

日本の営業用バス運転士とSEの賃金収入プロファイル 2011年と2016年のデータの述べるところ

On the earnings profiles of bus drivers and SEs in Japan:
Evidences from 2011 and 2016 datum

江口 潜
Sen EGUCHI

要旨

日本企業の賃金収入プロファイル (earnings profile) が (終身雇用を前提として) 右上がりになっている要因として企業特殊的人的資本の投資をしているためとする仮説 (見解) とインセンティブ要因とする仮説がある。江口 (2019) はインセンティブ要因、すなわち長期にわたり労働者が「手抜きをせずに誠実に働く」という姿勢を引き出すために賃金収入プロファイルが右上がりになっている、その程度や度合いを見極めるために「インセンティブ要因が中心で賃金が右上がりになっていると思われる職種」として日本の「バス運転士」に注目しその賃金プロファイルの傾きを調べた。本稿はさらに一歩進んで、バス運転士の賃金プロファイルと比べて日本企業で働く一般的な労働者の賃金スロープがどの程度急であるかを調べる。具体的にはバス運転士とSE (システムエンジニア) の賃金収入プロファイルのスロープを「賃金構造基本統計調査」の2011年 (平成23年) と2016年 (平成28年) のデータを使って計測し比較する。もしそこに大きな差がないとすればSEの賃金に見られる日本企業の賃金体系が年功的である理由は「企業特殊的人的資本投資が行われるから」ではなく「インセンティブ要因が主たる要因」と解釈されることになる。推定結果として2011年、2016年のいずれについてもSEの賃金収入プロファイルとバス運転士のそれとの間に統計的に有意な差は認められないものの、バス運転士は「年齢よりも勤続年数」が、SEは「勤続年数よりも年齢」が賃金を上昇させる要因として働いている傾向が観察されることが示される。このような結果は日本企業の賃金が年功的であることの主たる要因は企業特殊的人的資本の蓄積によるものであるとする従来の定説に対して疑念を投げかけるものと解釈されることが論じられる。

キーワード：年功賃金, 賃金収入プロファイル, インセンティブ仮説, バス運転士, SE

1. はじめに

日本企業は「正社員」という言葉が示すように終身雇用制が広く残っており、かつその賃金が上昇していく「見込み」を表す賃金収入プロファイル (earnings profile) は「勤続年数と共に」上昇していく傾向、すなわち年功賃金的な度合いが強いことはstylized factとして認識されている事柄である (例えばHashimoto and Rasian (1985))。そして日本企業の賃金体系がそのような (終身雇用を前提として) 右上がりになっている理由については、江口 (2019) でも紹介したように有力

仮説として「企業特殊的人的資本投資をおこなっているため」とする見解 (人的資本仮説) と「インセンティブ要因」すなわち長期にわたり労働者が「手抜きをせずに誠実に働く」という姿勢を引き出す (あるいは「維持させる」) ために賃金プロファイルが右上がりになっていると考える仮説がある。しかし、それらがどの程度ずつ効いているのか、といったことは今日でも明確ではなく学術的な興味の対象となっている。そして江口 (2019) ではインセンティブ要因により賃金が年功的になっている、その度合いを見極めるために、

ほぼインセンティブ要因のみが理由となって賃金が右上がりになっていると思われる職種として日本の営業用バス運転士に注目し、その賃金収入プロファイルの傾きを調べた。本稿は、ではバス運転士の賃金収入プロファイルと比べて日本企業で働く一般的な労働者の賃金スロープはどの程度急であるかということ調べる。具体的にはバス運転士の賃金収入プロファイルの勤続に伴う賃金上昇の程度とSE(システムエンジニア)のそれとを「賃金センサス」(正式名称は「賃金構造基本統計調査」)の2011年(平成23年)と2016年(平成28年)のデータを使って計測し比較する。推定の結果、もし両者に「あまり顕著な差が無い」という結果が得られたならば(日本の製造業の企業のホワイトカラー労働者であるはずの)SEの賃金スロープが右上がりなのは企業特殊的人的資本蓄積を促すためではなかった(人的資本仮説の提唱するところではなかった)と解釈されることになる。そして推定結果として2011年、2016年のいずれについてもSEの賃金収入プロファイルとバス運転士のそれとの間に統計的に有意な差は認められないものの、バス運転士は「年齢よりも勤続年数」が、SEは「勤続年数よりも年齢(すなわち社会人経験年数)」が賃金を上昇させる要因として働いている傾向が観察されることが示される。このような結果は日本企業の賃金が年功的であることの要因が企業特殊的人的資本の蓄積によるものである、とする従来の定説に対して疑念を投げかけるものと解釈されることが論じられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節においては2011年と2016年の賃金センサスの公表されている集計されたデータを用いて「ミンサー型賃金関数」と呼ばれる賃金構造の説明式の推定作業を行い、その推定結果を報告する。そして第3節において推定結果に基づく考察と今後の研究の可能性等について言及する。なお関連する先行研究

等については江口(2019)でサーベイされ言及されている内容と重複するため、本稿においては省略する。

2. 実証研究

a. データおよびサンプル数

データについては「賃金センサス」で一般に公表されているバス運転士の賃金データと、同じ表中(同じデータファイル中)に記載されているSEの賃金データを用いる。ここでは「勤続年数」および「年齢」についてそれぞれ5年刻みで区切られたセルごとに集計された形で「月額決まって支給される給与」等のデータ(平均値データ)が作成されインターネット上で公表されている¹。なお本稿で用いる「賃金センサス」のデータはバス運転士、SEいずれも「企業規模計」のものであり、かつ「最終学歴」についても区別は行われておらず「学歴計」となっている²。サンプル数としては基本的にバス運転士、SEいずれも、2011年と2016年の各年とも「勤続年数」と「年齢」によって分けられたおよそ29個のデータがそれぞれ得られている。

b. 推定する式と推定方法

本稿では賃金収入プロファイルの傾きは基本的に「ミンサー型賃金関数」と呼ばれる式をデータに当てはめて推定することにより、その傾きを計測しようとする³。そのための予備推定としてまずはバス運転士およびSEのそれぞれについて、各データ年(つまり2011年と2016年それぞれの)について「基本的なミンサー式」というべき次の(1)式の推定を行う⁴。

$$(1) \log W_i = \alpha + \beta_1 * TENU_i + \beta_2 * TENU_i^2 + \beta_3 * JEXP_i + \beta_4 * JEXP_i^2 + \beta_5 * TENU_i * JEXP_i + \varepsilon_i$$

1 「賃金センサス」データの構造や入手方法については江口(2018)を参照されたい。

2 過去の日本企業の製造業の賃金プロファイルを推定する内容の研究で用いられてきた「賃金センサス」のデータは「企業規模ごと」「最終学歴ごと」に分けて公表されているものが用いられてきた(例えばHashimoto and Rasian (1985), Ohkusa, Y. and S. Ohta (1994)など)。しかしながら今回は公表されているデータの形態の変化や、バス運転士の賃金というこれまでの研究では利用されてこなかったデータを用いる都合上、「企業規模計」「最終学歴計」というタイプのデータしか利用可能でないという事情がある。

3 ミンサー型賃金関数については川口(2011)による解説を参照されたい。

4 本稿の目的はあくまでもバス運転士とSEとで賃金収入プロファイルすなわち(1)式の右辺のパラメータの値の違いがあるかどうかを調べることであるので、(1)式をバス運転士とSEについてばらばらに推定する作業自体はあくまでも予備的な作業となっている。

ただし i は賃金センサスデータが「年齢」と「勤続年数」という2つの指標によりセルに分割され表示されている中、「どのセルであるか」というセルを表す添え字であり、そして

W_i : 年収 (セル i に属する労働者の平均)、

$TENU_i$: 勤続年数 (セル i を構成している勤続年数の中央値)、

$JEXP_i$: 社会人経験年数 (すなわち「セルを構成している年齢の中央値マイナス20」。ここでのマイナス20とは学歴計で集計されているデータであるので、そのような最終学歴の修了年齢として20を年齢から引くことで得られた値を社会人経験年数とみなすということ)、

である。また $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$, および β_5 はその値がいくらであるか推定されるパラメータ、また ε_i は誤差項である。

推定方法は通常最小2乗法を用いる⁵。期待される推定結果は江口 (2019) に詳しく記載されている通りであり、それを簡潔にまとめるならば。

(予想1): $JEXP_i$ は社会人経験年数であり「一企業にどれだけ勤続しているか」という勤続年数ではないため賃金に対する説明力は薄い。したがって β_3 は正の推定値が得られるであろうが、統計的に有意にゼロと異なるとは言えない結果が出るかも知れない。

(予想2): 年功賃金制度のもとでは (良好なる勤務態度での)「勤続」に応じて賃金が伸びるはずである。したがって勤続年数の係数である β_1 は正の値の推定値となり、かつ統計的に有意にゼロと異なるという結果が予想される。

(予想3): β_2 および β_4 については、いずれも勤続年数および社会人経験年数の2乗の項のパラメータであるので符号は負であろう (これら2乗の項はあまり重要ではない)。

(予想4): 交差項 $TENU_i * JEXP_i$ についてはその係数パラメータ β_5 が正であるならば社会人経験年数が長くなる (年齢が高くなる) につれて「勤続年数 $TENU_i$ の伸びにともなう賃金上昇の度合い」が大きくなる (急激に伸びる) ということになる。

そのため係数パラメータ β_5 は正ではなく、むしろ負の値が得られることが期待されるであろう (この項は係数はゼロであっても特に問題ではない)。

c. 予備推定の結果

推定結果の結果は (それらはあくまでも予備推定、すなわち準備段階における推定作業とその結果であるため) 巻末の「付録」の中で示される。具体的には、

- ・バス運転士の2011年の賃金収入プロファイル ((1) 式) の推定結果は表A1、
 - ・バス運転士の2016年の賃金収入プロファイル ((1) 式) の推定結果は表A2、
 - ・SEの2011年の賃金収入プロファイル ((1) 式) の推定結果は表A3、
 - ・SEの2016年の賃金収入プロファイル ((1) 式) の推定結果は表A4
- の通りとなっている。

また、表A1と表A2の結果から、バスの運転士の賃金収入プロファイルの説明変数として(1)式の右辺のどの変数が有意にゼロと異なり効いているかを示したものが表1、そしてSEについて同様に (表A3と表A4において) 有意な説明変数が何かを示したのが表2である。

表1と表2を見るならば、

- ・バス運転士、SEともに、「2011年のデータ」を用いた場合推定式が統計的に有意にゼロと異なるような説明変数がほぼ無い一方、「2016年のデータ」を用いた場合にはいずれの職種においても勤続年数が統計的に有意に正となっており「もっともな (plausible)」な結果となっている、

ということが分る。すなわち

- ・2016年はもっともらしい結果であるのに対して2011年はそうではない
- ということが分かる。

このことは2011年が、2008年のいわゆるリーマンショック後の大きな不況の下、平常の状態ではなかった可能性があることを示していると考えられよう。

5 この(1)は、右辺に学歴を表す説明変数が含まれていないことを除くと Hashimoto and Rasian (1985) が推定した式と同じ式である。

表1. バス運転士の賃金収入プロファイルの説明変数の統計的な有意性

	2011	2016
(Intercept)	***	***
$JEXP_i$		*
$JEXP_i^2$		
$TENU_i$	*	*
$TENU_i^2$		*
$TENU_i * JEXP_i$		
Multiple R-squared:	0.7678	0.6985

***' 有意水準0.1%でも有意 '**' 同1%で有意 '*' 同5%で有意.

表2. SEの賃金収入プロファイルの説明変数の統計的な優位性

	2011	2016
(Intercept)	***	***
$JEXP_i$		***
$JEXP_i^2$		
$TENU_i$		*
$TENU_i^2$		
$TENU_i * JEXP_i$	*	
Multiple R-squared:	0.7477	0.7655

***' 有意水準0.1%でも有意 '**' 同1%で有意 '*' 同5%で有意.

d. 本推定および結果

上に見たように(1)式については、2011年の推定結果(表A1(バス運転士)と表A3(SE))はいずれも有意な説明変数が少なく「芳しい(かんばしい)ものではない」ものの、しかしながらこれらの表A1およびA3に見られる $JEXP_i$ (社会人経験年数)および $TENU_i$ (勤続年数)の係数の推定値の「符号」は予想された通り「正の値」が出ている。また2016年の推定結果(表A2と表A4)は2011年に比べて有意な説明変数も多く、また $JEXP_i$ および $TENU_i$ の係数の推定値の「符号」も予想された通り「正の値」となっており期待された結果(芳しい結果)となっていると言ってよいであろう。そのためこれらサンプル年のデータを用いてバス運転士とSEの賃金収入プロファイルに違いがあるかどうかを調べることは(少なくとも2016年については)適切であろう。

同時に、(表1と表2に見られるように)2011年と2016年とでは有意な説明変数が異なり、そのためその賃金収入プロファイルの式は安定して同じであるとは考えにくい。そのためこれら異なる年のデータはプールして推定を行うことはあまり適切ではないと考えられる。

そのため以下では2つのデータ年それぞれにつ

いて、すなわちまずは「バス運転士とSEの2011年のデータ」を用い、そしてその後は「それらの2016年のデータ」を使って、次の(2)式の推定を行うこととする。

$$(2) \log W_i = \alpha_1 + \beta_1 * TENU_i + \beta_2 * TENU_i^2 + \beta_3 * JEXP_i + \beta_4 * JEXP_i^2 + \alpha_2 * SE_i + \beta_6 * SE_i * TENU_i + \beta_7 * SE_i * TENU_i^2 + \beta_8 * SE_i * JEXP_i + \beta_9 * SE_i * JEXP_i^2 + \varepsilon_i$$

ただし、

SE_i :SEであることを表すダミー変数(すなわちデータが、SEのデータである場合には1、バス運転士のデータである場合には0という値をとるダミー変数)、

である。また $\alpha_2, \beta_6, \beta_7, \beta_8$ および β_9 はその値がいくらであるか推定されるパラメータである。

(2)式を推定することで、バス運転士とSEの年収プロファイルの構造のうち共通する部分は $\alpha_1, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$, および β_6 の推定値として掌握され、そしてSEの年収プロファイルの、バス運転士の年収プロファイルと違う部分がある場合は $\alpha_2, \beta_6, \beta_7, \beta_8$ および β_9 (という(1)式には無かったが(2)式で加えられた項の係数)によって掌握されることになる。なお交差項 $TENU_i * JEXP_i$ は(1)式を用いた予備推定の結果、その係数パラメータ β_5 の推定値がバス運転士、SEともに(2011年と2016年の)いずれの年においても有意ではなかったため、(2)式においては含まれていない。

(2)式の推定は予備推定であった(1)式の推定と同じく通常の最小二乗法を用いる。推定結果は表3(2011年の結果)および表4(2016年の結果)である。表3および表4で重要なのは「 $JEXP_i, TENU_i, SE_i * JEXP_i$ および $SE_i * TENU_i$ の係数がどうであるか」なので、それらの結果だけを抜き出して(2)式を書き直すならば2011年については表3より

$$(2') \log W_i = \alpha_1 + 0.0311 * TENU_i + 0.0153 * JEXP_i - 0.0216 * SE_i * TENU_i + 0.0092 * SE_i * JEXP_i + \varepsilon_i$$

また2016年については表4から

$$(2'') \log W_i = \alpha_1 + 0.0394 * TENU_i + 0.0159 * JEXP_i - 0.0179 * SE_i * TENU_i + 0.0294 * SE_i * JEXP_i + \varepsilon_i$$

となる⁶。

上の(2')と(2'')を見て気が付く事は、 $SE_i * TENU_i$ の係数が(有意ではないものの)マイナスであるということである。このことはSEの賃金のほうが、勤続に伴う伸びはバス運転士よりも緩やかであるということであり「年功的でない」ということを示す。しかしながら同時にSEは $SE_i * JEXP_i$ の項が正であり、かつ2016年はそのt値が2に達していることから社会人経験年数すなわち年齢にともなう賃金上昇はバス運転士よりも大きいことが分かる。

これらを総合するならばバス運転士は「年齢よりも勤続年数」が賃金上昇には重要で、SEは「勤続年数よりも年齢(すなわちSEとしてのキャリアの長さ)」が賃金決定の際に重視されるという特徴が見られるということになる。このことはすなわちSEは「勤務態度の真面目さ(欠勤しない、など)」よりも「エンジニアとしてベテランであり技能が高ければ(すなわち結果を出せば)」そのほうが企業にとっては「重宝される」ということであろう。そしてそのような職種の性質は平成の時代の日本企業では賃金決定式にも反映されている。そのようなことが(2)式の推定結果からは見て取ることができる。

表3. (2)式の推定結果 (バス運転士とSEの賃金収入プロファイル), 2011年

	Estimate	Std. Error	T value	Pr (> t)
(Intercept)	7.7518885	0.1366936	56.710	<2e-16 ***
SE_i	0.2796055	0.1843541	1.517	0.137
$JEXP_i$	0.0153304	0.0163188	0.939	0.353
$JEXP_i^2$	-0.0004491	0.0004467	-1.005	0.321
$TENU_i$	0.0311759	0.0247073	1.262	0.214
$TENU_i^2$	-0.0001683	0.0015645	-0.108	0.915
$SE_i * JEXP_i$	0.0092871	0.0222019	0.418	0.678
$SE_i * JEXP_i^2$	0.0006541	0.0006251	1.046	0.301
$SE_i * TENU_i$	-0.0216779	0.0360898	-0.601	0.551
$SE_i * TENU_i^2$	-0.0003973	0.0022580	-0.176	0.861
従属変数				
最小二乗法, Residual standard error: 0.1804 on 42 degrees of freedom				
Multiple R-squared: 0.8204, Adjusted R-squared: 0.7819				
F-statistic: 21.32 on 9 and 42 DF, p-value: 5.885e-13				

*** 有意水準0.1%でも有意 ** 同1%で有意 * 同5%で有意。

表4. (2)式の推定結果 (バス運転士とSEの賃金収入プロファイル), 2016年

	Estimate	Std. Error	T value	Pr (> t)
(Intercept)	7.7795884	0.0824632	94.340	<2e-16 ***
SE_i	0.1479355	0.1150022	1.286	0.2050
$JEXP_i$	0.0159650	0.0102946	1.551	0.1281
$JEXP_i^2$	-0.0003272	0.0002831	-1.156	0.2539
$TENU_i$	0.0394117	0.0153503	2.567	0.0137 *
$TENU_i^2$	-0.0015561	0.0009786	-1.590	0.1190
$SE_i * JEXP_i$	0.0294807	0.0146566	2.011	0.0504
$SE_i * JEXP_i^2$	-0.0004818	0.0004034	-1.195	0.2387
$SE_i * TENU_i$	-0.0179681	0.0219701	-0.818	0.4179
$SE_i * TENU_i^2$	0.0010597	0.0013580	0.780	0.4394
従属変数				
最小二乗法, Residual standard error: 0.1145 on 44 degrees of freedom				
Multiple R-squared: 0.8746, Adjusted R-squared: 0.849				
F-statistic: 34.11 on 9 and 44 DF, p-value: <2.2e-16				

*** 有意水準0.1%でも有意 ** 同1%で有意 * 同5%で有意。

3. 結語

本稿はインセンティブ要因が主たる要因でその賃金が年功的になっていると考えられるバス運転士の賃金プロファイルに対して日本の製造業企業のホワイトカラー労働者の賃金プロファイルはどのような違いがあるのか、ということ調べる研究のささやかな第一歩としてバス運転士とSEの賃金収入プロファイルの比較を行った。そして2節で述べたように、本稿の(2)式の推定結果から、両者の賃金収入プロファイルには統計的に有意な違いは見いだせない、すなわち「異なるとは判断致しかねる」というものの、バス運転士は「年齢よりも勤続年数」が、SEは「勤続年数よりも年齢」が賃金を上昇させる傾向が(統計的には有意とは言えないけれども)見て取ることができた。後者の結果はSEという職種が「真面目に勤続する」ことよりもSEとしてのキャリアが長くベテランであることのほうが企業にとって魅力的、すなわち「ベテランとしての技能」が重視される職種であるということを示していると解釈される。

この結果は興味深いものである。すなわち企業特殊な人的資本の蓄積の必要性の少ないバス運転士の賃金収入プロファイルに対して、SEの賃金収入プロファイルは「年功」の度合い、すなわち企業特殊な人的資本(specific human capital)が蓄積されるのであれば本来その度合いが高くなるべき「勤続年数にともなう上昇が「弱く」、そして「年齢あるいは社会人経験年数」という、い

6 この(2')および(2'')式を書き出すことは、(2)式の推定結果をもとに、(2)式の真の姿を線形関数で近似する作業を行うことに該当する。

わばSEとしてのトータルなキャリアの長さの果たす役割が「強く、高く」働くということである。つまりSEは一般的的人的資本 (general human capital) の蓄積が重視される賃金体系になっているということである。すなわちバス運転士だけでなく、SEの賃金体系というものも「(調べてみた結果) 実は年功的ではなかった」ということを示しているのである。

では、日本企業、とりわけ製造業企業におけるホワイトカラー労働者の「給料が年功的である」すなわち「賃金収入プロファイルが勤続年数と共に上昇していく形になっている」はず、というのは本当に日本企業の正社員にとって共通のスタイルになっているのだろうか。それとも職種により大きく異なるのであろうか。あるいは高度経済成長時代と平成以降の「ゼロ成長」の時代、さらには「派遣労働者」というものが多く生まれるようになったような時代とでは異なるのであろうか。本稿の結果はそのような新たな問いを喚起すると共に、これらの問いについて、新たな実像、すなわち新たなstylized fact が追求されるべきであることを強く示唆すると筆者は考える。

参考文献

江口潜 (2018) 「日本企業では賃金はなぜ勤続に伴って上昇するのか？—人的資本仮説の一検証—」新潟産業大学経済学部紀要第50号, pp. 41-46, 2018年2月.

江口潜 (2019) 「日本の営業用バス運転士の賃金収入プロファイルについて」新潟産業大学経済学部紀要第54号, pp. 7-13, 2019年10月.

Hashimoto, M and J. Rasian (1985), "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States," American Economic Review, Vol 75, pp.721-735.

川口大司 (2011) 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫・田淵隆俊編, 日本経済学会『現代経済学の潮流2011』第3章(67-98頁).

Ohkusa, Y. and S. Ohta (1994), "An Empirical Evidence of the Wage-Tenure Profile in Japanese Manufacturing," Journal of the Japanese and International Economics, Vol. 8, pp. 173-203.

付録：(1)式の推定結果

表A1. (1) 式の推定結果
(バス運転士の賃金収入プロファイル), 2011年

	Estimate	Std. Error	T value	Pr (> t)
(Intercept)	7.7903688	0.0801353	97.215	<2e-16 ***
$JEXP_i$	0.0167022	0.0090412	1.847	0.0795 .
$JEXP_i^2$	-0.0005905	0.0002659	-2.221	0.0381 *
$TENU_i$	0.0128080	0.0188899	0.678	0.5055
$TENU_i^2$	-0.0001536	0.0008618	-0.178	0.8604
$TENU_i * JEXP_i$	0.0008937	0.0006374	1.402	0.1762
従属変数				
最小二乗法, Residual standard error: 0.09937 on 20 degrees of freedom				
Multiple R-squared: 0.7678, Adjusted R-squared: 0.7097				
F-statistic: 13.23 on 5 and 20 DF, p-value: 0.000009061				

*** 有意水準0.1%でも有意 ** 同1%で有意 * 同5%で有意.

表A2. (1) 式の推定結果
(バス運転士の賃金収入プロファイル), 2016年

	Estimate	Std. Error	T value	Pr (> t)
(Intercept)	7.7851472	0.0629080	123.755	<2e-16 ***
$JEXP_i$	0.0162710	0.0075886	2.144	0.0439 *
$JEXP_i^2$	-0.0003536	0.0002239	-1.579	0.1292
$TENU_i$	0.0362652	0.0151721	2.390	0.0263 *
$TENU_i^2$	-0.0015621	0.0007154	-2.183	0.0405 *
$TENU_i * JEXP_i$	0.0001611	0.0005229	0.308	0.7611
従属変数				
最小二乗法, Residual standard error: 0.0837 on 21 degrees of freedom				
Multiple R-squared: 0.6985, Adjusted R-squared: 0.6267				
F-statistic: 9.729 on 5 and 21 DF, p-value: 0.00006377				

*** 有意水準0.1%でも有意 ** 同1%で有意 * 同5%で有意.

表A3. (1) 式の推定結果
(SEの賃金収入プロファイル), 2011年

	Estimate	Std. Error	T value	Pr (> t)
(Intercept)	7.8969062	0.1514718	52.134	<2e-16 ***
$JEXP_i$	0.0284423	0.0173783	1.637	0.1173
$JEXP_i^2$	0.0006537	0.0005319	1.229	0.2334
$TENU_i$	0.0371420	0.0320851	1.158	0.2607
$TENU_i^2$	0.0012970	0.0020061	0.647	0.5253
$TENU_i * JEXP_i$	-0.0032994	0.0012738	-2.590	0.0175 *
従属変数				
最小二乗法, Residual standard error: 0.2075 on 20 degrees of freedom				
Multiple R-squared: 0.7477, Adjusted R-squared: 0.6847				
F-statistic: 11.86 on 5 and 20 DF, p-value: 0.00002003				

*** 有意水準0.1%でも有意 ** 同1%で有意 * 同5%で有意.

表A4. (1) 式の推定結果
(SEの賃金収入プロファイル), 2016年

	Estimate	Std. Error	T value	Pr (> t)
(Intercept)	7.8542137	0.0985670	79.684	<2e-16 ***
$JEXP_i$	0.0470510	0.0119494	3.938	0.000754 ***
$JEXP_i^2$	-0.0006711	0.0003355	-2.001	0.058535 .
$TENU_i$	0.0444855	0.0212931	2.089	0.049045 *
$TENU_i^2$	-0.0005339	0.0010762	-0.496	0.625017
$TENU_i * JEXP_i$	-0.0013080	0.0006490	-2.015	0.056841
従属変数				
最小二乗法, Residual standard error: 0.1309 on 21 degrees of freedom				
Multiple R-squared: 0.7655, Adjusted R-squared: 0.7097				
F-statistic: 13.71 on 5 and 21 DF, p-value: 0.00000514				

*** 有意水準0.1%でも有意 ** 同1%で有意 * 同5%で有意.