

経済財政分析ディスカッション・ペーパー

民間求人ビッグデータを用いた求人マッチングの分析
—求人への欠員期間と募集賃金—

丸田 裕也、武藤 裕雄

Economic Research Bureau

CABINET OFFICE

内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付

本稿は、政策統括官（経済財政分析担当）のスタッフ及び外部研究者による研究成果を取りまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂くことを意図している。ただし、本稿の内容や意見は、執筆者個人に属するものである。

目次

1.	はじめに	4
2.	先行研究と本稿の位置付け.....	5
3.	使用したデータ.....	6
(1)	民間求人データの概要	6
(2)	重複求人の処理と再掲載求人の接続	7
(3)	欠員期間・充足イベント・打切りの定義.....	8
(4)	テキストダミーの作成	8
(5)	記述統計	9
4.	分析手法	11
(1)	カプランマイヤー推定量.....	12
(2)	層別 Cox 比例ハザードモデル	13
(3)	層別 Cox 比例ハザードモデルにおける操作変数法.....	14
5.	推計結果	16
(1)	カプランマイヤー推定量に基づく累積充足確率	16
(2)	操作変数法を用いた層別 Cox 比例ハザードモデルの推定結果.....	19
6.	結論	24
	補論：時間依存効果の存在を考慮した推計モデルについて.....	26
	参考文献	27

民間求人ビッグデータを用いた求人マッチングの分析 —求人への欠員期間と募集賃金—¹

丸田 裕也² 武藤 裕雄³

【要旨】

本稿では、大手民間求人媒体の正社員求人のビッグデータを用いて、求人掲載期間を企業の欠員期間の代理指標として捉え、層別 Cox 比例ハザードモデルにより、募集賃金、職種、地域、産業、福利厚生等の求人属性と充足ハザードとの関係を明らかにする。募集賃金と欠員期間の関係については、業務内容に由来する採用難度等による賃金の内生性を考慮するため、操作変数法におけるコントロールファンクション法を用いた推計を行った。分析の結果について、操作変数を用いないモデルでは、募集賃金のハザード比は1を下回り、賃金が高い求人ほど求人が充足しにくいという関係が観察された一方、募集賃金水準の内生性を考慮した推計では、募集賃金のハザード比は1を上回り、賃金が高い求人ほど求人が充足しやすい関係が示された。また、育児休業や研修・資格取得支援といった福利厚生の存在も、求人の充足確率を高める効果が確認された。以上の結果から、企業が人手不足を解消するうえで賃金をはじめとする待遇改善を通じた市場メカニズムの機能が有効であることがわかる一方で、賃金と人手不足の関係には、職種ごとの業務内容等が大きく影響し、単純な関係でないことが示唆される。

¹ 本稿の作成においては、株式会社フロッグからオンライン求人データの提供を頂いた。また、内閣府大臣官房審議官（経済財政分析担当）の茂呂賢吾氏、内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）の加藤卓生氏より有益なコメントを頂いた。元内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付の辻村龍仁氏には、本稿の作成に向けた検討にあたり、様々なご協力を頂いた。ここに記して感謝を申し上げる。ただし、本稿に残された誤りは言うまでもなく筆者の責に帰すものである。また、本稿で示された見解は筆者個人によるものであり、必ずしも内閣府の見解を示すものではない。

² 元内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付政策企画専門職

³ 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官補佐（総括担当）

1. はじめに

我が国の労働市場では、人手不足感が高い水準で推移する中、求人の充足に要する期間も長期化しており、求人と求職者のマッチング過程を把握する重要性が高まっている（内閣府（2026））。また、ハローワーク求人を用いた分析では、求人の滞留期間（充足速度）が長期化し、総じてみればマッチング効率が低下していることが示されている（内閣府（2026））。しかし、先述の分析は、ハローワークを中心に集計されたデータを用いたものであり、例えば個々の求人特性の違いや変化などは加味されていない、平均値を用いているため、求人の充足までの期間にばらつきが生じていてもわからない、といった課題が残っている。また、人手不足の下では、一般的には企業は賃金を上げる等の待遇改善を行うことで、求職者を引き付けようとする行動がみられると考えられるが、2010年代後半には、人手不足感が高まったにもかかわらず賃金が上がらないという「パズル」がみられた一方、2020年代に入り、少なくともマクロでは、人手不足感が高い中で、企業が人員確保のために賃上げを積極的に行う動きがみられるようになっている。

それでは、個々の求人レベルにおける待遇改善は、本当に求職者を引き付け、（その）企業の人手不足改善に寄与するのだろうか。この疑問に答えるため、本稿では、マクロデータを用いた過去の分析を補完する形で、民間求人データの個票を用いた分析を行う。民間求人データは、個々の求人票を継続的に追跡することが可能であり、求人件数といった集計指標だけでは把握できない求人の充足過程を分析できるという利点を有している。本稿では求人の掲載期間を企業の欠員期間の代理指標として捉え、その決定要因を分析する。手法としては、右側打ち切り⁴を伴う期間データを扱うことができる生存時間解析により、求人の充足ハザード、すなわち、求人が充足するまでにどの程度の時間を要するか、その時間が属性ごとにどのように異なるか推定する。具体的には、カプランマイヤー推定量により欠員期間の分布を確認した上で、Cox 比例ハザードモデルを用いて、募集賃金、職種、地域、産業、福利厚生等の求人属性が充足ハザードに与える影響を分析する。さらに、募集賃金と欠員期間の関係については、採用難度等に起因する内生性を考慮するため、操作変数及びコントロールファンクション法を用いた推計を行う。

本稿の貢献⁵は、第一に、民間求人ビッグデータを用いて求人単位の欠員期間を構築し、求人の滞留状況を記述した点である。特に、オンライン求人データでは、同一又は類似の求人が再掲載される場合があり、これらを別個の求人として扱うと欠員期間を過小に評価する可能性があるため、本稿では、掲載終了後一定期間内に同一求人と考えられる求人が再掲

⁴ 右側打ち切りとは、生存時間解析において、観察終了時点まで対象とするイベントが発生していないことは確認できるものの、その後のイベント発生時点までは観察できないデータの状態をいう。本稿における具体的な取扱いについては、第3章（3）で後述する。

⁵ 本稿は、内閣府（2026）第2章2節に掲載した分析について、理論的背景や詳細な手法に関する論点をまとめ補完するものである。

載された場合には、これらを接続して一つの求人ブロックとして扱い、再掲載を考慮した欠員期間を構築した。また、求人ビッグデータには業務内容や福利厚生などのテキストデータが含まれるため、賃金のみならず、様々な待遇が充足に与える影響も併せて分析している。第二に、カプランマイヤー推定量及びCox 比例ハザードモデルを用いて、求人属性・職種・地域・福利厚生等が求人充足確率に与える影響を推定した点である。第三に、募集賃金と欠員期間の関係について、観察可能な求人属性に加え、操作変数及びコントロールファンクション型の手法を用いて、賃金の内生性に配慮した推計を行った点である。

本稿の構成として、第2章では、募集賃金と欠員期間・マッチング、特に生存時間解析を用いた先行研究を整理した上で、第3章では、分析に用いる民間求人データの概要、欠員期間及び充足イベントの定義、再掲載求人の処理、各変数の作成方法を説明する。第4章では、カプランマイヤー推定量、Cox 比例ハザードモデル、操作変数法及びコントロールファンクション法による分析手法を説明する。第5章では推計結果を示し、求人属性や募集賃金が充足ハザードに与える影響を確認する。第6章で本稿の結論と今後の課題を述べる。

2. 先行研究と本稿の位置付け

賃金と人手不足の関係については、労働経済学の観点から様々な蓄積がある。教科書的には、労働市場で人手不足（労働需要が労働供給を上回る）になれば賃金が引き上げられ、需要と供給が一致する水準に決定される。この背景には、労働供給側（求職者）の意思決定として賃金水準が重要な役割を果たしており、（職種内容等が同じであれば）賃金水準が高い職を選ぶという前提があると考えられる。求職者の応募が多くあれば、求人側はその中から最も適した応募者を選べばいいから、この関係からは、賃金水準が高いほど、求人の充足速度も高くなると想定できる。

Van Ours and Ridder (1992) は、求人票が労働市場に出ている期間の長短を求人側と求職側のマッチング速度を測る代理変数とみなし、短ければ求人が充足されやすい（マッチングしやすい）と論じている。本稿では、Van Ours and Ridder (1992) に倣って求人票が市場に残っている期間に着目し、生存時間解析（ハザードモデル）と呼ばれる手法⁶を用いて分析を行う。生存時間解析は、もともとは医療分野で多く用いられてきた手法であり、死亡や疾病の再発等、あるイベントが一定時間以内にどの程度の確率で発生するかを分析することを目的としている。ここでは、求人票一つ一つについて、求人票が掲載終了予定日より早く市場から消えることを分析対象のイベントとみなし、その確率が属性によってどの

⁶ 欠員期間の分析手法としては、他に、平均掲載期間の比較、一定期間内の充足有無を用いた二値モデル、掲載期間を連続変数とする回帰分析などがある。これらの方法は、データの制約がある中で分析に用いやすいことや集計データにも適用しやすいという利点がある一方、観察期間終了時点で未充足の求人を十分に扱えないことに加え、求人がいつ充足されたのかという時間情報を十分に活用しにくいことが考えられる。

ように変化するかを分析する。実際、海外では、Andrews et al. (2008) や Mangan and Trendle (2017) がハザードモデルを用いて欠員期間や求人充足過程を分析しており、また日本のデータを用いたものとしては、Kameda et al. (2021) がハローワーク求人票データを用い、東日本大震災後の復興事業が民間求人の充足確率に与える影響を Cox 比例ハザードモデルにより分析している。本稿は、近年存在感を増している民間のインターネット求人広告のデータを活用し、賃金をはじめとする待遇改善に着目しているところに特徴がある。

注意すべき点は、実際に求人票単位で賃金と充足速度の関係を分析した研究を見ると、必ずしも、賃金が高い求人ほど充足が速いという関係になっていない。例えば、Mueller et al. (2024) や Bassier et al. (2025) では、募集賃金と欠員期間の関係を分析する際、採用が難しい求人ほど高い賃金を提示するという逆の因果関係や、観察不能な職務・労働者・企業属性による内生性に対応する必要があることを指摘している。また、日本の研究において、Kambayashi et al. (2025) では、日本の民間職業紹介データを用いて、募集賃金が応募、面接、内定受諾といった多段階のマッチング過程に与える影響を分析しており、特に、募集賃金が求人の採用難易度や職務内容を反映して内生的に決定される可能性を踏まえた分析が行われている。こうした内生性をコントロールすることは、賃金をはじめとする要素が充足確率に与える影響を分析するうえで必要な要素である。本稿では、生存時間分析において内生性を除くために提案されているコントロールファンクション法を用いることで⁷、賃金の職種などの属性に対する内生性を排除し、賃金と求人の充足速度の関係を取り出すことを試みる。

3. 使用したデータ

(1) 民間求人データの概要

本稿の分析には、株式会社フロッグがウェブスクレイピング⁸により取得した民間求人データを用いる。本データは、主要民間求人広告媒体掲載会社2社⁹により掲載された求人票情報を収集したもので、2023年7月から2025年6月までの週次データを使用した。このうち正社員の求人として次節以降の処理を行った約119万件を用いて分析を行っている。本データは、求人の取得日、掲載開始日、掲載終了予定日、企業名、勤務地、職種、雇用形態、募集賃金、仕事内容、福利厚生等の求人票情報を含んでいる。このため、求人票がイン

⁷ 医学・疫学の分野では、生存時間分析が広く行われ、内生変数を取り除く手法が広く検討されている。Tchetgen Tchetgen et al. (2015) における操作変数法や、Wan et al. (2015) や Martínez-Camblor et al. (2019) における二段階残差投入法 (two-stage residual inclusion, 2SRI) 等がある。

⁸ インターネット上に掲載されている情報を、プログラムを組んで自動で収集すること。

⁹ 分析対象は、求人の掲載開始日と掲載終了日のデータが入手できた2社に限定している。後述するが、掲載終了日の情報がない場合、求人の市場退出が、充足によるものなのか、当初予定していた掲載期間が切れたことによるものなのか識別することが困難であるため、掲載終了日の情報が得られた2社に限定している。

ターネット上に掲載されていた期間を把握できるほか、募集賃金や職種、地域、求人票に記載された労働条件といった求人属性を用いた分析が可能である。次節以降は、分析用データ作成のための処理方法やデータの特徴について整理する。

（２） 重複求人の処理と再掲載求人の接続

まず、重複求人の処理について説明する。本稿でいう重複求人とは、実際には同じ１件の求人だったとしても、求職者の目に入る機会を増やすことを目的として求人企業が複数の求人媒体に出稿したり同一媒体内で複数掲載する場合に、ウェブスクレイピングの関係上、データセット中に複数の媒体間または同一媒体内で重複して出現する求人¹⁰を指す。重複求人を判定して除外することで、同一求人が複数回カウントされることによる求人件数の過大評価を避けるとともに、同一求人が分析上重複して扱われることを防ぐことが可能となる。なお、データの継続性の観点から、２週以上にわたりデータセットに登場する（以下必要に応じて「観測される」などと呼ぶ）求人に限定した。

本稿では、同一取得日、企業名、勤務地等を結合して作成した求人キーを使用し、重複求人を判定する処理を行った。具体的には、同一取得日、同一掲載開始日、企業名、勤務地、職種、雇用形態、下限給与を結合して作成した求人キーを持つ求人を同一求人とみなし、１件のみを残した。この結果、重複が確認された求人は全体の約 21%であり、それぞれ 1 求人を残す処理を行ったところ、処理前データの約 13%が削除された¹¹。また、最後に求人が観測された日がもともとの掲載終了予定日の 6 日前以内にある場合には、データ取得が週 1 回である関係上、途中で充足したのか最終日まで掲載されていたのかが判別できないため、掲載終了予定日まで掲載されていたものとして掲載終了日を補正した。

次に、再掲載された求人の接続について説明する。一般に、求人広告は、当初予定していた掲載期間内に求人が充足しない場合には、同一内容の求人が再掲載されることから、結果的に掲載期間終了後¹²に同一または類似の求人が一定期間繰り返し掲載されることがある。このような再掲載求人をそれぞれ独立した求人として扱うと、掲載最終日に「求人が充足した」と判定されてしまい、同一の欠員が継続しているにもかかわらず、欠員期間を過小に評価する可能性がある。そこで、同一求人と考えられる求人票を接続し、再掲載求人を一つの求人ブロックとして扱う処理を行うことを考える。

本稿では、掲載終了予定日まで未充足であった（掲載されていた）求人を対象に、企業名、

¹⁰ 同一媒体内での重複については、求人プランによってはバナーや新着上位等の表示回数を増やすものがあり、これにより同一媒体内でも複数の求人が観測されていると考えられる。

¹¹ 重複処理前のデータ全体のうち、重複なしは約 80%、重複 1 件（２件の掲載が確認されたもの）は約 12%、重複 2 件は約 4 %、重複 3 件約 2 %、重複 4 件は約 1 %、重複 5 件以上は約 2 %となっていた。なお、重複があるものについては、これらのうち 1 件を残す処理をしているため、重複が確認された行と処理対象の行は一致しない。

¹² 先述の通り、この観点から、掲載終了日の情報がある媒体のみを使用している。

勤務地、職種、募集賃金を接続キーとし、掲載終了後7日以内に同一のキーを持つ求人が再度掲載された場合には、これらを一連の求人ブロック¹³として接続した。同一の募集の継続として扱うデータ数を接続前の元データ数に占める割合をみると、1回以上接続（再掲載）されたブロックに含まれる求人数が約70%であり、平均接続回数は0.89回であった。なお、接続可能な未充足求人について、掲載終了後1か月以内を対象として、再掲載までの日数を確認したところ、接続可能な求人の約95%は、接続前の求人の掲載終了日の翌日となっていた¹⁴。このことから、掲載終了時点で未充足であった求人の多くは、掲載終了のタイミングで充足したのではなく、求人媒体上の再掲載等により実質的には募集が継続している可能性が高いと考えられる。

（3） 欠員期間・充足イベント・打切りの定義

欠員期間は、求人票の掲載開始日から求人取得日の最終観測日までとする。求人票の最終観測日が掲載終了予定日より1週間以上前の場合に、当該求人が最終観測日に充足されたもの（充足イベント発生）として扱う。一方、掲載終了予定日まで充足が確認されなかった求人については、右側打ち切りとして扱う。なお、（2）で示したとおり、掲載終了予定日直前まで観測された求人については、掲載終了予定日まで掲載されていたものとして補正しており、掲載終了予定日までの充足の有無を確認できないことから、右側打ち切りに含めている。

（4） テキストダミーの作成

本稿では、賃金以外にも様々な福利厚生が求人の充足速度に与える影響を分析するため、福利厚生に関する求人属性を、求人票の福利厚生欄のテキスト情報から作成した。まず、改行、HTMLタグ、記号、括弧内の補足説明、数字等を除去し、福利厚生欄の文字列を整形するといった基礎的な処理を行った。次に、育児休業、研修・資格取得支援、テレワークに関する語句を辞書として設定し、各語句が福利厚生欄に含まれる場合に1をとるダミー変数を作成した¹⁵。

¹³ 求人ブロックは、求人キーを用いて同一求人と判定された求人について、前回掲載終了日から次回掲載開始日までの間隔が一定日数以内である場合に、同一求人が再掲載されたものとみなして一つの求人として認識するための単位である。なお、以下特に誤解を招く可能性がある場合を除き、ある時点で観測された求人ブロックの数を「求人件数」と呼ぶ場合がある。

¹⁴ なお、掲載終了の22日後までの累積接続割合は約99.5%まで上昇したが、時間の経過とともに接続割合が上昇するのは、既存の求人の更新ではなく、新たに出稿された求人の接続が行われた可能性があると考えられる。

¹⁵ 退職金、財形貯蓄には、「退職金」「財形」、研修、能力開発には、「研修制度」「教育制度」「資格取得」等、住宅手当、家賃手当には、「住宅手当」「住宅補助」「家賃手当」等、育児休業等には、「育児休業」「育休」「産後休暇」等、家族手当、子ども手当には、「家族手当」「子ども手当」「扶養手当」等、リモー

(5) 記述統計

図表 1 は、分析に用いる主要変数の記述統計を示している。分析対象の求人件数は約 119 万件であり、このうち約 3 分の 2 で充足イベントが観察されている。掲載週数は平均で約 19 週、中央値で 12 週となっている。平均値が中央値を上回っていることから、比較的短期間で終了する求人が多い一方で、一部には長期間掲載が継続する求人も含まれていると考えられる。募集賃金については、月給下限額の平均が約 28 万円、中央値が 25.5 万円である。最後に、福利厚生や働き方に関する記述をみると、研修・訓練に関する記述がある求人は約 70%、育児休業関連の記述がある求人は約 45%、テレワーク関連の記述がある求人は約 10%となっている。

図表 1 要約統計量

変数名	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
掲載週数	1188633	19.23	17.64	2	12	116
充足イベント（割合）	1188633	0.64	0.48	0	1	1
募集賃金_月給（下限）	1188633	284828.48	94480.47	100000	255000	2000000
研修・訓練ダミー	1188633	0.70	0.46	0	1	1
育児休業関連ダミー	1188633	0.46	0.50	0	0	1
テレワーク関連ダミー	1188633	0.10	0.31	0	0	1

図表 2 は、主要職種別の求人構成と主要変数を示している。職種構成をみると、営業・事務が約 37%と最も多く、生産や運輸といった現業職が約 25%、IT エンジニアが約 18%となっている。営業・事務、現業職、IT エンジニアを合わせると 8 割程度となり、これらの職種における求人充足の動向が全体の結果に一定の影響を与えることが分かる。

職種別の掲載期間をみると、IT エンジニアは平均で約 22 週、中央値で 14 週と、他の職種に比べて長い。現業職も平均で約 20 週、中央値で 13 週となっており、営業・事務やサービス・販売に比べてやや長い。一方、充足割合をみると、IT エンジニアや現業職はそれぞれ約 69%、約 68%であり、必ずしも充足割合が低いわけではない。このことは、これらの職種では最終的に充足する求人も多い一方で、充足までに時間を要する傾向があることを示唆している。また、募集賃金については、IT エンジニアの平均月給下限額が約 31.6 万円と最も高く、中央値も約 28.4 万円となっている。営業・事務は平均約 28.8 万円、中央値 26.0 万円であり、サービス・販売と現業職は平均で約 26 万円前後、中央値で約 24~25 万円となっている。掲載期間との関連で言えば、IT エンジニアでは他職種に比べて高い募集

トワーク、フレックスタイム制には、「在宅勤務」「リモート」「フレックス」等の関連する用語が含まれるものを集計した。

賃金が提示されているにもかかわらず、掲載期間が相対的に長いことがわかる。このことは、先述の Mueller et al. (2024) や Bassier et al. (2025) が指摘したように、採用が難しいほど高い賃金を提示する可能性等、職種や業務内容をコントロールすることの重要性を示唆している。

図表2 職種別の求人構成と主要変数

主要職種	構成比	充足割合	掲載週数	掲載週数	募集賃金	募集賃金
			平均	中央値	平均	中央値
営業・事務（管理職除く）	0.37	0.66	17.45	12	288403.63	260000
ITエンジニア/IT系専門職	0.18	0.69	21.95	14	315941.52	284000
サービス・販売	0.06	0.62	18.13	12	260385.87	249000
現業職（工場、運輸、建設系）	0.25	0.68	20.43	13	258337.90	243900
その他	0.14	0.70	18.87	12	294488.94	260000

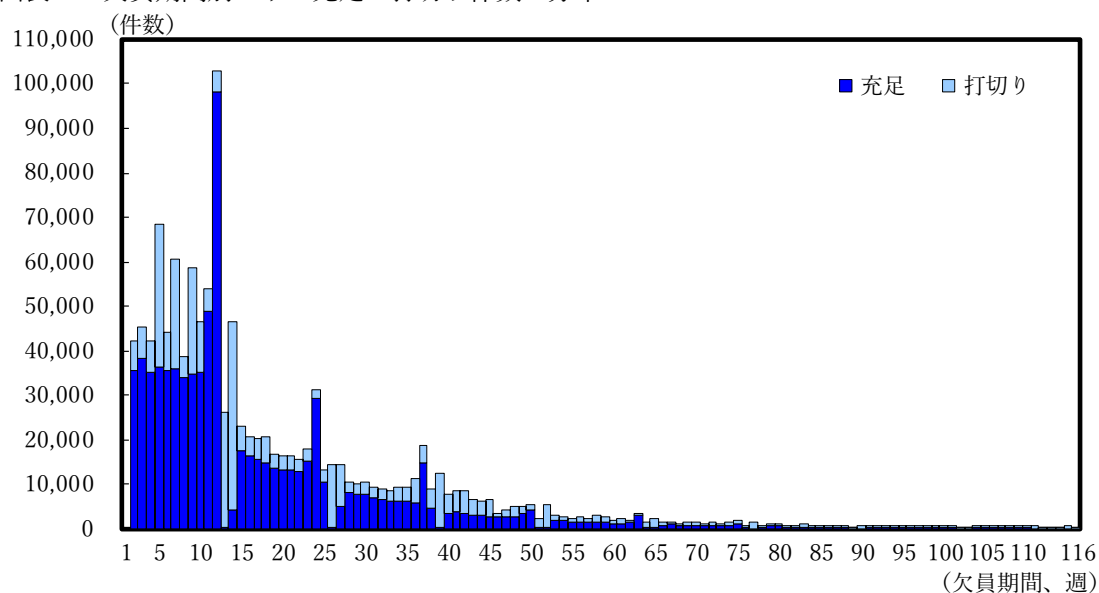
この点について、図表3で賃金階級別に同様の基礎統計をみると、20～30万円の求人が6割程度と最も多く、次いで30～40万円が約2割、20万円以下が約1割となっており、分析対象求人の大半は月給下限額20～40万円の範囲に集中している。続いて掲載週数をみると、20万円以下では平均18.8週、中央値12週であるのに対し、40～50万円では平均19.9週、中央値14週、60万円超では平均19.7週、中央値14週となっており、賃金階級が高くなるほど掲載期間はやや長くなる傾向がある。特に中央値でみると、30万円以上の求人では20～30万円以下の求人よりも掲載期間が長い。また、充足割合については、20万円以下が約70%と最も高く、20万円以上ではおおむね63～65%程度で推移している。高賃金求人ほど充足割合が大きく低下しているわけではないが、掲載期間はやや長くなっているなど、Mueller et al. (2024) や Bassier et al. (2025) の指摘するように、職種や業務内容等を考慮して募集賃金と欠員期間の関係を分析する必要性が示唆される。

図表3 賃金階級別の求人構成と主要変数

主要職種	構成比	充足割合	掲載週数	掲載週数	募集賃金	募集賃金
			平均	中央値	平均	中央値
20万円以下	0.10	0.70	18.78	12	188427.54	192500
20～30万円	0.63	0.63	19.16	12	249541.32	250000
30～40万円	0.17	0.64	19.45	13	345321.51	340000
40～50万円	0.07	0.65	19.90	14	449627.08	440000
50～60万円	0.02	0.65	19.52	14	556177.02	560000
60万円超	0.01	0.65	19.74	14	721454.81	667000

最後に、求人の欠員期間と求人件数の分布を確認する。横軸の欠員期間は、上述のとおり、再掲載求人を接続した後の求人ブロックについて、掲載開始から終了または打ち切りまでの期間を週単位で測ったもので、縦軸は求人件数（ブロック数）を表している。図表4をみると、欠員期間の分布は右に長く、多くの求人は掲載開始後おおむね10～20週程度までに充足（一部は取り下げ）して市場から退出している一方、50週を超えて掲載が継続する求人も一定数存在しており、短期間で終了する求人と長期間残存する求人が混在していることがわかる。また、特徴として、掲載開始後12～13週前後に掲載が終了する求人件数の山がみられる。これは、求人の欠員期間が実際の充足状況だけでなく、求人媒体における掲載プランにも左右されるためと考えられる。多くの求人で掲載期間が3か月程度に設定されている場合、掲載終了週が13週前後に集中し、その時点で充足または打ち切りとなるためである。内訳をみると、13週のところで打ち切りが非常に多くなっているが、これは、先述の通り、もともとの掲載終了予定週まで残っていた求人については、充足したか、未充足のまま掲載が終了したかがわからないため、データ処理上打ち切りと扱われていることによる。また、5～9週で打ち切りが多くなっているのは、データ期間の終盤に掲載された求人について、データ期間の最終週に残っている求人を「打ち切り」とみなしていることによる。

図表4 欠員期間別にみた充足・打ち切り件数の分布



4. 分析手法

本節では、推計に用いた手法と理論的背景を整理する。

(1) カプランマイヤー推定量

本稿では、求人者の右側打ち切りを考慮した上で欠員期間の分布を把握するため、カプランマイヤー推定量 (Kaplan–Meier estimator)¹⁶を用いる。カプランマイヤー推定量は、生存関数を推定するためのノンパラメトリックな統計手法であり、右側打ち切りを含む期間のデータを扱うことができる。

カプランマイヤー推定量は、次のように表される。

$$S(t) = \prod_{i: t_i \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

ここで、 t_i はイベントが発生した時点、 d_i は時点 t_i にイベントが発生した割合、 n_i は時点 t_i の直前までイベントが発生せず、リスク集合（イベントが発生する可能性がある要素全体）に含まれる求人件数を表す。右側打ち切りとなった対象は、打ち切り時点まではリスク集合に含まれるが、その後は（イベントは発生していないが）リスク集合から除外される。本稿では、リスク集合は未充足で市場に残っている求人全体、イベントは求人が充足すること、右側打ち切りは、掲載期間終了による求人者の取り下げ¹⁷またはデータ期間の終了である。また、 $S(t)$ は、求人者の掲載開始から t 期間を経過した時点で、充足されずに掲載が継続している確率を表す。すなわち、ある時点 t に対して $S(t)$ が大きいほど、求人が長く未充足のまま残っていることを意味する。逆に、 t に対して $S(t)$ が早く低下する場合、その属性の求人は早く充足される（市場に残らない）傾向があると解釈できる。

なお、本稿の図表では、求人者の充足状況を直感的に把握するため、生存関数 $S(t)$ ではなく、その補数である $1 - S(t)$ 、すなわち市場に残らない確率を用いる。これは、右側打ち切りを考慮した上で求人者の掲載開始から t 期間までに充足された確率である累積充足確率に相当する。

カプランマイヤー推定量を用いることの利点は、求人全体の欠員期間の分布を確認できるだけでなく、職種、賃金階級、福利厚生の有無など、属性ごとに累積充足確率曲線を作成し、属性間で欠員期間の分布がどのように異なるのか視覚的に把握できることである。例えば、ある職種の求人者の累積充足確率曲線が他の職種の求人よりも上に位置していれば、その求人は相対的に早く充足する傾向があると解釈できる。逆に、累積充足確率曲線が相対的に下に位置する場合、その求人は未充足のまま長く残りやすいことを示す。

ただし、カプランマイヤー推定量は、複数の要因を同時にコントロールすることはできないため、複数の求人属性を同時に考慮できる Cox 比例ハザードモデルを導入する。

¹⁶ Kaplan and Meier (1958)

¹⁷ 厳密には、掲載期間中に観測されなくなった求人者の一部は、充足ではなく何らかの理由による取り下げが原因であると考えられるが、データ上区別ができないため、ここでは、充足以外の理由でもととの掲載予定期間より前に求人を取り下げることはないと仮定している。

(2) 層別 Cox 比例ハザードモデル

まず、Cox 比例ハザードモデル (Cox proportional hazards model)¹⁸とは、生存時間と複数の説明変数との関係を推定するための代表的な手法であり、本稿では、時点 t まで未充足である求人がその直後に充足する事象の時点 t における発生率、すなわち時点 t における充足ハザード率を推定する。

Cox 比例ハザードモデルは、以下のように表される。

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p)$$

ここで、 $h(t|X)$ は説明変数 $X = (x_1, x_2, \dots, x_p)$ を持つ観測対象が経過期間 t における対象イベントを経験するハザードを表す。 $h_0(t)$ はベースラインハザード、 $X = (x_1, x_2, \dots, x_p)$ は説明変数である。 $\exp(\beta_j)$ はハザード比 (hazard ratio) であり、説明変数 x_j が 1 単位変化した場合に対象イベントのハザード率が何倍になるかを示す。すなわち、ハザード比が 1 を上回る場合、ある属性を持つ対象はイベントのハザードが高い、すなわちイベントが相対的に早く発生しやすいことを意味する。逆にハザード比が 1 を下回る場合、イベントのハザードが低く、イベントが相対的に発生しにくいことを意味する。本稿では対象イベントを求人の充足としているため、ハザード比が 1 を上回る場合にはその求人は充足されやすく、欠員期間が短くなりやすいと解釈される。

一般に、Cox 比例ハザードモデルを求人データに適用する際には、二つの点に留意が必要である。第一に、求人掲載後の各時点における基準的な充足しやすさは、職種、産業、地域、掲載時期などによって異なる可能性がある点である。第二に、Cox 比例ハザードモデルでは、説明変数のハザード比が経過期間 t によらず一定であるという比例ハザード性を仮定しているが、例えば募集賃金が充足イベント発生率に与える効果は掲載期間の経過に伴って変化する可能性がある。本稿の主な目的は、募集賃金と求人充足ハザードの平均的な関係を求人属性や賃金の内生性を考慮して確認することであるため、本論では第 1 の点を考慮した層別 Cox モデルを基本仕様とし、第 2 の時間依存効果については補論における頑健性確認として位置付ける。

層別 Cox 比例ハザードモデル (stratified Cox proportional hazards model) は、属性の組み合わせごとに異なるベースラインハザードを許容するモデルである。式で書くと、

$$h_i(t) = h_{0g(i)}(t) \exp\{\beta_1 \log(\text{wage}_i) + \gamma' Z_i\}$$

i は求人を表し、 $\log(\text{wage}_i)$ は募集賃金の対数値、 Z_i は求人属性を表す説明変数で、福利厚

¹⁸ Cox (1972)

生テキストダミー変数を用いる。 $g(i)$ は、求人 i が属する層を表わす。本稿では、職種、産業、地域、掲載時期の組合せによって層を定義し、層ごとに異なるベースラインハザード $h_{0g(i)}$ を許容している。これにより、職種、産業、地域、掲載時期によって異なるベースとなる充足パターンが考慮される。さらに、同一企業に属する求人では、企業の知名度、採用方針、選考の厳しさ、採用チャネルなど、観察されない共通要因が充足ハザードに影響する可能性があるため、推計では企業単位でクラスターロバスト標準誤差を用い、同一企業内での誤差項の相関に対応する。ただし、募集賃金は企業が内生的に設定する変数であり、採用難易度や職務内容などの観察されない要因を反映している可能性があるため、操作変数法を用いてこうした内生性をコントロールすることを考える。

(3) 層別 Cox 比例ハザードモデルにおける操作変数法

第2節でも論じた通り、募集賃金が欠員期間に与える影響を推定する際には、募集賃金の内生性が問題となる。すなわち、他の条件が同じであれば募集賃金が高いほど求職者にとって求人の魅力度が高まり、求人は早く充足されると考えられる一方、採用が難しく、充足されづらい求人ほど企業が高い賃金を提示するという方向の経路も考えられる。この場合、単純な（層別）Cox 比例ハザードモデルでは、募集賃金の効果と、求人の採用難易度や職務内容など観察されない要因の効果の混在するおそれがある。そのため、本稿では、募集賃金の内生性に対応するため、操作変数を用いた推定を行う¹⁹。

本稿で用いる操作変数は、Kambayashi et al. (2025) で用いられた Hausman 型操作変数の考え方を参考に、同一企業における他の労働市場の求人の平均募集賃金とする²⁰。労働市場は都道府県と職種の組合せにより定義し、各求人の掲載開始日以前に、当該求人が属する労働市場以外で提示²¹していた平均募集賃金を算出する。なお、外れ値などによる影響を可能な限り取り除き安定的な操作変数を構築するため、過去のお市場の求人が3件以上存在する場合に当該平均を用い、過去のお市場求人が3件未満の場合には、掲載開始日以前に観察された（当該企業以外が出した求人を含む）全求人の平均募集賃金により補完する²²。このようにして作成した操作変数は、同一企業の賃金設定方針の動きを反映するため当該求人の募集賃金とは相関する一方、同一企業が他市場で提示した平均募集賃金は、当該求人が属する市場・職種に固有の採用難易度や一時的な応募者不足とは直接には結びつきにくい

¹⁹ ハザードモデルが広く用いられている医学・疫学分野では、Tchetgen Tchetgen et al. (2015) が加法ハザードモデルの枠組みにおいて操作変数推定を定式化している。

²⁰ Kambayashi et al. (2025) は、求人のマッチング速度を分析する際に、競合企業の求人数及び従業員数を用いた BLP 型操作変数と、同一企業のお市場平均賃金を用いた Hausman 型操作変数を検討し、第一階推定の結果を踏まえて、後者を主要な操作変数として用いている。

²¹ 例えば、A 社が東京都の事務職で求人を出していた場合、同じく A 社が埼玉県のお事務職、東京都の生産職、北海道の管理職…で出していた求人の平均賃金を用いる。

²² 過去のお市場求人が3件以上存在する求人ブロックは全体の約4分の3であった。

と考えられる²³。このため、本稿では、この変数を募集賃金の外生的な変動を捉えるための操作変数として用いる。ただし、Cox 比例ハザードモデルは非線形モデルであるため、線形回帰モデルにおける二段階最小二乗法をそのまま適用するのではなく、Wan et al. (2015) や Martínez-Camblor et al. (2019) で検討されている 2SRI を参考に、第一段階の残差を第二段階の層別 Cox 比例ハザードモデルに含めるコントロールファンクション法を用いる。

第一段階では、募集賃金を被説明変数とし、操作変数及びコントロール変数を説明変数とする線形回帰モデルを推定する。

(第一段階)

$$\log(wage_i) = \pi_0 + \pi_1 \log(wage_i^{other}) + \delta' W_i + u_i$$

ここで、 $\log(wage_i)$ は求人*i*の募集賃金の対数値である。 $\log(wage_i^{other})$ は同一企業が当該求人の掲載開始日以前に他市場で提示していた平均募集賃金の対数値である。ただし、先述の通り、同一企業の過去他市場求人が 3 件未満の場合には、掲載開始日以前に観察された全求人の平均募集賃金を用いている。

第一段階では、 $\log(wage_i^{other})$ は操作変数、 W_i は福利厚生、職種、産業、地域、掲載時期のコントロール変数、 u_i は誤差項である。第一段階の推定により、募集賃金のうち操作変数及び観察可能なコントロール変数によって説明されない部分を残差 $\hat{u}_i$ として取り出す。第二段階では、第一段階で得られた残差 $\hat{u}_i$ を含めた層別 Cox 比例ハザードモデルを推定する。

(第二段階)

$$h_i(t) = h_{0g(i)}(t) \exp(\beta_1 \log(wage_i) + \rho \hat{u}_i + \gamma' X_i)$$

ここで、 $g(i)$ は求人*i*が属する職種、産業、地域、掲載時期の組み合わせで定義される層を表す。 $h_{0g(i)}(t)$ は当該層に固有のベースラインハザードであり、層ごとに異なる求人掲載後の充足しやすさを許容している。 $\hat{u}_i$ は第一段階の残差であり、募集賃金に含まれる内生的な成分を捉えている。コントロールファンクション法では、この第一段階の残差を第二段階のモデルに含めることで、募集賃金と未観察要因との相関を補正する。もし ρ が統計的に有意であれば、募集賃金が内生的である可能性が示唆される。 X_i は福利厚生テキストダミーである。

²³ 操作変数を用いた推計では、操作変数が募集賃金とは相関する一方で、欠員期間には募集賃金を通じてのみ影響するという除外制約が必要となる。本稿で用いる同一企業の他市場平均募集賃金については、企業全体の採用方針や労働需要の変化を通じて欠員期間と関連する可能性を完全には排除できないという限界がある点には留意が必要。

この方法では、第二段階における $\log(wage_i)$ の係数 β_1 は、第一段階の残差を用いて内生性に対応した上での募集賃金の効果として解釈される。すなわち、単純なCoxモデルで得られる募集賃金の係数が、採用難易度の高い求人ほど高い賃金を提示するという関係を含んでいる可能性があるのに対し、コントロールファンクション法では、そのような内生的な賃金設定を調整した形で推定を行うことができる。

5. 推計結果

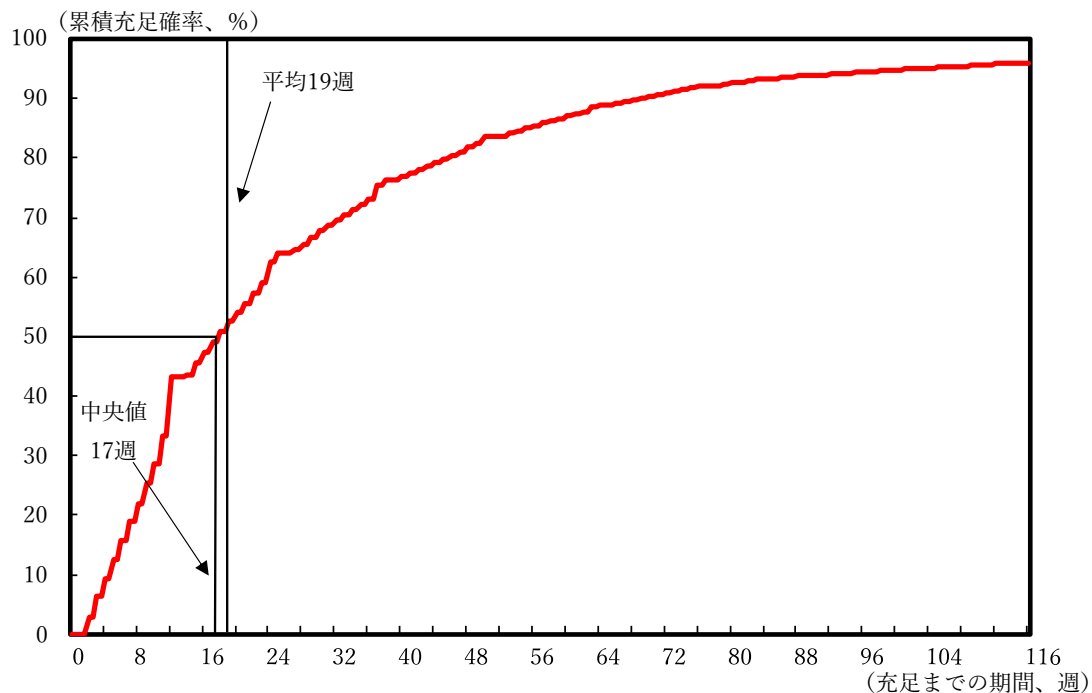
(1) カプランマイヤー推定量に基づく累積充足確率

図表5は、カプランマイヤー推定量により推定した生存関数 $S(t)$ の補数である $1 - S(t)$ を図示している。縦軸は、求人が掲載開始から t 週までに充足した確率、すなわち右側打ち切りを考慮した累積充足確率を表し、横軸は欠員期間（充足までの期間）を表している。

分析対象の累積充足確率をみると、掲載開始後の初期段階で大きく上昇しており、多くの求人は比較的早い段階で充足されていることが分かる。特に、掲載開始後10～15週前後にかけて累積充足確率は大きく上昇している。一方で、その後は上昇のペースが緩やかになっており、一定期間を経ても充足しなかった求人はその後もなかなか充足しない傾向にあることが示唆される。言い換えれば、分析対象の求人には、比較的短期間で充足される求人と、長期間にわたり未充足となる求人が併存していることを示している²⁴。

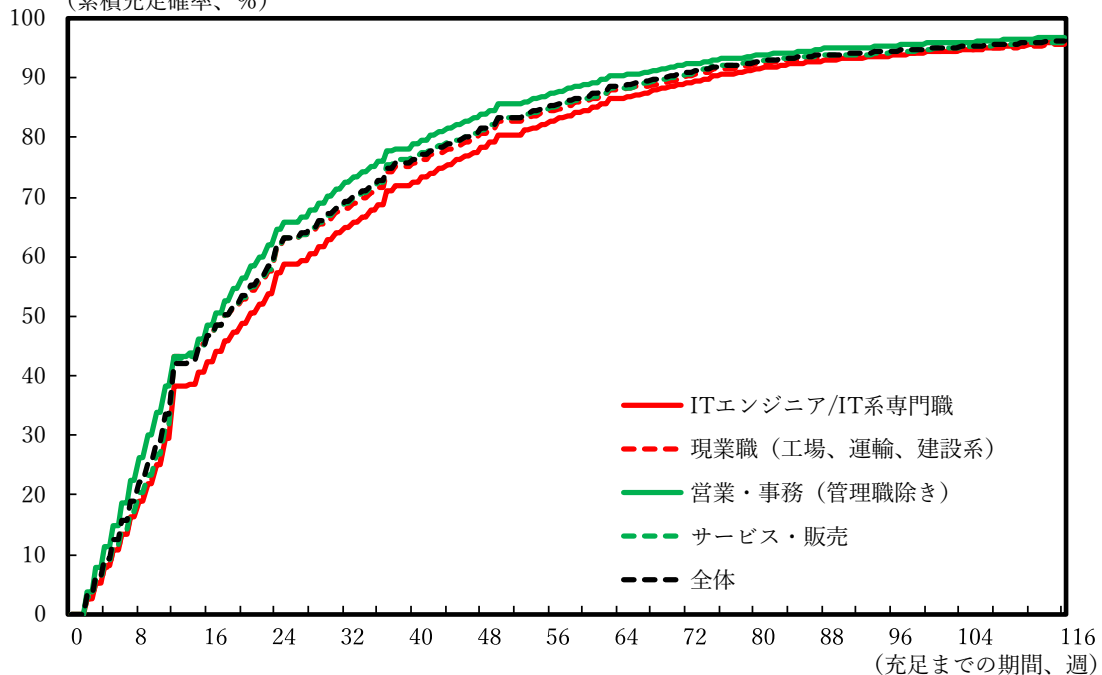
²⁴ 基本統計量で見た掲載週数の単純中央値は12週であった一方、右側打ち切りを考慮したカプランマイヤー推定による欠員期間（充足までの期間）の中央値は17週となっている。これは、単純集計では充足・打ち切り問わず最終観測時点を掲載週数として扱うのに対し、カプランマイヤー推定では打ち切られた求人は打ち切り時点まではリスク集合に含まれ、その後はリスク集合から除外される形で、充足までの中央値を計算しているためである。

図表5 求人の滞留期間



次に職種ごとの充足度合いの違いを見るため、主要4職種の Kaplan-Meier 曲線を描いたものが図表6である。職種別にみると、累積充足確率の推移には一定の差がみられる。例えば、「営業・事務・企画・管理」や「運輸・物流関連」では、相対的に早く曲線が上昇しており、充足しやすいことを表している。一方で、「IT エンジニア/IT 系専門職」や「電気・電子・機械・自動車関連」の求人では、累積充足確率が相対的に低く推移しており、充足までに時間を要する傾向が示唆される。この結果は、欠員期間が職種ごとの必要スキルや労働需給の違いを反映している可能性を示している。

図表6 職種別の求人滞留期間
(累積充足確率、%)

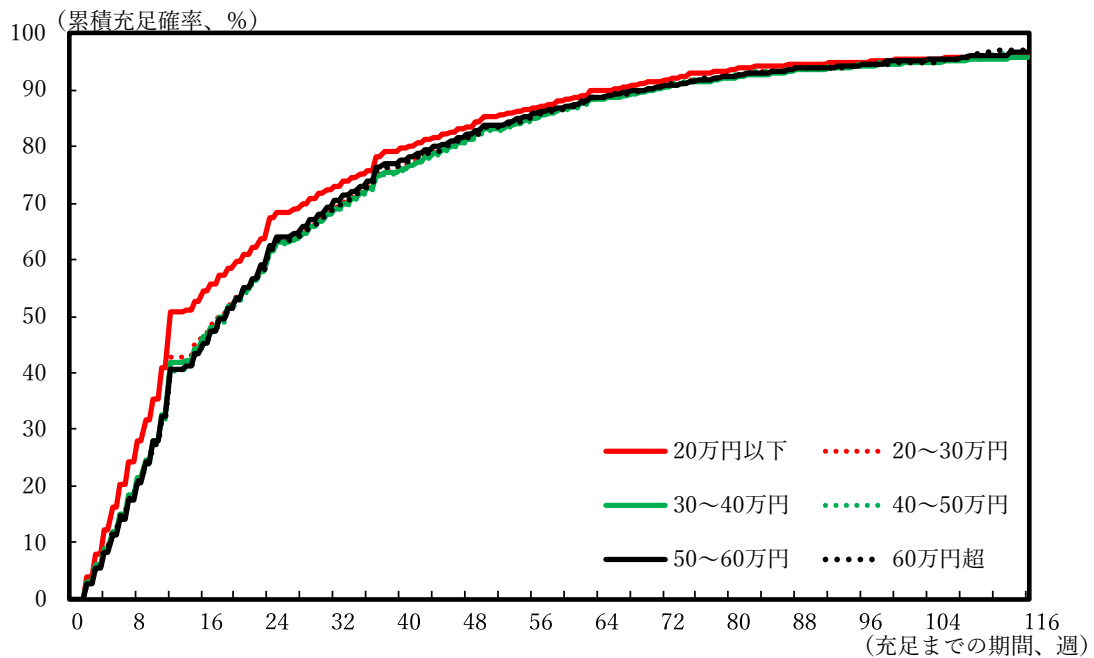


(備考) カプランマイヤー推定量に基づき、縦軸は $1-S(t)$ を示す。右側打ち切りを考慮した上で、求人が掲載開始から t 週までに充足された確率を表す。

最後に図表7は、募集賃金階級別の Kaplan-Meier 曲線を示している。賃金階級別にみると、20 万円以下の求人は、他の賃金階級に比べて比較的早く累積充足確率が上昇しており、充足しやすいことを示している。一方で、20 万円超の賃金階級では曲線がほぼ重なっており、募集賃金が高いほど欠員期間が一貫して短くなる、あるいは長くなるという単純な関係は確認しにくい²⁵。このため、募集賃金の効果を評価するには、職種、産業、地域、企業属性、求人の採用難易度などをコントロールした多変量分析が必要であると考えられる。

²⁵ 賃金が高い仕事（求人）は、例えば仕事の難易度が高くそもそも応募者がなかなか現れないことや、企業側も採用に慎重になり、候補者の中から最適な応募を見極めるのに時間を要しているといった事情により、結果的に賃金が高い仕事ほど充足に時間がかかってしまう可能性が考えられる。実際、Faberman and Menzio (2018) は、賃金が高い求人ほど充足までの期間がかかること、背景には高賃金の仕事ほど高いスキルが要求されるため、応募者が限られることなどを指摘している。

図表7 募集賃金階級別求人滞留期間



(備考) カプランマイヤー推定量に基づき、縦軸は $1-S(t)$ を示す。右側打ち切りを考慮した上で、求人が掲載開始から t 週までに充足された確率を表す。

(2) 操作変数法を用いた層別 Cox 比例ハザードモデルの推定結果

ここでは、募集賃金が求人の充足ハザードに与える影響について、操作変数法を用いた層別 Cox 比例ハザードモデルにより推定した結果を確認する。

まず、図表8の第一段階の推定結果について、基本モデルである列(2)では、他市場求人掲載ダミーと他市場平均募集賃金の交差項の係数は 0.703 であり、1%水準で統計的に有意である。これは、同一企業が過去に他市場で提示した平均募集賃金が高いほど、当該求人の募集賃金も高いことを示しており、操作変数の関連性条件と整合的である。また、列(1)は福利厚生等をコントロールしない仕様の結果を示しており、交差項の係数は 0.709 と、列(2)とほぼ同程度である。列(3)では他市場平均募集賃金を単独で用いた場合、列(4)では過去の他市場求人が3件以上存在する求人に限定した場合の結果を示しているが、いずれの仕様においても、他市場平均募集賃金に関する係数は正で統計的に有意であり、第一段階の関係は頑健である。

図表 8 第一段階の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
他市場求人掲載ダミー	-8.839*** (0.015)	-8.766*** (0.015)		
他市場求人掲載ダミー × 他市場平均募集賃金 (対数)	0.709*** (0.001)	0.703*** (0.001)		
他市場平均募集賃金 (対数)			0.698*** (0.001)	0.754*** (0.001)
福利厚生等のコントロール変数		✓	✓	✓
観測数	1180401	1180401	1180401	899843
決定係数	0.3954	0.3968	0.3924	0.4669
調整済み決定係数	0.3953	0.3967	0.3924	0.4668
AIC	-265187	-267935	-259451	-315854
RMSE	0.2163	0.2160	0.2168	0.2030

- (備考) 1. 括弧内は標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。
2. すべての系列で、掲載年月、職種、産業、都道府県をコントロールしている。
3. 列(2)～(4)では、第二段階で使用する福利厚生に関する変数等もコントロールしている。
4. 列(4)掲載開始日以前に同一企業が当該市場以外で3件以上 求人掲載している求人に限定しているため、サンプル数が少ない。

続いて、図表9で第二段階の結果を確認する。比較対象として、列(1)～(3)は募集賃金の内生性を考慮していない層別Cox比例ハザードモデル、列(4)～(6)は募集賃金の内生性を考慮するため、第一段階の残差を含めた層別Cox比例ハザードモデルによる推定結果である²⁶。ここでは、第一段階のモデルは列(2)を用いている。

まず、募集賃金の内生性を考慮していない層別Cox比例ハザードモデルの結果をみると、募集賃金のハザード比(募集賃金(対数)の係数を指数変換した値)は、列(1)で0.856、層別を行った列(2)、(3)で0.832となっており、いずれも1を下回っている。これは、募集賃金の内生性を考慮していない推計では、募集賃金が高い求人ほど充足ハザードが低く、求人が充足するまでの期間が長くなる傾向が観察されることを示している。一方、第一段階の残差を含めた層別Cox比例ハザードモデルでは、募集賃金のハザード比は、列(4)で0.961、列(5)、(6)で1.162となっている。ここで、賃金が自然対数で表されていることや、ハザード関数が指数関数で表記されていることに注意すると、このハザード比は、賃金が10%高い求人では1.5%程度求人が充足しやすいことを示唆している。(5)(6)は層別モデルであり、様々な属性によりベースラインハザードが異なることを許容すれば、募集賃金が高い求人ほど充足ハザードが高いという結果が明確に示されている。内生性を考慮しないモデルと内生性を考慮するモデルの違いは、募集賃金が高い求人は求める人材が高度

²⁶ 列(2)、(3)、(5)、(6)では、職種、産業、地域、掲載時期等に関する層別化を行っており、列(3)、(6)では、これらの層別化に加え、企業単位のクラスターロバスト標準誤差を用いている。

であるといった理由により必ずしも充足しやすいわけではないが、同じ性質の仕事があった場合、募集賃金の上昇は求人が充足に至るペースを高める方向に働くことを示唆している。

続いて、福利厚生に関するテキストダミーの結果をみると、育児休業に関する記述のハザード比は、いずれの仕様でも1を上回っており、基本仕様である列(6)でも1.025となっている。これは、育児休業に関する記述がある求人では、その他の条件を調整した上でも、相対的に充足しやすい傾向があることを示している。リモートワークに関する記述については、内生性を考慮していない列(1)～(3)ではハザード比が1を上回っている一方、第一段階の残差を含めた列(5)、(6)では1.006となっており、信頼区間も1を含んでいる。このため、リモートワークに関する記述と求人の充足しやすいさとの関係は統計的に明確ではない。最後に、研修・資格取得に関する記述については、内生性を考慮していないモデルでは仕様によって結果がやや異なるが、第一段階の残差を含めた列(5)、(6)ではハザード比が1.022となっており、1を上回っている。これは、研修・資格取得に関する記述がある求人では、相対的に充足しやすい傾向があることを示唆している。

図表 9 第二段階の推定結果

	Naive Cox			Control-function Cox		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
募集賃金(月給、対数)	0.856*** [0.849, 0.863]	0.832*** [0.824, 0.840]	0.832*** [0.812, 0.853]	0.961*** [0.948, 0.975]	1.162*** [1.138, 1.186]	1.162*** [1.094, 1.233]
第1段階の残差				0.831*** [0.817, 0.845]	0.649*** [0.634, 0.664]	0.649*** [0.608, 0.693]
福利厚生テキストダミー						
育児休業	1.020*** [1.015, 1.025]	1.022*** [1.017, 1.027]	1.022*** [1.006, 1.038]	1.020*** [1.015, 1.024]	1.025*** [1.020, 1.030]	1.025*** [1.009, 1.041]
リモートワーク	1.031*** [1.023, 1.038]	1.025*** [1.017, 1.033]	1.025** [1.000, 1.050]	1.014*** [1.006, 1.022]	1.006 [0.997, 1.014]	1.006 [0.981, 1.031]
研修・資格取得	0.994** [0.989, 0.999]	1.013*** [1.008, 1.019]	1.013* [0.998, 1.029]	0.998 [0.993, 1.003]	1.022*** [1.016, 1.028]	1.022*** [1.006, 1.038]
層化固定効果		✓	✓		✓	✓
企業単位クラスター			✓			✓
イベント数	761254	761254	761254	761254	761254	761254
観測数	1188633	1188633	1188633	1188633	1188633	1188633
Concordance	0.519	0.518	0.518	0.523	0.526	0.526
AIC	20008847	5596245	5596245	20008402	5594942	5594942
尤度比検定	1423	1470	1470	1869	2775	2775
自由度	4	4	4	5	5	5
p値	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
Wald検定	1404	1454	220	1843	2747	500
自由度	4	4	4	5	5	5
p値	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
スコア検定 (log-rank検定)	1404	1454	1454	1842	2746	2746
自由度	4	4	4	5	5	5
p値	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001

(備考) 1. 括弧内は標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

続いて、図表9の列(6)のモデルをもとに、職種別に募集賃金と求人充足ハザードの関係が異なるかを確認する。具体的には、第一段階は上記で行った全体サンプルを用いて推定した賃金関数の残差を用い、第二段階では営業・事務、ITエンジニア、サービス・販売、現業職にサンプルを限定した上で、職種ダミーを加えて層別Cox比例ハザードモデルを推定する。さらに、募集賃金と職種区分の交差項を加えることで、募集賃金が求人充足ハザードに与える影響が職種によって異なるかを検証する。

まず、職種ダミーを加えたモデルでは、募集賃金のハザード比は1.165であり、基本仕様と同様、募集賃金が高い求人ほど充足しやすいという関係は維持されている。職種別の水準差をみると、ITエンジニア及び現業職では、営業・事務に比べて充足ハザードが低い傾向がある。これは、これらの職種では、その他の条件を調整しても求人が相対的に充足しにくいことを示唆している。図表6で確認した傾向とも整合的である。なお、サービス・販売に

ついては、ハザード比は1をやや下回るものの、信頼区間が1を含んでおり、営業・事務との差は統計的に明確ではない。

図表10 職種別第二段階の推定結果

	Control-function Cox (6)
募集賃金(月給、対数)	1.165*** [1.094, 1.240]
第1段階の残差	0.654*** [0.614, 0.698]
福利厚生テキストダミー	
育児休業	1.022** [1.004, 1.040]
リモートワーク	1.009 [0.979, 1.039]
研修・資格取得	1.015* [0.998, 1.031]
職種（基準は営業職）	
ITエンジニア/IT系専門職	0.828*** [0.815, 0.841]
サービス・販売	0.989 [0.963, 1.016]
現業職	0.939*** [0.921, 0.957]
層化固定効果	✓
企業単位クラスター	✓
イベント数	649336
観測数	1021917
Concordance	0.538
AIC	6506890
尤度比検定	4797
自由度	8
p値	<0.001
Wald検定	1155
自由度	8
p値	<0.001
スコア検定（log-rank検定）	4757
自由度	8
p値	<0.001

（備考）1．括弧内は標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

続いて、募集賃金と職種区分の交差項を用いて職種別の賃金感応度を図表11で確認する。線形結合により職種別の募集賃金効果を計算すると、営業・事務ではハザード比が1.101、

IT エンジニアでは 1.249、サービス・販売では 1.176、現業職では 1.18 と、いずれの職種でも募集賃金のハザード比は 1 を上回っており、いずれも 1%水準で統計的に有意である。したがって、募集賃金を高めると、求人が充足しやすいという関係は、全ての職種で確認されるが、職種によって影響度合いは若干の違いがある。

また、図表 6 や 10 では、IT エンジニア及び現業職は、営業・事務に比べて求人が相対的に充足しにくい傾向がみられた。一方、図表 11 の交差項に基づく職種別の募集賃金効果をみると、IT エンジニアのハザード比は他の職種よりも大きい。このことは、IT エンジニアは求人が充足しにくい職種である一方で、募集賃金を高めた場合には、求人が充足しやすくなる度合いが相対的に大きい可能性を示している。人手不足度合いが高いサービス・販売及び現業職についても、職種別の募集賃金効果は 1 を上回っており、賃金引上げが求人の充足しやすさを高める方向に働くことが示唆される。ただし、職種ごとの充足水準と賃金感応度は異なるため、賃金引上げの効果は職種によって一様ではないと考えられる。

図表11 職種別賃金感応度

	Control-function Cox (6)
募集賃金(月給、対数)	1.101***
×営業・事務（管理職除く）	[1.033, 1.173]
募集賃金(月給、対数)	1.249***
×ITエンジニア/IT系専門職	[1.164, 1.341]
募集賃金(月給、対数)	1.176***
×サービス・販売	[1.066, 1.296]
募集賃金(月給、対数)	1.188***
×現業職	[1.099, 1.284]

- (備考) 1. 括弧内は標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。
2. 募集賃金（月給、対数）と職種区分の交差項を含むControl-function Coxモデルを推定し、各職種の募集賃金効果を線形結合により算出した。有意水準は、当該線形結合の標準誤差に基づき計算している。

6. 結論

本稿では、賃金の内生性をコントロールした層別 Cox 比例ハザードモデルを用いて、募集賃金をはじめとする待遇改善が求人の充足速度に与える影響について分析した。改めて振り返ると、募集賃金と欠員期間の関係については、募集賃金の内生性を考慮するか否かで解釈が大きく異なった。内生性を考慮しない Cox 比例ハザードモデルでは、募集賃金のハザード比は 1 を下回っており、高賃金求人ほど充足しにくく、欠員期間が長くなるようにみえる。しかし、コントロールファンクション法を用いて賃金の内生性をコントロールした層

別 Cox 比例ハザードモデルでは、募集賃金のハザード比は1を上回っており、募集賃金が高い求人ほど充足ハザードが高く、求人がより早く充足される可能性が示された。この結果は、求職者に対する求人の魅力度が高まることで応募や採用につながりやすくなるという理論的な予想と整合的である。また、第一段階の残差が統計的に有意であったことは、募集賃金に内生性が存在する可能性を示唆しており、募集賃金の効果を評価する上で内生性への対応が重要であることを示している。

また、待遇改善の一環である福利厚生に関する変数では、育児休業や研修・資格取得に関する記述がある求人ほど相対的に充足しやすい傾向が確認された。ただし、これらは求人票上の記載の有無を表す変数であり、福利厚生そのものの因果効果というよりも、求人条件の明示や企業の採用姿勢を反映している可能性がある。さらに、職種別にみると、IT エンジニアや現業職では営業・事務に比べて充足しにくい傾向がみられた。一方で、募集賃金と職種区分の交差項を用いた推定では、いずれの職種でも募集賃金のハザード比は1を上回り、特に IT エンジニアでは賃金に対する反応が相対的に大きかった。これは、求人の充足しやすさの水準と、賃金引上げに対する反応の大きさは必ずしも一致しないことを示している。

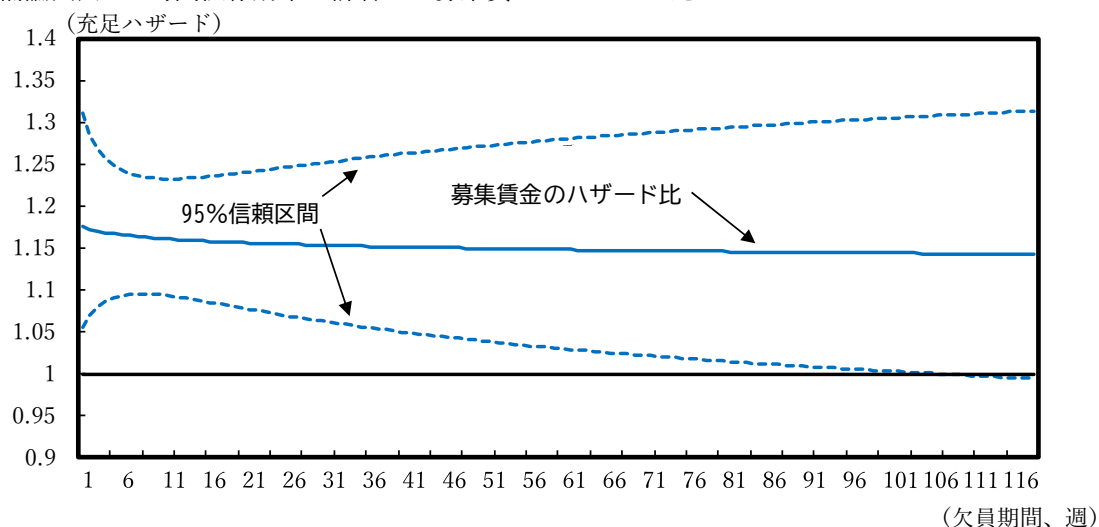
本稿の結果は、労働市場の需給状況を評価する際に、求人がどの程度の期間市場に滞留しているのかを確認することの重要性を示している。また、募集賃金の引上げは、採用難易度の高い求人において内生的に行われる側面を持つものの、内生性を考慮すれば、求人充足を早める方向に作用する可能性がある。人手不足が拡大する中で、賃上げをはじめとする待遇改善が、少なくとも企業単位での人手不足解消に寄与する姿を示している。

今後の課題としては、第一に、求人票の掲載終了が実際の採用成立をどの程度反映しているかを、他のデータと照合して検証することが挙げられる。第二に、求人票の仕事内容やスキル要件に関するテキスト情報をより詳細に活用し、求人の採用難易度や職務内容の異質性をより精緻に把握することが考えられる。第三に、求職者側の応募・面接・採用受諾に関する情報と接続することで、募集賃金が欠員期間に影響する経路を、応募段階、選抜段階、採用成立段階に分けて分析することが重要である。

補論：時間依存効果の存在を考慮した推計モデルについて

本論では、職種、産業、地域及び掲載時期の組合せごとに異なるベースラインハザードを許容する層別 Cox 比例ハザードモデルを基本仕様として推定した。これは、求人の基準的な充足パターンがこれらの属性によって異なる可能性を考慮するためである。一方、基本となるモデルについて Schoenfeld 残差に基づく検定を行ったところ、比例ハザード性が成り立つという帰無仮説が棄却される結果となった²⁷。これは、募集賃金が求人の充足ハザードに与える影響が、求人掲載後の経過期間によって変化する可能性を示唆している。そこで、この点を克服するため、募集賃金の時間依存効果を許容した層別 Cox 比例ハザードモデルを推計²⁸すると、補論図表 1 図にある通り、募集賃金のハザード比の点推定値は観察期間を通じて 1.15 程度で安定的に推移している。信頼区間については欠員期間により異なるものの、多くの求人の充足（または打ち切り）が発生する 50 週以内では、95%信頼区間でも 1.25 ～1.05 程度で推移している。この結果を踏まえると、Schoenfeld 残差に基づく検定では比例ハザード性の仮定が棄却されたものの、本論で扱ったモデルの結果は妥当性があると考えられる。

補論図表 1 時間依存効果を許容した募集賃金のハザード比



²⁷ Schoenfeld 残差に基づく比例ハザード性の検定及び時間依存効果を許容した Cox 比例ハザードモデルについては、例えば Therneau and Grambsch (2000) を参照。

²⁸ なお、本稿の主眼は募集賃金が充足に与える影響の傾向であることや、職種別の賃金感応度を含むモデルでは時間依存効果を導入することが困難であると考えられることから、本論では、時間依存効果を含まない層別 Cox 比例ハザードモデルの結果を採用している。

参考文献

- Andrews, M. J., Bradley, S., Stott, D., and Upward, R. (2008). "Successful Employer Search? An Empirical Analysis of Vacancy Duration Using Micro Data." *Economica*, 75, no. 299: pp. 455–480.
- Bassier, I., Manning, A., and Petrongolo, B. (2025). "Vacancy Duration and Wages." *The Review of Economics and Statistics*, 1–28, DOI: 10.1162/rest_a_01580
- Cox, D. R. (1972). "Regression Models and Life-Tables." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34(2), 187–220.
- Faberman, R. J., & Menzio, G. (2018). "Evidence on the relationship between recruiting and the starting wage." *Labour Economics*, 50, 67–79.
- Kambayashi, R., Kawaguchi, K., and Otani, S. (2025). "Decomposing Recruitment Elasticity in Job Matching." IZA Discussion Paper Series, no. 17613.
- Kameda, K., Miwa, H., and Nagamine, J. (2021). "Effects of Reconstruction Works on Private Employment after a Natural Disaster: A Case in the Stricken Area of the Great East Japan Earthquake." *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 52: 101968.
- Kaplan, E. L., & Meier, P. (1958). "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations." *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), 457–481.
- Mangan, J., and Trendle, B. (2017). "Hard-to-Fill Vacancies: An Analysis of Demand Side Responses in the Australian State of Queensland." *Economic Analysis and Policy*, 54: pp. 49–56.
- Martínez-Cambor, P., MacKenzie, T. A., Staiger, D. O., Goodney, P. P., and O'Malley, A. J. (2019). "Adjusting for Bias Introduced by Instrumental Variable Estimation in the Cox Proportional Hazards Model." *Biostatistics*, 20, no. 1: pp. 80–96.
- Mueller, A. I., Osterwalder, D., Zweimüller, J., and Kettemann, A. (2024). "Vacancy Durations and Entry Wages: Evidence from Linked Vacancy–Employer–Employee Data." *The Review of Economic Studies*, 91, no. 3: pp. 1807–1841.
- Tchetgen Tchetgen, E. J., Walter, S., Vansteelandt, S., Martinussen, T., and Glymour, M. (2015). "Instrumental Variable Estimation in a Survival Context." *Epidemiology*, 26, no. 3: pp. 402–410.
- Therneau, T. M., & Grambsch, P. M. (2000). *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*. Springer.
- Van Ours, J., and Ridder, G. (1992). "Vacancies and the Recruitment of New Employees." *Journal of Labor Economics*, 10, no. 2: pp. 138–155.
- Wan, F., Small, D. S., Bekelman, J. E., and Mitra, N. (2015). "Bias in Estimating the Causal Hazard Ratio When Using Two-Stage Instrumental Variable Methods." *Statistics in*

Medicine, 34(14), 2235–2265.

内閣府（2026）『令和 8 年度 年次経済財政報告』「第 2 章 第 2 節 労働需要の変化と求職・求人市場」