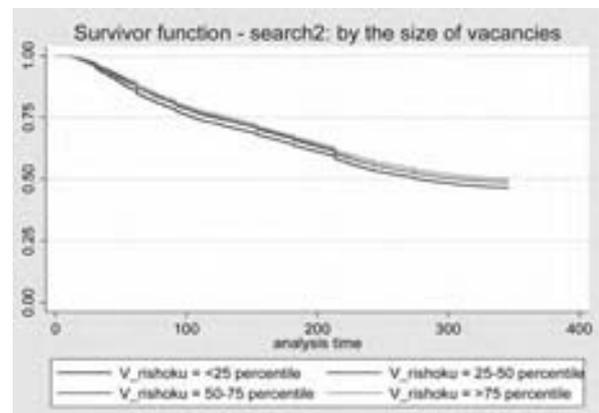
図表 3 - 3 - 6 Survivor Function (サーチ期間の起点は離職日)

(a) 全体

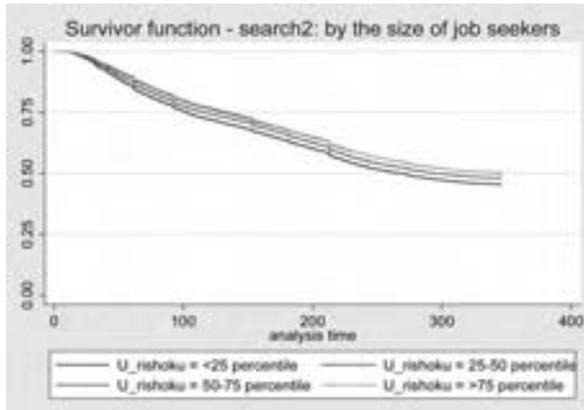


(b) 求人数の四分位別

(ハローワーク別データ使用)



(b) 求職者数の四分位別  
(ハローワーク別データ使用)



職開始日を起点にした場合、オン・ザ・ジョブ・サーチも含めてサーチ期間を導出している。その一方で、離職日を起点にするとオン・ザ・ジョブ・サーチを含めないサーチ期間を導出することになる。これらの2種類のサーチ期間を使うことによって、オン・ザ・ジョブ・サーチをする求職者とそうでない求職者の就職率の違いを間接的であるが検証することが可能となった。

### 3.5 推定結果

#### 都道府県別の推定結果

求職者のマイクロデータを用いたマッチング関数の推定結果を報告する。都道府県をローカル労働市場と定義して、都道府県別の求人数と求職者数を使用した結果が図表3-3-7と図表3-3-8に示されている。サーチ期間の起点を求職開始日にした場合、つまり求職開始時点の求人数と求職者数を採用する場合(図表3-3-7の第1-3列)、セミパラメトリックなCox's proportional hazard分析とパラメトリックなWeibull分析の両方において、求人数の効果はプラス、そして求職者の効果はマイナスと期待通りの結果となった。しかし、求人数は統計的に有意であるが、求職者数の有意性は低い結果となった。さらに観察期間内に就職が成立したサンプルに限定してlog-linear推定式で推定した結果、求人数は有意にプラス、そして求職者数は有意にマイナスと期待通りの結果を得た。また、Weibull分析からhazard rateは時間を通じて低下することからnegative duration dependentであることがわかる。このことは、サーチ期間が長くなるにつれて求職者の就業確率が低くなることを意味する。次にサーチ期間の起点を離職日にした場合、つまり離職時点の求人数と求職者数を採用する場合(図表3-3-7の第4-6列)の結果は、先に報告した求職開始日の結果とほぼ同じである。この2つの結果からオン・ザ・ジョブ・サーチをする求職者もそうでない求職者もローカル労働市場状況の影響には違いはないことが分かる。図表3-3-7の結果から、求人数と求職者数の係数(絶対値)は統計的に等しくないため、マッチング関数は求人数や

図表3 - 3 - 7 都道府県別ハザード分析

求人数と求職者数は求職開始時のものとする。

	サーチ期間 求職開始日－就職日、または2006年7月			サーチ期間 離職日－就職日、または2006年7月		
	Cox	Weibull	log-linear	Cox	Weibull	log-linear
求人数 (対数)	0.070 (0.069)	0.079 (0.071)	0.122 * (0.019)	0.084 (0.061)	0.085 (0.062)	0.057 ** (0.023)
求職者数 (対数)	-0.222 * (0.080)	-0.234 * (0.083)	-0.153 * (0.023)	-0.235 * (0.072)	-0.238 * (0.073)	-0.089 * (0.030)
求職時年齢 (対数)	-0.521 * (0.022)	-0.540 * (0.023)	-0.016 (0.016)	-0.377 * (0.022)	-0.387 * (0.022)	0.147 * (0.015)
独身男性	0.519 * (0.032)	0.523 * (0.032)	0.128 * (0.014)	0.556 * (0.030)	0.565 * (0.031)	0.112 * (0.013)
独身女性	0.465 * (0.023)	0.469 * (0.024)	0.012 (0.013)	0.516 * (0.023)	0.527 * (0.024)	0.024 *** (0.013)
既婚男性	0.859 * (0.034)	0.870 * (0.034)	0.274 * (0.017)	0.873 * (0.033)	0.885 * (0.033)	0.309 * (0.017)
教育年数 (対数)	0.386 * (0.038)	0.399 * (0.039)	-0.278 * (0.028)	0.417 * (0.035)	0.434 * (0.036)	-0.147 * (0.030)
前職年数 (対数)	-0.118 * (0.008)	-0.121 * (0.008)	-0.051 * (0.005)	-0.160 * (0.007)	-0.160 * (0.007)	-0.128 * (0.006)
前職賃金 (対数)	0.068 * (0.016)	0.068 * (0.017)	-0.011 (0.014)	0.060 * (0.016)	0.063 * (0.016)	-0.070 * (0.014)
雇用保険タイプ						
自発120日	-0.034 ** (0.014)	-0.035 ** (0.015)	-0.095 * (0.015)	-0.025 *** (0.014)	-0.025 *** (0.015)	-0.151 * (0.015)
自発150日	-0.168 * (0.029)	-0.176 * (0.029)	-0.274 * (0.016)	-0.151 * (0.028)	-0.151 * (0.029)	-0.277 * (0.017)
非自発90日	0.025 (0.021)	0.021 (0.022)	-0.045 ** (0.019)	0.001 (0.021)	0.004 (0.022)	-0.168 * (0.018)
非自発120日	0.188 * (0.049)	0.193 * (0.051)	-0.113 ** (0.046)	0.230 * (0.049)	0.237 * (0.051)	-0.096 ** (0.037)
非自発180日	0.112 * (0.025)	0.110 * (0.026)	-0.192 * (0.023)	0.095 * (0.025)	0.100 * (0.025)	-0.257 * (0.021)
非自発240日	0.067 ** (0.034)	0.063 *** (0.035)	-0.205 * (0.034)	0.103 * (0.032)	0.107 * (0.033)	-0.184 * (0.030)
非自発240日以上	0.057 ** (0.028)	0.050 *** (0.029) *	-0.186 * (0.042)	0.105 * (0.028)	0.106 * (0.028)	-0.135 * (0.043)
con		-2.868 (0.281)	-2.884 * (0.149)		-3.488 * (0.254)	-3.104 * (0.181)
dependency		0.935			0.959	
log-likelihood	-674074.5	-151057.9		-810688.5	-174887.2	
Wald Chi2	4334.69	4512.32		5923.91	5806.78	
F値			136.44			161.39
サンプル数	119115	119115	59953	135347	135347	71184

\* 1 % \*\* 5 % \*\*\*10% significant

求職者数に対して収穫一定ではない。むしろ収穫逓減のようである。求人数と求職者数が2倍になっても、就職件数は2倍以下しか増加しないこと意味する。この結果は、都道府県別の集計データから日本のマッチング関数を推定したKano and Ohta (2005) と整合的である。彼らの推定結果では、コブ = ダグラス型のマッチング関数のUとVの指数の和が0.862であった。図表3 - 3 - 7の結果はこの値よりも小さい。基本的な分析結果をまとめよう。求人数と求職者数の係数はそれほど大きくはない。特に求人数の係数は非常に小さい。この結果から、求職開始時、または離職時の求人数や求職者数はそれほど求職者の就職確率に影響を与

図表 3 - 3 - 8 都道府県別ハザード分析

求人数と求職者数は、就職した人にとっては就職 1ヶ月前、そうでない人にとっては2006年6月のものを使う。

	サーチ期間 求職開始日ー就職日、または2006年7月			サーチ期間 離職日ー就職日、または2006年7月		
	Cox	Weibull	log-linear	Cox	Weibull	log-linear
求人数 (対数)	0.381 ** (0.154)	0.399 ** (0.158)	-0.175 *** (0.098)	0.287 ** (0.131)	0.301 ** (0.136)	-0.282 ** (0.116)
求職者数 (対数)	-0.601 * (0.198)	-0.624 * (0.204)	0.173 (0.131)	-0.490 * (0.168)	-0.510 * (0.174)	0.284 *** (0.156)
求職時年齢 (対数)	-0.522 * (0.022)	-0.542 * (0.023)	-0.009 (0.017)	-0.381 * (0.021)	-0.392 * (0.022)	0.157 * (0.016)
独身男性	0.528 * (0.031)	0.533 * (0.032)	0.119 * (0.014)	0.560 * (0.030)	0.570 * (0.030)	0.102 * (0.014)
独身女性	0.468 * (0.024)	0.472 * (0.024)	0.008 (0.014)	0.518 * (0.023)	0.529 * (0.024)	0.020 (0.014)
既婚男性	0.869 * (0.034)	0.880 * (0.034)	0.257 * (0.019)	0.878 * (0.033)	0.891 * (0.033)	0.291 * (0.019)
教育年数 (対数)	0.358 * (0.041)	0.371 * (0.042)	-0.247 * (0.031)	0.399 * (0.037)	0.415 * (0.038)	-0.111 * (0.034)
前職年数 (対数)	-0.127 * (0.009)	-0.131 * (0.009)	-0.041 * (0.005)	-0.163 * (0.007)	-0.163 * (0.007)	-0.119 * (0.007)
前職賃金 (対数)	0.041 ** (0.018)	0.041 ** (0.018)	0.021 (0.017)	0.044 ** (0.018)	0.045 ** (0.018)	-0.033 *** (0.019)
雇用保険タイプ						
自発120日	-0.028 ** (0.014)	-0.029 ** (0.014)	-0.098 * (0.016)	-0.024 *** (0.014)	-0.024 (0.014)	-0.151 * (0.015)
自発150日	-0.169 * (0.028)	-0.177 * (0.028)	-0.267 * (0.016)	-0.153 * (0.028)	-0.153 * (0.028)	-0.265 * (0.017)
非自発90日	0.038 *** (0.021)	0.035 (0.022)	-0.063 * (0.019)	0.013 (0.022)	0.016 (0.022)	-0.187 * (0.018)
非自発120日	0.203 * (0.049)	0.208 * (0.051)	-0.134 * (0.046)	0.239 * (0.049)	0.247 * (0.050)	-0.116 * (0.037)
非自発180日	0.127 * (0.027)	0.125 * (0.028)	-0.212 * (0.023)	0.107 * (0.026)	0.112 * (0.026)	-0.278 * (0.020)
非自発240日	0.087 * (0.033)	0.084 ** (0.034)	-0.221 * (0.034)	0.116 * (0.032)	0.120 * (0.033)	-0.199 * (0.030)
非自発240日以上	0.079 * (0.029)	0.072 ** (0.030)	-0.207 * (0.042)	0.118 * (0.029)	0.120 * (0.029)	-0.155 * (0.043)
con		-1.829 * (0.572)	-3.535 * (0.438)		-2.730 * (0.488)	-3.870 * (0.568)
dependency		0.940			0.963	
log-likelihood	-673426.7	-150362.1		-810192.5	-174350.8	
Wald Chi2	4599.96	4774.58		5182.39	5130.28	
F値			110.74			382.52
サンプル数	119115	119115	59953	135347	135347	71184

\* 1 % \*\* 5 % \*\*\*10% significant

えないといえる。求職者に対する外部性の効果は小さいと判断できる。これから求職活動を始める人にとっては求職開始時点、または離職時点での求人数や求職者数の変化は就職確率に変化を与えないことがわかる。

それでは、就職 1ヶ月前のローカル労働市場の状況はどのように就職確率に影響をあたえるだろうか。図表 3 - 3 - 8 はその結果を示す。観察期間内に就職していない求職者の場合はデータの打ち切り時点 (2006年 7月) の 1ヶ月前のローカル労働市場の求人数と求職者数

を使用する。Cox分析とWeibull分析によれば、図表3 - 3 - 7に比べて係数値が大きくなり、そして有意性も高くなった。就業する直前の求人数や求職者の変化は就業確率に大きな影響を与え、求職者にとっての外部性は大きくなる。求職開始あるいは離職時点での求人数や求職者数の変化は就業確率に変化を与えないことがわかる。図表3 - 3 - 8でも、マッチング関数が収穫一定である、という帰無仮説は有意に棄却される。求人数と求職者数の係数から、この定式化においてもマッチング関数の性質は収穫逓減となっている。

図表3 - 3 - 9 ハローワーク別ハザード分析

求人数と求職者数は、各ハローワークの2005年平均のものを使用する。

	サーチ期間 求職開始日ー就職日、または2006年7月			サーチ期間 離職日ー就職日、または2006年7月		
	Cox	Weibull	log-linear	Cox	Weibull	log-linear
求人数 (対数)	0.061 ** (0.024)	0.064 * (0.025)	0.066 * (0.011)	0.064 * (0.025)	0.064 ** (0.025)	0.046 * (0.009)
求職者数 (対数)	-0.192 * (0.028)	-0.197 * (0.029)	-0.109 * (0.013)	-0.199 * (0.028)	-0.204 * (0.029)	-0.097 * (0.011)
求職時年齢 (対数)	-0.518 * (0.018)	-0.538 * (0.018)	-0.013 (0.017)	-0.456 * (0.017)	-0.472 * (0.018)	0.008 (0.013)
独身男性	0.524 * (0.018)	0.528 * (0.018)	0.126 * (0.015)	0.598 * (0.018)	0.613 * (0.018)	0.103 * (0.011)
独身女性	0.469 * (0.014)	0.473 * (0.014)	0.013 (0.013)	0.550 * (0.014)	0.567 * (0.014)	0.025 ** (0.010)
既婚男性	0.871 * (0.018)	0.882 * (0.019)	0.269 * (0.016)	0.948 * (0.018)	0.971 * (0.019)	0.261 * (0.013)
教育年数 (対数)	0.406 * (0.031)	0.420 * (0.032)	-0.268 * (0.030)	0.429 * (0.031)	0.453 * (0.032)	-0.165 * (0.023)
前職年数 (対数)	-0.122 * (0.006)	-0.125 * (0.006)	-0.049 * (0.005)	-0.115 * (0.006)	-0.117 * (0.006)	-0.023 * (0.004)
前職賃金 (対数)	0.049 * (0.013)	0.049 * (0.014)	0.000 (0.012)	0.039 * (0.013)	0.040 * (0.014)	-0.006 (0.010)
雇用保険タイプ						
自発120日	-0.034 ** (0.017)	-0.035 ** (0.017)	-0.096 * (0.016)	-0.022 (0.017)	-0.020 (0.017)	-0.060 * (0.013)
自発150日	-0.169 * (0.022)	-0.177 * (0.022)	-0.267 * (0.017)	-0.144 * (0.022)	-0.144 * (0.023)	-0.148 * (0.014)
非自発90日	0.022 (0.019)	0.018 ** (0.020)	-0.053 * (0.018)	0.078 * (0.020)	0.080 * (0.021)	0.064 * (0.015)
非自発120日	0.191 * (0.049)	0.195 * (0.051)	-0.119 ** (0.047)	0.246 * (0.050)	0.258 * (0.052)	-0.007 (0.039)
非自発180日	0.096 * (0.027)	0.093 * (0.028)	-0.194 * (0.024)	0.148 * (0.028)	0.153 * (0.028)	-0.041 ** (0.020)
非自発240日	0.077 ** (0.031)	0.072 ** (0.032)	-0.211 * (0.029)	0.127 * (0.032)	0.134 * (0.033)	-0.068 * (0.025)
非自発240日以上	0.056 *** (0.031)	0.048 (0.032)	-0.203 * (0.031)	0.103 * (0.033)	0.106 * (0.033)	-0.050 *** (0.027)
con		-3.351 * (0.157)	-2.951 * (0.140)		-4.801 * (0.159)	-3.706 * (0.112)
dependency		0.936			1.106	
log-likelihood	-636154.3	-143350		-638946.7	-134597.8	
Wald Chi2	6637.32	6722.15		6590.83	6563.28	
F値			90.45			110.56
サンプル数	113219	113219	56827	113363	113363	56849

\* 1 % \*\* 5 % \*\*\*10% significant

注) ハローワーク別、月別の求人数と求職者数はないので、2005年平均を使う。

## ハローワーク別の推定結果

次に労働市場の地理的範囲をより狭く考えたハローワーク別の推定結果を図表3-3-9に示す。全体的に、主な推定結果は図表3-3-7のそれと同じである。求人数は有意にプラスであり、求職者数は有意にマイナスと予想通りの結果を得た。しかし、両者の係数値の差はそれほど大きくない。特に求人数の係数値は非常に小さい。求職者に対する外部性の効果は限定的だといえる。これはハローワーク毎の求人数と求職者数を月別に説明変数として得ることができず、求人数と求職者に2005年平均を使用していることに起因すると考えられる。期間内に就業したサンプルに限定したlog-linear分析では、求人数・求職者数両方の係数値は増加する。観察期間内で早く就業する人にとって求職開始時点のローカル労働市場状況の変化は就業確率に大きな影響を与えられとされる。図表3-3-7、図表3-3-8と同様に、マッチング関数が収穫一定である、という帰無仮説は有意に棄却された。

## マッチング関数のシフト要因の分解

ここまで示してきたように、図表3-3-7から図表3-3-9を通じてほぼ同じ結果を得た。サーチ開始時点の年齢は有意にマイナスとなり、年齢が高くなるほど就職確率は低下する。既婚女性に比べて独身男性、既婚男性、独身女性の就職確率は高い。既婚女性の場合、夫の収入がもたらす保証所得が高いので、サーチ努力水準が低く、留保賃金が高くなる。その結果、就職確率は低くなる。教育年数や前職賃金が高いほど、すなわち労働生産性が高い求職者ほど早く就職することがわかる。前職の在職期間が長いほど就職確率は低くなる結果

図表3-3-10 都道府県別ハザード分析（地域別）

	サ一子期間 求職開始日一就職日、または2006年7月			サ一子期間 離職日一就職日、または2006年7月		
	Cox	Weibull	log-linear	Cox	Weibull	log-linear
中部地方						
求人数 (対数)	-0.464 *	-0.441 *	0.128 (0.105)	-0.379 *	-0.385 *	-0.052 (0.082)
求職者数 (対数)	0.459 *	0.429 *	-0.119 (0.164)	0.358 *	0.360 *	0.144 (0.108)
近畿地方						
求人数 (対数)	0.163 (0.352)	0.213 (0.347)	0.413 ** (0.126)	0.370 (0.290)	0.373 (0.298)	-0.021 (0.065)
求職者数 (対数)	-0.245 (0.407)	-0.302 (0.401)	-0.442 ** (0.150)	-0.469 (0.324)	-0.474 (0.334)	0.030 (0.067)
首都圏						
求人数 (対数)	-1.445 *	-1.106 *	1.075 ** (0.193)	-0.739 *	-0.721 *	-0.096 (0.243)
求職者数 (対数)	2.268 *	1.716 *	-1.727 * (0.270)	1.113 *	1.083 *	0.185 (0.396)
その他						
求人数 (対数)	0.148 *** (0.086)	0.156 *** (0.088)	0.128 * (0.026)	0.147 *** (0.082)	0.150 ** (0.076)	0.080 ** (0.030)
求職者数 (対数)	-0.235 * (0.081)	-0.243 * (0.083)	-0.146 * (0.023)	-0.203 * (0.069)	-0.230 * (0.069)	-0.097 * (0.032)

\* 1% \*\* 5% \*\*\*10% significant

中部（静岡、愛知、岐阜、三重） 近畿（滋賀、奈良、京都、和歌山、大阪、兵庫） 首都圏（千葉、埼玉、東京、神奈川）

図表3 - 3 - 11 都道府県別ハザード分析（地域別）

	サーチ期間 求職開始日－就職日、または2006年7月			サーチ期間 離職日－就職日、または2006年7月		
	Cox	Weibull	log-linear	Cox	Weibull	log-linear
中部地方						
求人数 (対数)	1.242 (0.836)	1.342 (0.887)	-1.772 (0.811)	0.758 (0.702)	0.853 (0.732)	-2.127 (0.933)
求職者数 (対数)	-1.742 *** (0.946)	-1.872 *** (1.012)	2.249 (1.124)	-1.127 (0.777)	-1.254 (0.812)	2.728 (1.296)
近畿地方						
求人数 (対数)	1.131 *** (0.651)	1.184 *** (0.647)	-2.535 *** (1.107)	0.683 (0.698)	0.752 (0.684)	-2.945 *** (1.140)
求職者数 (対数)	-1.355 *** (0.700)	-1.416 ** (0.696)	2.774 *** (1.332)	-0.855 (0.747)	-0.933 (0.731)	3.220 *** (1.384)
首都圏						
求人数 (対数)	4.218 (2.671)	4.462 *** (2.594)	-5.036 * (0.334)	2.674 (2.832)	2.931 (2.703)	-5.912 * (0.330)
求職者数 (対数)	-6.702 (4.288)	-7.085 *** (4.174)	8.023 * (0.536)	-4.275 (4.521)	-4.682 (4.323)	9.428 * (0.532)
その他						
求人数 (対数)	0.518 * (0.131)	0.537 * (0.135)	-0.100 (0.069)	0.420 * (0.115)	0.436 * (0.118)	-0.188 ** (0.070)
求職者数 (対数)	-0.609 * (0.173)	-0.629 * (0.179)	0.026 (0.082)	-0.512 * (0.144)	-0.528 * (0.149)	0.112 (0.103)

\* 1 % \*\* 5 % \*\*\*10% significant

中部（静岡、愛知、岐阜、三重）、近畿（滋賀、奈良、京都、和歌山、大阪、兵庫）、首都圏（千葉、埼玉、東京、神奈川）

図表3 - 3 - 12 ハローワーク別ハザード分析（地域別）

	サーチ期間 求職開始日－就職日、または2006年7月			サーチ期間 離職日－就職日、または2006年7月		
	Cox	Weibull	log-linear	Cox	Weibull	log-linear
中部地方						
求人数 (対数)	-0.139 ** (0.069)	-0.137 ** (0.072)	0.031 (0.046)	-0.128 *** (0.069)	-0.132 *** (0.071)	0.018 (0.037)
求職者数 (対数)	0.123 (0.090)	0.122 (0.093)	-0.052 (0.058)	0.094 (0.089)	0.097 (0.092)	-0.056 (0.046)
近畿地方						
求人数 (対数)	0.074 (0.054)	0.075 (0.055)	0.056 *** (0.030)	0.074 (0.055)	0.075 (0.057)	0.033 (0.025)
求職者数 (対数)	-0.169 * (0.063)	-0.172 * (0.064)	-0.084 ** (0.039)	-0.171 * (0.063)	-0.174 * (0.065)	-0.068 ** (0.032)
首都圏						
求人数 (対数)	-0.054 (0.038)	-0.053 (0.039)	-0.002 (0.027)	-0.053 (0.038)	-0.056 (0.038)	0.000 (0.022)
求職者数 (対数)	-0.013 (0.048)	-0.016 (0.050)	0.006 (0.040)	-0.015 (0.048)	-0.015 (0.049)	0.004 (0.032)
その他						
求人数 (対数)	0.139 * (0.029)	0.143 * (0.029)	0.084 * (0.015)	0.144 * (0.029)	0.147 * (0.030)	0.067 * (0.013)
求職者数 (対数)	-0.241 * (0.034)	-0.247 * (0.035)	-0.133 * (0.016)	-0.250 * (0.034)	-0.256 * (0.035)	-0.121 * (0.014)

\* 1 % \*\* 5 % \*\*\*10% significant

中部（静岡、愛知、岐阜、三重）、近畿（滋賀、奈良、京都、和歌山、大阪、兵庫）、首都圏（千葉、埼玉、東京、神奈川）

となった。

### 地域別の推定結果

最後に、図表3 - 3 - 10から図表3 - 3 - 12を用いて地域別の分析を報告する。中部地方

と首都圏は全体の結果と大きく異なる。図表3 - 3 - 10と図表3 - 3 - 12から、有意性は低いですが、予想に反して求人がマイナスになり、求職者がプラスとなった。他の地域よりも高い成長率で景気回復したこれらの地域では、労働需要過多と考えられる。したがって、今後の就職状況を楽観視して、これから求職活動を始める労働者はじっくりと時間を掛けて求職活動すると考えられる。

### 3.6 まとめ

本節で得られた結果とその含意を要約する。(1) 近隣地域の求人数増加に伴い、求職者にとって失業からの退出確率は上昇し、求職者数増加に伴い失業からの退出確率は低下する。(2) サーチ期間が長くなるにつれて失業から退出しにくくなる。(3) 求人数と求職者数の係数が統計的に等しくないことから、マッチング関数は求人数や求職者数に対して収穫一定ではなく、収穫逦減に近い。つまり求人数と求職者数が2倍になっても、就職件数は2倍以下しか増加しない。(4) 教育年数や前職賃金が高いほど、すなわち労働生産性が高い求職者ほど早く就職する。(5) 前職の在職期間が長いほど就職確率は低くなる。

## 4. 雇用保険の基本手当が失業期間に与える影響

### 4.1 研究目的と実証分析の枠組み

ここでは失業給付の延長と失業期間との関係を理論的に記述したMortensen (1977) の含意を、マイクロデータを用いて検証する。Mortensen (1977) を始めとして多くの理論的研究によれば海外における状況として失業保険の給付期間の延長は失業からの退出確率を小さくし、結果として失業期間を長くすることにつながる。そして失業給付が切れる直前に多くの失業者が失業状態から退出する、という「スパイク」現象が観察されることが推測されている。この「スパイク」現象はその後多数の実証研究によって示されてきた。多くの失業給付受給者が給付終了直前まで求職活動を行い、再就職してゆく現象を理論的に説明し、また実証的に頑健な形で明らかにすることは、これまで失業者行動の分析の根幹をなしており、現在も精力的に実証研究の蓄積、理論の拡張が続けられている。失業者行動に関する先端的な実証分析を広く網羅した小原 (2007) によれば、多くの実証分析は「雇用保険の基本手当受給者は非受給者に比べて再就職率が低い(失業期間が長い、または失業から退出しにくい)」こと、「雇用保険の基本手当額の増加が再就職率を低下させる(失業期間を長くする、または失業から退出しにくくなる)」こと、そして「給付終了直前に再就職率が急に高まる(失業から退出しやすくなる)」ことの仮説検証に力を注いでいる。雇用保険の基本手当が失業期間に与える影響に関して、国や時代が異なれば雇用保険制度が異なるし、同じ国内でも地域が異なれば労働市場の逼迫度が異なるため、それらの推定結果にはばらつきがある。ここに日本の雇用保険の基本手当の特徴と全国規模の大量データを活用した本節の研究目的がある。本節では次の2つを研究する。第一に雇用保険の基本手当の支給残日数を詳細に見るこ

とで「給付終了直前のどの時点で再就職率が急に高まる(失業状態から退出するようになる)のか」を調べる。同時に労働市場の逼迫度が異なれば、給付終了直前に再就職率を高める程度も果たして異なるのかどうかを検証する。また給付終了直後においても再就職しなかった失業者の場合、給付終了前の期間と給付終了後の期間では職探し努力が異なると考えられるため、再就職行動に関する雇用保険の基本手当終了前後の非対称性を考慮した分析を行う。第二の研究目的として離職理由によっても、また同じ離職理由でもその離職する際の年齢によって雇用保険の基本手当の所定給付日数が異なるという制度的な特徴を利用し、雇用保険の基本手当の所定給付日数と離職時の年齢の違いが失業期間の違いをどれだけ説明できるかを調べる。なお、求職者が求職活動を行っている地域における労働市場の逼迫度の差や、求職者の能力の差などによる就職困難度の差が再就職確率(失業期間)に与える影響は、年齢や教育年数、性別、前職の賃金水準や勤続年数、失業率といった説明変数で捉えられるものとする。これらの異質性を考慮した上で、失業給付が再就職率、よって失業期間に与える影響を分析する。求職者の性格や能力等の内面的要因が引き起こす就職可能性の高低や家庭の家計環境等による逼迫度の差は説明できない可能性はある。ただし、これらが注目変数である所定給付日数と相関している可能性は低い。

実証分析の枠組みは基本的にMoffit(1985)、Meyer(1990)、そして大阪府の転職経験者を調査した小原(2002)および東京都の失業経験者を調査した小原(2004)に基づく。具体的にはセミパラメトリック・モデルの代表例として使われているCox比例ハザードモデルを用いて失業状態からの退出率を推定する。もちろん求職者間には、データに記録されていない異質性や時間に伴って変化する属性が存在するため、これらに関してパラメトリックな仮定を設定し、これらの通常観察されない変数の影響を柔軟な形で考慮した方法もあろう。本節では雇用保険の基本手当終了直前に失業からの退出率が急に高まるという行動に焦点を当てたいので、これら雇用保険の基本手当の支給残日数といった時間に伴って変化する変数の影響について強い仮定を設定せずに非常に一般的な条件の下で雇用保険の基本手当の支給残日数の影響を推定したい。ここでは時間に伴って変化する雇用保険の基本手当の支給残日数の影響のみをノンパラメトリックな形で推定し、その他の時間に伴って変化しにくい変数に関してパラメトリックに推定することが出来るセミパラメトリック・モデルの代表例であるCox比例ハザードモデルを採用する。

被説明変数は2005年8月に離職した失業者がその後の標本期間のある時点において残存している母集団全体(つまり失業者プール)から退出する確率とする。求職時年齢、性別、教育年数、前職勤続年数、前職賃金、地域の有効求人倍率(求職時または離職時)を説明変数として用いて標本を同一化させながら雇用保険の基本手当制度の影響を推測する。ここでは失業期間として次の2つを定義した。一つは求職開始日と就職日の差である。もう一つは離職日と就職日の差である。前者は離職時点にこだわらず、実際に求職活動を開始し、再就職にいたるまでの期間を失業期間または職探し期間と考えたもので、もう一方は離職したその

時点から職探しが始まると考え、再就職にいたるまでの期間を失業期間として取り扱ったものである。

#### 4.2 記述統計

推定の詳細に入る前に変数の定義（図表3-4-1）と変数の要約統計量を簡単に示す。ここで特に確認しておきたい事柄は労働市場の逼迫度に応じて、失業期間と再就職率が地域間で極めて大きく異なる点である。図表3-4-2に失業期間として求職開始日と再就職日の差で定義した標本の記述統計を示し、図表3-4-3に失業期間として離職日と再就職日の差で定義した標本の記述統計を示した。図表3-4-2は求職時点の有効求人倍率を、図表3-4-3は離職時点の有効求人倍率をそれぞれ用いて、各四分位の記述統計を示している。正確には毎月の有効求人倍率の変動よりも、地域間の差異の方が大きいので、ここでは有効求人倍率を労働市場の地理的な差を示す地域変数として扱う。

最初に求職時点の有効求人倍率の分布で見て、5%分位点未満、つまり極端に有効求人倍率が低く求職者にとって不利な労働市場と、95%分位点以上、つまり極端に有効求人倍率が高く、求職者にとって有利な労働市場の間には平均失業期間が約60日異なっていることが分かる。再就職率で見ても約35%異なる。失業期間と再就職率の標準偏差には特に大きな地域差は見られない。次に離職時点の有効求人倍率の分布で見て5%分位点未満の労働市場と95%分位点以上の労働市場の間には平均失業期間が約80日、再就職率が約36%異なる。これらの単純な記述統計でも有効求人倍率が極めて高い地域では求職者は到来する仕事の条件に関して、より選択的になり失業期間が延び、再就職率が低くなっていることが分かる。こうした地域では求職者が求職開始、または離職直後に求人企業と出会い再就職を決めるという姿よりも、求職時または離職時の労働市場を見て、近い将来もこの求人倍率が継続することを予期して、より好条件の仕事を追求しようという姿が推測される。

求職時年齢にはあまり差が見られないが、求職時点で最も有効求人倍率の低い地域では平均37才（標準偏差12.3）、求職時点で最も有効求人倍率の高い地域では平均39.5才（標準偏差

図表3-4-1 使用する変数の定義

変数名	定義
失業期間(求職日と再就職日の差)	求職日と再就職日の差をとる(未完結標本については求職日とデータ打ち切り日)
失業期間(離職日と再就職日の差)	離職日と再就職日の差をとる(未完結標本については離職日とデータ打ち切り日)
再就職した	失業から脱して再就職していれば1をとるダミー変数
求職時年齢	求職者の再就職時の年齢
前職勤続日数	求職者の前職における勤続日数
前職賃金(月)	求職者の前職における月収(千円)
所定給付日数	失業給付の所定内給付日数
訓練を受けた	求職期間中に訓練を受けていれば1となる変数
男性	求職者が男性ならば1となる変数
既婚	求職者が既婚ならば1となる変数
教育年数	求職者の教育年数(学歴より計算)
有効求人倍率(求職開始時の場合)	求職開始月の有効求人倍率(県別、月別データ)
有効求人倍率(離職時の場合)	離職月の有効求人倍率(県別、月別データ)

図表3 - 4 - 2 求職時点の有効求人倍率の四分位で分けた要約統計量

失業期間として就職日と求職日の差を用いた

変数	5%分位点未満			5%分位点以上25%分位点未満			25%分位点以上中央値未満		
	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev
失業期間	6812	186.128	111.164	26691	171.258	111.919	38444	198.161	110.369
再就職した	6812	0.582	0.493	26691	0.631	0.483	38444	0.509	0.500
求職時年齢	6812	36.996	12.295	26691	38.671	12.709	38444	39.377	12.941
既婚	6812	0.450	0.498	26691	0.484	0.500	38444	0.508	0.500
教育年数	6812	12.275	1.773	26691	12.451	1.886	38444	12.771	2.008
前職勤続日数	6812	1823.307	2381.038	26691	2169.945	2693.125	38444	2470.785	3034.463
前職賃金(月)	6769	165.302	75.098	26413	169.043	79.138	37640	186.533	118.649
前職賃金(月・対数)	6769	5.028	0.401	26413	5.044	0.418	37640	5.127	0.449
所定給付日数	6812	114.046	53.097	26691	120.490	58.555	38444	121.866	58.771
求職時求人倍率	6812	0.453	0.058	26691	0.656	0.099	38444	0.850	0.058
訓練を受けた	6812	0.088	0.283	26691	0.087	0.282	38444	0.084	0.277
残り日数が45日以上	6812	0.183	0.387	26691	0.216	0.411	38444	0.166	0.372
残り日数が31日以上44日未満	6812	0.051	0.221	26691	0.046	0.209	38444	0.040	0.196
残り日数が15日以上31日未満	6812	0.047	0.211	26691	0.055	0.228	38444	0.038	0.191
残り日数が14日以下	6812	0.040	0.195	26691	0.050	0.219	38444	0.038	0.192
終了後14日以下	6812	0.031	0.173	26691	0.044	0.205	38444	0.029	0.169
終了後15日以上30日未満	6812	0.021	0.144	26691	0.031	0.173	38444	0.024	0.152
終了後31日以上44日未満	6812	0.024	0.153	26691	0.022	0.147	38444	0.021	0.142
終了後45日以上	6812	0.603	0.489	26691	0.536	0.499	38444	0.644	0.479
変数	中央値以上75%分位点未満			75%分位点以上95%分位点未満			95%分位点以上		
	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev
失業期間	39116	199.541	112.368	25352	198.752	104.851	13976	243.228	95.526
再就職した	39116	0.480	0.500	25352	0.561	0.496	13976	0.238	0.426
求職時年齢	39116	39.276	12.978	25352	39.384	12.978	13976	39.472	13.113
既婚	39116	0.492	0.500	25352	0.495	0.500	13976	0.481	0.500
教育年数	39116	12.869	2.034	25352	12.918	2.085	13976	13.161	2.168
前職勤続日数	39116	2486.517	3093.242	25352	2572.745	3128.481	13976	2659.158	3254.008
前職賃金(月)	38183	196.567	134.109	24775	191.859	106.412	13571	206.146	104.116
前職賃金(月・対数)	38183	5.181	0.443	24775	5.160	0.449	13571	5.231	0.445
所定給付日数	39116	120.021	56.764	25352	120.076	55.817	13976	119.369	54.838
求職時求人倍率	39116	1.041	0.075	25352	1.302	0.147	13976	1.572	0.110
訓練を受けた	39116	0.077	0.267	25352	0.105	0.306	13976	0.068	0.252
残り日数が45日以上	39116	0.157	0.364	25352	0.131	0.337	13976	0.079	0.269
残り日数が31日以上44日未満	39116	0.039	0.194	25352	0.035	0.183	13976	0.022	0.146
残り日数が15日以上31日未満	39116	0.042	0.201	25352	0.039	0.193	13976	0.022	0.146
残り日数が14日以下	39116	0.040	0.196	25352	0.038	0.192	13976	0.029	0.169
終了後14日以下	39116	0.031	0.175	25352	0.037	0.189	13976	0.010	0.097
終了後15日以上30日未満	39116	0.023	0.151	25352	0.028	0.165	13976	0.006	0.077
終了後31日以上44日未満	39116	0.020	0.139	25352	0.025	0.157	13976	0.009	0.096
終了後45日以上	39116	0.647	0.478	25352	0.667	0.471	13976	0.823	0.381

13.1) である。離職時点での有効求人倍率で見た場合も結果は変わらない。教育年数は有効求人倍率の低い5%分位点未満の地域では12.28(標準偏差1.75)、有効求人倍率の高い95%分位点以上の地域では13.15(標準偏差2.16)という違いがあり、有効求人倍率の高い95%分位点以上の地域は教育年数が高いものの、そのばらつきは大きく、様々な技能を持つ労働者が集まっていることが分かる。この傾向は離職時点の有効求人倍率を用いたときも変わらない。前職勤続日数には大きな違いがある。有効求人倍率の低い5%分位点未満の地域では1823日(標準偏差2381日)であるのに対して、有効求人倍率の高い95%分位点以上の地域は2659日(標準偏差3254日)であり、平均して前職勤続日数に約2年半の差がある。ただし有効求人倍率の高い地域では前職勤続日数の標準偏差が極めて大きく、多様な求職者が共存していることが分かる。有効求人倍率の高い地域では前職賃金が高く、前職賃金が留保賃金を規定していると考えられるため、高い賃金を提示する仕事は賃金分布の中でごく限られていることを考えると、第一に高い前職賃金がある地域で失業期間が長いことを説明する。雇用保険の基本手当を受給できる日数を示す所定給付日数についても地域差は大きく見られず、その差は一週間以内に収まるが、有効求人倍率の高い地域で給付日数が長い。

図表3 - 4 - 3 離職時点の有効求人倍率の四分位で分けた要約統計量

失業期間として就職日と離職日の差を用いた

変数	5%分位点未満			5%分位点以上25%分位点未満			25%分位点以上中央値未満		
	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev
失業期間	8064	199.555	119.790	31284	188.874	118.446	43613	219.129	116.296
再就職した	8064	0.618	0.486	31284	0.654	0.476	43613	0.532	0.499
求職時年齢	8064	36.592	12.170	31284	38.302	12.604	43613	39.062	12.849
教育年数	8064	12.282	1.755	31284	12.473	1.875	43613	12.787	2.000
前職勤続日数	8061	1595.483	2282.769	31280	1911.419	2610.233	43604	2248.811	2972.522
所定給付日数	8064	96.484	63.856	31284	102.932	68.800	43613	107.557	67.724
求職時求人倍率	8064	0.454	0.061	31284	0.660	0.095	43613	0.850	0.054
訓練を受けた	8064	0.074	0.262	31284	0.074	0.263	43613	0.074	0.262
残り日数が45日以上	6823	0.182	0.386	26729	0.216	0.411	38496	0.166	0.372
残り日数が31日以上44日未満	6823	0.051	0.221	26729	0.046	0.209	38496	0.040	0.196
残り日数が15日以上31日未満	6823	0.047	0.211	26729	0.055	0.228	38496	0.038	0.191
残り日数が14日以下	6823	0.040	0.195	26729	0.050	0.219	38496	0.039	0.192
終了後14日以下	6823	0.031	0.173	26729	0.044	0.205	38496	0.029	0.169
終了後15日以上30日未満	6823	0.021	0.144	26729	0.031	0.173	38496	0.024	0.152
終了後31日以上44日未満	6823	0.024	0.153	26729	0.022	0.147	38496	0.021	0.142
終了後45日以上	6823	0.604	0.489	26729	0.536	0.499	38496	0.644	0.479
	中央値以上75%分位点未満			75%分位点以上95%分位点未満			95%分位点以上		
変数	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev	Obs	Mean	Std. Dev
失業期間	44004	221.576	117.990	28234	223.599	107.114	15317	274.089	96.612
再就職した	44004	0.501	0.500	28234	0.573	0.495	15317	0.253	0.435
求職時年齢	44004	39.026	12.916	28234	39.178	12.902	15317	39.342	13.091
教育年数	44004	12.872	2.030	28234	12.929	2.083	15317	13.147	2.165
前職勤続日数	43997	2283.626	3036.191	28232	2380.234	3075.090	15315	2505.939	3225.081
所定給付日数	44004	106.828	65.408	28234	107.943	64.092	15317	109.122	62.257
求職時求人倍率	44004	1.037	0.080	28234	1.300	0.147	15317	1.555	0.125
訓練を受けた	44004	0.069	0.253	28234	0.094	0.292	15317	0.063	0.242
残り日数が45日以上	39168	0.157	0.364	25388	0.131	0.337	13998	0.079	0.269
残り日数が31日以上44日未満	39168	0.039	0.194	25388	0.035	0.183	13998	0.022	0.146
残り日数が15日以上31日未満	39168	0.042	0.201	25388	0.039	0.193	13998	0.022	0.146
残り日数が14日以下	39168	0.040	0.196	25388	0.038	0.191	13998	0.029	0.169
終了後14日以下	39168	0.031	0.175	25388	0.037	0.189	13998	0.010	0.098
終了後15日以上30日未満	39168	0.023	0.150	25388	0.028	0.165	13998	0.006	0.077
終了後31日以上44日未満	39168	0.020	0.139	25388	0.025	0.157	13998	0.009	0.096
終了後45日以上	39168	0.647	0.478	25388	0.668	0.471	13998	0.823	0.381

前職勤続日数の地域差が第一にこれを強く説明すると考えられる。

#### 4.3 雇用保険の基本手当の支給残日数と終了後経過日数が失業からの退出に与える影響

小原(2002)で明らかにされた「雇用保険の基本手当終了間近の駆け込み就職」という現象が大量データを用いて頑健な形で示されるだろうか。ここでは雇用保険の基本手当の支給残日数が失業からの退出に与える影響について基本的な推定結果を報告する。本節の推定で用いるモデルでは、データには記録されていない求職者間の異質性、さらに時間に伴って変化する求職者属性、労働市場の特性をパラメトリックな形で十分考慮することができないため、それらは説明変数に十分吸収されていると仮定して推定を行う。ただし、労働市場間の異質性と求職者年齢間の異質性についてはより慎重に考察した。第3節で行ったように地理的に労働市場の逼迫度によって失業期間が明確に異なることが視覚的にも、また厳密なマッチング関数の推定でも明らかとなったので、ここで雇用保険の基本手当の支給残日数の影響に関する推定を行う際にも地域別に分析を行い、失業期間に影響を与えうる地理的な異質性を考慮した。同様に特定の年齢層によっては、失業期間中に人的資本の陳腐化が進行する速度が他の年齢層に比べて特に速い、といった点を考慮するために年齢層別の分析を行い、失業期間に影響を与えうる年齢層間の異質性を考慮した。

## 全国の推定結果

失業からの退出確率に関する推定結果を図表3 - 4 - 4に示す。失業期間として求職日と再就職日の差をとったもの、離職日と再就職日の差をとったものの2つを用いた。ここでは支給残日数を給付が切れる時点の前後で合計8つに区分し、それぞれの区分を用いてダミー変数を作成し、推計に利用した。既存研究と比べて本節の統計的推測がユニークなのは支給残日数の情報と給付終了後の経過日数の情報を同時に利用し、これまで研究の蓄積が少なかった給付終了後における失業行動の詳細を報告していることである。雇用保険の基本手当の支給残日数に関して、基本的な推定結果は雇用保険の基本手当の支給残日数が15日以上30日未満のグループ、残り日数が14日以下のグループのハザード比の推定値を報告している。雇用保険の基本手当の支給終了後の経過日数に関して、基本的な推定結果は雇用保険の基本手当の支給終了後の経過日数が14日以下のグループ、終了後15日以上30日未満のグループのハザード比の推定値を報告している。先行研究と同じく残り日数が1か月であるグループ、ここでは残り日数が15日以上30日未満のグループは残り日数が1か月以上であるグループよりもハザード比は高い。ただし、残り日数が14日以下のグループのハザード比は残り日数が15日以上30日未満のグループのハザード比に比べて半分以下に低下する。残り日数が1か月を切った求職者が皆、給付終了後に向けて単調にハザード比を高めていく、というよりは残り1か月を切った直後にハザード比が高まるグループとそうではないグループの2つが混在していることを示している。残り日数が同じグループの間でも失業からの退出確率には大きな差が存在している。給付終了後の経過日数はどうであろうか。どちらの推定式でも給付終了直後、ここでは終了後14日以下のグループでハザード比が高まる。その後、給付終了後日数の経過とともにハザード比が低下し続ける。給付終了後日数が経過してゆくにつれてハザード比が反転することはない。こうして給付終了後日数の経過とともに失業からの退出確率が低下を続け、失業の長期化が進行する。

ただし、ここまで述べた推定には一つ問題点がある。支給残日数あるいは給付終了後日数は教育年数や求職日（離職日）の有効求人倍率などの非時間依存変数とは異なり、全ての説明変数を時間に依存しない変数として取り扱った図表3 - 4 - 4の推定のみでは雇用保険の基本手当の支給残日数がなくなる直前に多くの求職者が失業から退出する「スパイク」現象について正確な値を示すことが出来ない。経過時間に依りて雇用保険の基本手当の影響が異なることが予想される。つまり時間の経過に伴い給付残り日数が減るため、支給残日数が時間依存変数であることを十分考慮した推定が必要となる。図表3 - 4 - 5は時間に伴って雇用保険の基本手当の影響が異なってくることに注意した推定結果を示している。Coxのproportional hazard modelでは通常hazard関数を個人属性などの説明変数とベースラインハザードの積で定式化するが、時間依存変数を取り入れた場合にはhazard関数をベースラインハザードと時間依存変数を含めた説明変数の積として定式化する。

図表3 - 4 - 4 ハザード分析の基本的な推定結果

変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4909	0.0087	-40.06	0.5395	0.0088	-37.7
男性	1.3123	0.0260	13.72	1.3517	0.0272	14.96
既婚	0.9287	0.0112	-6.16	0.8918	0.0104	-9.83
教育年数(対数値)	1.2445	0.0660	4.12	1.2910	0.0671	4.92
非自発的離職	0.9705	0.0214	-1.36	1.0023	0.0232	0.1
前職賃金(対数)	1.1999	0.0164	13.31	1.1866	0.0165	12.3
有効求人倍率(対数)	0.9460	0.0669	-0.79	0.9446	0.0696	-0.77
残り日数が15日以上30日未満	5.4085	0.2154	42.39	5.7732	0.2489	40.67
残り日数が14日以下	2.1499	0.0952	17.29	2.2107	0.0995	17.62
終了後14日以下	3.4767	0.1228	35.29	3.5887	0.1330	34.47
終了後15日以上30日未満	2.9510	0.1176	27.15	2.9824	0.1245	26.17
Log pseudolikelihood	-865025.65			-868767.55		
Wald chi2(14)	9015.79			7569.17		
Number of obs	147349			147560		

図表3 - 4 - 5 ハザード分析の基本的な推定結果

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4846	0.0091	-38.47	0.5350	0.0091	-36.8
男性	1.3384	0.0281	13.88	1.3486	0.0271	14.91
既婚	0.9150	0.0113	-7.18	0.8837	0.0106	-10.3
教育年数(対数値)	1.2521	0.0680	4.14	1.2902	0.0677	4.85
非自発的離職	0.9941	0.0189	-0.31	1.0100	0.0213	0.47
前職賃金(対数)	1.1986	0.0163	13.31	1.1863	0.0162	12.5
有効求人倍率(対数)	0.9424	0.0697	-0.8	0.9399	0.0703	-0.83
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	12.6055	0.5111	62.5	39.3328	1.5278	94.54
残り日数が14日以下	5.5220	0.2540	37.15	10.7245	0.5028	50.6
終了後14日以下	9.9589	0.3527	64.9	15.7010	0.5880	73.53
終了後15日以上30日未満	7.7491	0.3137	50.58	7.7411	0.3023	52.4
Log pseudolikelihood	-866123.72			-861018.61		
Wald chi2(14)	20449.65			22960		
Number of obs	147349			147560		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4807	0.0090	-39.18	0.5228	0.0085	-39.68
男性	1.3360	0.0282	13.74	1.3428	0.0274	14.44
既婚	0.9146	0.0113	-7.23	0.8831	0.0107	-10.25
教育年数(対数値)	1.2458	0.0682	4.01	1.2708	0.0679	4.49
非自発的離職	0.9961	0.0190	-0.2	1.0113	0.0217	0.52
前職賃金(対数)	1.2037	0.0170	13.14	1.2012	0.0180	12.22
有効求人倍率(対数)	0.9428	0.0700	-0.79	0.9431	0.0716	-0.77
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	7.5064	0.2931	51.62	19.3272	0.8085	70.79
終了後1か月未満	8.8021	0.3039	63.01	11.5696	0.4307	65.77
Log pseudolikelihood	-866392.38			-862569.95		
Wald chi2(14)	17359.24			18643.69		
Number of obs	147349			147560		

残り日数が15日以上30日未満のグループのハザード比は残り日数が14日以下のグループのハザード比よりも高く、こうした正確な推定でも給付終了まで残り1か月を切ったグループ内に異質性が大きく残ることが分かる。給付終了後14日以下のグループではハザード比が再び上昇するものの、その効果は長く継続せずに給付終了後15日以上30日未満のグループのハザード比は再び低下する。失業期間の定義を変えても同じ傾向を得る。

主な結果をまとめると、次のようになるだろう。残り日数が1か月を切った時にハザード比はそれ以外のグループ「支給残り日数14日以下」、「給付終了後14日以下」及び「給付終了後

15日以上30日未満」と比べると高い。推定されたハザード比の大きさ、有意性は共にその他の説明変数と比べて極めて大きい。先行研究でも観察されたものと同様「駆け込み就職」が、ここでも極めて頑健な結果として得られた。これは、給付が切れる前にそれまで固執してきた留保賃金等について譲歩することが想定される。ただし、支給残日数が1か月を切ったグループを残り日数が14日間以上と以下で分けると、これらのグループ間ではハザード比が異なり、残り日数が14日以下のグループは残り日数が14日以上30日未満のグループの半分程度である。残り日数が1か月を切った「直後に」ハザード比を高めているグループが「駆け込み就職」の大半を説明する。給付終了後1か月以内にもハザード比は高まるが、その大きさは「支給残日数が1か月を切った「直後」にハザード比を高めているグループよりも小さい。給付終了後14日以下のグループのハザード比は給付終了後15日以上30日未満のグループのそれよりもやや大きく、給付終了後の経過日数が1か月のグループ内にも失業からの退出確率に差が生じている。雇用保険の基本手当の支給残日数に関して時間に依存しない定式化、そして完結標本のみを用いた失業期間の決定要因の推定結果に関しては付表を参照されたい。

#### 地域別の推定結果

日本全国をいくつかのブロックに分け、それを一つの共通の特徴を持った労働市場として、その共通の労働市場特性のもとで雇用保険の基本手当の支給残日数が失業からの退出に与える影響を推定した。関東を小さく考えた小関東圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）、関東を地理的に大きく考えた大関東圏（茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）、東海圏（岐阜県、静岡県、愛知県、三重県）、関西圏（滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県）、その他（関東圏、東海圏、関西圏のいずれにも含まれない道県）の5グループに全国の都道府県を分けた。図表3-4-6に約34000の標本点からなる小関東圏に関する結果を示している。図表3-4-6は雇用保険の基本手当の支給残日数の影響が時間に伴って変化することを考慮した推定となっており、全国標本を用いた図表3-4-5の推定結果と対応している。図表3-4-6によれば、失業期間として求職日と再就職日の差を用いたとき、受給者は雇用保険の基本手当支給残日数が1か月を切った時にハザード比が高まるものの、それは主に雇用保険の基本手当支給残日数が15日以上30日未満のグループの退出で説明される。雇用保険の基本手当支給残日数が14日以下のグループのハザード比が高まっているわけではない。時間と共にこの傾向は反転して、雇用保険の基本手当の支給終了後14日以下のグループで再びハザード比が高まり、雇用保険の基本手当の支給終了後15日以上30日未満のグループではハザード比が低下する。関東圏を小さく考えた場合でも、雇用保険の基本手当の支給終了1か月前に退出確率が急激に高まり、雇用保険の基本手当の支給終了直前と直後を細かくグループ分けしていくと、それらのグループの退出確率は一様ではなく、差があることが分かる。失業期間として離職日と再就職日の差を用いたとき、時間に伴って変化する残り日数の影響がハザード比率を大きく変えることが分かる。

図表3 - 4 - 6 ハザード分析の基本的な推定結果（小関東圏）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.5082	0.0181	-18.98	0.5353	0.0111	-30.11
男性	1.3010	0.0736	4.65	1.2993	0.0755	4.51
既婚	0.8784	0.0192	-5.94	0.8586	0.0145	-9.04
教育年数(対数値)	1.4393	0.1269	4.13	1.4369	0.1267	4.11
非自発的離職	1.0008	0.0569	0.01	0.9721	0.0662	-0.42
前職賃金(対数)	1.2764	0.0236	13.21	1.2710	0.0202	15.1
有効求人倍率(対数)	0.8040	0.0360	-4.87	0.7971	0.0302	-5.98
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	12.1910	0.1718	177.47	35.8754	2.1503	59.73
残り日数が14日以下	6.4756	0.7331	16.5	15.3415	0.7901	53.02
終了後14日以下	11.9303	0.5932	49.86	18.2903	1.1142	47.71
終了後15日以上30日未満	9.2070	0.6588	31.03	11.9615	0.8348	35.56
Log pseudolikelihood	-164855.15			-163428.37		
Number of obs	34413			34465		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.5054	0.0166	-20.77	0.5279	0.0096	-35.03
男性	1.2987	0.0734	4.63	1.2953	0.0744	4.51
既婚	0.8774	0.0187	-6.13	0.8564	0.0139	-9.55
教育年数(対数値)	1.4350	0.1270	4.08	1.4282	0.1237	4.11
非自発的離職	0.9997	0.0568	-0.01	0.9717	0.0669	-0.42
前職賃金(対数)	1.2785	0.0255	12.31	1.2768	0.0231	13.53
有効求人倍率(対数)	0.8066	0.0357	-4.85	0.8036	0.0302	-5.82
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	8.0500	0.5057	33.2	21.0809	1.1270	57.02
終了後1か月未満	10.5474	0.4953	50.17	14.9834	1.0045	40.38
Log pseudolikelihood	-164891.58			-163575.66		
Number of obs	34413			34465		

関東圏を大きく考えた場合もほぼ同じ結果を得た。図表3 - 4 - 7に約41000の標本点からなる大関東圏の結果を示した。失業期間として求職日と再就職日の差を用いたとき、ここでも全国および小関東圏と同じく、受給者は雇用保険の基本手当の支給終了1か月前にハザード比を上昇させており、給付終了間際の駆け込み就職が行われていることが推定されるが、雇用保険の基本手当の支給終了直前と直後を細かくグループ分けすると、それらのグループの退出確率は一樣ではなく差が生じている。また、支給終了後のハザード比が小関東圏よりも高い。つまり大関東圏に属する求職者の場合、小関東圏に属する求職者よりも給付終了後に失業から退出する確率が高い。

東海圏の推定結果を図表3 - 4 - 8に示した。約15000の標本点からなる。全国、小関東圏の結果と同じく、雇用保険の基本手当支給残日数が1か月を切ったところでハザード比が高い。これは失業期間の定義を変えても、同じ結果となる。また、支給残日数が1か月のグループの間でも、支給残日数が2週間を切ったグループのハザード比は低いのに対して、残り日数が2週間以上あるグループのハザード比は高い。また、雇用保険の基本手当の支給終了後にもハザード比は高まるものの、その大きさは給付終了直前のハザード比には及ばない。ハザード比そのものは小さいが、全国の結果と比べて教育年数と非自発的離職の係数が有意に大きく、退出確率を押し上げる効果を持つ。同様にハザード比そのものは小さいが、全国

図表3 - 4 - 7 ハザード分析の基本的な推定結果（大関東圏）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4988	0.0197	-17.57	0.5448	0.0162	-20.36
男性	1.3469	0.0700	5.73	1.3472	0.0703	5.71
既婚	0.8909	0.0190	-5.43	0.8732	0.0157	-7.54
教育年数(対数値)	1.2977	0.1225	2.76	1.2990	0.1229	2.76
非自発的離職	1.0618	0.0556	1.15	1.0675	0.0695	1
前職賃金(対数)	1.2320	0.0317	8.11	1.2202	0.0317	7.67
有効求人倍率(対数)	0.8522	0.1095	-1.25	0.8670	0.1188	-1.04
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	8.8294	0.7217	26.65	39.1298	2.1583	66.48
残り日数が14日以下	4.4708	0.3559	18.81	11.7859	0.4752	61.18
終了後14日以下	12.1537	0.5677	53.47	13.2638	0.7338	46.73
終了後15日以上30日未満	10.2735	0.6156	38.87	13.3606	1.0583	32.73
Log pseudolikelihood	-203400.91			-201917.64		
Number of obs	40891			40955		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4970	0.0193	-18.03	0.5305	0.0132	-25.5
男性	1.3455	0.0699	5.72	1.3418	0.0702	5.62
既婚	0.8904	0.0188	-5.49	0.8707	0.0149	-8.1
教育年数(対数値)	1.2957	0.1217	2.76	1.2867	0.1191	2.72
非自発的離職	1.0614	0.0555	1.14	1.0609	0.0681	0.92
前職賃金(対数)	1.2338	0.0321	8.07	1.2327	0.0322	8.01
有効求人倍率(対数)	0.8532	0.1099	-1.23	0.8692	0.1204	-1.01
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	5.5963	0.4018	23.99	20.1716	0.9165	66.12
終了後1か月未満	11.1753	0.5360	50.32	13.0660	0.8305	40.43
Log pseudolikelihood	-203429.22			-202193.90		
Number of obs	40891			40955		

図表3 - 4 - 8 ハザード分析の基本的な推定結果（東海圏）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.5413	0.0342	-9.71	0.5998	0.0411	-7.45
男性	1.5758	0.0516	13.88	1.5754	0.0397	18.05
既婚	0.8690	0.0352	-3.47	0.8415	0.0403	-3.61
教育年数(対数値)	1.3536	0.1099	3.73	1.3842	0.1049	4.29
非自発的離職	1.0761	0.0283	2.79	1.0701	0.0340	2.14
前職賃金(対数)	1.2058	0.0119	19	1.1972	0.0081	26.74
有効求人倍率(対数)	0.7409	0.0432	-5.14	0.7202	0.0463	-5.1
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	13.8611	0.4551	80.08	41.0156	2.6791	56.86
残り日数が14日以下	7.0986	0.8401	16.56	12.1356	0.4992	60.68
終了後14日以下	11.2834	0.9990	27.37	12.6273	0.1887	169.71
終了後15日以上30日未満	7.8869	0.8531	19.09	9.6715	0.3811	57.59
Log pseudolikelihood	-72415.42			-71898.94		
Number of obs	15084			15099		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.5344	0.0340	-9.84	0.5756	0.0386	-8.24
男性	1.5729	0.0530	13.45	1.5712	0.0419	16.96
既婚	0.8696	0.0336	-3.61	0.8436	0.0379	-3.79
教育年数(対数値)	1.3410	0.1136	3.46	1.3320	0.1135	3.36
非自発的離職	1.0777	0.0306	2.63	1.0738	0.0326	2.34
前職賃金(対数)	1.2148	0.0106	22.37	1.2235	0.0118	20.93
有効求人倍率(対数)	0.7421	0.0424	-5.22	0.7273	0.0434	-5.33
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	9.1667	0.5997	33.87	21.6037	0.7790	85.22
終了後1か月未満	9.4989	0.9303	22.99	10.8285	0.2913	88.54
Log pseudolikelihood	-72437.59			-72021.94		
Number of obs	15084			15099		

の結果と大きく異なるのが、有効求人倍率の係数である。有効求人倍率を求職月、離職月のどちらを用いても、有効求人倍率が高いためハザード比が極めて小さく失業から退出しにくくなることが明らかとなった。

図表3 - 4 - 9 は約26000の標本点からなる関西圏の推定結果である。注目すべき雇用保険の基本手当の支給残日数が失業からの退出確率の与える影響は全国および小関東圏、東海圏の結果とほぼ変わらない。失業期間をどのように定義しても、受給者は雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月を切ったところでハザード比が上昇するが、その多くは残り日数を2週間以上保有しているグループの退出によってもたらされている。雇用保険の基本手当の支給終了後もハザード比は高まるものの、その大きさは給付終了1か月前に退出するグループのハザード比よりも高いわけではない。この点が、給付終了後のハザード比が高い大関東圏の結果と異なる。

最後に関東圏、東海圏、関西圏に含まれない、全国的に見て人口が300万人以上の大都市を含まないその他の地域を一括して推定した結果を図表3 - 4 - 10に示す。これらの道県はほぼ同じ労働市場の特性を有していると仮定して雇用保険の基本手当の支給残日数が失業からの退出確率に与える影響の推定を行った。約65000の標本点、合計30の道県からなる。ここまでの全国、小関東圏、東海圏、関西圏の結果と同じくどの失業期間の定義を用いても、

図表3 - 4 - 9 ハザード分析の基本的な推定結果（関西圏）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4976	0.0106	-32.75	0.5256	0.0120	-28.21
男性	1.3122	0.0379	9.41	1.3193	0.0338	10.82
既婚	0.8516	0.0116	-11.82	0.8284	0.0109	-14.25
教育年数(対数値)	1.7792	0.1734	5.91	1.8139	0.1768	6.11
非自発的離職	0.9443	0.0283	-1.92	0.9195	0.0277	-2.79
前職賃金(対数)	1.2207	0.0307	7.94	1.2072	0.0243	9.35
有効求人倍率(対数)	1.0127	0.2130	0.06	0.9876	0.2073	-0.06
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	13.7750	1.8249	19.8	53.2290	2.6696	79.25
残り日数が14日以下	7.1112	0.4320	32.29	15.6564	0.8352	51.57
終了後14日以下	11.6118	0.6235	45.66	18.7129	1.0481	52.3
終了後15日以上30日未満	9.7730	0.6301	35.36	11.8986	0.6988	42.17
Log pseudolikelihood	-120184.05			-118461.03		
Number of obs	25968			25997		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4960	0.0097	-35.89	0.5188	0.0096	-35.4
男性	1.3102	0.0383	9.23	1.3090	0.0347	10.17
既婚	0.8504	0.0116	-11.9	0.8217	0.0109	-14.74
教育年数(対数値)	1.7736	0.1749	5.81	1.7907	0.1855	5.63
非自発的離職	0.9452	0.0284	-1.87	0.9184	0.0290	-2.7
前職賃金(対数)	1.2238	0.0310	7.98	1.2236	0.0249	9.93
有効求人倍率(対数)	1.0075	0.2141	0.04	0.9765	0.2126	-0.11
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	9.0430	0.7479	26.63	27.4819	1.5018	60.63
終了後1か月未満	10.6208	0.5928	42.33	14.9736	0.8277	48.96
Log pseudolikelihood	-120209.94			-118708.69		
Number of obs	25968			25997		

図表3 - 4 - 10 ハザード分析の基本的な推定結果（その他）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4718	0.0132	-26.82	0.5273	0.0127	-26.66
男性	1.2679	0.0295	10.19	1.2786	0.0296	10.62
既婚	0.9458	0.0146	-3.6	0.9046	0.0142	-6.39
教育年数(対数値)	1.1812	0.0575	3.42	1.2508	0.0544	5.14
非自発的離職	0.9697	0.0191	-1.56	0.9900	0.0225	-0.44
前職賃金(対数)	1.2783	0.0282	11.11	1.2687	0.0277	10.92
有効求人倍率(対数)	1.1647	0.0737	2.41	1.1756	0.0737	2.58
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	12.1626	0.7255	41.88	36.1120	2.1760	59.52
残り日数が14日以下	5.1461	0.3871	21.78	9.4613	0.7465	28.48
終了後14日以下	9.3215	0.5259	39.57	14.6295	0.8006	49.03
終了後15日以上30日未満	7.0944	0.3926	35.41	7.2003	0.4149	34.26
Log pseudolikelihood	-375657.46			-373698.65		
Number of obs	65406			65509		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4679	0.0132	-26.85	0.5155	0.0127	-26.89
男性	1.2658	0.0297	10.05	1.2728	0.0297	10.35
既婚	0.9458	0.0147	-3.58	0.9058	0.0144	-6.24
教育年数(対数値)	1.1749	0.0586	3.23	1.2279	0.0560	4.5
非自発的離職	0.9734	0.0195	-1.34	0.9947	0.0232	-0.23
前職賃金(対数)	1.2840	0.0299	10.75	1.2852	0.0319	10.11
有効求人倍率(対数)	1.1649	0.0748	2.38	1.1789	0.0768	2.53
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	7.0800	0.4416	31.38	17.3180	1.1702	42.2
終了後1か月未満	8.1500	0.3845	44.48	10.7808	0.5630	45.53
Log pseudolikelihood	-375794.93			-374432.63		
Number of obs	65406			65509		

雇用保険の基本手当の支給終了1か月前の時点でのハザード比が高い。支給終了後にもハザード比は高まるもののその大きさは支給終了1か月前のハザード比の大きさには及ばない。ここまでの結果と異なるのは、有効求人倍率の係数である。ここまで求職月と離職月の有効求人倍率がハザード比を高めることは見られなかったが、巨大都市を含まないここでの結果では求職月と離職月の有効求人倍率がハザード比を高め、より好条件の仕事を追求しながら失業期間が長期化する、というよりも失業直後に得られる仕事を受諾して失業から退出する、という労働市場が示唆される。

「雇用保険の基本手当終了1か月前の駆け込み就職」の地域差について要約しよう。こうした「スパイク」現象は全国どこでも、ほぼ同じ大きさで観察される。支給終了1か月前のグループの中でも支給残日数が2週間を切っている場合、ハザード比はそうではないグループに比べて3分の1から2分の1の大きさである。関東圏のうち3県については支給終了後の退出確率が支給終了直前の退出確率よりも高い可能性があり、こうした県の標本点の少なさによって検定力が落ちたことが原因か、別の労働市場構造が要因であるのか、ここでは明らかではない。雇用保険の基本手当の支給残日数に関して時間に依存しない定式化、そして完結標本のみを用いた失業期間の決定要因の推定結果に関しては各地域別の付表を参照されたい。

## 年齢別の推定結果

雇用保険の基本手当受給者は雇用保険の基本手当の支給終了まで残り1か月で駆け込み就職するという規則性は年齢層別に見ても観察されるかどうかをここで検証する。図表3-4-11は30代の求職者に限定した推定結果を報告し、図表3-4-12と図表3-4-13はそれぞれ40代と50代以上の結果を報告している。図表3-4-11から、約39000の標本点からなる30才から39才の求職者の場合、年齢層で標本を分割しない全国の結果と同じく受給者は雇用保険の基本手当の支給残日数1か月を切ったところでハザード比が上昇する。これまでの分析結果と同じく残り日数が1か月を切ったグループの中でもハザード比に差が生じている。30才代の年齢層では有効求人倍率の係数は有意ではなく非自発的離職を理由として失業状態に入っていることがハザード比を低めており、離職理由によって失業期間が延び失業から退出しにくくなっていることが分かる。この結果はどの失業期間の定義を用いても変わらない。

雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月の効果が持つ40才代のハザード比は30才代の半分以下であることが図表3-4-12から分かる。雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月時点で受給者のハザード比が高まり、残り1か月のグループ内でもハザード比に差が生じて

図表3-4-11 ハザード分析の基本的な推定結果(30才-39才)

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	1.1213	0.1211	1.06	1.3298	0.1495	2.53
男性	1.5421	0.0419	15.93	1.5511	0.0412	16.51
既婚	0.9149	0.0188	-4.32	0.8895	0.0183	-5.7
教育年数(対数値)	1.0059	0.0798	0.07	1.0185	0.0728	0.26
非自発的離職	0.8945	0.0234	-4.26	0.9250	0.0263	-2.74
前職賃金(対数)	1.0489	0.0284	1.76	1.0325	0.0255	1.3
有効求人倍率(対数)	0.9423	0.0765	-0.73	0.9374	0.0796	-0.76
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	13.4264	0.8209	42.48	36.1099	1.9919	65.02
残り日数が14日以下	9.6097	0.7200	30.2	17.0467	0.9247	52.28
終了後14日以下	11.8889	0.7886	37.32	14.6982	0.8107	48.73
終了後15日以上30日未満	7.3618	0.5093	28.86	6.8262	0.4845	27.06
Log pseudolikelihood	-217035.83			-215658.33		
Wald chi2(14)	6214.74			8548.59		
Number of obs	39171			39230		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	1.1287	0.1232	1.11	1.3188	0.1501	2.43
男性	1.5409	0.0425	15.69	1.5509	0.0427	15.94
既婚	0.9137	0.0188	-4.39	0.8872	0.0182	-5.83
教育年数(対数値)	1.0104	0.0809	0.13	1.0314	0.0750	0.43
非自発的離職	0.8866	0.0228	-4.69	0.9006	0.0254	-3.71
前職賃金(対数)	1.0495	0.0285	1.78	1.0338	0.0255	1.35
有効求人倍率(対数)	0.9422	0.0761	-0.74	0.9395	0.0792	-0.74
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	11.1791	0.6756	39.94	24.8354	1.2973	61.49
終了後1か月未満	9.3499	0.5365	38.96	10.4699	0.5769	42.62
Log pseudolikelihood	-217080.04			-215892.13		
Wald chi2(14)	5577.74			6335.09		
Number of obs	39171			39230		

いることは40才から49才の標本についてもあてはまるが、ハザード比そのものの大きさは、30才代には及ばない。有効求人倍率の高さ、非自発的離職者であるかどうかは失業からの退出確率には影響しないことも分かった。

最後に約38000の標本点を持ち、50才以上の年齢層では雇用保険の基本手当の支給終了直前にどの程度再就職が行われているかについて図表3 - 4 - 13を用いて報告する。雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月を切ったところで、受給者の年齢が50才以上でもハザード比が高まる。そのハザード比は40才代とほぼ同じかやや小さく、30才代には遠く及ばない。若年層に比べて中高年層では雇用保険の基本手当の支給残日数が短くなった時点で比べても失業から退出しにくいことが分かる。

「雇用保険の基本手当の支給終了1か月前の駆け込み就職」の年齢差について要約しよう。どの年齢層においても雇用保険の基本手当の支給終了1か月前に失業から退出する「スパイク」現象が観察される。雇用保険の基本手当の支給終了1か月前の効果についても、それが2週間を切っているかどうかで差が生じているということも新たに明らかになった。年齢が高くなるほどその「スパイク」の高さ、つまりハザード比の大きさは小さくなっており、中高年層ほど失業から退出しにくくなることが示された。雇用保険の基本手当の支給残日数に

図表3 - 4 - 12 ハザード分析の基本的な推定結果（40才 - 49才）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4757	0.0537	-6.58	0.5584	0.0648	-5.02
男性	1.2048	0.0377	5.96	1.2110	0.0403	5.76
既婚	1.1911	0.0229	9.09	1.2067	0.0224	10.14
教育年数(対数値)	0.9328	0.0677	-0.96	0.9576	0.0673	-0.62
非自発的離職	0.9967	0.0242	-0.14	1.0241	0.0268	0.91
前職賃金(対数)	1.1905	0.0399	5.2	1.1785	0.0405	4.78
有効求人倍率(対数)	1.0141	0.0866	0.16	1.0081	0.0877	0.09
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	5.3541	0.5349	16.79	13.9712	1.1149	33.04
残り日数が14日以下	2.5133	0.1746	13.26	2.8205	0.2316	12.63
終了後14日以下	5.6344	0.3725	26.15	7.4429	0.4210	35.48
終了後15日以上30日未満	6.0227	0.5109	21.17	6.7488	0.5488	23.48
Log pseudolikelihood	-132180.34			-131940.14		
Wald chi2(14)	2037.25			3463.44		
Number of obs	23477			23512		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.4670	0.0523	-6.8	0.5201	0.0606	-5.61
男性	1.2043	0.0375	5.96	1.2092	0.0400	5.75
既婚	1.1921	0.0230	9.1	1.2105	0.0228	10.13
教育年数(対数値)	0.9306	0.0669	-1	0.9497	0.0651	-0.75
非自発的離職	0.9955	0.0240	-0.19	1.0193	0.0266	0.73
前職賃金(対数)	1.1926	0.0403	5.21	1.1878	0.0416	4.91
有効求人倍率(対数)	1.0126	0.0864	0.15	1.0045	0.0875	0.05
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	3.2507	0.1923	19.93	5.9477	0.3524	30.09
終了後1か月未満	5.7900	0.3541	28.71	7.0148	0.4092	33.39
Log pseudolikelihood	-132206.31			-132153.18		
Wald chi2(14)	1966.43			2816.1		
Number of obs	23477			23512		

図表3 - 4 - 13 ハザード分析の基本的な推定結果（50才以上）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.0034	0.0005	-36.9	0.0042	0.0007	-35.09
男性	1.5334	0.0478	13.71	1.5346	0.0470	13.98
既婚	0.9899	0.0225	-0.45	1.0057	0.0218	0.26
教育年数(対数値)	0.8678	0.0641	-1.92	0.8862	0.0654	-1.64
非自発的離職	1.0667	0.0303	2.27	1.0882	0.0309	2.97
前職賃金(対数)	1.3364	0.0255	15.19	1.3320	0.0258	14.8
有効求人倍率(対数)	1.1106	0.0830	1.4	1.1064	0.0806	1.39
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	5.4637	0.5811	15.97	9.4793	0.7113	29.97
残り日数が14日以下	1.2504	0.1087	2.57	1.6302	0.1655	4.81
終了後14日以下	4.5001	0.4169	16.24	6.4286	0.4889	24.47
終了後15日以上30日未満	5.1601	0.4737	17.87	5.0702	0.3532	23.3
Log pseudolikelihood	-143557.68			-143568.31		
Wald chi2(14)	3631.43			3529.53		
Number of obs	38670			38716		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
求職人年齢	0.0034	0.0005	-36.47	0.0040	0.0006	-35.16
男性	1.5253	0.0475	13.56	1.5219	0.0466	13.71
既婚	0.9901	0.0226	-0.43	1.0057	0.0219	0.26
教育年数(対数値)	0.8570	0.0634	-2.09	0.8662	0.0639	-1.95
非自発的離職	1.0759	0.0306	2.58	1.0986	0.0316	3.27
前職賃金(対数)	1.3430	0.0259	15.31	1.3440	0.0263	15.08
有効求人倍率(対数)	1.1094	0.0845	1.36	1.1049	0.0832	1.32
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	2.0469	0.1729	8.48	3.2477	0.2585	14.8
終了後1か月未満	4.7518	0.3554	20.84	5.8032	0.3894	26.2
Log pseudolikelihood	-143665.80			-143805.11		
Wald chi2(14)	3574.8			3430.21		
Number of obs	38670			38716		

関して時間に依存しない定式化、そして完結標本のみを用いた失業期間の決定要因の推定結果に関しては各年齢層別の付表を参照されたい。

#### 4.4 ロバストネスの検証：雇用保険の基本手当の非連続性が失業期間に与える影響について44才から46才に限定した分析

ここまでの分析は雇用保険の基本手当の支給残日数の影響が時間に伴って変化することを考慮して、雇用保険の基本手当の支給が残り1か月を切る時点で受給者は失業からの退出を急激に進めていることを明らかにした。この結果は労働市場の地理的な差や年齢間の差を考慮しても成立する。そこでは求職時の年齢や教育年数、前職の賃金、前職の離職理由など多くの求職者属性で推定されるべき標本を同一化させながら失業からの退出確率を推定した。雇用保険の基本手当の支給が終了する前後のどの時点で急激に失業から退出するかという点に焦点を当てていたため、求職者間で当然異なる雇用保険の基本手当の所定給付日数にはこだわらず、どの所定給付日数であっても雇用保険の基本手当支給残日数の影響は皆一様、と仮定した。つまり雇用保険の基本手当の所定給付日数が90日であるような求職者も、180日、あるいは240日、270日と長い求職者であっても雇用保険の基本手当の支給残日数が短くなれ

ば一様に再就職確率を高める、と想定している。ここでは、雇用保険の基本手当の所定給付日数が異なれば雇用保険の基本手当の支給終了直前のハザード比が異なると考えられるが、「スパイク」現象が見られないような雇用保険の基本手当の所定給付日数が果たして存在するかどうかを検証する。雇用保険の被保険者であった期間と離職理由、そして離職時年齢の3つによって雇用保険の基本手当の所定給付日数が定まるため、ここでは被保険者であった期間の代替として、この分析では単純に前職の勤続年数を用いて標本を次の3つのグループに分けた。第一に前職の勤続年数が1年以上5年未満のグループ、第二に前職の勤続年数が5年以上10年未満のグループ、最後に前職の勤続年数が10年以上20年未満のグループである。離職理由が非自発的離職である場合に限り、年齢が45才以上であるかどうかによって雇用保険の基本手当の所定給付日数に特に大きな差がある。非自発的離職者の内、離職時点で45才であれば前職の勤続年数が1年を超えていれば、それまでの勤続年数に応じて180日、240日、270日間雇用保険の基本手当を受けることができる一方で、離職時点で44才である場合、45才以上と同じ勤続年数であっても雇用保険の基本手当の所定給付日数が45才以上の求職者に比べて少ない。この制度的な特徴が生み出す雇用保険の基本手当の所定給付日数の非連続性

図表3 - 4 - 14 ハザード分析の基本的な推定結果（前職勤続年数が5年未満）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
男性	1.0958	0.0408	2.46	1.0995	0.0433	2.41
既婚	1.0738	0.0374	2.04	1.0952	0.0374	2.67
教育年数(対数値)	0.8604	0.1365	-0.95	0.9028	0.1524	-0.61
前職賃金(対数)	1.2575	0.0467	6.17	1.2425	0.0447	6.03
有効求人倍率(対数)	0.9243	0.0850	-0.86	0.9106	0.0868	-0.98
非自発的離職	1.0021	0.1032	0.02	0.9326	0.1122	-0.58
45才以上ダミー	0.9762	0.0278	-0.85	0.9665	0.0279	-1.18
非自発的離職×45才以上ダミー	1.0332	0.1083	0.31	1.1155	0.1351	0.9
時間に伴って変化する変数						
残り日数が15日以上30日未満	7.5742	1.6153	9.49	32.4231	4.1670	27.07
残り日数が14日以下	19.5878	2.9450	19.79	9.5360	1.3644	15.76
終了後14日以下	12.1491	1.7205	17.63	16.3226	1.9187	23.76
終了後15日以上30日未満	9.4497	1.5489	13.7	12.2983	1.3943	22.13
Log pseudolikelihood	-26994.58			-26743.59		
Wald chi2(14)	1143.63			2171.91		
Number of obs	5675			5675		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
男性	1.0992	0.0415	2.51	1.0934	0.0408	2.39
既婚	1.0780	0.0370	2.19	1.0882	0.0372	2.47
教育年数(対数値)	0.8622	0.1395	-0.92	0.8915	0.1467	-0.7
前職賃金(対数)	1.2524	0.0454	6.21	1.2542	0.0441	6.44
有効求人倍率(対数)	0.9259	0.0861	-0.83	0.9040	0.0841	-1.09
非自発的離職	0.9735	0.1035	-0.25	0.9719	0.1105	-0.25
45才以上ダミー	0.9761	0.0278	-0.85	0.9689	0.0274	-1.12
非自発的離職×45才以上ダミー	1.0465	0.1132	0.42	1.1067	0.1260	0.89
時間に伴って変化する変数						
残り日数が1か月未満	12.5630	1.7759	17.9	22.0088	1.9917	34.16
終了後1か月未満	10.7413	1.3007	19.6	14.1440	1.3993	26.78
Log pseudolikelihood	-27006.45			-26777.32		
Wald chi2(14)	1110.09			2253.91		
Number of obs	5675			5675		

を利用することで、「離職時点でたまたま45才以上であり、長い給付日数を得た」求職者は「離職時点でたまたま45才未満であり、短い給付日数を得た」求職者に比べて失業から退出しにくいかどうかを調べることが可能となる。具体的には45才以上であるか否かを示す年齢ダミー変数と離職理由が非自発的離職か否かを示す非自発離職ダミー変数を用いて、それらの交差項の係数推定値の大きさを見る。雇用保険の基本手当の支給が残り1か月の影響を見る場合は交差項をコントロール変数として活用し、標本を同一化させ、異質性を除去した推定を行う。標本点の数が減ることで検定力は落ちるものの、年齢と離職理由の組み合わせを用いて異質性を可能な限り排除して、より正確な「スパイク」現象の範囲を確かめたい。

図表3-4-14に前職勤続年数が1年以上5年未満であるような44才から46才の非自発的離職者に限定した分析結果を示している。図表3-4-14の推定標本は離職時点で45才以上であったために雇用保険の基本手当の所定給付日数が180日であるグループと離職時点で45才未満であったために雇用保険の基本手当の所定給付日数が90日のグループから構成される。非自発的離職と45才以上であることの交差項の係数は有意ではない。つまり、44才と45才あるいは46才の非自発的離職者という非常に似たグループであっても、後者はたまたま雇

図表3-4-15 ハザード分析の基本的な推定結果（前職勤続年数が10年未満）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
男性	1.1000	0.0498	2.1	1.0948	0.0508	1.95
既婚	1.1056	0.0399	2.78	1.1175	0.0390	3.18
教育年数(対数値)	0.8921	0.1334	-0.76	0.9077	0.1406	-0.63
前職賃金(対数)	1.2307	0.0471	5.42	1.2235	0.0431	5.73
有効求人倍率(対数)	0.9316	0.0995	-0.66	0.9197	0.1014	-0.76
非自発的離職	0.9035	0.0893	-1.03	0.9128	0.0953	-0.87
45才以上ダミー	0.9708	0.0284	-1.01	0.9630	0.0276	-1.32
非自発的離職×45才以上ダミー 時間に伴って変化する変数	1.1180	0.1168	1.07	1.1724	0.1254	1.49
残り日数が15日以上30日未満	5.5795	0.9492	10.11	19.9578	2.8240	21.16
残り日数が14日以下	3.7693	0.5293	9.45	3.3242	0.6173	6.47
終了後14日以下	8.5298	1.0695	17.1	13.0270	1.5459	21.63
終了後15日以上30日未満	7.9965	1.3065	12.73	11.7683	1.2967	22.37
Log pseudolikelihood	-29277.10			-29088.13		
Wald chi2(14)	776.54			1564.15		
Number of obs	6053			6053		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
男性	1.1000	0.0496	2.11	1.0926	0.0491	1.97
既婚	1.1057	0.0405	2.74	1.1191	0.0420	3
教育年数(対数値)	0.8961	0.1329	-0.74	0.9273	0.1405	-0.5
前職賃金(対数)	1.2318	0.0474	5.41	1.2341	0.0447	5.8
有効求人倍率(対数)	0.9293	0.0989	-0.69	0.9070	0.0999	-0.89
非自発的離職	0.8991	0.0893	-1.07	0.8804	0.0932	-1.2
45才以上ダミー	0.9716	0.0283	-0.99	0.9657	0.0270	-1.25
非自発的離職×45才以上ダミー 時間に伴って変化する変数	1.1164	0.1175	1.05	1.1534	0.1277	1.29
残り日数が1か月未満	4.3013	0.5405	11.61	8.8564	1.0387	18.6
終了後1か月未満	8.2691	0.9949	17.56	12.2693	1.1772	26.13
Log pseudolikelihood	-29278.83			-29149.02		
Wald chi2(14)	701.19			1144.89		
Number of obs	6053			6053		

図表3 - 4 - 16 ハザード分析の基本的な推定結果（前職勤続年数が20年未満）

パネルA 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
男性	1.1408	0.0776	1.94	1.1380	0.0761	1.93
既婚	1.3107	0.0698	5.08	1.3436	0.0714	5.56
教育年数(対数値)	0.9030	0.1288	-0.72	0.9137	0.1392	-0.59
前職賃金(対数)	1.1435	0.0737	2.08	1.1340	0.0695	2.05
有効求人倍率(対数)	0.9582	0.1441	-0.28	0.9506	0.1481	-0.33
非自発的離職	0.8547	0.1295	-1.04	0.8622	0.1387	-0.92
45才以上ダミー	0.9585	0.0559	-0.73	0.9511	0.0526	-0.91
非自発的離職×45才以上ダミー 時間に伴って変化する変数	1.3340	0.2129	1.81	1.3691	0.2195	1.96
残り日数が15日以上30日未満	4.9568	1.5551	5.1	8.5667	2.1104	8.72
残り日数が14日以下	1.3348	0.3689	1.05	1.9044	0.5455	2.25
終了後14日以下	5.4293	1.3234	6.94	8.3581	2.1786	8.15
終了後15日以上30日未満	7.0995	1.5320	9.08	15.4126	3.2267	13.06
Log pseudolikelihood	-10209.84			-10212.23		
Wald chi2(14)	171.84			353.93		
Number of obs	2329			2329		

パネルB 変数	失業期間は求職日と再就職日の差			失業期間は離職日と再就職日の差		
	Haz. Ratio	Std. Err	Z値	Haz. Ratio	Std. Err	Z値
男性	1.1370	0.0769	1.9	1.1322	0.0751	1.87
既婚	1.3106	0.0708	5	1.3458	0.0724	5.52
教育年数(対数値)	0.9263	0.1305	-0.54	0.9409	0.1401	-0.41
前職賃金(対数)	1.1447	0.0751	2.06	1.1341	0.0714	2
有効求人倍率(対数)	0.9523	0.1436	-0.32	0.9477	0.1483	-0.34
非自発的離職	0.8317	0.1303	-1.18	0.8346	0.1418	-1.06
45才以上ダミー	0.9621	0.0564	-0.66	0.9536	0.0533	-0.85
非自発的離職×45才以上ダミー 時間に伴って変化する変数	1.3504	0.2235	1.82	1.3850	0.2340	1.93
残り日数が1か月未満	2.0018	0.4372	3.18	3.2265	0.6009	6.29
終了後1か月未満	6.0479	1.1914	9.14	11.0566	2.1762	12.21
Log pseudolikelihood	-10217.01			-10223.24		
Wald chi2(14)	151			248.51		
Number of obs	2329			2329		

雇用保険の基本手当の所定給付日数が増えたが、そのことによって失業から退出しにくくなることは観察されない。雇用保険の基本手当の支給残日数の影響は基本的な推定結果と同じく、雇用保険の基本手当の支給が終了する1か月前に受給者のハザード比が高まる。

図表3 - 4 - 15は前職勤続年数が5年以上10年未満であるような44才から46才の非自発的離職者に限定した分析結果を示している。雇用保険の基本手当の所定給付日数が240日であるグループと180日であるグループを比較した結果、ここでも非自発的離職と45才以上であることの交差項の係数は有意ではなく、この定式化のもとでは雇用保険の基本手当の所定給付日数がたまたま増えたことによって失業から脱出しにくくなる効果は観察されない。このグループにおいても受給者は雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月を切った時点でハザード比が高まる。しかし、その大きさは図表3 - 4 - 14で報告された前職勤続年数が1年以上5年未満であるようなグループのハザード比よりもやや小さく、前職の勤続年数が長いことが失業からの退出確率をやや低くしている。この結果は勤続年数の長い中高齢者の就職困難度が相対的に高いことを伺わせる。

最後に前職勤続年数が10年以上20年未満であるような44才から46才の非自発的離職者に限

定した分析結果を図表3 - 4 - 16に示す。ここでは雇用保険の基本手当の所定給付日数が240日であるグループと270日であるグループを比較した結果、非自発的離職と45才以上であることの交差項の係数は正で有意であることが分かった。雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月を切った時点で受給者のハザード比は高まり、雇用保険の基本手当の支給終了1か月前の駆け込み就職は観察されるものの、前職の勤続年数が短い標本の推定結果と比べて、ハザード比は非常に小さい。

#### 4.5 まとめ

本節で得られた結果を簡単に要約する。地域差や年齢間の差を考慮した分析の結果、(1)雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月を切った時点で多くの受給者が失業から退出し再就職を果たす駆け込み就職が観察される。(2)雇用保険の基本手当の支給残日数が1か月を切ったグループの内残り2週間を切ったグループと終了まで2週間以上を残すグループの間でもハザード比に差が見られ、後者のハザード比が大きい。つまり、給付終了まで2週間以上余裕を持っている求職者の退出確率が高い。(3)雇用保険の基本手当の支給終了直後にハザード比が高まることもあるが、一般的に雇用保険の基本手当の支給終了1か月前に実現するハザード比よりも大きいわけではない。つまり支給終了後の再就職よりも、支給終了直前に就職する求職者が多い。(4)雇用保険の基本手当の支給終了直後から日数が経過する毎にハザード比が高まるわけではない。(5)第3節の結果を補強する結果であるが、「全く同一の年齢であっても」前職の勤続年数が長い受給者はハザード比が小さく、再就職確率が小さい。

### 5. 所定給付日数は再就職インセンティブにどう影響するか：応募状況から見た分析

#### 5.1 分析の背景と目的

第3節の最適意志決定サーチ・モデルの枠組みで示されたように、求職者の求職期間（離職者の失業期間）が長くなる背後には、「留保賃金を下げて求職のインセンティブを高め、仕事に応募すること」と、「応募が採用された場合にそれを受け入れること」の2つのルートがある。求職期間（失業期間）および退出率の分析は、この2つの影響の結果として「いつ再就職するか」を捉える。これに対して、最初のルートである「いつジョブに応募したか」を分析することも可能である。求職活動の熱心さ（努力水準、再就職活動の強度）を捉えるという意味では、この分析がより重要だろう。ハローワークに行き仕事の紹介を受け、実際に企業に応募することを求職活動の強度を表す一つだと考えれば、その時期を捉えることで、所定給付日数が求職のインセンティブに与える影響を分析できる<sup>4</sup>。

<sup>4</sup> なお、中高年齢者を中心に、そもそも本人の意志に関わらず応募できるような求人が存在しないケースがあり、熱心かつ応募できる求人が存在するようない条件のよい求職者を指しているために応募時期が遅くなる可能性があることには注意が必要である。

## 5.2 実証分析の枠組み

本節では「所定給付日数は求職者の応募申請状況にどう影響するか」を分析する。本章が使用するデータから、求職活動に関するジョブの紹介状況が分かる。紹介されたジョブに対して求職者が応募した日が分かるので、それをもとに「サーチ開始後30日以内に最初に応募をしたかどうか」を作成する。第3節、第4節と同様に、サーチ期間には、求職開始から再就職までと、離職から再就職までの2つを考える。30日以内に応募したということを経験初期の時点から努力水準を上げていたことの代理変数である、とここで仮定する。

そして、新たに作成された「30日以内に応募したかどうか」という左側変数を、所定給付日数を含めた説明変数に回帰する。所定給付日数が高い場合に30日以内に応募することが少なくなる（つまり所定給付日数が高いと、サーチの初期時点から熱心に活動しようとしなくなる）か、それとも所定給付日数は努力水準には影響しないのかを検証する。なお、所定給付日数は、離職が非自発的理由であったかどうかで大きく異なるため、日数をそのままの形で回帰式に入れてしまうと、離職理由の差を捉えてしまう可能性が高い。そこで、離職理由を自発的な理由と非自発的な理由に分けた上で所定給付日数の差を捉える。また所定給付日数の影響が非線形である可能性を考えてグループごとのダミー変数として捉える。捉えるグループは、「自発的理由で所定給付日数が90日以内」の人をベンチマークとして、「自発的理由で所定給付日数が120日以内」「自発的理由で所定給付日数が150日以内」「非自発的理由で所定給付日数が90日以内」「非自発的理由で所定給付日数が120日以内」「非自発的理由で所定給付日数が180日以内」「非自発的理由で所定給付日数が240日以内」「非自発的理由で所定給付日数が241日以上」とする。分析にはプロビットモデルを用いて最尤法で推定する。変数について詳細な定義とそれに対応する記述統計は図表3-5-1と図表3-5-2で報告している。

## 5.3 推定結果<sup>5</sup>

求職者の所定給付日数の差は、応募申請状況の差を明確に生み出している。この結果は図表3-5-3に示されている。「自発的理由での失業で所定給付日数が90日の者」に比べて、同理由による失業で120日、150日の者の方が求職もしくは離職後30日以内に最初に応募申請をする確率が低い。非自発的理由の場合でも、同様の傾向が観察される。すなわち、所定給付日数が高いほど、30日以内に最初に応募をする確率が低いといえる。

基本的な結果を要約しよう。失業からの退出率（失業期間）に関するハザードモデルの分析結果（第4節）と合わせれば、雇用保険の基本手当の所定給付日数が高いほど再就職活動の強度を高める時期が遅く、支給が終了する直前に退出率が高まるため、失業期間が長くな

---

<sup>5</sup> 4節でも述べた通り、求職者が求職活動を行っている地域における労働市場の逼迫度の差や、求職者の能力の差などによる就職困難度の差が再就職確率（失業期間）に与える影響は、年齢や教育年数、性別、前職の賃金水準や勤続年数、失業率といった説明変数で捉えられるものとする。これらの異質性を考慮した上で、求職活動の熱心さ（応募時期の早さ）が再就職率、よって失業期間に与える影響を分析している。

図表3 - 5 - 1 使用する変数の定義

変数名	定義
サーチ開始30日以内に応募を開始していたかどうか (サーチ=求職活動~再就職の場合) 求職活動開始日から30日以内に1社目の応募行動をとってれば1それ以外は0となる変数 (サーチ=離職~再就職の場合) 離職日から30日以内に1社目の応募行動をとってれば1それ以外は0となる変数	
自発的失業で所定給付90日がベンチマーク	
自発的120日	前職の離職理由が自発的な理由で、所定給付日数が91日以上120日以内ならば1となる変数
自発的150日以上	前職の離職理由が自発的な理由で、所定給付日数が121日以上150日以内ならば1となる変数
非自発的90日	前職の離職理由が非自発的な理由で、所定給付日数が90日以内ならば1となる変数
非自発的120日	前職の離職理由が自発的な理由で、所定給付日数が91日以上120日以内ならば1となる変数
非自発的180日	前職の離職理由が自発的な理由で、所定給付日数が121日以上180日以内ならば1となる変数
非自発的240日	前職の離職理由が自発的な理由で、所定給付日数が181日以上240日以内ならば1となる変数
非自発的240日以上	前職の離職理由が自発的な理由で、所定給付日数が241日以上ならば1となる変数
年齢+	求職者の再就職時の年齢(対数)
男性	求職者が男性ならば1となる変数
既婚	求職者が既婚ならば1となる変数
教育年数+	求職者の教育年数(学歴より計算、対数)
前職の月収+	再就職後の月収(千円、ただし対数)
有効求人倍率+ (求職開始時の場合)	求職開始月の有効求人倍率(県別、月別データ、対数)
	(離職時の場合) 離職月の有効求人倍率(県別、月別データ、対数)

図表3 - 5 - 2 記述統計

Panel A. 求職開始~再就職をサーチ期間とする場合

(A) 求職開始から30日以内の応募状況を分析する場合

(就職完了サンプルに限定)

	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差
求職開始30日以内に応募を開始していたかどうか	0.3810	0.4856	0	1	0.4522	0.4977
自発的失業で所定給付90日がベンチマーク						
自発的120日	0.1017	0.3023	0	1	0.1000	0.3000
自発的150日以上	0.1104	0.3134	0	1	0.1010	0.3014
非自発的90日	0.0450	0.2073	0	1	0.0466	0.2107
非自発的120日	0.0056	0.0748	0	1	0.0063	0.0791
非自発的180日	0.0323	0.1767	0	1	0.0313	0.1742
非自発的240日	0.0233	0.1509	0	1	0.0229	0.1497
非自発的240日以上	0.0417	0.2000	0	1	0.0396	0.1949
年齢+	3.5752	0.3157	2.7726	4.1744	3.5533	0.3083
男性	0.5019	0.5000	0	1	0.5211	0.4996
既婚	0.4360	0.4959	0	1	0.4258	0.4945
教育年数+	2.5397	0.1514	2.1972	2.8904	2.5432	0.1485
前職の月収+	5.1478	0.3961	0	9.1259	5.1624	0.3820
有効求人倍率+ (求職開始時)	-0.0829	0.3281	-0.9416	0.6419	-0.0788	0.3251

61885サンプルの記述統計。うち就職完了サンプルは45686サンプル。

Panel B. 離職~再就職をサーチ期間とする場合

(B) 離職から30日以内の応募状況を分析する場合

(就職完了サンプルに限定)

	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差
離職後30日以内に応募を開始していたかどうか	0.2627	0.4401	0	1	.3141644	.4641866
自発的失業で所定給付90日がベンチマーク						
自発的120日	0.0884	0.2839	0	1	0.0863	0.2808
自発的150日以上	0.0961	0.2947	0	1	0.0871	0.2820
非自発的90日	0.0392	0.1940	0	1	0.0402	0.1964
非自発的120日	0.0049	0.0698	0	1	0.0054	0.0735
非自発的180日	0.0280	0.1650	0	1	0.0270	0.1621
非自発的240日	0.0203	0.1409	0	1	0.0198	0.1393
非自発的240日以上	0.0362	0.1869	0	1	0.0341	0.1815
年齢+	3.5725	0.3153	2.773	4.1589	3.5518	0.3079
男性	0.5054	0.5000	0	1	0.5235	0.4995
既婚	0.4322	0.4954	0	1	0.4221	0.4939
教育年数+	2.5398	0.1508	2.1972	2.8904	2.5434	0.1479
前職の月収+	5.1495	0.3935	0	9.1259	5.1651	0.3799
有効求人倍率+ (離職時)	-0.0885	0.3262	-0.8916	0.5188	-0.0845	0.3242

71263サンプルの記述統計。うち就職完了サンプルは52985サンプル。

るグループが想定される。図表3 - 5 - 3より、男性であることが正の効果を持ち、配偶者のいる者が同様に正、教育が負、前職賃金が正の係数であり、統計的に有意となっている。男性、配偶者のいる者、低学歴の者、前職賃金が高かった者ほどサーチ初期段階から応募しているといえる。年齢の影響は混在しているが、年齢については「よりよいオファーを待つ効果」と「留保賃金を下げてすぐに応じる効果」の両方があるため、正負どちらの可能性もある。

図表3 - 5 - 3 失業給付の長さは応募状況に影響するか  
 パネルA．求職開始を始点としたサーチの場合  
 被説明変数：サーチ開始30日以内に最初の1社に応募したかどうか

	(A) 求職から30日以内に最初の1社に応募する確率			
	(1)	(2)	就職完結サンプルに限定	
			(3)	(4)
自発的失業で所定給付90日がベンチマーク				
自発的120日	-0.209*** (0.018)	-0.155*** (0.016)	-0.197*** (0.021)	-0.141*** (0.017)
自発的150日以上	-0.450*** (0.019)	-0.266*** (0.026)	-0.452*** (0.022)	-0.266*** (0.028)
非自発的90日	-0.121*** (0.025)	-0.101*** (0.021)	-0.183*** (0.028)	-0.144*** (0.023)
非自発的120日	-0.267*** (0.070)	-0.204*** (0.057)	-0.291*** (0.076)	-0.212*** (0.057)
非自発的180日	-0.324*** (0.031)	-0.203*** (0.026)	-0.371*** (0.036)	-0.234*** (0.029)
非自発的240日	-0.101** (0.043)	-0.0942*** (0.027)	-0.112** (0.049)	-0.0787*** (0.026)
非自発的240日以上	-0.344*** (0.034)	-0.133*** (0.029)	-0.352*** (0.039)	-0.173*** (0.027)
年齢+	-0.0794*** (0.020)	-0.0726*** (0.017)	0.0382 (0.024)	0.0244 (0.018)
男性	0.223*** (0.011)	0.180*** (0.011)	0.193*** (0.013)	0.143*** (0.012)
既婚	0.0712*** (0.011)	0.0579*** (0.0093)	0.0928*** (0.013)	0.0665*** (0.011)
教育年数+	-0.133*** (0.036)	-0.0966*** (0.028)	-0.185*** (0.041)	-0.123*** (0.031)
前職月収+	0.0674*** (0.015)	0.0513*** (0.011)	0.0500*** (0.017)	0.0392*** (0.012)
有効求人倍率+	0.142*** (0.016)	0.116*** (0.013)	0.132*** (0.019)	0.0973*** (0.015)
定数項	-0.0606 (0.14)	-0.0392 (0.11)	-0.0712 (0.16)	-0.0885 (0.11)
異質性(所定給付日数に依存)の考慮	無	有	無	有
標本数	61885	61885	45686	45686
対数尤度	-40424.224	-40401.28	-31011.015	-30994.29
検定(定数以外の係数は0)	1405.83***	493.51***	893.19***	242.26***

1. 限界効果ではなく係数を示している。
2. \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示している。
3. +をつけた変数は対数値として入っている。
4. 年齢、有効求人倍率は、被説明変数に求職開始から30日の応募状況を用いる場合には求職時点のもの、離職から30日の応募状況を用いる場合には離職時点のものをを用いている。
5. 異質性の考慮については、所定給付日数の推定値はどれも1%の有意水準で有意となっており、所定給付日数による尤度の差が存在することが支持されている。

パネルB．離職を始点としたサーチの場合

	(B) 離職から30日以内に最初の1社に応募する確率			
	(1)	(2)	就職完結サンプルに限定 (3) (4)	
自発的失業で所定給付90日がベンチマーク				
自発的120日	-0.213*** (0.019)	-0.190*** (0.020)	-0.165*** (0.021)	-0.145*** (0.022)
自発的150日以上	-0.411*** (0.020)	-0.329*** (0.034)	-0.375*** (0.023)	-0.301*** (0.040)
非自発的90日	-0.0603** (0.026)	-0.0571** (0.025)	-0.0617** (0.029)	-0.0581** (0.028)
非自発的120日	-0.283*** (0.077)	-0.254*** (0.072)	-0.286*** (0.082)	-0.256*** (0.077)
非自発的180日	-0.249*** (0.033)	-0.198*** (0.034)	-0.249*** (0.037)	-0.201*** (0.039)
非自発的240日	-0.0790* (0.046)	-0.0850** (0.039)	-0.0662 (0.051)	-0.0677 (0.043)
非自発的240日以上	-0.269*** (0.035)	-0.163*** (0.046)	-0.240*** (0.040)	-0.153*** (0.050)
年齢+	0.0252 (0.020)	0.0212 (0.018)	0.119*** (0.022)	0.110*** (0.021)
男性	0.264*** (0.011)	0.247*** (0.012)	0.234*** (0.013)	0.217*** (0.014)
既婚	0.101*** (0.011)	0.0959*** (0.011)	0.119*** (0.013)	0.111*** (0.013)
教育年数+	-0.135*** (0.035)	-0.124*** (0.033)	-0.149*** (0.040)	-0.135*** (0.037)
前職月収+	0.00867 (0.015)	0.00924 (0.013)	-0.0287* (0.017)	-0.0232 (0.015)
有効求人倍率+	0.0284* (0.016)	0.0275* (0.015)	0.0190 (0.018)	0.0178 (0.017)
定数項	-0.530*** (0.13)	-0.509*** (0.12)	-0.490*** (0.15)	-0.484*** (0.14)
異質性(所定給付日数に依存)の考慮	無	有	無	有
標本数	71263	71263	52985	52985
対数尤度	-40452.91	-40449.50	-32592.211	-32590.24
検定(定数以外の係数は0)	1169.94***	676.61***	770.48***	468.58***

表5 - 3 パネルAの注を参照。

基本的な結果についていくつか補足を行う。1点目に、同じ所定給付日数であっても、非自発的理由での離職の係数と自発的離職の係数は単純には比較できない。自発的理由で離職した場合には、3ヶ月間の給付制限期間があるため、3ヶ月も待てないためにサーチの初期段階から再就職インセンティブを高める可能性と、3ヶ月待った上で受給できるためにサーチの初期段階から再就職インセンティブを低める可能性が存在する。また、そもそも自発的に離職する際に次の再就職先についてメドがたっていて円滑に再就職できる場合も多い。2点目として、自発的離職の場合、所定給付日数90日にはすべての年齢層が入るのに対して、非自発的離職の場合、90日は45歳未満の者のみとなる。よって、同じ90日というカテゴリーでも反映している意味が異なる可能性がある。仮にこの2点目が正しいならば、非自発的離職の場合において、所定給付日数の長さの差が年齢層の差を反映してしまう。若いグループの方がそもそも紹介される件数が多いならば、年長者のカテゴリーとなる長い所定給付日数において負の係数となる(最初の30日に応募する確率が低くなる)。非自発的失業者につい

ては、所定給付日数の影響だけではなく年齢差の影響も捉えている可能性がある。

#### 5.4 ロバストネスの検証

所定給付日数の影響を厳密に捉えるため、次に求職者の年齢を44歳以下と45歳以上に分けて分析した。44歳以下においては、これまでの結果とまったく同じで、自発的理由であろうが非自発的理由であろうが、所定給付日数の長さがサーチ初期から応募する確率を下げている。45歳以上においては、自発的離職の者ではこれまでと同じ結果となるが、非自発的離職の場合には統計的に有意な結果は少なくなる。それでも、180日、240日以上の場合90日の場合と比べて、サーチ初期から応募する確率は低くなっている。やはり全体的には所定給付日数が長いほどサーチ初期の段階から努力水準を高める可能性は低くなるといえる。求職者属性が極めて近いと考えられる年齢層において、雇用保険の基本手当の所定給付日数が長い45歳以上と雇用保険の基本手当の所定給付日数の短い44歳以下を比較しても、図表5-3で示した基本的な結果が支持される。検証結果について詳細は補表5-1(A)(B)、5-2(A)(B)を参照されたい。また、ここには掲載していないが、就職完結サンプルに限定して分析しても同様の結果が得られている。

#### 5.5 まとめ

本節の主要な結果とその含意を要約する。(1)雇用保険の基本手当の所定給付日数が長いほど最初にジョブに応募する時期が遅い、(2)男性、配偶者のいる者、低学歴の者、前職賃金が高かった者ほどサーチ初期段階から応募している。(3)求職者属性を45歳以上の非自発的離職者に限っても、雇用保険の基本手当の所定給付日数が180日、240日以上の場合90日の場合と比べて、サーチ初期から応募する確率は低い。

### 6. 求職活動は再就職のマッチングをよくするか：失業中のサーチ期間が再就職後の勤続状況に与える影響

#### 6.1 分析の背景と目的

求職期間や失業期間が長くなることには求職者にとってメリットも存在する。それは再就職のマッチングがよくなる可能性である。急いで就職したためにマッチングがよくなければ、再就職してもふたたび離職してしまうことになるだろう。再就職時のマッチングの質はいろいろな尺度で計測できるが、ここでは、再就職後の勤続状況(勤続日数)が長くなるかどうか注目して、求職(もしくは失業)期間が再就職後の勤続日数を増加させるのか、すなわち定着状況をよくさせるのかについて分析する。

#### 6.2 実証分析の枠組み

本節では再就職行動について最後の分析として、「サーチ期間は、再就職後の離職確率を

下げる（勤続を長くさせる、定着状況をよくする）かどうか」を検証する。具体的には再就職後の勤続日数に関してハザード分析を行う。被説明変数として勤続日数を用いる。勤続状態から退出する確率を分析するため、退出率が低くなれば勤続日数は長くなるという関係を背後に想定する。ここで最も注目すべき説明変数は再就職前にどれぐらいの期間サーチを行ったか（「求職期間」もしくは「離職期間」）である。推定標本は、2005年8月～2006年5月に離職して、再就職した者である。ただし、雇用保険の一般被保険者に限定した。短期常態・季節労働者、高年齢労働者を除き、標本属性の同一化を図った<sup>6</sup>。図表3-6-1と図表3-6-2に今後の実証分析に用いる推定標本の定義と特徴を示した。実証分析にあたっては、Basement HazardをLog-Normalに仮定したハザードモデルの推定を行う<sup>7</sup>。なお、ガンマ分布として描かれると仮定した異質性が存在するケースでの分析も行ったが、ここで示すものと推計値の大きさはほとんど変わらず、有意性も異なるわけではない。

### 6.3 推定結果

基本的な推定結果を図表3-6-3に示した。推定された結果はサーチ期間が長くなると

図表3-6-1 使用する変数の定義

変数名	定義
再就職後の勤続日数	離職し再就職した(完結)標本について、調査時点までに勤続した日数(対数)
失業中のサーチ日数+	
(サーチ=求職活動～再就職の場合)	求職活動開始日から再就職日までの日数(対数)
(サーチ=離職～再就職の場合)	離職日から再就職日までの日数(対数)
サーチ180日以内+失業中のサーチ日数+	
(サーチ=求職活動～再就職の場合)	求職活動開始日から再就職日までの日数が180日以内の場合のみ、その日数(対数) ※181日以上の場合はゼロ
(サーチ=離職～再就職の場合)	離職日から再就職日までの日数が180日以内の場合のみ、その日数(対数) ※181日以上の場合はゼロ
年齢+	求職者の再就職時の年齢(対数)
男性	求職者が男性ならば1となる変数
既婚	求職者が既婚ならば1となる変数
教育年数+	求職者の教育年数(学歴より計算、対数)
前職の勤続日数+	離職前の職での勤続日数(対数)
再就職後の月収+	再就職後の月収(千円、ただし対数)
前職の月収との差	再就職後の月収-離職前の職での月収(差額:千円)
再就職時有効求人倍率+	再就職月の有効求人倍率(県別、月別データ、対数)
前職の離職:非自発的理由	前職の離職理由が非自発的な理由の場合1となる変数
サーチ開始30日以内に応募を開始していたかどうか	
(サーチ=求職活動～再就職の場合)	求職活動開始日から30日以内に1社目の応募行動をとってれば1それ以外は0となる変数
(サーチ=離職～再就職の場合)	離職日から30日以内に1社目の応募行動をとってれば1それ以外は0となる変数
受給終了60日以上前に応募を開始していたかどうか	
(サーチ=求職活動～再就職の場合)	受給終了日から60日以上前に1社目の応募行動をとってれば1それ以外は0となる変数
(サーチ=離職～再就職の場合)	受給終了日から60日以上前に1社目の応募行動をとってれば1それ以外は0となる変数

<sup>6</sup> 有期雇用の場合を考慮するため、前職の離職理由、再就職後の離職理由として「契約期間満了による退職」を挙げている者はサンプルから落とした。よって、期間の定めのある求人であったことで再就職後の離職確率を上げる（再就職後の勤続期間を下げる）バイアスは存在しない。

<sup>7</sup> 推定にあたってはCox-Snell残差の形状およびAICによるテストの結果から分布形を選択した。ただし、分布形を変えても主要結果は変わらないことを確認している。

図表3 - 6 - 2 記述統計

	A. 求職開始～再就職をサーチ期間とする場合				B. 離職～再就職をサーチ期間とする場合			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
再就職後の勤続日数	159.5245	87.9056	1	341	163.5199	89.1002	1	343
失業中のサーチ日数+	4.3886	0.9544	0	5.8999	4.4949	1.0464	0	5.8406
サーチ180日以内*失業中のサーチ日数+	2.9967	1.9072	0	5.193	2.7866	2.0532	0	5.193
年齢+	3.5501	0.3022	2.7726	4.1744	3.5514	0.3017	2.7726	4.1744
男性	0.5084	0.4999	0	1	0.5085	0.4999	0	1
既婚	0.419	0.4934	0	1	0.416	0.4929	0	1
教育年数+	2.5547	0.1514	2.1972	2.8904	2.5537	0.1511	2.1972	2.8904
前職の勤続日数+	6.9687	1.0479	1.9459	9.6886	6.6014	1.3872	0	9.6886
再就職後の月収+	5.2226	0.3917	0	8.8749	5.2245	0.3896	0	9.0131
前職の月収との差	5.45	110.8026	-8015	6960	5.5419	114.1484	-8015	8020
再就職時有効求人倍率+	-0.0275	0.3273	-0.9163	0.6419	-0.0349	0.3283	-0.9163	0.6419
前職の離職:非自発的理由	0.1319	0.3384	0	1	0.1103	0.3133	0	1
サーチ開始30日以内に応募を開始していたかどうか	0.4634	0.4987	0	1	0.3272	0.4692	0	1
受給終了60日以上前に応募を開始していたかどうか	0.441	0.4965	0	1	0.441	0.4965	0	1

サーチ期間として求職から再就職までの日数を用いる場合は63,999サンプル。離職から再就職までの日数を用いる場合は76,565サンプル。

勤続日数は短くなる、というものである。つまり定着期間は短くなる。これは44歳以下の層でも45歳以上の層でも同様に確認される。ただし、サーチ期間が180日以内の場合には、逆に、サーチ期間が長くなると勤続日数は長くなる。つまり定着期間は長くなる。この点は44歳以下の層でも45歳以上の層でも確認される。すなわち、サーチ期間が180日以内の場合には、サーチ期間の存在により再就職のマッチングが高まっている可能性がある。一方で、サーチ期間が181日以上になると、サーチ期間を長くしてもマッチングは高まらないか、むしろ低くなるといえる。

この結果は求職者の最適意志決定サーチ・モデルの枠組みに基づいて、どのように解釈できるであろうか。最初から努力していなかったためにサーチ期間が長くなった場合、すなわちサーチ期間が長いことが市場に対して「最初から努力していなかった」ことのシグナルとなっている場合には問題が生じる。本当はサーチ期間が長いことでマッチングはよくなっているにもかかわらず、労働市場におけるシグナリング効果のために、サーチ期間が長いことでマッチングが悪くなるという関係を見せかけてしまう。努力しておらずサーチ期間が長くなってしまい、就職直前で再就職の努力水準を急いで高めたために、むしろ、サーチ期間が長いほどマッチングが悪くなる可能性があるからである。

#### 6.4 ロバストネスの検証

そこで、サーチ期間中の努力水準をコントロールした分析も行った。具体的には、(1) 求職開始30日以内に最初の応募をしていた(サーチの初期段階から努力水準を高めていた)場合とそうでない場合、(2) 離職30日以内に最初の応募をしていた場合とそうでない場合、(3) 基本手当の支給終了60日以上前に最初の応募をしていた場合とそうでない場合に分けて分析した。(1)(2)の分け方の場合、最初から努力水準を高めていなかったサンプルにおいて、不安定な結果が得られるが、それ以外では、努力水準の高め方の差にかかわらず、サーチ期間が長くなると勤続日数が短くなる(つまりマッチングが悪くなる)ことや、サー

図表3 - 6 - 3 失業時のサーチ期間が再就職後の勤続日数に与える影響

Panel A. 求職から再就職までのサーチ日数の影響

被説明変数：再就職後の勤続日数

	(A) 求職から再就職までのサーチ日数の影響					
			44歳以下に限定		45-59歳に限定	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
失業中のサーチ日数+	-0.191*** (0.0094)	-0.178*** (0.0095)	-0.178*** (0.011)	-0.167*** (0.011)	-0.228*** (0.017)	-0.210*** (0.018)
サーチ180日以内*失業中のサーチ日数+		0.0392*** (0.0050)		0.0345*** (0.0059)		0.0486*** (0.0094)
年齢+	-0.218*** (0.034)	-0.206*** (0.033)	-0.459*** (0.054)	-0.446*** (0.054)	1.182*** (0.19)	1.180*** (0.19)
男性	-0.0185 (0.020)	-0.0207 (0.020)	-0.0529** (0.023)	-0.0546** (0.023)	0.0372 (0.041)	0.0331 (0.041)
既婚	0.112*** (0.020)	0.111*** (0.020)	0.106*** (0.024)	0.103*** (0.024)	0.203*** (0.037)	0.202*** (0.037)
教育年数+	0.613*** (0.061)	0.612*** (0.061)	0.918*** (0.076)	0.910*** (0.076)	0.206** (0.10)	0.222** (0.10)
前職の勤続日数+	0.130*** (0.0089)	0.131*** (0.0088)	0.121*** (0.011)	0.122*** (0.011)	0.141*** (0.015)	0.142*** (0.014)
再就職後の月収+	0.0940*** (0.027)	0.0862*** (0.027)	0.133*** (0.036)	0.126*** (0.036)	0.0986** (0.045)	0.0885** (0.045)
前職の月収との差	-0.0000247 (0.000081)	-0.0000215 (0.000081)	0.0000135 (0.00012)	0.0000137 (0.00012)	0.0000211 (0.00011)	0.0000267 (0.00011)
就職時有効求人倍率+	-0.100*** (0.028)	-0.0979*** (0.028)	-0.0968*** (0.032)	-0.0951*** (0.032)	-0.182*** (0.054)	-0.177*** (0.054)
前職の離職:非自発的理由	0.211*** (0.027)	0.208*** (0.027)	0.216*** (0.034)	0.213*** (0.034)	0.201*** (0.043)	0.200*** (0.043)
定数項	4.917*** (0.24)	4.722*** (0.24)	4.778*** (0.30)	4.618*** (0.30)	0.362 (0.89)	0.139 (0.89)
標本数	63999	63999	47657	47657	16342	16342
対数尤度	-48525.41	-48494.742	-36080.494	-36063.424	-12358.495	-12345.265
尤度比検定(定数以外の係数は0)	849.81***	911.15***	608.51***	642.65***	413.90***	440.36***

退出確率に与える影響ではなく勤続日数の長さに与える影響の係数を示している。

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示している。

+をつけた変数は対数値として入っている。

Panel B. 離職から再就職までのサーチ日数の影響

被説明変数：再就職後の勤続日数

	(B) 離職から再就職までのサーチ日数の影響					
			44歳以下に限定		45-59歳に限定	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
失業中のサーチ日数+	-0.0687*** (0.0067)	-0.0565*** (0.0065)	-0.0597*** (0.0079)	-0.405*** (0.016)	-0.0902*** (0.013)	-0.399*** (0.024)
サーチ180日以内*失業中のサーチ日数+		0.0949*** (0.0036)		0.0275*** (0.0056)		0.0466*** (0.0092)
年齢+	-0.194*** (0.027)	-0.155*** (0.027)	-0.375*** (0.044)	-0.399*** (0.052)	0.857*** (0.16)	1.192*** (0.18)
男性	0.00825 (0.016)	-0.0110 (0.016)	-0.0302 (0.019)	-0.0732*** (0.022)	0.0939*** (0.034)	0.00698 (0.040)
既婚	0.120*** (0.016)	0.117*** (0.016)	0.115*** (0.020)	0.0775*** (0.023)	0.183*** (0.031)	0.183*** (0.035)
教育年数+	0.467*** (0.050)	0.482*** (0.049)	0.738*** (0.063)	0.935*** (0.073)	0.0754 (0.087)	0.258*** (0.100)
前職の勤続日数+	0.125*** (0.0053)	0.125*** (0.0052)	0.121*** (0.0065)	0.112*** (0.011)	0.125*** (0.0093)	0.131*** (0.014)
再就職後の月収+	0.0705*** (0.023)	0.0593*** (0.022)	0.116*** (0.029)	0.102*** (0.034)	0.0408 (0.038)	0.0675 (0.043)
前職の月収との差	-0.000100 (0.000064)	-0.0000660 (0.000063)	-0.000107 (0.000092)	0.0000216 (0.00012)	-0.0000459 (0.000089)	0.0000452 (0.00010)
就職時有効求人倍率+	-0.0686*** (0.023)	-0.0549** (0.022)	-0.0771*** (0.027)	-0.0499 (0.031)	-0.0998** (0.045)	-0.122** (0.052)
前職の離職:非自発的理由	0.237*** (0.025)	0.215*** (0.024)	0.246*** (0.031)	0.177*** (0.033)	0.224*** (0.040)	0.162*** (0.041)
定数項	4.684*** (0.19)	4.217*** (0.19)	4.367*** (0.24)	5.735*** (0.30)	1.675** (0.74)	1.121 (0.86)
標本数	76565	76565	56984	47657	19581	16342
対数尤度	-62483.12	-62148.795	-46507.788	-35687.061	-15892.774	-12201.237
尤度比検定(定数以外の係数は0)	987.71***	1626.36***	695.56***	1395.38***	427.13***	728.42***

退出確率に与える影響ではなく勤続日数の長さに与える影響の係数を示している。

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示している。

+をつけた変数は対数値として入っている。

チ期間が180日以下の場合には逆にサーチ期間が長いとマッチングがよくなるという結果は変わらなかった。このことは、44歳以下でも45歳以上でも同様に確認される。基本的な推定結果に変更はないが、残された課題は、求職者固有の心理的な異質性についての処理である。ここでは我慢強さ、再就職後の状況などはコントロールできていない可能性がある。サーチ期間が長いような人ほど、再就職までに妥協しなければならない条件が多いならば、再就職後の職に納得できなくなる可能性があり得る。また、サーチ期間が長いような人は、そもそも我慢強くない人であり、基本的な推定結果には、そのような人が定着しないことが表れている可能性があることは否定できない。なお、結果を解釈する上での注意点を一点述べる。ここでの分析結果は、「求職期間が長すぎる人でマッチングがよくない」が、「180日以内の場合には、求職期間が長いことでマッチングがよくなる」ことしか示していないことに注意が必要である。

## 6.5 まとめ

再就職行動と失業期間に関する分析結果（第5節）と合わせると、所定給付日数が長いと求職期間が長くなっている。しかしながら、求職（離職）期間が180日以内の層においては求職期間が長いほど再就職後の勤続期間は長くなり定着率は高まるといえる。定着率を再就職のマッチングのよさを表す一つの指標と考えれば、求職期間が与えられることでマッチングはよくなるといえる。ただし、180日以上層においては、求職期間が長くなっても再就職後の定着率は高まらず、むしろ定着率は低くなる可能性がある。求職期間が長くなっているといっても、マッチングの質が良くなるわけではないことが示された。

## 7. 結論と今後の課題

本章では求職者のサーチ努力水準や受諾効果を織り込んだ理論的枠組みと、その枠組みに対応するマイクロデータを用いながら、雇用保険の基本手当やマッチングの効率性、そして求職期間が再就職活動に与える影響について実証分析を行った。ここでの分析結果として、困難な状況に直面している求職者の実情を勘案せず、単に所定給付日数が長いほど求職者が怠けているというように解すべきではない。中高年齢層の中には、扶養家族等を抱え簡単には留保賃金等の条件を変更できない要因があるかもしれない。非自発的理由による離職者はあらかじめ準備ができていない、または精神的なショックがあるかもしれない。我が国の従来の長期雇用の慣行により、特定の企業内においてのみ通用する技能が修得されており、労働市場での汎用性が低く再就職が困難になりがちであるかもしれない。

これらを踏まえれば、大規模マイクロデータによる詳細な分析結果の蓄積が必要だろう。雇用保険の基本手当と失業期間の関係、そしてマッチングの効率性を規定するマッチング関数と失業期間の関係については、これまで地域を限定した小標本調査や集計度の高い都道府県データに基づく実証分析が蓄積されてきた。本章の第3節と第4節で行ったマイクロデータ

図表3 - 6 - 4 失業中のサーチ日数が再就職後の勤続日数に与える影響：失業中のサーチ  
努力をコントロールする場合（1）

Panel A. 求職から再就職までのサーチ日数の影響

被説明変数：再就職後の勤続日数

	(1) 求職開始30日以内に応募を開始していた場合				(2) 求職開始30日以内に応募を開始していなかった場合			
	44歳以下に限定		45-59歳に限定		44歳以下に限定		45-59歳に限定	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
失業中のサーチ日数+	-0.353*** (0.022)	-0.349*** (0.021)	-0.418*** (0.032)	-0.408*** (0.032)	0.0220 (0.027)	0.110*** (0.029)	-0.049 (0.041)	0.053 (0.044)
サーチ180日以内*失業中のサーチ日数+		0.110*** (0.014)		0.084*** (0.021)		0.0713*** (0.0091)		0.081*** (0.014)
年齢+	-0.643*** (0.098)	-0.608*** (0.098)	0.678** (0.350)	0.706** (0.348)	-0.449*** (0.095)	-0.419*** (0.094)	0.947*** (0.327)	0.909*** (0.321)
男性	-0.0145 (0.043)	-0.0128 (0.043)	0.024 (0.075)	0.021 (0.075)	-0.0771* (0.040)	-0.0786** (0.039)	0.080 (0.071)	0.086 (0.069)
既婚	0.107** (0.043)	0.103** (0.043)	0.273*** (0.066)	0.267*** (0.065)	0.163*** (0.042)	0.154*** (0.041)	0.146** (0.062)	0.145** (0.060)
教育年数+	0.746*** (0.14)	0.704*** (0.14)	0.286 (0.188)	0.275 (0.187)	0.954*** (0.14)	0.933*** (0.14)	0.021 (0.177)	0.070 (0.174)
前職の勤続日数+	0.0703*** (0.021)	0.0724*** (0.021)	0.064** (0.028)	0.067 (0.027)	0.110*** (0.019)	0.111*** (0.019)	0.120*** (0.025)	0.118*** (0.025)
再就職後の月収+	0.142* (0.074)	0.121* (0.073)	0.211** (0.092)	0.204** (0.091)	-0.0850 (0.066)	-0.0911 (0.065)	-0.002 (0.086)	-0.018 (0.084)
前職の月収との差	0.000254 (0.00034)	0.000262 (0.00034)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.00000309 (0.00026)	-0.0000190 (0.00026)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
就職時有効求人倍率+	-0.103* (0.060)	-0.100* (0.059)	-0.146 (0.098)	-0.152 (0.097)	-0.0773 (0.056)	-0.0812 (0.055)	-0.171* (0.092)	-0.173* (0.090)
前職の離職：非自発的理由	0.215*** (0.069)	0.211*** (0.068)	0.164** (0.083)	0.159** (0.082)	0.199*** (0.058)	0.185*** (0.057)	0.197*** (0.071)	0.195*** (0.070)
定数項	6.805*** (0.57)	6.486*** (0.57)	2.720* (1.650)	2.342 (1.642)	4.736*** (0.55)	4.059*** (0.55)	1.397 (1.532)	0.777 (1.507)
標本数	13742	13742	4655	4655	15727	15727	5580	5580
対数尤度	-11841.823	-11810.445	-4127.622	-4119.530	-12118.067	-12088.089	-4227.581	-4211.615
尤度比検定(定数以外の係数は0)	354.56***	417.32***	222.84***	239.02***	118.94***	178.90***	67.75***	99.69***

退出確率に与える影響ではなく勤続日数の長さに与える影響の係数を示している。

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示している。

+をつけた変数は対数値として入っている。

Panel B. 離職から再就職までのサーチ日数の影響

被説明変数：再就職後の勤続日数

	(1) 離職30日以内に応募を開始していた場合				(2) 離職30日以内に応募を開始していなかった場合			
	44歳以下に限定		45-59歳に限定		44歳以下に限定		45-59歳に限定	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
失業中のサーチ日数+	-0.466*** (0.0260)	-0.421*** (0.0270)	-0.4317*** (0.0362)	-0.3654*** (0.0365)	0.0428*** (0.0139)	0.0830*** (0.0137)	0.0249 (0.0216)	0.0572*** (0.0213)
サーチ180日以内*失業中のサーチ日数+		0.104*** (0.0150)		0.1449*** (0.0213)		0.1065*** (0.0059)		0.1014*** (0.0100)
年齢+	-0.363*** (0.1060)	-0.339*** (0.1050)	0.9411** (0.3795)	1.0097*** (0.3735)	-0.5578*** (0.0677)	-0.4769*** (0.0658)	0.6223** (0.2443)	0.6383*** (0.2367)
男性	-0.104** (0.0490)	-0.097** (0.0480)	-0.0508 (0.0798)	-0.0675 (0.0786)	-0.0461 (0.0286)	-0.0704** (0.0278)	0.1062** (0.0523)	0.0801 (0.0507)
既婚	0.192*** (0.0480)	0.191*** (0.0470)	0.3079*** (0.0704)	0.3092*** (0.0692)	0.0966*** (0.0303)	0.0839*** (0.0294)	0.1126** (0.0462)	0.1177*** (0.0447)
教育年数+	1.204*** (0.1630)	1.153*** (0.1620)	0.0143 (0.1996)	-0.0027 (0.1962)	0.6206*** (0.0991)	0.6357*** (0.0961)	0.038 (0.1326)	0.1295 (0.1289)
前職の勤続日数+	0.118*** (0.0150)	0.117*** (0.0150)	0.0709*** (0.0201)	0.0747*** (0.0198)	0.1153*** (0.0106)	0.1161*** (0.0103)	0.1190*** (0.0150)	0.1185*** (0.0146)
再就職後の月収+	0.339*** (0.0840)	0.316*** (0.0830)	0.2755*** (0.1007)	0.2707*** (0.0990)	-0.0820* (0.0478)	-0.0855* (0.0463)	-0.0304 (0.0639)	-0.0295 (0.0617)
前職の月収との差	0.00072** (0.0003)	0.0008** (0.0003)	-0.0002 (0.0003)	-0.0001 (0.0003)	-0.0003 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0005* (0.0068)	-0.0004 (0.0002)
就職時有効求人倍率+	-0.0761 (0.0671)	-0.066 (0.0670)	-0.1301 (0.1056)	-0.1468 (0.1037)	-0.0840** (0.0408)	-0.0753* (0.0395)	-0.1322* (0.0583)	-0.1165* (0.0661)
前職の離職：非自発的理由	0.187** (0.0810)	0.188** (0.0800)	0.2152** (0.0952)	0.2174** (0.0935)	0.2016*** (0.0479)	0.1686*** (0.0464)	0.1456** (0.0603)	0.1282** (0.0584)
定数項	3.926*** (0.6380)	3.544*** (0.6350)	2.1863 (1.7873)	1.213 (1.7656)	5.7096*** (0.3941)	4.9015*** (0.3846)	2.3673* (1.1477)	0.1282** (0.0584)
標本数	11130	11130	4071	4071	23261	23261	7996	7996
対数尤度	-10069.259	-10044.023	-3649.012	-3626.254	-19249.233	-19091.271	-6681.003	-6628.276
尤度比検定(定数以外の係数は0)	485.39***	535.86***	206.82***	252.33***	277.84***	593.76***	132.19***	237.65***

退出確率に与える影響ではなく勤続日数の長さに与える影響の係数を示している。

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示している。

+をつけた変数は対数値として入っている。

図表3 - 6 - 5 失業中のサーチ日数が再就職後の勤続日数に与える影響：失業中のサーチ  
努力をコントロールする場合（2）

Panel A. 求職から再就職までのサーチ日数の影響

被説明変数：再就職後の勤続日数

	(1) 受給終了60日以上前から応募していた場合				(2) 受給終了60日以上前から応募していなかった場合			
	44歳以下に限定		45-59歳に限定		44歳以下に限定		45-59歳に限定	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
失業中のサーチ日数+	-0.403*** (0.024)	-0.378*** (0.024)	-0.3763*** (0.0295)	-3.482*** (0.0296)	-0.0604*** (0.020)	-0.0282 (0.021)	-0.239 (0.0365)	.0153 (0.0380)
サーチ180日以内*失業中のサーチ日数+		0.112*** (0.014)		.0748*** (0.0163)		0.0446*** (0.0086)		.0533*** (0.0157)
年齢+	-0.381*** (0.11)	-0.351*** (0.11)	0.8006** (0.3281)	8007** (0.3248)	-0.647*** (0.085)	-0.624*** (0.085)	9882*** (0.3420)	.9751*** (0.3379)
男性	-0.0833 (0.051)	-0.0835* (0.050)	-0.0637 (0.0718)	-0.633 (0.0711)	-0.0455 (0.035)	-0.0473 (0.035)	.0996 (0.0728)	.0983 (0.0719)
既婚	0.168*** (0.049)	0.167*** (0.048)	0.2620*** (0.0626)	.2540*** (0.0620)	0.0829** (0.038)	0.0769** (0.038)	.1169* (0.0631)	.1184* (0.0624)
教育年数+	1.039*** (0.17)	0.994*** (0.16)	0.1514331 (0.1732)	.1666 (0.1715)	0.704*** (0.12)	0.693*** (0.12)	.1106 (0.1905)	.1287 (0.1884)
前職の勤続日数+	0.0832*** (0.023)	0.0834*** (0.023)	0.0940*** (0.0254)	.0915*** (0.0251)	0.0883*** (0.018)	0.0920*** (0.018)	.0476* (0.0279)	.0534* (0.0276)
再就職後の月収+	0.242*** (0.085)	0.226*** (0.084)	0.2644*** (0.0866)	.2509*** (0.0857)	-0.124** (0.059)	-0.129** (0.059)	-.1108 (0.0901)	-.1158 (0.0890)
前職の月収との差	0.000591* (0.00036)	0.000554 (0.00035)	0.0002 (0.0003)	.0003 (0.0003)	-0.000222 (0.00025)	-0.000230 (0.00025)	-.0009** (0.0004)	-.0009** (0.0004)
就職時有効求人倍率+	-0.148** (0.069)	-0.144** (0.068)	-0.2119** (0.0922)	-21.70** (0.0912)	-0.0290 (0.050)	-0.0290 (0.050)	-.1120 (0.0957)	-.1121 (0.0945)
前職の離職:非自発的理由	0.266*** (0.055)	0.248*** (0.054)	0.1711*** (0.0628)	.1691*** (0.0621)	-0.118 (0.10)	-0.0944 (0.10)	-.3347* (0.1962)	-.2938 (0.1937)
定数項	4.852*** (0.65)	4.457*** (0.65)	2.1123 (1.5511)	1.8036 (1.5374)	6.790*** (0.49)	6.450*** (0.49)	1.8772 (1.5876)	1.5170 (1.5729)
標本数	11655	11655	5854	5854	17814	17814	4381	4381
対数尤度	-10013.852	-9981.3934	-4732.73	-4722.305	-13911.906	-13898.734	-3595.965	-3590.277
尤度比検定(定数以外の係数は0)	373.95***	438.87***	220.86***	241.71***	134.36***	160.71***	45.19***	56.57***

退出確率に与える影響ではなく勤続日数の長さに与える影響の係数を示している。

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示している。

+をつけた変数は対数値として入っている。

Panel B. 離職から再就職までのサーチ日数の影響

被説明変数：再就職後の勤続日数

	(1) 受給終了60日以上前から応募していた場合				(2) 受給終了60日以上前から応募していなかった場合			
	44歳以下に限定		45-59歳に限定		44歳以下に限定		45-59歳に限定	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
失業中のサーチ日数+	-0.6726*** (0.0279)	-.6169*** (0.0297)	-0.576*** (0.034)	-0.502*** (0.037)	-.4190*** (0.0276)	-.2781*** (0.0360)	-0.254*** (0.050)	-0.107* (0.063)
サーチ180日以内*失業中のサーチ日数+		.0661*** (0.0134)		0.0727*** (0.016)		.0541*** (0.0089)		0.0622*** (0.017)
年齢+	-.2483** (0.1102)	-.2379** (0.1097)	0.814** (0.32)	0.819*** (0.32)	-.5451*** (0.0817)	-.5278*** (0.0813)	0.972*** (0.33)	0.990*** (0.33)
男性	-.0611 (0.0491)	-.0604 (0.0488)	-0.0639 (0.070)	-0.0690 (0.069)	-.0588* (0.0337)	-.0636* (0.0335)	0.0883 (0.071)	0.0798 (0.070)
既婚	.1123** (0.0470)	.1162** (0.0468)	0.242*** (0.061)	0.241*** (0.060)	.0652* (0.0364)	.0636* (0.0362)	0.109* (0.061)	0.116* (0.061)
教育年数+	1.0354*** (0.1607)	1.0076*** (0.1600)	0.190 (0.17)	0.201 (0.17)	.7796*** (0.1168)	.7630*** (0.1162)	0.173 (0.19)	0.201 (0.18)
前職の勤続日数+	.0860*** (0.0223)	.0862*** (0.0222)	0.0925*** (0.025)	0.0899*** (0.024)	.0950*** (0.0173)	.0963*** (0.0172)	0.0642** (0.027)	0.0675** (0.027)
再就職後の月収+	2.034** (0.0816)	.1911** (0.0812)	0.233*** (0.084)	0.225*** (0.083)	-.1321** (0.0570)	-.1365** (0.0567)	-.0111 (0.088)	-.0107 (0.087)
前職の月収との差	.0006* (0.0003)	.0006* (0.0003)	0.000207 (0.00029)	0.000243 (0.00028)	-.0002 (0.0002)	-.0002 (0.0002)	-0.000894** (0.00037)	-0.000906** (0.00037)
就職時有効求人倍率+	-.1233* (0.0664)	-.1186* (0.0660)	-0.171* (0.089)	-0.174** (0.088)	.0060 (0.0480)	.0020 (0.0477)	-0.0681 (0.093)	-0.0745 (0.093)
前職の離職:非自発的理由	3.287*** (0.0530)	3.155*** (0.0528)	0.198*** (0.061)	0.195*** (0.060)	-.0344 (0.0975)	-.0094 (0.0970)	-0.288 (0.19)	-0.246 (0.19)
定数項	5.7733*** (0.6316)	5.4023*** (0.6330)	3.057** (1.50)	2.512* (1.50)	7.9824*** (0.4784)	7.1367*** (0.4955)	2.788* (1.55)	1.719 (1.57)
標本数	11661	11661	5855	5855	17823	17823	4381	4381
対数尤度	-9877.1421	-9865.005	-4675.611	-4665.499	-13815.352	-13797.127	-3583.570	-3576.735
尤度比検定(定数以外の係数は0)	657.50***	681.77***	335.81***	356.03***	343.61***	380.06***	69.98***	83.65***

退出確率に与える影響ではなく勤続日数の長さに与える影響の係数を示している。

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示している。

+をつけた変数は対数値として入っている。

に基づく実証分析からは、先行研究で得られていた統計的事実や第3節で示した求職者行動に関する枠組みの結論を支持する結果を得た。さらに全国の労働市場を網羅した大量のデータの活用によって、個別求職者の再就職行動に関する差異を十分汲み取り、雇用保険の基本手当受給者が再就職にいたるまでの平均的な姿とそこからの乖離を厳密に推定することが可能となった。

また本章は再就職行動に関して新しい研究課題を提示し、実証分析を行った。第5節では所定給付日数が求職者の応募申請状況に与える影響を推定した。第6節では、サーチ期間は再就職後の離職確率を下げるかどうか、つまり勤続を長くさせる、定着状況をよくする効果を持つかどうかを検証した。これらの分析を通じて雇用保険の基本手当やマッチングの効率性、求職期間が再就職の結果に与える経路を特定し、また再就職にいたるまでの期間と再就職の質を評価するにあたって、失業期間中の行動の重要性を示すことができた。

本章を通じて再就職行動に関する多くの実証分析を行い、先行研究で得られていた結果を補強し、そして現在までそのミクロ的重要性が実証的に明らかにされなかった所定給付日数とサーチ努力の関係やサーチ期間と再就職の質の関係について新しい統計的事実を積み重ねたものの、残された課題は多い。求職者の我慢強さ、再就職後の状況などは再就職行動のあり方を強く規定するだろう。データの制約上、こうした求職者属性が与える影響を本章では考慮していない。

制度設計のあり方を正しく議論するためには、心理的要素や労働市場の状況と雇用保険の基本手当など経済的要素のそれぞれが、再就職にいたる経路と質に対してどの程度重要であるか、その差異を十分汲み取ることができるような大量のデータが今後の実証分析・良質な政策的議論のために一層必要であろう。

## 参考文献

- [ 1 ] 今井亮一・工藤教孝・佐々木勝・清水崇 (2007)「サーチ理論 - 分権的取引の経済学」東京大学出版会
- [ 2 ] 小原美紀 (2002)「失業者の再就職行動 - 失業給付制度との関係」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社
- [ 3 ] 小原美紀 (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』、2004年7月, 33-48頁
- [ 4 ] 小原美紀「失業給付と求職者の労働供給」(2007) 未定稿
- [ 5 ] Kano, S. and M. Ohta (2005)“ Estimating a Matching Function and Regional Matching Efficiencies: Japanese Panel data for 1973-1999 ” *Japan and the World Economy*, 17 ( 1 ), p.25-41
- [ 6 ] Meyer, Bruce D. (1990)“ Unemployment Insurance and Unemployment Spells, ” *Econometrica*, vol.58, pp.757-782.

- [ 7 ] Mortensen, Dale ( 1977 ) “ Unemployment Insurance and Job Search Decisions, ”  
Industrial and Labor Relations Review, vol. 30, pp.505-517.
- [ 8 ] Petrongolo, B. “ Re-Employment Probabilities and Returns to Matching ” *Journal of  
Labor Economics*, 19, p.716-41
- [ 9 ] Petrongolo, B. and P. A. Pissarides ( 2001 ) “ Looking into the Black Box: A Survey of  
the Matching Function ” *Journal of Economics Literature*, 39 ( 2 ), p.390-431
- [ 10 ] Petrongolo, B. and P. A. Pissarides ( 2005 ) “ Scale Effects in Markets with Search ”  
*Economic Journal*, 116, p.21-44
- [ 11 ] van deng Berg, Gerard J. ( 2001 ) “ Duration Models: Specification, Identification, and  
Multiple Durations, ” Heckman, James J. and Edward E. Leamer ( eds. ), *Handbook of  
Econometrics*, vol.5, Amsterdam: North-Holland.