

# なぜ高学歴女性の就業率は低いのか？

## ——男女別学歴ミスマッチの影響の日蘭比較

市川 恭子

(お茶の水女子大学大学院)

日本労働市場の特徴に高学歴女性就業率の低さがある。育児等で離職した高学歴女性が労働市場に戻らないためであるが、その理由は日本では女性の学歴ミスマッチの賃金ペナルティが存在しているのではないか（自分の取得学歴よりも仕事に必要な学歴が低い仕事に従事すると（overeducation）、学歴に見合った仕事の人に比べ賃金が低くなるのではないか）。この命題につき学歴ミスマッチの賃金への影響を男女、パートタイム・フルタイム別、子どもの有無により差があるかという視点から分析した。結果は、日本は、overeducationの賃金ペナルティが存在し、大卒パート女性の方が大卒フルタイム女性より賃金ペナルティが大きいことを示した。つまり、パートであることが大卒女性のovereducationの賃金ペナルティをより強めていることが分かった。また、育児期の高学歴女性就業率の高いオランダと比較し、オランダ女性は子ども、パートによるovereducationの賃金への影響は確認されないことから、大卒パート女性のovereducationの賃金ペナルティの存在が日本の大卒女性への負荷であり、日本の高学歴女性が労働市場再参入をためらう理由は、大卒パート女性が学歴ミスマッチの賃金ペナルティを負っているためと指摘した。

### 目次

- I はじめに
- II 学歴ミスマッチと経済理論、先行研究及び本稿の目的
- III データが示す overeducation の特性
- IV 推計
- V 結論

### I はじめに

本稿の目的は、日本の高学歴女性の就業率が低い理由を学歴ミスマッチの観点から分析することである。

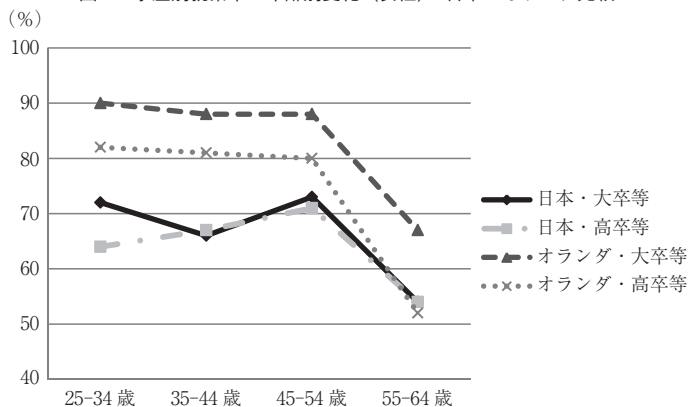
日本の場合、他の先進国同様に女性の進学率は上昇しているものの、高学歴女性の就業率が低いのが特徴である。OECDデータ<sup>1)</sup>では、2012年の高等教育を受けた日本女性（25～64歳）の就

業率は67%である。子育て期（25～34歳）の就業率も72%とOECD平均より低く、就業率90%でトップのオランダとは20ポイント近い差がある。

なぜ日本では高学歴女性の就業率が低いのか。出産・育児等でいったん離職した高学歴女性が再就職しないためとの見方が一般的である。

図1は学歴別就業率の年齢別変化（女性）であるが、日本の大卒女性は20代から30代にかけて就業率が大きく低下し、35～44歳では高卒女性の就業率を下回っている<sup>2)</sup>。図1でオランダと比較すると日本の特徴が分かる。オランダは、20代から60代まで一貫して大卒女性の就業率が高卒女性の就業率を上回っている。一方の日本は、出産・育児期に大卒女性の就業率が大幅に低下し、その後は学歴による大きな違いはない。

図1 学歴別就業率の年齢別変化（女性）：日本・オランダ比較



出所：OECD (2014b) より筆者作成。

小峰・日本経済研究センター (2008) は学歴別労働参加率の年齢別パターンを日・仏・米・加で比較し、同様の点を指摘した上で、アメリカは微減するが仏・加の2カ国の出産・育児期の高学歴女性労働参加率は高水準で維持されていると示す。また、永瀬 (1999) は、高学歴女性ほどいったん離職すると無職を続け、再就職が進んでいないと指摘する。

では、なぜ日本では出産・育児期に離職した高学歴女性が再就職しないのであろうか。この命題について多数の先行研究が行われている。

協坂・奥井 (2005) は、年齢制限や離職期間制限の再就職への影響を企業側と大卒女性側の両面から分析し、大卒の再就職希望女性は年齢が上がると正社員の再就職を諦める傾向にある、年齢制限がある企業で非正規社員の採用確率が下がる等、年齢が再就職に影響するとしている。また、樋口 (2009) は、第1子出産後の再就職は、学歴が高い程再就職が少ない、失業率が低いと再就職が増える、夫の所得が高い程再就職率が低いとしている。平尾 (2005) や坂本 (2009) も夫の収入や出産年齢の高さ、親が遠距離に居住等の要因を指摘する。

上記先行研究は高学歴女性の属性（年齢、夫の所得等）や環境（失業率、親の住居）の再就職への影響という分析で、日本の高学歴女性の学歴自体が労働市場にどのように影響するかという先行研究は見当たらない。大卒女性が今後も増え、労働市場への更なる参加が予想される現状を踏まえる

と、学歴自体に注目した分析を試みる必要があるのではないだろうか。この問題意識のもと、本稿では学歴、特に労働市場における学歴ミスマッチに注目した大卒女性の就業を分析する。

## II 学歴ミスマッチと経済理論、先行研究及び本稿の目的

学歴ミスマッチはどのように定義され、経済理論でどのように説明されるのかを示し、先行研究を概観した上で本稿の目的を示したい。

### 1 学歴ミスマッチの定義

学歴ミスマッチ分析では、個人が達成した学歴 (S) と従事する仕事に相応しい (或いは必要な) 学歴 (R) を比較して、ミスマッチ状況は次のように定義される。

- S=R exact match (教育適当)
- S>R overeducation (教育過剰)
- S<R undereducation (教育過少)

使用される学歴は、教育年数や学歴レベル (大卒、高卒等) 自体を比較して定義される。例えば、従事する仕事に相応しい学歴が高卒程度であり、個人の達成学歴が大卒であれば overeducation となる。反対に、従事する仕事に必要な学歴が大卒程度であり、個人が高卒であれば undereducation となる。ただ、従事する仕事に相応しい学歴 (R) の定義方法が主観的か客観的か等により技術的に

はいくつかの定義方法がある。McGuinness (2006) によると、主観的計測法は、従事する仕事に必要な学歴を個人に主観的に尋ね、個人の実際の達成学歴と比較する方法である。客観的計測法は、労働専門家が仕事上の肩書ごとに必要な学歴を定め、これを個人の達成学歴と比較する方法である。もう一つの客観的計測法は、各職業の平均教育年数を算出し平均から1標準偏差以上離れると学歴ミスマッチと定義する方法である。

## 2 学歴ミスマッチと経済理論・モデル

学歴ミスマッチが労働市場に及ぼす影響は多様な視点から論じられてきた。1960年代のBecker (1964) やSchultz (1963) の人的資本論や1970年代のSpence (1973) のシグナリング理論等が本研究の起源である。そのバリエーションとして学歴ミスマッチが労働市場に与える影響の議論が続いているが、学歴ミスマッチの理論的枠組みについては一つの理論に収束していない。

議論の礎となるのは、人的資本論に基づくミンサー型関数である。

$$\ln w = \beta_1 x + \beta_2 S + \beta_3 Ex + \beta_4 Ex^2 + \varepsilon_i \quad (\text{II.2.1})$$

$w$  は賃金、 $x$  は個人属性、 $S$  は教育年数、 $Ex$  は職務経験年数である。

Duncan and Hoffman (1981) は、このミンサー型賃金モデルのうち $S$ の教育年数を、仕事に必要な教育年数(必要教育年数)、受けた教育年数のうち必要教育年数を超える年数、受けた教育年数では足りない必要教育年数との年数差に分解して、賃金モデルを以下のように修正した。

$$\ln w = \beta_1 x + \beta_2 S^r + \beta_3 S^o + \beta_4 S^u + \beta_5 Ex + \beta_6 Ex^2 + \varepsilon_i \quad (\text{II.2.2})$$

$S^r$  は仕事に必要な教育年数、 $S^o$  は受けた教育年数のうち必要教育年数を超える年数(overeducation)、 $S^u$  は受けた教育年数では足りない必要教育年数との年数差(undereducation)である。

学歴ミスマッチを巡る分析課題の一つは、学歴ミスマッチ現象を説明する際の人的資本論、仕事競争モデル、Assignmentモデル等の経済理論の妥当性の検証である。経済理論の妥当性について

は、議論が継続しており一つの経済理論に収束していないが、Sloane (2003) やMcGuinness (2006) は、Hartog and Oosterbeek (1988)、Groot (1996)、Kiker, Santos and DeOliveira (1997)、Sloane, Battu and Seaman (1999) 等の実証分析に基づき、Assignmentモデルの妥当性を支持する。Assignmentモデルは、Roy (1951) やTinbergen (1956) が礎を築きHartog (1977) 等が発展させた。難易度の異なる仕事を多様な質の労働者に割り振る際に割当ての問題が生ずると考える。Tinbergen (1956) は、需要側の求める仕事に必要な能力の分布と供給側の労働者の能力の分布で仕事の割当てが決まるとする。Hartog (1977) がモデル化し、需要側が望む難易度の異なる仕事に供給側は「個人に備わった能力」「能力を労働と余暇のうち労働に振り向ける割合」の組合せを選んで割当てが、この分布が労働需給双方で一致しないと学歴ミスマッチが発生するとする。

なお、学歴ミスマッチをダミー変数で示す場合は、式II.2.2は以下の通りとなる。

$$\ln w = a_1 x + a_2 D^o + a_3 D^u + a_4 Ex + a_5 Ex^2 + \varepsilon_i \quad (\text{II.2.3})$$

$D^o$  は overeducation ダミー、 $D^u$  は undereducation ダミーである。比較するレファレンスは exact match のケースである。

## 3 先行実証研究と本稿の目的

各理論モデルの妥当性を検証するため多数の国について実証研究が試みられ(Sloane, Battu and Seaman (1999) 等)、式II.2.2を推計している。McGuinness (2006) やLeuven and Oosterbeek (2011) は網羅的に実証研究を概観した上で、overeducationの収益はあるが、必要教育年数の収益に比較して少ないことを示している。つまり、式II.2.2の係数が、

$$\beta_2 > \beta_3 \quad (\text{II.3.1})$$

となり、overeducationの賃金はexact matchよりも低いという賃金ペナルティ(賃金への負の影響)が発生する。従って、式II.2.3のovereducationのダミー変数の係数 $a_2$ はマイナスになるこ

とが一般的である。

overeducationの賃金への影響の実証分析のうち、日本についての分析は数が限られる。乾ほか(2012)はovereducationはexact matchより賃金が低いこと、undereducationはexact matchより賃金が高いことを示した<sup>3)</sup>。日本はovereducation/undereducation分析の数が少ないこともあり、同観点から高学歴女性と就労の関係を分析した実証分析は殆ど行われていない<sup>4)</sup>。

そこで本稿では、データからovereducationの特性を把握した上で、overeducation/undereducationを変数として用い、学歴ミスマッチが高学歴女性の賃金に及ぼす影響を分析する。本稿と関係が深いのは、McGuinness and Sloane (2011)である。McGuinness and Sloane (2011)は、イギリスについてovereducation/undereducationが説明変数の賃金関数を推計し、男女ともにovereducationの賃金ペナルティが存在し、女性の方がペナルティが大きいことを示している。本稿ではMcGuinness and Sloane (2011)では試みられなかった子どもの有無、雇用形態といった視点を加えて日本について推計し、併せて子育て期の高学歴女性就業率が高いオランダと比較する。特にオランダと比較するのは、オランダが「パートタイム社会」と呼ばれ、日本と対照的にフルタイムとパートタイムの平等の権利が保障されているからである<sup>5)</sup>。パートであることが賃金を下げる日本の賃金構造に鑑み、パートでもフルタイムとの賃金格差がないとされるオランダを比較対象とすることとした<sup>6)</sup>。

出産・育児でいったん離職した高学歴女性が再就職しない理由は、日本は女性に学歴ミスマッチの賃金ペナルティが存在しているからではないか。Hartog (1977)に沿って考えると、日本女性の場合、「能力を労働と余暇のうち労働に振り向ける割合」に家庭事情等から制約があり、労働需給で分布が一致せず学歴ミスマッチが生じ、そのミスマッチによる賃金ペナルティに直面しているのではないか。この命題への答えを導くために、本稿は学歴ミスマッチが賃金に与える影響が男女、子どもの有無、雇用形態(パートタイムか否か)により異なるか否かという観点で分析する。具体

的には、overeducation/undereducationを説明変数とする賃金関数を推計し、日本では、overeducationの賃金ペナルティ(負の影響)が存在するか、男女間で賃金ペナルティに相違があるか、子どものいる女性と子どものいない女性で負の影響に相違があるか、パートタイム女性とフルタイム女性でペナルティに相違があるか、を分析する。また、オランダと比較を行い、男女間、子どもの有無、雇用形態の別で、日蘭間で賃金ペナルティに相違があるかを検討する。これらの分析により、高学歴女性が再就職をためらう理由を、学歴ミスマッチの観点から導く。

### Ⅲ データが示す overeducation の特性

#### 1 使用データ

学歴ミスマッチの把握には、仕事に見合った学歴を尋ねる調査データが必要であるが、日本について当該質問を含む調査データは数が極めて限られる。本稿は「Programme for the International Assessment of Adult Competencies (国際成人力調査・PIAAC)」(OECD, 2013年)を使用する。本調査は日本を含め24か国で2011～2012年にかけて実施され、16歳以上65歳以下の個人が調査対象である。本調査は、仕事や日常生活で必要なスキルの測定が主目的であるが、スキル測定前の背景調査で個人の学歴や就業状況等を調査しており、本稿はこの背景調査を使用する。

当該データの特徴は、日本について仕事に見合った学歴を尋ねる質問を含む貴重でリッチなデータであることである。更に、同じ調査票でOECD各国で同時期に調査され、全対象国合計で約16万6000人を対象とし、各国約4500～2万7000の回答を得ており、国際比較が可能である。本稿で使用するデータのサンプル数は、欠損値処理を行った結果、日本は3033、オランダは2941である。

なお、当該調査では、「(現在の仕事について)仮に今、誰かがこの仕事に応募するとしたら、通常どのような学歴が必要とされますか」との質問に、示された学歴レベルから回答する。回答者の



最高学歴と比べて当該質問への学歴レベルが低ければ overeducation, 高ければ undereducation として分析を行う。

2 データが示す overeducation の特性

表1が記述統計である。日本は、overeducation 割合は男女計が37%, 男性35%, 女性38%である。一方、undereducation 割合は10%以下である。ちなみに欠損値で本稿の分析から外した個票データも含めた日本の overeducation 割合も35%と高く undereducation 割合は8%と低く、両者間にギャップがあるのが日本の特徴である<sup>7)</sup>。学歴構成は男女計で高卒以下が43%, 短

大等卒24%, 大卒29%, 院卒4%である。男性では大卒割合が高く、女性では短大等卒が36%, 大卒が17%である。就労状況では、パートタイム比率が男性6%, 女性56%と女性の方がかなり比率が高い。

日蘭を比較すると、overeducation 割合は日本の方が高く、オランダの19%の2倍である。日本は overeducation 割合の男女差は見られないが、オランダでも同様である。

学歴構成で、高卒以下の割合が高いのは日蘭同様である。日本は、短大等卒が2割を超え、特に女性は4割近いが、オランダでは教育レベル分類同レベルの上級職業学校卒は7%と少ない<sup>8)</sup>。大

表1 記述統計表

	日本						オランダ					
	男女計		男性		女性		男女計		男性		女性	
	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
時給*	1824.05	1159.90	2279.35	1230.66	1299.52	798.39	19.56	7.64	21.17	8	17.93	6.88
男性	0.54	0.50	1	0	0	0	0.51	0.50	1	0	0	0
年齢	45.86	10.05	46.10	10.26	45.57	9.79	42.48	10.63	43.99	10.48	40.94	10.57
overedu	0.37	0.48	0.35	0.48	0.38	0.49	0.19	0.39	0.19	0.39	0.20	0.40
underedu	0.07	0.26	0.08	0.28	0.06	0.23	0.16	0.37	0.20	0.40	0.13	0.33
高卒以下	0.43	0.50	0.40	0.49	0.46	0.50	0.51	0.50	0.49	0.50	0.52	0.50
短大等卒/上級職業学校**	0.24	0.43	0.13	0.34	0.36	0.48	0.07	0.26	0.07	0.25	0.07	0.26
大卒	0.29	0.45	0.40	0.49	0.17	0.37	0.28	0.45	0.28	0.45	0.28	0.45
院卒	0.04	0.20	0.07	0.26	0.01	0.11	0.14	0.35	0.16	0.36	0.12	0.33
専攻・一般教養	0.32	0.47	0.26	0.44	0.40	0.49	0.07	0.25	0.05	0.22	0.09	0.29
専攻・教育	0.09	0.28	0.05	0.22	0.13	0.34	0.08	0.27	0.05	0.22	0.11	0.31
専攻・人文	0.06	0.23	0.03	0.17	0.09	0.28	0.03	0.17	0.02	0.16	0.04	0.19
専攻・社会科学	0.15	0.36	0.18	0.39	0.11	0.32	0.30	0.46	0.30	0.46	0.30	0.46
専攻・科学	0.03	0.17	0.04	0.19	0.02	0.14	0.06	0.24	0.10	0.30	0.02	0.15
専攻・工学	0.19	0.40	0.35	0.48	0.02	0.14	0.19	0.39	0.34	0.48	0.02	0.15
専攻・農学	0.04	0.19	0.06	0.23	0.01	0.12	0.04	0.18	0.04	0.20	0.03	0.16
専攻・健康	0.08	0.27	0.02	0.15	0.15	0.35	0.19	0.40	0.05	0.21	0.35	0.48
専攻・サービス	0.04	0.20	0.02	0.13	0.07	0.25	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.20
労働時間(週)	40.01	14.38	46.93	11.34	32.03	13.34	33.54	10.95	39.76	8.51	27.19	9.42
在職期間(年)	13.28	11.16	16.40	11.77	9.69	9.20	10.77	10.14	11.73	10.88	9.79	9.23
経験企業数	1.45	0.94	1.34	0.83	1.57	1.04	1.75	1.22	1.69	1.20	1.80	1.24
民間部門	0.81	0.39	0.81	0.39	0.81	0.39	0.58	0.49	0.67	0.47	0.49	0.50
事業所規模: 1-10人	0.24	0.43	0.17	0.38	0.31	0.46	0.16	0.36	0.14	0.34	0.18	0.38
事業所規模: 11-50人	0.30	0.46	0.28	0.45	0.33	0.47	0.31	0.46	0.30	0.46	0.33	0.47
事業所規模: 51-250人	0.25	0.43	0.27	0.44	0.23	0.42	0.28	0.45	0.29	0.45	0.28	0.45
事業所規模: 251-1000人	0.13	0.33	0.15	0.36	0.10	0.29	0.14	0.34	0.16	0.36	0.12	0.32
事業所規模: 1001人-	0.08	0.28	0.13	0.33	0.04	0.19	0.11	0.31	0.12	0.33	0.10	0.30
配偶者フルタイム	0.53	0.50	0.24	0.42	0.86	0.35	0.52	0.50	0.25	0.44	0.80	0.40
子ども	0.86	0.35	0.86	0.35	0.86	0.35	0.76	0.43	0.79	0.41	0.74	0.44
末子6歳以下***	0.24	0.42	0.28	0.45	0.19	0.39	0.21	0.41	0.22	0.41	0.21	0.41
パートタイム	0.29	0.45	0.06	0.24	0.56	0.50	0.43	0.50	0.14	0.35	0.73	0.44

\*時給は日本:円, オランダ:ユーロ

\*\*ISCED97のlevel5B相当。日本は短大・専門学校等。オランダは上級職業学校。

\*\*\*オランダは5歳から義務教育が始まるので末子4歳以下。

卒は、男女計では日蘭3割弱と同程度であるが、日本は男性の大卒割合（40%）が高く、女性（17%）は低いが、オランダでは男女（28%）が同程度である。日本は、高等教育のうち男性は大卒、女性は短大等卒が多く、院卒が少ないという特徴があり、オランダは、大卒か院卒が多く、院卒では若干男女差はあるが大卒では男女同程度という特徴がある。

就労状況は、オランダ女性のパートタイムが73%と日本同様に男性（14%）より圧倒的に高い。ここで留意すべきは、上述のようにパートタイムの意味が日本とオランダは異なることである。日本とは対照的にオランダはパートタイム・フルタイム間の双方向の移動が保障されており、パートタイムは自ら選択して就労している。

次に、どのような属性が overeducation になり易いのかを把握するため、雇用形態・子どもの有無から overeducation の特性を見てみよう。

表2は雇用形態別の overeducation 割合で、日本は、男女ともにパートタイムの方が overeducation 割合が高い。特に女性はパートタイムとフルタイムの差が大きい。これは、日本は特に女性が家庭事情等からパートタイムを選択せざるを得ず、就労条件も制約されるパートタイムで学歴にマッチした職を得るのは難しく overeducation に陥りやすいことを示唆している。一方、オランダは男性がパートタイムの方が overeducation 割合が高いが、女性は差が見られない。オランダはフルタイム・パートタイムが平等で両者間の移動が保障されているため、女性でフルタイム・パートタイムに差がないのは尤もであろう。

表3は子どもの有無別 overeducation 割合で、日本は、男女ともに子どもの有無による overeducation 割合は殆ど差がない。オランダは、女性は日本同様に子どもの有無による差は見られない

が、男性は子どもがいない男性の方が子どものいる男性よりも overeducation 割合が高い。日本では育児と仕事の両立が厳しい労働環境で子どもが就労する際の制約となり、子どもがいる女性は overeducation 割合が高いのではないかと予想されたが、子どもの有無別 overeducation 割合の差は読み取れない。そこで、子育て期の傾向を見るために年齢別 overeducation 割合を見てみる。図2～5は日蘭の年齢階層別 overeducation 割合を全体（学歴計）と大卒で示したものである。4つの図を並べてみると傾向が読み取れる。まず、全体（横縞棒グラフ）のみに注目すると日本男女、オランダ男性において20代前半から40代半ばにかけて overeducation 割合は低下傾向である。若年時に overeducation に陥っても年齢が上がるにつれて overeducation は解消する傾向にある。次に、大卒に注目すると男女で違いがある。大卒男性は、日蘭ともに20代前半が突出して高く、40代後半及び50代後半から上昇するが、全体として年齢が上がるにつれほぼ低下傾向にある。一方、大卒女性は、日蘭ともに20代後半から30代の overeducation 割合が高く、その後低下し、40代後半か50代からまた高くなっている。つまり、大卒女性は子育て期と中年期で overeducation 割合が高いのである。

要するに、パートタイムの人や子育て期の大卒女性は overeducation に陥りやすいことをデータは示している。

#### IV 推 計

パートタイムの人や子育て期の大卒女性は overeducation になり易いという特性を踏まえると、日本の高学歴女性の就業率が低い理由について、以下の仮説が考えられる。

表2 雇用形態別 overeducation 割合

(単位：%)

	男性		女性	
	フルタイム	パートタイム	フルタイム	パートタイム
日本	34.7	39.7	28.8	46.1
オランダ	17.1	28.8	19.2	20.2

表3 子どもの有無別 overeducation 割合

(単位：%)

	男性		女性	
	子ども有り	子ども無し	子ども有り	子ども無し
日本	35.0	34.8	38.3	38.7
オランダ	17.5	23.2	20.1	19.7

図2 日本・女性 年齢階層別 overeducation 割合

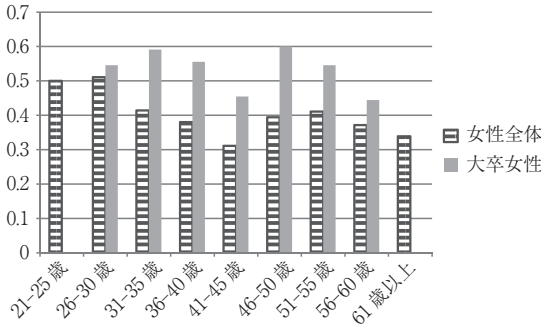


図3 日本・男性 年齢階層別 overeducation 割合

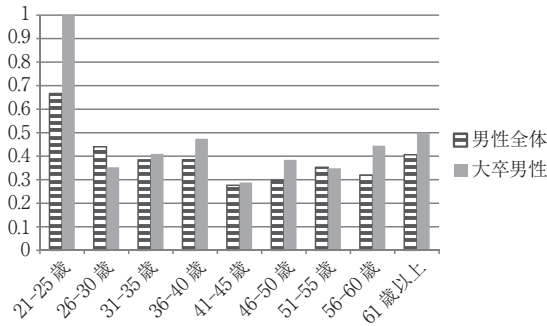


図4 オランダ・女性 年齢階層別 overeducation 割合

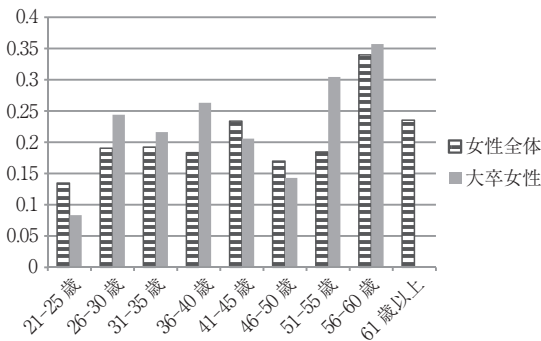
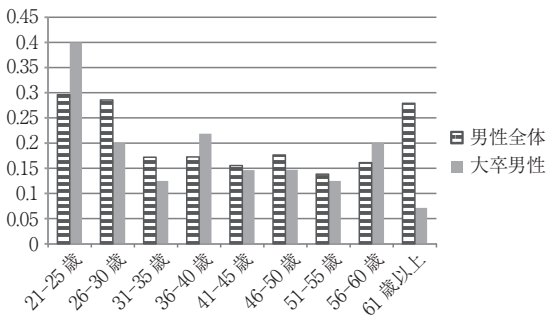


図5 オランダ・男性 年齢階層別 overeducation 割合



仮説1：パートタイムの人は overeducation になり易い。日本はオランダに比べて、大卒パートタイム女性の overeducation のペナルティが大卒フルタイム女性の overeducation のペナルティより重い度合いがより重いのではないかと推察される。

仮説2：子育て期の大卒女性は overeducation になり易い。日本はオランダに比べて、子育て期の大卒女性の overeducation のペナルティが同年代の子どもがいない大卒女性の overeducation のペナルティより重い度合いがより重いのではないかと推察される。

この仮説を検証するために、賃金関数の推計を行う。具体的には、overeducation であると賃金は下がるのか（賃金ペナルティ）、フルタイム・パートタイムの雇用形態別や子どもの有無により賃金ペナルティに差があるかを男女別に推計して検証する。また、Ⅲ2より大卒女性の overeducation 割合は子育て期に高いことから、日蘭についてまず全年齢（16～65歳）で推計し、続いて子育て期（26～40歳）の女性も推計を行う。

### 1 モデル

学歴ミスマッチが賃金に与える影響を分析するために、overeducation/undereducation が説明変数の関数を推計する。以下は先行研究、特に McGuinness and Sloane (2011) 及び平尾 (2013) を参照している。

賃金について、以下のモデルをヘックマン2段階推定法で推計する。女性就労に注目した賃金関数を分析するため、サンプル・セレクション・バイアスを考慮するためである。

第1段階では、就労関数をプロビット分析で推計する。

$$y^* = \gamma_1 Z_1 + \gamma_2 Z_2 + \gamma_3 Z_3 + \gamma_4 Z_4 + u \quad (IV.1.1)$$

$$y = \begin{cases} y_i & \text{if } y^* > 0 \\ 0 & \text{if } y^* \leq 0 \end{cases} \quad (IV.1.2)$$

$y^*$  は賃金  $y$  が0より大きければ1で、値としてなければ0の二値変数である。つまり、就労の有無を選択する就労確率を推計することになる。

女性の就労選択に影響を与えうる変数として、 $Z_1$  は年齢、 $Z_2$  は配偶者フルタイムダミー、 $Z_3$  は6歳以下の子どもダミー、 $Z_4$  は教育年数である。式(IV.1.1)をプロビット分析で推計し、逆ミルズ比を求め、以下の第2段階の賃金関数に逆ミルズ比を挿入して推計する。

$$y = \ln w = a + \beta_1 S + \beta_2 Ex + \beta_3 Overedu + \beta_4 Underedu + \beta_5 X + \sigma \lambda (Z_i' \gamma) + \varepsilon_i \quad (IV.1.3)$$

$\ln w$  は賃金の対数、 $a$  は定数項、 $S$  は学歴ダミー、 $Ex$  は在職期間(年)、 $Overedu$  は overeducation ダミー、 $Underedu$  は undereducation ダミー、 $X$  は他の要素、 $\lambda$  は(IV.1.1)を推計して求められる逆ミルズ比、 $\varepsilon$  は誤差項である。

なお、本稿では大卒女性の overeducation が雇用形態や子どもの有無によりどのように賃金に影響を与えるかを考察するため、(IV.1.3)を以下に修正して推計する。

$$\begin{aligned} \ln w = a + & \beta_1 Overedu + \beta_2 Underedu \\ & + \beta_3 JC + \beta_4 Univ + \beta_5 PG \\ & + \beta_6 Child + \beta_7 Child \times Overedu \\ & + \beta_8 Part + \beta_9 Part \times Overedu \\ & + \beta_{10} JC \times Child \times Overedu \\ & + \beta_{11} JC \times Part \times Overedu \\ & + \beta_{12} Univ \times Child \times Overedu \\ & + \beta_{13} Univ \times Part \times Overedu \\ & + \beta_{14} PG \times Child \times Overedu \\ & + \beta_{15} PG \times Part \times Overedu \\ & + \beta_{16} Ex + \beta_{17} X + \sigma \lambda (Z_i' \gamma) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (IV.1.4)$$

$JC$  は短大等卒ダミー、 $Univ$  は大卒ダミー、 $PG$  は大学院卒ダミー、 $Child$  は子どもダミー、 $Part$  はパートタイムダミーである。パートタイムや子どもによる overeducation の学歴別の影響を把握するために交差項を入れる。雇用形態や子どもの有無別の大卒の推計に関係する係数は太字・網かけにしている。

ベースラインは「高卒・overeducation でない・子ども無し・フルタイム」である。従って、大卒の overeducation の賃金への影響は以下の4ケー

スに整理される。

A: 子ども無し, フルタイム:

$$\beta_1 + \beta_4$$

B: 子ども無し, パートタイム:

$$\beta_1 + \beta_4 + \beta_8 + \beta_9 + \beta_{13}$$

C: 子ども有り, フルタイム:

$$\beta_1 + \beta_4 + \beta_6 + \beta_7 + \beta_{12}$$

D: 子ども有り, パートタイム:

$$\beta_1 + \beta_4 + \beta_6 + \beta_7 + \beta_{12} + \beta_8 + \beta_9 + \beta_{13}$$

推計した係数を上記の通り計算すると、大卒の雇用形態別、子どもの有無による overeducation の賃金への影響を比較することができる。

## 2 結果

### (1) 日本

表5左欄が第2段階の賃金関数の推定結果である(第1段階は表4)。日本は男女計、男性、女性ともに overeducation の賃金ペナルティ(負の影響)が確認される。男女を比較すると、男性(-0.29)の方が女性(-0.19)より負の影響が大きく、交差項(男性×overedu)でも有意な差がある。ベースラインとなる高卒以下では男性の方が女性よりも overeducation の賃金ペナルティが大きい。最終学歴ダミーは学歴が高くなるにつれ有意な正の係数が高くなる。大卒は、男女ともに3割以上の賃金上昇に寄与する。

注目係数のうち、子ども及び交差項(子ども×overedu, 大卒×子ども×overedu)は、女性は大卒×子ども×overedu で有意に正である。なお、男性も子ども×overedu が正であるが、有意水準10%を僅かに超えるレベルである。これは想定しない結果であった。特に大卒女性は子どもが労働市場での制約となり賃金ペナルティが発生することが想定されたが、結果は逆の賃金プレミアムが発生している。つまり、大卒女性は、子どもがいて overeducation な状況は、子どもがいることに配慮されて学歴に見合わない簡単な仕事をする状況を意味し、賃金プレミアムが発生している。これは、院卒×子ども×overedu の交差項においても有意に正であることから、院卒女性も同様に賃金プレミアムが発生している。ただし、これは雇用形態(パートタイム)を制御しているので、フ



表4 推計結果 第1段階・就労関数・全年齢

	日本			オランダ		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
	就労関数 第1段階	就労関数 第1段階	就労関数 第1段階	就労関数 第1段階	就労関数 第1段階	就労関数 第1段階
年齢	-0.034*** (-11.590)	-0.040*** (-9.148)	-0.022*** (-5.514)	-0.037*** (-14.140)	-0.039*** (-10.510)	-0.034*** (-8.887)
配偶者フルタイム就業	-0.453*** (-8.818)	-0.379*** (-4.484)	0.167* (1.776)	-0.046 (-0.868)	-0.046 (-0.524)	0.124 (1.430)
末子年齢6歳以下 (オランダ4歳以下)	-0.563*** (-7.915)	-0.016 (-0.134)	-0.840*** (-9.092)	-0.255*** (-3.530)	-0.241** (-2.328)	-0.277*** (-2.752)
教育年数	0.104*** (9.407)	0.101*** (6.523)	0.079*** (4.573)	0.131*** (16.840)	0.114*** (10.520)	0.147*** (12.870)
定数項	0.900*** (3.993)	1.300*** (4.051)	0.143 (0.428)	-0.097 (-0.525)	0.303 (1.206)	-0.664** (-2.386)
サンプル数	3,033	1,391	1,642	2,941	1,439	1,502
就業者数	1,870	1,000	870	1,589	803	786
非就業者数	1,163	391	772	1,352	636	716

( ) 内はz値。

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

表5 推計結果 第2段階・賃金関数・全年齢

	日本			オランダ		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階
男性	0.276*** (9.574)			0.106*** (4.758)		
overedu	-0.165*** (-2.821)	-0.283*** (-3.891)	-0.189*** (-2.713)	-0.147*** (-3.080)	-0.232*** (-4.116)	-0.119** (-2.089)
underedu	0.210*** (5.985)	0.265*** (5.573)	0.130** (2.473)	0.179*** (8.724)	0.195*** (7.363)	0.149*** (4.717)
短大等卒	0.132*** (3.884)	0.094* (1.655)	0.148*** (3.598)	0.216*** (5.916)	0.167*** (3.336)	0.275*** (5.217)
大卒	0.318*** (9.802)	0.315*** (7.629)	0.360*** (6.856)	0.392*** (16.080)	0.422*** (12.850)	0.358*** (9.958)
院卒	0.523*** (7.509)	0.546*** (6.537)	0.522*** (3.921)	0.605*** (18.490)	0.598*** (13.460)	0.622*** (12.930)
専攻・教育	0.032 (0.897)	0.008 (0.120)	0.047 (1.138)	-0.087** (-2.265)	-0.132** (-2.077)	-0.071 (-1.486)
専攻・人文	0.083* (1.944)	0.163** (1.993)	0.043 (0.892)	-0.054 (-1.114)	-0.046 (-0.592)	-0.069 (-1.107)
専攻・社会科学	0.029 (0.961)	0.063 (1.433)	-0.009 (-0.222)	0.039 (1.325)	0.034 (0.720)	0.034 (0.879)
専攻・科学	0.007 (0.118)	-0.055 (-0.738)	0.156* (1.767)	-0.005 (-0.118)	-0.025 (-0.471)	-0.020 (-0.276)
専攻・工学	0.016 (0.579)	0.023 (0.675)	0.032 (0.361)	-0.026 (-0.799)	-0.057 (-1.254)	0.005 (0.068)
専攻・農学	0.001 (0.023)	-0.009 (-0.153)	-0.025 (-0.256)	-0.000 (-0.007)	-0.029 (-0.472)	0.044 (0.642)
専攻・健康	0.208*** (5.359)	0.306*** (3.452)	0.184*** (4.325)	0.004 (0.122)	-0.036 (-0.562)	0.013 (0.351)

表5 つづき

	日本			オランダ		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階
専攻・サービス	0.034 (0.718)	0.087 (0.890)	0.025 (0.478)	-0.053 (-1.235)	-0.091 (-1.447)	-0.026 (-0.449)
在職期間(年)	0.011*** (11.710)	0.011*** (8.439)	0.008*** (5.778)	0.004*** (4.543)	0.004*** (3.325)	0.004*** (3.203)
経験企業数	-0.005 (-0.453)	-0.009 (-0.548)	-0.005 (-0.419)	-0.020*** (-3.022)	-0.003 (-0.322)	-0.038*** (-4.212)
民間部門	-0.042* (-1.819)	-0.033 (-0.999)	-0.050 (-1.564)	0.008 (0.535)	0.073*** (3.192)	-0.044* (-2.065)
事業所規模:11-50	0.028 (1.146)	0.046 (1.207)	0.019 (0.628)	0.078*** (3.585)	0.071** (2.251)	0.074** (2.528)
事業所規模:51-250	0.097*** (3.828)	0.136*** (3.495)	0.064* (1.954)	0.122*** (5.496)	0.122*** (3.781)	0.114*** (3.751)
事業所規模:251-1000	0.115*** (3.661)	0.158*** (3.502)	0.072 (1.625)	0.164*** (6.155)	0.152*** (4.107)	0.172*** (4.486)
事業所規模:1001-	0.292*** (7.851)	0.340*** (7.013)	0.196*** (2.860)	0.179*** (6.326)	0.179*** (4.440)	0.184*** (4.647)
男性×overedu	-0.105** (-2.274)			-0.061 (-1.411)		
子ども	0.028 (0.845)	0.043 (0.945)	-0.016 (-0.344)	0.092*** (4.385)	0.121*** (3.959)	0.050 (1.633)
子ども×overedu	0.097 (1.417)	0.171* (1.823)	-0.058 (-0.546)	-0.029 (-0.539)	0.029 (0.394)	-0.128 (-1.451)
パート	-0.270*** (-8.935)	-0.275*** (-3.901)	-0.284*** (-8.693)	-0.002 (-0.080)	0.008 (0.227)	0.013 (0.492)
パート×overedu	0.003 (0.036)	-0.124 (-0.859)	0.182* (1.926)	-0.018 (-0.310)	-0.044 (-0.493)	0.034 (0.378)
短大等卒×子ども×overedu	0.040 (0.627)	0.114 (1.259)	0.089 (0.896)	0.222** (2.395)	0.245** (2.238)	0.349* (1.886)
大卒×子ども×overedu	-0.014 (-0.229)	-0.105 (-1.473)	0.318*** (2.869)	-0.049 (-0.747)	-0.100 (-1.265)	0.028 (0.230)
院卒×子ども×overedu	-0.029 (-0.302)	-0.118 (-1.048)	0.783*** (2.756)	0.108 (1.637)	0.048 (0.618)	0.312** (2.450)
短大等卒×パート×overedu	-0.138* (-1.804)	-0.025 (-0.105)	-0.219** (-2.098)	-0.105 (-0.990)	-0.022 (-0.115)	-0.305 (-1.644)
大卒×パート×overedu	-0.137 (-1.621)	0.039 (0.211)	-0.486*** (-4.074)	0.040 (0.525)	-0.012 (-0.091)	0.019 (0.159)
院卒×パート×overedu	-0.790*** (-2.857)	-0.607 (-1.462)	-1.560*** (-3.650)	0.044 (0.518)	0.331** (2.211)	-0.209 (-1.626)
逆ミルズ比	-0.062 (-1.058)	0.032 (0.407)	-0.051 (-0.741)	0.228*** (4.967)	0.290*** (4.460)	0.182*** (2.825)
定数項	6.978*** (116.500)	7.150*** (93.150)	7.075*** (91.200)	2.323*** (47.450)	2.322*** (31.960)	2.427*** (37.150)
Wald検定	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

( )内はz値。

\*\*\*p&lt;0.01, \*\*p&lt;0.05, \*p&lt;0.1

注:オランダは上級職業学校卒。

表6 推計結果 第1段階・就労関数・26-40歳女性

	日本	オランダ
	女性	女性
	就労関数 第1段階	就労関数 第1段階
年齢	0.013 (0.942)	-0.021 (-1.524)
配偶者フルタイム就業	-0.034 (-0.122)	-0.132 (-0.739)
末子年齢6歳以下 (オランダ4歳以下)	-0.796*** (-6.878)	-0.209* (-1.716)
教育年数	0.055* (1.872)	0.131*** (6.187)
定数項	-0.627 (-0.923)	-0.655 (-1.058)
サンプル数	543	490
就業者数	286	329
非就業者数	257	161

( )内はz値。  
\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

ルタイムの大卒・院卒女性についてである。

もう一つの注目係数、パート及び交差項(パート×overedu, 大卒×パート×overedu)は、パート項は男女ともに有意に負である。男性は交差項は有意でない。つまり、overeducationの賃金ペナルティがパートであることでより重くなることは男性では見られない。一方の女性の交差項は、大卒×パート×overeduは-0.49と負で有意で絶対値も大きい。つまり、大卒女性がパートで学歴に見合わない仕事に従事すると大きな賃金ペナルティに直面する。この女性のパートによるovereducationの賃金ペナルティは学歴が高くなるにつれ大きくなっている。

次に、大卒女性のovereducation割合が子育て期に高いことから、26～40歳の女性限定で推計した結果が表7である(第1段階の推計結果は表6)。日本は全年齢では有意のovereducationの係数は有意でなくなっている。ベースラインの高卒女性について、子育て期はovereducationの賃金ペナルティが発生しない。子育て期以降の中高年期に生じる可能性を示唆している。図2を再び見ると、高卒が約半数を占める女性全体(横縞棒グラフ)では子育て期にovereducation率は減少傾向であるが、中高年期にovereducation率が高い。

高卒女性ではこの層で賃金ペナルティが生じているとみられる。

ただ、大卒女性に注目すると、大卒ダミーは有意で正、大卒×パート×overeduは負で有意となっている。子どもについては、子ども項、交差項ともに有意でない。つまり、26～40歳の子育て期の大卒女性は、雇用形態をコントロールすると子どもの有無が賃金に影響せず、パートであること、及び大卒であることによりパートのovereducationの賃金ペナルティが増幅されることが示されている。

なお、全年齢では大卒×子ども×overeduが有意でフルタイムの大卒女性に賃金プレミアム(子どもがいることに配慮されて大卒レベル以下の簡単な仕事をしているが高卒よりは高い賃金を得ている)が生じていたが、子育て期では有意でなくなっ

表7 推計結果 第2段階・賃金関数・26-40歳女性

	日本	オランダ
	女性	女性
	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階
overedu	-0.128 (-1.612)	-0.122 (-1.008)
underedu	0.003 (0.035)	0.095 (1.166)
短大等卒/上級職業学校卒	0.112* (1.928)	0.504** (2.494)
大卒	0.296*** (4.049)	0.438*** (3.157)
院卒	0.430*** (2.905)	0.738*** (3.937)
専攻・教育	-0.089 (-1.280)	-0.121 (-0.994)
専攻・人文	0.066 (0.959)	-0.318* (-1.690)
専攻・社会科学	-0.083 (-1.470)	-0.034 (-0.342)
専攻・科学	0.176 (1.495)	-0.152 (-0.789)
専攻・工学	0.033 (0.292)	0.041 (0.246)
専攻・農学	-0.122 (-0.868)	-0.001 (-0.005)
専攻・健康	0.138** (2.306)	-0.011 (-0.112)
専攻・サービス	-0.066 (-0.819)	0.028 (0.208)

表7 つづき

	日本	オランダ
	女性	女性
	賃金関数 第2段階	賃金関数 第2段階
在職期間 (年)	0.019*** (4.687)	0.008 (1.457)
経験企業数	0.009 (0.462)	-0.024 (-0.984)
民間部門	0.051 (0.976)	-0.039 (-0.714)
事業所規模: 11-50	0.008 (0.179)	0.135** (1.979)
事業所規模: 51-250	0.067 (1.216)	0.115 (1.596)
事業所規模: 251-1000	0.121* (1.908)	0.201** (2.229)
事業所規模: 1000-	0.084 (0.930)	0.192** (1.969)
子ども	-0.042 (-0.710)	0.010 (0.126)
子ども×overedu	-0.095 (-0.685)	-0.080 (-0.254)
パート	-0.239*** (-4.573)	0.012 (0.189)
パート×overedu	0.207 (1.489)	0.048 (0.156)
短大等卒×子ども×overedu (注)	0.214 (1.523)	0.379 (0.676)
大卒×子ども×overedu	0.221 (1.457)	0.103 (0.283)
院卒×子ども×overedu	-0.512 (-1.495)	0.549 (1.351)
短大等卒×パート×overedu (注)	-0.321** (-2.147)	-0.541 (-0.987)
大卒×パート×overedu	-0.357** (-2.088)	-0.003 (-0.008)
院卒×パート×overedu		-0.325 (-0.838)
逆ミルズ比	-0.032 (-0.362)	0.562 (1.302)
定数項	6.935*** (60.940)	2.177*** (7.646)
Wald 検定	0.00	0.00

( ) 内はz値。

\*\*\*p&lt;0.01, \*\*p&lt;0.05, \*p&lt;0.1

注: オランダは上級職業学校。

おり、大卒女性の子ども賃金プレミアムは恐らく就業を継続してきた(継続可能な就業環境の)主に中高年層のフルタイム大卒女性で生じていると考えられる。

## (2) オランダ

同様の推計をオランダについても行った。表5右欄が第2段階のオランダ全年齢男女の賃金関数推定結果である。

オランダも overeducation の賃金への負の係数が確認される。この点は日本と変わらない。しかし、交差項(男性×overedu)でみると、日本の結果と異なり男女間で有意な差はない。学歴ダミーは学歴が高くなるにつれて有意な正の係数が高くなっており、大卒では、男性(0.42)、女性(0.36)と3割以上の賃金上昇に寄与する点は日本と同様である。

注目係数のうち、子どもは、子ども項が男女計と男性で正で有意であるが、女性は有意でない。この点は日本とほぼ同様である。ただ、交差項の子ども×overedu、大卒×子ども×overeduは男女ともに有意でなく、大卒女性の賃金プレミアムが生じている日本と異なる。女性は上級職業学校卒と大学院卒では賃金プレミアムが発生しているが大卒女性では見られない。つまり、オランダでは子どもがいることが大卒女性の overeducation の賃金ペナルティ或いはプレミアムに影響しない。この点は日本の大卒女性と異なる。

次に、もう一つの注目係数、パート及び交差項であるが、ここが日本と大いに異なる。パート及び交差項は男性・院卒×パート×overeduを除き有意な係数は見当たらない。つまり、オランダでは、overeducationによる賃金ペナルティがパートや大卒であることでより強められることはない。これが日本との大きな相違である。

続いて、オランダも26~40歳の女性を見てみよう。表7右欄がオランダ女性の結果である。日本同様に全年齢では有意であった overeducation の係数は有意でない。これも日本同様に、図4の女性全体グラフ(横縞の棒グラフ)で中高年層で overeducation 率が高いことからこの層の影響による可能性が考えられる。学歴は全てのレベルで正で有意、事業所規模や専攻・人文で有意であるが、それ以外の係数は、有意でない。日本の子育て期の女性が大卒であることやパートであることでパートの賃金ペナルティが増幅されると異なり、オランダの子育て期の女性は大卒女性、子ど



も、パートか否かは overeducation の賃金ペナルティに影響しない。

(3) 日蘭比較

日本とオランダをまず全年齢で比較すると、overeducation の賃金ペナルティがあることは同様である。賃金ペナルティの男女差については、オランダは確認されず、日本は男性の方が賃金ペナルティが大きいとの結果である。オランダで男女差が見られないのは妥当であろうが、日本で男性の方が女性より賃金ペナルティが大きいのは意外であった。これはベースラインの高卒以下の男女を比較しており、日本では高卒以下では男性は仕事内容に学歴による差があり賃金もそれに応じているが、女性は差がないことを示唆している。

子どもの有無は、日本男性の子ども×overedu とオランダ男性の子ども項を除くと、日本女性の 大卒×子ども×overedu と院卒×子ども×overedu が正であり、オランダ女性は上級職業学校卒と院卒で交差項が正の係数であるものの、大卒女性は交差項が有意でない。つまり、日本の大卒女性は子どもがいることによる overeducation の賃金プレミアムが存在するが、オランダの大卒女性ではない。

次に、パートタイムは、日本は女性の学歴が上がるほど overeducation の賃金ペナルティが重くなっており、大卒女性はパートによる賃金ペナルティ及び大卒であることによる賃金ペナルティの増幅がある。一方、オランダ女性は、パートによる賃金ペナルティは確認されず、従って大卒女性もパートによる賃金ペナルティを負っていない。

26～40歳の子育て期の女性も同様の傾向で、日本の大卒女性は雇用形態をコントロールすると

子どもの有無が賃金に影響せず、パートであること、及び大卒であることによりパートの overeducation の賃金ペナルティが増幅されるが、オランダでは overeducation による影響はない。

3 考察

推計結果を1のA～Dの4ケースの係数で整理したのが表8である。ベースラインである「高卒・overeducation でない、子ども無し、フルタイム」に対して、大卒で雇用形態別、子どもの有無別に overeducation の賃金への影響を示したものである。プラスであればベースラインより賃金が高く、マイナスであれば低い。まず日本については、大卒で雇用形態をコントロールして推計すると、子どもの有無ではなく、パートであることが overeducation の賃金ペナルティをより強める結果(-)である。しかも、パートの男女で比較すると、女性の方が負で係数の絶対値が大きい。この結果を踏まえて仮説を検討すると、仮説1の「日本は、パートタイム大卒女性の overeducation のペナルティがフルタイム大卒女性の overeducation のペナルティより重い」部分が支持される。仮説2は、子どもの有無による overeducation の賃金ペナルティの存在が確認されないことから、棄却される。

次にオランダと比較すると、日本のみ男女ともに子どもの有無にかかわらず、overeducation の賃金ペナルティに加えて更にパートであることによる overeducation の賃金ペナルティを負っているが、オランダはパートの賃金ペナルティを負っていない。要するに、日本は大卒女性でも overeducation でパートであると高卒フルタイム女性以下の賃金となるのに対し、オランダは overed-

表8 雇用形態・子どもの有無による大卒の overeducation 効果

	日本			オランダ		
	16-65 歳	16-65 歳	26-40 歳	16-65 歳	16-65 歳	26-40 歳
	男性	女性	女性	男性	女性	女性
A：子ども無，フルタイム	0.03	0.17	0.3	0.19	0.24	0.44
B：子ども無，パートタイム	-0.24	-0.60	-0.3	0.19	0.24	0.44
C：子ども有，フルタイム	0.20	0.49	0.3	0.31	0.24	0.44
D：子ども有，パートタイム	-0.07	-0.28	-0.3	0.31	0.24	0.44

ucation でパートであったとしても大卒女性は高卒フルタイム女性以上の賃金を得ている。この結果を踏まえ、仮説1を再び検討すると、オランダ女性はパートによる overeducation の賃金ペナルティが確認されないことから、仮説1は支持される。つまり、日本はパートによる賃金ペナルティのないオランダに比べて、大卒パート女性の学歴ミスマッチの賃金ペナルティがフルタイム大卒女性の学歴ミスマッチの賃金ペナルティより重いのである。日本の高学歴女性の就業率が低い理由は、学歴ミスマッチの観点から、パートによる賃金ペナルティの存在が示された。

では、このパートによる賃金ペナルティはなぜ生じ、しかも、日本の大卒女性は overeducation でパートであるとペナルティが増幅する（大卒×パート×overedu の係数が有意で-0.49）のに対し、大卒男性は増幅しない（交差項の係数が有意でない）のはなぜであろうか。言い換えると大卒女性はパートによる賃金ペナルティが増幅する不利な仕事を選択するのはなぜであろうか。考えられるのは、大卒女性は家庭事情に基づく労働時間・場所等の制約でより柔軟な労働条件を重視し、overeducation の賃金ペナルティに直面しても柔軟な労働条件のパートに従事している（せざるを得ない）のではないだろうか。これを確かめるために、勤務時間の柔軟性を大卒男女の overeducation か否か別に比較してみた。勤務時間についてどの程度自由に決められるかという質問に対し、5段階で回答（1が全くできない、5がかなりできる）する。大卒男女各々について overeducation か否か別に平均値を比較したのが、表9である。大卒男性は overeducation でない方が統計的に有意に柔軟性が高いのに対し、大卒女性は

overeducation の方が勤務時間の柔軟性が有意に高い。つまり、大卒女性は勤務時間の柔軟性と引換えに overeducation の仕事に従事している可能性が高い。これをオランダも見てみると、大卒男女ともに overeducation でない人の方が柔軟性が有意に高い。つまり、日本の大卒女性はパートによる overeducation の賃金ペナルティが生じ増幅したとしても労働時間の制約等からその仕事を選択すると考えられる。

## V 結 論

出産・子育てでいったん離職した高学歴女性が労働市場に戻らない理由は、日本では女性の学歴ミスマッチの賃金ペナルティが存在しているのではないか。この命題への答えを導くために、本稿は学歴ミスマッチ（overeducation）が賃金に与える影響を、パート・フルタイム間の自発的な移動が担保されているオランダとの比較を通じ、男女、雇用形態（パートタイム・フルタイム）、子どもの有無で差があるか否かという視点から分析した。結果は、日本では、overeducation の賃金ペナルティが存在すること、子どもの有無別で大卒女性については賃金プレミアムが存在すること、大卒パート女性の方が大卒フルタイム女性より賃金ペナルティが大きいことを示した。その影響を合算してみると、雇用形態をコントロールすると子どもの有無は影響しないが、パートであることが overeducation の賃金ペナルティをより強めていることが分かった。また、子育て期の高学歴女性就業率の高いオランダとの国際比較を行い、オランダ女性は子どもの有無、パート・フルタイムによる overeducation の賃金への影響は確認されな

表9 大卒の overeducation か否か別の勤務時間柔軟性

	日本				オランダ			
	大卒男性		大卒女性		大卒男性		大卒女性	
	overeducation である	overeducation でない	overeducation である	overeducation でない	overeducation である	overeducation でない	overeducation である	overeducation でない
勤務時間の柔軟度	2.9	3.2	3.1	2.7	2.7	3.2	2.4	2.8

注：1) 勤務時間についてどの程度自由に決められますか、との質問に5つの選択肢（1まったくできない、5かなりできる）から回答した各属性別の平均値。

2) 日蘭ともに大卒男女ともに overeducation か否か別平均値に統計的に有意な差がある。

いことから、日本の大卒パート女性の overeducation の賃金ペナルティの存在が日本の大卒女性への負荷であることを示した。これらの結果から、日本の高学歴女性が労働市場への再参入をためらう理由は、大卒パート女性が学歴ミスマッチの賃金ペナルティを負っているためと指摘した。

残された課題は学歴ミスマッチの観点からの女性就労分析が日本では殆ど見当たらず、詳細な分析が必要なことである。本稿は子育て期に注目したが、早期離職が著しい若年期の学歴ミスマッチと離職の関係や overeducation 率が高い 40 代以降の大卒女性に着目した分析が課題として挙げられる。そのためには、学歴ミスマッチ分析を可能とする調査データの拡充が求められる。

- 1) OECD (2014b)。
- 2) 5 歳刻みで把握できる有業率でみても同様の傾向。
- 3) 「東日本大震災の発生が若者のキャリアや賃金に与える影響に係るインターネット調査」を使用データとしている。
- 4) Fleming and Kler (2014) は、高学歴女性に限っていないが、オーストラリア女性の overeducation が仕事への満足度に与える影響を子どもの有無別に分析している。
- 5) 大和田 (2009)。
- 6) 権丈・グスタフソン・ウェツツェルス (2003)。
- 7) OECD (2014a) によると日本は overeducation 割合が PIAAC 調査対象 24 カ国中トップ、undereducation 割合が低いほうから 3 番目。
- 8) 教育レベル分類 ISCED97 の level5B。高等教育の中で期間が短く職業的色合いの教育レベル。

#### 参考文献

乾友彦・権赫旭・妹尾渉・中室牧子・平尾智隆・松繁寿和 (2012) 「若年労働市場における教育過剰——学歴ミスマッチが賃金に与える影響」『ESRI Discussion Paper Series』No.294.

大和田敢太 (2009) 「オランダの労働法制改革におけるフレキシキュリティ理念と平等原則」『日本労働研究雑誌』No.590, pp.25-34.

権丈英子・シブ・グスタフソン＝セシール・ウェツツェルス (2003) 「オランダ、スウェーデン、イギリス、ドイツにおける典型労働と非典型労働——就業選択と賃金格差」大沢真知子・スーザン・ハウスマン編『働き方の未来 非典型労働の日本欧比較』日本労働研究機構, pp.222-262.

小峰隆夫・日本経済研究センター (2008) 『女性が変わる日本経済』日本経済新聞出版社.

坂本有芳 (2009) 「人的資本の蓄積と第一子出産後の再就職過程」『国立女性教育会館研究ジャーナル』vol.13, pp.59-71.

永瀬伸子 (1999) 「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か——既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』第 55 巻第 2 号, pp.1-18.

樋口美雄 (2009) 「女性の継続就業支援策とその効果——育児休業の法と経済」武石恵美子編『女性の働きかた』第 I 部第 4 章, ミネルヴァ書房, pp.106-130.

平尾桂子 (2005) 「女性の学歴と再就職——結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析」『家族社会学研究』第 17 巻第 1 号, pp.34-43.

平尾智隆 (2013) 「労働市場における学歴ミスマッチ——その賃金への影響」ESRI Discussion Paper Series No.303.

OECD (2014a) 『OECD 成人スキル白書』明石書店.

脇坂明・奥井めぐみ (2005) 「なぜ大卒女性は再就職しないのか」橋本俊昭編『現代女性の労働・結婚・子育て 少子化時代の女性活用政策』第 7 章, ミネルヴァ書房, pp.184-207.

Becker, Gary S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, The University of Chicago Press.

Duncan, Greg and Hoffman, Saul (1981) "The Incidence and Wage Effect of Overeducation," *Economics of Education Review*, 1, pp.75-86.

Fleming, Christopher M. and Kler, Parvinder (2014) "Female Overeducation, Job Satisfaction and the Impact of Children at Home in Australia," *Economic Analysis and Policy*, in press, <http://dx.doi.org/10.1016/j.eap.2014.05.006>

Groot, W. (1996) "The Incidence of, and Returns to Overeducation in the UK," *Applied Economics*, Vol. 28, pp.1345-1350.

Hartog, J. (1977) "On the Multicapability Theory of Income Distribution," *European Economic Review*, Vol.10, pp.157-171.

Hartog, J. and Oosterbeek, H. (1988) "Education, Allocation and Earnings in the Netherlands: Overschooling?" *Economics of Education Review*, Vol.7, No.2, pp.185-194.

Kiker, B., Santos, M. and DeOliveira, M. (1997) "Overeducation and Undereducation: Evidence for Portugal," *Economics of Education Review*, Vol.16, No.2, pp.111-125.

Leuven, Edwin and Oosterbeek, Hessel (2011) "Overeducation and Mismatch in the Labor Market." In Eric, Hanushek, Stephen, Machin and Ludger, Woessmann (eds), *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 4. Elsevier-North Holland, Amsterdam, pp.283-326.

McGuinness, Seamus (2006) "Overeducation in the Labour Market," *Journal of Economic Surveys*, Vol.20, No.3, pp.387-418.

McGuinness, Seamus and Peter J. Sloane (2011) "Labour Market Mismatch among UK Graduates: An Analysis Using REFLEX Data," *Economics of Education Review*, 30, pp.130-145.

OECD (2014b) *Education at a Glance 2014*, OECD Publishing.

Roy, A. (1951) "Some Thoughts on the Distribution of Earnings," *Oxford Economic Papers*, Vol.3, No.2, pp.135-146.

Schultz, Theodore W. (1963) *The Economic Value of Education*, Columbia University Press.

Sloane, Peter, Battu, Harinder and Seaman, Paul (1999) "Overeducation, Undereducation and the British Labour Market," *Applied Economics*, Vol.31, No.11, pp.1437-1453.

Sloane, Peter (2003) "Much Ado about Nothing? What does the Overeducation Literature Really Tell Us?" F. Büchel, A. de Grip, and A. Mertens (eds), *Overeducation in Europe Current Issues in Theory and Policy*, Edward Elgar Publishing, pp.11-45.

Spence, Michael (1973) "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics*, 87, pp.354-374.

Timbergen, J. (1956) "On the Theory of Income Distribution." Weltwirtschaftliches Archiv, Bd. 77, pp.156-175.

いちかわ・きょうこ お茶の水女子大学大学院人間文化  
創成科学研究科博士後期課程, (公財)世界平和研究所主  
任研究員。主な論文に「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』第22号, pp.31-46。労働  
経済学専攻。