

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第1回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】

学び直しへの参加・継続とその効果に関する実証分析

大庭 滉平

2020 年 3 月 31 日

DP2019-008

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/6242/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2020

【第1回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：最優秀賞】

学び直しへの参加・継続とその効果に関する実証分析用いた検証

大庭 滉平

PDRC Keio DP2019-008

2020年3月31日

JEL Classification: J24

キーワード：学び直し、自己啓発、参加と継続、賃金

【要旨】

本稿の目的は、近年注目を集める学び直しをテーマに、参加と継続を区別したうえでその要因と賃金に与える効果を検証することである。特に、参加要因の分析においては個人の心理的要因が参加有無に与える影響に着目し、継続要因の分析では新規結婚や子供の誕生といった家庭環境の変動が学び直しの継続に与える影響に着目した。分析の結果、以下のことが示された。1 つ目に心理的要因が学び直しの参加に影響を与えることが示された。具体的には、人生の希望度合いが高ければいずれの学び直しにも参加しやすくなり、仕事への不満度が高いと通学と通信による学び直しに参加しやすくなる。2 つ目は新規結婚・新規離婚といった家庭環境の変動が学び直しの継続を妨げていることが確認できた。3 つ目は、学び直しの参加を促進させる要因と継続を促進させる要因に違いがあることが明らかになった。具体的には、既婚者は未婚者と比べて学び直しに参加しにくいものの、一度参加した場合には未婚者よりも長く継続することが示された。4 つ目は、通学とカルチャーによる学び直しは、継続的に実施するほど賃金を高めることが明らかになった。しかしその一方で、通信による学び直しは参加自体には効果があるものの継続的な実施には効果がないことが示された。以上のことから、学び直しの参加促進と継続の促進を区別したうえで施策を提供していくことがより効率的な学び直しの環境づくりにつながるのではないだろうか。

大庭 滉平

慶應義塾大学 商学部

謝辞： 本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」(JHPS/KHPS)の個票データを提供して頂いた。

学び直しへの 参加・継続とその効果 に関する実証分析

【目次】

第1章 はじめに

第2章 先行研究と本稿の独自性

第3章 学び直しへ参加する要因の分析

3.1 分析アプローチ

3.2 利用データ

3.3 推計結果

第4章 学び直しを継続する要因の分析

4.1 分析アプローチ

4.2 推計結果

第5章 学び直しの有無が賃金変化に与える影響の分析

5.1 分析アプローチ

5.2 予備的分析

5.3 推計結果

第6章 学び直しの継続が賃金変化に与える影響の分析

6.1 分析アプローチ

6.2 推計結果

第7章 まとめと考察

参考文献

第1章 はじめに

本稿では、社会人の学び直しをテーマとし、個人の心理的要因や家庭環境の変化が学び直しへの参加や継続に与える影響を実証分析する。なお、本稿の分析ではパネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査(以下、JHPS/KHPS)」を用いる。

近年、「リカレント教育」や「自己啓発」と呼ばれる社会人の学び直しが注目を集めており、厚生労働省の『職業能力開発基本調査』では「労働者が職業生活を継続するために行う、職業に関する能力を自発的に開発し向上させるための活動」と定義されている。実際に、文部科学省の『生涯学習に関する世論調査』によると 58.4%の社会人が 2017 年度の 1 年間になんらかの学び直しに参加したという。学び直しの形態としては通学、通信、カルチャーの 3 つに分類することができる(吉田(2004))。通学は大学や専門学校などの各種教育機関に通って学び直しをする形態を指し、通信は自宅や職場でオンラインや紙の媒体を用いて学び直しを行うことを指す。また、カルチャーとは各種講演会やセミナー、自主的な勉強会に参加する形態であり、これらの学び直しはいずれも新しい知識・スキルの獲得や新しい人脈を広げることが期待される。

学び直しが注目される背景としては以下の 2 つが挙げられる。1 つ目は、少子高齢化に伴う労働力人口の減少である。労働政策研究・研修機構(2019)によると労働力人口は 2017 年から 2040 年にかけて 6720 万人から 5460 万人に減少する¹とされ、日本の経済成長に取り組む政府や競争力を維持したい企業²にとって喫緊の課題となっている。経済学の立場に基づく、労働力人口減少に伴う人手不足の充足や経済成長維持のためには労働参加を促す量的な解決方法と 1 人 1 人の労働者の生産性を向上させる質的な解決方法の 2 つが考えられるが、学び直しは両方のアプローチから課題を解決することができる。具体的には、結婚や出産で一度キャリアを離れた女性や定年で退職している高齢者に対して学び直しの場を提供することは、女性や高齢者の労働参加をしやすくさせることで、労働力人口の増加が期待される。また、働いている社会人にとっても、学び直しによって現在の仕事に活かせる知識やスキルを得ることができるという点で仕事の効率化、つまり生産性の向上を図ることができると考えられる。2 つ目は、日本的雇用慣行の喪失と長寿化に伴う個人のライフステージの多様化である。グラットン(2016)は、人生 100 年時代とも呼ばれるこれからの時代において、個人の生涯における選択肢を増やすためには各ライフステージでの必要に応じた学び直しへの投資が重要になると指摘した。労働市場の急速な変化と退職が晩期化する下では、20 代までに獲得した知識とスキルだけでは最後まで生産性を保ち続けることが困難となるため、年齢に関係なく必要な時に学び直しに参加する重要性が高まっていくといえる。

太田・橘木(2004)によると、このような学び直しへの参加は教育投資のモデルに当てはめて考えることができる。教育投資のモデルとは期待収益と費用を比較し、期待収益が費用を上回れば教育投資を行うものである。学び直しにおける期待収益とは学び直しによって獲得できる新しいスキルや生産性の向上に伴う賃金などである。また、費用は時間や教育費などの直接費用と学び直しをしない場合に本来得られたはずの所得のような間接費用に分けられる。吉田(2004)、小林・佐藤(2012)、小林(2013)などの複数の先行研究で

¹ ゼロ成長・労働参加現状シナリオの場合。

² 内閣府が 2019 年 2 月に実施した『多様化する働き手に関する企業の意識調査』によると、同時点で 74.3%の企業が人手不足感を持っているという。

は、どのような属性の社会人にとって学び直しの期待収益が高くなるか、そして学び直しへの参加はどのような効果をもたらすのかについて実証分析を行っている。例えば、小林・佐藤(2012)では大卒以上の学歴を持つ者や同時期に求職活動をしている場合は期待収益が高く、学び直しに参加しやすいことを示した。また、小林・佐藤(2012)は、3年後と4年後の賃金上昇や失業防止、再就職促進に効果を持つことも明らかにした。小林・佐藤(2012)やその他の先行研究はいずれも学び直しの要因を分析する際に性別や雇用環境などの人口動態変数をコントロールしている。しかし、学び直しの参加に影響を与える要因は人口動態のような客観的に判別可能な要因だけでなく心理的な要因も存在すると考えられる。例えば、同様の人口動態に属していても、現状の仕事や生活に対して不満が高い者はそうでない者と比べてキャリアアップを求めるために学び直しの期待収益が高まる可能性がある。このような心理的要因を考慮した数少ない先行研究として原(2011)が挙げられる。原(2011)では3年後の仕事の難易度が今と比べてどう変化するかという主観的な見通しをコントロールしている。ただし、主観的な指標を用いた点では心理的要因を考慮したといえるものの、仕事の見通しは人口動態変数からもある程度想定可能であると考えられる。また、現状の仕事や生活に対してどの程度満足しているのかといった主体的なキャリア向上意欲に係るような指標は考慮されていないという点で、心理的要因が学び直しに与える影響について検証する余地が大きいといえる。

また、文部科学省(2018)は「プログラムを継続的に実施することができる体制づくりや、受講者が学びを深め続けられる仕組みづくりが重要」として学び直しを継続する重要性を指摘している。人生100年時代においては、学び直しに参加したとしても短期間であっさり単発で終わってしまったりすると意味がなく、学び直しをいかに継続できるかが今後の課題になると考えられる。特に結婚や子どもの誕生といったライフイベントは余暇時間の使い方に大きな変化をもたらす、学び直しの継続を妨げる可能性があると考えられる。そのような場合、家庭のライフイベントがあっても継続が可能となるような、あるいは一時中断したとしても学び直しに復帰しやすいような施策を行うことが必要となるが、学び直しの継続要因に焦点を当てた先行研究は筆者の知る限り存在しない。同様に、学び直しに短期間しか参加していない場合と長期間参加し続けた場合の効果の違いを分析した先行研究も筆者の知る限り存在しない。もしも、学び直しを継続して行ったとしても短期間しか学び直しを行わなかった者と得られる効果が同じであれば、文部科学省(2018)が指摘するような継続的に学び直しを行うことができる制度・環境を設計する意味がない。その場合、継続的な学び直し参加が効果を持つプログラムに改善するため、各教育プログラムを提供する教育機関や企業が内容の見直しを行うことが必要となる。

そこで本稿では、心理的要因や家庭環境の変動を考慮したうえで、学び直しの参加や継続の要因を定量的に分析する。また、学び直しの継続・累積には効果があるかどうかについても定量的な分析を加えることで、学び直しに参加する社会人のニーズに沿いつつ政府・企業の課題を改善できるような制度・環境を設計する一助となることを目的とする。本稿の分析に当たって①個人の心理的要因は学び直しの参加に影響を与える、②家庭環境の変動は学び直しの継続を妨げる、③学び直しへの継続的・定期的な参加はより大きな効果をもたらす、という3つの仮説を立てた。

これらの仮説を検証するため、本稿ではJHPS/KHPSを用いて学び直しへの参加要因、継続要因、学び直しの効果を検証する。まず、学び直しの参加要因の分析ではJHPS/KHPSの2012年から2017年のデータを使用し、現状の仕事や生活に関する不満度や人生における希望度という3つの心理的要因を表す変数を用いて仮説①を検証する。次に、学び直しの継続に着目した要因分析ではワイブル分布を仮定した分布ハザードモデ

ルによるサバイバル分析を行う。その際に新規結婚・離婚、子どもの誕生という3つの家庭環境の変動をコントロールして仮説②を検証する。学び直しの効果については、吉田(2004)や小林・佐藤(2012)に倣って Propensity Score Matching(以下、傾向スコアマッチング)法を用いて学び直しの参加有無が賃金変化に与える影響を分析したのちに、固定効果モデルを用いたパネルデータ分析にて学び直しの累計年数を説明変数に加えて仮説③を検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では学び直しの効果に関する先行研究を概観する。第3章では変量効果プロビットモデルを用いて学び直しの参加要因を分析する。第4章では分布ハザードモデルを使用したサバイバル分析によって学び直しの継続要因を分析する。第5章では先行研究に倣って学び直しの参加有無の違いが賃金に与える影響を分析する。第6章では学び直しを継続することの効果进行分析する。第7章では推計結果の考察と結論を述べたうえで、本稿の課題について言及する。

第2章 先行研究

学び直しに関する先行研究の分析対象は学び直しへの参加要因と学び直しの効果に分類できる。また、学び直しの効果としては①賃金変化に与える影響②新規就業や継続就業に与える影響③労働移動に与える影響という3つが挙げられる。本節ではこれらの先行研究を概観し、課題点と本稿の独自性について言及する。

まず、学び直しが賃金変化に与える影響に関する実証分析を行った先行研究としては奥井(2002)、Kawaguchi(2006)、Kurosawa(2001)、小林・佐藤(2012)、原(2011)、吉田(2004)の6つが挙げられる。これらのうち、奥井(2002)、Kawaguchi(2006)、吉田(2004)はいずれも『消費生活に関するパネル調査』³を使用している。奥井(2002)は女性の学び直しについて、どのような女性が学び直しを行い、2年後の賃金にどのような影響を与えるのか分析を行った。その結果、大卒以上の学歴を持つと学び直しを行う確率が上昇し、賃金が高いほど通信教育を受講しやすいことを示した。また、仕事に活かす目的で通信教育を受講すると賃金は上昇し、企業が派遣する教育訓練を受けた場合においても賃金が増加することを明らかにした。その一方でKawaguchi(2006)は、通学や通信教育による学び直しは賃金上昇の効果がある点では奥井(2002)と共通しているものの、企業による教育訓練は賃金変化に影響を与えないことを示した。奥井(2002)とKawaguchi(2006)では階差モデルを用いた分析を行ったのに対し、吉田(2004)は傾向スコアマッチングを用いて学び直しに参加する要因と賃金変化に与える影響を分析した。その結果、学び直しの参加については都市に居住している者、規模が大きい企業に勤める者ほど学び直しを行いやすい一方で、結婚や子どもの存在は通学のような比較的時間的制約が大きい学び直しへの参加を抑制することを明らかにした。賃金については、通学や通信での学び直しを行うと4年後の年収が増加することを示した。

その他のデータを用いた分析を行った先行研究としては、まず、北九州市でのアンケート調査を用いて企業による教育訓練や学び直しが賃金に及ぼす影響を分析したKurosawa(2001)が挙げられる。分析の結果、教育訓練は賃金を上昇させる一方で学び直しには効果がないことを示した。また、本稿と同じJHPS/KHPSを使用した小林・佐藤(2012)は、傾向スコアマッチング法を用いて学び直しに参加する要因と賃金変化に与える

³ 家計経済研究所が行った、1993年時に満24歳以上35歳以下であった女性1500名を対象とした追跡調査。学び直しに関する質問は1994年と1996年の2回行われた(吉田(2004))。

影響を分析した。その結果、同時期に求職活動を行っている者ほど学び直しに参加する確率が上昇し、学び直し実施後から3年後、4年後の賃金が上昇することを明らかにした。また、原(2011)は『働くことと学ぶことについての調査』⁴を使用し、学び直しへの参加要因と賃金変化に与える影響を分析した。その結果、勤務先の上司から身につけてほしい能力について説明を受けている者や今と比べて3年後の仕事のレベルが上がるという見通しを立てている者⁵の方がそうでない者に比べて学び直しに参加しやすいことを明らかにした。しかし、賃金変化については全ての形態の学び直しが影響を与えていないと指摘した。

次に、学び直しが新規就業や継続就業に与える影響を分析した先行研究をみると、小林・佐藤(2012)と平野(2007)の2つがある。小林・佐藤(2012)は傾向スコアマッチング法を用いた分析を行い、学び直しが継続就業や新規就業の両方にプラスの影響を与えることを示した。特に通信とカルチャーでの学び直しが継続就業に、通学での学び直しが新規就業に効果を持つことを明らかにした。これに対し、『消費生活に関するパネル調査』を使用し、ロジットモデルを用いた分析を行った平野(2007)⁶は、通信とカルチャーによる学び直しは新規就業に効果を持つものの、いずれの学び直しも継続就業には影響がないことを明らかにした。この2つの研究は使用したデータや分析方法が異なるために学び直しの形態ごとの分析結果には違いが生まれたものの、学び直しには継続就業や新規就業に対して一定の効果があるといえる。

学び直しが労働移動に与える影響を分析した先行研究としては、非正規雇用から正規雇用への転換に与える影響と職業・業界の移動に与える影響という2つに分類することができる。前者に関する先行研究は石井ら(2011)、原(2011)が挙げられる。石井ら(2011)はKHPSを使用したプロビット分析を行い、女性の場合は学び直しの実施が非正規雇用から正規雇用への転換する確率を上昇させる効果を持つことを明らかにした。しかし、原(2011)ではプロビット分析を行った結果、いずれの形態の学び直しも正規雇用には影響を与えていないことが示された。後者についてはJHPS/KHPSを使用した分析を行った小林(2013)が挙げられる。小林(2013)は傾向スコアマッチング法を用いて学び直しの実施有無の違いが職種・産業の移動に対してどのような影響を与えるかを分析した。その結果、通学による学び直しは非定型相互⁷から非定型分析への移動や、製造業からターゲット産業⁸への移動を促進させること。また、通信とカルチャーによる学び直し⁹は流通業から金融保険不動産業、教育・学習支援、情報通信・調査産業への移動や、非定型手仕事から非定型分析業務への移動を増加させる効果を持つことを明らかにした。

また、海外の先行研究としてはJenkins et al.(2003)、Vignoles et al.(2004)、Jacobson et al.(2005)、Chesters (2014)などが挙げられる。Jenkins et al. (2003) はイギリスのパネ

⁴ 労働政策研究・研修機構が2008年10～12月に全国の満25歳以上45歳未満の男女・就業者を対象にエリアサンプリング法で実施した調査で有効回答数は4,024(原(2011))。

⁵ 「現在の勤務先で今の働き方を続けるとした場合に、今後3年くらいのあいだに仕事がどのように変化するか」という質問事項に対して「より責任が重くなる」、「より難しい仕事を担当する」、「担当する仕事の幅が広がる」など仕事レベルが上がると回答をした者(原(2011))。

⁶ 注釈3にて学び直しに関する質問は1994年と1996年の2回と記載したが、平野(2007)では2000年に行われたものも含めて分析を行った。

⁷ 非定型相互は管理職、販売職を指し、非定型分析は専門・技術(IT技術含む)職を指している。その他の分類としては事務職が該当する定型認識、生産工手労務、農林漁業者が該当する定型手仕事、サービス職、保安職、運輸業が含まれる非定型手仕事がある(池永(2009))。

⁸ 「医療・介護、エネルギー・鉱物資源、農林漁業、社会インフラ」は産業競争力会議の議事録においてターゲット産業と表記されている(小林(2013))。

⁹ 小林(2013)では、通学とカルチャーを1括りの変数として分析を行った。

ルデータである「National Child Development Study」を用いて学び直しが新規就業に与える影響を分析した。その結果、1991年に失業状態であった者が学び直しに参加すると2000年時点で就業している可能性が高まることが示された。同じデータを用いて学び直しが賃金に与える影響を分析した Vignoles et al.(2004)は、33歳から42歳までの男性労働者が学び直しに参加すると賃金が統計的に有意に上昇することを明らかにした。Jacobson et al. (2005) はアメリカのワシントン州を対象としたパネルデータを用いてコミュニティカレッジでの学び直しが賃金に与える影響を分析した。その結果、コミュニティカレッジでの学び直しの傘下によって賃金が統計的に有意に上昇することを示した。Chesters (2014) はオーストラリアのパネルデータである「the Household Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA)」を用いて、学び直しによる資格の取得と正規雇用の関係性を分析した。その結果、学び直しによって大学卒業レベルの資格を得た場合に正規雇用に移行する可能性が高まることを明らかにした。このように、海外においても日本の先行研究と同様の観点から学び直しに関する研究の蓄積が行われている。

ここまで学び直しに関する先行研究を概観してきたが、学び直しの効果については必ずしも一致した結論を得られていない。また、どのような属性の社会人が学び直しを行うのかという参加要因を分析する際に個人の心理的要因を考慮した先行研究は原(2011)に限られている。そのうえ、原(2011)においても3年後の仕事の難易度がどう変化するかという見通しが考慮されているのみで、現状の仕事や生活に対してどの程度満足しているのかといった主体的なキャリア向上意欲に係るような指標は考慮されていない。したがって、学び直しに関する研究の蓄積のためには、これまでの研究とは異なるサンプルや時期を対象とし、心理的要因を考慮した追加の検証を行う必要があるといえる。

さらに、いずれの先行研究も学び直しの参加要因については分析を行ったものの、どのような要因で学び直しを終了するのかという継続や退出について分析を行った研究は筆者の知る限り存在しない。文部科学省(2018)が「プログラムを継続的に実施することができる体制づくり」が重要であると指摘する中、この学び直しの継続を促進する要因と抑制する要因を明らかにすることは受講者を支援する上で有意義であるといえる。また、いずれの先行研究も学び直しの効果を分析する際には学び直しを行ったか行っていないかという質的変数を用いた検証に留まっている。学び直しを累計どのくらいの期間行ってきたのかという量的変数に着目してその継続の効果を検証した研究も筆者の知る限り存在しない。

これらの課題点を踏まえ、本稿では心理的要因を考慮した上で学び直しへの参加要因と学び直しへの参加が賃金変化に与える影響を再検証すると共に、学び直しの継続に着目して継続の促進・抑制要因と学び直しを継続する効果を明らかにする。そして、社会人に対して学び直しの継続の重要性を示し、教育機関や政府に対しては学び直しを継続的に実施できるような制度を設計する一助となることを目的とする。

第3章 学び直しへ参加する要因の分析

3.1 分析アプローチ

本節では、仮説①として挙げた心理的要因が学び直しへの参加に与える影響を、JHPS/KHPSの2012年から2017年のパネルデータを用いて定量的に分析する。具体的には、学び直しを行った場合に1をとるダミー変数を被説明変数とした変量効果プロビットモデルを用いて推計する。推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = f(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Psychological}_{it-1} + \alpha_2 X_{it}) \quad (1)$$

ここで、 Y_{it} は学び直しを行った場合に1をとるダミー変数であり、全ての学び直しを含むダミー変数と通学、通信、カルチャーをそれぞれ行った場合に1をとるダミー変数の計4種類を被説明変数として用いる。この推計で注目すべき変数である $\text{Psychological}_{it}$ は先行研究では考慮されていなかった心理的要因を示す。具体的には、仕事への不満度、生活への不満度、人生の希望度合いを表す3つの変数を使用する。1期前の回答を使用する理由は、仕事や生活に対して不満を抱いてからキャリアアップに対する意欲が増し、実際に学び直しを行うまでには一定の時間を要すると考えられるからである。また、学び直しを行いキャリアへの展望が開けた結果として将来への希望度が高まったり、仕事や生活への不満が減少したりするという逆の因果性に対処する目的もある。 X_{it} は学び直しへの参加に影響を及ぼす個人の属性、就業に関する属性、1年以内の家庭環境の変化の3つの要因をコントロールする変数である。このうち、個人の属性と就業に関する属性は吉田(2004)や小林・佐藤(2012)を参考としている。具体的には性別、年齢、学歴、配偶者の有無を個人の属性をコントロールする変数とし、雇用状態、合計就業年数、労働時間、賃金、業界、従業員規模を就業に関する属性をコントロールする変数として用いている。家庭環境の変化をコントロールする変数は、第4章で分析する学び直しの継続について分析する際の注目すべき変数であり、本推計では比較対象とするために使用する。具体的には回答時から1年以内の子どもの誕生、新規結婚・離婚があった場合にそれぞれ1をとるダミー変数を用いている。また、 i は調査が行われた各サンプル、 t は調査が行われた時点を示す。

3.2 利用データ

本節の分析ではパネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査(以下、JHPS/KHPS)」を用いる。JHPS/KHPSは、全国約4000世帯7000人を対象に2004年から継続して実施されてきたKHPSと、2009年から全国4000人を対象として実施されてきたJHPSという追跡調査を統合したパネルデータ¹⁰である。

JHPS/KHPSでは学び直しの有無について、「あなたは昨年2月から現在までの1年間の間に、自分の意思で仕事にかかわる技術や能力の向上のための取り組みをしましたか。」という質問がある。本稿では、この質問に対して「現在行っている」あるいは「行ったことがある」と回答した場合に1を取るダミー変数を学び直しダミーとしている。また、「どのような方法で学び直しましたか。」という質問を基に学び直し(通学)ダミー、学び直し(通信)ダミー、学び直し(カルチャー)ダミーの3つに分類している¹¹。

本節の分析で注目すべき変数である心理的要因を示す3つの変数について、仕事への不満度と生活への不満度はそれぞれの項目に対して「完全に満足している」を1、「全く満足していない」を10とする10段階の変数である。人生の希望度合いは「私の人生には希望がある」という項目に対して「あてはまらない」を1、「あてはまる」を5とする5段階の

¹⁰ パネルデータ設計・解析センターのホームページにおいて、パネルデータは「経済主体の動学的な行動の分析や観察できない異質性を考慮した分析を可能にする」と記載されているように、学び直しの参加、継続、効果に着目する本稿の分析に適しているといえる。

¹¹ 学び直し(通学)ダミーは「専門学校・専修学校に通った」、「各種学校に通った」、「公共の職業訓練校に通った」、「大学に通った(卒業を目的とする)」、「大学院(社会人含む)に通った」のいずれかを回答した場合に1を取るダミー変数。学び直し(通信)ダミーは「通信講座を受講した(通信制の大学も含む)」、「テレビ、ラジオの講座や書籍で学んだ」のいずれかを回答した場合に1を取るダミー変数。学び直し(カルチャー)ダミーは「各種講演会やセミナーに参加した」、「社内の自主的な勉強会に参加した」のいずれかを回答した場合に1を取るダミー変数である。

変数である。これら 3 つの変数の回答を同時に得られるのは 2011 年以降であるため、分析期間を 2012 年から 2017 年とする。これは、JHPS/KHPS を用いた先行研究である小林・佐藤(2012)や小林(2013)とは大部分が異なるサンプルとなっている。また、第 4 章の分析で着目する家庭環境の変化については、回答時の前年 2 月から 1 年間における世帯変動を問う質問で「子どもが誕生した」、「新規結婚した」、「新規離婚した」と回答した場合にそれぞれ 1 を取るダミー変数となっている。その他のコントロール変数のうち 3 つ以上のカテゴリを区別するダミー変数について、業界ダミーは第一次産業・インフラ業界、従業員規模は官公庁、年ダミーは 2012 年を基準として分析を行っている。本節の分析で用いる各変数の基本統計量は表 1 の通りである。学び直しダミーをみると、2012 年から 2017 年の期間において全サンプルのうち約 10% の社会人が何らかの学び直しを行っていることがわかる。

3.3 推計結果

推計結果は表 2 の通りである。表 2 では被説明変数である学び直しダミーを、全ての学び直し、通学による学び直し、通信による学び直し、カルチャーによる学び直しと種類を変えて(1)から(4)列の推計を行った。表 2 の推計結果は全て限界効果を掲載しており、説明変数のうち心理的要因に着目すると、(1)列から(4)列のいずれにおいても $t-1$ 期における人生の希望度合いは統計的にプラスに有意である。このことから、自分のキャリアやライフプランに希望を見出すと学び直しを行うことで得られる期待収益を高く予想し、学び直しに取り組みやすくなるといえる。具体的には、(1)列によると人生の希望度合いが 1 段階高まると全ての学び直しに対して 1.47% 参加確率が上昇する。また、(2)と(3)列をみると $t-1$ 期の仕事への不満度が統計的にプラスに有意であることがわかる。仕事への不満が高まると、現状から脱してキャリアアップを図るために通学や通信での学び直しに参加すると考えられる。影響度合いを(2)列で確認すると、 $t-1$ 期の仕事への不満度が 1 段階高まると通学での学び直しに 0.1% 参加しやすくなる。その一方で、(4)列では仕事の不満度は統計的にマイナスに有意となっている。これはカルチャーという学び直しの趣旨が通学や通信のように資格の取得や新しいスキルを獲得するためのものではなく、人脈を広げたり現状の仕事に工夫を加えたりするために行う傾向があるためであると考えられる。 $t-1$ 期の生活への不満度に着目すると(3)列で統計的にマイナスに有意であり、(1)列でも有意ではないものの係数がマイナスで、(2)と(4)列の係数もプラスではあるが非常に小さいことがわかる。これは、生活への不満度が高いとわざわざ余暇の時間を学び直しに充てるよりも他の娯楽や趣味に費やすことのインセンティブが高くなることや、そもそも学び直しの参加に至る主要因が職場環境にあり、生活面は考慮されないためであると考えられる。このように、心理的要因は学び直しへの参加に影響を与えているという仮説①通りの結果を得られているが、その影響度合いについては限定的である。

コントロール変数に着目すると、(1)から(4)列のいずれも大卒以上ダミーが統計的にプラスに有意であることがわかる。高学歴であるといずれの形態の学び直しにも参加しやすくなるという結果は、同じ JHPS/KHPS を用いた小林・佐藤(2012)と小林(2013)を含む多くの先行研究と共通している。また、(2)列から(4)列において既婚ダミーが統計的にマイナスに有意である。これは、結婚している場合は余暇の時間を配偶者と過ごす時間や家事の時間に充てるためであると考えられ、こちらも吉田(2004)をはじめとする複数の先行研究と一致している。業界に関しては医療・福祉・教育・学習支援業が(1)、(2)、(4)列で統計的にプラスに有意となっている。常に新しい知識をインプットする必要がある医療現場であったり、自身が他人の教育に携わる機会が多かったりすると学び直しへ参加する確率が上

昇するといえる。従業員規模については、いずれの企業規模も(1)、(2)、(4)列で統計的にプラスに有意となっており、逆に言うとも官公庁に勤務する労働者の学び直しへの参加があまり進んでいないといえる。また、第4章の学び直しの継続要因を分析する際に着目する家庭環境の変化をコントロールする変数はいずれも統計的に有意とならなかった。

以上のことをまとめると、本稿の仮説①通り心理的要因は学び直しへの参加有無に対して統計的に有意な影響を与えていたが、その影響度合いは限られている。また、コントロール変数については先行研究と比較して大方整合的な結果を得ることができたといえる。

第4章 学び直しを継続する要因の分析

4.1 分析アプローチ

本節では、黒田・山本(2003)¹²に沿ってハザード・レート関数を用いたサバイバル分析を行い、学び直しの継続を促進させる要因と抑制させる要因を検証する。サバイバル分析とはサンプルに生じたイベントが持続する時間の規定要因を分析するものであり、本節の分析では以下のハザード・レート関数を推計する。

$$H_i(t, z_i) = \theta t^{\theta-1} \cdot e^{\gamma' z_i} \quad (2)$$

ここで、このハザード・レート関数はワイブル分布をベースライン($\theta t^{\theta-1}$)とし、時間 t まで学び直しを継続していた社会人 i が移転する条件付確率 H_i (ハザード・レート)が、社会人の属性を表す変数 z_i によって変動しうることを想定したものである。なお、 z_i の係数ベクトル、 θ はワイブル分布のパラメータである。このハザード・レート関数の推計には最尤法を用いる。ただし、推計結果としては変数 z_i がハザード・レートに与える影響よりも、学び直しを継続する期間 T_i に与える影響を示す方が把握しやすいため、各変数 z_i のパラメータを

$$\omega = -\frac{\gamma}{\theta} \quad (3)$$

と示すことにする。ここで、

$$T_i = \omega' z_i + \frac{v}{\theta} \quad (4)$$

であるため、パラメータ ω は各変数 z_i が学び直しを継続する期間 T_i を限界的にどの程度変化させるかを示すことになる。なお v は極限值分布に従う攪乱項である。

また、変数 z_i は第3章の変量効果プロビットモデルの推計で用いた説明変数と同じものを使用している。ただし、心理的要因をコントロールする変数であう仕事への不満度、新規結婚、新規離婚ダミーは $t-1$ 期ではなく t 期のものを使用する。本稿の仮説②に基づき、子どもの誕生、新規結婚、新規離婚という家庭環境の変化をコントロールする3つの変数を注目すべき変数とする。分析期間は第3章と同じく2012年から2017年のデータを使用する。

¹² 黒田・山本(2003)では名目賃金の下方硬直性が雇用者の離職行動に与える影響について分析を行った。

4.2 推計結果

ハザード・レート関数を用いたサバイバル分析の推計結果は表 3 の通りである。被説明変数は全ての学び直しと各形態の学び直しにおける生存時間であり、各被説明変数に対して家庭環境の変化をコントロールする変数を含めた推計結果とそうでない推計結果を掲載している。まず、注目すべき変数である家庭環境の変化をコントロールする変数に着目する。(1)列、(3)列、(5)列をみると新規結婚ダミーが統計的にマイナスに有意となっている。(1)列から影響度合いについて言及すると、新規で結婚すると学び直しの継続期間が 62.6%減少することがわかる。同様に、(1)列で新規離婚ダミーが統計的にマイナスに有意であり、学び直しの継続期間が 37%減少することを示す。ただし、子どもが誕生することの係数はマイナスであるが統計的に有意とはならなかった。これらのことから、本稿の仮説②通り家庭環境の変化は生活様式や余暇時間の配分に変化をもたらし、継続的な学び直しを抑制することが明らかになった。

第 3 章で注目した心理的要因に関する変数を見ると、(5)から(8)列において人生の希望度合いが統計的にプラスに有意となり、(7)と(8)列では仕事への不満度が統計的にマイナスに有意であることがわかる。これらの結果は学び直しの参加要因を検証した第 3 章の分析と一致しており、個人の心理的要因が学び直しへの参加と継続に一貫した影響を与えているといえる。その一方で、(4)列では生活への不満度が通学での学び直しの継続に対して統計的にマイナスに有意となっている。これは趣味や娯楽の時間が通学によって減少したことに対して不満を持ち、減少した趣味や娯楽の時間を拡充するために学び直しの継続を断念したと考えられる。しかし、家庭環境の変化をコントロールした(3)列では統計的に有意となっていないため、その影響は限定的であるといえる。

その他のコントロールに着目すると、(1)、(2)、(4)列で既婚ダミーが統計的にプラスに有意であることがわかる。新規結婚は生活環境及び余暇時間に変化を生じさせることで学び直しの継続を抑制しているが、結婚して生活環境や余暇時間の配分が安定してからは結婚していない人に比べてより長く学び直しを継続するといえる。また、第 3 章で分析した学び直しへの参加要因としての既婚ダミーを比較すると、係数が逆になっている。このことから、既婚者に対しては学び直しをいかに継続してもらうかという施策よりもまずは学び直しに参加してもらうように促していくことが有効であるといえる。また、 $\ln(t)$ 期賃金をみると(5)列以外で統計的にプラスに有意であることを示している。これは、学び直しに参加し始めて賃金が上昇すると、学び直しの恩恵を実感することでさらなる継続のインセンティブが生じるためであると考えられる。このことから、学び直しの効果を実感することが継続を促進させることにつながるといえる。しかし、この賃金の上昇が学び直しに参加・継続による効果なのかは定かではなく、単純に就業年数の増加や業界全体の業績が賃金に反映されているだけという可能性がある。もし、学び直し自体にスキルの獲得や生産性向上による賃金上昇の効果がなければ、多くの社会人にとって学び直しを行うことによる再現性が損なわれてしまう。学び直しが賃金変化に与える効果は先行研究によっても違いがあるため、本稿でも学び直しが賃金変化に与える影響について次章以降で検証を加えることとする。なお、学び直しの有無という質的変数の違いが賃金変化に与える影響と、学び直しの累計年数という量的変数が賃金変化に与える影響を区別して推計を行う。

以上のことから、本稿の仮説②通り家庭環境の変化は継続的な学び直しを抑制するということが明らかになった。よって、家庭環境の変化が起きた社会人に対しては一時的に学び直しの支援を行う制度や、一度学び直しを終了したとしても家庭環境が落ち着いた後に再開しやすいような仕組みを設計する必要があるといえる。

第5章 学び直しの有無が賃金変化に与える影響の分析

5.1 分析アプローチ

本節では、学び直しへの参加が賃金変化に与える影響を吉田(2004)や小林・佐藤(2012)と同様に傾向スコアマッチング法を用いた分析を行う。傾向スコアマッチングはマッチング推計の1種であり、複数の属性をもとにマッチングをする代わりに属性から傾向スコアという1つの指標を予測し、その予測値を用いてマッチングを実施する方法である(山本(2015))。具体的な分析手続きは2段階に分かれる。まずは t 期における学び直しの実施確率に関する推計を以下のプロビットモデルに基づき行う。

$$\Pr(D_{it} = 1) = F(\alpha + \beta X_{it}) \quad (5)$$

ここで、 D_{it} は学び直しに参加した場合に1をとる各形態の学び直しダミー、 X_{it} は学び直しの参加に影響を及ぼす諸変数であり、表2の変量効果プロビットモデルで使用した変数を用いる¹³。この理由は、第3章と第4章で学び直しの参加要因と継続要因を分析したサンプルにおいて学び直しの効果があったかを検証するため。そして、吉田(2004)や小林・佐藤(2012)と異なるサンプルを対象としても学び直しに一定の効果があるかどうかを検証するためである。次に、このプロビット分析で得られた学び直しの実施確率の予測値が同様となるような属性を持つ者の中で、実際に学び直しに参加した者としていない者との賃金の差を比較する。その比較した結果の差であるATT(Average Treatment effect on the Treated)を求めることで、データには表れない個人特性がもたらすセルフセレクトションバイアスを考慮した分析を行う。ATTは以下の通りである。

$$ATT_{DD} = \frac{1}{n_{1t}} \sum_{i=1}^{n_{1t}} [Y_{1ti} - \sum_{j=1}^{n_{0t}} W(i,j) Y_{0tj}] - \frac{1}{n_{1s}} \sum_{i=1}^{n_{1s}} [Y_{1si} - \sum_{j=1}^{n_{0s}} W(i,j) Y_{0sj}] \quad (6)$$

ここで、 t は学び直し実施後の時点、 s は学び直し実施前の時点を示す。 Y は学び直しの変数となる変数で、今回は $t+1$ 年から $t+4$ 年後の $\ln$ 賃金となる。 ATT_{DD} の係数が統計的にプラスに有意となれば、学び直しは賃金を向上させる効果があると結論付けることができる。逆に、 ATT_{DD} の係数が統計的に有意でない場合や、マイナスの値を取る場合は学び直し自体が賃金の向上に対して効果がないということになる。

5.2 予備的分析

まず、学び直しの参加有無と賃金の関係についての予備的分析を行う。図1は、 t 期に学び直しに参加した社会人(トリートメントグループ)とそうでない社会人(コントロールグループ)ごとの $t+1$ 期から $t+4$ 期の賃金を箱ひげ図で表したものである。図1の(1)、(3)、(4)をみるとトリートメントグループの方が賃金は高い傾向にあることがわかる。その一方で(2)に注目するとトリートメントグループの方が低い賃金となっており、経過年数が増えるほど平均値がコントロールグループに近づいていることがわかる。ただし、この賃金の差は各グループの属性の違いを考慮していないため、学び直しに参加した結果として賃金

¹³ 予測値を求めるプロビット分析で使用する説明変数は、Dehejia and Wahba(2002)における Balancing Property に基づく検定で棄却されなかった。

が変化したのかを判別することができない。この因果関係の有無を、傾向スコアマッチング法を用いた以下の推計によって明らかにする。

5.3 推計結果

傾向スコアマッチング法を用いた推計結果は表 4 の通りであり、(1)列ではトリートメントグループの数とコントロールグループの標本数をそれぞれ掲載している。そして、(2)列では学び直しに参加したグループとしていないグループそれぞれの属性を考慮しない単純な平均値の差に対して有意差検定を行った結果を掲載しており、(3)列で傾向スコアマッチングによって求めた ATT を掲載している。

まず表 4 の(2)列をみると、通学による学び直しは 1 年後の賃金に対して統計的にマイナスに有意であり、通学以外の学び直しは全て統計的にプラスに有意であることを示している。これは予備的分析と整合的な結果となっている。具体的には、通学による学び直しに参加するとその 1 年後の賃金は学び直しをしていない人に比べて 12.5%減少する。また、形態を問わず学び直しに参加すると、参加しなかった者と比べて 1 年後の賃金が 28.4%上昇することがわかる。しかし、(2)列は学び直しに参加した者とそうでない者の属性の違いを考慮していない状態での平均値の差であり、属性が異なる者同士を比較したことによる見せかけの相関になっているという懸念点がある。

それに対し、傾向スコアマッチング法によりそれぞれのグループの者の属性をコントロールしている(3)列をみると学び直し全体と通信、カルチャーによる学び直しに参加した者はそうでない者と比べて 4 年後の賃金が統計的に有意に高いことがわかる。また、通学による学び直しは 2 年後から 4 年後にかけて統計的にプラスに有意である。具体的に各種学び直しに参加した者がそうでない者と比べた時の 4 年後の賃金に与える影響度合いについて言及すると、通学による学び直しは 35.3%、通信による学び直しは 11.8%、カルチャーによる学び直しは 13%賃金が高くなることが明らかとなった。通信やカルチャーによる学び直しは、参加してから賃金上昇という効果が表れるまでに時間を要するということがいえる。

ここで、(2)列と(3)列の結果が大きく異なるということから、(2)列のシンプルな平均値の差にはみせかけの相関が生じており、(3)列のように傾向スコアマッチング法によって ATT を求めることが有用であったといえる。また、同様の分析を行った吉田(2004)と小林・佐藤(2012)の結果と比較すると、吉田(2004)ではカルチャーによる学び直しが統計的に有意となっていなかったり小林・佐藤(2012)とは効果が表れるまでの年数に違いがあったりしたものの、学び直しが賃金上昇に対して一定の効果を持つという結論は一致している。ただし、本稿の独自性で言及した通り、吉田(2004)や小林・佐藤(2012)を含む学び直しが賃金変化に与える影響を分析した先行研究では学び直しの有無という質的変数にしか着目できていない。そこで次章にて学び直しの継続年数の違いが賃金上昇に対してどの程度効果を持つのかを分析する。

第 6 章 学び直しの継続が賃金変化に与える影響の分析

6.1 分析アプローチ

本節では学び直しの継続が賃金変化に与える影響を、固定効果モデルを用いて推計する。推計式は以下の通りである。

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Recurrent}_{it} + \alpha_2 X_{it} + F_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

ここで、 $\ln Y_{it}$ は t 年時点での学び直しの継続によるアウトカム指標であり、 $t+1$ 年から $t+4$ 年までの $\ln$ 賃金を示している。 $Recurrent_{it}$ は各学び直しの累計年数であり、途中で学び直しに参加していない期間があっても累積年数は0にリセットされない。本稿の仮説③に基づくと、学び直しを単年ではなく継続的に行った場合、その継続期間が長いほど $\ln$ 賃金が高くなる、つまり累計年数の係数がプラスの値になることが想定される。 X_{it} は $\ln$ 賃金に影響を及ぼす個人の属性、就業に関する属性をコントロールする変数である。具体的には吉田(2004)や小林・佐藤(2012)を参考とし、性別、年齢、学歴、配偶者の有無を個人の属性をコントロールする変数とし、雇用状態、合計就業年数、労働時間、賃金、業界、従業員規模を就業に関する属性をコントロールする変数として用いる¹⁴。 F_t は時間によって変わらない各サンプルの固有效果を示す。

また、本節では、JHPS/KHPSの2004年から2017年までのデータを用いて分析を行う。第5章と比べて分析期間を増やした理由は、より長い期間で十分なサンプルを確保したうえで学び直しの継続が賃金変化にもたらす効果を検証するためである。基本統計量は表5の通りである。

6.2 推計結果

推計結果は表6の通りである。(1)から(4)列では全ての形態の学び直しを含めた学び直しの累計年数を説明変数とし、(5)から(8)列では各形態の学び直し累計年数を同時に説明変数として組み込んでいる。また、ハウスマン検定を行った結果全ての列で固定効果モデルが採択されたため固定効果モデルを用いた推計結果のみを掲載している。

まず(1)から(4)列のいずれにおいても累計学び直し年数が統計的にプラスに有意となっている。具体的には、累計学び直し年数が1年増えると1年後の賃金が0.4%上昇し、4年後の賃金が0.7%上昇することがわかる。また、通学、通信、カルチャーそれぞれの累計学び直し年数を含めた(5)から(8)列に着目すると、通学とカルチャーの累計学び直し年数が1年後と2年後の賃金を統計的に有意に上昇させることが示された。影響度合いについて言及すると、通学の学び直し累計年数が1年増えると1年後の賃金が4.1%、2年後には3.5%高まり、カルチャーによる学び直し累計年数が1年増えると1年後の賃金が0.5%、2年後の賃金が0.7%上昇することがわかる。第5章で検証した学び直しの参加有無が賃金変化に与える影響と比較すると、本節の分析の方がより早く賃金上昇という効果が表れることがわかる。これは、学び直しを継続すると規模の経済性が働いてより早くスキルの獲得や生産性の向上を得ることができるためであると考えられる。その一方で、通信による学び直しの累計年数が増えると統計的に有意に1年後の賃金が0.9%減少することが明らかとなった。つまり、通学による学び直し自体には参加した方がいいといえるが、継続的に通信による学び直しを行ってもその効果は薄いことがわかる。

以上のことから、仮説③の通り、全ての形態を含めた学び直しと通学、カルチャーによる学び直しを継続することがより学び直しの効果を高めることが示された。通学やカルチャーによる学び直しにおいては、単純に学び直しへの参加を促すだけでなく学び直しに継続的あるいは定期的に参加してもらうような施策にも取り組んでいくことが重要であると結論付けられる。その一方で、通信による学び直しは一定以上行ってもそれ以上の効果が見込めない内容である可能性や、通学やカルチャーと比較してカリキュラムやセミナーの

¹⁴ 第3章から第5章における説明変数であった男性ダミーと大卒以上ダミーは本節の分析では固定効果モデルを用いるためにomitされている。

ような時間的拘束が少ないことがスキルの獲得や生産性の向上の妨げとなっている可能性があるといえる。

第7章 おわりに

本稿は社会人の学び直しをテーマに、心理的要因や家庭環境の変動をコントロールした上で学び直しの参加要因と継続要因の違いについて定量的な分析を行った。また、短期間しか学び直しに参加しない場合と長期的・定期的に学び直しに参加する場合の賃金に与える影響の違いにも着目した分析を行い、学び直しの継続による効果を明らかにした。具体的には、①個人の心理的要因は学び直しの参加に影響を与える、②家庭環境の変動は学び直しの継続を妨げる、③学び直しへの継続的な参加はより大きな効果をもたらす、という3つの仮説を立てた。なお、本稿の分析では「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」を用いている。

まず、第2章では学び直しに参加する要因と学び直しに参加したことによる効果を分析した先行研究を概観し、それを踏まえた本稿の独自性について述べた。具体的には、個人の不満度といった心理的要因に着目して学び直しの参加要因を分析した点、学び直しの参加だけでなく学び直しの継続的な実施に着目してその促進・抑制要因を明らかにした点、学び直しの実施有無という質的な違いでなく継続年数という量的な違いが賃金に与える影響を分析した点の3つが挙げられる。

次に、第3章では変量効果プロビットモデルを用いて、心理的要因をコントロールしたうえで学び直しの参加要因を分析し、仮説①を検証した。その結果、人生の希望度合いが高いといずれの学び直しに対しても統計的に有意に参加しやすくなることが明らかになった。また、仕事への不満度が高いと通学、通信による学び直しに統計的に有意に参加しやすいがカルチャーによる学び直しには統計的に有意に参加しにくくなること、生活への不満度が高いと通信による学び直しに統計的に有意に参加しにくくなることが示された。

第4章では、ワイブル分布を仮定した分布ハザードモデルを用いて、学び直しの継続要因が学び直しの参加要因とどのように異なるかを分析し、仮説②を検証した。その結果、新規結婚や新規離婚が学び直しの継続を統計的に有意に抑制していることが明らかになった。また第3章と比較すると、新規結婚は生活環境及び余暇時間に変化を生じさせることで学び直しの継続を抑制しているが、結婚して生活環境や余暇時間の配分が安定してから結婚していない人に比べてより長く学び直しを継続するといえる。

第5章では、吉田(2004)や小林・佐藤(2012)で使用された傾向スコアマッチング法を用いて学び直しへの参加が賃金に与える影響を分析した。その結果、通学による学び直しに参加した者はそうでない者と比べて2年後、3年後、4年後の賃金が統計的に有意に高くなることが示された。また、通信とカルチャーによる学び直しに参加した者はそうでない者と比べて4年後の賃金が統計的に有意に高くなることが明らかになった。

第6章では仮説③に基づき、固定効果モデルを使用して学び直しの累計年数が賃金に与える影響を分析した。その結果、全ての形態を含めた学び直しの累計年数が増えると1から4年後の賃金が統計的に有意に増加し、通学とカルチャーによる学び直しの累計年数は1年後と2年後の賃金を統計的に有意に増加させることが明らかになった。しかし、通信の学び直し累計年数は1年後の賃金を統計的に有意に減少させることが示された。

これらの結果を踏まえ考察や含意を検討したい。まず、人生の希望度が高まると学び直しへの参加をしやすくなることが示されたため、職種や業界に適した在り方を検討する一方で、人生100年時代に対する個人の不安を軽減し人生の希望度合いを高めることが必要

であると考えられる。グラットン(2016)は今までのロールモデルはほとんど役に立たず、若い世代ほど新しい選択して新たなロールモデルを確立していく必要があると指摘している。今までのロールモデルが役に立たなくなるこれからの時代への不安感を払拭し、希望を持てるように学び直しへの参加が新しいライフステージの模索やキャリアアップの手助けになることを周知していく施策が学び直しの参加に対して有効であると考えられる。次に、学び直しへの参加と継続をきちんと区別することがより無駄のない効率的な学び直し支援につながると考えられる。家庭環境の変動は学び直しへの参加には影響がないが、学び直しの継続を妨げることが示されたため、家庭環境の変動がある者に対しての個別のアプローチが必要となる。具体的には、一度家庭環境の変動によって学び直しを中断したとしても、スムーズに再開に至るようにその者に対して金銭面でのフォローや勧誘を行うことが継続においては有効であると考えられる。また、既婚者は学び直しに参加しにくいものの参加した場合はより長く継続するという傾向を持つことから、既婚者に対しては学び直しを継続してもらう施策を充実させるよりもまずは学び直しに参加してもらうようにマーケティングや金銭面の施策を重点的に行うことが有効であるといえる。そして、学び直しに参加した者に対しては、定期的に学び直しを続けることが賃金に対してより大きな効果をもたらすことを周知することで継続を促すことができると考えられる。ただし、通信による学び直しに関しては継続による効果がほとんどないということが示されたため、通信による学び直しサービスを提供する各教育機関や企業はプログラム内容の見直し・改善が求められる。

最後に、本稿の研究について課題点を述べる。1つ目は、学び直しの効果についての分析対象が賃金への影響に限られており、先行研究で触れた新規就業や継続就業、労働移動に対する影響を分析できていないことである。学び直し継続の効果の対象を広げることで、賃金上昇や失業防止といった目的ごとに学び直しへの参加を促す施策を重点的に行えばよいのか、継続の支援も併せて行うべきかを比較検討できると考えられる。2つ目は、学び直しの継続を分析するにあたって年という単位が粗い点である。例えば、通学や通信による学び直しは多くが1年あるいは2年程度で修了できるプログラムが多く、第4章の学び直しの継続要因を分析する場合には年単位ではなく月単位ごとの分析が必要になると考えられる。これらの課題に対してはまず、学び直しの継続が賃金だけでなく新規就業や継続就業、労働移動に与える影響に関する実証研究の蓄積が望まれる。そしてデータに関して、学び直しの継続を表す期間を年単位だけでなく月単位や四半期単位の情報も収集されたパネルデータの整備が望まれる。人生100年時代を迎える中で学び直しに関するパネルデータと実証研究を蓄積することが、各個人の主体的な人生設計を手助けする環境・仕組み作りに貢献することを期待し、本稿の結びとする。

【参考文献目録】

<書籍>

- 太田聡一、橘木俊詔『労働経済学入門』有斐閣、2004年
グラットン・リンダ、スコット・アンドリュー（池村千秋訳）『LIFESHIFT』東洋経済新報社、2016年
山本勲『実証分析のための計量経済学—正しい手法と結果の読み方—』中央経済社、2015年

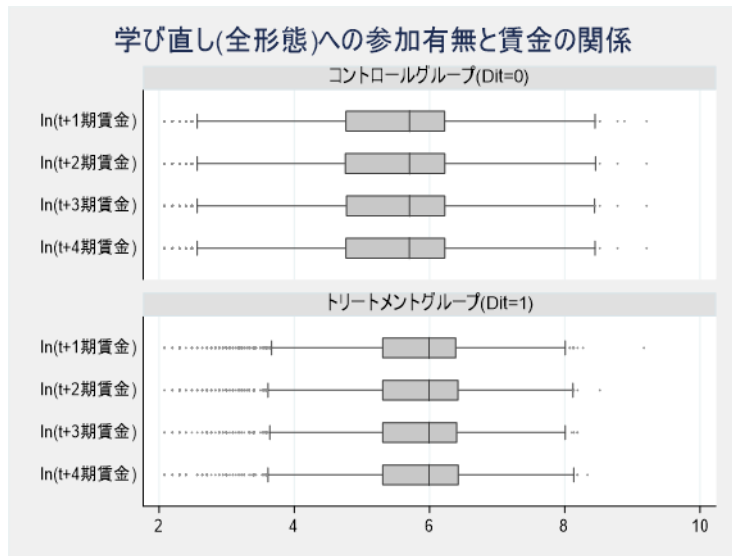
<論文>

- Chesters J. (2014) “Learning to adapt: does returning to education improve labour market outcomes?” *Int J Lifelong Educ* 33:755–769.
Jacobson L, LaLonde R, Sullivan DG (2005) “Estimating the returns to community college schooling for displaced workers” *J Econ* 125:271–304.
Jenkins, A., Vignoles, A., Wolf, A. and Galindo-Rueda, F. (2002) “The determinants and labour market effects of lifelong learning.” Centre for the Economics of Education Discussion Paper No. 19. London: London School of Economics.
Kawaguchi Daiji (2006) “The Incidence and Effect of Job Training among Japanese Women” *Industrial Relations A Journal of Economy and Society* 45(3), pp469 – 477.
Masako Kurosawa (2001) “The Extent and Impact of Enterprise Training: The Case of Kitakyushu City” *Japanese Economic Review* 52, pp.224–241.
Rajeev Dehejia & Sadek Wahba (2002) “Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies” *The Review of Economics and Statistics*, vol.84, pp.151–161.
Vignoles, A., Galindo-Rueda, F., & Feinstein, L. (2004) “The Labour Market Impact of Adult Education and Training: A Cohort Analysis” *Scottish Journal of Political Economy*, 51(2), 266–280.
奥井めぐみ「自己啓発に関する実証分析—若年女性労働者を対象として」『新世紀の労働市場構造変化への展望に関する調査研究報告書(2)』雇用・能力開発機構財団法人関西労働研究センター、231-245 頁、2002年
黒田祥子、山本勲「名目賃金の下方硬直性が離職行動に与える影響—サバイバル分析による検証—」、『金融研究』第22巻別冊第2号、日本銀行金融研究所、171-193 頁、2003年
小林徹「「社会人の学び直し」は成長産業への労働移動を促進させるか」 Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2013-004、2013年
小林徹・佐藤一磨「自己啓発の実施と再就職・失業・賃金」『日本の家計行動のダイナミズムIX』慶應義塾大学出版会、85-116 頁、2012年
原ひろみ「個人が主体的に行う能力開発についての分析—自己啓発の実施規定要因とその効果」『TCER Working Paper Series』Working Paper J-5、東京経済研究センター—2011年
樋口美雄、石井加代子、佐藤一磨「貧困と就業：ワーキングプア解消に向けた有効策の検討」『非正規雇用改革—日本の働き方をいかに変えるか』、日本評論社、193-215 頁、2011年
平野大昌「自己啓発と女性の就業」『家計経済研究 No.76』79-89 頁、2007年
文部科学省(2018)「リカレント教育の拡充に向けて」文部科学省専門教育課
労働政策研究・研修機構(2019)「労働力需給の推計—労働力需給モデル（2018年度版）による将来推計—」独立行政法人労働政策研究・研修機構
吉田恵子「自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析」『日本労働研究雑誌』No.532、独立

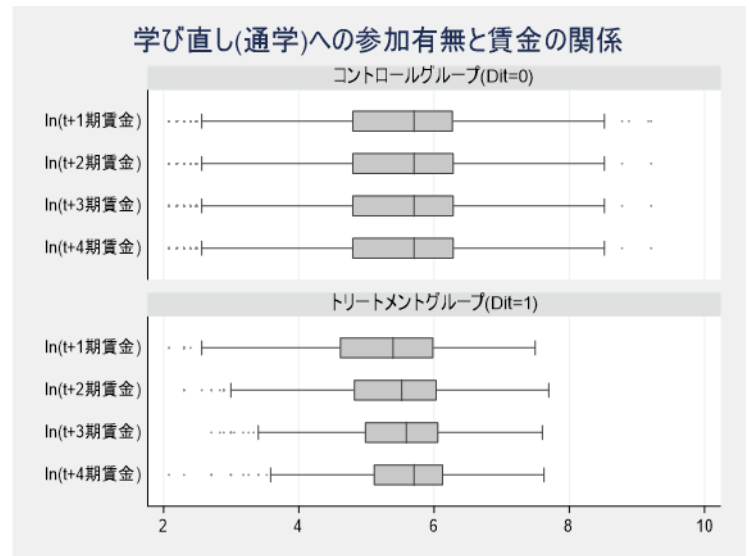
行政法人労働政策研究・研修機構、40-53 頁、2004 年
＜ウェブサイト＞
パネルデータ設計・解析センター『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』
<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>
＜各種統計＞
厚生労働省『能力開発基本調査』
文部科学省『生涯学習に関する世論調査』

【付録】

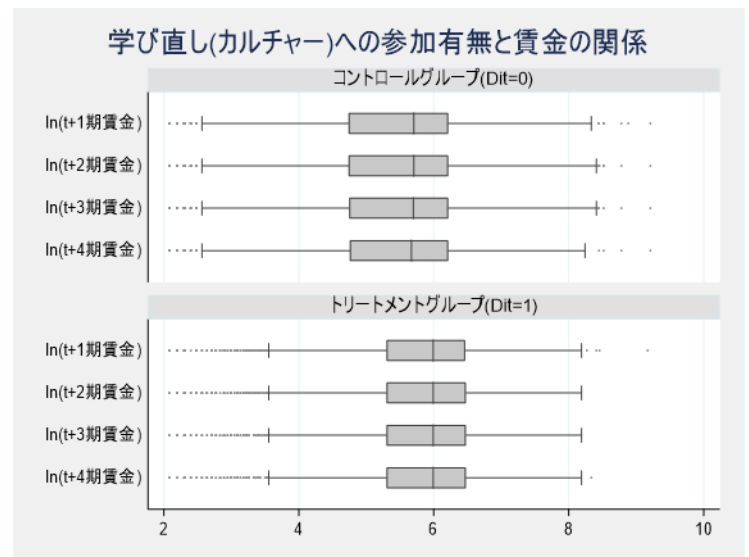
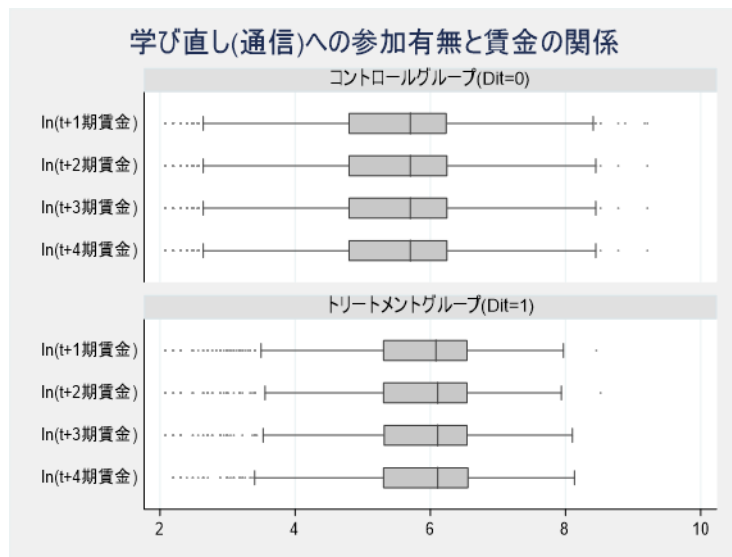
図 1 学び直しの参加有無による 1 年後の賃金の違い
(1) 全ての形態 (2) 学び直し (通学)



(3) 学び直し (通信)



(4) 学び直し (カルチャー)



注：「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」を基に筆者作成

表 1 基本統計量

変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
学び直しダミー	20,684	0.1221234	0.3274362	0	1
学び直し(通学)ダミー	20,684	0.013537	0.1155614	0	1
学び直し(通信)ダミー	20,684	0.0620286	0.2412134	0	1
学び直し(カルチャー)ダミー	20,684	0.1446045	0.3517102	0	1
仕事への不満度	20,684	4.510395	2.371208	1	10
生活への不満度	20,684	4.124202	2.054166	1	10
人生の希望度合い	20,684	3.486052	0.9564244	1	5
子ども誕生ダミー	20,684	0.0168246	0.128617	0	1
新規結婚ダミー	20,684	0.0026591	0.0514987	0	1
新規離婚ダミー	20,684	0.0093309	0.0961471	0	1
男性ダミー	20,684	0.5485883	0.4976456	0	1
年齢	20,684	48.39108	11.14773	22	87
年齢2乗	20,684	2465.962	1095.879	484	7569
大卒以上ダミー	20,684	0.3015374	0.4589366	0	1
既婚ダミー	20,684	0.8428737	0.3639286	0	1
正規雇用ダミー	20,684	0.6010443	0.4896955	0	1
役職有りダミー	20,684	0.253771	0.4351786	0	1
合計就業年数	20,684	14.83509	13.15215	0	64
合計就業年数2乗	20,684	393.0505	580.9507	0	4096
週平均労働時間	20,684	37.75836	17.34659	1	136
ln(t期賃金)	20,684	5.581715	0.9504636	0	8.446771
建設・不動産業ダミー	20,684	0.0791916	0.2700442	0	1
製造業ダミー	20,684	0.1794624	0.3837483	0	1
流通・サービス業	20,684	0.3808258	0.4856016	0	1
金融・保険業	20,684	0.0412396	0.1988487	0	1
通信情報業ダミー	20,684	0.0397892	0.1954683	0	1
医療・福祉・教育・学習支援業	20,684	0.2085187	0.4062593	0	1
公務・その他	20,684	0.0529395	0.2239181	0	1
第1次産業・インフラダミー	20,684	0.0180333	0.1330749	0	1
従業員規模30人以下	20,684	0.259621	0.4384372	0	1
従業員規模30～500人	20,684	0.3920905	0.4882285	0	1
従業員規模500人以上	20,684	0.2847612	0.4513115	0	1
官公庁	20,684	0.0635274	0.243915	0	1
2012年ダミー	20,684	0.1068942	0.3089862	0	1
2013年ダミー	20,684	0.0602398	0.2379363	0	1
2014年ダミー	20,684	0.2256817	0.4180406	0	1
2015年ダミー	20,684	0.2179462	0.4128607	0	1
2016年ダミー	20,684	0.2036357	0.4027108	0	1
2017年ダミー	20,684	0.1856024	0.3887949	0	1

表 2 推計結果

推計モデル	変量効果プロビットモデル			
被説明変数	学び直しダミー (1)	学び直しダミー (通学) (2)	学び直しダミー (通信) (3)	学び直しダミー (カルチャー) (4)
t-1期仕事への不満度	-0.000185 (0.00132)	0.00111*** (0.000413)	0.00213** (0.000933)	-0.00264* (0.00139)
t-1期生活への不満度	-0.000922 (0.00164)	0.0000418 (0.000505)	-0.00348*** (0.00115)	0.000521 (0.00173)
t-1期人生の希望度合い	0.0147*** (0.00308)	0.00301*** (0.00107)	0.0120*** (0.00229)	0.0206*** (0.00336)
子ども誕生ダミー	0.00686 (0.0171)	0.00000545 (0.00597)	0.00414 (0.0112)	0.00522 (0.0170)
新規結婚ダミー	-0.0177 (0.0484)	-0.00513 (0.0113)	-0.0175 (0.0387)	0.0191 (0.0425)
新規離婚ダミー	0.0286 (0.0281)	0.00375 (0.00792)	0.0154 (0.0168)	0.0254 (0.0293)
男性ダミー	-0.0289*** (0.00842)	0.00294 (0.00282)	-0.0148** (0.00641)	-0.0252*** (0.00958)
年齢	-0.000185 (0.00235)	-0.000547 (0.000746)	0.0000683 (0.00182)	-0.00296 (0.00262)
年齢2乗	-0.0000111 (0.0000241)	0.000000288 (0.00000796)	-0.0000158 (0.0000194)	0.0000201 (0.0000269)
大卒以上ダミー	0.0217*** (0.00701)	0.00578** (0.00238)	0.0585*** (0.00516)	0.0341*** (0.00781)
既婚ダミー	-0.0130 (0.00872)	-0.00918*** (0.00252)	-0.0150** (0.00668)	-0.0165* (0.00982)
正規雇用ダミー	0.0347*** (0.00945)	-0.00136 (0.00297)	-0.00193 (0.00737)	0.0165 (0.0102)
役職有りダミー	0.0269*** (0.00716)	-0.00242 (0.00286)	0.00761 (0.00544)	0.0358*** (0.00779)
合計就業年数	0.000251 (0.00114)	-0.000182 (0.000355)	-0.00112 (0.000969)	0.000769 (0.00129)
合計就業年数2乗	-0.0000119 (0.0000262)	0.00000628 (0.00000805)	0.0000124 (0.0000232)	-0.0000324 (0.0000294)
週平均労働時間	0.000178 (0.000176)	0.0000577 (0.0000601)	-0.000136 (0.000131)	0.000139 (0.000186)
ln(t期賃金)	0.0162*** (0.00573)	-0.00540*** (0.00155)	0.0109** (0.00466)	0.0317*** (0.00646)
建設・不動産業ダミー	-0.00138 (0.0226)	0.0123 (0.00884)	-0.0185 (0.0214)	0.0222 (0.0257)
製造業ダミー	-0.0375* (0.0218)	0.0000567 (0.00883)	0.00316 (0.0196)	-0.00921 (0.0251)
流通・サービス業	-0.0500** (0.0213)	0.00340 (0.00850)	-0.0218 (0.0194)	-0.0147 (0.0245)
金融・保険業	0.0175 (0.0245)	0.0144 (0.00957)	0.0179 (0.0214)	0.0511* (0.0280)
通信情報業ダミー	0.00416 (0.0246)	0.00728 (0.00972)	0.0221 (0.0212)	0.0113 (0.0282)
医療・福祉・教育・学習支援業	0.0561*** (0.0216)	0.0171** (0.00867)	0.0232 (0.0195)	0.114*** (0.0250)
公務・その他	0.00418 (0.0260)	0.0122 (0.0103)	0.000570 (0.0226)	0.0442 (0.0300)
従業員規模30人以下	0.0118 (0.0151)	0.0104* (0.00613)	0.000157 (0.0105)	0.0427** (0.0169)
従業員規模30～500人	0.0238* (0.0140)	0.0109* (0.00597)	0.00317 (0.00992)	0.0468*** (0.0157)
従業員規模500人以上	0.0342** (0.0149)	0.00894 (0.00632)	0.0142 (0.0105)	0.0628*** (0.0167)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	17,852	17,852	17,852	17,852
id数	5,776	5,776	5,776	5,776

注1：推計結果は限界効果を表す。

注2：()内の数値は頑健標準誤差を表す。

注3：***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表3 推計結果

推計モデル	分布ハザードモデル(ワイブル分布)							
被説明変数＝生存時間	学び直し		学び直し(通学)		学び直し(通信)		学び直し(カルチャー)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
子ども誕生ダミー	-0.112 (0.193)		-0.448 (0.305)		-0.139 (0.239)		-0.0229 (0.235)	
新規結婚ダミー	-0.626* (0.357)		-0.658** (0.328)		-1.224*** (0.295)		-0.697 (0.426)	
新規離婚ダミー	-0.370* (0.195)		0.859 (0.626)		-0.413 (0.317)		-0.0124 (0.286)	
仕事への不満度	-0.0176 (0.0135)	-0.0171 (0.0136)	-0.0235 (0.0232)	-0.0149 (0.0238)	0.00693 (0.0218)	0.00921 (0.0217)	-0.0431*** (0.0161)	-0.0416*** (0.0161)
生活への不満度	0.00830 (0.0160)	0.00707 (0.0160)	-0.0442 (0.0304)	-0.0525* (0.0309)	-0.0373 (0.0271)	-0.0385 (0.0271)	0.0230 (0.0203)	0.0221 (0.0203)
人生の希望度合い	-0.0257 (0.0323)	-0.0296 (0.0325)	-0.0428 (0.0505)	-0.0506 (0.0487)	0.138** (0.0541)	0.133** (0.0539)	0.0665* (0.0394)	0.0662* (0.0395)
男性ダミー	-0.306*** (0.0690)	-0.305*** (0.0690)	0.0399 (0.142)	0.0492 (0.144)	0.0402 (0.103)	0.0318 (0.103)	-0.199** (0.0824)	-0.204** (0.0820)
年齢	-0.0100 (0.0202)	-0.00735 (0.0201)	-0.0435 (0.0285)	-0.0476* (0.0278)	0.0431 (0.0339)	0.0480 (0.0331)	-0.0632*** (0.0258)	-0.0648*** (0.0255)
年齢2乗	0.000106 (0.000218)	0.0000854 (0.000218)	0.000160 (0.000292)	0.000194 (0.000287)	-0.000544 (0.000368)	-0.000584 (0.000362)	0.000679** (0.000276)	0.000695** (0.000274)
大卒以上ダミー	0.0894 (0.0573)	0.0887 (0.0573)	0.207* (0.116)	0.189 (0.118)	0.192** (0.0948)	0.198** (0.0944)	-0.0526 (0.0680)	-0.0554 (0.0679)
既婚ダミー	0.161** (0.0725)	0.155** (0.0715)	0.153 (0.136)	0.209* (0.126)	-0.0181 (0.112)	-0.0254 (0.110)	-0.108 (0.0939)	-0.0905 (0.0916)
正規雇用ダミー	0.190** (0.0893)	0.191** (0.0894)	-0.0186 (0.155)	-0.0451 (0.155)	-0.580*** (0.144)	-0.591*** (0.144)	-0.105 (0.106)	-0.105 (0.106)
役職有りダミー	-0.0583 (0.0687)	-0.0558 (0.0687)	-0.156 (0.197)	-0.179 (0.186)	0.00356 (0.104)	0.0159 (0.104)	0.0589 (0.0810)	0.0644 (0.0808)
社会人経験年数	0.0231** (0.0103)	0.0245** (0.0103)	0.0232 (0.0219)	0.0252 (0.0213)	0.0209 (0.0189)	0.0246 (0.0189)	0.0418*** (0.0128)	0.0417*** (0.0127)
社会人経験年数2乗	-0.000383 (0.000246)	-0.000413* (0.000246)	-0.000146 (0.000440)	-0.000179 (0.000425)	-0.000354 (0.000469)	-0.000448 (0.000468)	-0.000734** (0.000309)	-0.000735** (0.000309)
週平均労働時間	0.00560*** (0.00195)	0.00575*** (0.00195)	-0.00898*** (0.00303)	-0.00889*** (0.00311)	0.000796 (0.00323)	0.000720 (0.00326)	0.00471** (0.00236)	0.00480** (0.00236)
ln(t期賃金)	0.134*** (0.0434)	0.134*** (0.0434)	0.128* (0.0660)	0.130* (0.0668)	0.134 (0.0816)	0.143* (0.0811)	0.232*** (0.0521)	0.232*** (0.0523)
建設・不動産業ダミー	0.122 (0.213)	0.128 (0.215)	-0.0783 (0.460)	-0.0414 (0.462)	-0.261 (0.479)	-0.277 (0.475)	0.403* (0.238)	0.397* (0.239)
製造業ダミー	-0.0233 (0.204)	-0.0219 (0.206)	-0.349 (0.416)	-0.290 (0.421)	0.00377 (0.449)	-0.00523 (0.445)	0.685*** (0.229)	0.680*** (0.229)
流通・サービス業	0.147 (0.200)	0.155 (0.201)	-0.0240 (0.407)	-0.0218 (0.415)	-0.130 (0.447)	-0.126 (0.443)	0.580*** (0.222)	0.578*** (0.222)
金融・保険業	0.177 (0.224)	0.186 (0.226)	0.646 (0.482)	0.647 (0.483)	0.333 (0.467)	0.342 (0.464)	0.669*** (0.249)	0.666*** (0.249)
通信情報業ダミー	-0.0232 (0.223)	-0.0129 (0.224)	-0.729* (0.429)	-0.703 (0.435)	0.122 (0.456)	0.127 (0.455)	0.593** (0.252)	0.588** (0.252)
医療・福祉・教育・学習支援業	0.403** (0.203)	0.410** (0.204)	0.263 (0.409)	0.264 (0.415)	-0.0465 (0.446)	-0.0271 (0.442)	1.054*** (0.223)	1.055*** (0.223)
公務・その他	0.491* (0.268)	0.502* (0.269)	-0.272 (0.524)	-0.281 (0.551)	-0.144 (0.496)	-0.117 (0.492)	0.812*** (0.283)	0.813*** (0.283)
従業員規模30人以下	0.0316 (0.166)	0.0373 (0.166)	0.268 (0.322)	0.302 (0.371)	-0.464** (0.222)	-0.449** (0.223)	0.143 (0.174)	0.142 (0.174)
従業員規模30～500人	0.0609 (0.163)	0.0654 (0.163)	0.250 (0.322)	0.256 (0.365)	-0.426** (0.209)	-0.409* (0.209)	0.121 (0.168)	0.115 (0.168)
従業員規模500人以上	0.0269 (0.167)	0.0278 (0.166)	0.0341 (0.327)	0.0634 (0.372)	-0.462** (0.210)	-0.447** (0.211)	0.112 (0.174)	0.114 (0.174)
定数項	1.063 (0.0883)	1.182 (0.244)	0.0407** (-1.988)	0.0344** (-2.072)	1.327 (0.256)	1.674 (0.482)	0.559 (-0.851)	0.548 (-0.888)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	2,526	2,526	280	280	1,283	1,283	2,991	2,991

注1：生存時間への影響を掲載している。

注2：()内の数値は頑健標準誤差を表す。

注3：***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 4 推計結果

推計モデル		差の差 (DD)	
被説明変数：ln賃金		シンプル	傾向スコア マッチング
	n.treat n.contr (1)	平均値の差 (2)	ATT (3)
(1) 学び直しを現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 1年後	[1591] [10716]	0.284*** (0.0225)	0.000308 (0.0214)
(2) 学び直しを現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 2年後	[1073] [6825]	0.279*** (0.0277)	0.0176 (0.0291)
(3) 学び直しを現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 3年後	[576] [3331]	0.271*** (0.038)	0.0690 (0.0448)
(4) 学び直しを現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 4年後	[428] [2392]	0.248*** (0.044)	0.0892* (0.0516)
(5) 学び直し(通学)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 1年後	[168] [12139]	-0.125* (0.0649)	0.126 (0.0874)
(6) 学び直し(通学)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 2年後	[118] [7780]	-0.0682 (0.0773)	0.235** (0.106)
(7) 学び直し(通学)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 3年後	[63] [3844]	0.0336 (0.106)	0.240** (0.115)
(8) 学び直し(通学)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 4年後	[50] [2770]	0.115 (0.117)	0.353** (0.142)
(9) 学び直し(通信)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 1年後	[800] [11507]	0.277*** (0.0314)	-0.0136 (0.0316)
(10) 学び直し(通信)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 2年後	[539] [7359]	0.302*** (0.0388)	0.0375 (0.0421)
(11) 学び直し(通信)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 3年後	[297] [3610]	0.275*** (0.0514)	0.0646 (0.0611)
(12) 学び直し(通信)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 4年後	[229] [2591]	0.247*** (0.0585)	0.118* (0.0633)
(13) 学び直し(カルチャー)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 1年後	[1902] [10405]	0.287*** (0.0204)	0.00182 (0.0235)
(14) 学び直し(カルチャー)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 2年後	[1259] [6639]	0.298*** (0.0253)	0.0380 (0.0263)
(15) 学び直し(カルチャー)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 3年後	[667] [3240]	0.295*** (0.0351)	0.0209 (0.0427)
(16) 学び直し(カルチャー)を現在行っているまたは1年以内に行った(1, 0) 4年後	[475] [2345]	0.299*** (0.0413)	0.130*** (0.0502)

注1：[]内の数値は標本数、()内の数値は標準誤差を表す。

注2：***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

注3：マッチングに用いた変数は表2のプロビット推計と同様。

注4：上記分析結果はbalancing propertyを満たしている。

表 5 基本統計量

変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(t+1期賃金)	26,272	5.671669	0.9050612	0	8.779557
ln(t+2期賃金)	22,240	5.683675	0.9076726	0	8.517193
ln(t+3期賃金)	18,748	5.692202	0.9082386	0	8.440744
ln(t+4期賃金)	15,640	5.700199	0.9101402	0	8.779557
累計学び直し年数	32,477	1.387012	2.24031	0	32
累計学び直し(通学)年数	32,477	0.3969886	1.021517	0	18
累計学び直し(通信)年数	32,477	0.4229147	1.248799	0	31
累計学び直し(カルチャー)年数	32,477	0.7003726	1.489601	0	13
男性ダミー	32,477	0.5622133	0.4961221	0	1
年齢	32,477	46.74268	11.1235	19	81
年齢2乗	32,477	2308.606	1041.81	361	6561
大卒以上ダミー	32,477	0.2887582	0.4531923	0	1
既婚ダミー	32,477	0.8319118	0.3739503	0	1
正規雇用ダミー	32,477	0.6257043	0.483948	0	1
役職有りダミー	32,477	0.2645257	0.4410871	0	1
社会人経験年数	32,477	23.48887	11.70524	0	64
社会人経験年数2乗	32,477	688.7354	602.8593	0	4096
週平均労働時間	32,477	39.11387	17.46014	1	139
ln(t期賃金)	32,477	5.601431	0.9692158	0	8.779557
建設・不動産業ダミー	32,477	0.0846137	0.2783103	0	1
製造業ダミー	32,477	0.1980478	0.3985346	0	1
流通・サービス業	32,477	0.3693999	0.4826498	0	1
金融・保険業	32,477	0.0425224	0.2017808	0	1
通信情報業ダミー	32,477	0.0414139	0.1992487	0	1
医療・福祉・教育・学習支援業	32,477	0.1806201	0.3847091	0	1
公務・その他	32,477	0.0585645	0.2348114	0	1
第1次産業・インフラダミー	32,477	0.0248176	0.1555712	0	1
従業員規模30人以下	32,477	0.2597531	0.4385058	0	1
従業員規模30～500人	32,477	0.3913847	0.4880677	0	1
従業員規模500人以上	32,477	0.2799212	0.4489672	0	1
官公庁	32,477	0.0689411	0.2533578	0	1
2004年ダミー	32,477	0.0876005	0.2827173	0	1
2005年ダミー	32,477	0.0331619	0.179062	0	1
2006年ダミー	32,477	0.0717739	0.2581171	0	1
2007年ダミー	32,477	0.0855375	0.2796841	0	1
2008年ダミー	32,477	0.0795024	0.2705255	0	1
2009年ダミー	32,477	0.0745451	0.2626599	0	1
2010年ダミー	32,477	0.0676171	0.2510915	0	1
2011年ダミー	32,477	0.06306	0.2430746	0	1
2012年ダミー	32,477	0.0844598	0.2780804	0	1
2013年ダミー	32,477	0.0779937	0.2681657	0	1
2014年ダミー	32,477	0.074114	0.2619603	0	1
2015年ダミー	32,477	0.0718355	0.2582192	0	1
2016年ダミー	32,477	0.0672784	0.2505074	0	1
2017年ダミー	32,477	0.0615205	0.2402862	0	1

表 6 推計結果

推計モデル	固定効果モデル							
被説明変数	ln賃金							
	t+1年 (1)	t+2年 (2)	t+3年 (3)	t+4年 (4)	t+1年 (5)	t+2年 (6)	t+3年 (7)	t+4年 (8)
累計学び直し年数	0.00438* (0.00229)	0.00690** (0.00297)	0.00754** (0.00340)	0.00667* (0.00398)				
累計学び直し(通学)年数					0.0411*** (0.00822)	0.0350*** (0.0103)	0.0171 (0.0115)	-0.00255 (0.0132)
累計学び直し(通信)年数					-0.00942** (0.00400)	-0.00814 (0.00511)	-0.00311 (0.00585)	0.00102 (0.00677)
累計学び直し(カルチャー)年数					0.00517* (0.00265)	0.00720** (0.00343)	0.00560 (0.00397)	0.00332 (0.00464)
年齢	0.0625*** (0.0154)	0.0420 (0.0334)	0.0506 (0.0323)	0.118*** (0.0337)	0.0619*** (0.0152)	0.0456 (0.0319)	0.0532* (0.0314)	0.122*** (0.0332)
年齢2乗	-0.000678*** (0.000055)	-0.000818*** (0.000074)	-0.000914*** (0.0000852)	-0.000973*** (0.000101)	-0.000691*** (0.0000527)	-0.000839*** (0.0000707)	-0.000944*** (0.0000819)	-0.00102*** (0.0000978)
既婚ダミー	-0.108*** (0.0171)	-0.123*** (0.0215)	-0.101*** (0.0238)	-0.0577** (0.0269)	-0.107*** (0.0169)	-0.124*** (0.0212)	-0.101*** (0.0235)	-0.0598** (0.0266)
正規雇用ダミー	0.262*** (0.0104)	0.160*** (0.0132)	0.0731*** (0.0147)	0.0469*** (0.0163)	0.255*** (0.00991)	0.150*** (0.0125)	0.0674*** (0.0139)	0.0355** (0.0155)
役職有リダミー	0.0364*** (0.00810)	0.0461*** (0.00998)	0.0464*** (0.0108)	0.0268** (0.0119)	0.0415*** (0.00761)	0.0496*** (0.00931)	0.0426*** (0.0101)	0.0239** (0.0112)
社会人経験年数	0.0484*** (0.00609)	-0.0228*** (0.00823)	-0.0448*** (0.00928)	-0.0359*** (0.0107)	0.0514*** (0.00590)	-0.0209*** (0.00793)	-0.0466*** (0.00899)	-0.0459*** (0.0104)
社会人経験年数2乗	-0.000483*** (0.000055)	-0.000772*** (0.0000736)	-0.000957*** (0.0000849)	-0.00108*** (0.000101)	-0.000456*** (0.0000523)	-0.000749*** (0.0000697)	-0.000924*** (0.000081)	-0.00106*** (0.0000969)
週平均労働時間	0.00202*** (0.000169)	0.00140*** (0.000209)	0.000806*** (0.000226)	0.000367 (0.000251)	0.00195*** (0.000157)	0.00127*** (0.000193)	0.000756*** (0.000210)	0.000238 (0.000233)
ln(t期賃金)	0.219*** (0.00588)	0.0728*** (0.00733)	0.0346*** (0.00810)	-0.0131 (0.00874)	0.218*** (0.00561)	0.0754*** (0.00694)	0.0365*** (0.00770)	-0.0106 (0.00833)
建設・不動産業ダミー	0.0302 (0.0283)	-0.0568 (0.0355)	-0.0422 (0.0376)	0.00918 (0.0411)	0.0424 (0.0269)	-0.0493 (0.0335)	-0.0486 (0.0358)	0.00380 (0.0393)
製造業ダミー	0.100*** (0.0251)	0.0291 (0.0314)	0.0203 (0.0334)	0.0623* (0.0358)	0.107*** (0.0238)	0.0282 (0.0296)	0.0224 (0.0316)	0.0630* (0.0339)
流通・サービス業	0.0577** (0.0227)	-0.000825 (0.0282)	-0.0114 (0.0295)	0.0361 (0.0317)	0.0657*** (0.0216)	0.00697 (0.0266)	-0.00561 (0.0281)	0.0390 (0.0301)
金融・保険業	0.152*** (0.0352)	0.0274 (0.0443)	0.0953** (0.0471)	0.0316 (0.0509)	0.141*** (0.0324)	0.0250 (0.0404)	0.0751* (0.0435)	0.0391 (0.0472)
通信情報業ダミー	0.108*** (0.0292)	0.108*** (0.0362)	0.0376 (0.0378)	0.0174 (0.0411)	0.112*** (0.0280)	0.107*** (0.0345)	0.0342 (0.0363)	0.0224 (0.0397)
医療・福祉・教育・学習支援業	0.0659*** (0.0220)	0.0131 (0.0269)	0.00383 (0.0281)	0.0512* (0.0298)	0.0761*** (0.0212)	0.0233 (0.0258)	0.00781 (0.0270)	0.0567** (0.0287)
公務・その他	0.0776*** (0.0272)	-0.0116 (0.0336)	-0.0389 (0.0353)	0.0139 (0.0381)	0.0840*** (0.0258)	0.000622 (0.0318)	-0.0384 (0.0335)	0.0141 (0.0361)
従業員規模30人以下	-0.0632*** (0.0174)	-0.0814*** (0.0219)	-0.0609** (0.0238)	-0.0578** (0.0263)	-0.0667*** (0.0163)	-0.0786*** (0.0203)	-0.0565** (0.0221)	-0.0608** (0.0244)
従業員規模30～500人	-0.0257 (0.0166)	-0.0463** (0.0207)	-0.0360 (0.0225)	-0.0599** (0.0248)	-0.0263* (0.0156)	-0.0470** (0.0193)	-0.0346* (0.0209)	-0.0564** (0.0231)
従業員規模500人以上	0.0100 (0.0178)	-0.0202 (0.0222)	-0.0419* (0.0241)	-0.0974*** (0.0265)	0.00800 (0.0167)	-0.0246 (0.0207)	-0.0443** (0.0225)	-0.0888*** (0.0247)
定数項	2.194*** (0.592)	5.635*** (1.327)	6.273*** (1.279)	3.849*** (1.332)	2.180*** (0.584)	5.477*** (1.271)	6.237*** (1.243)	3.947*** (1.312)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	26,272	22,240	18,748	15,640	29,310	24,834	20,920	17,445
決定係数	0.243	0.121	0.110	0.099	0.239	0.118	0.105	0.097
id数	4,900	4,336	3,898	3,488	5,446	4,840	4,345	3,898

注1：()内の数値は頑健標準誤差を表す。

注2：***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

注3：ハウスマン検定の結果に基づき、固定効果モデルの推計結果のみを掲載している。