

論文

学歴ミスマッチと賃金の関係
—地域若年労働市場における検証—

平尾 智隆¹ 山中 亮²

Effects of Educational Mismatch on Wages:
Evidence from Regional Youth Labor Market in Japan

Tomotaka Hirao Akira Yamanaka

【要 旨】

本研究の目的は、愛媛県松山市で実施された調査のデータを用い、学歴ミスマッチ（特に教育過剰）が賃金に与える影響を統計的に検証することにある。具体的には、同じ学歴を獲得したにもかかわらず、より低い学歴しか求められない仕事に就いた者（教育過剰者）とその学歴に見合った仕事に就いた者（教育適当者）の賃金を比較する。分析の結果、教育過剰者は教育適当者に比べて賃金が低いことが明らかになった。本研究の分析結果は、社会的・企業的・個人的なロスとなる学歴ミスマッチを回避する手立てを地域の実情に即して考える必要性を提起している。

¹ 摂南大学経済学部

² 愛媛大学社会共創学部

1. 問題意識

本研究の目的は、地域若年労働市場における学歴ミスマッチ、特に非効率的な状態とされる教育過剰 (overeducation) について、その賃金への影響を検証することにある。学歴ミスマッチとは、労働市場におけるジョブ・マッチングを学歴によって計測する概念である。個人が得た学歴と就いている仕事に求められる学歴を比較して、前者が後者より高ければ教育過剰、前者が後者より低ければ教育過少 (undereducation)、両者が釣り合っていれば教育適当 (required education) となる。

新規学卒労働市場が社会システムとして存在せず、若年失業率の高い欧米においては学歴ミスマッチに対する社会的関心は高く、学術的にも Duncan and Hoffman (1989) が公表されて以後、後発の研究が枚挙に暇がないほど発表されてきた。概して、教育過剰者の賃金や仕事満足は教育適当者に比べて低いことが実証されてきた。欧米の学歴ミスマッチ研究については、包括的なサーベイ論文も公表されている (Levin and Oosterbeek 2011, McGuinness 2006など)。

日本においては高度経済成長期の旺盛な労働需要、それを基にして成立した新規学卒労働市場が若年失業率を低く抑え続けてきた。そのため、日本では学歴ミスマッチに社会的・学術的関心が集まらず、日本のデータを利用した学歴ミスマッチ研究は近年までほとんど進展してこなかった。しかし、バブル経済が崩壊して以降、長期の経済不況を経験することで、教育の成果 (学歴) が労働市場において必ずしも期待通りの結果を生まない事態が発生してきた¹。そのような社会環境を背景に、近年日本のデータを利用した学歴ミスマッチ研究が公表されはじめている。例えば、国際的調査で日本人サンプルが含まれるデータを利用した市川 (2015, 2016a, 2016b)、独自のアンケート調査データを使用した平尾 (2014, 2016)、就業構造基本調査の個票データを利用した平尾 (2020) などが公表されているが、日本においてはまだまだ学歴ミスマッチ研究の蓄積は浅い。

そこで、本研究では愛媛県松山市で実施された調査のデータを用い、地域若年労働市場における教育過剰の発生とその賃金への影響を検証し、この分野の研究蓄積に貢献していく。なお、本稿の構成は次の通りである。第2節では調査概要を説明する。第3節では推定モデルを説明し、第4節で統計分析を行う。第5節では分析結果をまとめ残された課題を述べる。

2. 調査概要

後の実証分析においては、愛媛県松山市で実施された若年者就業実態調査から得られた個票データを使用する。この調査は、ブラック企業や若年者の早期離職といった社会問題の解決のために、松山市中小企業振興円卓会議・若年者就業実態調査チームが実施した郵送質問紙調査である (調査期間は2016年12月～2017年1月)。

2016年12月1日現在において、愛媛県松山市の住民基本台帳に登録のある22歳～34歳の5000名を無作為に抽出し、郵送により調査票を送付、無記名の回答済みの調査票を郵送により返送してもらうかたちで調査が実施された。5000通の送付に対し、955通の返送があった (回収率は19.1%)。なお、調査対象年齢を22歳以上としたのは、それ以下の場合、標本に大学生など在学习中の者が多く含まれる可能性があり、就業実態の調査として十分な分析ができない事

態を避けるためである²。

調査の実施にあたっては、松山市中小企業振興円卓会議の事務局である松山市地域経済課の支援・協力を得た。松山市中小企業振興円卓会議は、松山市によって設置されているものの、条例に定める事項等を調査・検証し、市に意見等を行う組織で、厳密には自治体内の組織ではない。また、若年者就業実態調査チームは、松山市中小企業振興円卓会議メンバーとメンバー外の専門家によって構成された調査のための特別プロジェクトチームである。郵送調査を実施するため自治体外の者が住民基本台帳に記載されている個人情報（住所、氏名等）を利用しようとすると、学術調査の場合でも多額の費用がかかることになる。本研究では、自治体内の組織である松山市地域経済課において調査実務を実行することで、その費用を支出することなく調査が実施できた。

具体的には、①若年者就業実態調査チームが調査方法を決定して調査票の作成を行い、調査票と郵送費用が松山市地域経済課に引き継がれた。②住民基本台帳から無作為抽出された送付先データが松山市市民課から松山市地域経済課に貸与された。③松山市地域経済課によって調査票の発送・回収が行われた。④無記名の回収された調査票が松山市地域経済課から若年者就業実態調査チームに手渡された。①～④のプロセスで調査が実施され、調査チームは調査対象者の個人情報にアクセスすることなく調査の実施が可能となった。

筆者は、若年者就業実態調査チームの一員（メンバー外の専門家）として調査において主要な役割を果たした。そのため、松山市中小企業振興円卓会議よりデータの学術研究利用を許可されている。調査名および調査実施主体等の情報の公表についても許可されている。

3. 推定モデル

ここではCohn and Khan (1995)を参考に学歴ミスマッチについて説明を加え、分析のための推定モデルを提示する。今、ある仕事に就くために必要とされる教育年数を E^r 、個人が獲得した教育年数を E とすると、教育過少となる教育年数 E^u は(1)式のように、また教育過剰となる教育年数 E^o は(2)式ようになる。

$$E^u = E^r - E, \text{ if } E < E^r \quad (1)$$

$$E^o = E - E^r, \text{ if } E > E^r \quad (2)$$

そして、分析には教育過少、教育適当、教育過剰の学歴ミスマッチをダミー変数化して説明変数として使用することになる。3つのダミー変数は以下のように定義できる。ここで、 UE は教育過少ダミー変数を、 RE は教育適当ダミー変数を、 OE は教育過剰ダミー変数をあらわす。

$$UE = 1, \text{ if } E^u > 0, \text{ and } UE = 0, \text{ otherwise;} \quad (3)$$

$$RE = 1, \text{ if } E^r = E, \text{ and } RE = 0, \text{ otherwise;} \quad (4)$$

$$OE = 1, \text{ if } E^o > 0, \text{ and } OE = 0, \text{ otherwise.} \quad (5)$$

上記のダミー変数をミンサー型賃金関数に投入することによって、教育適当者に比べて教育過剰者の賃金は高いのか低いのか、教育過少者の賃金は高いのか低いのかを検証するが、今回の調査対象者には在学中の者や無業の者が含まれるため、サンプル・セレクションの問題が発生することになる。就業者のみを標本とし、そもそもの母集団を就業者のみと限定している場合にはこの問題は生じないが、在学中や無業となる可能性も含めて地域の若年者全体を母集団とする場合、このサンプル・セレクションの問題を考慮する必要がある³。

したがって、本研究の分析は2段階になる。まず、第1段階の分析では、有業者を1、在学中・無業者をゼロとしたダミー変数を作成し、有業か無業かの選択を決定する要因を分析する。第1段階の分析で用いる説明変数は、年齢、婚姻状態を示すダミー変数、子どもの有無を示すダミー変数である。そして、この第1段階の推定結果を用いてサンプル・セレクションが起きる程度（逆ミズ比）を計算し、逆ミズ比を第2段階の分析で説明変数の1つとして使用し、賃金関数の推定を行う。第1段階の分析は(6)(7)式のようなになる。

$$y^* = \gamma_1 age + \gamma_2 marry + \gamma_3 child + v \quad (6)$$

$$y = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \text{ if } y^* \begin{cases} > \\ \leq \end{cases} 0 \quad (7)$$

(6)式の第1段階の分析はselection equationと呼ばれる。(7)式が示すように、ここでは個人が就労するかどうかというモデルを考えている。就労するかどうか y^* （潜在変数）は、実際のデータでは就労しているかどうかという二値確率変数 y となる。すなわち、潜在変数 y^* がゼロより大きいと y が1になり、 y^* が0以下の場合、 y は0になる。第1段階の分析は、就労するかどうかの二値確率変数が被説明変数となるので、プロビット分析を採用する。

本研究では第1段階の分析で用いる被説明変数と第2段階の分析（regression equation）で用いる被説明変数に影響する要因、すなわち、労働供給に影響する要因と賃金に影響する要因が異なると仮定している。また、第1段階の分析で用いる説明変数と第2段階の分析で用いる説明変数が重複する場合は、多重共線性の問題が発生し、推定として望ましくないことが縄田（1997）と北村（2009）によって指摘されている。そのため、本研究では、第1段階と第2段階の分析で用いる説明変数を別のものにしていく。繰り返しになるが、第1段階の分析で用いる説明変数は(6)式に示している年齢 age 、婚姻状態を示すダミー変数 $marry$ 、子どもの有無を示すダミー変数 $child$ となる。

$$\ln(wage) = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 UE + \beta_3 OE + \beta_4 EDU + \beta_5 exp + \beta_6 exp^2 + \varepsilon \quad (8)$$

第2段階の分析は(8)式のようなになる。賃金は対数変換し、 UE は教育過少なら1を、それ以外

外ならゼロをとるダミー変数である。OEは教育過剰なら1を、それ以外ならゼロをとるダミー変数である⁴。xは賃金に影響を与える説明変数である。xに含まれる変数は、能力バイアスを除去するための中学3年生時の成績と育った家庭の経済状況（Socio-Economic Status）⁵、サンプル・セレクションによる推定結果の歪みを補正するため第1段階の分析から計算された逆ミルズ比、非正規雇用で就労していることを示すダミー変数である⁶。(8)式はミンサー型賃金関数であり、EDUは教育年数、expは潜在経験年数（年齢－教育年数－6）、 exp^2 は潜在経験年数2乗である。αは定数項、εは誤差項である。

なお、本研究で用いる調査データでは賃金は「20～29万円」というような幅のあるデータになっており、連続変数ではないという問題が存在する。本研究では、通常の最小二乗法ではなく閾値が判明しているカテゴリ変数が被説明変数である場合に用いられる区間回帰分析（interval regression）を適用することでこの問題に対処する。

4. 実証分析

賃金関数の形状の違いを考慮し、分析は男女別に行った。分析に使用する変数の記述統計量は表1にまとめている。まず、表2によって第1段階の分析の結果を確認しておこう。男女ともに年齢は正で有意な結果となっている（女性は10%水準有意）。年齢が1歳上昇すると就労する確率が男女ともに1%程度上昇することがわかる。結婚は、男女ともに有意な結果が得られているが、符号の向きが異なる。男性は結婚している方が就労確率が高いが、女性は結婚していると就労確率が低下する。子どもの有無については、男性は有意な結果を得られないが、女性は子どもがいる場合、就労確率が低下する。この推定結果を用いて逆ミルズ比を計算する。

男性の第2段階の分析結果は表3に、女性の第2段階の分析結果は表4に示しているが、いずれの推定式においても逆ミルズ比は有意な結果を得ており、このデータを用いた分析では、サンプル・セレクション・バイアスを統制することが必要であるとわかる。第2段階の分析結果の確認に入る前に「中学3年生時の成績」変数と「育った家庭の経済状況」変数によって、能力バイアスが除去できているかどうかを内生変数である教育年数の係数値から確認しておく。分析では、まず推定M1と推定F1で「中学3年生時の成績」変数と「育った家庭の経済状況」変数を投入しない分析を行った。この場合の教育年数の係数値は、男性0.059、女性0.067である。次に、推定M1と推定F1に「育った家庭の経済状況」変数を加えた推定M2と推定F2を行った。教育年数の係数値は、男性0.052、女性0.062へとそれぞれ減少する。また、推定M1と推定F1に「中学3年生時の成績」変数を加えた推定M3と推定F3を行った。この場合も教育年数の係数値は、男性0.045、女性0.045へとそれぞれ減少する。さらに、推定M1と推定F1に「中学3年生時の成績」変数と「育った家庭の経済状況」変数の両方を投入した推定M4と推定F4を行った。その結果、教育年数の係数値は、男性0.038、女性0.042へとさらに減少する。以上の結果から、能力バイアスがこれらの変数によって一定程度除去できていると判断できる。

その上で、推定M4と推定F4の教育過剰ダミー変数の係数の値を見てみると負で有意となっていることがわかる。教育過剰者は教育適当者より賃金が低いことがわかる。男性では15.7%、女性では23.3%低いという結果になっている。この結果は、先行研究の結果と整合的である。

表1 記述統計量

	男性					女性				
	観測数	平均	標準偏差	最小	最大	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
賃金										
～9万円	306	0.033	0.178	0	1	407	0.165	0.371	0	1
10～19万円	306	0.232	0.423	0	1	407	0.469	0.500	0	1
20～29万円	306	0.454	0.499	0	1	407	0.300	0.459	0	1
30～39万円	306	0.219	0.414	0	1	407	0.057	0.231	0	1
40～49万円	306	0.023	0.150	0	1	—	—	—	—	—
50万円～	306	0.039	0.194	0	1	407	0.010	0.099	0	1
学歴ミスマッチ										
教育過少	306	0.176	0.382	0	1	407	0.098	0.298	0	1
教育適当	306	0.693	0.462	0	1	407	0.759	0.428	0	1
教育過剰	306	0.131	0.338	0	1	407	0.143	0.350	0	1
個人属性										
教育年数	306	14.654	2.216	9	21	407	14.482	1.808	9	18
潜在経験年数	306	8.722	3.896	0	19	407	8.120	4.057	0	18
潜在経験年数2乗/100	306	0.912	0.692	0	3.6	407	0.824	0.672	0	3.24
非正規雇用	306	0.118	0.323	0	1	407	0.327	0.470	0	1
中学3年生時の成績										
上の方	306	0.157	0.364	0	1	407	0.140	0.347	0	1
やや上の方	306	0.284	0.452	0	1	407	0.287	0.453	0	1
真ん中あたり	306	0.212	0.410	0	1	407	0.246	0.431	0	1
やや下の方	306	0.167	0.373	0	1	407	0.172	0.378	0	1
下の方	306	0.160	0.367	0	1	407	0.135	0.342	0	1
わからない	306	0.020	0.139	0	1	407	0.020	0.139	0	1
家庭の生活水準										
上・やや上の方	306	0.131	0.338	0	1	407	0.106	0.308	0	1
真ん中あたり	306	0.464	0.500	0	1	407	0.474	0.500	0	1
やや下の方	306	0.265	0.442	0	1	407	0.305	0.461	0	1
下の方	306	0.111	0.315	0	1	407	0.084	0.277	0	1
わからない	306	0.029	0.169	0	1	407	0.032	0.176	0	1
就労	349	0.883	0.322	0	1	567	0.748	0.435	0	1
年齢	349	28.931	3.716	22	35	567	28.933	3.596	21	35
結婚	349	0.510	0.501	0	1	567	0.497	0.500	0	1
子ども	349	0.387	0.488	0	1	567	0.420	0.494	0	1

出所：筆者作成。

表2 就労を決定する要因

	男性	女性
	限界効果	限界効果
年齢	0.010 * (0.004)	0.011 + (0.006)
結婚	0.146 ** (0.063)	-0.194 *** (0.047)
子ども	0.003 (0.057)	-0.234 *** (0.051)
観測数	349	567
カイ2乗値	29.89 ***	92.15 ***
決定係数	0.197	0.159
対数尤度	-101.447	-269.317

注：推定値は限界効果，括弧内は頑健な標準誤差を示している。

***0.1%水準有意，**1%水準有意，*5%水準有意，+10%水準有意。

出所：筆者作成。

学歴ミスマッチと賃金の関係

表3 学歴ミスマッチが賃金に与える影響（男性）

	推定 M1	推定 M2	推定 M3	推定 M4
学歴ミスマッチ				
教育過少	0.128 * (0.052)	0.129 * (0.053)	0.126 * (0.050)	0.129 * (0.051)
教育過剰	-0.160 ** (0.055)	-0.166 ** (0.055)	-0.153 ** (0.053)	-0.157 ** (0.053)
個人属性				
教育年数	0.059 *** (0.012)	0.052 *** (0.012)	0.045 *** (0.012)	0.038 ** (0.012)
潜在経験年数	0.023 (0.023)	0.014 (0.022)	0.019 (0.022)	0.012 (0.022)
潜在経験年数2乗/100	-0.046 (0.126)	0.008 (0.124)	-0.017 (0.123)	0.025 (0.121)
非正規雇用	-0.453 *** (0.082)	-0.456 *** (0.082)	-0.411 *** (0.079)	-0.415 *** (0.078)
中学3年生時の成績				
上の方			0.128 * (0.059)	0.115 + (0.059)
やや上の方			0.096 + (0.050)	0.079 (0.050)
やや下の方			-0.062 (0.060)	-0.077 (0.060)
下の方			-0.045 (0.068)	-0.050 (0.067)
わからない			-0.352 * (0.147)	-0.357 * (0.148)
家庭の生活水準				
上・やや上の方		0.017 (0.059)		-0.001 (0.057)
やや下の方		-0.093 * (0.043)		-0.099 * (0.041)
下の方		-0.090 (0.073)		-0.092 (0.074)
わからない		-0.297 * (0.122)		-0.266 * (0.111)
逆ミルズ比	-0.584 *** (0.161)	-0.577 *** (0.155)	-0.532 ** (0.155)	-0.522 *** (0.147)
定数項	2.310 *** (0.232)	2.484 *** (0.239)	2.491 *** (0.223)	2.665 *** (0.235)
観測数	306	306	306	306
カイ2乗値	168.89 ***	179.33 ***	191.23 ***	206.57 ***
対数尤度	-347.05	-341.47	-337.31	-332.15

注：推定値は偏回帰係数，括弧内は頑健な標準誤差を示している。

***0.1%水準有意，**1%水準有意，*5%水準有意，+10%水準有意。

出所：筆者作成。

表4 学歴ミスマッチが賃金に与える影響 (女性)

	推定 F1	推定 F2	推定 F3	推定 F4
学歴ミスマッチ				
教育過少	0.132 + (0.069)	0.124 + (0.067)	0.102 (0.067)	0.098 (0.064)
教育過剰	-0.228 *** (0.058)	-0.230 *** (0.058)	-0.236 *** (0.057)	-0.233 *** (0.057)
個人属性				
教育年数	0.067 *** (0.015)	0.062 *** (0.015)	0.045 ** (0.015)	0.042 ** (0.015)
潜在経験年数	0.031 (0.019)	0.028 (0.018)	0.024 (0.019)	0.021 (0.018)
潜在経験年数2乗/100	-0.145 (0.126)	-0.117 (0.120)	-0.100 (0.125)	-0.078 (0.117)
非正規雇用	-0.423 *** (0.051)	-0.431 *** (0.050)	-0.396 *** (0.050)	-0.403 *** (0.050)
中学3年生時の成績				
上の方			0.277 *** (0.060)	0.257 *** (0.061)
やや上の方			0.109 * (0.052)	0.090 + (0.051)
やや下の方			-0.008 (0.063)	-0.032 (0.061)
下の方			-0.028 (0.071)	-0.037 (0.072)
わからない			-0.155 (0.138)	-0.158 (0.131)
家庭の生活水準				
上・やや上の方		0.082 (0.067)		0.033 (0.065)
やや下の方		-0.100 * (0.045)		-0.082 + (0.043)
下の方		0.031 (0.067)		0.029 (0.071)
わからない		0.063 (0.128)		0.125 (0.127)
逆ミルズ比	-0.384 *** (0.094)	-0.391 *** (0.093)	-0.366 *** (0.091)	-0.374 *** (0.091)
定数項	1.967 *** (0.233)	2.078 *** (0.236)	2.242 *** (0.242)	2.324 *** (0.245)
観測数	407	407	407	407
カイ2乗値	209.96 ***	230.92 ***	269.41 ***	287.41 ***
対数尤度	-420.75	-416.24	-408.45	-405.23

注：推定値は偏回帰係数，括弧内は頑健な標準誤差を示している。

***0.1%水準有意，**1%水準有意，*5%水準有意，+10%水準有意。

出所：筆者作成。

5. おわりに

サンプル・セレクション・バイアスと能力バイアスを除去した上で、そして学歴などの個人属性といった賃金を決定する重要な要因を統制してもなお教育過剰者の賃金は教育適当者のそれよりも低いというのが本研究によって得られた結果である。これは、自身が保有している学歴と就いている仕事に求められる学歴との関係において、前者が後者を上回っていれば教育によって獲得したスキルを活用することができず賃金が低くなるということを意味している。

表3と表4を見ると教育年数それ自体の賃金に対する効果は正で有意であることがわかる。学校教育によって得られた資格（学歴）とスキルそれ自体は、その後の人生において有益である。しかし、学校教育によって獲得し高めたスキルを活かせる仕事に就けているか否か、すなわち、労働市場におけるジョブ・マッチングの問題も賃金に対して重要な問題であることを本研究の分析結果は示している。今後は学歴ミスマッチを決定する要因を解明することでこの問題を解決していく政策的な糸口を探していかなければならないだろう。残された課題については、さらなる実証研究を行うことで解明していきたいと考えている。

（謝辞）本研究はJSPS科研費19H0619の助成を受けたものです。

注

¹ 就職氷河期など不況期に大学を卒業し、期待通りの就職結果を得られなかった世代が発生したこと、また平尾ほか（2015）が示すように文系修士卒の就職プレミアムがないこと、濱中（2007）が言うように博士卒の研究職への就職が厳しいことなどの事例がこれにあたるだろう。

² 抽出過程で調査期間中に22歳なる者（回答時に21歳）、同様に35歳になる者（回答時に35歳）が含まれる。その結果、サンプルにもわずかながら21歳と35歳が含まれる。

³ 求職者は、仕事に就く動機となり得る最低額の賃金（reservation wage）よりも高い額の賃金（offered wage）を提供する企業があればその仕事に就く。そのため、就業者のみを取り出して賃金関数を推定したら、offered wageがreservation wageよりも高かった者のみを対象とすることになり上方にバイアスがかかった推定結果が導かれることになる。

⁴ 調査では「『あなたの仕事』と『あなたの学歴』との関係をどのように思いますか」という質問項目に対して、「学歴以上の高度な仕事をしている」「学歴相応の仕事をしている」「学歴以下の仕事をしている」という選択肢を設定した。本研究では、これらの選択肢をダミー変数化して使用する。

⁵ 中学3年生時の成績については、調査では「あなたが中学3年生のとき、あなたの成績は学年の中でどれくらいでしたか」と質問している。育った家庭の経済状況については、調査では「あなたの育ったご家庭の生活水準は、世間一般と比べてどの程度だったとお考えですか」と質問している。これらの質問に対して、「上」「やや上」「真ん中あたり」「やや下」「下」「わからない」の6種類の選択肢が用意されている。分析では「真ん中あたり」を基準グループにしてダミー変数化したものを使用する。なお、育った家庭の経済状況について「上」と答えた者はごく少数であったため、「上・やや上」とカテゴリーを統合した。

⁶ 説明変数に教育年数を用いるので、本研究では過剰制御の懸念から企業規模、産業、職業などは説明変数に加えていない。高い学歴は個人に対し大企業、高賃金の産業・職業への就職機会を開き、移動させることで高い賃金を実現するため、同時に説明変数に投入するのは好ましくないことを考慮した（川口（2008）などを参照されたい）。また、学歴ミスマッチは雇用されて働く者の問題なので、自営業者は分析対象から除外している。

引用文献

- Cohn, Elchanan and Shahina P. Khan (1995) "The wage effects of overschooling revisited," *Labour Economics*, (2), pp.67-76.
- Duncan, Greg J. and Saul D. Hoffman (1981) "The incidence and wage effects of overeducation," *Economics of Education Review*, 1(1), pp.75-86.
- 濱中淳子 (2007) 「大学院は出たけれどー夢を追い続ける『高学歴就職難民』2万人」『論座』6月号, pp.128-135.
- 平尾智隆 (2020) 「学歴ミスマッチが賃金に与える影響ー公的統計による検証」『立命館経済学』68(5/6), pp.210-224.
- 平尾智隆 (2016) 「若年労働市場における学歴ミスマッチー教育過剰の発生とその賃金への影響」『日本労務学会誌』17(2), pp.4-18.
- 平尾智隆・梅崎修・田澤実 (2015) 「大学院卒の就職プレミアムー初職獲得における大学院学歴の効果」『日本労務学会誌』16(1), pp.21-38.
- 平尾智隆 (2014) 「教育過剰が労働意欲に与える影響ー高学歴社会のミスマッチ」『立命館経済学』62 (5/6), pp.99-117.
- 市川恭子 (2016a) 「なぜ高学歴女性の就業率は低いのか？ー男女別学歴ミスマッチの影響の日蘭比較」『日本労働研究雑誌』(667), pp.37-52.
- 市川恭子 (2016b) 「学歴ミスマッチの持続性に関する男女別実証分析の日蘭比較」『ジェンダー研究』(19), pp.137-156.
- 市川恭子 (2015) 「若年大卒女性の早期離職に関する実証分析」『生活社会科学研究』(22), pp.31-46.
- 川口大司 (2008) 「労働政策評価の計量経済学」『日本労働研究雑誌』(579), pp.16-28.
- 北村行伸 (2009) 『ミクロ計量経済学入門』日本評論社.
- Levin, Edwin and Hessel Oosterbeek (2011) "Overeducation and Mismatch in the Labor Market," in Hanushek, Eric A., Stephan Machin and Ludger Woessmann eds. *Handbook of the Economics of Education*, Vol.4, Elsevier Science & Technology, Amsterdam, pp.283-326.
- McGuinness, Séamus (2006) "Overeducation in the Labour Market," *Journal of Economic Surveys*, 20(3), pp.387-418.
- 縄田和満 (1997) 「Probit, Logit, Tobit」 蓑谷千凰彦・廣松毅監修『応用計量経済学Ⅱ』多賀出版, pp.237-298.