

学校は人的資本を形成するのか？

～ 分布区分とコーホート分析 ～

東京大学
経済学研究科
博士課程
齋藤経史

[要旨]

本稿では、単純かつ新しい枠組みによって、学歴間賃金格差の変動を説明する。

教育投資の収益率、賃金関数の推定、学歴間賃金格差、これらは共通に賃金倍率という指標と関わりを持っている。上位学歴平均賃金を下位学歴平均賃金で割った値である賃金倍率を用いて、収益率の増減や格差変動を分析している研究は、数多く存在する。

しかし賃金倍率は、単純かつ致命的な問題を持つ指標である。進学率の変化は、賃金分布を区分する閾値の変化を意味し、賃金倍率の変化をもたらす。さらには、学歴間で賃金分布が区分されていない場合でも、分布区分の理論の反証とは、なり得ない。強い仮定や特定化に依存せず、賃金倍率の変動について次の三点を指摘することができる。第一に、進学率上昇の過程で、賃金倍率はいったん縮小した後に拡大する。第二に、賃金倍率は、教育機関の人的資本形成効果の指標として、不適當である。第三に、個々の労働者の賃金に全く変化がなくとも、賃金倍率は統計のトリックとして変化し得る。

続いて賃金構造基本統計調査を用いて、日本における実証分析を行う。その結果から、次の四点を指摘することができる。第一に、新卒時点の労働市場の動向が、賃金に永続的な影響をもたらす。第二に、高等教育機関の人的資本形成効果は、ゼロもしくは微弱なマイナスである。第三に、賃金倍率の変動は高卒・大卒間ではなく、労働者全体で分布区分のルールに従っている。第四に、賃金倍率変動の決定的な要因は、統計のトリックである。

分析を通して、日本の高等教育機関は、賃金に反映される人的資本形成効果を持たないことが、明らかとなった。教育機関における人的資本形成は、職場訓練におけるそれと同じか、より小さな効果しか持たない。一般論として、教育機関は労働者育成を得手としていない。

第一章 初めに

本稿では、単純かつ新しい枠組みによって学歴間賃金格差の変動を説明する。理論の提示、シミュレーション分析に続いて、日本における実証分析を行う。

本稿の焦点は、学校教育および学歴間賃金格差である。近代経済学において学校教育を投資として¹扱う場合、大別して二つの観点がある。一つは教育機関が労働生産性の向上に貢献するという Becker[2] に代表される人的資本理論、もう一つは進学が情報の非対称性を解消するという Spence[15] に代表されるシグナリング仮説である。前者は、個々の主体および社会の双方にとって投資であるが、後者は摩擦的なコストを軽減する以外、社会にとっては収益をもたらさない²。

労働者の得ている賃金が教育機関の効果によるのか？、進学以前から持つ資質によるのか？は、当の本人であっても明らかではない。通常、実証分析から両者を識別することは困難である。また人的資本理論とシグナリング仮説は相容れない理論ではない。どちらかの理論を支持する結果はあり得ても、明確に勝敗を分ける実証結果は存在しなかった。その中で日本の実証分析において、決定的な結果を導き出すことができた。それに至る過程を論じるのが、本稿の目的の一つとなっている。

実証分析を行う以上は、Becker(1993)[2] や Mincer(1974)[13] に代表される教育投資の収益率や賃金関数の推定と同じく、賃金データを用いる。近年、学歴別の賃金という意味では、教育機関の効果そのものよりも、マクロでの学歴間賃金格差に着目した実証分析が数多くなった。特に 80 年代後半のアメリカでは、大卒・高卒間の賃金格差が急拡大したというニュースから、経済学の世界にとどまらず、幅広い関心を集めている。Katz, Loveman and Blanchflower(1995)[11] が収められている *"Differences and Changes in Wage Structures"* は、この関心の高まりを背景として催されたコンファレンスでの発表論文をまとめた本である。本の導入部には、アメリカでの学歴間を初めとした賃金格差の急拡大を Fact として示している。

大卒・高卒間の賃金格差が急拡大しているという現象が観察できれば、当然それに続くのは、何故そうなったのか？である。90 年代初頭から急増したアメリカにおける実証分析では、高学歴者に有利な技術革新 (Skill Biased Technological Change) があったという主張が大勢となっている。Katz and Murphy(1992)[10] は、*Supply and Demand Factors* という副題からも分かるように需要と供給の側面から説明を試み、労働需要の大きな変化を示唆している。Bound and Johnson(1992)[3] では、産業や労働組合を考慮して、賃金格差の拡大は観察の難しい労働供給の質と労働需要の変化によると結論づけている。Murphy and Welch(1992)[14] では、耐久消費財の純輸入から、途上国と競合が激しくなった貿易財の生産に従事している労働者の賃金が下落した可能性を指摘している。

それらの先行研究に共通する点は二つある。一つは労働需要の変化を強調している点、もう一つは、どの実証分析も Current Population Survey(CPS) という統計に依っている点である。前者の点に着目すれば、需要と供給によるアプローチは経済学の王道ではある。しかしながら、需要の変化は供給よりも観測することが難しい。労働需要側の要因を強調していることを裏返せば、観察可能なデータからの説明が困難であることを意味している。

第二点の CPS を用いているという点は、アメリカにおいて学歴および賃金のデータを長期の時系列でとれる統計が、他に存在しないためでもある。参考文献に挙げたアメリカでの実証分析のほとんどが CPS に依っている。CPS を初めとして、ほとんどの統計データには労働者の技能を適切に表す指標は存

本稿の作成過程において、指導教官である井堀利宏教授（東京大学）をはじめ、多くの方々にお世話になった。跡田直澄教授（慶應義塾大学）にはセミナーに招かれ、有益なコメントを頂いた。玄田有史助教授（東京大学）は、労働経済学の知識に乏しい筆者を親切に指導して下さい。全ての方の名前を挙げることはできないが、この場を借りて、深く感謝の意を表したい。もちろん、ありうべき誤りは筆者の責である。

¹ 教養を身につけ、学校生活を楽しむという消費としての側面も考えられる。

² 本稿における投資は、経済成長や賃金上昇に資する狭義の投資として用いている。

在しない³。高学歴者を High Skilled Worker、低学歴者を Low Skilled Worker と見なさざるをえず、学歴間賃金格差 College (Wage) Premium と技能間賃金格差 Skill (Wage) Premium を、ほぼ同義に用いて説明している。

もちろん高学歴であるとしても、必ずしも労働市場における技能が高いとは限らない。Levy and Murnane(1992)[12] および Juhn, Murphy and Pierce(1993)[7] では、同学歴内での格差拡大や、賃金分散の拡大にも焦点を当て、同学歴の中にも技能の差によって、賃金格差が拡大することを示唆している。

さらには、Skill Biased Technological Change とは何か？という点に対しては、Autor, Katz, and Krueger(1998)[1] では、コンピューターの使用に着目している。コンピューター使用を CPS 内で明確に表す項目は存在せず、産業分類と学歴からコンピューター使用に接近している⁴。また Card and Lemieux(2001)[4] に代表される生産関数を用いたアプローチでは、賃金格差の変化は説明されるものとは限らず、賃金格差によって生産関数のパラメーター変化を説明している。

しかし、こうした 10 年にも及ぶ研究の蓄積があったにもかかわらず、Card and Dinardo(2002)[5] では、Skill Biased Technological Change は重要な視点ではあるものの、そのみでは賃金格差の変化を説明しきれないとしている。その理由としてコンピューターの発展、普及が著しかった 90 年代に賃金格差が安定していたこと、同じスキルとしているグループでも、年齢層によって賃金の変動が大きく異なることを挙げている。

そもそも学歴間賃金格差とは、何であろうか？多くの実証分析において学歴間というのは、大卒・高卒間を指している。賃金の差⁵を指標とすれば、物価や実質賃金全体での上昇によって、必然的に乖離は拡大する。それらの影響を受けない指標として、大卒平均賃金を高卒平均賃金で割った商の指標を用いている。つまり学歴間の賃金倍率である。賃金倍率それ自体もしくは、対数変換した賃金倍率を学歴間賃金格差や College (Wage) Premium として扱っているのである。

賃金倍率が関わっているのは、学歴間賃金格差を時系列で追う分析だけではない。大卒労働者の賃金が高卒労働者賃金の何割増となるのか？は、教育投資の収益概念に通じる。賃金倍率は教育を投資と見なす分析全体の根幹となっている。しかし賃金倍率は、単純かつ決定的な問題を持つ指標であるというのが、本稿の出発点であるとともに核心である。

³データの不備以前に、技能とは何か？が明らかではない。技能の数量化以前に、序列化も容易ではない。

⁴コンピューターの使用が、内生変数であるという別の問題もある。

⁵実質化した賃金差を特定の調査年でとる手法もあるが、賃金差も本稿で示す賃金倍率と同様の問題を持つ。

第二章 分布区分と平均間倍率

第二章では、本稿で主に用いられる理論的枠組みを説明する。第一節では、単純な設定から賃金倍率による学歴間賃金格差の誤謬を示す。第二節では、例示計算から進学率が賃金倍率に与える影響を示す。第三節では、平均間倍率シミュレーションから進学率上昇の過程において、賃金倍率の縮小後の拡大が、一般的に起こりうることを示す。第四節では、二次元分布シミュレーションから学歴別に賃金分布が区分されていない場合でも、本稿の仮説の反証となり得ないことを示す。

第一節 アイディア

第一章で紹介した先行研究では、学歴間賃金格差 (= College Wage Premium) を $\frac{\text{大卒平均賃金}}{\text{高卒平均賃金}}$ の分数の値や、その対数変換と定義して実証分析を進めている。この分数は、高卒平均賃金を1と基準化した場合の大卒平均賃金の値であり、賃金の平均間倍率、すなわち賃金倍率を表している。物価が変化しても、実質賃金全体が上昇しても、分子分母での同率変化ならば相殺され、分数としては影響を受けない。賃金倍率は、直観的なイメージが容易であるとともに、学歴間賃金格差を抽出できる指標に思われる。しかし賃金倍率は、単純かつ決定的な問題を持つ指標である。

単純な設定を用いて、分析の出発点を説明しよう。

設定

- (1) $A > B > C$ の資質 (= 潜在的な限界生産力) を持つ者が1人ずつ、世の中に生まれてくる。
- (2) 高資質者から順に、高等教育機関に進学する。(教育機関の人的資本形成は当面、ゼロとする)
- (3) 労働市場では限界生産力原理に従い、それぞれが A 円 $>$ B 円 $>$ C 円の賃金を得る。

進学率が上昇すると、賃金倍率 $\left(= \frac{\text{上位学歴 平均賃金}}{\text{下位学歴 平均賃金}} \right)$ は、どのように変化するだろうか？

- (i) A のみが進学する場合：賃金倍率 $= \frac{A}{\frac{B+C}{2}}$
- (ii) 進学率が上昇し、 A と B が進学する場合：賃金倍率 $= \frac{A+B}{C}$

(i) から (ii) への移行に伴い B が上位学歴区分に入る。 A から見れば、 B という資質に劣る者が加わるため、上位平均は下がる。 C から見れば、 B という資質に優れる者が抜けるために下位平均は下がる。(i) から (ii) への進学率の上昇により、分子の上位平均と分母の下位平均の双方が減少する。そのため賃金倍率の増減は分子と分母の減少比率によって決定される。

次に最も単純な数値例として $A=3, B=2, C=1$ の場合を考えよう。

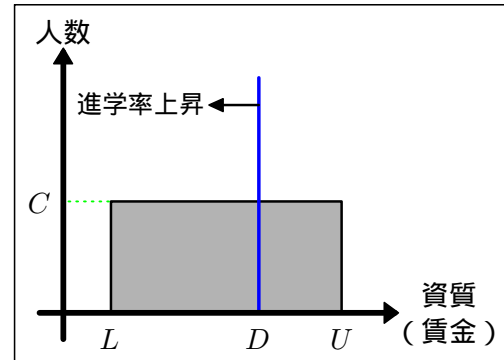
$$(i \text{ の時}) \quad \text{賃金倍率} = \frac{A}{\frac{B+C}{2}} = \frac{3}{\frac{2+1}{2}} = \frac{3}{1.5} = 2 \quad (ii \text{ の時}) \quad \text{賃金倍率} = \frac{A+B}{C} = \frac{3+2}{1} = \frac{2.5}{1} = 2.5$$

この数値例では (i) から (ii) へ移行すると、分子は3から2.5へ約16.7%減少し、分母は1.5から1へ約33.3%減少する。分母の減少率が、より大きいために賃金倍率は2から2.5に拡大する。上述したように物価変化等の分子分母での同率変化ならば相殺され、分数としては影響を受けない。逆に言えば、同率変化という稀な状況でなければ、進学率が賃金倍率に影響を与える。学歴区分に関わりなく A, B, C が各々に限界生産力に等しい賃金を得ている。Skill Biased Technological Change や人的資本形成がなくとも進学率による賃金倍率の変化という統計のトリックが起こり得る。

第二節 例示計算

・ 一様分布の場合

第一節の $A=3, B=2, C=1$ は、最も単純な一様分布の離散例となっている。一様分布ならば、解析的にも容易に解くことができる。右図のように最も優れた資質 U を持つ者から、最も劣った資質 L を持つ者までが、同じ頻度 (=人数) C で存在する一様分布を考えよう。その資質を区分する線が D である。区分線 D の右側を上位 (大卒) 区分、左側を下位 (高卒) 区分とする。この区分線 D が移動したときの平均間倍率の変化を求める。



$$\text{上位区分の総資質} = \int_D^U Cx dx = \frac{1}{2}C(U^2 - D^2)$$

$$\text{上位区分の総人数} = \int_D^U C dx = C(U - D) \text{ より}$$

$$\text{上位区分の平均資質 } UA = \frac{\text{上位区分の総資質}}{\text{上位区分の総人数}} = \frac{\int_D^U Cx dx}{\int_D^U C dx} = \frac{1}{2}(U + D) \text{ と表される。}$$

上位平均資質 UA は、区分線 D の増加関数となる。これは一様分布に限らず一般的に示すことができる。[定理 2-1](#) この定理が意味するものは明らかである。進学率が上昇し区分線 D が下落すれば、もとの上位学歴区分から見て、最も資質に劣る者が限界的に加わる。そのため上位平均 UA は低下する。

ほぼ同様に下位区分平均の計算を行うと、

$$\text{下位区分の総資質} = \int_L^D Cx dx = \frac{1}{2}C(D^2 - L^2)$$

$$\text{下位区分の総人数} = \int_L^D C dx = C(D - L) \text{ より}$$

$$\text{下位区分の平均資質 } LA = \frac{\text{下位区分の総資質}}{\text{下位区分の総人数}} = \frac{\int_L^D Cx dx}{\int_L^D C dx} = \frac{1}{2}(D + L) \text{ と表される。}$$

下位平均資質 LA は、区分線 D の増加関数となる。上位平均資質と同様、一様分布に限らず一般的に示すことができる。[定理 2-2](#) この定理が意味するものも明らかである。進学率が上昇し区分線 D が下落すれば、もとの下位学歴区分から見て、最も資質に優れる者が限界的に抜ける。そのため下位平均 LA は低下する。

ここで College Premium に相当する平均間倍率 $CP(D)$ は

$$\text{平均間倍率 } CP(D) = \frac{\text{上位平均資質 } UA}{\text{下位平均資質 } LA} = \frac{U + D}{D + L} \dots\dots\dots (*)$$

と区分線 D に依存して⁶決定する⁷。 D の変化に対する平均間倍率の変化を見るために、 $CP(D)$ を D で微分すると

$$\frac{\partial CP(D)}{\partial D} = \frac{(D + L) - (U + D)}{(D + L)^2} = \frac{L - U}{(D + L)^2} < 0$$

⁶一様分布の場合においてのみ、上位平均から下位平均を引く平均差は $\frac{1}{2}(U - L)$ となり、区分線 D から独立となる。

⁷一様分布であれば総資質を台形、総人数を長方形と扱うことで、面積比として算数の計算でも平均間倍率が導出できる。

この微分式がマイナスより、 D が右に動く (=上位区分への進学率が低下する) と平均間倍率が縮小する。逆に D が左へ動き、上位区分への進学率が高まれば平均間倍率は拡大する。また

$$\frac{\partial^2 CP(D)}{\partial D^2} = \frac{2(U-L)}{(D+L)^3} > 0$$

より二階微分の値が正であるから、 D の値が上昇し区分線が右に動くほど、 $CP(D)$ の減り方が減少する。つまり一様分布の場合、上位区分率が高まってくると平均間倍率は加速して上昇する。

一様分布の数値例を下に示している。数値例において、平均間倍率が最小となっているセルを黄色で塗っている。数値例の中で最も上位区分率が少ない20%において最小の平均間倍率となり、上位区分率の上昇によって平均間倍率は加速的に拡大する。

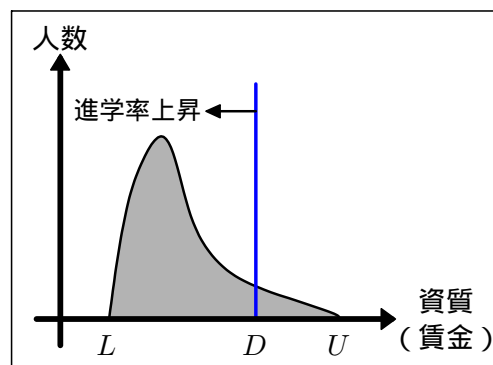
区分 \ 資質 (人数)	資質 (人数)					上位区分率	平均間倍率	自然対数 平均間倍率
	1 (2人)	2 (2人)	3 (2人)	4 (2人)	5 (2人)			
4と5の間	2.5				5	20%	2.000	0.693
3と4の間	2			4.5		40%	2.250	0.811
2と3の間	1.5		4			60%	2.667	0.981
1と2の間	1	3.5				80%	3.500	1.253

[一様型 数値例]

・ 標準的な分布の場合

能力分布や賃金分布として想定されることの多い正規分布や対数正規分布を仮定した場合、上位区分率の変化によって平均間倍率はどのように変化するのであろうか？ 詳細なシミュレーションは次節に譲るが、手計算で確認できる単純な数値例を示したのが下の [標準型 数値例] である。

この数値例では上位区分率が10%の時には平均間倍率は2.143である。そこから上位区分率が20%に上昇すると平均間倍率が2.118にいったん縮小し、数値例の中では最小となる。上位区分率が20%からさらに上昇すると、平均間倍率は反転し、拡大する。



区分 \ 資質 (人数)	資質 (人数)					上位区分率	平均間倍率	自然対数 平均間倍率
	1 (2人)	2 (3人)	3 (3人)	4 (1人)	5 (1人)			
4と5の間	2.333				5	10%	2.143	0.762
3と4の間	2.125			4.5		20%	2.118	0.750
2と3の間	1.6		3.6			50%	2.250	0.811
1と2の間	1	3				80%	3.000	1.099

[標準型 数値例]

解析的に示したように一様分布の場合、上位区分率の上昇によって平均間倍率は、単調に拡大する。一方で、能力や賃金の分布として想定されることの多い単峰分布を仮定した場合、上位区分率の上昇の過程で平均間倍率はいったん縮小した後、拡大するのである。

第三節 平均間倍率 シミュレーション

第二節では、単純な数値例を挙げて、上位区分率が平均間倍率に与える影響を見た。一様分布ならば容易に解析計算が可能であるが、一般的な分布では解析計算に限界がある。本節ではシミュレーションを用いて、分布の形状と人的資本形成効果の両方を加味し、上位区分率が平均間倍率に与える変化を論じる。

[資料 2-1~5](#) は、第二節の離散分布による例示計算を拡張した簡易シミュレーションである。簡易シミュレーションの見方を説明しよう。まず上段左に、各資質を持つ者が何人いるかの分布設定を示している。ここでは全ての簡易シミュレーションを通して、総人数を 100 人と基準化している。上段右は設定された事前の資質分布をグラフ化したものである。

中段左の【上昇なし】は、第二節の例示計算と同じく、教育機関の人的資本形成効果をゼロとした場合の上位区分率と平均間倍率の関係を表している。中段左のグラフを数字で表したものが、中段右の表である。表中では、上下の平均間倍率と比較して極小値となっている箇所は、セルを黄色に塗っている。【上昇なし】の場合は、上位平均と下位平均の加重平均は必然的に全体平均に戻る。

下段は教育機関が資質に何らかの影響を与える場合の上位区分率と平均間倍率の関係を示している。下段左の【固定値上昇 (+ 2)】は、上位区分に入れれば、進学前に 10 の資質を持つ者は進学後 12 に、進学前に 9 の資質を持つ者は進学後 11 にという形で、事前の資質に依存せず、和の形で資質を上昇させる人的資本形成のケースである。下段右の【定率上昇 ($\times 1.2$)】は、進学前に 10 の資質を持つ者は進学後 12 に、進学前に 9 の資質を持つ者は進学後 10.8 という形で事前の資質に依存する積の人的資本形成のケースである。

事前の資質分布を対称な正規型に設定した場合が [資料 2-1](#)、対数正規分布を模した右裾長型の分布に設定した場合が [資料 2-2](#) である。【上昇なし】は、第二節の数値例を細かく見たものにすぎない。教育機関の人的資本形成を仮定した下段の場合においても、変化の形状は【上昇なし】と変わらない。こうした分布設定では、教育機関の人的資本形成の有無にかかわらず、進学率が上昇する過程で平均間倍率はいったん縮小した後に拡大するのである。

[資料 2-3](#) は [資料 2-2](#) の右裾長型の資質軸を (+ 3) だけ平行移動したものである。分布の形状は同じにもかかわらず、上位区分率と平均間倍率の関係、平均間倍率の極小値をもたらす上位区分率は異なっている。これは資質の測度は何か？という問題を端的に表している。[資料 2-2](#) は最も優れた資質を持つ者 (10) と最も劣った資質を持つ者 (1) では、10 倍の乖離がある。[資料 2-3](#) では、最も優れた資質を持つ者 (13) と最も劣った資質を持つ者 (4) では 3.25 倍に乖離が縮小している。この相異が平均間倍率に影響を与えている。

P4 の (*) 式、一様分布における平均間倍率 $CP(D) = \frac{U + D}{D + L}$ を思い出して頂きたい。上位平均および下位平均にそれぞれ t を加えることで、平均間倍率は $CP^+(t, D) = \frac{U + D + 2t}{D + L + 2t}$ と表現され t の関数となっている。区分線 D での微分とほぼ同様に t での微分式は $\frac{\partial CP^+(t, D)}{\partial t} = \frac{2(L - U)}{(D + L + 2t)^2} < 0$ となる。

つまり資質の測度によって、平均間倍率は変化する。試験を例に挙げれば、測度を素点とするか、偏差値とするかによって、平均間倍率および、その極小値をもたらす上位区分率が変化する。一方で、全ての資質測度に t 倍をとっても、上位と下位平均がともに t 倍されるため平均間倍率では相殺される。単純に言えば、分子分母に同じ数をかけても値は不変であるが、同じ数を足せば値が変化して 1 に近づいていく⁸。

本稿の焦点は、学歴間賃金格差である。次章以降の実証分析での資質の測度は、労働市場における限

⁸極限をとる場合は、ロピタルの定理を用いる。

界生産力、賃金である。限界生産力や賃金を基準として、資質を測っていると言い換えることもできる。その際の平均間倍率は、賃金倍率や College (Wage) Premium に対応する。

資料 2-4 は左裾長の分布である。左裾長型の分布設定であっても、平均間倍率の変化の形状自体は正規型、右裾長型と変わらない。**資料 2-5** の単峰性を満たさない分布設定の例である。分布設定によっては、平均間倍率が極小値を複数持つこともあり得る。こういった左裾長型および単峰性を満たさない分布は限界生産力、賃金の分布としては想定しづらい。しかし、そういった想定しづらい分布を用いた場合でも、進学率上昇の過程で、平均間倍率はいったん縮小した後に拡大する点は、共通している。

資料 2-6 と **資料 2-7** は、それぞれ分布平均 $\mu = 5$ 、分布標準偏差 $\sigma = 1$ を与えた正規分布、対数正規分布にて行った詳細版のシミュレーションである。簡易シミュレーションでは、100 人に基準化した計算であったが、こちらは資質分布の積分値が 1 になるため、労働者の資質の確率密度関数としても考えることができる。学歴区分は事前の資質分布を区分するのみとしたシミュレーションが、上段である。教育機関に行くことにより人的資本形成がなされ、事前の資質に対して 10 % 上昇するという設定での結果が、下段である。上段と下段では、平均間倍率のレベルには差があるが、変化の形状はほとんど変わっていない。特に極小値をもたらす上位区分率は、定率倍型の人的資本形成から独立となる。**定理 2-3**

第二節では、学歴が単に労働者の資質を区分するだけのものでも、進学率によって賃金倍率が変化することを示した。しかし、それは学歴が単なる資質区分であるという仮定に依存しない。平均間倍率の変化は、教育機関が資質に影響を及ぼすという設定でも、ほとんど同じ変化の形状を示す。逆に言えば平均間倍率に対応する賃金倍率は、教育機関の人的資本形成の指標として不適當である。これまでの議論には、強い仮定や特定化は存在しない。標準的に想定されうる分布であれば、教育機関が人的資本を形成の有無にかかわらず、進学率上昇の過程で賃金倍率は縮小した後に拡大する。

第一章で示した多くの先行研究では、学歴間の賃金倍率の変化に対して仮説を提示している⁹。世代の経過に伴い、先進国で多くの若者が高等教育機関に進学するようになった。その際、賃金倍率の変動は教育機関の人的資本形成の有無にかかわらず、起こらない方が不自然な現象なのである。学歴間の賃金倍率が変化したというのが統計的事実であっても、学歴による区分の位置が変わったのみで、実体面の変化を全く伴わないこともあり得る。

第四節 二次元分布 シミュレーション

第三節では、これまでの議論に強い仮定や特定化は存在しないと述べたが、やや強い仮定があるとするれば、潜在的な限界生産力が高い者から順に進学する場合に限っているという点である。これまでは [資質 = 賃金] とした一次元分布でのシミュレーションを見てきた。一次元のシミュレーションが、そのまま統計データと整合的であるとすれば、賃金分布は各学歴で、きれいに切断されていなければならない。もちろん現実の統計データでは、低学歴の者でも高学歴の者よりも高賃金を得ている者も珍しくはない。賃金分布を学歴別にとっても、はっきりとした重なりを持つ。また進学に対して学力に代表される資質は重要な要素ではあるが、高い資質を持つ者であっても性格や他の事情により、必ずしも進学するとは限らない。本節では二次元分布を用いて [資質 = 賃金] の一対一対応でなくとも、両者に相関があれば、第三節までの議論が、ほとんどそのまま成り立つことを示す¹⁰。

第三節までは、[資質 = 賃金] と単純化して扱ってきた。しかし正確には左辺の資質は進学する能力や意志と対応し、右辺の賃金は労働市場での限界生産力に対応している。両者に正相関があると考えるのは自然であるが、必ずしも一対一対応ではなかるう。そこで進学能力 s と労働能力 w の結合分布を考えよう。第三節における詳細版のシミュレーションと同様に、結合密度関数の積分値を 1 に基準化し、確

⁹ 平均間倍率ではなく、中央値間倍率を用いている研究もある。eg. Levy and Murnane(1992)[12] 標準的な分布では平均間倍率は中央値間倍率よりも高いレベルとなるが、変化の形状は変わらない。

¹⁰ 進学能力と労働能力に限らず、同じ資質を持つ者でも、運の良し悪しで限界生産力や賃金の変動すると考えても良い。

率密度関数のように取り扱う。まず二次元分布の密度関数を定義する。

$$\begin{cases} f(w, s) \geq 0 \\ \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(w, s) dw ds = 1 \end{cases}$$

続いて、進学能力 s と労働能力 w の周辺分布を定義する。

$$\begin{cases} f_s(s) = \int_{-\infty}^{\infty} f(w, s) dw & (\text{進学能力 } s \text{ の周辺分布}) \\ f_w(w) = \int_{-\infty}^{\infty} f(w, s) ds & (\text{労働能力 } w \text{ の周辺分布}) \end{cases}$$

第二節、第三節では進学能力 s と労働能力 w を同義としていた。それは、二次元分布の特殊形として表現できる。特殊形では、定義から双方の周辺分布 $f_w = f_s$ は一致する。 $f_s(s) > 0$ において、条件付き確率に相当する値 $\frac{f(w, s)}{f_s(s)}$ は、

$$\begin{cases} \frac{f(w, s)}{f_s(s)} = 1 & (\text{if } w = s) \\ \frac{f(w, s)}{f_s(s)} = 0 & (\text{if } w \neq s) \end{cases}$$

となる。この場合、二次元分布シミュレーションであっても、一次元分布と同じ結果となり、賃金分布は各区分できれいに切断される。

ここで、一次元分布に対応する特殊形を拡張し、進学能力 s と労働能力 w に相関はあるものの一対一対応ではないとする。進学能力 s を中心として、労働能力 w が正規分布の形で発生すると考えよう¹¹。その際、労働能力の密度関数 $g(w; s, \sigma_w)$ は、

$$g(w; s, \sigma_w) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_w} \exp\left\{-\frac{(w-s)^2}{2\sigma_w^2}\right\} \quad \text{と表現される。}$$

正規分布の中心=進学能力 s より $E[g(w; s, \sigma_w)] = s$ である。期待値に関しては、一次元分布に対応する特殊形と同じである。一方で進学能力 s と労働能力 w の周辺分布は、特殊形を除いて一致しない。下限 A から上限 B までの学歴区分における労働能力分布は、 $h(w, A, B) = \int_A^B f(w, s) ds$ と表現される¹²。

こうした二次元分布の設定におけるシミュレーション分析を行う。第三節での詳細版と同じく、進学能力は $\mu_s = 5$ 、分布標準偏差 $\sigma_s = 1$ の対数正規分布に設定した結果が [資料 2-8](#) および [資料 2-9](#) である。資料上段は、ある進学能力で区分される様を、包丁が二次元分布を切るイメージで視覚的に表している。資料中段は、区分線が一本ではなく三本あるという設定で、区分ごとに労働能力の分布を表している。グラフ内の進学能力分布は、進学能力側からみた周辺分布 $f_s(s)$ であり、今回の設定においては $\mu_s = 5$ 、分布標準偏差 $\sigma_s = 1$ の対数正規分布に他ならない。労働能力総分布は、労働能力側から見た周辺分布 $f_w(w)$ であり、区分をなくした全体での賃金分布に相当する。資料下段の 8 つのグラフは、一本

¹¹ 前節での限界生産力から資質を基準化したという表現と同じく、進学能力 s から労働能力 w を基準化している。逆に労働能力 w から進学能力 s を発生させても、結果は変わらない。

¹² 一般の条件付き密度関数とは、 f_s で割り引いていない点で異なる。

の区分線の移動が、各労働能力分布に与える影響の推移を示している。

資料 2-8 と 資料 2-9 の相異は、進学能力 s と労働能力の w の間の標準偏差 σ_w のみである。資料 2-8 は、能力間の標準偏差 $\sigma_w = 0.2$ の小さいケースのシミュレーションである。 σ_w を極限まで小さくすると、次元分布と同値になる特殊形に対応する。 $\sigma_w = 0.2$ の場合、 f_w と f_s が周辺分布同士でほとんど重なっており、賃金分布も区分による断層がはっきりしている。能力間の σ_w が小さい場合は、次元の特殊形に近い労働能力分布となる。一方で資料 2-9 は、能力間の標準偏差 $\sigma_w = 0.7$ と大きくしたケースのシミュレーションである。 $\sigma_w = 0.7$ の場合、 f_w と f_s にはっきりと差異が出る。各進学区別に賃金分布をとっても重なる部分が多く、区分線による断層がはっきりとしない。

似て非なる資料 2-8 と 資料 2-9 だが、労働能力 w はもとの進学能力 s を正規分布の期待値 μ としている点は共通している。区分が同じであれば、進学区分の変化が各区分平均に与える効果は等しく、両者の平均間倍率は一致する。 σ_w の大きさから平均間倍率は独立となり、次元の特殊形とも一致する。

現実の賃金分布は、加齢とともに学歴間の差が拡大するため、どの賃金分布をターゲットにするかは明らかではない。しかし学歴区分同士ではっきりとした重なりを持つという点は、どの年齢層でも共通している。その場合でも σ_w の設定次第で、現実に対応した重なりを持つ学歴別賃金分布を作ることが可能である。また次元分布での賃金の平均間倍率は $E[g(w; s, \sigma_w)] = s$ より、次元の特殊形と同じである。ゆえに賃金分布が学歴間ではっきりとした重なりを持っているとしても、分布区分仮説の反証とはなり得ない。さらには、平均間倍率を焦点とする限りにおいて、前節までの次元の特殊形を用いて議論することができる。

第三章 日本における実証分析

第三章では、日本における実証分析を行う。第一節ではデータの出所である賃金構造基本統計調査の説明を行う。第二節では、学歴間賃金格差として最も注目されやすい大卒・高卒間のコーホート分析を行う。第三節では、教育機関の効果に接近するために分位数間倍率のコーホート分析を行う。第四節では、第二章のシミュレーションと整合性をとるために加重学歴間賃金倍率のコーホート分析を行う。

第一節 データ（賃金構造基本統計調査）

日本における実証分析に賃金構造基本統計調査 [=賃金センサス]（厚生労働省）の昭和 51 年調査～平成 13 年調査¹³の調査年にして合計 26 年分を用いる¹⁴。本統計は労働者標本¹⁵を約 150 万人とする大規模な調査であり、その代表する指標である常用労働者¹⁶10 人以上を雇用する民営事業所の一般労働者¹⁷をデータのインプットとして使用した。

賃金構造基本統計調査には、学歴の区分として[小学・新中卒（通算修業年限おおむね 9 年以下）]、[旧中・新高卒（通算修業年限おおむね 12 年程度）]、[高専・短大卒（通算修業年限おおむね 14 年程度）]、[旧大・新大卒¹⁸（通算修業年限おおむね 16 年以上）]の四区分が存在する¹⁹。[高専・短大卒]は専門学校卒業を含み、特に戦後に生まれた男性労働者では[高専・短大卒]の大半が、専門学校卒²⁰である。

賃金データ²¹は、[(6 月における) 決まって支給する現金給与額]の 12 倍に[年間賞与その他特別給与額]を加えたものを使用する。月給の 12 倍にボーナス等を加え年収に対応している。賃金構造基本統計調査を用いた分析でたびたび用いられる指標であり、Katz and Revenga(1992)[9]、大竹・猪木 (1997)[18]、玄田 (1997)[19] も、同様の指標を実証分析のインプットとしている²²。

第二節 大卒・高卒間賃金倍率

本節では、日本の学歴間格差で頻繁に用いられる大卒・高卒間賃金格差を取り扱う。[資料 3-1](#)、[資料 3-2](#) は、それぞれに男性大卒労働者、男性高卒労働者の年収換算した平均賃金を表している。右上から左下への斜めのラインでは特定の調査年の値を見ることができる。横行では特定の年齢層を表し、時系列で名目賃金の変化を追うことができる。本稿で注目するのは、縦列の生年層である。

当然、1991 年に [20～24 歳] であったコーホート (=統計因子を共有する集団) は、1996 年には [25～

¹³平成に入って、調査年と表紙の年号表示をずらしている。平成 13 年調査は、賃金センサス 平成 14 年度版に当たる。

¹⁴昭和 50 年調査以前は、学校や病院等に勤める者も標本に入っている。そのため、昭和 50 年調査と昭和 51 年調査との間に大きな断絶がある。連続したデータは昭和 51 年調査以降からしか、とることができない。

¹⁵労働基準法に定められた労働者であり、役員は含まれない。しかし業務執行権や代表権を持たず、一般労働者と同じ給与規則により給与を受ける者は労働者としている。また家族労働者でも他の労働者とほぼ同じように勤務し、給与を受ける場合は労働者としている。

¹⁶常用労働者とは、1. 期間を定めず雇われている労働者、2. 一ヶ月を越える期間を定めて雇われている労働者、3. (6 月実施の調査であるため) 4 月および 5 月にそれぞれ 18 日以上雇用された労働者、のいずれかに該当する者である。

¹⁷賃金構造基本統計調査では、一般労働者とパートタイム労働者を区別している。パートタイム労働者とは、『1 日の所定労働時間が一般の労働者よりも少ない又は 1 日の所定労働時間が一般の労働者と同じで 1 週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者をいう。』一般労働者とは、『パートタイム労働者以外の労働者をいう。』

¹⁸[旧大・新大卒] は大学院卒を含む。

¹⁹昭和 53 年調査までの学歴区分は学校卒業に限らず、準ずる指標のうち最も程度の高いものとするという記述がある。例えば司法試験および公認会計士試験の一次試験合格者は[高専・短大卒]に準じ、二次試験まで合格すると[旧大・新大卒]に準じると書かれている。昭和 54 年以降の調査では、その記述がなくなっている。しかし昭和 53 年調査と昭和 54 年調査の間には、値に不自然な変化は見られない。

²⁰専門学校令により、2 年間以上の修業年限、総授業時数 1700 時間以上が修了に必要な要件となっている。

²¹賃金構造基本統計調査の賃金データは、税引き前の値である。

²²正確には Katz and Revenga(1992)[9] および大竹・猪木 (1997)[18] は、12 分の 1 にして年収換算にしているが、時系列の伸び率や学歴での平均間倍率としては、同じ値となる。

29 歳] となり、2001 年には [30～34 歳] となる。このコーホートは、1966 年から 1971 年に生まれた生年層²³である。賃金構造基本統計調査の公表データでは、20～64 歳の間を 5 歳区分でしか、記載されていない。そのため各コーホートの 1 年ごとの推移を完全に追うことはできない。縦に 5 つ並んだ表の 1 つ 1 つでは、調査年にして 5 年刻みで、5 歳区分の生年層が重複なく移り変わっていく様を表している。一方で 1 年後の調査では、1 歳刻みで最年長の集団だけが次の年齢層に上がり、それ以外の集団は同じ年齢層にとどまる。その推移を異なる表で示している。そのため表同士では、生年層が重複 (over lapping) している。

各生年層に占める学歴区分の割合は、若年時の学歴によって、ほぼ固定される。特に男性の場合、生年層を固定すれば一般労働者に占める学歴区分も、各年齢層によってほとんど変わらない²⁴。よって各生年層同士の賃金倍率を比較することで、第二章で議論してきた進学率が賃金倍率に与える影響を見ることが出来る。

資料 3-1 を資料 3-2 の値で割れば、大卒・高卒間賃金倍率資料 3-3 が算出される。既に述べたように、この値は各セルで高卒平均賃金を 1 と基準化した場合の大卒平均賃金の値である。物価の変化や実質賃金全体の増加といった分子分母での同率変化は相殺され、影響を受けない。表中の左隣の生年層 (=5 歳分 年上の世代) と [20～24 歳] … [50～59 歳] の二つ以上のセルで比較可能な場合は、賃金倍率の変化によって矢印等のマークをつけている。1953 年前後および 1973 年前後に生まれた生年層で不規則な動きがあることを除けば、世代の経過に伴い大卒・高卒間賃金倍率はいったん縮小した後に拡大してきている。

資料 3-3 のような表は、統計に記載されている賃金倍率の情報を全て反映する一方で、視覚的に分かりづらく各生年層の効果を端的に知ることはできない。推定によって生年層の効果を抽出しようにも、表の左上部と右下部が大きく欠測値になっている。標準的な手法では、各生年層の効果を抽出することはできない。そのため Deaton and Paxson(1994)[6]、大竹・猪木(1997)[18]でも用いられている各年齢層および生年層の効果を全てダミーとして最小二乗推定²⁵を行う。推定式は以下のように表せる。

$$[\text{セルの値}_{ij}] = \alpha + \beta_i \sum_{i=1}^n [\text{年齢層効果}_i] + \gamma_j \sum_{j=1}^k [\text{生年層効果}_j] + \epsilon_{ij}$$

該当セルに値があれば、該当年齢層効果および該当生年層効果のみが 1 となり、それ以外は 0 をとる。定数項の α を常に 1 をとるダミーと考えれば、説明変数の全てがダミーの推定式である。多重共線性を避けるために年齢層効果と生年層効果に 1 つずつ基準をとる²⁶。また、この推定方式では説明変数の標準誤差や t 値に通常の意味を持たせることはできない。そのため以後の推定結果は、係数の推定値のみ記載する。ダミー推定説明 (1) 推定のインプットとしたのは、年齢層にして [20～24 歳]²⁷から [55～59 歳] まで、生年層にして [1921 年～1926 年生まれ] から [1976 年～1981 年生まれ] まで、サンプル数にして 203 である。

資料 3-4 は、[20～24 歳]、[1921 年～1926 年生まれ]、の推定セルの中で最も若い年齢層、古い生年層を年齢層と生年層の基準としてダミー推定を行った結果である。年齢層効果によって賃金倍率は、ほぼ

²³ (各表の左上にあるように) 賃金構造基本統計調査では 6 月 30 日時点での満年齢でカウントしている。そのため厳密には生年と対応していないが、便宜のため、このように称する。

²⁴ 厳密には、同生年層において全労働者に占める大卒労働者の割合は、加齢とともに若干減る傾向にある。労働者の独立や役員昇格を反映しているものと考えられる。

²⁵ ダミーの係数を最小二乗推定しているという意味では、LSDV (Least Squares Dummy Variables) 推定量である。LSDV は、パネル分析における固定効果モデルの別名である。本稿における推定方法を Unbalanced Panel における固定効果モデルの特殊形と考えることもできる。

²⁶ 各セルの推定値は、基準のとり方から独立となる。

²⁷ [20～24 歳] は、浪人、留年、大学院進学等の影響が大きく出る可能性がある。しかし [20～24 歳] の大卒区分平均年齢は調査年 26 年を通して、23.7 歳と 23.8 歳のみであり、調査年の前半や後半に偏るようなトレンドもない。公表データから接近できる限りにおいては、変化は見られない。また [20～24 歳] を抜いて推定しても、生年層効果グラフの形状はほとんど変わらないが、1970 年代の生年層の推定値を得ることができなくなる。

直線的に拡大する²⁸。その反面、生年層効果は1920年代の高い水準から減少していき、1940年代後半で底をうち、1950年代の不自然な動きの後に上昇に移っている。推定によって得られた資料3-4の生年層効果の形状は、資料3-3の表で見た生年層の効果と一致している。

こうした変化は男性労働者に特有のものではなく、女性労働者にも見られる。女性は、男性以上に学歴に反映される属性から結婚や出産の時期および、その後の就業選択が影響を受ける。さらには、そうした影響の大きさは、世代の経過から独立であると考えるのは不自然である。そのため女性労働者の賃金倍率表や推定値の解釈には注意を要するが、男性労働者と同様に大卒・高卒間賃金倍率を表にしたものが資料3-5、ダミー推定の結果が資料3-6である。セルごとの変動が男性労働者よりも大きく、表内に明確な矢印は少ない。しかしダミー推定にかけると男性同様に、いったん縮小して拡大する生年層効果の動きが確認される。

男女ともに1973年前後に生まれた生年層では、大卒・高卒間賃金倍率が不自然に縮小している。1973年前後に生まれた者の高卒就職はバブルの最中であるが、大卒就職はバブル崩壊後となる。生年層効果の不自然な変動は、新卒時の労働市場の状況を反映している。資料3-7では、以下の手順で生年層効果と有効求人倍率の比較を行っている。

資料3-7の手順

- [1] 暦年の有効求人倍率(厚生労働省)をとる。
- [2] over lapping の生年層効果に対応させるため、有効求人倍率の移動平均をとる。
- [3] 高卒時就職と大卒時就職に対応させるため、4年前からの有効求人倍率の増分をとる。
- [4] 男性の大卒・高卒間の賃金倍率の生年層効果と比較する。

[4]のグラフから、新卒時点の労働市場の状態が、生年層効果に顕著な影響を与えることが分かる。男性では1950年代の生年層効果にも不自然な変動が見られる。これは激動の70年代における新卒時点の影響が、30年近くが経過した現在でも生年層効果として残っていることを反映している。バブルの前後に新卒期を迎えた1973年前後の生年層においても、永続的な生年層効果となる可能性は高い。日本において新卒時点の労働市場の動向が、賃金や就業機会に永続的な影響をもたらす点は、Genda and Kurosawa(2001)[8]、大竹・猪木(1997)[18]、玄田(1997)[19]と整合的となっている²⁹。

新卒時点の影響があるものの、概して大卒・高卒間賃金倍率は世代の経過に伴い、縮小した後に拡大している。これは、第二章で示した標準的な分布設定での上位区分率の上昇が、平均間倍率にもたらす影響と同じである。しかし実際には、世代の経過に伴い大学進学率は単調に上昇してきたわけではない。学校基本調査(文部科学省)における男性の大学進学率、および賃金構造基本統計調査における男性労働者に占める男性大卒労働者は、1960年代生まれの生年層で横這いか若干の減少傾向となっている。第二章の枠組みに従えば、賃金倍率に極小値をもたらす進学率を既に越えていた場合、進学率の限界的な減少は賃金倍率の縮小をもたらすはずである。しかし大卒・高卒間賃金倍率において、1960年代の生年層効果は増加傾向にある。

この原因は、第二章でのシミュレーションと本節の大卒・高卒間賃金倍率の設定の相異にある。第二章では、一本の区分線による上位区分率の変化が平均間倍率にもたらす影響を論じた。それに対し、本節での大卒・高卒間賃金倍率は[大卒]、[高専・短大卒]、[高卒]、[中卒]の4区分のうち、間にある[高専・短大卒]を抜いて、2区分を比較したにすぎない。

²⁸年功型賃金に想定されるような、各時点では限界生産力と賃金が一致しない場合であっても、その構造が大きく変化しないならば、年齢層効果によってコントロールすることができる。

²⁹Genda and Kurosawa(2001)[8]、大竹・猪木(1997)[18]では、労働市場の動向を表す指標として失業率を用いている。ストック指標よりもフロー指標の方が、トレンドの影響が少ないために、本稿では有効求人倍率を用いた。Murphy and Welch(1992)[14]では、景気のサイクルを表現するために失業率の一次自己回帰の残差を用いている。

1960年代生まれの生年層で大学進学率が低下した主因は、学校教育法の改正(1975年)にある。専修学校³⁰の法的位置づけが明確になり、高校卒業後に専門学校へ進学する者が急増した³¹。第二章で論じたように、進学率による平均間倍率の変動は、上位区分平均の減少率と下位区分平均の減少率の乖離によってもたらされる。[高専・短大卒]が[大卒]と[高卒]の間で拡大すれば、大卒・高卒間賃金倍率の分子の大卒平均は上昇し、分母の高卒平均は低下する。その場合、分布の形状や区分線の位置にかかわらず、大卒・高卒間賃金倍率は必ず増加する³²。

第三節 分位数間倍率と Net Human Capital Loss (純人的資本喪失)

賃金構造基本統計調査における四つの学歴区分を、四区分のまま分析することは、全体分布が既知でなければ、極めて困難である。単純な対処法としては、学歴区分を二区分にまとめることが考えられる。例えば、[大卒]と[高専・短大卒]を上位学歴区分、[高卒]と[中卒]を下位学歴区分として、労働者数で加重平均をとることが挙げられる。しかし、加重平均計算が正当化されるためには、教育機関による人的資本形成が、無視されるほど小さいという仮定が必要となる。

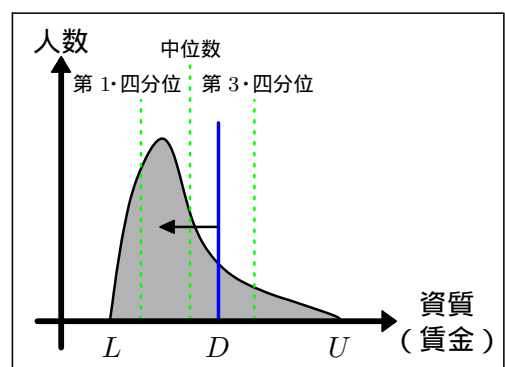
第二章で論じたように、教育機関による人的資本形成の有無にかかわらず、標準的な分布であれば上位区分率の増加に伴い、平均間倍率がいったん縮小した後に拡大する。そこでは教育機関が資質に影響を与えずとも平均間倍率が変化することを示したのみで、教育機関が資質に影響を与えない場合に限ったわけではない。賃金倍率のみでは、教育機関の人的資本形成の有無を識別することはできない。そこで教育機関の影響の有無を判別する方法として、原始的な方法での接近を試みる。

再び第二章冒頭の A, B, C を用いて説明しよう。賃金倍率 $\frac{A}{\frac{B+C}{2}}$ と $\frac{A+B}{C}$ は、人的資本形成の有無にかかわらず、一般には一致しない。それが本稿の出発点であった。ここで教育機関の影響が全くなく、賃金倍率の変化は区分線の移動のみに起因すると仮定すれば、区分の位置にかかわらず常に一致するものが、存在する。それは単純に $\left\{ \frac{A}{B}, \frac{B}{C}, \frac{A}{C} \right\}$ である。区分線の右か左かに関わりなく、それぞれが限界生産力に等しい賃金を得ている。

逆に高等教育機関が、資質にプラスの影響をもたらすと仮定しよう。もともと低学歴区分であった B が高学歴区分になると $\frac{A}{C}$ は変わらないが、分母の増加により $\frac{A}{B}$ は縮小し、分子の増加により $\frac{B}{C}$ は拡大する。このアイデアを用いれば、分布を特定せずとも、教育機関が資質に与える影響に接近することができる。

実証分析の手順は、平均間倍率と基本的に同じである。学歴で区分せず、男女別に労働者全体の各分位、各年齢層の賃金をとる。続いて同じ年齢層の分位数同士で割って分位数間倍率を算出する。平均間倍率と同じく、物価変化等の分子分母での同率変化は相殺される。

仮に教育機関が資質に対して影響を与えるならば、学歴の区分線が当該分位を通過する際、分位数間倍率に何らかの変化がある。例えば大学進学率が20%から30%に上昇した生年層において、全体での上位25%にあたる第3・四分位を含む分位数



³⁰専門学校は、専修学校に含まれる。専修学校の課程の1つとして高等学校卒業者を対象とする専門課程がある。学校教育法により、専門課程を持つ専修学校は専門学校と称することができる。

³¹男性全労働者に占める[高専・短大卒]の割合は1950年代後半生まれでは6%前後だが、1960年代後半生まれでは12%前後になっている。この間の男性の高等専門学校卒業者はほぼ横這い、男性の短大卒業者は減少している。

³²他の要因として、新卒時点の効果もあり得る。資料3-7にあるように1980年代後半のバブル期は、それ以前に比べて有効求人倍率が高まっている。

間倍率の挙動を見ることで、大学が資質に与える効果に接近できる。

賃金構造基本統計調査の公表データでは、年収換算賃金での分位数を見ることはできない。しかし、各年齢層において所定内給与³³の四分位数および十分位数が記載されている。所定内給与と年収換算賃金は、非常に強い比例関係にある³⁴。男女それぞれで学歴別に [20～24 歳] … [50～59 歳] の所定内給与と年収換算賃金を書き出して相関係数をとれば、どの調査年においても 0.995 程度の値になる。よって年収換算賃金の代わりに、所定内給与の分位数間倍率を用いることに大きな問題はない。

また教育機関が分位数間倍率に与えた影響を見るためには、各生年層における労働者の学歴割合を示す指標が必要となる。そのため、賃金倍率表の [資料 3-3](#) から [資料 3-4](#) への推定と同じ手法で、全体労働者に占める各学歴区分の労働者の割合をダミー推定にかける。それによって導かれた各セルの推定値から、[25～29 歳] および [35～39 歳] の値を抽出したものが [資料 3-8](#) である。この手法では、各年齢層において学歴比率の推定値の和は必ず 1 となり、観測値が存在しないセルにも推定値をあてはめることができる。 [ダミー推定説明 \(2\)](#)

精緻な推定としては、多少問題があるものの³⁵、男女それぞれに四区分の計 8 つのダミー推定は、決定係数が全て 0.98 を超えており、一般労働者に占める学歴区分割合のおおよその指標として用いることができる。男性労働者では、年齢層による学歴区分割合の変動は、ほとんど見られない。その一方で、女性労働者では、[25～29 歳] [35～39 歳] で高学歴者が少なくなり、低学歴者が増えるという傾向が見られる³⁶。

分位数間倍率は、大卒・高卒間賃金倍率に比べて生年層による変動は小さい。そのため [資料 3-3](#) に相当する表は割愛し、四分位と中位数の間のダミー推定の結果のみを示す。また特に女性労働者では、景気の変動が分位数間倍率に影響を与えている³⁷。そのため調査年の有効求人倍率を説明変数に加えた³⁸推定結果が [資料 3-9](#) ～ [資料 3-12](#) である。生年層グラフには、[資料 3-8](#) の [25～29 歳] を目安に、学歴区分が全体割合の 25 %、50 %、75 % を横切った生年層を点線で表示している。調査年の有効求人倍率のみが、ダミーではない以下の推定式から最小二乗推定を行っている。

$$[\text{セルの値}_{ij}] = \alpha + \beta_i \sum_{i=1}^n [\text{年齢層効果}_i] + \gamma_j \sum_{j=1}^k [\text{生年層効果}_j] + \delta [\text{調査年 有効求人倍率}_t] + \epsilon_{ij}$$

男性労働者の中位数と第 1・四分位の分位数間倍率を表したのが、[資料 3-9](#) である。生年層効果のグラフでは上に行くほど、分位数間倍率の拡大を表している。この分位数間倍率では、学歴区分の効果が顕著に表れている。高卒の区分線が 50 % を横切った生年層で分位数間倍率が縮小し、区分線が 75 % を横切った生年層では、分位数間倍率が拡大し元の水準に戻る。これは、労働市場で賃金に反映される限界生産力に対して、高等学校がマイナスの影響を与えていることを意味している。つまり中卒で労働市場に参入すれば、On the Job Training(職場訓練)によって本来、形成されるはずであった人的資本が高等学校によって抑制された Net Human Capital Loss (純人的資本喪失)³⁹を表している。

また [資料 3-9](#) では、区分線が分位数を通過する若干手前の生年層で、分位数間倍率変動している。

³³ [決まって支給する現金給与] から [超過労働給与額] を差し引いた額が、所定内給与額である。

³⁴ 年収換算賃金に占める [超過労働給与額] は、低学歴者で割合が高く、[年間賞与、その他特別給与額] は高学歴者で割合が高く、それらが相殺する。厳密には年収換算賃金を基準にすれば、所定内給与は高学歴者の賃金を若干高める傾向にある。

³⁵ 例えば、男性の中卒労働者は加齢とともに減少する傾向があり、1970 年代の生年層は 20 代の初期値から [35～39 歳] の推定値を導出すると若干のマイナスになってしまう。

³⁶ 結婚、出産の時期、その後の就業決定による影響だと考えられる。

³⁷ 女性労働者の方が、外部労働市場とより強い関係を持つことを示唆している。

³⁸ 調査年の有効求人倍率を除いてダミー推定を行っても、ほとんど結果は変わらない。

³⁹ ここで用いる「Net」とは、本文中にあるように OJT に対しての「Net」である。教育を投資と見なす分析では、教育投資の粗収益と機会費用を含めた就学のコストを比較して「Net」を用いることがあるが、それとは異なる。本稿で用いている Net Human Capital Loss は、マクロの視点では教育投資の粗収益自体がマイナスであることを意味している。

これは教育機関が、人的資本形成を抑制する場合には整合的な動きである。例を挙げよう。

- ・ 1～9までの資質を持つ者が、一人ずつ合計9人いたとする。
- ・ 区分線の右側では、[- 2] の効果があるとする。

上位3番目と中位の間の倍率 ($= \frac{\text{上から3番目}}{\text{中位}}$) を考える。

1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	2	3	4	5	6	7	8	7
1	2	3	4	5	6	7	6	7

この倍率が変化するのは、もともと上位3番目であった者が進学した時点ではない。もともと上位2番目であった者が進学した時点で、倍率は1.4から1.2に縮小するのである。

資料3-10は、男性労働者の第3・四分位と中位数の分位数間倍率を表している。1930年代の生年層効果の縮小は、区分線が通過する以前に分位数間倍率が縮小するという大学の Net Human Capital Loss を表しているのかもしれない⁴⁰。一方で1960年代の生年層では、[高専・短大卒]の区分線が中位数を通過した際、分位数間倍率は縮小の方向に動いている。これは男女の四分位数間倍率の中で唯一、区分線がプラスの効果を持っていると思わせる変化である。しかし**資料3-9**を見直せば、中位数に対する[高専・短大卒]の区分線が、マイナスの効果を示している。1960年代以降の生年層において、分位数間倍率つまりは男性労働者全体での賃金格差は、縮小する傾向にある。**資料3-9**と**資料3-10**の非整合的な変化は、男性労働者の中位数が[高専・短大卒]となったこととは、無関係であるのかもしれない。

資料3-11は、女性労働者の中位数と第1・四分位、**資料3-12**は、第3・四分位と中位数の間の分位数間倍率を、それぞれに表している。女性労働者は、就業選択や労働形態が男性労働者よりも多様であるため、解釈には一層の注意を要する。しかし生年層効果のグラフを見る限りにおいて、男性労働者よりも変動が大きく、教育機関の効果が顕著に表れている。それぞれ、上位分位数が進学を始めた生年層では分位数間倍率が縮小を示し、下位分位数が進学を始めた生年層では分位数間倍率が拡大を示している。グラフから単純に判断する限りにおいて、Net Human Capital Loss があると考えるのが自然であろう。

男女労働者を通じて、Net Human Capital Loss と思われる変動が観察される。しかし公表データによる分位数間倍率は、粗い接近方法であることも確かである。男性労働者の大学進学率は、第一次ベビーブーム(おおよそ1947年～1950年生まれ)の世代から既に25%程度となり、現在でも50%を超えてはいない。公表データでは、この間の分位数がとれないため、ベビーブーム期の時代背景やコーホートサイズが、大学の Net Human Capital Loss を思わせる変化を生んだ可能性も否定はできない。また男性労働者[高専・短大卒]の非整合的な変化に表れているように、高等教育機関への進学とは直結しない変動も存在する。さらには、分位数間倍率は平均間倍率とは異なり、生年層による変動は小さく、数%の小さな変化に着目せざるを得ない。

一方で、上の例からも明らかのように Net Human Capital Loss があり、教育機関が人的資本形成を抑制する場合は、区分線が通過する以前に分位数間倍率が縮小する。どの程度、前倒しになるのかは低下幅、分布の形状、分布上の区分線の位置に依存する⁴¹。Net Human Capital Loss がある場合は、その低下幅の定量的な測定や分布の特定は、プラスの人的資本形成がある場合よりも困難なものとなる。

そのため、これ以上の接近はデータと推定の双方から困難である。しかし分位数間倍率を通じて、最大で数%程度の Net Human Capital Loss を思わせる変動が確認される。また Net Human Capital Loss があると言い切るのは早計であっても、いわゆる人的資本理論が想定するような有意なプラス効果は決していない、と言い切ることができる。むしろ焦点となるのは、『どれだけのマイナス効果があるのか?』や『高等教育機関が微弱ではあっても、有意なマイナスの効果を持つのか?、効果はゼロであるという帰無仮説を棄却できないか?』である。微弱なマイナスであっても、効果がゼロであっても、教育機関

⁴⁰しかしこの生年層では、上位10%である第9・十分位と上位25%第3・四分位の分位数間倍率も縮小している。そのため、大学進学の効果であると断定はできない。

⁴¹第二章 第四節のような二次元分布を想定すれば、能力間の標準偏差 σ_w にも依存する。

の効果が大きな値でなければ、労働者の加重平均から4つの学歴区分を2つにまとめあげることが、近似としては正当化される。

第四節 加重学歴間賃金倍率

本節では、労働者数の加重平均による上位区分・下位区分の賃金倍率を分析する。[大卒]と[高専・短大卒]を上位学歴区分、[高卒]と[中卒]を下位学歴区分として、労働者数の加重平均によって平均賃金を算出する。続く導出の手順は、第三章第二節の大卒・高卒間賃金倍率と同じである。年齢層にして[20～24歳]から[50～59歳]、生年層にして[1921年～1926年生まれ]から[1976年～1981年生まれ]をダミー推定にかける。

男性労働者の加重平均間賃金倍率の推定結果が[資料3-13]である。上位学歴区分内と下位学歴区分内で新卒時点がばらつくため、70年代やバブル期による生年層効果への影響が、大卒・高卒間賃金倍率の[資料3-4]に比べて、弱まっている。さらに大卒・高卒間賃金倍率では除外していた[中卒]と[高専・短大卒]の学歴区分を加味することで、生年層効果は安定した変化を示す。男性労働者全体に対する上位学歴区分の割合を視覚的に表現するために、賃金倍率と同様のダミー推定を行ったのが[資料3-14]である。上位学歴割合の増加が落ち着いた1955～1970年の生年層では、加重平均間賃金倍率も落ち着き、上位学歴割合が再び増加に転じた1970年以降の生年層では、加重平均間賃金倍率も増加している。

同様のダミー推定を女性労働者に用いて、加重平均間賃金倍率をとったものが[資料3-15]、女性労働者に占める上位学歴割合をとったものが[資料3-16]である⁴²。女性の大卒・高卒間賃金倍率である[資料3-6]に比べて、[資料3-15]の生年層効果は、なめらかな動きを示している。

女性労働者に着目して、生年層効果を導出している先行研究は存在しない⁴³。一方で男性労働者に関する生年層効果(=世代効果)⁴⁴では、本稿と同じく賃金構造基本統計調査を用いている大竹・猪木(1997)[18]、玄田(1997)[19]が挙げられる。これらは、本章第二節のように大卒労働者と高卒労働者の賃金に着目して分析を行っている。しかし学歴別の賃金は、[中卒]～[大卒]までの四区分が全体として、分布区分のルールに従っているのである。

日本において、高学歴者に有利な技術革新(Skill Biased Technological Change)があったのか?という問いに対して、本稿の分析結果は否定的である。[資料3-13]では決定係数(R^2)は0.9974⁴⁵、自由度修正済み決定係数(Adjusted R^2)は0.9962となっている。男性労働者の賃金倍率変動の99.5%以上が、縦列の生年層効果と横行の年齢層効果によって説明できる。仮にある特定の時代に、そうした技術革新があれば、縦列でも横行でも説明できない斜めの効果になるはず⁴⁶である。しかし斜めの効果で説明すべき変動は、極めて微細である。少なくとも賃金に反映されるという意味において、高学歴者に有利な技術革新は、微細であったと考えるのが自然であろう。

日本では教育機関における人的資本形成は、賃金に反映されるという意味において、微弱なマイナスもしくはゼロであり、特定の時期に高学歴者に有利な技術革新があったとも考えづらい。日本における学歴間賃金格差の変動の決定的な要因は、分布区分による統計のトリックなのである。

⁴²男女ともに、上位学歴割合は基準となる定数項が若干のマイナスとなっている。これは世代の経過に伴い、加齢による上位学歴割合の減少率が高まったことを表している。しかし生年層効果の目安として用いる場合、大きな問題とはならない。

⁴³コーホートではなく、時系列分析であればKatz and Revenga(1992)[9]等、いくつか挙げられる。

⁴⁴本稿における「生年層効果」と引用文献における「世代効果」は、ほぼ同義である。「世代」は「generation」という英訳を連想させるが「世代」および「generation」とも、数十年の長い生年層を指すことが一般的である。本稿では、overlappingしているものの基準を含め、56種の効果を推定している。そのため生年層効果と称した方が、適切であると考えた。

⁴⁵(修学年数×0.5%)のNet Human Capital Lossを設定しても、決定係数(R^2)は0.997まで同じになる。また生年層効果のグラフも、同様になめらかに描ける。

⁴⁶新卒の賃金決定の時点から、数十年先までの技術革新を織り込むのであれば、斜めの効果ではなく、縦列の生年層効果に吸収され識別ができない。しかし、そうした想定は非現実的であろう。

第四章 終わりに

本稿では、賃金倍率の誤謬の指摘に始まり、シミュレーション分析、日本における実証分析を行った。その過程で長期にわたって決め手を欠き、神学論争の様相を呈していた『人的資本理論か？ シグナリング仮説か？』に一応の決着を見ることができた。日本における実証分析では、シグナリング仮説に軍配が上がる。教育機関での Net Human Capital Loss とと思われる変化が観察されるため、100%以上シグナリング仮説が勝っていると言えるかもしれない。高等教育機関における人的資本形成は、OJT におけるそれと同じか、より小さな効果しか持たない。一般論として、教育機関は労働者育成を得手としていない。

シグナリングのモデルでは、教育機関が全く人的資本形成に寄与しない場合でも、完全ベイジアン均衡として分離均衡が存在し得る。家計部門にとっては、授業料や機会費用を支払ってでも、シグナルを出すインセンティブを持つ場合があり得る。その費用の一要素として、マクロから見た限界生産力を若干落とすという項目が加わっても、理論上の問題は、ほとんどない⁴⁷。2の資質を持つ者は、資質が1.9に落ちるとしても1の資質の者と差別化できるなら、進学することでシグナルを発し、企業部門は1.9の賃金を払うことがあり得る⁴⁸。

本稿での分析や実証結果は、あくまでマクロから見た限界生産力を基軸としている。Net Human Capital Loss もしくは人的資本形成効果がゼロであるというのも、マクロの分布からの分位数間倍率に依っている。1975年に出版された Human Capital^[2]の第二版では、その序文に『学校教育が Screening にすぎないとしても、教育の私的収益率の概念は揺るがない。』という旨の記述⁴⁹がある。これは当時、脚光を浴びた Spence(1972)^[15]を意識している。収益率の測定に注意を要するということが本稿の要点の一つではあるが、確かに教育機関の人的資本形成がゼロやマイナスであるとしても、私的収益率としての概念が揺らぐことはない。しかし社会としては、粗投資収益がマイナスもしくはゼロのものに対して、大きなコストをかけていることを意味している。政府はそれを看過するか、もしくは支援していることになる。薬となるものは、使い方を誤れば毒ともなる。

人的資本理論でもシグナリング仮説でも、個々の主体として、教育を投資と見ている点では同じである。もちろん経済成長や賃金の上昇に資さなくても、幸福に直接つながる広義の投資もあろう。教育や学校は文化的側面も持ち、学生生活や教養を楽しむ消費としての面もある。しかし教養を楽しめている学生が多数派であるとは、到底思えない。美辞麗句の下、社会が苦況に入っているなら、それを醒めた目で指摘し、解決策を模索するのが社会科学者の役目であろう。

⁴⁷第三章 第三節で紹介したように Net Human Capital Loss があれば区分線が通過する以前に、分位数間倍率が変化する。これは区分線によって、分布内での大小関係が変わることで引き起こされる。しかしその場合、家計部門が進学する信念は整合的となり得ず、理論的な均衡概念としては問題がある。

⁴⁸実際は、企業は1.9の賃金を払うということを採用時に決めていないのかもしれない。解雇にはコストが伴うが、賃金の調整は入社後の限界生産力に応じて、決定すると思われる。

⁴⁹参考文献に挙げた第三版(1993)^[2]にも、Introduction to the Second Edition として P8 に記載されている。

Reference

- [1] Autor, David H., Lawrence F. Katz, and Alan B. Krueger(1998)"Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?" *Quarterly Journal of Economics* **113**(November),1169-1213.
- [2] Becker, G.S.(1993) *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education* 3rd ed.:University of Chicago Press.(1st ed.:1964)
- [3] Bound, John, and George Johnson(1992)"Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations, " *American Economic Review* **82**(June)371-392.
- [4] Card, David, and Thomas Lemieux(2001)"Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men?:A Cohort-Based Analysis" *Quarterly Journal of Economics* **116**(May),705-746.
- [5] Card, David, and John E. DiNardo(2002)"Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles" *NBER Working Paper*No.8769
- [6] Deaton, Angus, and Christina Paxson(1994), " Intertemporal Choice and Inequality, " *Journal of Political Economy* **102**(June)437-467.
- [7] Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Brooks Pierce(1993)"Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill" *Journal of Political Economy* **101**(June),410-442
- [8] Genda, Yuji and Kurosawa, Masako(2001)" Transition from School to Work in Japan" *Journal of the Japanese and International Economies* **15**(December),465-488.
- [9] Katz, Lawrence F., and Ana L. Revenga(1992)"Changes in the Structure of Wages: The United States vs. Japan" *Journal of the Japanese and International Economies* **3**(December),522-553.
- [10] Katz, Lawrence F., and Kevin M. Murphy(1992)"Changes in Relative Wages.1963-1987: Supply and Demand Factors" *Quarterly Journal of Economics* **107**(February),35-78.
- [11] Katz, Lawrence F.,Gary W.Loveman, and Blanchflower(1995)"A Comparison of Changes in the Structure of Wages in Four OECD Countries" In Freeman,Richard B., and Lawrence F.Katz,eds., *Differences and Changes in Wage Structures*:University of Chicago Press.
- [12] Levy, Frank, and Richard J. Murnane(1992)"U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality:A Review of Recent Trend and Proposed Explanations" *Journal of Economic Literature* **30**(September),1333-1381.
- [13] Mincer,J(1974)*Schooling, Experience and Earnings*:NBER
- [14] Murphy, Kevin M., and Finis Welch(1992)"The Structure of Wages" *Quarterly Journal of Economics* **107**(February),285-326.
- [15] Spence, A.M.(1973)"Job Market Signaling" *Quarterly Journal of Economics* **87**(August),355-374.
- [16] Topel, Robert.H.(1997)"Factor Proportions and Relative Wages: The Supply-Side Determinants of Wage Inequality" *Journal of Economic Perspectives* **11**(Spring),55-74.

- [17] Weiss, Andrew(1995) "Human Capital vs. Signaling Explanations of Wages" *Journal of Economic Perspectives* **9**(Fall),133-154.
- [18] 大竹文雄・猪木武徳 (1997) 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・吉野直行・福田慎一編, 『現代マクロ経済分析』(東京大学出版会)
- [19] 玄田有史 (1997) 「チャンスは一度」『日本労働研究雑誌』 **449**号(10月号),2-12
- [20] U.S. Dept. of Commerce, Bureau of the Census. CURRENT POPULATION SURVEY: ANNUAL DEMOGRAPHIC FILE, 1968-2001 [Computer file]. ICPSR version. Madison, WI: University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty, Data Center. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [ICPSR,ICPSR 国内利用協議会 (ICPSR Japanese National Membership)]

[定理 2-1]

・ 資質を $x > 0$ 密度関数を $f(x) \geq 0$ $h(x) = f(x) \cdot x$ とすると

$$\text{上位区分の総資質} = \int_D^U f(x) \cdot x \, dx = H(U) - H(D)$$

$$\text{上位区分の総人数} = \int_D^U f(x) \, dx = F(U) - F(D)$$

$$\text{上位区分の平均資質 } UA(D) = \frac{\text{上位区分の総資質}}{\text{上位区分の総人数}} = \frac{H(U) - H(D)}{F(U) - F(D)}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial UA(D)}{\partial D} &= \frac{\{H(U) - H(D)\} f(D) - \{F(U) - F(D)\} f(D) \cdot D}{\{F(U) - F(D)\}^2} \\ &= \frac{UA(D) \{F(U) - F(D)\} f(D) - \{F(U) - F(D)\} f(D) \cdot D}{\{F(U) - F(D)\}^2} \\ &= \frac{\{UA(D) - D\} f(D)}{\{F(U) - F(D)\}} \geq 0 \end{aligned}$$

(分子、分母全ての項が正であるため、微分式は正となる。
よって D が増加する (\Leftrightarrow 区分線が右に動く) と、上位区分平均 $UA(D)$ は増加する。)

[定理 2-2]

・ 資質を $x > 0$ 密度関数を $f(x) \geq 0$ $h(x) = f(x) \cdot x$ とすると

$$\text{下位区分の総資質} = \int_L^D f(x) \cdot x \, dx = H(D) - H(L)$$

$$\text{下位区分の総人数} = \int_L^D f(x) \, dx = F(D) - F(L)$$

$$\text{下位区分の平均資質 } LA(D) = \frac{\text{下位区分の総資質}}{\text{下位区分の総人数}} = \frac{H(D) - H(L)}{F(D) - F(L)}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial LA(D)}{\partial D} &= \frac{\{F(D) - F(L)\} f(D) \cdot D - \{H(D) - H(L)\} f(D)}{\{F(D) - F(L)\}^2} \\ &= \frac{\{F(D) - F(L)\} f(D) \cdot D - LA(D) \{F(D) - F(L)\} f(D)}{\{F(D) - F(L)\}^2} \\ &= \frac{\{D - LA(D)\} f(D)}{\{F(D) - F(L)\}} \geq 0 \end{aligned}$$

(分子、分母全ての項が正であるため、微分式は正となる。
よって D が増加する (\Leftrightarrow 区分線が右に動く) と、下位区分平均 $LA(D)$ は増加する。)

[定理 2-3]

(i) 上昇なし

$$\text{上位区分の平均資質 } UA(D) = \frac{\int_D^U f(x) \cdot x \, dx}{\int_D^U f(x) \, dx} = \frac{H(U) - H(D)}{F(U) - F(D)}$$

(ii) 定率変化 [$a \geq 0$]

$$\text{上位区分の平均資質 } UA_a(D) = \frac{\int_D^U f(x) \cdot ax \, dx}{\int_D^U f(x) \, dx} = \frac{a \{H(U) - H(D)\}}{F(U) - F(D)} = a \cdot UA$$

$$\text{平均間倍率 } CP_a(D) = \frac{UA_a(D)}{LA(D)} = \frac{a \cdot UA(D)}{LA(D)}$$

$$\frac{\partial CP_a(D)}{\partial D} = \frac{a \{UA'(D) \cdot LA(D) - UA(D) \cdot LA'(D)\}}{\{LA(D)\}^2}$$

$$(i), (ii) \text{ より } \quad \frac{\partial CP(D)}{\partial D} = 0 \iff \frac{\partial CP_a(D)}{\partial D} = 0$$

(ii) の微分式は、係数 a を除けば、(i) の微分式となっている。
 (よって、両者の微分式の符号は等しく、一階微分=0 となる D も等しい。)

[ダミー推定 説明 (1)]

次ページの資料と照らし合わせながら、読んで頂きたい。一般性を保ったままの例示となっている。

- I. [〈1〉元の表] から ($\alpha \sim \gamma$ の) 行効果、および ($\delta \sim \theta$ の) 列効果を推定を行いたい。
 (表内で灰色に塗ったセルは、観測できない欠測値となっている。)
- II. [〈2〉ダミー計量インプット] のように説明変数の全てを、0 と 1 のダミーとして推定を行う。
 (多重共線性を避けるため、行と列に一つずつ基準をとる、表では α と δ を基準としている。)
- III. 定数項 C を加えた説明変数の行列を X とすると、 X は 〈3〉、 X' は 〈4〉 のように表せる。
- IV. X' と X の行列積 $X'X$ をとると 〈5〉 のようになる。
 (観測、欠測が同一のパターンとなる ϵ と ζ を考える。同一のパターンより、任意の説明変数のベクトル ϕ ($\phi \neq \epsilon, \phi \neq \zeta$) との内積は等しく、 $\phi \cdot \epsilon = \phi \cdot \zeta$ ($\phi' \epsilon = \phi' \zeta$) となる。
 内積の対称性より $\epsilon \cdot \phi = \zeta \cdot \phi$ ($\epsilon' \phi = \zeta' \phi$) も明らか。同一のパターンより $\epsilon \cdot \epsilon = \zeta \cdot \zeta$ ($\epsilon' \epsilon = \zeta' \zeta$) も言える。よって 〈5〉 の緑と黄色で塗った要素の余因子は、必然的に等しい。)
- V. 〈5〉の逆行列 $(X'X)^{-1}$ は、小数点以下第三位を四捨五入すると 〈6〉 で表される。
 (行列式および余因子が等しいため、対応する逆行列の要素は等しくなる。)
- VI. 〈6〉に攪乱項の分散の不偏推定量 s^2 をかけると、分散共分散行列となる。

[ダミー推定 説明 (1) 資料]

	δ	ϵ	ζ	η	θ
α	10	19.8	30	39.8	49.7
β	11.2	21	30.9	40.2	51
γ	12.1	22.2	32.1	42	52

[(1) 元の表]

	β	γ	ϵ	ζ	η	θ
11.2	1	0	0	0	0	0
12.1	0	1	0	0	0	0
19.8	0	0	1	0	0	0
21	1	0	1	0	0	0
22.2	0	1	1	0	0	0
30	0	0	0	1	0	0
30.9	1	0	0	1	0	0
32.1	0	1	0	1	0	0
39.8	0	0	0	0	1	0
40.2	1	0	0	0	1	0
49.7	0	0	0	0	0	1
10	0	0	0	0	0	0
42	0	1	0	0	1	0
51	1	0	0	0	0	1
52	0	1	0	0	0	1

[(2) ダミー計量 インプット]

C	β	γ	ϵ	ζ	η	θ
1	1	0	0	0	0	0
1	0	1	0	0	0	0
1	0	0	1	0	0	0
1	1	0	1	0	0	0
1	0	1	1	0	0	0
1	0	0	0	1	0	0
1	1	0	0	1	0	0
1	0	1	0	1	0	0
1	0	0	0	0	1	0
1	1	0	0	0	1	0
1	0	0	0	0	0	1

[(3) $\mathbf{X}_{(11 \times 7)}$]

C'	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
β'	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0
γ'	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0
ϵ'	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0
ζ'	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0
η'	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0
θ'	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1

[(4) $\mathbf{X}'_{(7 \times 11)}$]

11	4	3	3	3	2	1
4	4	0	1	1	1	0
3	0	3	1	1	0	0
3	1	1	3	0	0	0
3	1	1	0	3	0	0
2	1	0	0	0	2	0
1	0	0	0	0	0	1

[(5) $\mathbf{X}'\mathbf{X}_{(7 \times 7)}$]

1.06	-0.51	-0.60	-0.69	-0.69	-0.80	-1.06
-0.51	0.63	0.40	0.17	0.17	0.20	0.51
-0.60	0.40	0.80	0.20	0.20	0.40	0.60
-0.69	0.17	0.20	0.90	0.56	0.60	0.69
-0.69	0.17	0.20	0.56	0.90	0.60	0.69
-0.80	0.20	0.40	0.60	0.60	1.20	0.80
-1.06	0.51	0.60	0.69	0.69	0.80	2.06

[(6) $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}_{(7 \times 7)}$]

残差平方和	0.2280
分散の不偏推定値 (s^2)	0.0570
回帰式の標準誤差 (s)	0.2387

[(7) 回帰式 推定結果]

	推定係数	標準誤差	t 値
C	10.18	0.2455	41.47
β	0.88	0.1893	4.65
γ	2.06	0.2135	9.65
ϵ	9.84	0.2259	43.56
ζ	19.84	0.2259	87.83
η	29.38	0.2615	112.34
θ	39.52	0.3424	115.41

[(8) 係数 推定結果]

II. で説明変数のセットを作成した段階で、分散共分散行列の係数を除いた行列部は、決定している。 ϵ と ζ の標準誤差が等しいこと、および説明変数間の標準誤差の一定比は、被説明変数に依存せず既決である。よって標準誤差や t 値に、通常の最小二乗推定での意味を持たせることはできない。

[ダミー推定 説明 (2)]

本論において、各学歴別の労働者の総和は全体労働者となり、各学歴別の労働者割合の総和は1となる。こうした被説明変数の総和が1になる場合のダミー推定を考える。

$$\mathbf{Y}_A = \begin{pmatrix} Y_{A1} \\ Y_{A2} \\ \vdots \\ Y_{An} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{Y}_B = \begin{pmatrix} Y_{B1} \\ Y_{B2} \\ \vdots \\ Y_{Bn} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{Y}_C = \begin{pmatrix} Y_{C1} \\ Y_{C2} \\ \vdots \\ Y_{Cn} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{Y}_D = \begin{pmatrix} Y_{D1} \\ Y_{D2} \\ \vdots \\ Y_{Dn} \end{pmatrix}$$

設定により、全ての i において $Y_{Ai} + Y_{Bi} + Y_{Ci} + Y_{Di} = 1$ であるから、ベクトルの和

$$\mathbf{Y}_A + \mathbf{Y}_B + \mathbf{Y}_C + \mathbf{Y}_D = \mathbf{Y}_T = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} = \mathbf{1} \text{ となり、要素が全て1の列ベクトルとなる。}$$

定数項を第1列目においた説明変数の行列を \mathbf{X} とすると、ダミー推定は最小二乗推定であるから、 \mathbf{Y}_A に対する推定値 \mathbf{b}_A は、以下のように表現される。

$$\mathbf{b}_A = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}_A = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{1} - \mathbf{Y}_B - \mathbf{Y}_C - \mathbf{Y}_D) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{1} - \mathbf{b}_B - \mathbf{b}_C - \mathbf{b}_D$$

ここで $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{1}$ は、全てが1の値をとる被説明変数に対する最小二乗推定値である。被説明変数が変動しないため、定数項以外の推定値は全て0となる。被説明変数の要素が全て1であるため、定数項に対する推定値は1となる。

$$\mathbf{b}_A = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{1} - \mathbf{b}_B - \mathbf{b}_C - \mathbf{b}_D = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} - \mathbf{b}_B - \mathbf{b}_C - \mathbf{b}_D$$

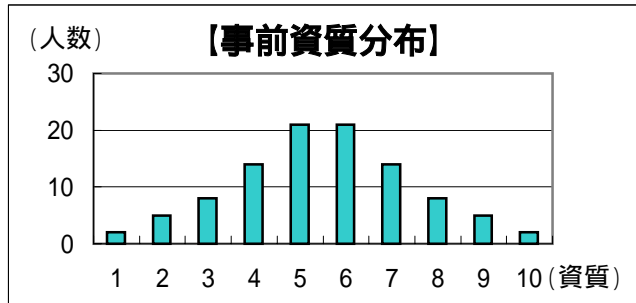
$$\text{よって } \mathbf{b}_A + \mathbf{b}_B + \mathbf{b}_C + \mathbf{b}_D = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \text{ が示される。}$$

こうした総和が1となる被説明変数に対する最小二乗推定では、定数項に対する推定値の総和が1になり、他の推定値は0となる。本論で用いた学歴割合の推定において、4つの学歴割合を横断して推定値の総和をとると、定数項については1となる。その一方で年齢層効果、生年層効果については、全て0となる。よって特定の年齢層において、比率を調整する必要なく[資料3-8](#)のような総和が1になる表を作ることができる。

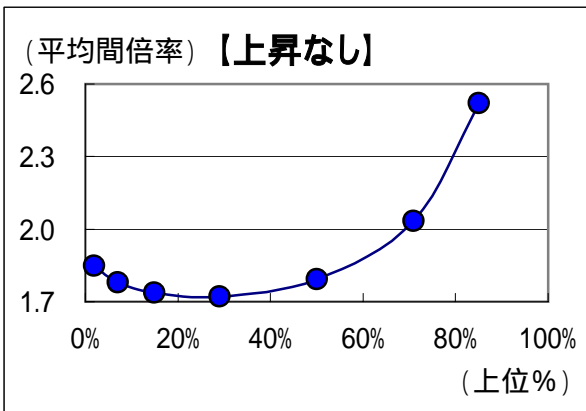
離散型分布区分による平均間倍率 (簡易シミュレーション)

資質	人数	(積=各総力)
1	2	2
2	5	10
3	8	24
4	14	56
5	21	105
6	21	126
7	14	98
8	8	64
9	5	45
10	2	20

正規型

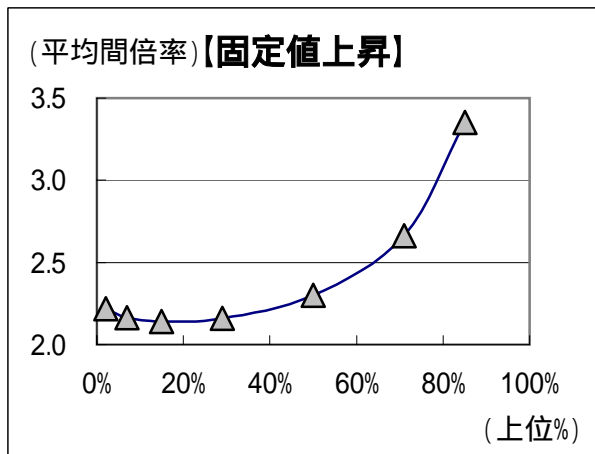


総人数	100
積の総和	550
事前全体平均	5.5

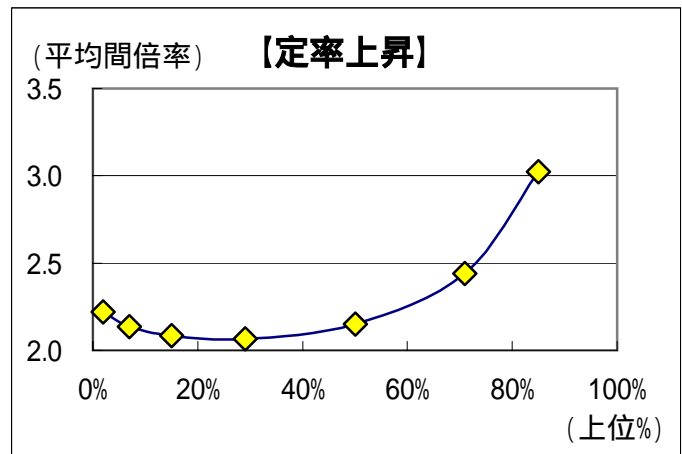


区分	上位人数	上位の率	上位平均	下位平均	平均間倍率
9と10の間	2	2.0%	10.00	5.41	1.849
8と9の間	7	7.0%	9.29	5.22	1.781
7と8の間	15	15.0%	8.60	4.95	1.736
6と7の間	29	29.0%	7.83	4.55	1.721
5と6の間	50	50.0%	7.06	3.94	1.792
4と5の間	71	71.0%	6.45	3.17	2.033
3と4の間	85	85.0%	6.05	2.40	2.520
2と3の間	93	93.0%	5.78	1.71	3.375
1と2の間	98	98.0%	5.59	1.00	5.592

固定値上昇 (+2)



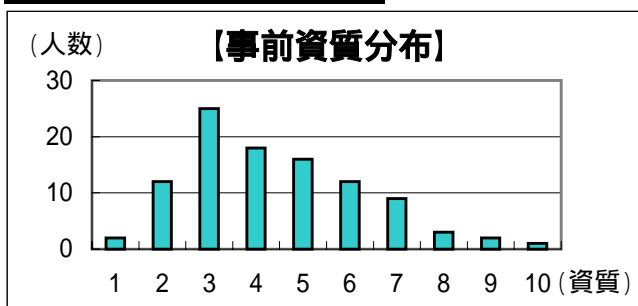
定率上昇 (×1.2)



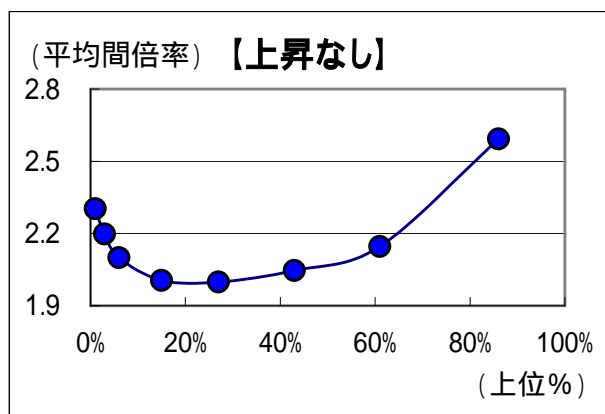
離散型分布区分による平均間倍率 (簡易シミュレーション)

資質	人数	(積=各総力)
1	2	2
2	12	24
3	25	75
4	18	72
5	16	80
6	12	72
7	9	63
8	3	24
9	2	18
10	1	10

右裾長型

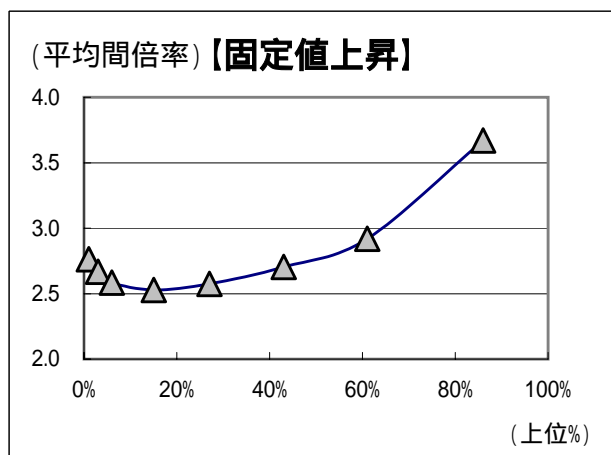


総人数	100
積の総和	440
事前全体平均	4.4

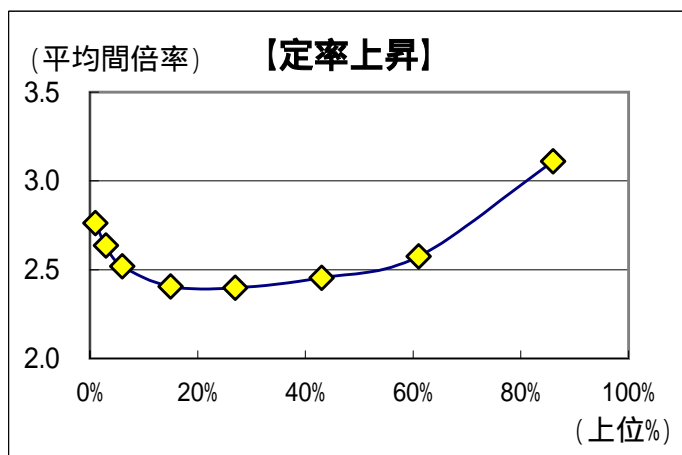


区分	上位人数	上位の率	上位平均	下位平均	平均間倍率
9と10の間	1	1.0%	10.00	4.34	2.302
8と9の間	3	3.0%	9.33	4.25	2.197
7と8の間	6	6.0%	8.67	4.13	2.100
6と7の間	15	15.0%	7.67	3.82	2.005
5と6の間	27	27.0%	6.93	3.47	1.998
4と5の間	43	43.0%	6.21	3.04	2.046
3と4の間	61	61.0%	5.56	2.59	2.146
2と3の間	86	86.0%	4.81	1.86	2.592
1と2の間	98	98.0%	4.47	1.00	4.469

固定値上昇 (+2)



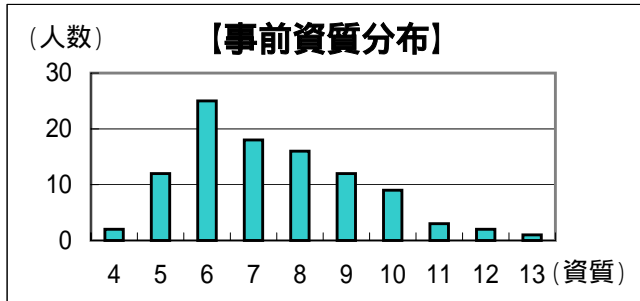
定率上昇 (×1.2)



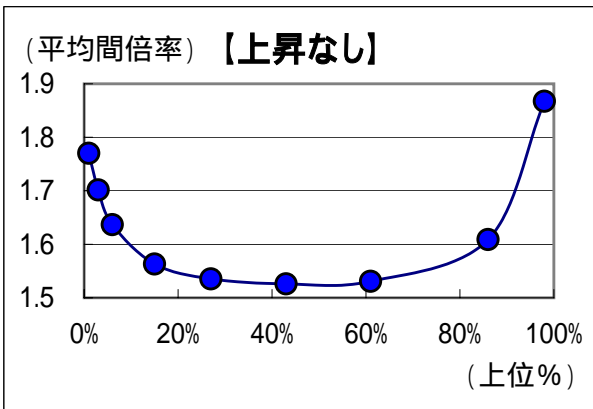
離散型分布区分による平均間倍率（簡易シミュレーション）

資質	人数	(積=各総力)
4	2	8
5	12	60
6	25	150
7	18	126
8	16	128
9	12	108
10	9	90
11	3	33
12	2	24
13	1	13

右裾長型(+3)

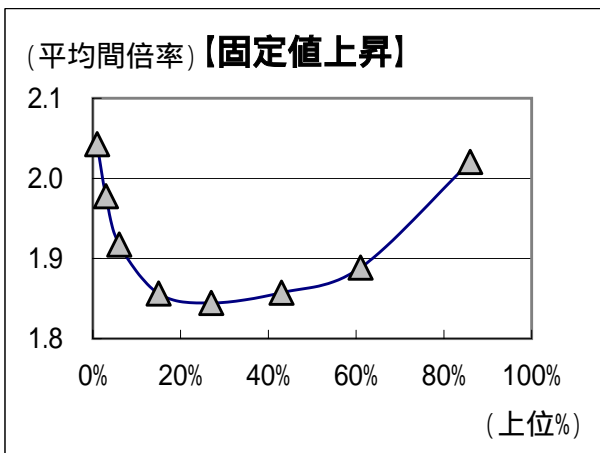


総人数	100
積の総和	740
事前全体平均	7.4

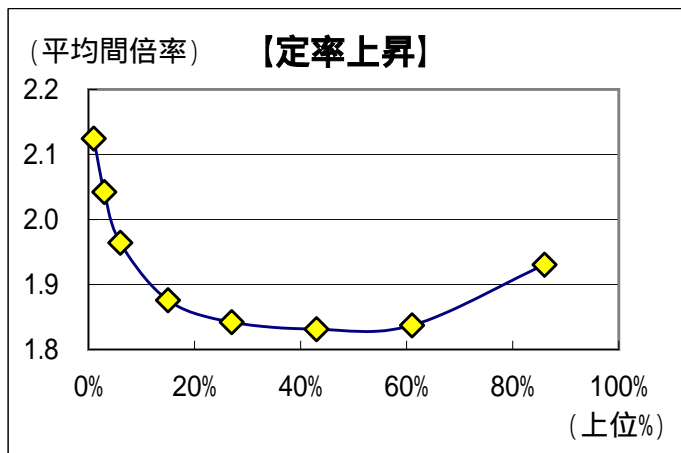


区分	上位人数	上位の率	上位平均	下位平均	平均間倍率
12と13の間	1	1.0%	13.00	7.34	1.770
11と12の間	3	3.0%	12.33	7.25	1.702
10と11の間	6	6.0%	11.67	7.13	1.637
9と10の間	15	15.0%	10.67	6.82	1.563
8と9の間	27	27.0%	9.93	6.47	1.535
7と8の間	43	43.0%	9.21	6.04	1.526
6と9の間	61	61.0%	8.56	5.59	1.531
5と6の間	86	86.0%	7.81	4.86	1.609
4と5の間	98	98.0%	7.47	4.00	1.867

固定値上昇 (+2)



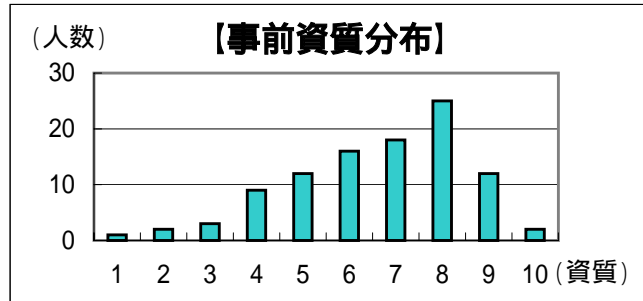
定率上昇 (×1.2)



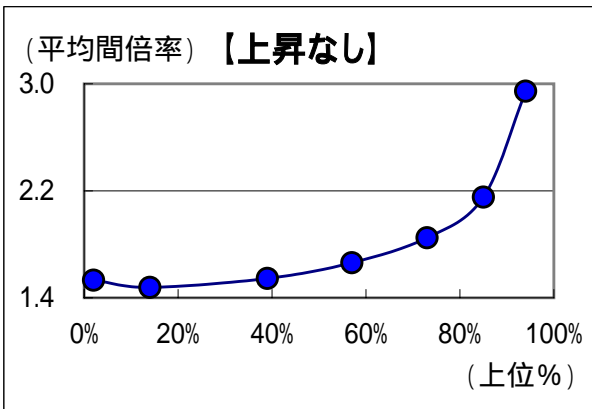
離散型分布区分による平均間倍率（簡易シミュレーション）

資質	人数	(積=各総力)
1	1	1
2	2	4
3	3	9
4	9	36
5	12	60
6	16	96
7	18	126
8	25	200
9	12	108
10	2	20

左裾長型

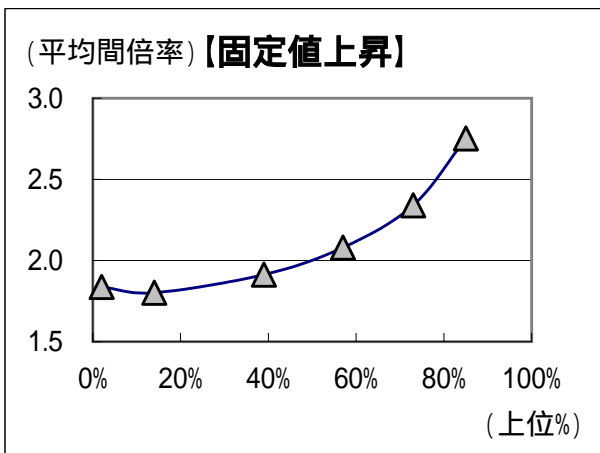


総人数	100
積の総和	660
事前全体平均	6.6

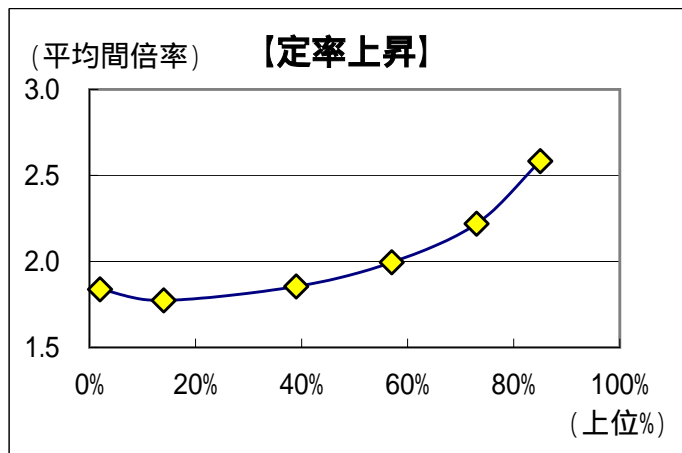


区分	上位人数	上位の率	上位平均	下位平均	平均間倍率
9と10の間	2	2.0%	10.00	6.53	1.531
8と9の間	14	14.0%	9.14	6.19	1.478
7と8の間	39	39.0%	8.41	5.44	1.545
6と7の間	57	57.0%	7.96	4.79	1.663
5と6の間	73	73.0%	7.53	4.07	1.849
4と5の間	85	85.0%	7.18	3.33	2.153
3と4の間	94	94.0%	6.87	2.33	2.945
2と3の間	97	97.0%	6.75	1.67	4.052
1と2の間	99	99.0%	6.66	1.00	6.657

固定値上昇 (+2)



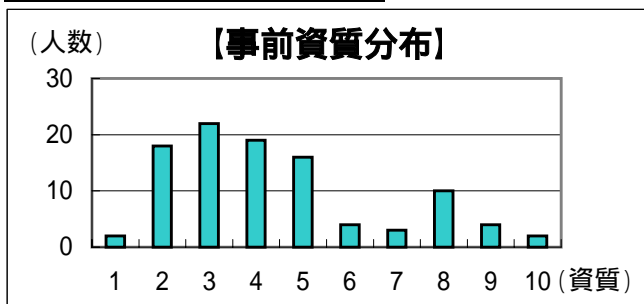
定率上昇 (×1.2)



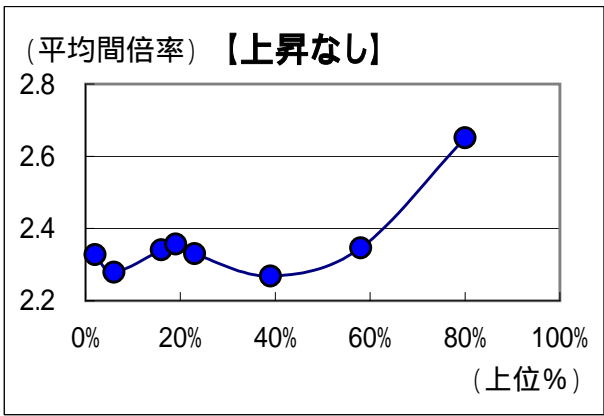
離散型分布区分による平均間倍率 (簡易シミュレーション)

資質	人数	(積=各総力)
1	2	2
2	18	36
3	22	66
4	19	76
5	16	80
6	4	24
7	3	21
8	10	80
9	4	36
10	2	20

極値 × 2

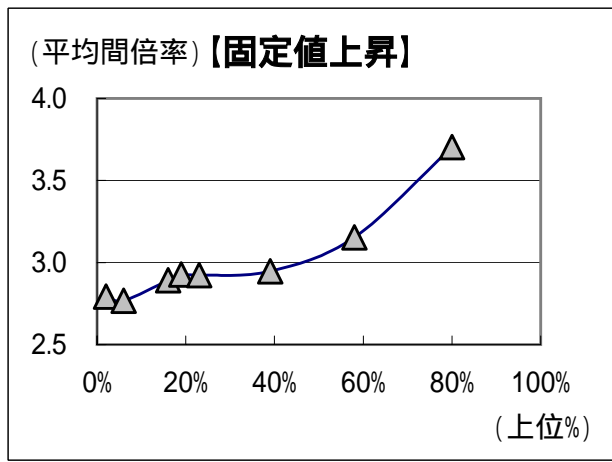


総人数	100
積の総和	441
事前全体平均	4.41

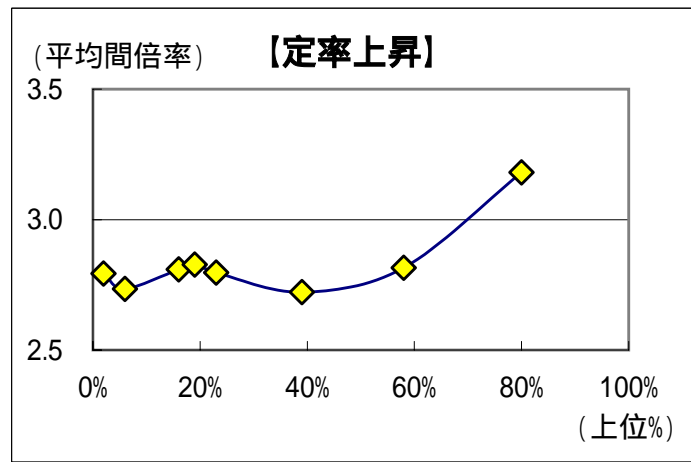


区分	上位人数	上位の率	上位平均	下位平均	平均間倍率
9と10の間	2	2.0%	10.00	4.30	2.328
8と9の間	6	6.0%	9.33	4.10	2.279
7と8の間	16	16.0%	8.50	3.63	2.341
6と7の間	19	19.0%	8.26	3.51	2.357
5と6の間	23	23.0%	7.87	3.38	2.331
4と5の間	39	39.0%	6.69	2.95	2.268
3と4の間	58	58.0%	5.81	2.48	2.346
2と3の間	80	80.0%	5.04	1.90	2.651
1と2の間	98	98.0%	4.48	1.00	4.480

固定値上昇 (+2)

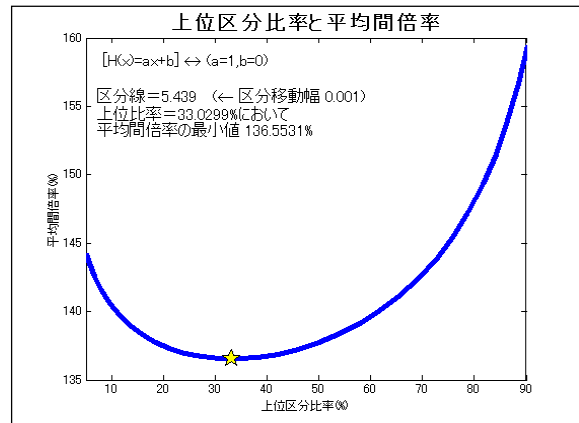
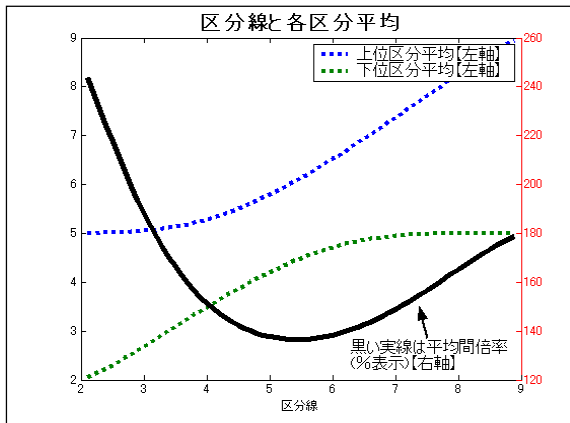
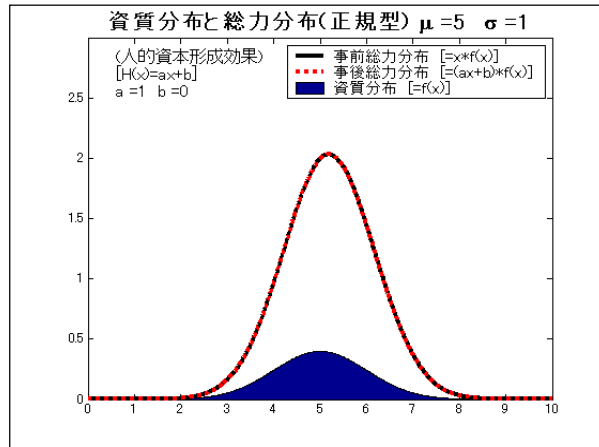


定率上昇 (×1.2)

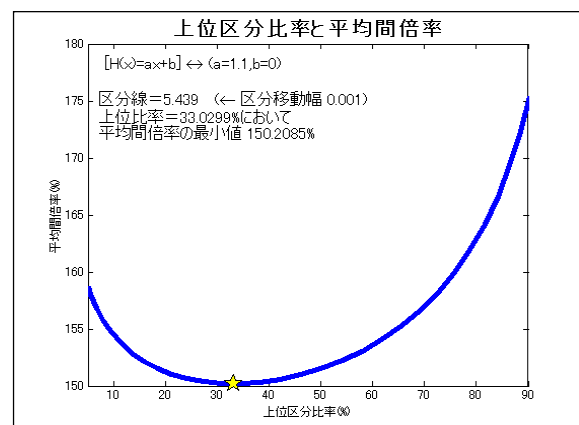
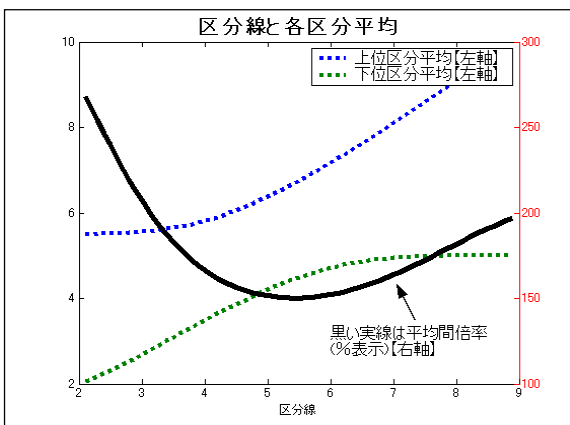
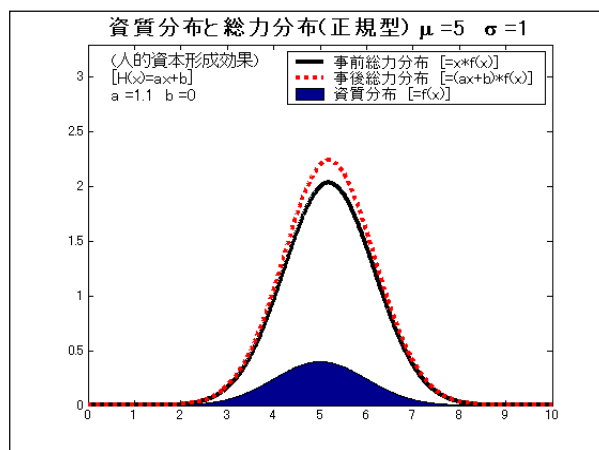


平均間倍率シミュレーション(正規分布)

分布設定	
正規分布	
全体平均 $\mu = 5.0$	
標準偏差 = 1.0	
人的資本形成効果	
[$H(x) = ax+b$]	
a=1.0 b=0 (=効果なし)	
平均間倍率 最小点	
区分線	5.439
上位比率	33.03%
上位平均	6.096
下位平均	4.465
平均間倍率	136.55%

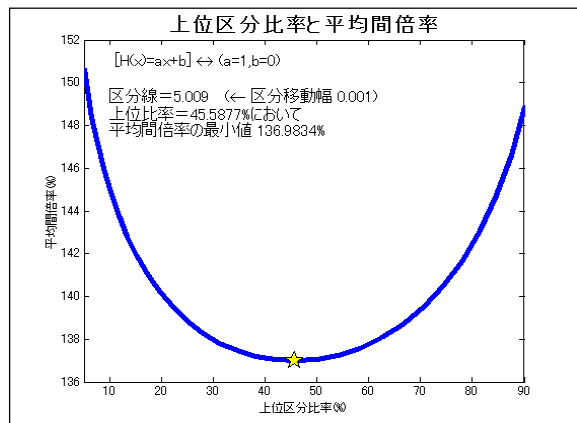
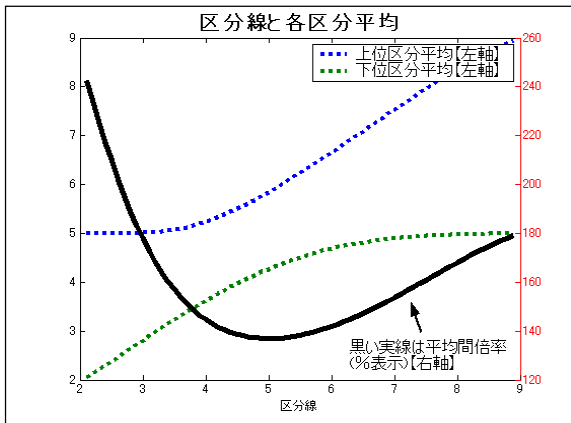
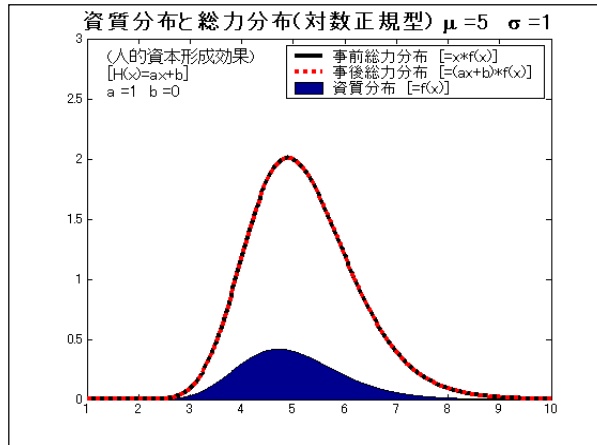


分布設定	
正規分布	
全体平均 $\mu = 5.0$	
標準偏差 = 1.0	
人的資本形成効果	
[$H(x) = ax+b$]	
a=1.1 b=0 (10%上昇)	
平均間倍率 最小点	
区分線	5.439
上位比率	33.03%
上位平均	6.706
下位平均	4.465
平均間倍率	150.21%



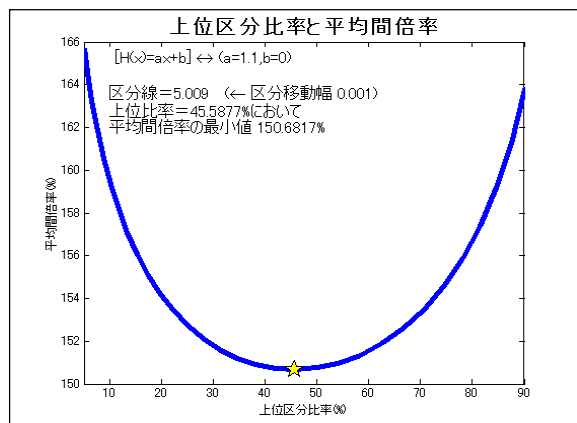
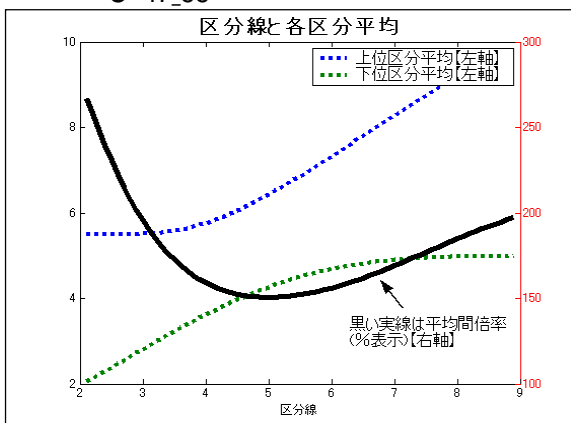
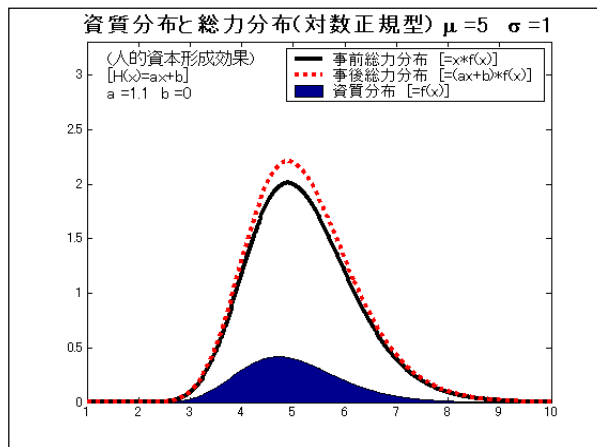
平均間倍率シミュレーション(対数正規分布)

分布設定	
対数正規分布	
全体平均 $\mu = 5.0$	
標準偏差 = 1.0	
人的資本形成効果	
[$H(x) = ax+b$]	
a=1.0 b=0 (=効果なし)	
平均間倍率 最小点	
区分線	5.009
上位比率	45.59%
上位平均	5.854
下位平均	4.274
平均間倍率	136.98%

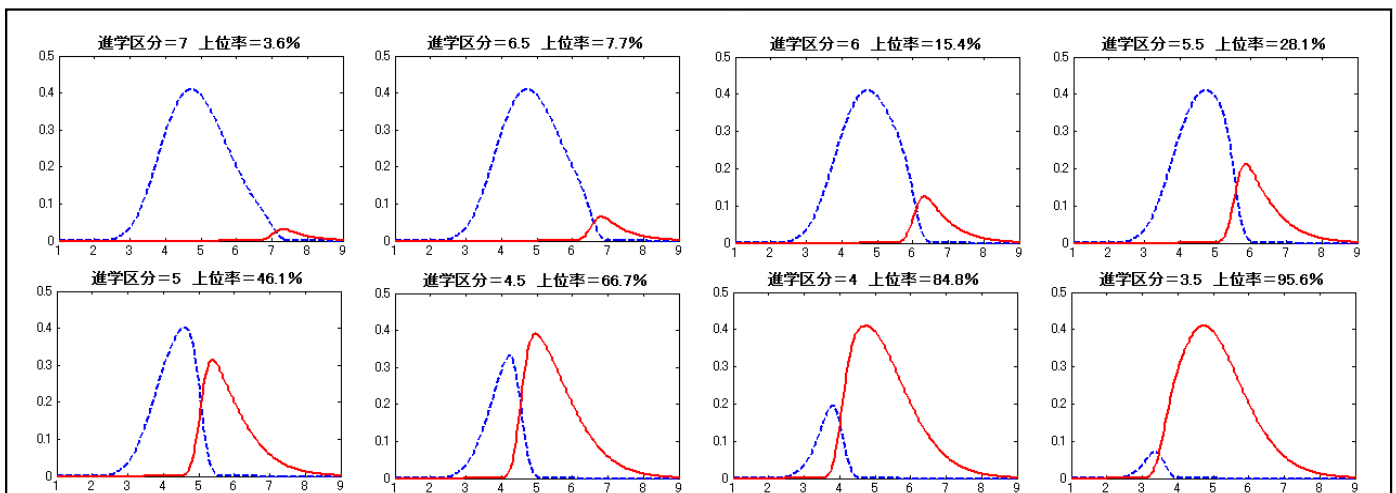
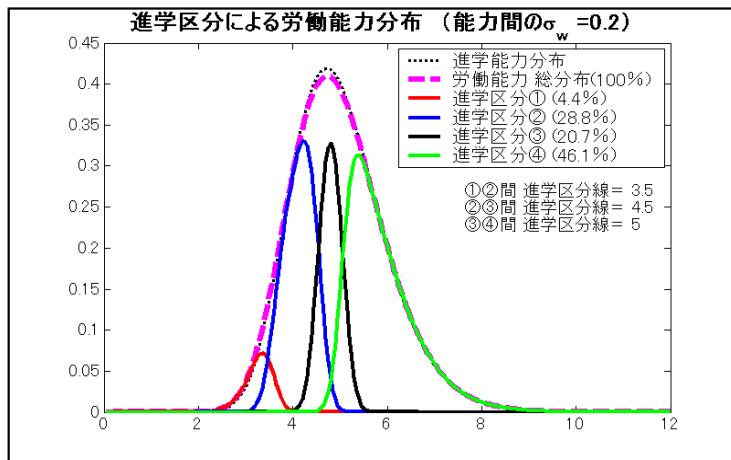
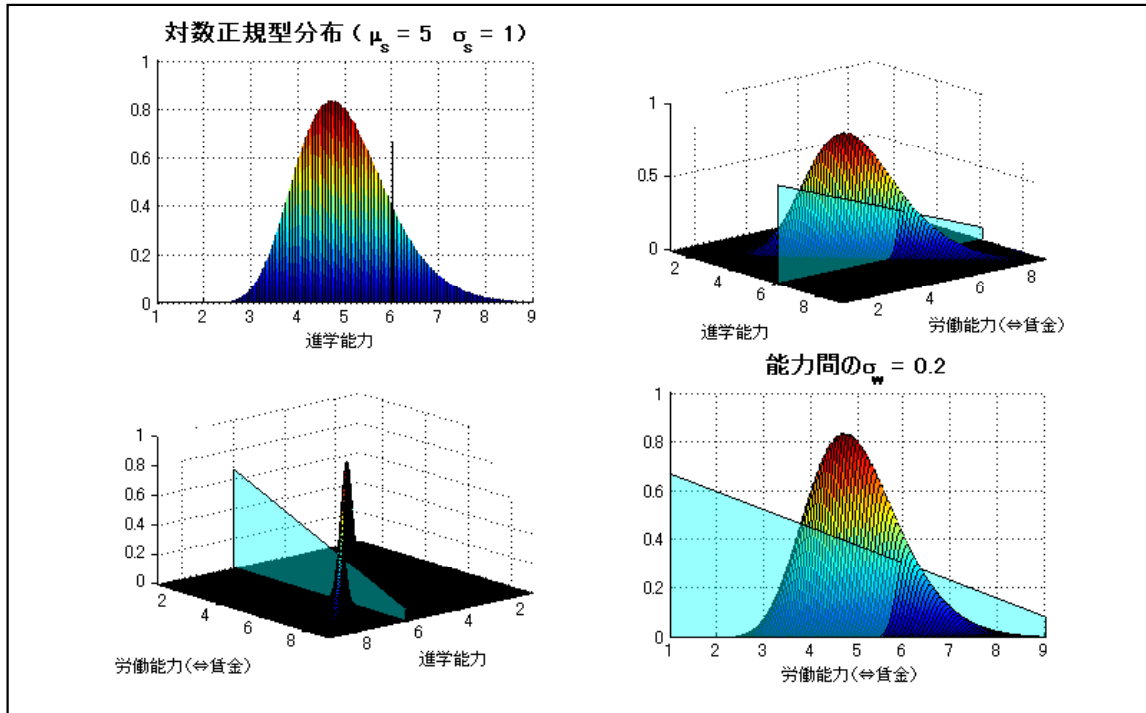


分布設定	
対数正規分布	
全体平均 $\mu = 5.0$	
標準偏差 = 1.0	
人的資本形成効果	
[$H(x) = ax+b$]	
a=1.1 b=0 (10%上昇)	
平均間倍率 最小点	
区分線	5.009
上位比率	45.59%
上位平均	6.440
下位平均	4.274
平均間倍率	150.69%

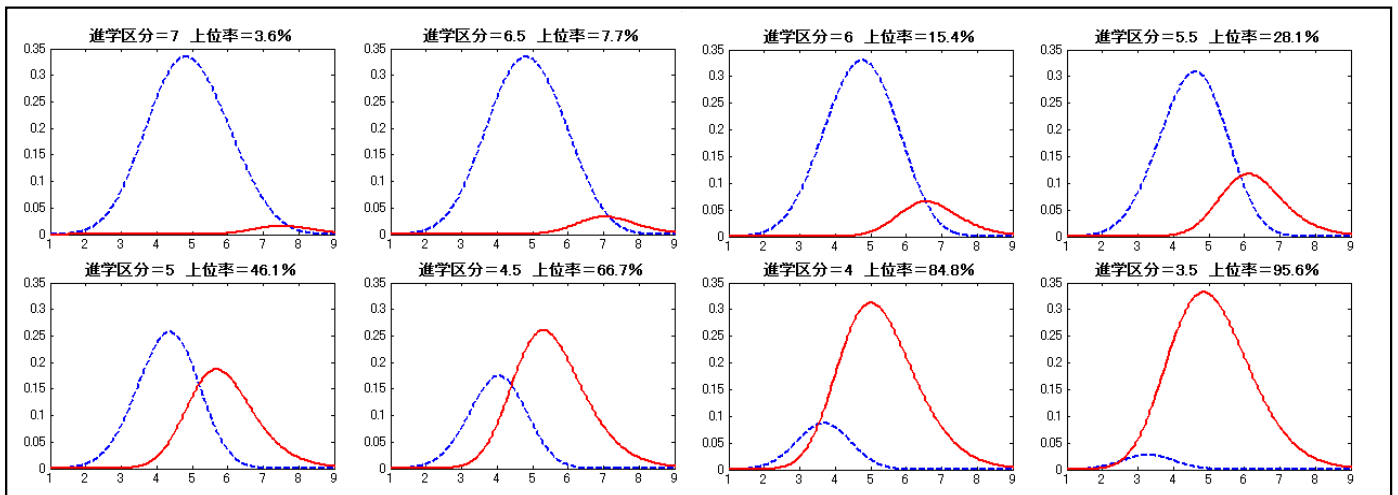
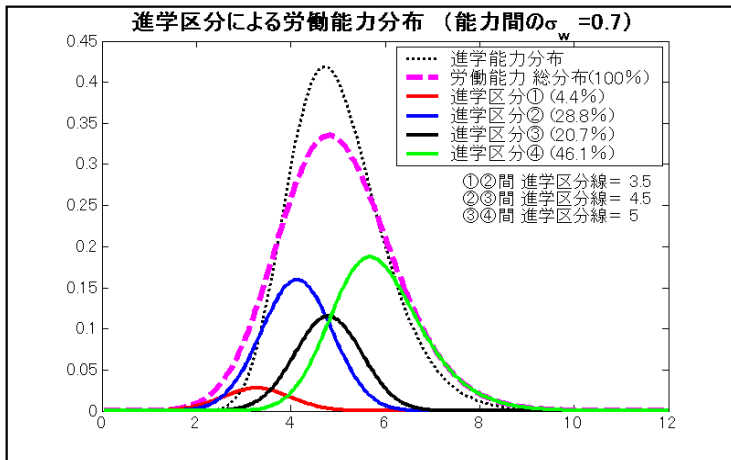
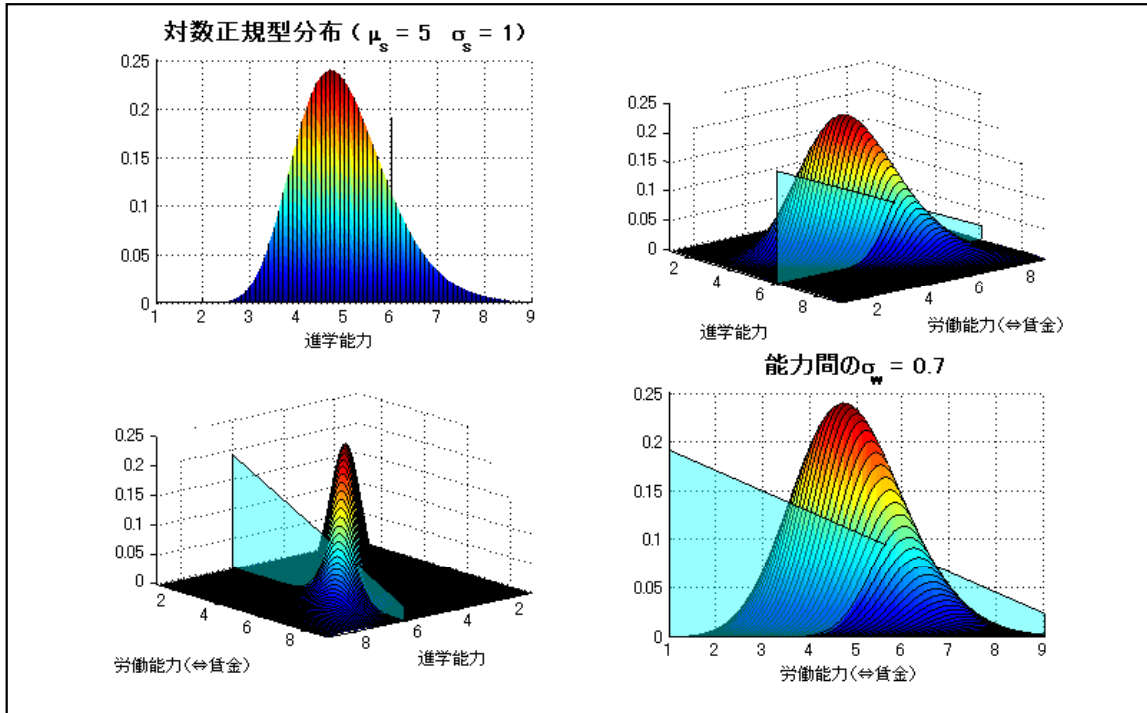
C-47.55



二次元分布シミュレーション(能力間 $w = 0.2$)



二次元分布シミュレーション(能力間 $w = 0.7$)



大卒男性 賃金 (万円)

賃金構造基本統計調査より、(きまって支給する現金給与×12)+年間賞与)として年収換算額を算出している。物価調整以前の名目賃金の値である。

1-6世代	左斜め上から		1976	1981	1986	1991	1996	2001 年調査							
生年初(7/1~)	1906	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976
生年終(~6/30)	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981
(18~19歳)															
20~24歳										156.0	201.5	247.4	311.3	319.6	321.8
25~29歳									230.8	295.0	348.8	433.5	456.7	440.7	
30~34歳									404.5	453.7	550.0	587.4	578.9		
35~39歳							390.5	509.3	574.4	653.3	694.5	701.7			
40~44歳						459.7	618.1	692.0	791.0	789.8	782.1				
45~49歳					525.8	700.7	817.1	912.3	920.4	856.2					
50~54歳				572.8	740.5	863.2	1032.0	1028.4	945.5						
55~59歳			464.1	660.8	785.3	935.2	1000.4	934.3							
60~64歳			503.8	#####	722.0	719.8	751.7								
(65歳~)		465.5	582.1	690.8	726.7	757.3									

2-7世代	左斜め上から		1977	1982	1987	1992	1997 年調査								
生年初(7/1~)	1907	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977
生年終(~6/30)	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977	1982
(18~19歳)															
20~24歳										166.5	212.9	254.7	319.8	322.9	
25~29歳										306.5	355.1	446.4	461.9		
30~34歳									250.3	420.6	456.1	560.5	598.3		
35~39歳							422.6	520.8	578.4	666.4	702.4				
40~44歳						495.4	638.4	688.9	817.2	791.8					
45~49歳					581.3	731.1	817.1	931.6	917.7						
50~54歳				622.7	801.3	872.9	1040.7	1000.8							
55~59歳			529.2	710.0	810.2	938.5	989.2								
60~64歳			564.2	633.0	719.8	722.3									
(65歳~)		499.9	654.1	705.5	725.1										

3-8世代	左斜め上から		1978	1983	1988	1993	1998 年調査								
生年初(7/1~)	1908	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978
生年終(~6/30)	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983
(18~19歳)															
20~24歳										173.1	225.7	263.3	322.7	323.4	
25~29歳										315.8	368.9	449.3	456.2		
30~34歳									259.4	428.8	467.8	570.0	598.7		
35~39歳							441.5	529.3	585.6	670.0	710.6				
40~44歳						528.3	648.6	692.3	808.9	799.5					
45~49歳					598.7	741.5	820.6	929.3	909.9						
50~54歳				661.5	809.6	893.4	1041.1	1011.0							
55~59歳			570.3	729.8	805.7	990.1	1011.7								
60~64歳		439.0	578.5	658.2	732.5	707.7									
(65歳~)	398.6	552.6	642.1	732.2	668.0										

4-9世代	左斜め上から		1979	1984	1989	1994	1999 年調査								
生年初(7/1~)	1909	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979
生年終(~6/30)	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979	1984
(18~19歳)															
20~24歳										182.2	232.9	279.7	324.8	322.2	
25~29歳										325.1	387.4	450.9	444.5		
30~34歳									359.1	433.9	491.7	573.1	586.3		
35~39歳							454.5	542.0	610.5	679.6	696.0				
40~44歳						544.1	658.6	726.2	804.7	774.6					
45~49歳					615.7	763.4	858.4	928.7	880.9						
50~54歳				675.3	815.7	938.0	1042.9	976.2							
55~59歳			583.1	758.9	866.1	1008.5	979.2								
60~64歳		444.1	584.2	714.3	735.0	733.6									
(65歳~)	414.5	559.4	674.6	702.6	709.7										

5-0世代	左斜め上から		1980	1985	1990	1995	2000 年調査								
生年初(7/1~)	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
生年終(~6/30)	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985
(18~19歳)															
20~24歳										192.7	242.7	294.4	320.7	323.9	
25~29歳										338.0	411.0	454.5	435.8		
30~34歳									379.3	442.6	519.3	576.7	577.5		
35~39歳							480.7	557.9	632.1	683.4	695.9				
40~44歳						580.1	671.5	759.7	791.6	775.4					
45~49歳					661.2	791.4	894.6	922.4	852.8						
50~54歳				713.5	835.7	981.8	1025.1	958.7							
55~59歳			612.6	778.2	898.8	991.5	928.3								
60~64歳		476.7	598.9	687.8	770.2	699.1									
(65歳~)	450.1	584.1	652.0	746.1	701.7										

色付きセルの[65歳~]は、縦列の生年層と対応していない。

高卒男性 賃金 (万円)

賃金構造基本統計調査より、(きまって支給する現金給与×12)+年間賞与)として年収換算額を算出している。物価調整以前の名目賃金の値である。

1-6世代	左斜め上から		1976	1981	1986	1991	1996	2001 年調査								
生年初(7/1~)	1906	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981
生年終(~6/30)	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981	
(18~19歳)											120.0	158.2	188.3	231.4	244.0	
20~24歳										169.7	218.5	256.0	314.9	332.0	322.4	
25~29歳										216.9	287.8	316.4	390.7	406.1	396.6	
30~34歳								270.7		347.3	392.5	455.9	477.8	460.3		
35~39歳							300.6	418.6		453.2	532.3	532.6	525.9			
40~44歳							323.4	445.3		525.8	595.1	608.3	567.1			
45~49歳							462.8	547.5		671.5	657.9	623.3				
50~54歳				341.8	458.8		544.9	662.7		708.0	648.6					
55~59歳			284.5	387.0	460.8		580.9	639.0		627.7						
60~64歳			304.7	#####	398.8		449.1	429.1								
(65歳~)		270.4	292.8	340.2	360.4	351.3										

2-7世代	左斜め上から		1977	1982	1987	1992	1997 年調査								
生年初(7/1~)	1907	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977
生年終(~6/30)	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977	1982
(18~19歳)											126.3	165.0	193.2	234.5	248.4
20~24歳										183.2	226.5	259.7	322.8	337.9	
25~29歳										233.8	295.6	319.7	399.3	411.3	
30~34歳									291.3	361.1	392.4	464.3	483.0		
35~39歳							329.1	429.8		455.0	536.9	540.7			
40~44歳							354.5	467.6		524.7	603.2	608.0			
45~49歳							366.4	483.7		557.0	676.3	658.9			
50~54歳							481.8	552.0		682.4	710.4				
55~59歳			310.1	405.5	469.3		598.6	656.0							
60~64歳			306.5	354.0	414.3		447.4								
(65歳~)		275.8	290.1	342.3	355.4										





3-8世代	左斜め上から		1978	1983	1988	1993	1998 年調査								
生年初(7/1~)	1908	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978
生年終(~6/30)	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983
(18~19歳)											134.8	170.5	197.1	238.1	245.1
20~24歳										190.8	234.5	269.5	324.1	330.3	
25~29歳										246.7	302.9	331.6	400.7	405.2	
30~34歳										302.2	369.1	401.6	469.0	478.6	
35~39歳										347.6	431.9	467.3	536.6	536.3	
40~44歳							374.8	481.7		531.6	600.9	591.9			
45~49歳							391.7	497.1		575.7	666.3	648.7			
50~54歳							392.5	497.7		572.3	693.7	689.5			
55~59歳							423.8	484.2		606.4	647.1				
60~64歳			264.1	321.6	362.3		428.2	439.9							
(65歳~)	230.3	277.6	298.6	336.2	348.3										

4-9世代	左斜め上から		1979	1984	1989	1994	1999 年調査								
生年初(7/1~)	1909	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979
生年終(~6/30)	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979	1984
(18~19歳)											140.8	178.2	205.0	244.0	248.0
20~24歳											198.1	242.4	280.1	329.8	326.6
25~29歳										258.7	309.0	346.3	404.3	396.6	
30~34歳										311.9	378.9	415.3	473.3	468.2	
35~39歳										365.5	435.2	486.1	534.9	527.2	
40~44歳										391.3	499.5	546.3	603.0	578.1	
45~49歳										407.9	516.9	605.8	661.2	631.0	
50~54歳										403.7	515.0	594.1	702.3	666.8	
55~59歳										433.2	433.8	507.1	620.5	635.2	
60~64歳			273.6	343.2	359.0		436.1	426.4							
(65歳~)	233.4	297.0	319.5	354.2	348.2										

5-0世代	左斜め上から		1980	1985	1990	1995	2000 年調査								
生年初(7/1~)	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
生年終(~6/30)	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985
(18~19歳)											149.1	185.3	217.4	244.1	248.4
20~24歳											209.2	249.9	297.5	330.7	327.4
25~29歳											314.3	368.8	404.9	398.4	
30~34歳											388.0	436.5	473.3	461.2	
35~39歳											391.8	444.6	510.9	533.1	526.3
40~44歳											417.2	516.7	568.6	599.0	570.0
45~49歳											436.3	533.6	635.4	655.3	628.5
50~54歳											432.7	534.1	629.0	702.6	655.2
55~59歳											367.6	445.0	542.7	628.4	624.2
60~64歳											287.4	335.8	374.3	445.1	414.3
(65歳~)	248.6	293.3	325.6	352.6	334.7										

色付きのセルである[18歳~19歳]および[65歳~]は縦列の生年層と対応していない。

大卒 男性 賃金
高卒 男性 賃金

一つ左の生年層と比較して、比較できる二項目以上の[20～24才]...[55-59才]の全てで
 比率が上昇していれば  比率が下落していれば 
 ほぼ同じ(差分2%未満)であれば  年齢層によって不規則な変化があれば 

1-6世代 左斜め上から		1976	1981	1986	1991	1996	2001	年調査							
生年初(7/1～)	1906	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976
生年終(～6/30)	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981
(18～19歳)															
20～24歳										92.0%	92.2%	96.7%	98.9%	96.3%	99.8%
25～29歳															
30～34歳										106.4%	102.5%	110.3%	111.0%	112.5%	111.1%
35～39歳										129.9%	121.7%	126.7%	122.7%	130.4%	133.4%
40～44歳										142.2%	138.8%	131.6%	132.9%	129.8%	137.9%
45～49歳										159.0%	151.4%	149.3%	135.9%	139.9%	137.4%
50～54歳										167.6%	161.4%	158.4%	155.7%	145.2%	145.8%
55～59歳										163.1%	170.7%	170.4%	161.0%	156.6%	148.8%
60～64歳										165.3%	187.1%	181.0%	160.3%	175.2%	
(65歳～)										172.2%	198.8%	203.1%	201.6%	215.6%	

2-7世代 左斜め上から		1977	1982	1987	1992	1997	年調査								
生年初(7/1～)	1907	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977
生年終(～6/30)	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977	1982
(18～19歳)															
20～24歳										90.9%	94.0%	98.1%	99.1%	95.6%	
25～29歳															
30～34歳										107.1%	103.7%	111.1%	111.8%	112.3%	
35～39歳										128.4%	121.2%	127.1%	124.1%	129.9%	
40～44歳										139.7%	136.5%	131.3%	135.5%	130.2%	
45～49歳										158.6%	151.1%	146.7%	137.7%	139.3%	
50～54歳										170.7%	175.1%	172.6%	156.8%	150.8%	
55～59歳										184.1%	178.8%	173.7%	161.4%		
60～64歳										181.3%	225.4%	206.1%	204.1%		
(65歳～)															

3-8世代 左斜め上から		1978	1983	1988	1993	1998	年調査								
生年初(7/1～)	1908	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978
生年終(～6/30)	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983
(18～19歳)															
20～24歳										90.7%	96.2%	97.7%	99.6%	97.9%	
25～29歳															
30～34歳										105.1%	104.3%	111.2%	112.1%	112.6%	
35～39歳										115.0%	116.2%	116.5%	121.5%	125.1%	
40～44歳										127.0%	122.6%	125.3%	124.9%	132.5%	
45～49歳										141.0%	134.6%	130.2%	134.6%	135.1%	
50～54歳										152.9%	149.2%	142.5%	139.5%	140.3%	
55～59歳										168.6%	162.7%	156.1%	150.1%	146.6%	
60～64歳										174.2%	172.2%	166.4%	163.3%	156.3%	
(65歳～)										166.2%	179.9%	181.7%	171.1%	160.9%	
										173.1%	199.0%	215.1%	217.8%	191.8%	

4-9世代 左斜め上から		1979	1984	1989	1994	1999	年調査								
生年初(7/1～)	1909	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979
生年終(～6/30)	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979	1984
(18～19歳)															
20～24歳										92.0%	96.0%	99.9%	98.5%	98.6%	
25～29歳															
30～34歳										115.1%	114.5%	118.4%	121.1%	125.2%	
35～39歳										124.3%	124.5%	125.6%	127.1%	132.0%	
40～44歳										139.0%	131.9%	132.9%	133.5%	134.0%	
45～49歳										151.0%	147.7%	141.7%	140.5%	139.6%	
50～54歳										167.3%	158.4%	157.9%	148.5%	146.4%	
55～59歳										169.9%	174.9%	170.8%	162.5%	154.1%	
60～64歳										162.3%	176.1%	198.9%	168.6%	172.0%	
(65歳～)										177.6%	188.3%	211.2%	198.4%	203.8%	

5-0世代 左斜め上から		1980	1985	1990	1995	2000	年調査								
生年初(7/1～)	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
生年終(～6/30)	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985
(18～19歳)															
20～24歳										92.1%	97.1%	99.0%	97.0%	98.9%	
25～29歳															
30～34歳										102.4%	107.5%	111.4%	112.3%	109.4%	
35～39歳										122.7%	125.5%	123.7%	128.2%	132.2%	
40～44歳										139.0%	130.0%	133.6%	132.2%	136.0%	
45～49歳										151.5%	148.3%	140.8%	140.8%	135.7%	
50～54歳										164.9%	156.5%	156.1%	145.9%	146.3%	
55～59歳										166.7%	174.9%	165.6%	157.8%	148.7%	
60～64歳										165.9%	178.3%	183.7%	173.1%	168.8%	
(65歳～)										181.1%	199.2%	200.3%	211.6%	209.7%	

色付きセルの[65歳～]は、縦列の生年層と対応していない。

大卒 男性 賃金
高卒 男性 賃金

R-squared 0.9964
Adjusted R-squared 0.9948

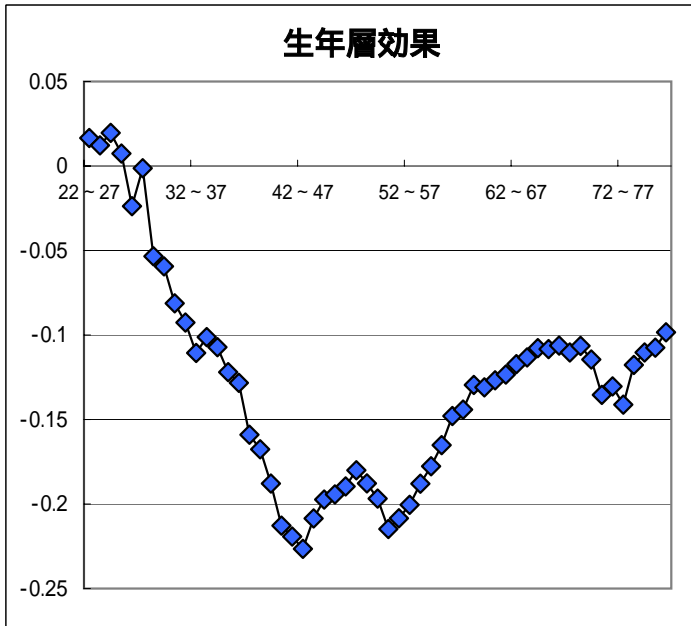
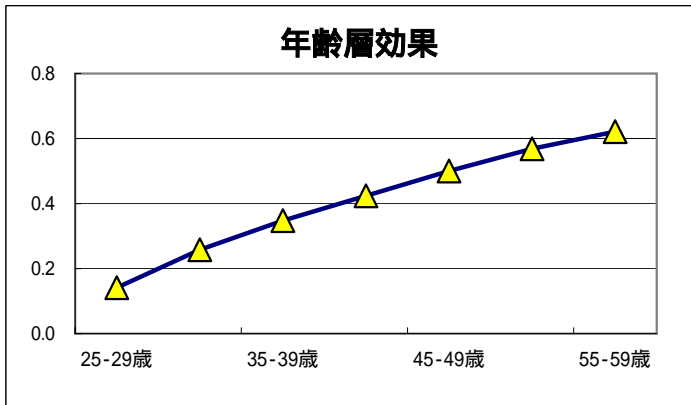
定数項

推定値
1.0967

年齢層効果

(20-24歳: 年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.1412
30-34歳	0.2580
35-39歳	0.3476
40-44歳	0.4238
45-49歳	0.5000
50-54歳	0.5685
55-59歳	0.6212



生年層効果

(1921年7月1日 ~ 26年6月30日生まれ: 生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日 ~ 27年6月30日	0.0166
23年7月1日 ~ 28年6月30日	0.0122
24年7月1日 ~ 29年6月30日	0.0196
25年7月1日 ~ 30年6月30日	0.0074
26年7月1日 ~ 31年6月30日	-0.0238
27年7月1日 ~ 32年6月30日	-0.0013
28年7月1日 ~ 33年6月30日	-0.0535
29年7月1日 ~ 34年6月30日	-0.0594
30年7月1日 ~ 35年6月30日	-0.0812
31年7月1日 ~ 36年6月30日	-0.0926
32年7月1日 ~ 37年6月30日	-0.1106
33年7月1日 ~ 38年6月30日	-0.1013
34年7月1日 ~ 39年6月30日	-0.1072
35年7月1日 ~ 40年6月30日	-0.1220
36年7月1日 ~ 41年6月30日	-0.1283
37年7月1日 ~ 42年6月30日	-0.1590
38年7月1日 ~ 43年6月30日	-0.1676
39年7月1日 ~ 44年6月30日	-0.1878
40年7月1日 ~ 45年6月30日	-0.2127
41年7月1日 ~ 46年6月30日	-0.2192
42年7月1日 ~ 47年6月30日	-0.2265
43年7月1日 ~ 48年6月30日	-0.2085
44年7月1日 ~ 49年6月30日	-0.1973
45年7月1日 ~ 50年6月30日	-0.1943
46年7月1日 ~ 51年6月30日	-0.1896
47年7月1日 ~ 52年6月30日	-0.1800
48年7月1日 ~ 53年6月30日	-0.1878
49年7月1日 ~ 54年6月30日	-0.1968
50年7月1日 ~ 55年6月30日	-0.2147
51年7月1日 ~ 56年6月30日	-0.2085
52年7月1日 ~ 57年6月30日	-0.2005
53年7月1日 ~ 58年6月30日	-0.1879
54年7月1日 ~ 59年6月30日	-0.1776
55年7月1日 ~ 60年6月30日	-0.1651
56年7月1日 ~ 61年6月30日	-0.1479
57年7月1日 ~ 62年6月30日	-0.1441
58年7月1日 ~ 63年6月30日	-0.1295
59年7月1日 ~ 64年6月30日	-0.1309
60年7月1日 ~ 65年6月30日	-0.1268
61年7月1日 ~ 66年6月30日	-0.1234
62年7月1日 ~ 67年6月30日	-0.1173
63年7月1日 ~ 68年6月30日	-0.1133
64年7月1日 ~ 69年6月30日	-0.1077
65年7月1日 ~ 70年6月30日	-0.1083
66年7月1日 ~ 71年6月30日	-0.1062
67年7月1日 ~ 72年6月30日	-0.1104
68年7月1日 ~ 73年6月30日	-0.1065
69年7月1日 ~ 74年6月30日	-0.1145
70年7月1日 ~ 75年6月30日	-0.1355
71年7月1日 ~ 76年6月30日	-0.1304
72年7月1日 ~ 77年6月30日	-0.1412
73年7月1日 ~ 78年6月30日	-0.1177
74年7月1日 ~ 79年6月30日	-0.1103
75年7月1日 ~ 80年6月30日	-0.1075
76年7月1日 ~ 81年6月30日	-0.0984

大卒 女性 賃金
高卒 女性 賃金

一つ左の生年層と比較して、比較できる二項目以上の[20～24才]...[55-59才]の全てで
比率が上昇していれば 比率が下落していれば
ほぼ同じ(差分2%未満)であれば 年齢層によって不規則な変化があれば

1-6世代 左斜め上から 1976 1981 1986 1991 1996 2001 年調査

生年初(7/1～)	1906	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976
生年終(～6/30)	1911	1916	1921	1926	1931	1936	1941	1946	1951	1956	1961	1966	1971	1976	1981
(18～19歳)															
20～24歳										100.4%	100.4%	105.4%	113.5%	107.4%	112.9%
25～29歳										117.4%	122.1%	130.1%	131.7%	124.4%	
30～34歳										146.4%	140.2%	141.7%	148.5%		
35～39歳										178.0%	153.8%	159.4%	171.0%		
40～44歳										184.7%	164.9%	178.0%	159.4%		
45～49歳										197.3%	197.0%	186.7%	172.3%		
50～54歳										204.2%	201.1%	180.6%	187.9%		
55～59歳										191.4%	198.3%	203.3%	207.6%		
60～64歳										168.6%	188.1%	196.0%	199.6%		
(65歳～)										166.4%	161.0%	236.2%	274.7%		
										206.3%	194.3%	182.9%	232.3%	241.8%	

2-7世代 左斜め上から 1977 1982 1987 1992 1997 年調査

生年初(7/1～)	1907	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977
生年終(～6/30)	1912	1917	1922	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977	1982
(18～19歳)															
20～24歳															
25～29歳															
30～34歳															
35～39歳															
40～44歳															
45～49歳															
50～54歳															
55～59歳															
60～64歳															
(65歳～)															

3-8世代 左斜め上から 1978 1983 1988 1993 1998 年調査

生年初(7/1～)	1908	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978
生年終(～6/30)	1913	1918	1923	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983
(18～19歳)															
20～24歳															
25～29歳															
30～34歳															
35～39歳															
40～44歳															
45～49歳															
50～54歳															
55～59歳															
60～64歳															
(65歳～)															

4-9世代 左斜め上から 1979 1984 1989 1994 1999 年調査

生年初(7/1～)	1909	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979
生年終(～6/30)	1914	1919	1924	1929	1934	1939	1944	1949	1954	1959	1964	1969	1974	1979	1984
(18～19歳)															
20～24歳															
25～29歳															
30～34歳															
35～39歳															
40～44歳															
45～49歳															
50～54歳															
55～59歳															
60～64歳															
(65歳～)															

5-0世代 左斜め上から 1980 1985 1990 1995 2000 年調査

生年初(7/1～)	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
生年終(～6/30)	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985
(18～19歳)															
20～24歳															
25～29歳															
30～34歳															
35～39歳															
40～44歳															
45～49歳															
50～54歳															
55～59歳															
60～64歳															
(65歳～)															

色付きセルの[65歳～]は、縦列の生年層と対応していない。

大卒女性賃金
高卒女性賃金

R-squared 0.9808
Adjusted R-squared 0.9723

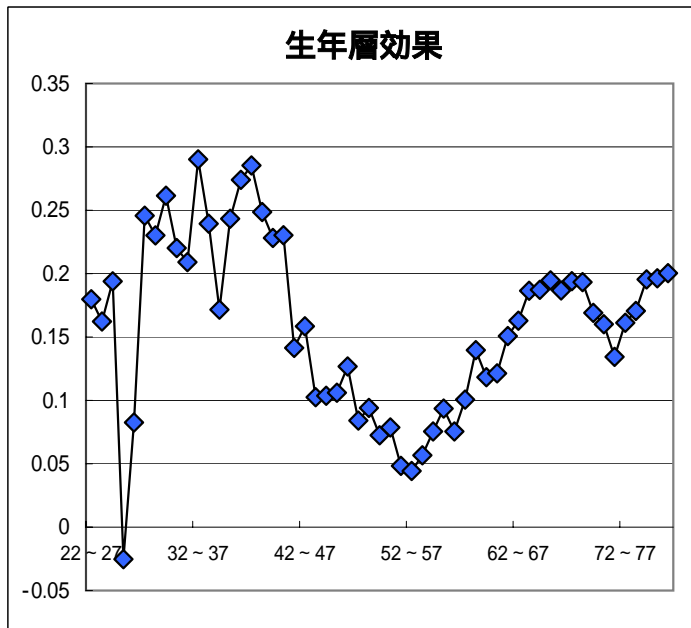
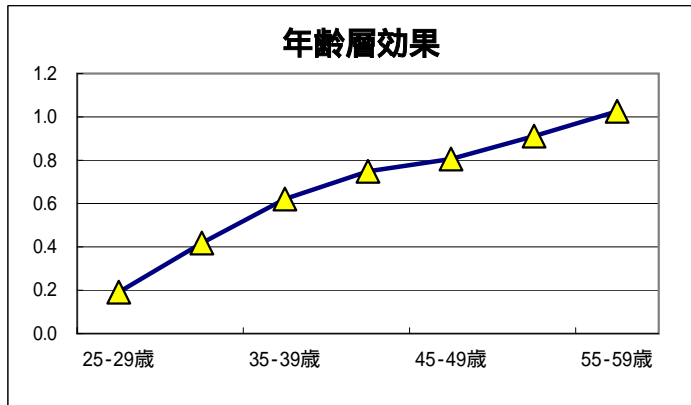
定数項

推定値
0.9289

年齢層効果

(20-24歳:年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.1916
30-34歳	0.4183
35-39歳	0.6208
40-44歳	0.7490
45-49歳	0.8060
50-54歳	0.9115
55-59歳	1.0254



生年層効果

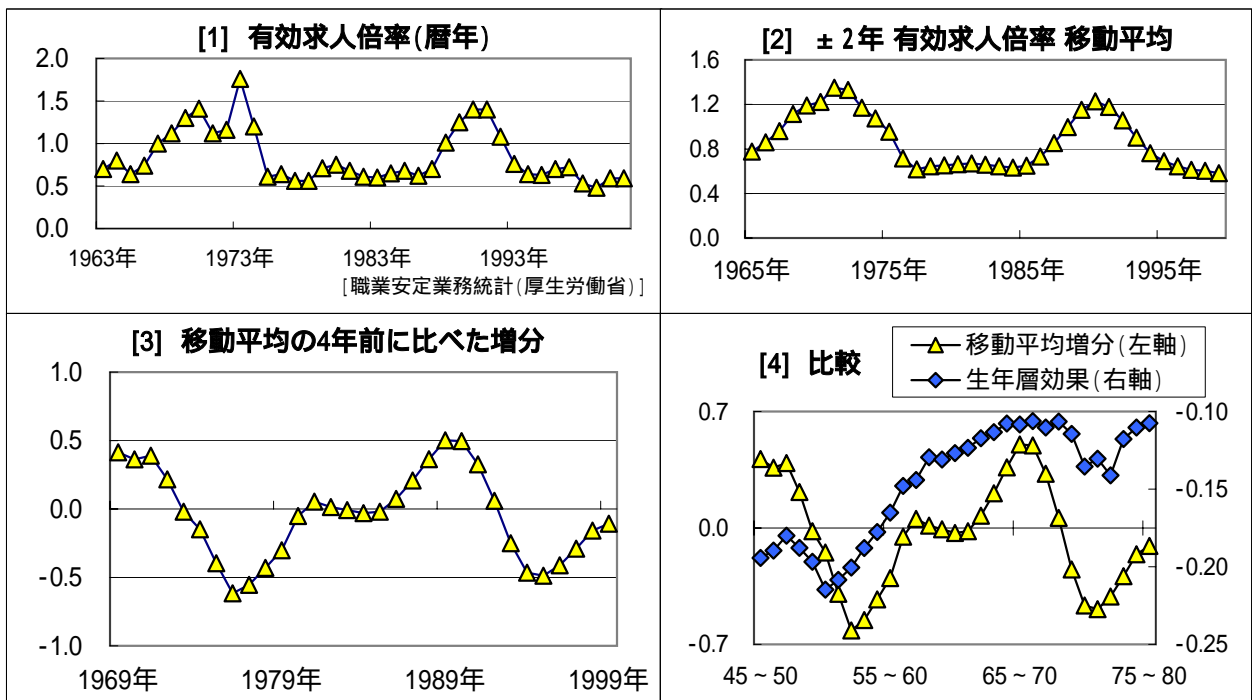
(1921年7月1日～26年6月30日生まれ:生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日～27年6月30日	0.1798
23年7月1日～28年6月30日	0.1623
24年7月1日～29年6月30日	0.1939
25年7月1日～30年6月30日	-0.0252
26年7月1日～31年6月30日	0.0826
27年7月1日～32年6月30日	0.2457
28年7月1日～33年6月30日	0.2301
29年7月1日～34年6月30日	0.2615
30年7月1日～35年6月30日	0.2202
31年7月1日～36年6月30日	0.2091
32年7月1日～37年6月30日	0.2901
33年7月1日～38年6月30日	0.2394
34年7月1日～39年6月30日	0.1716
35年7月1日～40年6月30日	0.2434
36年7月1日～41年6月30日	0.2740
37年7月1日～42年6月30日	0.2853
38年7月1日～43年6月30日	0.2486
39年7月1日～44年6月30日	0.2282
40年7月1日～45年6月30日	0.2303
41年7月1日～46年6月30日	0.1414
42年7月1日～47年6月30日	0.1584
43年7月1日～48年6月30日	0.1025
44年7月1日～49年6月30日	0.1037
45年7月1日～50年6月30日	0.1061
46年7月1日～51年6月30日	0.1268
47年7月1日～52年6月30日	0.0841
48年7月1日～53年6月30日	0.0941
49年7月1日～54年6月30日	0.0725
50年7月1日～55年6月30日	0.0786
51年7月1日～56年6月30日	0.0484
52年7月1日～57年6月30日	0.0444
53年7月1日～58年6月30日	0.0567
54年7月1日～59年6月30日	0.0755
55年7月1日～60年6月30日	0.0935
56年7月1日～61年6月30日	0.0755
57年7月1日～62年6月30日	0.1007
58年7月1日～63年6月30日	0.1396
59年7月1日～64年6月30日	0.1183
60年7月1日～65年6月30日	0.1213
61年7月1日～66年6月30日	0.1507
62年7月1日～67年6月30日	0.1628
63年7月1日～68年6月30日	0.1865
64年7月1日～69年6月30日	0.1873
65年7月1日～70年6月30日	0.1947
66年7月1日～71年6月30日	0.1867
67年7月1日～72年6月30日	0.1941
68年7月1日～73年6月30日	0.1933
69年7月1日～74年6月30日	0.1691
70年7月1日～75年6月30日	0.1601
71年7月1日～76年6月30日	0.1344
72年7月1日～77年6月30日	0.1612
73年7月1日～78年6月30日	0.1706
74年7月1日～79年6月30日	0.1955
75年7月1日～80年6月30日	0.1964
76年7月1日～81年6月30日	0.2004

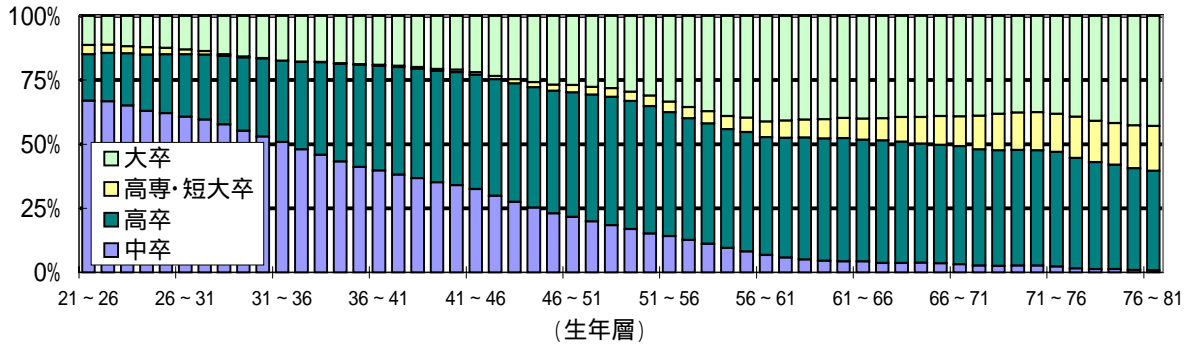
生年層効果と新卒時点の有効求人倍率

生年層 (over lapping)	男性 大卒・高卒間 生年層効果	高卒就職活動 秋頃	平均有効 求人倍率	大卒就職活動 夏 春頃	平均有効 求人倍率	求人倍率 増分
45年7月1日～50年6月30日	-0.1943	1963年～1967年	0.776	1967年～1971年	1.190	0.414
46年7月1日～51年6月30日	-0.1896	1964年～1968年	0.860	1968年～1972年	1.222	0.362
47年7月1日～52年6月30日	-0.1800	1965年～1969年	0.960	1969年～1973年	1.350	0.390
48年7月1日～53年6月30日	-0.1878	1966年～1970年	1.114	1970年～1974年	1.330	0.216
49年7月1日～54年6月30日	-0.1968	1967年～1971年	1.190	1971年～1975年	1.170	-0.020
50年7月1日～55年6月30日	-0.2147	1968年～1972年	1.222	1972年～1976年	1.074	-0.148
51年7月1日～56年6月30日	-0.2085	1969年～1973年	1.350	1973年～1977年	0.954	-0.396
52年7月1日～57年6月30日	-0.2005	1970年～1974年	1.330	1974年～1978年	0.714	-0.616
53年7月1日～58年6月30日	-0.1879	1971年～1975年	1.170	1975年～1979年	0.616	-0.554
54年7月1日～59年6月30日	-0.1776	1972年～1976年	1.074	1976年～1980年	0.644	-0.430
55年7月1日～60年6月30日	-0.1651	1973年～1977年	0.954	1977年～1981年	0.652	-0.302
56年7月1日～61年6月30日	-0.1479	1974年～1978年	0.714	1978年～1982年	0.662	-0.052
57年7月1日～62年6月30日	-0.1441	1975年～1979年	0.616	1979年～1983年	0.670	0.054
58年7月1日～63年6月30日	-0.1295	1976年～1980年	0.644	1980年～1984年	0.658	0.014
59年7月1日～64年6月30日	-0.1309	1977年～1981年	0.652	1981年～1985年	0.644	-0.008
60年7月1日～65年6月30日	-0.1268	1978年～1982年	0.662	1982年～1986年	0.632	-0.030
61年7月1日～66年6月30日	-0.1234	1979年～1983年	0.670	1983年～1987年	0.650	-0.020
62年7月1日～67年6月30日	-0.1173	1980年～1984年	0.658	1984年～1988年	0.732	0.074
63年7月1日～68年6月30日	-0.1133	1981年～1985年	0.644	1985年～1989年	0.852	0.208
64年7月1日～69年6月30日	-0.1077	1982年～1986年	0.632	1986年～1990年	0.996	0.364
65年7月1日～70年6月30日	-0.1083	1983年～1987年	0.650	1987年～1991年	1.152	0.502
66年7月1日～71年6月30日	-0.1062	1984年～1988年	0.732	1988年～1992年	1.228	0.496
67年7月1日～72年6月30日	-0.1104	1985年～1989年	0.852	1989年～1993年	1.178	0.326
68年7月1日～73年6月30日	-0.1065	1986年～1990年	0.996	1990年～1994年	1.056	0.060
69年7月1日～74年6月30日	-0.1145	1987年～1991年	1.152	1991年～1995年	0.902	-0.250
70年7月1日～75年6月30日	-0.1355	1988年～1992年	1.228	1992年～1996年	0.762	-0.466
71年7月1日～76年6月30日	-0.1304	1989年～1993年	1.178	1993年～1997年	0.690	-0.488
72年7月1日～77年6月30日	-0.1412	1990年～1994年	1.056	1994年～1998年	0.644	-0.412
73年7月1日～78年6月30日	-0.1177	1991年～1995年	0.902	1995年～1999年	0.612	-0.290
74年7月1日～79年6月30日	-0.1103	1992年～1996年	0.762	1996年～2000年	0.604	-0.158
75年7月1日～80年6月30日	-0.1075	1993年～1997年	0.690	1997年～2001年	0.582	-0.108

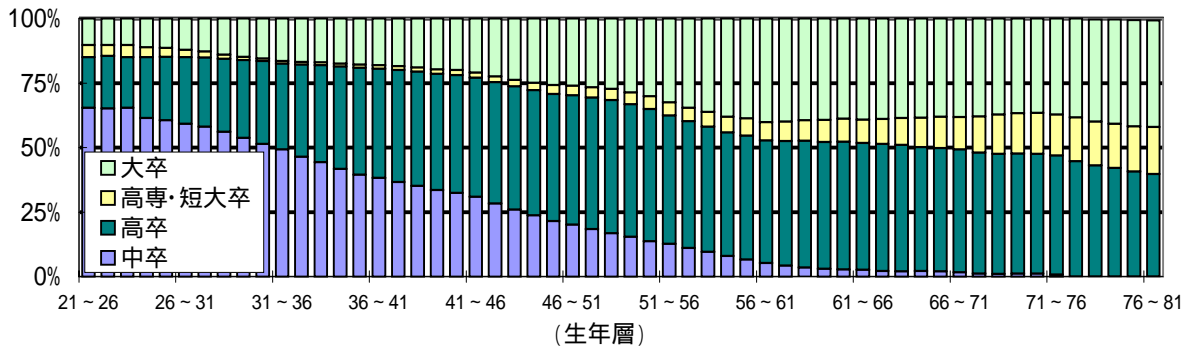
4月5月生まれのを除いた就職時期
98年の就職活動から(名目上も)就職協定が廃止された。



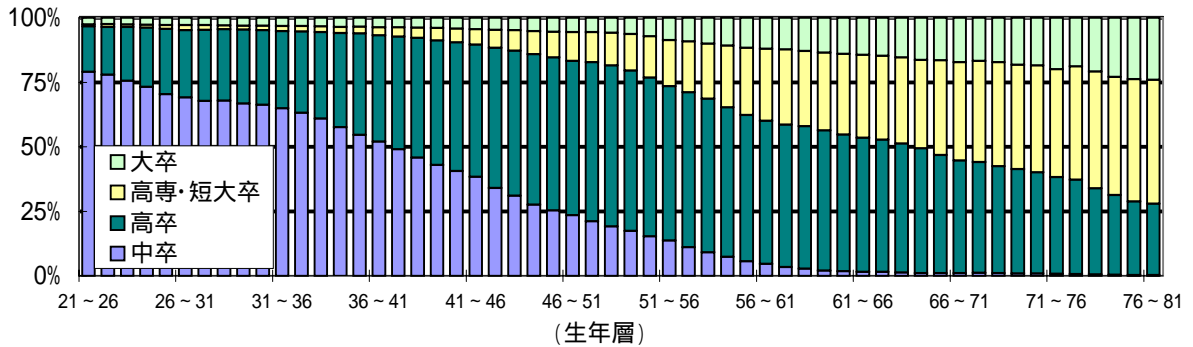
男性労働者(25~29歳) 学歴比率 推定値



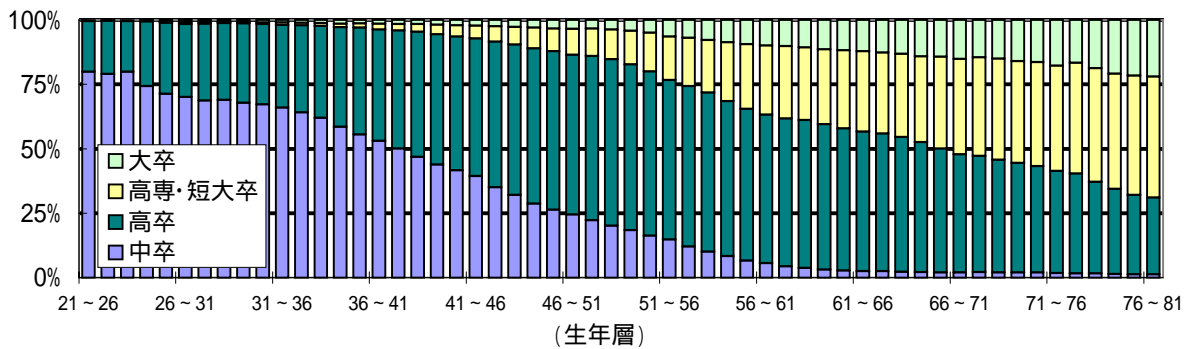
男性労働者(35~39歳) 学歴比率 推定値



女性労働者(25~29歳) 学歴比率 推定値

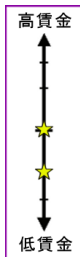


女性労働者(35~39歳) 学歴比率 推定値



男性全体 中位数
男性全体 1・四分位

R-squared 0.9854
Adjusted R-squared 0.9788



定数項

推定値
1.1301

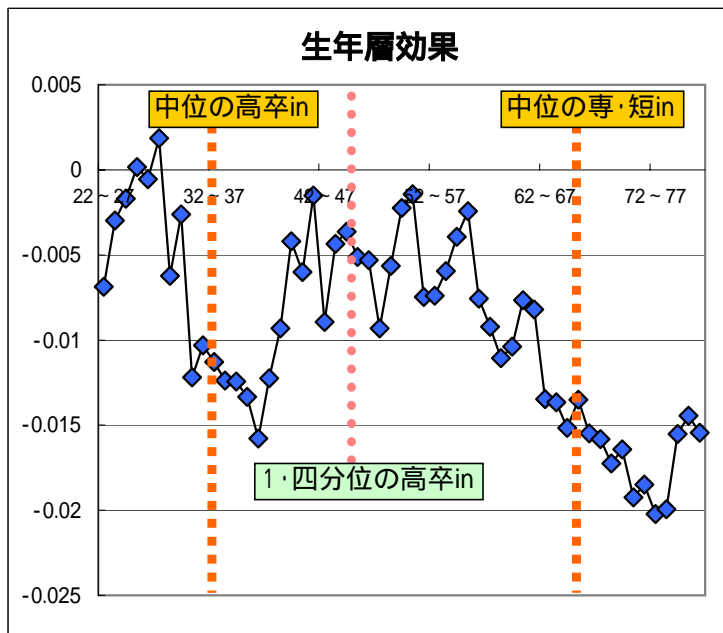
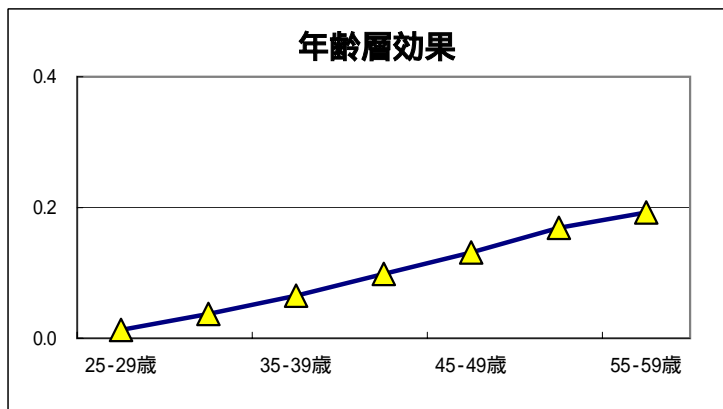
調査年有効求人倍率

推定値	t値
0.0011	0.387

年齢層効果

(20-24歳:年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.0128
30-34歳	0.0371
35-39歳	0.0649
40-44歳	0.0982
45-49歳	0.1311
50-54歳	0.1687
55-59歳	0.1924



生年層効果

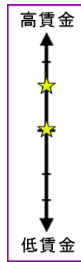
(1921年7月1日～26年6月30日生まれ:生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日～27年6月30日	-0.0069
23年7月1日～28年6月30日	-0.0030
24年7月1日～29年6月30日	-0.0017
25年7月1日～30年6月30日	0.0002
26年7月1日～31年6月30日	-0.0006
27年7月1日～32年6月30日	0.0019
28年7月1日～33年6月30日	-0.0062
29年7月1日～34年6月30日	-0.0026
30年7月1日～35年6月30日	-0.0122
31年7月1日～36年6月30日	-0.0103
32年7月1日～37年6月30日	-0.0113
33年7月1日～38年6月30日	-0.0124
34年7月1日～39年6月30日	-0.0124
35年7月1日～40年6月30日	-0.0133
36年7月1日～41年6月30日	-0.0158
37年7月1日～42年6月30日	-0.0123
38年7月1日～43年6月30日	-0.0093
39年7月1日～44年6月30日	-0.0042
40年7月1日～45年6月30日	-0.0060
41年7月1日～46年6月30日	-0.0015
42年7月1日～47年6月30日	-0.0089
43年7月1日～48年6月30日	-0.0043
44年7月1日～49年6月30日	-0.0036
45年7月1日～50年6月30日	-0.0051
46年7月1日～51年6月30日	-0.0053
47年7月1日～52年6月30日	-0.0093
48年7月1日～53年6月30日	-0.0057
49年7月1日～54年6月30日	-0.0022
50年7月1日～55年6月30日	-0.0014
51年7月1日～56年6月30日	-0.0075
52年7月1日～57年6月30日	-0.0074
53年7月1日～58年6月30日	-0.0059
54年7月1日～59年6月30日	-0.0039
55年7月1日～60年6月30日	-0.0024
56年7月1日～61年6月30日	-0.0076
57年7月1日～62年6月30日	-0.0092
58年7月1日～63年6月30日	-0.0111
59年7月1日～64年6月30日	-0.0104
60年7月1日～65年6月30日	-0.0077
61年7月1日～66年6月30日	-0.0082
62年7月1日～67年6月30日	-0.0135
63年7月1日～68年6月30日	-0.0137
64年7月1日～69年6月30日	-0.0152
65年7月1日～70年6月30日	-0.0135
66年7月1日～71年6月30日	-0.0155
67年7月1日～72年6月30日	-0.0158
68年7月1日～73年6月30日	-0.0173
69年7月1日～74年6月30日	-0.0164
70年7月1日～75年6月30日	-0.0192
71年7月1日～76年6月30日	-0.0185
72年7月1日～77年6月30日	-0.0202
73年7月1日～78年6月30日	-0.0199
74年7月1日～79年6月30日	-0.0155
75年7月1日～80年6月30日	-0.0144
76年7月1日～81年6月30日	-0.0154

男性全体 3・四分位

男性全体 中位数

R-squared 0.9928
Adjusted R-squared 0.9896



定数項

推定値
1.1536

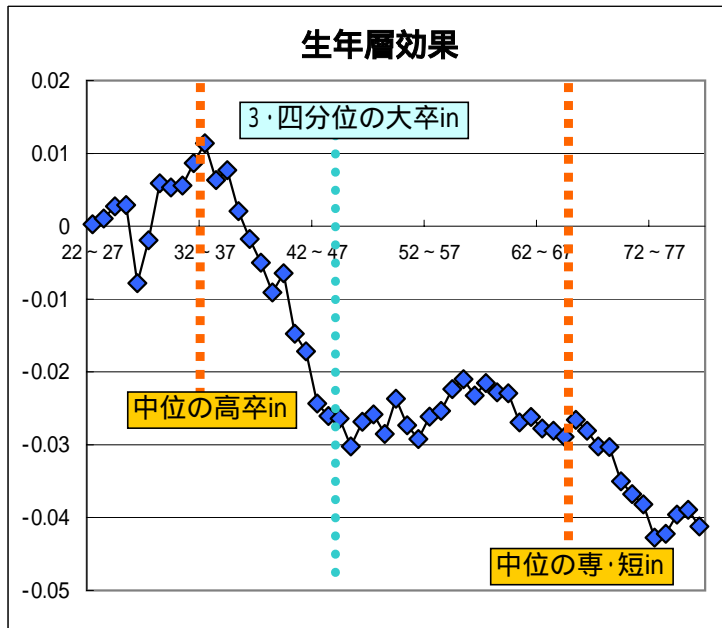
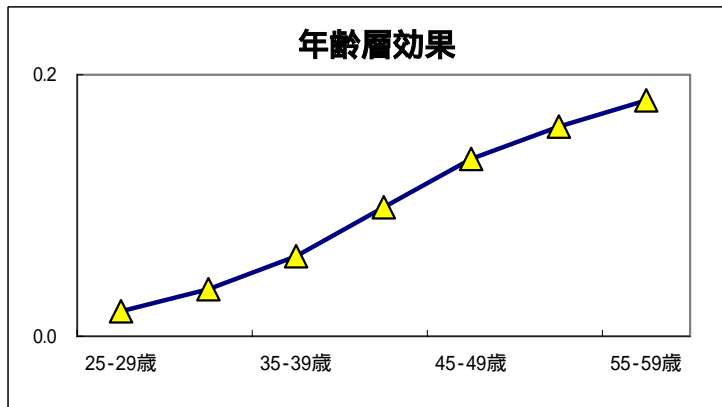
調査年有効求人倍率

推定値	t値
0.0027	1.235

年齢層効果

(20-24歳:年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.0191
30-34歳	0.0360
35-39歳	0.0613
40-44歳	0.0986
45-49歳	0.1357
50-54歳	0.1604
55-59歳	0.1804



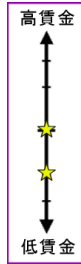
生年層効果

(1921年7月1日～26年6月30日生まれ:生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日～27年6月30日	0.0003
23年7月1日～28年6月30日	0.0011
24年7月1日～29年6月30日	0.0027
25年7月1日～30年6月30日	0.0029
26年7月1日～31年6月30日	-0.0078
27年7月1日～32年6月30日	-0.0019
28年7月1日～33年6月30日	0.0059
29年7月1日～34年6月30日	0.0053
30年7月1日～35年6月30日	0.0056
31年7月1日～36年6月30日	0.0087
32年7月1日～37年6月30日	0.0114
33年7月1日～38年6月30日	0.0064
34年7月1日～39年6月30日	0.0077
35年7月1日～40年6月30日	0.0021
36年7月1日～41年6月30日	-0.0017
37年7月1日～42年6月30日	-0.0050
38年7月1日～43年6月30日	-0.0091
39年7月1日～44年6月30日	-0.0064
40年7月1日～45年6月30日	-0.0148
41年7月1日～46年6月30日	-0.0172
42年7月1日～47年6月30日	-0.0243
43年7月1日～48年6月30日	-0.0260
44年7月1日～49年6月30日	-0.0264
45年7月1日～50年6月30日	-0.0302
46年7月1日～51年6月30日	-0.0268
47年7月1日～52年6月30日	-0.0258
48年7月1日～53年6月30日	-0.0285
49年7月1日～54年6月30日	-0.0237
50年7月1日～55年6月30日	-0.0273
51年7月1日～56年6月30日	-0.0292
52年7月1日～57年6月30日	-0.0262
53年7月1日～58年6月30日	-0.0254
54年7月1日～59年6月30日	-0.0224
55年7月1日～60年6月30日	-0.0210
56年7月1日～61年6月30日	-0.0232
57年7月1日～62年6月30日	-0.0215
58年7月1日～63年6月30日	-0.0228
59年7月1日～64年6月30日	-0.0229
60年7月1日～65年6月30日	-0.0269
61年7月1日～66年6月30日	-0.0262
62年7月1日～67年6月30日	-0.0278
63年7月1日～68年6月30日	-0.0281
64年7月1日～69年6月30日	-0.0289
65年7月1日～70年6月30日	-0.0266
66年7月1日～71年6月30日	-0.0281
67年7月1日～72年6月30日	-0.0302
68年7月1日～73年6月30日	-0.0303
69年7月1日～74年6月30日	-0.0350
70年7月1日～75年6月30日	-0.0368
71年7月1日～76年6月30日	-0.0382
72年7月1日～77年6月30日	-0.0427
73年7月1日～78年6月30日	-0.0422
74年7月1日～79年6月30日	-0.0396
75年7月1日～80年6月30日	-0.0389
76年7月1日～81年6月30日	-0.0412

女性全体 中位数
女性全体 1・四分位

R-squared 0.9617
Adjusted R-squared 0.9444



定数項

推定値
1.0848

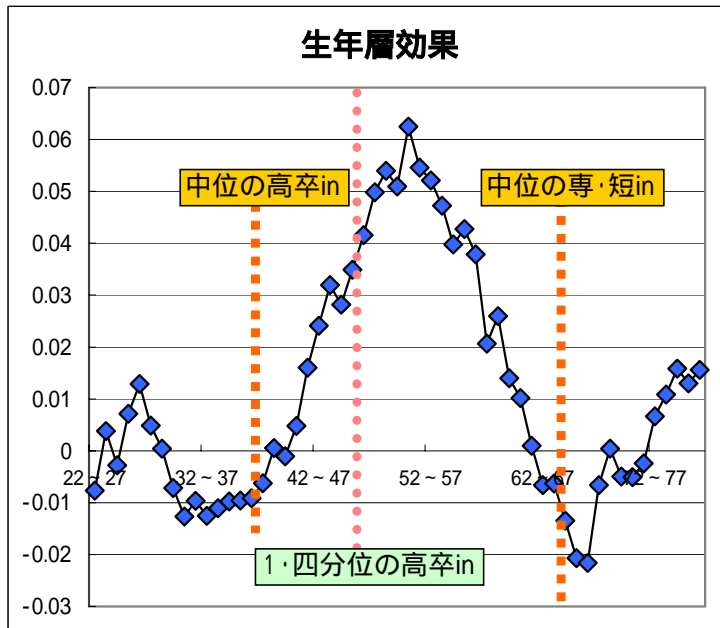
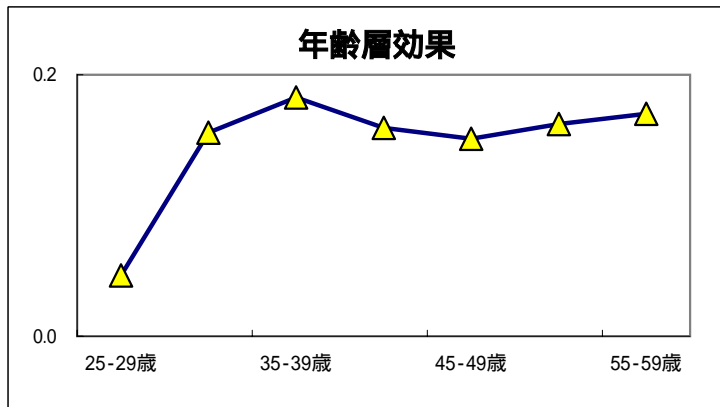
調査年有効求人倍率

推定値	t値
0.0184	3.849

年齢層効果

(20-24歳:年齢層基準=0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.0465
30-34歳	0.1557
35-39歳	0.1827
40-44歳	0.1593
45-49歳	0.1511
50-54歳	0.1623
55-59歳	0.1701



生年層効果

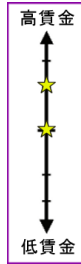
(1921年7月1日～26年6月30日生まれ:生年層基準=0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日～27年6月30日	-0.0077
23年7月1日～28年6月30日	0.0038
24年7月1日～29年6月30日	-0.0028
25年7月1日～30年6月30日	0.0071
26年7月1日～31年6月30日	0.0129
27年7月1日～32年6月30日	0.0049
28年7月1日～33年6月30日	0.0004
29年7月1日～34年6月30日	-0.0072
30年7月1日～35年6月30日	-0.0127
31年7月1日～36年6月30日	-0.0096
32年7月1日～37年6月30日	-0.0125
33年7月1日～38年6月30日	-0.0111
34年7月1日～39年6月30日	-0.0098
35年7月1日～40年6月30日	-0.0096
36年7月1日～41年6月30日	-0.0091
37年7月1日～42年6月30日	-0.0063
38年7月1日～43年6月30日	0.0006
39年7月1日～44年6月30日	-0.0010
40年7月1日～45年6月30日	0.0048
41年7月1日～46年6月30日	0.0160
42年7月1日～47年6月30日	0.0241
43年7月1日～48年6月30日	0.0319
44年7月1日～49年6月30日	0.0282
45年7月1日～50年6月30日	0.0349
46年7月1日～51年6月30日	0.0416
47年7月1日～52年6月30日	0.0498
48年7月1日～53年6月30日	0.0539
49年7月1日～54年6月30日	0.0509
50年7月1日～55年6月30日	0.0625
51年7月1日～56年6月30日	0.0546
52年7月1日～57年6月30日	0.0521
53年7月1日～58年6月30日	0.0473
54年7月1日～59年6月30日	0.0398
55年7月1日～60年6月30日	0.0428
56年7月1日～61年6月30日	0.0378
57年7月1日～62年6月30日	0.0206
58年7月1日～63年6月30日	0.0259
59年7月1日～64年6月30日	0.0140
60年7月1日～65年6月30日	0.0101
61年7月1日～66年6月30日	0.0010
62年7月1日～67年6月30日	-0.0066
63年7月1日～68年6月30日	-0.0063
64年7月1日～69年6月30日	-0.0135
65年7月1日～70年6月30日	-0.0207
66年7月1日～71年6月30日	-0.0216
67年7月1日～72年6月30日	-0.0066
68年7月1日～73年6月30日	0.0004
69年7月1日～74年6月30日	-0.0050
70年7月1日～75年6月30日	-0.0051
71年7月1日～76年6月30日	-0.0024
72年7月1日～77年6月30日	0.0066
73年7月1日～78年6月30日	0.0108
74年7月1日～79年6月30日	0.0159
75年7月1日～80年6月30日	0.0130
76年7月1日～81年6月30日	0.0156

女性全体 3・四分位

女性全体 中位数

R-squared 0.9727
Adjusted R-squared 0.9603



定数項

推定値
1.1100

調査年有効求人倍率

推定値	t値
0.0401	6.631

年齢層効果

(20-24歳: 年齢層基準 = 0)

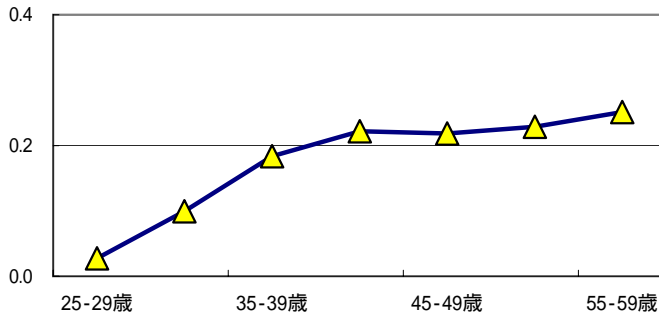
年齢層	推定値
25-29歳	0.0272
30-34歳	0.0992
35-39歳	0.1834
40-44歳	0.2216
45-49歳	0.2184
50-54歳	0.2286
55-59歳	0.2509

生年層効果

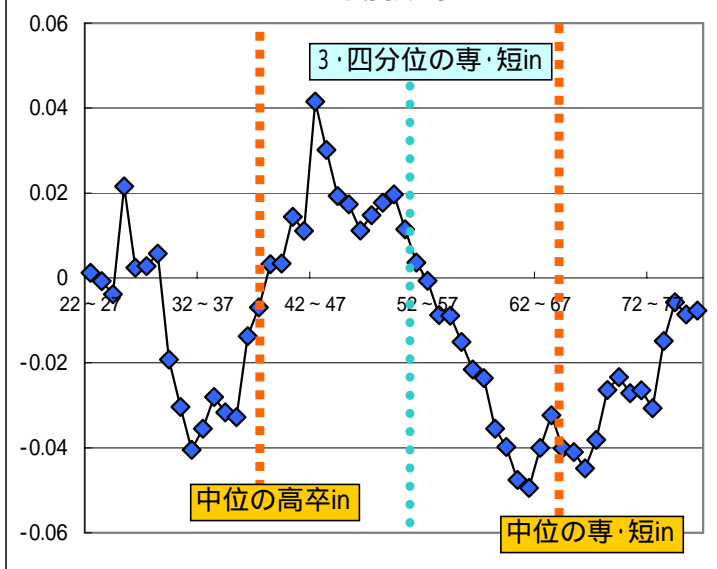
(1921年7月1日 ~ 26年6月30日生まれ: 生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日 ~ 27年6月30日	0.0012
23年7月1日 ~ 28年6月30日	-0.0007
24年7月1日 ~ 29年6月30日	-0.0039
25年7月1日 ~ 30年6月30日	0.0216
26年7月1日 ~ 31年6月30日	0.0024
27年7月1日 ~ 32年6月30日	0.0028
28年7月1日 ~ 33年6月30日	0.0057
29年7月1日 ~ 34年6月30日	-0.0192
30年7月1日 ~ 35年6月30日	-0.0304
31年7月1日 ~ 36年6月30日	-0.0405
32年7月1日 ~ 37年6月30日	-0.0355
33年7月1日 ~ 38年6月30日	-0.0280
34年7月1日 ~ 39年6月30日	-0.0317
35年7月1日 ~ 40年6月30日	-0.0328
36年7月1日 ~ 41年6月30日	-0.0137
37年7月1日 ~ 42年6月30日	-0.0070
38年7月1日 ~ 43年6月30日	0.0032
39年7月1日 ~ 44年6月30日	0.0034
40年7月1日 ~ 45年6月30日	0.0144
41年7月1日 ~ 46年6月30日	0.0111
42年7月1日 ~ 47年6月30日	0.0415
43年7月1日 ~ 48年6月30日	0.0301
44年7月1日 ~ 49年6月30日	0.0193
45年7月1日 ~ 50年6月30日	0.0174
46年7月1日 ~ 51年6月30日	0.0111
47年7月1日 ~ 52年6月30日	0.0148
48年7月1日 ~ 53年6月30日	0.0177
49年7月1日 ~ 54年6月30日	0.0197
50年7月1日 ~ 55年6月30日	0.0115
51年7月1日 ~ 56年6月30日	0.0036
52年7月1日 ~ 57年6月30日	-0.0007
53年7月1日 ~ 58年6月30日	-0.0087
54年7月1日 ~ 59年6月30日	-0.0089
55年7月1日 ~ 60年6月30日	-0.0151
56年7月1日 ~ 61年6月30日	-0.0216
57年7月1日 ~ 62年6月30日	-0.0236
58年7月1日 ~ 63年6月30日	-0.0355
59年7月1日 ~ 64年6月30日	-0.0398
60年7月1日 ~ 65年6月30日	-0.0476
61年7月1日 ~ 66年6月30日	-0.0494
62年7月1日 ~ 67年6月30日	-0.0400
63年7月1日 ~ 68年6月30日	-0.0324
64年7月1日 ~ 69年6月30日	-0.0401
65年7月1日 ~ 70年6月30日	-0.0410
66年7月1日 ~ 71年6月30日	-0.0449
67年7月1日 ~ 72年6月30日	-0.0381
68年7月1日 ~ 73年6月30日	-0.0263
69年7月1日 ~ 74年6月30日	-0.0234
70年7月1日 ~ 75年6月30日	-0.0271
71年7月1日 ~ 76年6月30日	-0.0265
72年7月1日 ~ 77年6月30日	-0.0307
73年7月1日 ~ 78年6月30日	-0.0148
74年7月1日 ~ 79年6月30日	-0.0057
75年7月1日 ~ 80年6月30日	-0.0086
76年7月1日 ~ 81年6月30日	-0.0077

年齢層効果



生年層効果



(専短卒+大卒) 加重男性賃金

(中卒+高卒) 加重男性賃金

R-squared 0.9974
Adjusted R-squared 0.9962

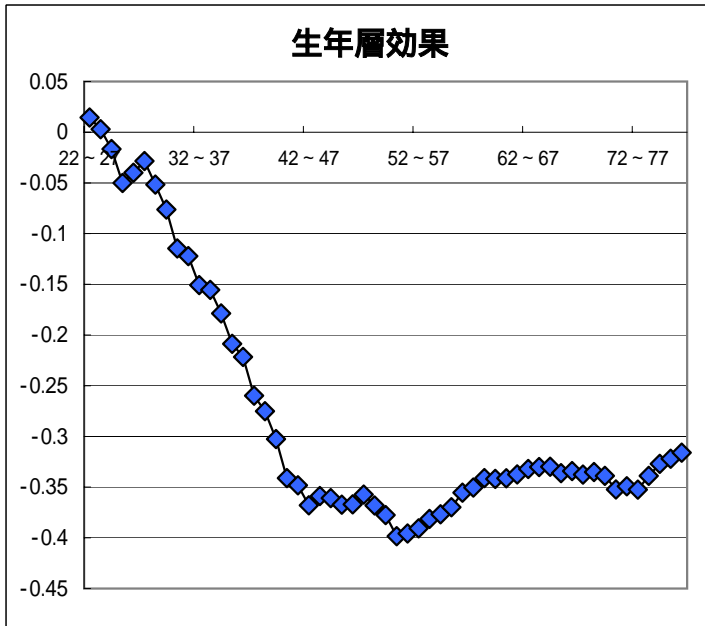
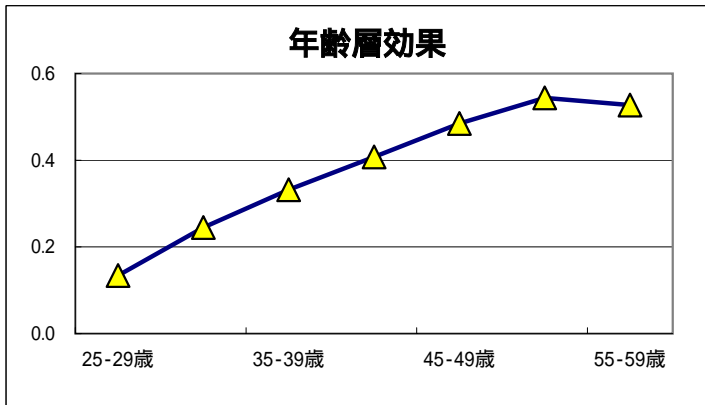
定数項

推定値
1.3017

年齢層効果

(20-24歳: 年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.1340
30-34歳	0.2449
35-39歳	0.3321
40-44歳	0.4076
45-49歳	0.4850
50-54歳	0.5437
55-59歳	0.5274



生年層効果

(1921年7月1日 ~ 26年6月30日生まれ: 生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日 ~ 27年6月30日	0.0145
23年7月1日 ~ 28年6月30日	0.0029
24年7月1日 ~ 29年6月30日	-0.0167
25年7月1日 ~ 30年6月30日	-0.0501
26年7月1日 ~ 31年6月30日	-0.0400
27年7月1日 ~ 32年6月30日	-0.0284
28年7月1日 ~ 33年6月30日	-0.0517
29年7月1日 ~ 34年6月30日	-0.0763
30年7月1日 ~ 35年6月30日	-0.1146
31年7月1日 ~ 36年6月30日	-0.1222
32年7月1日 ~ 37年6月30日	-0.1508
33年7月1日 ~ 38年6月30日	-0.1554
34年7月1日 ~ 39年6月30日	-0.1787
35年7月1日 ~ 40年6月30日	-0.2087
36年7月1日 ~ 41年6月30日	-0.2217
37年7月1日 ~ 42年6月30日	-0.2598
38年7月1日 ~ 43年6月30日	-0.2751
39年7月1日 ~ 44年6月30日	-0.3027
40年7月1日 ~ 45年6月30日	-0.3411
41年7月1日 ~ 46年6月30日	-0.3483
42年7月1日 ~ 47年6月30日	-0.3680
43年7月1日 ~ 48年6月30日	-0.3588
44年7月1日 ~ 49年6月30日	-0.3608
45年7月1日 ~ 50年6月30日	-0.3672
46年7月1日 ~ 51年6月30日	-0.3669
47年7月1日 ~ 52年6月30日	-0.3573
48年7月1日 ~ 53年6月30日	-0.3681
49年7月1日 ~ 54年6月30日	-0.3775
50年7月1日 ~ 55年6月30日	-0.3983
51年7月1日 ~ 56年6月30日	-0.3957
52年7月1日 ~ 57年6月30日	-0.3906
53年7月1日 ~ 58年6月30日	-0.3813
54年7月1日 ~ 59年6月30日	-0.3768
55年7月1日 ~ 60年6月30日	-0.3699
56年7月1日 ~ 61年6月30日	-0.3554
57年7月1日 ~ 62年6月30日	-0.3504
58年7月1日 ~ 63年6月30日	-0.3411
59年7月1日 ~ 64年6月30日	-0.3420
60年7月1日 ~ 65年6月30日	-0.3412
61年7月1日 ~ 66年6月30日	-0.3374
62年7月1日 ~ 67年6月30日	-0.3321
63年7月1日 ~ 68年6月30日	-0.3302
64年7月1日 ~ 69年6月30日	-0.3300
65年7月1日 ~ 70年6月30日	-0.3362
66年7月1日 ~ 71年6月30日	-0.3341
67年7月1日 ~ 72年6月30日	-0.3376
68年7月1日 ~ 73年6月30日	-0.3351
69年7月1日 ~ 74年6月30日	-0.3389
70年7月1日 ~ 75年6月30日	-0.3523
71年7月1日 ~ 76年6月30日	-0.3491
72年7月1日 ~ 77年6月30日	-0.3524
73年7月1日 ~ 78年6月30日	-0.3389
74年7月1日 ~ 79年6月30日	-0.3270
75年7月1日 ~ 80年6月30日	-0.3220
76年7月1日 ~ 81年6月30日	-0.3160

男性(大卒+専短卒) 労働者数

男性学歴計 労働者数

R-squared 0.9983
Adjusted R-squared 0.9976

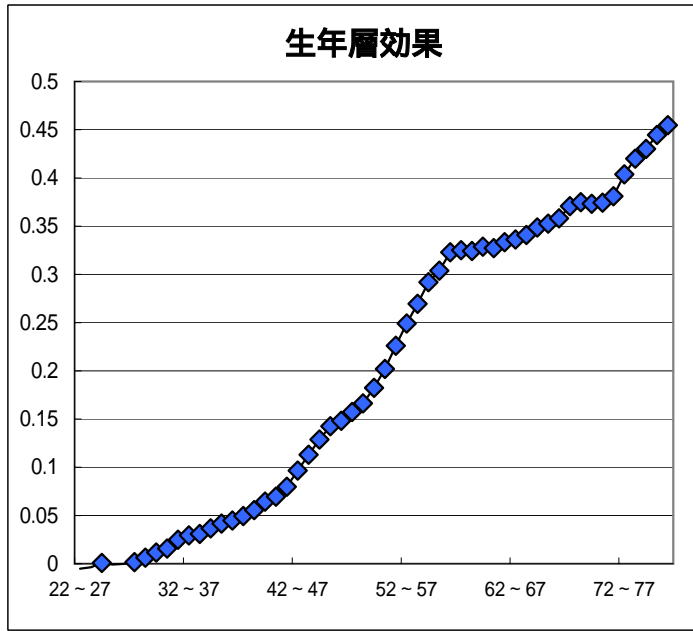
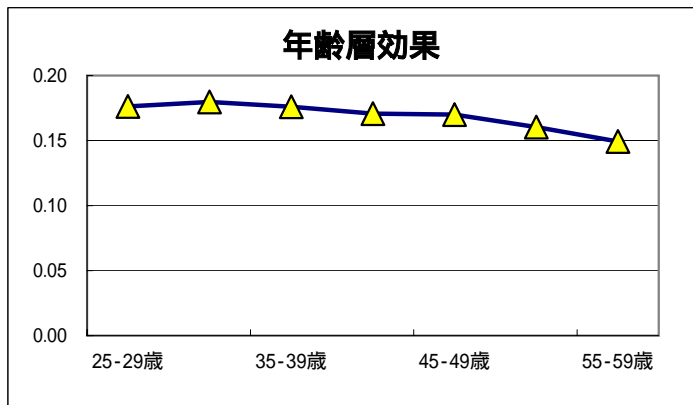
定数項

推定値
-0.0263

年齢層効果

(20-24歳:年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.1763
30-34歳	0.1796
35-39歳	0.1760
40-44歳	0.1707
45-49歳	0.1699
50-54歳	0.1603
55-59歳	0.1494



生年層効果

(1921年7月1日 ~ 26年6月30日生まれ:生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日 ~ 27年6月30日	-0.0051
23年7月1日 ~ 28年6月30日	-0.0037
24年7月1日 ~ 29年6月30日	0.0008
25年7月1日 ~ 30年6月30日	-0.0008
26年7月1日 ~ 31年6月30日	-0.0001
27年7月1日 ~ 32年6月30日	0.0016
28年7月1日 ~ 33年6月30日	0.0064
29年7月1日 ~ 34年6月30日	0.0117
30年7月1日 ~ 35年6月30日	0.0158
31年7月1日 ~ 36年6月30日	0.0250
32年7月1日 ~ 37年6月30日	0.0293
33年7月1日 ~ 38年6月30日	0.0308
34年7月1日 ~ 39年6月30日	0.0367
35年7月1日 ~ 40年6月30日	0.0416
36年7月1日 ~ 41年6月30日	0.0449
37年7月1日 ~ 42年6月30日	0.0495
38年7月1日 ~ 43年6月30日	0.0556
39年7月1日 ~ 44年6月30日	0.0644
40年7月1日 ~ 45年6月30日	0.0695
41年7月1日 ~ 46年6月30日	0.0797
42年7月1日 ~ 47年6月30日	0.0966
43年7月1日 ~ 48年6月30日	0.1131
44年7月1日 ~ 49年6月30日	0.1288
45年7月1日 ~ 50年6月30日	0.1425
46年7月1日 ~ 51年6月30日	0.1481
47年7月1日 ~ 52年6月30日	0.1573
48年7月1日 ~ 53年6月30日	0.1663
49年7月1日 ~ 54年6月30日	0.1824
50年7月1日 ~ 55年6月30日	0.2020
51年7月1日 ~ 56年6月30日	0.2261
52年7月1日 ~ 57年6月30日	0.2491
53年7月1日 ~ 58年6月30日	0.2694
54年7月1日 ~ 59年6月30日	0.2918
55年7月1日 ~ 60年6月30日	0.3038
56年7月1日 ~ 61年6月30日	0.3229
57年7月1日 ~ 62年6月30日	0.3251
58年7月1日 ~ 63年6月30日	0.3243
59年7月1日 ~ 64年6月30日	0.3287
60年7月1日 ~ 65年6月30日	0.3273
61年7月1日 ~ 66年6月30日	0.3333
62年7月1日 ~ 67年6月30日	0.3362
63年7月1日 ~ 68年6月30日	0.3409
64年7月1日 ~ 69年6月30日	0.3487
65年7月1日 ~ 70年6月30日	0.3527
66年7月1日 ~ 71年6月30日	0.3581
67年7月1日 ~ 72年6月30日	0.3707
68年7月1日 ~ 73年6月30日	0.3748
69年7月1日 ~ 74年6月30日	0.3733
70年7月1日 ~ 75年6月30日	0.3745
71年7月1日 ~ 76年6月30日	0.3810
72年7月1日 ~ 77年6月30日	0.4038
73年7月1日 ~ 78年6月30日	0.4200
74年7月1日 ~ 79年6月30日	0.4302
75年7月1日 ~ 80年6月30日	0.4445
76年7月1日 ~ 81年6月30日	0.4547

(専短卒+大卒) 加重女性賃金

(中卒+高卒) 加重女性賃金

R-squared 0.9919
Adjusted R-squared 0.9883

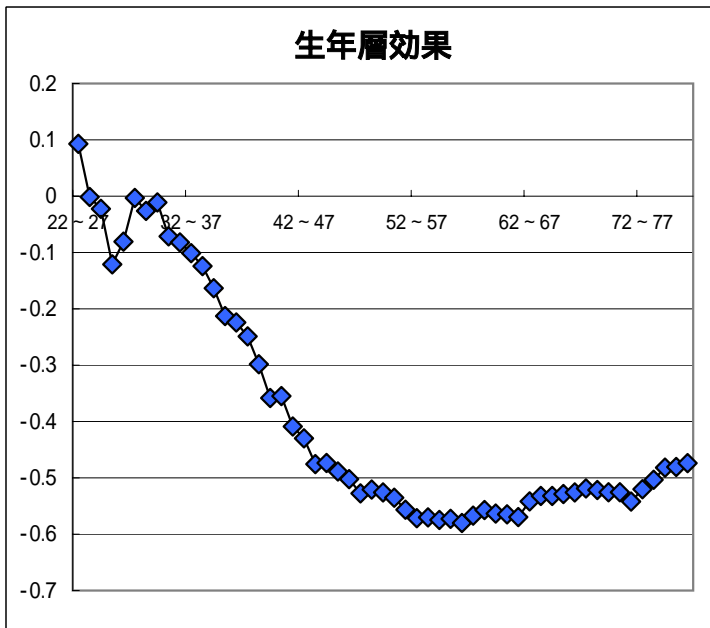
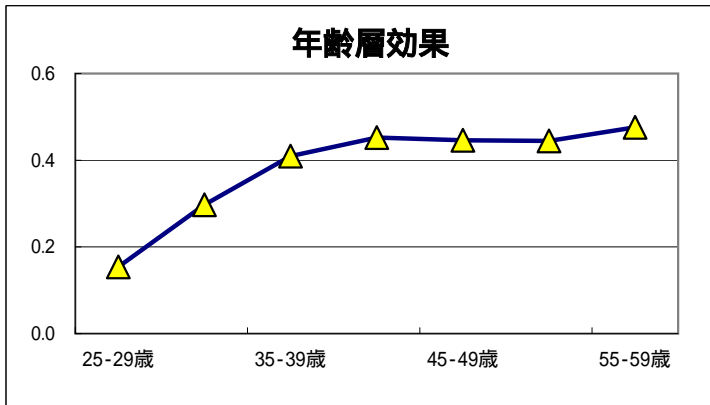
定数項

推定値
1.5851

年齢層効果

(20-24歳:年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.1539
30-34歳	0.2971
35-39歳	0.4096
40-44歳	0.4525
45-49歳	0.4461
50-54歳	0.4445
55-59歳	0.4758



生年層効果

(1921年7月1日 ~ 26年6月30日生まれ:生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日 ~ 27年6月30日	0.0929
23年7月1日 ~ 28年6月30日	-0.0015
24年7月1日 ~ 29年6月30日	-0.0225
25年7月1日 ~ 30年6月30日	-0.1211
26年7月1日 ~ 31年6月30日	-0.0808
27年7月1日 ~ 32年6月30日	-0.0030
28年7月1日 ~ 33年6月30日	-0.0261
29年7月1日 ~ 34年6月30日	-0.0110
30年7月1日 ~ 35年6月30日	-0.0713
31年7月1日 ~ 36年6月30日	-0.0820
32年7月1日 ~ 37年6月30日	-0.1012
33年7月1日 ~ 38年6月30日	-0.1242
34年7月1日 ~ 39年6月30日	-0.1635
35年7月1日 ~ 40年6月30日	-0.2128
36年7月1日 ~ 41年6月30日	-0.2242
37年7月1日 ~ 42年6月30日	-0.2490
38年7月1日 ~ 43年6月30日	-0.2982
39年7月1日 ~ 44年6月30日	-0.3583
40年7月1日 ~ 45年6月30日	-0.3547
41年7月1日 ~ 46年6月30日	-0.4087
42年7月1日 ~ 47年6月30日	-0.4299
43年7月1日 ~ 48年6月30日	-0.4756
44年7月1日 ~ 49年6月30日	-0.4736
45年7月1日 ~ 50年6月30日	-0.4885
46年7月1日 ~ 51年6月30日	-0.5023
47年7月1日 ~ 52年6月30日	-0.5275
48年7月1日 ~ 53年6月30日	-0.5206
49年7月1日 ~ 54年6月30日	-0.5257
50年7月1日 ~ 55年6月30日	-0.5351
51年7月1日 ~ 56年6月30日	-0.5566
52年7月1日 ~ 57年6月30日	-0.5715
53年7月1日 ~ 58年6月30日	-0.5701
54年7月1日 ~ 59年6月30日	-0.5746
55年7月1日 ~ 60年6月30日	-0.5728
56年7月1日 ~ 61年6月30日	-0.5801
57年7月1日 ~ 62年6月30日	-0.5670
58年7月1日 ~ 63年6月30日	-0.5572
59年7月1日 ~ 64年6月30日	-0.5634
60年7月1日 ~ 65年6月30日	-0.5647
61年7月1日 ~ 66年6月30日	-0.5696
62年7月1日 ~ 67年6月30日	-0.5419
63年7月1日 ~ 68年6月30日	-0.5320
64年7月1日 ~ 69年6月30日	-0.5320
65年7月1日 ~ 70年6月30日	-0.5286
66年7月1日 ~ 71年6月30日	-0.5259
67年7月1日 ~ 72年6月30日	-0.5188
68年7月1日 ~ 73年6月30日	-0.5216
69年7月1日 ~ 74年6月30日	-0.5256
70年7月1日 ~ 75年6月30日	-0.5256
71年7月1日 ~ 76年6月30日	-0.5422
72年7月1日 ~ 77年6月30日	-0.5202
73年7月1日 ~ 78年6月30日	-0.5033
74年7月1日 ~ 79年6月30日	-0.4817
75年7月1日 ~ 80年6月30日	-0.4807
76年7月1日 ~ 81年6月30日	-0.4738

女性(大卒 + 専短卒) 労働者数

女性 労働者数

R-squared 0.9980
Adjusted R-squared 0.9972

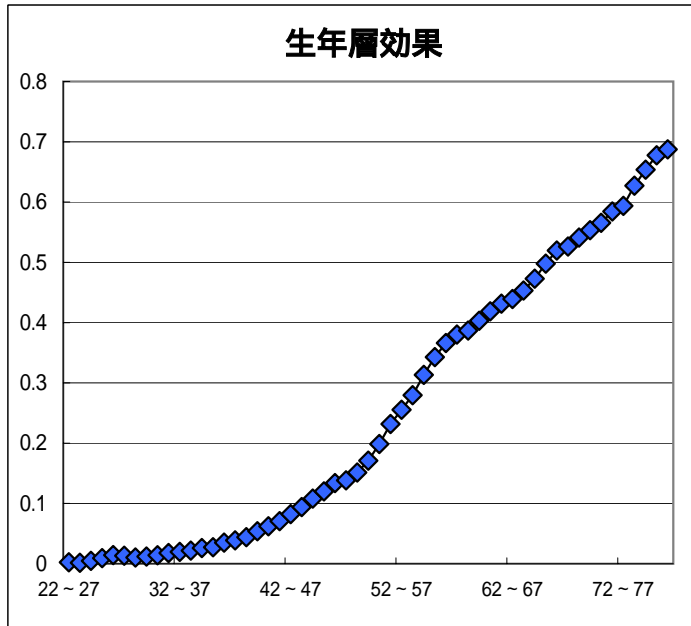
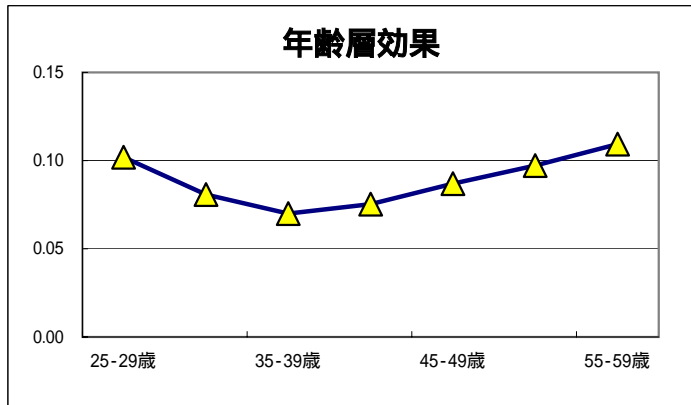
定数項

推定値
-0.0680

年齢層効果

(20-24歳: 年齢層基準 = 0)

年齢層	推定値
25-29歳	0.1019
30-34歳	0.0808
35-39歳	0.0700
40-44歳	0.0753
45-49歳	0.0870
50-54歳	0.0972
55-59歳	0.1094



生年層効果

(1921年7月1日 ~ 26年6月30日生まれ: 生年層基準 = 0)

生年層 (over lapping)	推定値
22年7月1日 ~ 27年6月30日	0.0023
23年7月1日 ~ 28年6月30日	0.0015
24年7月1日 ~ 29年6月30日	0.0047
25年7月1日 ~ 30年6月30日	0.0094
26年7月1日 ~ 31年6月30日	0.0143
27年7月1日 ~ 32年6月30日	0.0132
28年7月1日 ~ 33年6月30日	0.0103
29年7月1日 ~ 34年6月30日	0.0120
30年7月1日 ~ 35年6月30日	0.0140
31年7月1日 ~ 36年6月30日	0.0179
32年7月1日 ~ 37年6月30日	0.0197
33年7月1日 ~ 38年6月30日	0.0218
34年7月1日 ~ 39年6月30日	0.0260
35年7月1日 ~ 40年6月30日	0.0275
36年7月1日 ~ 41年6月30日	0.0349
37年7月1日 ~ 42年6月30日	0.0389
38年7月1日 ~ 43年6月30日	0.0440
39年7月1日 ~ 44年6月30日	0.0539
40年7月1日 ~ 45年6月30日	0.0620
41年7月1日 ~ 46年6月30日	0.0706
42年7月1日 ~ 47年6月30日	0.0823
43年7月1日 ~ 48年6月30日	0.0939
44年7月1日 ~ 49年6月30日	0.1081
45年7月1日 ~ 50年6月30日	0.1201
46年7月1日 ~ 51年6月30日	0.1338
47年7月1日 ~ 52年6月30日	0.1383
48年7月1日 ~ 53年6月30日	0.1513
49年7月1日 ~ 54年6月30日	0.1710
50年7月1日 ~ 55年6月30日	0.1986
51年7月1日 ~ 56年6月30日	0.2318
52年7月1日 ~ 57年6月30日	0.2555
53年7月1日 ~ 58年6月30日	0.2795
54年7月1日 ~ 59年6月30日	0.3133
55年7月1日 ~ 60年6月30日	0.3428
56年7月1日 ~ 61年6月30日	0.3661
57年7月1日 ~ 62年6月30日	0.3802
58年7月1日 ~ 63年6月30日	0.3868
59年7月1日 ~ 64年6月30日	0.4030
60年7月1日 ~ 65年6月30日	0.4186
61年7月1日 ~ 66年6月30日	0.4315
62年7月1日 ~ 67年6月30日	0.4391
63年7月1日 ~ 68年6月30日	0.4532
64年7月1日 ~ 69年6月30日	0.4729
65年7月1日 ~ 70年6月30日	0.4978
66年7月1日 ~ 71年6月30日	0.5195
67年7月1日 ~ 72年6月30日	0.5262
68年7月1日 ~ 73年6月30日	0.5412
69年7月1日 ~ 74年6月30日	0.5534
70年7月1日 ~ 75年6月30日	0.5655
71年7月1日 ~ 76年6月30日	0.5845
72年7月1日 ~ 77年6月30日	0.5938
73年7月1日 ~ 78年6月30日	0.6272
74年7月1日 ~ 79年6月30日	0.6537
75年7月1日 ~ 80年6月30日	0.6777
76年7月1日 ~ 81年6月30日	0.6874