

マッチング生産性のコミュニケーション要因仮説の試験的分析 —都市部での就業は都市で育った者ほど有利なのか—

小 林 徹

Trial analysis of the communication factor hypothesis of the matching productivity

Toru Kobayashi

(Received 11 November, 2016 ; Accepted 4 January, 2017)

Abstract

In Japan, there are many different ways of communication in city and rural areas. For example, a person from city more often says appreciation to others who helps him than person from rural. Then, is there any inconvenience in work-place if a person from rural works in city, and does it make differences in labor productivity between city-workers from rural and city-workers from city?

I analyze whether the wages of city-workers from rural are lower than that of city-workers from city with controlling differences in education. As a result, the wage differentials are found to be significant. But the wages of rural-workers from rural are lower than that of rural-workers from city too. Regardless of working in city or rural, wages of workers from rural are lower. This result suggests that being brought up in city increases human resources.

I はじめに

文化やコミュニケーション特徴は土地によって異なると考えられるが、育った土地とは異なる土地で就業する場合、コミュニケーションの違いによってその土地で育った者との間に処遇格差は生じるだろうか。このような疑問を検討するにあたり、日本は適した環境を有していると思われる。なぜなら、国籍や身分や法制度や言語は各地共通でありながら、土地ごとに文化や方言などコミュニケーションの特徴には大きな違いがある。社会制度上の条件が比較的コントロールされた中で、人集団のコミュニケーションの違いが労働からの処遇など社会生活上の

結果指標へ及ぼす影響を検討することが出来る。

本稿では都市と地方の非言語コミュニケーションの違いに着目し、都市で働く者の中で都市出身者と地方出身者との間に処遇差が見られるかどうかを確認する。西尾(2009)などの方言学や社会言語学の研究分野では、都市部と地方によって「言語行動」という非言語コミュニケーションの特徴が異なっていることが指摘されている。また、このようなコミュニケーションの異質性は、就業機会や賃金格差などの要因にもなることが、Lang(1986)によって理論的に示されている。土地の多数派のコミュニケーションとは異なるコミュニケーション特徴を有する者は、その土地では取引費用がかかる分だけ採用されないか賃金が低くなりやすい。つまりコミュニケーションの相性やミスマッチによって、労働の結果が異なってくる。例えば、西尾(2009)の研究からは、感謝表現を行うべき同様のシーンに直面しても、都市部ほど直接的に感謝を伝え、非都市部ほど直接的な表現は行わない傾向にあることが分かる。このような場合に非都市出身者が都市で就業している場合に、彼らは都市出身者よりもコミュニケーション上の不都合が発生するかもしれない。

一方で就業地と成育地のミスマッチに関わらず、成育地そのものの影響によって処遇に差が生じることも考えられる。Kling, Liebman and Katz(2007)などの近隣効果の研究群で指摘されるように、成育地の影響で人的資本蓄積が異なっていれば、成育地によって処遇は異なる。

このようなコミュニケーション上の相性の影響を分析から明らかにするためには直接的にコミュニケーション特徴に関する変数を用いて分析を行うべきであろうが、使用データの制約もある²⁾。本稿では成育地別に都市居住者の処遇差があるかどうかを確認するにとどめつつ、差がある場合にはその差が人的資本の影響なのか土地柄の相性の影響なのかについて考慮した検討を加えたい。例えば都市成育者ほど人的資本が高いことで処遇も良いならば、都市成育の影響は都市で勤務しても地方で勤務しても処遇にプラスとなる。人的資本が相性以上に重要であれば、成育地の影響は勤務地が地方であるか都市であるかに関わらず同方向の影響が確認されるだろう。

以下、2章では労働市場において人材と組織の相性の重要性に関する先行研究と、相性の要因としてコミュニケーション特徴の違いがあることを示唆する先行研究の整理を行う。3章では本稿の分析に用いるデータと分析手続きを述べる。4章では分析結果を示すとともに結果の解釈を加え、5章で本稿の結論を得る。

II 先行研究

1. 労働市場における相性はコミュニケーション特徴で判断されている

日本の就職、採用においては、技能だけでなく企業と労働者との相性の重要性が多くの文献で主張されている。株式会社リクルートキャリア『就職白書2016』では、新卒採用を行う企業の採用基準で最も重視する項目は「人柄」となっており、「適性検査」や就学時の「専門性」をはるかに上回る。技能以外の側面も重視される傾向は新卒採用市場だけでなく、中途採用市場においても当てはまる。転職市場での情報項目の重要性が分析された阿部(2001)によれば、計量分析の結果、前職経験や資格など技能に関する情報項目だけでは採用成立の多くを説明で

きないとし、求職者と企業との相性が重要である可能性に触れている。また労働政策研究・研修機構（2016）は、複数の転職支援事業者やエグゼクティブ・サーチ事業者へのヒアリング調査により、部長や役員クラスの採用においても高度な技能や経験だけでなく、組織や企業トップとの相性が重視されていることを明らかにしている。

では、このような相性の良し悪しはどのように判別されるのか。政策的にも労働市場のマッチング機能強化が求められる中で、相性判断の方法を明らかにすることは重要と考えられる。小林（2013）は、転職支援会社が作成した求職者と企業が求める人材の性格情報を用いて、性格という切り口で相性の重要性が計量的に示されるかどうかを分析している。ここでは、「積極性」や「明朗性」といった情報が扱われた。これら性格要素の強い求職者が当該要素の強い人材を求めている求人に斡旋された場合には、採用に至りやすいことが予想されるが、そのような傾向は限定的であるという。性格特徴を情報化し、相性判断を行うことは難しいことが示唆される。一方で岩脇（2007）では、労働者のコミュニケーション特徴によって相性判断が可能であることが示されている。岩脇（2007）の面接試験に関する企業へのヒアリング調査によれば、面接における労働者のコミュニケーションの内容や非言語特徴によって企業との相性や仕事とのマッチングの判断がされているという。³⁾

岩脇（2007）の指摘するコミュニケーション特徴による相性の判断は、Lang（1986）の「Language Theory」とも整合的である。Lang（1986）は言語の異なる2属性の労働者を考え、異なる属性の労働者同士ではコミュニケーションに取引費用が発生するため、同グループ労働者によって組織が形成されやすくなることを指摘する。また異なる属性の労働者を採用する場合には、このような取引費用が賃金に考慮されるため賃金格差が発生することを指摘する。このような取引費用の発生は言語のみにとどまらず、ボディランゲージのような非言語のコミュニケーションについても同様であると考えられている。Fadlon（2015）は、米国における上司と部下の人種に関するデータを用いて、上司と部下の人種が異なる場合ほど賃金が低くなりやすいかどうかを分析している。分析の結果、部下が白人か黒人かに関わらず、上司と人種が異なる場合ほど賃金が低くなることを明らかにしている。米国労働市場は言語については主に英語であるが、白人と黒人とで非言語のコミュニケーション特徴に違いがあることが指摘されていることから、取引費用による賃金格差が示唆される。

2. 非言語のコミュニケーション、言語行動の特徴分類と違いの要因とは

日本の労働市場においては技能だけでなく、相性が重要である。その相性は面接などにおいて、言語・非言語コミュニケーションの特徴を把握することで判断、評価される。であれば、労働者と勤務先のコミュニケーション特徴により、採用結果や賃金など労働市場における結果指標は異なると考えられる。このようなコミュニケーション特徴の相性と労働結果との関係性に興味もたれるが、本稿ではまずは非言語のコミュニケーションを対象とする。西尾（2009）や小林・澤村（2010 a・2010 b）などの方言学や社会言語学の研究分野では、都市部と非都市部とでは非言語コミュニケーションの一種である「言語行動」の特徴が異なることが指摘されている。都市部と非都市部で非言語コミュニケーションが異なるならば、成育地と勤務地とで都市性にギャップがあるほどコミュニケーションに取引費用が発生し、それは処遇にも影響す

ることが考えられる。では具体的にどのような「言語行動」の違いがあるのか。

西尾 (2009) では受益シーンでの発語や表現選択が地域によって、地域の都市性によって違いが見られるかが定量分析されている。分析の結果、醤油さしを取ってもらうなどの受益場面に對し、相手に礼を発語するかどうか、言うならば「ありがとう」などの感謝表現か、「すみません、ごめん」などの詫び表現か、「どうも」とだけ言うかどうか、地域ごとに異なった。地下鉄があるような都市部ほど感謝表現が多く、「何も言わない」や「どうも」のみの表現に留まる者は少なくなる。一方で、周囲が農家の地域や人口5万人未満の地域ほど何もいわない者が多く、何かをいう場合も「どうも」だけを発語する者が多く、感謝表現をする者は少ないことが示されている。沖 (2009) では、「その荷物は、私が持ちましょう」など、目上の人に意思を伝える際の表現の仕方が地域ごとに異なることが指摘されている。例えば、「持ちましょう」など表現が直接的になる地域がある一方で、「持たせてもらいます」など表現が複雑で直接的な言い回しを避けるような地域があるという。沖 (2009) は、このような発想と表現の違いがコミュニケーション上の障害を生む可能性を危惧しているが、コミュニケーション力などの重要性が指摘される近年の労働市場でも重要な視点であろう。

最後に、小林・澤村 (2010 a・2010 b) では、このような地域によって「言語行動」が異なる背景や要因が考察されている。小林・澤村 (2010 a・2010 b) は地域ごとのものの言い方や発想の違いは、各地域の都市機能の違いや人口集中など、経済・社会的な要因やそれら要因の歴史的な変化を受けて形成されることを指摘する。都市部では経済・社会的に複雑な構造となり、歴史を通じ制度的変化の影響も受けやすいため、言語的発想法も発達する。その結果、歴史的に都市機能が発達している地域ほど、直接的表現が避けられ、複雑な配慮表現が発達し、それが定型化されるためか決まった言い回し表現が多くなる。

本稿では成育地と勤務地の都市性を非言語コミュニケーションの代理変数として分析するため、分析結果はコミュニケーションの相性だけが反映されるわけではなく、ここに本稿の分析の限界がある。近隣効果などにより、都市性によって学歴などでは反映しきれない人的資本の差が生じている場合が考えられ、仮に都市出身の都市勤務者ほど非都市部出身の都市勤務者より賃金が高かったとしても、それは非言語コミュニケーションの相性ではなく人的資本の差を反映しているだけであるかもしれない。さらに都市成育者の高い人的資本の影響が大きい場合には、農村勤務者においても都市出身者ほど農村出身者より賃金が高いということが考えられる。このように非言語コミュニケーションの相性の影響があったとしても、人的資本の差による影響がより大きい場合には、人的資本の差の影響が都市と非都市成育者の差として現れてしまう。

本来であればコミュニケーション仮説を検証するためには、サンプルごとのコミュニケーション特徴と処遇との関連を直接的に分析すべきである。例えば、都市部で成育した親の影響を受けた非都市部出身者など、非都市部で成育しながらも都市部に近い非言語コミュニケーション特徴を有する者はいるはずであり、その逆もありうる。成育地の影響をコントロールしつつ、さらに非言語コミュニケーション特徴のマッチングによって、処遇に差が見られるかが検証されたいが、そのような分析には至らぬ点に留意が残る。

III 分析の枠組みとデータ

本稿では、都市性によって分化する非言語コミュニケーションの相性仮説を検討するため、都市で働く者の中では都市出身者ほど処遇が良いか、非都市で働く者の中では都市出身者の処遇は悪くなるのかをデータより確認する。処遇に関する指標として、「賃金」、「役職」を取り上げる。分析の枠組みは賃金関数を応用し、以下のモデルを都市勤務者と非都市勤務者に分けて推定する。

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 T_i + \beta_2 S_i + \beta_3 R_i + \beta_4 R_i^2 + \beta_5 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\Pr(D_i = 1 | T_i, S_i, R_i, R_i^2, X_i) = \Phi(\delta_1 T_i + \delta_2 S_i + \delta_3 R_i + \delta_4 R_i^2 + \delta_5 X_i) \quad (2)$$

上記(1)式の左辺は賃金 w_i の自然対数であり、 T_i は都市で成育したことを示すダミー変数とする。このパラメータ β_1 , δ_1 より都市勤務においては都市出身者ほど処遇が良いかを確認する。パラメータ β_1 , δ_1 については、都市勤務者についても非都市勤務者についても分析結果の傾向が一致するかが重要となる。パラメータ β_1 , δ_1 が成育地の違いによる人的資本の違いを反映しているならば、都市勤務者間でも非都市勤務者間でも結果の傾向は共通するはずである。仮に傾向が異なるならば、都市成育者は都市勤務者間では有利だが非都市勤務者間ではそうではないといった、相性の影響が反映されていると考えられる。 S_i は「大学・大学院卒ダミー」⁴⁾、及び父親の「大学・大学院卒ダミー」とし、一般的人的資本の違いをコントロールする。 R_i は一般的な賃金関数で考慮される「労働市場での経験年数」であり、学校を卒業後の年数とする。これについては2乗項も含める。また、それ以外に賃金に影響する変数を X_i とし、具体的には「男性ダミー」⁵⁾、「現居住地での居住年数」⁶⁾を用いる。

上記(2)式は役職の決定に関するプロビットモデル推定であり、左辺には「部長以上ダミー」、「自営・自由業主ダミー」、「正規社員以上ダミー」を用い、右辺には(1)式の分析と同様の説明変数を用いる。

分析に用いるデータは、日本版 General Social Surveys の 2008, 2010 年調査データ（以下、JGSS 2008-2010 と表記する）である⁷⁾。当該調査は1年おきに実施される調査であるが、各回のたびごとに標本抽出⁷⁾がされており、パネル調査データではない。そのため、JGSS 2008-2010 は2回分の調査データをプールしたものとなっている。JGSS 2008-2010 は、現居住地だけでなく15歳時に居住していた地域の都市性に関する質問がされている希少な調査データである。現居住地については、「あなたが現在、お住まいの地域は、どのような地域だと思いますか。最も近いものを1つ選んでください。」という設問に「1. 大都市の中心部, 2. 大都市の郊外, 3. 中小都市, 4. 町村部, 5. 人家がまばらな農山漁村」との選択肢が設けられている。15歳時の居住地についても同様の質問があり、これらを用いて、大都市及び中小都市に住んでいる場合に1をとる「現在都市居住ダミー」、「15歳時都市居住ダミー」を作成した。本稿は、都市（非都市）で働く者の中では都市成育者ほど処遇が良くなるのか（悪くなるのか）を確認するため、都市（非都市）居住者を都市（非都市）就業者と見なしている。しかし、都市に居住しながら町村や農山

村に通勤する者や非都市に居住しながら都市に通勤する者もいるであろうことを考え、別途通勤時間に関する質問から、分析対象者を通勤1時間30分以内のサンプルに限定した。また主たる稼ぎ手と家計補助的な勤労者とは処遇の構造も異なることから、調査時前週の労働時間が30時間以上の社会保険加入者と考えられる勤務者に限定した。最後に、川口(2011)でも指摘されるように、賃金決定構造のことなる60歳以上の者は分析から除外している。これら手続きにより、都市居住者は1685サンプル、非都市居住者は946サンプルとなっている。

次に推定に用いる変数について述べる。説明変数から述べると、先の通り作成した「15歳時都市居住ダミー」は、都市で育成したことを示す変数 T_i の代理指標とする。「大学・大学院卒ダミー」 S_i は、最終学歴が新制大学、大学院である場合に1をとるダミー変数とする⁸⁾。「労働市場での経験年数」 R_i は、現在の年齢から大学卒なら16年、短大や専門学校卒なら14年など学校に通った年数を減じ、さらに未就学期間の6年を減じた数値となっている。コントロール変数のうち、「男性ダミー」は性別より作成した。「現居住地での居住年数」は、「現在の地域にどれくらい住んでいますか」との質問に用意された選択肢から、「生まれてからずっと」が選択されている場合は年齢を居住年数とし、それ以外が選択された場合は選択肢の中央値を当てはめている⁹⁾。

被説明変数のうち、賃金 w_i は年間労働収入と週当たり実働時間によって賃金を作成した。J G S S 2008-2010の年間労働収入はカテゴリ変数となっているため、各カテゴリの中央値を当てはめることによって数値化するとともに「70万未満」は70万円、「2,300万以上」は2,300万円とした。これを「残業を含む前週の労働時間」×50週で除した。なお、作成した賃金は年平均消費者物価指数(全国、総合2010年基準)によって実質化している。「部長以上ダミー」は、「経営者・役員」、「部長(部長相当)」に該当する場合に1をとるダミー変数とした。「自営・自由業主ダミー」は「自営業主・自由業者」の場合に1をとるダミー変数とし、「家族従業者」は0に含まれている。「正規社員以上ダミー」は「常時雇用の一般従業者」の場合及び「経営者・役員」の場合に1をとるダミー変数としている。分析に用いたデータセットの各変数の基本統計量は第1表に掲載した。

第1表 分析に用いるデータセットの基本統計量

サンプル	都市居住者かつ59歳以下						非都市居住者かつ59歳以下					
	全体		うち15歳時 都市居住者		うち15歳時 非都市居住者		全体		うち15歳時 都市居住者		うち15歳時 非都市居住者	
変数名	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
賃金	1,950.55	1,270.47	1,938.18	1,246.75	1,986.10	1,337.15	1,643.77	1,070.01	1,885.58	1,289.75	1,588.89	1,006.45
部長以上ダミー	0.08	0.26	0.07	0.26	0.09	0.28	0.07	0.25	0.09	0.29	0.06	0.24
自営業、自由業ダミー	0.03	0.16	0.03	0.17	0.02	0.13	0.04	0.19	0.04	0.20	0.04	0.19
正規社員以上ダミー	0.83	0.37	0.83	0.37	0.83	0.38	0.79	0.41	0.83	0.38	0.78	0.41
経験年数	21.75	11.00	20.63	10.92	24.97	10.60	22.25	11.43	22.73	10.73	22.14	11.59
経験年数の2乗	593.98	489.71	544.73	473.21	735.51	508.94	625.47	516.64	631.22	498.04	624.16	521.07
男性ダミー	0.62	0.49	0.61	0.49	0.65	0.48	0.59	0.49	0.59	0.49	0.59	0.49
15歳時都市居住ダミー	0.74	0.44	1.00	0.00	0.00	0.00	0.18	0.39	1.00	0.00	0.00	0.00
居住年数	17.51	12.96	17.89	13.13	16.41	12.40	22.38	14.41	14.58	10.60	24.15	14.57
大学、大学院卒ダミー	0.38	0.48	0.40	0.49	0.32	0.47	0.20	0.40	0.30	0.46	0.17	0.38
父親が大学、大学院卒ダミー	0.17	0.37	0.20	0.40	0.07	0.26	0.08	0.28	0.15	0.36	0.07	0.25
父親が部長以上ダミー	0.10	0.31	0.12	0.33	0.05	0.22	0.06	0.24	0.09	0.29	0.05	0.22
父親が自営業、自由業主ダミー	0.25	0.43	0.21	0.40	0.36	0.48	0.33	0.47	0.30	0.46	0.34	0.47
サンプル数	1,685		1,250		435		946		175		771	

出所：J G S S 2008-2010より筆者作成

第1表より都市居住者について見ると、15歳時にも都市に居住していた者が約7割となっている。成育地別に傾向の違いを見ると、15歳時都市居住者ほど経験年数が少なく、年齢が若いことが伺える。また、父親が大学、大学院卒である者や部長以上であった者は多く、自営業・自由業主であった者が少なくなっている。本人の学歴についても15歳時都市居住者のほど大卒者が多くなっている。

次に、非都市居住者についてみると、約8割が15歳時にも非都市居住者であり、都市地域からの出身者は非常に少なくなっている。成育地別には、ここでも15歳時都市居住者ほど大卒者が多い傾向が確認され、父親の属性についても都市居住者と同様の傾向となる。しかし経験年数については、15歳時都市居住者ほど若干多くなっている。

以上より、都市・非都市居住者ともに成育地別に一般的人的資本には偏りがあると考えられる。具体的には本人の学歴や父親の学歴と役職は都市出身者ほど高くなっている。これらの影響をコントロールしつつ、15歳時都市居住ダミーの分析結果を検討する必要があると考えられる。

IV 分析結果

1. 基礎集計からの予備考察

前章に示した(1)、(2)式の分析を進めていく前に、クロス集計より都市居住者と非都市居住者のそれぞれについて、成育地都市性別の処遇差を確認する。

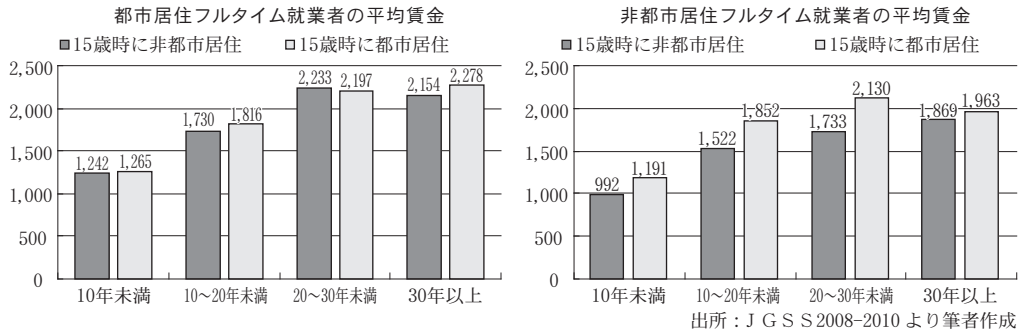
第1図には都市居住者と非都市居住者のそれぞれについて、15歳時の居住都市性別の経験年数階級別賃金を示した。第1図を見ると、都市でも非都市でも都市成育者ほど概ね賃金が高い傾向が確認でき、そもそも都市成育者の生産性が高いことが疑われる。また、両者の差は非都市居住者で大きくなっている。

次に第2図より経験年数階級別の部長以上比率と正規社員以上比率を見る。都市居住の20～30年未満では非都市成育者ほど正規社員以上比率が大きく、10～20年未満では非都市成育者ほど部長以上比率が大きくなっているが、やはり都市でも非都市でも都市成育者は概ね正規社員比率や部長以上比率が高い傾向が見られる。また、両者の差は非都市居住者で大きくなっている。

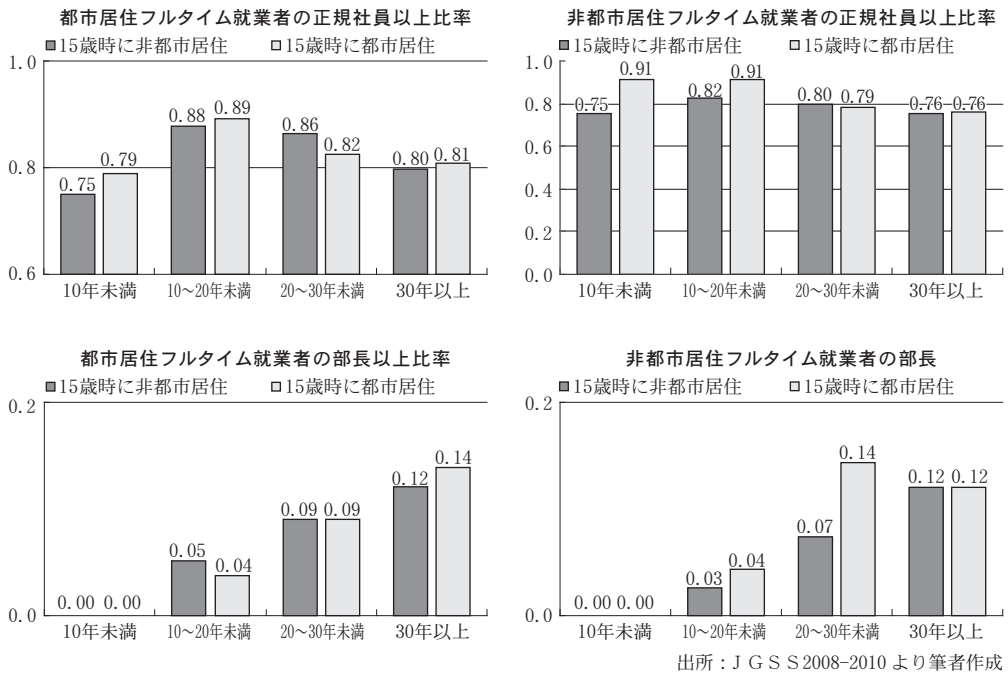
最後に第3図より自営業・自由業主比率について見ると、やはり都市出身者ほど高く、特に都市居住で差が大きくなっている。ただし、自営・自由業主比率については、都市出身者ほど高くなる傾向は都市居住者間で強く出ている。自営については地縁との関係や、相性の影響も考えられるため、人的資本が高く尚且つ相性も良い都市で都市出身者の数値が高く出ていることが考えられる。

以上の単純集計からは、都市出身者の高い人的資本の影響が強く現れ、相性の影響はあまり大きくないと考えられる傾向が示されている。しかしこの結果は学歴や父親の属性など観察可能な人的資本の変数すらコントロールされていない。そこで次に(1)、(2)式の分析では、複数の属性をコントロールした「15歳時都市居住ダミー」の影響を見る。

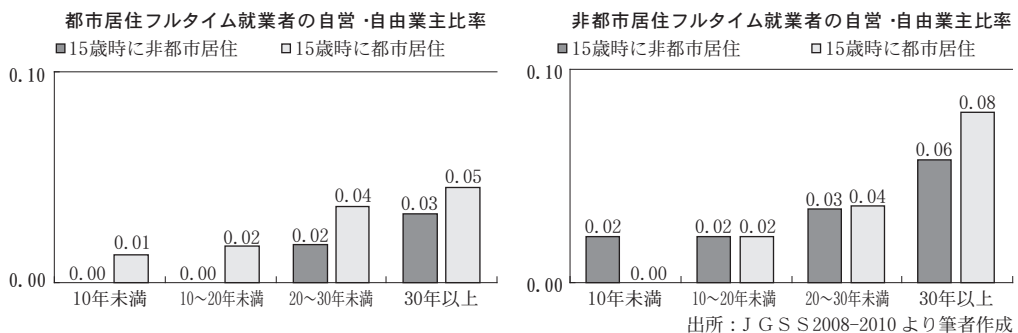
第1図 都市・非都市居住者の成育地別賃金 (単位:円)



第2図 都市・非都市居住者の部長以上, 正規社員以上比率



第3図 都市・非都市居住者の自営業・自由業主比率



2. 分析結果

第2表では都市居住者と非都市居住者の2つのサンプル群について(1)式の賃金関数の推定を行った結果を示している。都市居住者についても非都市居住者についても、経験年数はプラス、その2乗項はマイナスとなっており他の多くの賃金関数の推定結果と同じ傾向を示している。また本人や父親の学歴はプラス、部長以上役職もプラスとなっており、人的資本理論で予想される結果が示されている。

続いて「15歳時都市居住ダミー」の結果から相性仮説を検討する。都市居住者について見ると、複数で統計的に有意なプラスの結果が示されるが本人の学歴をコントロールした場合においては有意な結果が示されなくなっている。次に非都市居住者について見ると、全ての結果において統計的に有意なプラスの結果が示されている。ただし、やはり本人の学歴をコントロールした分析結果では影響が弱まっている。これより都市・非都市出身者の賃金差は、都市出身者の学歴が高いことで大部分が説明できると考えられる。しかしながら、非都市居住者間では、本人や父親の学歴をコントロールしても都市出身ほど賃金が高い傾向は統計的にも有意な結果として残される。これについては、本人や父親の学歴では代理しきれない人的資本について都市出身者ほど高くなっており、その差が非都市居住者間において明確に現れたとも考えられる。または、都市企業からの転勤者の影響がうかがえる。地方勤務の都市出身者の中には、都市に本社がある企業からの地方転勤者が多く混在している可能性がある。このような者については、

第2表 都市・非都市出身別の賃金の違いに関する分析結果

被説明変数 サンプル	対数賃金 都市居住者かつ59歳以下					対数賃金 非都市居住者かつ59歳以下				
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
説明変数	b[se]	b[se]	b[se]	b[se]	b[se]	b[se]	b[se]	b[se]	b[se]	b[se]
経験年数	0.046 [0.006]***	0.048 [0.006]***	0.049 [0.006]***	0.044 [0.006]***	0.044 [0.006]***	0.047 [0.007]***	0.047 [0.007]***	0.049 [0.007]***	0.044 [0.007]***	0.043 [0.007]***
経験年数の2乗	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***	-0.001 [0.000]***
男性ダミー	0.517 [0.032]***	0.436 [0.032]***	0.441 [0.032]***	0.485 [0.031]***	0.485 [0.032]***	0.568 [0.039]***	0.521 [0.038]***	0.518 [0.037]***	0.55 [0.038]***	0.547 [0.039]***
15歳時都市居住ダミー	0.061 [0.035]*	0.045 [0.034]	0.036 [0.034]	0.058 [0.034]*	0.059 [0.035]*	0.142 [0.050]***	0.094 [0.049]*	0.084 [0.049]*	0.134 [0.050]***	0.127 [0.049]**
居住年数	-0.002 [0.001]*	-0.002 [0.001]*	-0.002 [0.001]*	-0.002 [0.001]*	-0.002 [0.001]*	0.002 [0.001]	0.002 [0.001]	0.002 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]
大学、大学院卒ダミー	-	0.338 [0.030]***	0.319 [0.031]***	-	-	-	0.378 [0.045]***	0.352 [0.045]***	-	-
父親が大学、大学院卒ダミー	-	-	0.109 [0.040]***	-	-	-	-	0.18 [0.070]**	-	-
部長以上ダミー	-	-	-	0.382 [0.060]***	0.374 [0.062]***	-	-	-	0.304 [0.071]***	0.296 [0.071]***
自営業、自由業主ダミー	-	-	-	-0.089 [0.121]	-0.094 [0.122]	-	-	-	-0.206 [0.139]	-0.187 [0.138]
父親が部長以上ダミー	-	-	-	-	0.042 [0.049]	-	-	-	-	0.186 [0.072]**
父親が自営業、自由業主ダミー	-	-	-	-	0.02 [0.036]	-	-	-	-	-0.048 [0.042]
定数項	6.502 [0.064]***	6.372 [0.063]***	6.34 [0.064]***	6.529 [0.063]***	6.519 [0.064]***	6.274 [0.074]***	6.205 [0.073]***	6.172 [0.072]***	6.311 [0.074]***	6.319 [0.073]***
N	1685	1685	1685	1685	1685	946	946	946	946	946
Adj - R - squared	0.212	0.263	0.266	0.232	0.232	0.263	0.31	0.315	0.278	0.283

注1：[]内の値はrobustな標準誤差を表す。
 注2：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。
 出所：J G S S 2008 - 2010より筆者作成

都市出身者が多いと考えられると共に、転勤者に適用される人事制度により地方の労働市場の市場賃金の影響を受けておらず、賃金が高くなっている可能性が高い。つまり望まない地方勤務についての補償として留保賃金プレミアムが上乘せされたためとも考えられる。本来であれば勤務地に関する補償賃金を代理できる変数を用いて、分析の際にこれもコントロールすべきであろうが本稿で用いているデータ制約もある。以上を考慮した詳細な相性仮説の分析は今後の課題としたい。

続いて第3表には、部長以上比率と正規社員以上比率に関する分析結果を掲載した。まずは部長以上比率に関する分析結果を見ると、「15歳時都市居住ダミー」はどの分析結果も有意な結果となっておらず相性仮説は肯定できない。次に人的資本に関する変数を見ると、複数で有意な結果となっている。長期経験者ほど、また男性ほど部長以上に昇進している傾向が読み取れる。加えて大学、大学院卒者ほど部長以上に昇進する傾向も読み取れるが、当該傾向は非都市居住者間では弱まっている。父親の学歴や役職は都市居住者間では明確な統計的有意なプラスの結果となっているが、非都市居住者については有意な結果となっていない。昇進構造と一般的人的資本との関係の強さについては、都市と非都市では違いが有り、都市ほど一般的人的資本と昇進とが強く結びついていると考えられる。

次に正規社員以上比率に関する分析結果を見ると、人的資本に関する変数の結果が都市居住者と非都市居住者間で異なっている。具体的には、本人の学歴が都市居住者では明確なプラスの結果を示すが、非都市居住者では不明確になっている。一方で父親の学歴は都市居住者間では有意とならないが、非都市居住者では明確なプラスの結果となっている。都市・非都市において本人の学歴と父親の学歴とは異なる傾向の結果となっている。これにより、非都市では父親の学歴が高いほど本人の正社員就業への意欲が高くなっているなど、父親の学歴が人的資本とは別の影響をもたらしていることも疑われる。

続いて「15歳時都市居住ダミー」の結果から相性の影響を検討する。正規社員比率に対する「15歳時都市居住ダミー」の結果は、都市居住者間では有意な結果となっていないが、非都市居住者間では父親の学歴をコントロールしていない場合には10%水準ではあるが有意な結果が示されている。このような傾向については、相性の影響よりも父親の学歴の影響が現れていると考えられる。第1表からは、非都市居住者においても都市出身者ほど父親の学歴が高いことが分かる。また先に見たように非都市居住者間では父親の学歴が正規社員比率を高めている。非都市居住者で「15歳時都市居住ダミー」に父親の学歴をコントロールされない場合のみ有意な結果が示されていたのは、都市出身者ほど父親の学歴が高く、父親の影響によって正規就業が促進されていたためであろう。つまり人的資本の違いが反映されたと考えられる。

最後に自営・自由業主比率に関する分析結果を第4表に掲載した。父親が自営・自由業主であることが本人の自営・自由業主比率を高めていることは都市においても非都市においても共通する。家業の継承や本人による起業について父親の影響があると考えられる。一方で、「男性ダミー」については、都市居住者と非都市居住者とで結果の違いが見られる。「男性ダミー」は都市では有意にならないが、非都市では男性ほど自営・自由業主が多いという結果になっている。非都市では女性は事業主となりにくいかもしれない。

次に「15歳時都市居住ダミー」の分析結果から相性仮説を検討する。これについても都市・

第3表 都市・非都市出身別の部長以上比率と正規社員以上比率に関する分析結果

被説明変数	部長以上ダミー				部長以上ダミー			
	都市居住者かつ59歳以下				非都市居住者かつ59歳以下			
サンプル	都市居住者かつ59歳以下				非都市居住者かつ59歳以下			
モデル	probit	probit	probit	probit	probit	probit	probit	probit
説明変数	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se
経験年数	0.011 [0.002]***	0.01 [0.002]***	0.01 [0.002]***	0.01 [0.002]***	0.012 [0.003]***	0.011 [0.002]***	0.011 [0.003]***	0.011 [0.002]***
経験年数の2乗	-0.0002 [0.000]***	-0.0001 [0.000]***	-0.0001 [0.000]***	-0.0001 [0.000]***	-0.0002 [0.000]***	-0.0002 [0.000]***	-0.0002 [0.000]***	-0.0002 [0.000]***
男性ダミー	0.065 [0.010]***	0.052 [0.010]***	0.053 [0.009]***	0.047 [0.009]***	0.037 [0.013]***	0.034 [0.012]***	0.032 [0.011]***	0.03 [0.011]***
15歳時都市居住ダミー	0.004 [0.009]	0.001 [0.009]	-0.002 [0.009]	-0.003 [0.008]	0.01 [0.010]	0.005 [0.009]	0.0040 [0.008]	0.003 [0.008]
居住年数	-0.0004 [0.000]	-0.0004 [0.000]	-0.0004 [0.000]	-0.0004 [0.000]	0.00002 [0.000]	0.00001 [0.000]	0.00002 [0.000]	0.00002 [0.000]
大学、大学院卒ダミー	- [0.012]***	0.05 [0.012]***	0.044 [0.012]***	0.031 [0.010]***	- [0.016]*	0.029 [0.016]*	0.026 [0.015]*	0.026 [0.015]*
父親が大学、大学院卒ダミー	- [0.017]**	- [0.017]**	0.034 [0.017]**	0.017 [0.013]	- [0.021]	- [0.021]	0.022 [0.021]	0.017 [0.019]
父親が部長以上ダミー	- [0.029]***	- [0.029]***	- [0.029]***	0.107 [0.029]***	- [0.028]***	- [0.028]***	- [0.028]***	0.019 [0.020]
父親が自営業、自由業主ダミー	- [0.010]	- [0.010]	- [0.010]	0.016 [0.010]	- [0.010]	- [0.010]	- [0.010]	0.004 [0.006]
N	1685	1685	1685	1685	946	946	946	946
Pseudo R2	0.1404	0.1687	0.1753	0.2101	0.188	0.2078	0.2121	0.216

被説明変数	正規社員以上ダミー				正規社員以上ダミー			
	都市居住者かつ59歳以下				非都市居住者かつ59歳以下			
サンプル	都市居住者かつ59歳以下				非都市居住者かつ59歳以下			
モデル	probit	probit	probit	probit	probit	probit	probit	probit
説明変数	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se
経験年数	0.004 [0.003]	0.004 [0.003]	0.004 [0.003]	0.004 [0.003]	0.007 [0.005]	0.007 [0.005]	0.008 [0.005]*	0.008 [0.005]*
経験年数の2乗	-0.0001 [0.000]	-0.0001 [0.000]	-0.0001 [0.000]	-0.0001 [0.000]	-0.0002 [0.000]**	-0.0002 [0.000]**	-0.0002 [0.000]**	-0.0002 [0.000]**
男性ダミー	0.246 [0.020]***	0.228 [0.021]***	0.226 [0.021]***	0.227 [0.021]***	0.238 [0.028]***	0.23 [0.028]***	0.229 [0.028]***	0.229 [0.028]***
15歳時都市居住ダミー	0.009 [0.021]	0.006 [0.020]	0.008 [0.021]	0.003 [0.020]	0.059 [0.031]*	0.054 [0.032]*	0.05 [0.032]	0.049 [0.032]
居住年数	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]
大学、大学院卒ダミー	- [0.018]***	0.059 [0.018]***	0.063 [0.019]***	0.062 [0.019]***	- [0.032]*	0.057 [0.032]*	0.047 [0.033]	0.044 [0.033]
父親が大学、大学院卒ダミー	- [0.026]	- [0.026]	-0.023 [0.026]	-0.029 [0.027]	- [0.041]**	- [0.041]**	0.089 [0.041]**	0.088 [0.041]**
父親が部長以上ダミー	- [0.029]	- [0.029]	- [0.029]	0.023 [0.029]	- [0.028]***	- [0.028]***	- [0.028]***	-0.002 [0.059]
父親が自営業、自由業主ダミー	- [0.022]	- [0.022]	- [0.022]	-0.034 [0.022]	- [0.022]	- [0.022]	- [0.022]	-0.035 [0.029]
N	1685	1685	1685	1685	946	946	946	946
Pseudo R2	0.1138	0.1201	0.1206	0.123	0.0927	0.0956	0.0992	0.1008

注1：[]内の値は標準誤差を表す。
 注2：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。
 出所：J G S S 2008-2010より筆者作成

第4表 都市・非都市出身別の自営・自由業比率の違いに関する分析結果

被説明変数	自営業, 自由業主ダミー				自営業, 自由業主ダミー			
	都市居住者かつ59歳以下				非都市居住者かつ59歳以下			
モデル	probit	probit	probit	probit	probit	probit	probit	probit
説明変数	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se	限界効果/se
経験年数	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	-4.8E-05 [0.002]	6.7E-05 [0.002]	-2.5E-05 [0.002]	-3E-05 [0.002]
経験年数の2乗	0.000004 [0.000]	0.000004 [0.000]	0.000002 [0.000]	0.000004 [0.000]	0.00004 [0.000]	0.00003 [0.000]	0.00003 [0.000]	0.00003 [0.000]
男性ダミー	0.01 [0.007]	0.01 [0.007]	0.01 [0.007]	0.009 [0.007]	0.033 [0.010]***	0.034 [0.010]***	0.034 [0.010]***	0.03 [0.009]***
15歳時都市居住ダミー	0.014 [0.007]**	0.014 [0.007]**	0.013 [0.007]*	0.015 [0.006]**	-0.003 [0.013]	-0.001 [0.013]	0.001 [0.014]	0.0005 [0.012]
居住年数	0.0002 [0.000]	0.0002 [0.000]	0.0002 [0.000]	0.0002 [0.000]	-0.0004 [0.000]	-0.0004 [0.000]	-0.0004 [0.000]	-0.0004 [0.000]
大学, 大学院卒ダミー	- -	-0.002 [0.008]	-0.003 [0.008]	-0.003 [0.007]	- -	-0.013 [0.011]	-0.012 [0.011]	-0.008 [0.010]
父親が大学, 大学院卒ダミー	- -	- -	0.007 [0.012]	0.009 [0.012]	- -	- -	-0.016 [0.015]	-0.013 [0.013]
父親が部長以上ダミー	- -	- -	- -	0.006 [0.014]	- -	- -	- -	0.0005 [0.023]
父親が自営業, 自由業主ダミー	- -	- -	- -	0.033 [0.012]***	- -	- -	- -	0.042 [0.014]***
N	1685	1685	1685	1685	946	946	946	946
Pseudo R2	0.0372	0.0373	0.0382	0.0693	0.0791	0.083	0.0853	0.1343

注1: []内の値は標準誤差を表す。

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

出所: J G S S 2008 - 2010 より筆者作成

非都市居住者で分析結果が異なっている。都市居住者間では有意なプラスの結果が確認されるが、非都市居住者間では有意な結果は見られない。都市では都市出身の有利な傾向が見られ、非都市ではそうならないことから相性の影響もうかがえる。というのも、単に出身地の家業を継いでいる傾向が示されるのであれば、非都市でも符号が異なる有意な結果が示されるはずである。また居住年数は有意な結果となっていない。出身地そのものの地縁というよりも、出身地以外でもそこが都市であれば、都市出身者ほど起業に関する相性は良いと考えられる。都市出身者は非都市では相性が合わずとも、都市出身者ほど学歴等ではコントロールしきれない何らかの人的資本も高いことから非都市出身者よりも自営・事業主比率が低くならないと考えられる。

V むすび

非言語コミュニケーションの特徴は都市性によって分化されるという。であれば、都市での勤務には都市ならでのコミュニケーション特徴を有する都市出身者ほど有利であろう。本稿はこのような非言語コミュニケーションによる相性仮説を検討するため、都市勤務者と非都市勤務者とで都市出身の影響が異なるかどうかをJ G S S 2008-2010の個票データを用いて計量分析した。

結果は、賃金や昇進といった処遇指標については都市出身者と非都市出身者の人的資本の違いが強く影響している様子が示された。非都市勤務者間では、本人の学歴や父親の学歴といった人的資本を代理する変数をコントロールしてもなお、都市出身者の賃金が高い傾向が示された。これは、相性仮説を肯定できない結果である。説明変数で用いた学歴などではコントロールしきれない人的資本の違いが反映された可能性や、地方転勤者への補償賃金が反映されている可能性がある。相性仮説を厳密に検証するためにはこのような影響もコントロールする必要があるが、これは今後の課題としたい。一方で自営・自由業主比率という結果指標については、相性の影響も伺える結果となった。父親の属性や地域への居住年数をコントロールしてもなお、都市では都市出身者ほど自営・自由業主が多くなり、非都市ではそのような正の影響は確認できない。都市での独立開業には都市出身者ほど優位性を持ち、非都市ではそのようなメリットはない。

それでは以上の結果についてどのような政策含意が導けるであろうか。都市成育によって人的資本が高まるならば、近隣効果の研究群で指摘されるような二極化解消政策に、子育て世帯の都市居住支援が期待できる。これについては独立開業の促進にも繋がる。都市出身の独立開業についての優位性が都市に限られていたとしても、そもそもの独立開業余地は都市ほど大きいことが考えられる。都市での起業促進が全体での起業促進にも結びつきやすいなら、都市での起業に優位性を持つ都市成育者を増やすことが起業促進への一助となる。加えて都市成育によって人的資本も高くなるなら、これも起業後の成長を後押しすることが期待できる。

最後に本稿の限界と今後の課題について述べる。2章の最後に述べたように、非言語コミュニケーションの相性仮説を検証するためには、直接的に非言語コミュニケーションの特徴を変数化し、分析に用いるべきであろう。データの限界より本稿では都市・非都市の違いを代理指標としているが、そのため分析結果には非言語コミュニケーションだけではなくその他の要因も含めた都市・非都市間の相性の違いとしか解釈できないものとなっている。非言語コミュニケーション仮説を直接的に分析可能なデータを収集し、分析を行うことや、今回の分析では含まれてしまっているその他の要因についてもコントロールできるような豊富な説明変数が作成可能なデータを用いた分析が今後の課題である。

（こばやし とおる・本学経済学部講師）

〔注〕

- 1) 例えば、テーブルの物を他者にとってもらった時など、受益シーンにおいて感謝表現をするか詫言表現するのかといった表現の仕方の違いや、そもそも何も発後しないのかといった行動特徴が調査されている。西尾（2009）では、都市部ほど受益シーンに対する感謝表現が多く、非都市部ほど「何もいわない」が多くなることが指摘されており、都市と非都市で非言語のコミュニケーション特徴が異なるという。小林・澤村（2010 a, b）では東北や関西などの地方によって感謝表現などが異なることが明らかにされている。
- 2) 感謝表現などの変数を用いて、賃金などの結果指標を分析できればよいが、社会言語学や方言学で扱われる変数と経済変数がともに収録されたマイクロ個票データはない。

- 3) 岩脇 (2007) の 57 頁に以下の記述がある。「面接者は、態度や表情等 (非言語的情報) から社風との相性や対人印象を、会話の進め方 (メタ情報) からコミュニケーション能力を、発言内容 (コンテンツ) から「マッチング」と課題達成に必要な能力要件を判断していた」。
- 4) 川口 (2011) は、日本の労働市場データにおいてミンサー型の賃金関数を推定する際には、教育年を用いるよりも学歴をダミー変数として用いることを推奨している。
- 5) 就業地と異なる都市性で生育しながらも、都市間移動後の生活が長くなったために都市・非都市就業にマッチしていくことも考えられる。そのため、 X_i 変数で都市・非都市に長く居住していたかどうかをコントロールしつつ、 T_i 変数の労働市場参入前の都市生育の影響を見たい。
- 6) 二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター S S J データアーカイブから「日本版 General Social Surveys 2008, 2010」(寄託者名: 大阪商業大学) の個票データの提供を受けた。
- 7) 全国 6 地域を都市規模ごとにさらに 4 区分し、24 区分に層化した層化 2 段無作為抽出となっている。調査の詳細については「日本版 General Social Surveys 基礎集計表・コードブック J G S S -2008, 2010」を参照されたい。
- 8) J G S S 2008-2010 では最終学歴が旧制大学・大学院に該当するサンプルも含まれているが、最終学歴が旧教育制度に該当する者は分析から除外している。
- 9) 「1 年未満」が選択されたなら 0.5, 「1 ~ 3 年」が選択されたなら 2, 「3 ~ 5 年」が選択されたなら 4, 「5 ~ 10 年」が選択されたなら 7.5, 「10 ~ 20 年」が選択されたなら 15, 「20 ~ 30 年」が選択されたなら 25, 「30 年以上」が選択されたなら 30 としている。

〔参考文献〕

- 阿部正浩「企業の求人募集ー求人条件の出し方とマッチングの結果」『日本労働研究雑誌』No.495, 2001 年。
- 岩脇千裕「大学新卒者採用における面接評価の構造」『日本労働研究雑誌』567 号, 2007 年, pp.49-59.
- 沖裕子 (2009) 「発想と表現の地域差」『月刊言語』38-4, 2009 年, pp.16-23.
- 株式会社リクルートキャリア『就職白書 2016』2016 年。
- 川口大司「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」,RIETI Discussion Paper Series 11-J-026, 2011 年。
- 小林隆・澤村美幸「言語的発想法の地域差と社会的背景」『東北大学文学研究科研究年報』59, 2010 a, pp.127-162.
- 小林隆・澤村美幸「言語的発想法の地域差と歴史」『国語学研究』49, 2010 b, pp.73-86.
- 小林徹「ジョブマッチングの成立と「人柄」「社風」情報の重要性」『日本労働研究雑誌』638 号, 2013 年, pp.83-98.
- 西尾純二「再検討・日本語行動の地域性」『月刊言語』38-4., 2009 年, pp.8-15.
- 労働政策研究・研修機構「マクロの労働移動, 転職市場の実態: 既存統計とヒアリング調査より」J I L P T 資料シリーズ No.168, 2016 年。

Lang, K. "A Language Theory of Discrimination," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, No. 2, 1986, pp. 363-382.

Kling, J.R., J.B. Liebman, and L.F. Katz . "Experimental analysis of neighborhood effects" *Econometrica* 75 (1) : 83-119 75 (1), 2007, pp.83-119.

Yariv D. Fadlon. "Statistical Discrimination and the Implication of Employer-Employee Racial Matches" *Journal of Labor Research* 36, 2015, pp.232-248.