

日本の労働市場において転職者のネットワークの利用が転職後の賃金に与える影響

孫明超^a

要 旨

本研究は、ソーシャル・キャピタルが日本の労働市場における転職者の転職後の賃金に与える影響を検証した。OLS の推定結果より、転職者が転職する際に、広告やハローワークなどのフォーマルな経路と比べて、ネットワーク（家族や知人の紹介）というインフォーマルな就職経路の利用が転職後の賃金に正の影響を与えることが確認された。ただし、転職者がネットワークを利用するかしないかを決める時、自身の人的資本、能力と資質などの要因の影響を受けやすく、自己選択バイアス（self-selection bias）問題は起こりうる。そのため、ネットワークの利用における内生性の問題を考慮した上で、本稿は内生的スイッチング回帰モデル（ESR モデル：Endogeneous Switching regression Model）を利用して分析を行った。その結果として、ESR モデルの推定結果は OLS モデルの推定結果とまったく違い、転職者のネットワークの利用が転職後の賃金に負の影響を与えることを明らかにした。

キーワード: ソーシャル・キャピタル, 賃金格差, 転職

JEL Classification Numbers: J31, J64, Z13

1. はじめに

近年、ソーシャル・キャピタル（Social capital, 下記、SC と略す）という言葉は社会科学の研究者に注目されている。ミクロ経済学においては、SC が労働市場におけるアウトカムについて、ここ数十年の間に数多くの実証研究が蓄積された。Chen (2011)のサーベイ研究によると、SC が労働者の賃金に与える効果を焦点にあてた研究が、主に 3 つの種類に分けられている。一つ目は、就職する際に「ネットワークを利用したかどうか（using contacts）」に注目し、ネットワークのダミー変数を使って推計を行い、ネットワークの効果を評価する。二つ目は「利用した SC（used social capital）」である。それらの研究は、就職する際に役に立った紹介者の数とその紹介者の社会的地位、収入などの特徴を測定したうえで、どのよう

^a 上智大学経済学研究科 e-mail: nobv13@eagle.sophia.ac.jp

〔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SSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査, 2016」（リクルートワークス研究所）の個票データの提供を受けました。

な特徴をもつ紹介者が求職者の高い社会的地位や高い収入の職につく際に有利なのかを調べる。三つ目は「アクセスできる SC (accessed social capital)」と呼ぶ。実際に仕事を紹介してくれたかどうかにかかわらず、紹介してくれそうな潜在的に利用可能のネットワークに注目し、そのネットワークの構造的特徴（ネットワークの規模、つながりの頻度など）を測定する。以上のように、SC が個人間の賃金格差にもたらす効果は3つのアプローチから検証された。

ところで、日本の労働市場における正規労働者と非正規労働者の賃金格差、男女の賃金格差及び学歴間の賃金格差に関する研究が多いが、SC が賃金に与える影響、あるいは SC が生じた賃金差についての研究は海外と比べると、きわめて少ないと言える。厚生労働省が実施している「雇用動向調査」により、90 年代の縁故入職者が全就職者の 4～5 割を占めていた。2000 年前後、職業紹介業や人材派遣業に関する規制が緩和され続けが、それ以降も縁故入職者はまだ 2～3 割を占めている。日本の労働市場において、広告やハローワークなどのフォーマルな経路での転職の環境が整備されつつあるが、ネットワークというインフォーマルな就職経路は、日本の労働市場にまだ重要な役割を果たしていると言える。

そのゆえ、本稿は「全国就業実態パネル調査, 2016」を利用し、冒頭で言及した第一種類の実証研究の手法をもとに、日本の労働市場において転職者のネットワークの利用が転職者の転職後の賃金に与える影響を調べた。OLS モデルの推定結果より、転職者のネットワークの利用によって賃金が 8%引き上げられることが確認されたが、ネットワークの内生性問題を考慮した ESR モデルの推計結果において、転職者のネットワークの利用が転職後の賃金に負の影響を与えることを明らかにした。

2. 先行研究

前節で述べた「using contacts」というアプローチで SC が賃金に与える影響を検討した研究は多く存在しているが、その影響がプラスになるかマイナスかになるか不確実である。Briges and Villemetz (1986)、Marsden and Hurlbert (1988)、Elliot (1999)はネットワークの利用と賃金の間に統計的に有意な結果が得られなかった。Campbell and Rosenfeld (1985)、Liang (2010)、Long et al. (2017)はネットワークの利用が賃金にプラスの影響を与えることを示した。それに対して、賃金に対してネットワークの利用が負の効果を持つことを検証したのは De Graff and Flap (1988)、Smith (2000)、Delattre and Sabatier (2007)が挙げられる。

90 年代までは、ネットワークの内生性問題があまり重視されていなかった。Mouw (2003)は、ネットワークの形成がランダムではなく、個人と個人の間に何らかの共通の特徴や同じ社会階層に属することによって形成されたと主張し、当時の研究の推定結果は見せかけの関係の可能性があると指摘した。これをきっかけに、ネットワークの内生性問題が多くの研

究者に注目されつつある。この問題を解決するため、パネルデータの利用、または操作変数法、ヘックマン二段階の推定や ESR モデルの利用が活発に行われている。その中、ESR モデルで検証したのは Delattre and Sabatier (2007)、Liang (2010)と Long et al. (2017)が挙げられる。

3. データ

本研究で使用するデータは「全国就業実態パネル調査、2016」である。この調査はリクルートワークス研究所が 2016 年 1 月 14 日から 1 月 25 日までの間に、全国 15 歳以上の男女を調査対象として実施したものである。この調査の有効回収数は 49,131 名、有効回収率は 33.9%である。なお、このパネル調査は 2016 年から開始し、現時点では、2017 年に加え、二年分の調査データが公開されている。ただし、本稿で用いたデータは 2016 年のみのクロスセクションデータとなった。

本稿の分析対象は 17 歳から 59 歳までの労働人口、かつ転職した経験がある正規雇用者と非正規雇用者である。ただし、農林漁業の従事者と公務員を分析対象から除外した。

4. 推定方法と結果

4.1 OLS モデル

本研究では以下の定式化されたミンサー型賃金関数をもとに、ネットワーク利用ダミー（家族や知人の紹介で転職した＝1）を説明変数に加えて推計し、SC が賃金に与える影響を検討する。ここで、非説明変数は 1 時間あたりの賃金の対数値、説明変数は、性別、学歴ダミー、潜在経験年数、三大都市圏都市ダミー、企業規模ダミー、産業ダミーと職種ダミーである。非説明変数の賃金率については、「全国就業実態パネル調査 2016」の個票データの「主な仕事からの年収」を（「1 週間の労働時間」×52）で割り、自然対数に変換する。学歴ダミーは、調査項目の最終学歴の分類区分である「小学校・中学校」、「高等学校」、「専修各種学校、短期大学、高等工業専門学校」と「大学、大学院修士課程、大学院博士課程」にそれぞれのダミー変数を作成した。潜在経験年数は最終学歴ダミーに対して学歴順に 9、12、14 と 16 を割り当てた上で、（年齢－教育年数－6）の式によって作成した。

4.2 ESR モデル

Long et al. (2017)は既婚者が未婚者よりネットワークを利用して転職する傾向があると指摘した。Delattre and Sabatier (2007)、Liang (2010)、Long et al. (2017)は男性のネットワーク利用する可能性が女性より高いことを示した。また、教育年数がネットワークの利用に与える影響について、Delattre and Sabatier (2007)はプラスの効果であると主張したが、Liang (2010)、

Long et al. (2017)の研究でマイナスの効果が示された。その他、転職時点の年齢とネットワークの利用に逆 U 字型の関係があることは Liang (2010)の研究で示された。先行研究を踏まえ、本稿は既婚ダミー、転職時の年齢とその 2 乗、性別と学歴をネットワーク利用の選択モデルの説明変数として用いた。上記の変数に加えて、大都市圏が地方よりフォーマルな入職経路が整備され、転職者がフォーマルな入職経路を利用しやすくなると考えられ、本稿は三大都市圏ダミーを選択モデルにも入れた。

4.3 推計結果

OLS モデルと ESR モデルの推定結果は表 1 である。OLS モデルの推計結果と ESR モデルの推計結果を比較しながら、人的資本理論を表す学歴および潜在経験年数の係数の差異について簡単に論じる。まず、学歴で比較すると、非ネットワークで転職したグループは差が上がり（小学卒・中卒 0.212 から 0.286、高校卒 0.07 から 0.089、短大・高専・専門学校卒 0.067 から 0.087）、一方で、ネットワークで転職したグループの差も上がっている（小学卒・中卒 0.276 から 0.319、高校卒 0.129 から 0.143、短大・高専・専門学校卒 0.149 から 0.166）ことが示されている。次に潜在経験年数で比較すると、両グループともに下がっている（非ネットワークで転職したグループ 0.014 から 0.011、ネットワークで転職したグループ 0.033 から 0.027）ことが示されている。つまり同時推定により転職者の能力や資質などの観察不可の要因をコントロールすると、ネットワークを利用したにもかかわらず、賃金に対して潜在経験年数のリターンが低くなり、学歴のリターンが高くなる傾向が示されている。最後に学歴間の係数を比較すると、非ネットワークで転職したグループも、ネットワークで転職したグループも、その差（小学卒・中卒と短大・高専・専門学校卒の差）が開いている（それぞれの差は 0.145 から 0.199、0.127 から 0.153）ことが示された。

OLS モデルにおいて、ネットワークの利用が転職後の賃金に有意にプラスな影響を与えることが示されている。ネットワークを利用した転職者はネットワークの非利用者より時間あたりの賃金が 8%高いことが確認された。ESR モデルにおいて、 σ_1 と σ_2 は (5) と (6) 式の誤差項の標準偏差の推定値であり、 ρ_1 と ρ_2 は (5) と (6) 式の誤差項と (4) 式の誤差項との相関係数の推定値である。 ρ_1 と ρ_2 が有意にゼロと異なる場合、自己選択バイアスの問題が生じていることになる。推定結果は、どちらの推定値でも有意に負の値になり、自己選択バイアスの問題を修正した同時に推定する必要があることが確認できた。 ρ_1 が負の値をとる意味は (4) と (5) 式の誤差項の間に負の相関関係があり、ネットワークを利用しなかった転職者がネットワークを利用することになったら、得る賃金が現在の賃金より低まることを意味する。 ρ_2 が負の値をとるということは、(4) と (6) 式の誤差項の間に負の相関関係があり、ネットワークを利用した転職者がネットワークを利用しなかったら、得る

賃金が現在の賃金より高まることを意味する。つまり、日本の労働市場において、転職者はフォーマルな経路より、SCの利用が必ずしも高い賃金を得られないことを示唆している。

表1 OLS 及び ESR の賃金関数推計結果

説明変数	OLS			ESR		
	(1) All sample	(2) Network non-users	(3) Network users	(4) Selection model	(5) Network non-users	(6) Network users
入職経路ダミー (家族や知人の紹介=1)	0.077*** (0.018)					
性別ダミー (女性=1)	-0.386*** (0.017)	-0.397*** (0.020)	-0.358*** (0.034)	-0.135*** (0.026)	-0.351*** (0.021)	-0.305*** (0.037)
三大都市圏ダミー (はい=1)	0.147*** (0.015)	0.150*** (0.018)	0.143*** (0.031)	-0.110*** (0.023)	0.184*** (0.019)	0.176*** (0.032)
潜在経験年数	0.017*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.033*** (0.008)	0.029*** (0.006)	0.011*** (0.004)	0.027*** (0.007)
潜在経験年数2乗/100	-0.023*** (0.008)	-0.020*** (0.009)	-0.048*** (0.016)	0.004 (0.013)	-0.020*** (0.009)	-0.044*** (0.015)
企業規模9人以下ダミー	-0.147*** (0.027)	-0.134*** (0.031)	-0.196*** (0.057)	0.535*** (0.040)	-0.309*** (0.035)	-0.322*** (0.059)
企業規模10～99人ダミー	-0.132*** (0.021)	-0.121*** (0.024)	-0.191*** (0.049)	0.243*** (0.033)	-0.188*** (0.026)	-0.238*** (0.048)
企業規模100～99人ダミー	-0.038* (0.022)	-0.028 (0.025)	-0.084 (0.051)	0.026 (0.035)	-0.034 (0.027)	-0.083 (0.052)
小学卒・中卒ダミー	-0.234*** (0.056)	-0.212*** (0.067)	-0.276*** (0.102)	0.032 (0.068)	-0.286*** (0.059)	-0.319*** (0.087)
高校卒ダミー	-0.085*** (0.020)	-0.070*** (0.023)	-0.129*** (0.040)	-0.037 (0.032)	-0.089*** (0.025)	-0.143*** (0.043)
短大・高専・専門学校卒ダミー	-0.087*** (0.021)	-0.067*** (0.024)	-0.149*** (0.042)	0.001 (0.031)	-0.087*** (0.025)	-0.166*** (0.043)
婚姻状況ダミー (既婚=1)				0.148*** (0.022)		
転職年齢				-0.013 (0.009)		
転職年齢2乗/100				-0.020 (0.013)		
定数項	7.071*** (0.046)	7.097*** (0.051)	7.000*** (0.111)	-1.052*** (0.150)	7.010*** (0.054)	7.599*** (0.159)
σ_1						0.931*** (0.021)
ρ_1						-0.362*** (0.065)
σ_2					1.053*** (0.008)	
ρ_2					-0.671*** (0.011)	
R-squared	0.106	0.098	0.143			
Observations	15,647	12,201	3,446	15,647	12,201	3,446

注) 有意水準: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 括弧内は標準誤差。推計には産業・職種ダミーを加えている。

引用文献

- Bridges, William P., and Wayne J. Villemez. 1986. Informal Hiring and Income in the Labor Market. *American Sociological Review* 51(4): 574-82.
- Campbell, Karen E., and Rachel A. Rosenfeld. 1985. Job Search and Job Mobility: Sex and Race Differences. *Sociology of Work* 3: 147-74.
- Chen Yunsong. 2011. The Causal Effect of Social Capital in the Labor Market. *Chin Sociol Rev* 44:76-100.
- De Graaf, Nan Dirk, and Henk D. Flap. 1988. With a Little Help from My Friends: Social Resources as an Explanation of Occupational Status and Income in West Germany, the Netherlands, and the United States. *Social Forces* 67: 452-72.
- Delattre, Eric, and Mareva Sabatier. 2007. Social Capital and Wages: An Econometric Evaluation of Social Networking's Effects. *Labour* 21(2): 209-36.
- Elliott, James R. 1999. Social Isolation and Labor Market Insulation: Network and Neighborhood Effects of Less-Educated Urban Workers. *Sociological Quarterly* 40: 199-216.
- Liang, Y. 2010. Is Social Capital and Social Networks Useless?. *Sociological Studies* 5: 50-82.
- Long W, Appleton S, Song L. 2017. The impact of job contact networks on wages of rural? urban migrants in China: a switching regression approach. *J Chinese Econ Bus Stud* 15:81-101.
- Maddala G. 1986. Disequilibrium, Self-selection and Switching Models' in Intriligator M. and Griliches Z. (eds.) *Handbook in Econometrics*, Amsterdam: Elsevier Science Publishers: 1634-1688.
- Marsden, Peter V., and Jeanne Hurlbert. 1988. Social Resources and Mobility Outcomes: A Replication and Extension. *Social Forces* 66: 1038-1059.
- Mouw, T. 2003. Social capital and finding a job: Do contacts matter?. *American Sociological Review*, 68, 868-898.
- N.Berardi. 2013. Social networks and wages in Senegal's labor market. *IZA Journal of Labor and Development*, 2(3).
- Smith, Sandra S. 2000. Mobilizing Social Resources: Race, Ethnic, and Gender Differences in Social Capital and Persisting Wage Inequalities. *Sociological Quarterly* 41(4): 509-38.