

インドの有配偶女性の就業選択  
—本人・家族に注目した都市・農村2時点間の分解分析—

新 村 恵 美\*

Employment of Married Women in India:  
A Decomposition Analysis Focusing on the Individual and Family

NIIMURA Megumi

Abstract

Since the 1990s, India has experienced high economic growth rates, expansion of service industries, and higher levels of education among women. However, the labor force participation rate among women has continued to decline in rural areas and stagnate in urban areas. Using National Family Health Survey (NHFS) data, this paper examines how the employment of women relates to the education of herself and economic status such as the education of husbands, as well as family structure. It also sees how the changes in those factors have contributed to the changes in employment rate between 2006 and 2016. The following findings were obtained. First, the relationship between education and employment is U-shaped, but the relationship is at different stages in urban and rural areas. Second, the decline in the employment rate cannot be explained solely by changes in personal attributes such as the education level of the individual or her husband. Third, the percentage of women who are “daughters-in-law” has increased in both rural and urban areas and being a “daughter-in-law” of the household head was associated with non-employment, a trend that has become stronger in recent years.

Keywords : Female labor force participation, Decomposition analysis, India, in-laws, education

I. はじめに：研究の目的と背景

本稿は、インドの有配偶女性の就業が本人・家族のどのような要因と関係するのか、またそれらは近年の女性の就業率低下にどの程度寄与したのかを検討する。

1991年に新経済政策（NEP）が導入されて以降、インドはプラスの経済成長率を維持している（黒崎 2020）。この間に産業構造も変化した。経済規模で農業等部門が大きく縮小し、一般的な経済成長モデルで期待される製造等部門の拡大はわずかにとどまり（Lahoti and Saminathan 2016）、一方でサービス部門は拡大した（GOI 2020）。同時期に人間開発は大きく進展した。図1のとおり粗就学率でみるかぎりでは、1990-91年時点で約25%ポイントの男女差があった初等教育が、2010-11年には男女とも100%に達するほどになった<sup>1</sup>。中等教育も2013-14年に、男女がほぼ同じ就学率になっている。高齢になるほど識字率が低いという課題はあるものの（GOI 2018）、若い世代における男女差はわずかに高等教育でのみ残るといってもよいだろう。

---

キーワード：女性の労働力参加、分解分析、インド、義理の家族、教育

\*平成28年度生 ジェンダー学際研究専攻

経済成長率の高さ、女性の教育の向上、教育を受けた女性が就業しやすいサービス部門の成長があれば、女性の労働力率の上昇が期待される (Goldin 1995; Mammen and Paxson 2000、ほか)。しかしながら図2のとおり、農村では2004-05年をのぞいて労働力率は継続的に低下し、都市では低いまま停滞してきた。農村男性のわずかな労働力率低下は若年層の就学率上昇でほぼ説明される一方で、女性については、若年層の就学継続による労働力率の低下だけでは説明できず、全年齢層で、特に有配偶女性の労働力率が低下していることが明らかになっている (Afridi, et al. 2018)。図2には女性労働力人口の推移も示す。1999-2000年から2004-05年の間に農村と都市合計で約2,600万人増加した。図示していないがAndresらの推計によれば、同時期の男性の労働力人口は約3,600万人増加したので、ここで労働力人口の男女差が拡大したことになる。その後2004-05年から2009-10年にかけて、男性労働力人口がさらに約2,600万人増加した期間に、女性労働力人口は約2,000万人減少した (Andres, et al. 2017)。

このように、インドでは女性の労働力率の上昇が期待される経済成長と産業構造の変化がありながら、農村では低下、都市では停滞が続いてきた。そもそもインドで女性の就業と関係するのはどのような要因だろうか。また、特に図2にみられる2011-12年以降の都市における労働力率停滞と農村における低下に、いかなる要因がどの程度寄与したのだろうか。本稿は、これらを検討する。以下は次のように構成する。第Ⅱ節でインドにおける女性の労働力低下・停滞に関する先行研究を概観する。第Ⅲ節でデータと分析モデル、第Ⅳ節では分析結果を説明し、第Ⅴ節で考察する。第Ⅵ節はまとめとする。

## Ⅱ. 先行研究

### 1. 女性の就業の要因

経済発展と女性の労働力率はU字を描くことが知られてきた。経済力の低い世帯では有償無償の農業労働に幅広く関わるため有配偶女性の労働力率は高いが、新技術の導入などで夫の賃金が増えると、生存のために就業していた女性が農業部門から退出することでU字の下降部分がつくられる (Boserup 1970; Goldin 1995; Mammen and Paxson 2000、ほか)。男性が農業から製造部門に移行する一方で、女性においては、家族の健康や子供の教育など家庭内生産への移行、教育レベルの上昇による留保賃金の上昇 (Afridi, et al. 2018)、一定の職種に付与された「スティグマ」や社会規範による就業の留保 (Goldin 1995) などがみられ、これらがU字の底を描く。最後にU字の上昇部分は、高い教育を得た女性たちが、留保賃金を超える就労機会を得て賃金労働に戻っていく状態である。

Mammen & Paxson (2000) は、90か国の多年度クロスセクションデータを使用した研究でGDPと就業率のU字関係を確認した上で、就業と女性本人および配偶者の教育との関係をタイとインドの個票データから分析する。

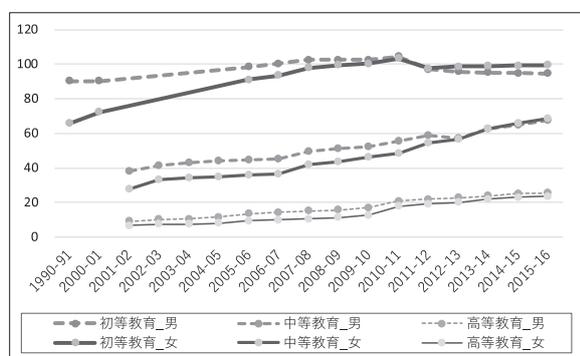


図1 就学率 推移 (%)

注) Gross Enrollment Rate (粗就学率) を用いているため、初等教育就学率が100%を超える場合がある。

出所) GOI (2018) Educational Statistics at a Glance, Table 29より作成。

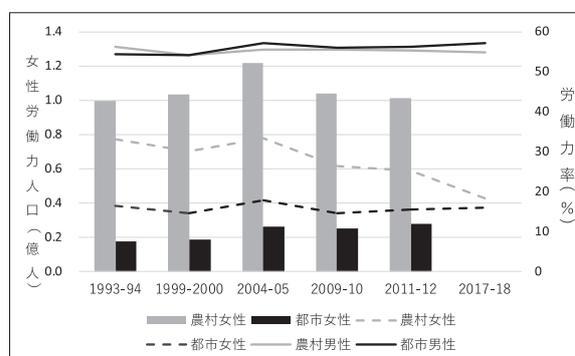


図2 労働力率 (男女) と女性労働力人口

注) 棒グラフは女性労働力人口 (左軸)、折れ線グラフは労働力率 (右軸) を示す。

出所) GOI (2019) Periodic Labour Force Survey, Statement 7 およびAndres, et al. (2017) Table 3より作成。

就業は、労働力参加、雇用就業 (employee)、ホワイトカラーの3タイプで検討した。インドの女性については中等教育を受けていない女性に比べると、中等教育を受けた女性は労働力になる可能性が高く、それ以上の学歴であればさらに高かった。また、高学歴の女性ほど、雇用就業およびホワイトカラー就業と関係が強いことがわかった。いずれも就業と本人の教育は一貫して正の関係のみがみられた。その後のインド都市の有配偶女性 (Klasen and Pieters 2015)、農村の有配偶女性 (Afridi, et al. 2018) の研究では、教育レベルの低い層をより詳細に検討し、低い層では就業率が下降し、高学歴女性になると就業率が高まるというU字を描くことが示されている。

一方、夫の教育レベルとの関係は、中等教育以上の夫を持つ女性は、そうでない女性に比べて、夫の学歴が高いほど労働力参加と負の関係が強くなった (Mammen & Paxson 2000)。夫の教育は世帯所得の代理変数ともされ、夫の教育レベル上昇による世帯経済の向上は、女性の就業に所得効果を与え、労働市場からの退出につながる事が明らかにされている (Desai and Joshi 2019、ほか)。興味深いのは、女性の雇用就業と夫の教育の関係がU字を描くこと、女性のホワイトカラー職就業と夫の教育とは一貫して正の関係になることなど、就業のタイプによっても就業率と教育の関係が異なることが実証されたことだ。学歴が似通った男女の「同類婚」の傾向がますます強くなっているインドでは (Afridi, et al. 2018)、本人の学歴は、夫の学歴、世帯の経済状況と密接に関係することが想像される。

義理の家族との同居も有配偶女性の就業と関係する。Dhanaraj and Mahambare (2019) は、農村における義理の家族との同居は、一般的に非農業の就業にマイナスの影響がある一方で、高学歴女性に限っては非農業就業を妨げないことを明らかにした。教育が家族内での女性の意思決定力を高め、伝統的規範の制約を受けにくすると解釈する。

最後に、実際にはきわめて大きいのが構造的な要因である。交通ネットワークの改善や公的な雇用機会の増加 (Desai and Joshi 2019)、産業構造の変化 (Andres, et al. 2017ほか)、そして深く浸透した社会規範などは少なからず女性の就業に影響を与える。

## 2. インドの女性労働力率低下要因の分解分析

次に、農村では女性の労働力率が低下、都市では停滞してきた要因とその程度を、本稿も使用するOaxaca-Blinder分解分析を使用した先行研究から検討する<sup>2</sup>。分解分析はBlinder (1973) とOaxaca (1973) が、男女や人種による賃金格差の要因を「変数効果 (属性による差異)」と「係数効果 (評価の差)」に分解して説明した手法である。これをFairlie (2005) が二項選択のロジット/プロビットモデルに拡大させた方法で、インドのNational Sample Survey (以下、NSS) のデータを使い労働力率の2時点差を分解分析したのが以下の3論文である。

Kapsos, et al. (2014) は1994、2000、2005、2010年の4回分のデータを使い、各5年間の変化について農村・都市別に分解分析する。農村では多くの、都市ではほとんどの変化を、係数効果が占めることを明示した。女性や家族の教育レベルの上昇 (変数効果) は就業にマイナスの影響を与えるが、構造的な変化 (係数効果) が差異の多くの部分を説明する。各2時点での産業構造など大きな変化を考えれば驚くことではなく、職種分離や社会規範などの要因で、教育を受けたインドの女性たちに就業機会が十分になかったことが低下の要因であると結論づける。

Klasen and Pieters (2015) は都市女性の1987、2011年の2時点のデータを使用した。労働力率は25年間で0.6%しか変わらないが、就業率の低下と上昇の両方の効果が相殺され、停滞という現象になっていたと説明する。中等教育以上の女性は、1987年21%から2011年に45%に増加したにもかかわらず、ホワイトカラーの就業機会が得られなかった。実際、2011年の教育の効果が1987年と同程度だったならば、女性の就業率は0.6%ポイントの低下ではなく、3%ポイントの上昇であったと推計する。女性の周辺化、開発政策やプロセスにおけるジェンダーバイアスは、Boserup (1970) やGoldin (1995) のかつての描写と変わっていないことがわかる。

農村女性の分析をしたAfridi, et al. (2018) は1991年の経済自由化以降の構造変化を考慮し、1987、1999、2011年の3時点のデータから、前半後半それぞれの10年の変化を要因分解する。年齢、教育、経済状況、夫の教育の平均値の変化 (変数効果) は前半10年の労働力率の低下をほぼ完全に説明するが、後半10年の変化については約6割しか説明しないことを示す。また、いずれの10年間でも、本人の教育と世帯内で最も学歴の高い男性の

教育の変化の寄与が大きかった。Klasen and Pieters (2015) で教育が都市女性の就業率にわずかながら上昇に寄与していたことに対して Afridi, et al. (2018) は、農村では元の教育レベルが低かったために教育の効果が大きく、女性の労働力率の急激な低下を招いたと解釈する。加えて、家事労働時間にもっとも影響を与えるのが教育レベルであり、なかでも子どものケアのみに使う時間が、学歴が上がるほど長くなることを明らかにした。教育を受けた女性が市場労働よりも家庭内労働に価値を見出したことも、農村インドの女性労働力率低下の長期にわたる傾向の説明だと結論づける。

### 3. 本稿の分析課題と貢献

NSSデータを使用する上の先行研究では、女性の労働力率が大きく下降した2011年以降の個票データ分析はまだされていない。また、女性の「世帯主との関係」と就業との関係の2時点の変化は、先行研究では検討されていない。本稿は、家族に関する項目を多く含むデータで、先行研究より近年である2時点の変化を分析する。

## Ⅲ. データ、分析モデル、変数

### 1. データ

本稿はインドの全国家族保健調査 (NFHS: National Family Health Survey) の個票データを使用する。これは主に米国国際開発庁 (USAID) の資金提供により90カ国以上で実施されている「人口保健調査」(Demographic and Health Survey) のインド版であり、申請により入手できる。NFHS-3 (2005-06) とNFHS-4 (2015-16) の有配偶女性のうち、就業関連項目を含むサンプルを対象とする。サンプルサイズはNFHS-3で農村N=46,666、都市N=36,596、NFHS-4では農村N=58,311、都市N=24,010となった。以下では年次をそれぞれ2006、2016と表記する<sup>3</sup>。

### 2. 分析モデルと使用する変数

まず(1)式で、農村・都市、年別に二項プロビット分析を行い就業と関連する要因を確認する。 $\hat{Y}_i^t$ は*t*年に有配偶女性*i*が就業する確率の推計値、 $P$ はプロビット関数である。 $X_i^j$ は本稿が注目する本人・家族に関する説明変数と、統制変数である社会・地理的要因の変数である。 $\hat{\beta}^j$ は係数の推計値を表す。

$$\hat{Y}_i^t = P(X_i^j \hat{\beta}^j) \quad (1)$$

$$\bar{Y}^{06} - \bar{Y}^{16} \approx \left[ \frac{\sum_{i=1}^{N^{06}} P(X_i^{06} \hat{\beta}^{06})}{N^{06}} - \frac{\sum_{i=1}^{N^{16}} P(X_i^{16} \hat{\beta}^{06})}{N^{16}} \right] + \left[ \frac{\sum_{i=1}^{N^{16}} P(X_i^{16} \hat{\beta}^{06})}{N^{16}} - \frac{\sum_{i=1}^{N^{16}} P(X_i^{16} \hat{\beta}^{16})}{N^{16}} \right] \quad (2)$$

次に(2)式で、2006年と2016年の就業率の平均値の差 ( $\bar{Y}^{06} - \bar{Y}^{16}$ ) に、どの要因がどれだけ寄与したのかを、農村と都市それぞれでOaxaca-Blinder分解により分析する。2006年の就業率を基準に2016年で低くなったことを示すので、左辺の値はプラスになる。Nはサンプルサイズ、上付き字は測定年である。右辺は2006年と2016年の就業率の差が変数効果と係数効果に分けられることを示す。第1項は係数が同じと仮定した場合の説明変数の値の変化による就業率の増減(変数効果)、第2項は説明変数の値が同じだったと仮定した場合の係数の差異による就業率の増減(係数効果)である。すべての分析には、データに所与のウェイトを使用した。

被説明変数には「就業ダミー」を使用する<sup>4</sup>。質問票では女性の多様な就業形態をとらえるため、「自宅の家事以外に過去7日間に仕事をしたか」に「No」と答えると「現金や現物収入のための仕事、小売り、小ビジネス、家族の農地での仕事や家族の事業に従事したか」「就業中だが過去7日間は休業中か」と尋ねる。本稿はこまめに「Yes」があった場合を「就業」とした。

注目する説明変数は本人・家族にかかわるものである。「本人の教育」はレベル別ダミーを<sup>5</sup>、「年齢」には5歳ごとの年齢階層別ダミーを使用する。世帯所得と資産の代理変数として「夫の教育」「農地所有ダミー」を使う。家族構成をとらえるため、「(65歳以上)高齢者存在ダミー」「世帯総人数」およびジェンダー規範との関連が予想される「5歳以下男児数」「5歳以下女児数」も含める。「世帯主との関係」には「(本人が)世帯主」「妻」「娘」

「義理の娘」「その他家族・親戚」<sup>6</sup>の5カテゴリーを使用する。「義理の娘」であることは義父（母）との同居を意味する。世帯主が夫で義父母と同居の場合もあるが、本稿が使用する女性データの所与の変数では特定できないことは、本稿の限界である<sup>7</sup>。

最後に、女性の就業を規定する社会・地理的要因として、後進階級、宗教、地域の各カテゴリーのダミー変数を統制変数として使用するが、本稿分析結果には示していない。

## Ⅳ. 分析結果

### 1. 記述統計分析

表1に2006年と2016年の農村・都市別の記述統計量を示す。就業率は、農村で41.2%から26.5%へ、都市では24.8%から20.3%へと、それぞれ15%ポイント、5%ポイント下がった。本人の教育は、農村では前期初等学校卒業以上、都市では後期初等学校途中以上の割合が増え、農村都市ともに就学期間が長くなった。年齢構成では若年層が減少し、高い年齢層が増加した。夫も、高い教育レベルの割合が増えていることがわかる。世帯が農地を所有する女性の割合は、農村で高く、都市で低いが、ともに減少した。

世帯主との関係を見ると、この2時点で「妻」が減った一方で、「義理の娘」の割合が農村では21%から26%に、都市では18%から22%に上昇した。5歳以下の男児・女児とも、農村・都市ともに減少した一方で、世帯内に高齢者が存在する割合は、農村で21%から24%に、都市でも18%から20%に増加した。

表1 記述統計量

	農村				都市			
	2006 (n=46,666)		2016 (n=58,311)		2006 (n=36,596)		2016 (n=24,010)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
就業率	0.412	0.49	0.265	0.44	0.248	0.43	0.203	0.40
教育レベル								
教育なし	0.565	0.50	0.388	0.49	0.265	0.44	0.181	0.38
前期初等途中	0.089	0.28	0.074	0.26	0.065	0.25	0.048	0.21
前期初等卒業	0.072	0.26	0.077	0.27	0.069	0.25	0.068	0.25
後期初等途中	0.232	0.42	0.341	0.47	0.385	0.49	0.390	0.49
後期初等卒業	0.023	0.15	0.061	0.24	0.069	0.25	0.111	0.31
中等教育以上	0.021	0.14	0.060	0.24	0.146	0.35	0.203	0.40
年齢								
15-19歳	0.086	0.28	0.042	0.20	0.038	0.19	0.022	0.15
20-24歳	0.190	0.39	0.168	0.37	0.158	0.36	0.128	0.33
25-29歳	0.197	0.40	0.203	0.40	0.204	0.40	0.197	0.40
30-34歳	0.173	0.38	0.174	0.38	0.187	0.39	0.194	0.40
35-39歳	0.148	0.35	0.159	0.37	0.174	0.38	0.171	0.38
40-44歳	0.119	0.32	0.130	0.34	0.139	0.35	0.155	0.36
45-49歳	0.087	0.28	0.125	0.33	0.100	0.30	0.132	0.34
夫の教育レベル								
教育なし	0.321	0.47	0.222	0.42	0.140	0.35	0.108	0.31
前期初等途中	0.097	0.30	0.081	0.27	0.061	0.24	0.054	0.23
前期初等卒業	0.081	0.27	0.084	0.28	0.062	0.24	0.063	0.24
後期初等途中	0.372	0.48	0.424	0.49	0.419	0.49	0.410	0.49
後期初等卒業	0.059	0.24	0.092	0.29	0.091	0.29	0.125	0.33
中等教育以上	0.070	0.25	0.097	0.30	0.226	0.42	0.240	0.43
農地所有ダミー	0.627	0.48	0.552	0.50	0.196	0.40	0.153	0.36
世帯主との関係								
世帯主	0.055	0.23	0.060	0.24	0.029	0.17	0.039	0.19
妻	0.623	0.48	0.581	0.49	0.700	0.46	0.649	0.48
娘	0.065	0.25	0.063	0.24	0.054	0.23	0.054	0.23
義理の娘	0.211	0.41	0.258	0.44	0.181	0.38	0.222	0.42
その他家族・親戚	0.045	0.21	0.038	0.19	0.037	0.19	0.037	0.19
5歳以下男児数	1.359	1.14	1.204	0.98	1.203	1.02	1.050	0.90
5歳以下女児数	1.257	1.22	1.118	1.12	1.100	1.10	0.963	0.98
高齢者存在ダミー	0.210	0.41	0.239	0.43	0.177	0.38	0.196	0.40
世帯総人数	6.335	3.26	5.768	2.68	5.779	2.97	5.299	2.44

出所) NFHS-3, 4より計算。統制に使用した社会・地理的要因の変数は省略する。

これらの変数と就業率の関係を図3に示す。農村・都市、両年とも、最も高い教育レベルにおいてのみ上昇するU字の関係がみられる。年齢層別では35歳から44歳の間に就業のピークがある。夫の教育レベルの上昇につれて女性本人の就業率は低下するが、都市の高い層に限ってわずかにU字が確認できる。女兒が多いと就業率は高いが、男児の場合は、逆U字の傾向がある。農村では農地所有の有無にかかわらず、就業率が大きく低下した。都市では就業率はもともと低いが、農地を所有する場合に若干就業率が高い。世帯内に高齢者がいること、「義理の娘」であることは、就業率の低さと関係する。

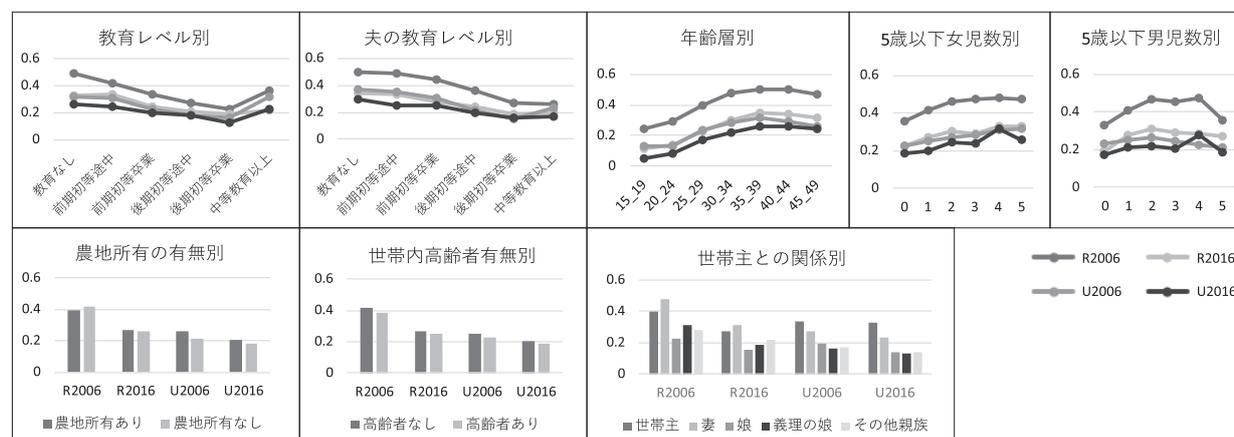


図3 有配偶女性の就業率 (%)

注) Rは農村、Uは都市である。  
出所) NFHS-3, NFHS-4データより計算。

## 2. 有配偶女性の就業と関係する要因

表2に(1)式の推計結果を、平均限界効果で示す。他の条件が同じであるとき、限界効果がプラスで大きいことは、就業確率の高さと関係する。2006年の農村では、教育レベルの上昇と就業確率が、後期初等学校卒業レベルまで強い負の関係があるが、2016年にはその程度が小さくなった。都市では中等教育以上で大きく上昇するU字がみられる。年齢層別では、農村都市、両年とも35-39歳に就業確率のピークがある。

夫の教育レベルと女性の就業確率は、無教育の場合と比べると、ほぼ一貫して負の関係にあり、所得効果が働いていることがわかる。農地所有は、農村では就業と正の関係、都市では2016年は有意ではないが、負の関係にある。

「世帯主との関係」では、「義理の娘」であることは、農村・都市、2時点とも就業確率と負の関係にあり、都市の2006年以外は強い有意を示し、近年の方がその度合いが大きい。男児数と女児数では、女性の就業確率との関係が異なる。農村では2006年には有意でなかったが、2016年には男児数も女児数も就業確率と有意にプラスの関係になった。都市では2006年に男児数が多いことと女性の就業は有意にマイナスの関係にあったが、2016年では男児数は有意ではなく、女児の数が増えることと女性の就業とが弱い負の関係になった。高齢者がいることは一貫して就業確率と正の関係にある一方で、世帯総人数が多いことは負の関係にある。

## 3. 有配偶女性の就業率低下の要因：2時点間の差異の分解分析

表3に、2時点の就業率の差を(2)式で分解分析した結果を、%ポイントで示す。値がプラスの場合は、就業率低下に寄与し、マイナスの場合は就業率上昇の要素であったと解釈する。「変数効果」は労働供給側の変化、例えば教育年数の平均値の変化や年齢層の構成比の変化などによる差である。「係数効果」は「説明がつかない」と説明する研究もあるが(Klasen and Pieters 2015; Afridi, et al. 2018)、構造や制度の変化、規範による制約の変化や選好の根本的な変化(Kapsos, et al. 2014)など労働需要側の変化と理解することも可能である。

全体をみると、農村における2時点間就業率の差15%ポイントのうち、変数効果が1.2%ポイント、係数効果が13.9%ポイント、いずれも就業率の低下に寄与した。一方、都市の5%ポイント差には、マイナス1.1%ポイン

表2 有配偶女性の就業 プロビット分析

	農村				都市			
	2006		2016		2006		2016	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
教育レベル (RC:教育なし)								
前期中等途中	-0.058 ***	0.009	0.018 *	0.010	-0.012	0.013	-0.001	0.019
前期中等卒業	-0.082 ***	0.010	-0.036 ***	0.009	-0.048 ***	0.014	-0.017	0.017
後期中等途中	-0.150 ***	0.007	-0.050 ***	0.007	-0.076 ***	0.009	-0.017	0.013
後期中等卒業	-0.159 ***	0.018	-0.034 ***	0.012	-0.047 ***	0.015	-0.042 **	0.018
中等教育以上	-0.033 *	0.019	-0.003	0.013	0.107 ***	0.013	0.099 ***	0.016
年齢層 (RC:45-49歳)								
15-19歳	-0.126 ***	0.014	-0.097 ***	0.016	-0.133 ***	0.023	-0.196 ***	0.042
20-24歳	-0.086 ***	0.011	-0.095 ***	0.011	-0.128 ***	0.015	-0.126 ***	0.018
25-29歳	-0.008	0.010	-0.015 *	0.009	-0.007	0.012	-0.034 **	0.016
30-34歳	0.040 ***	0.010	0.035 ***	0.009	0.036 ***	0.012	0.007	0.015
35-39歳	0.046 ***	0.010	0.050 ***	0.008	0.048 ***	0.012	0.030 **	0.014
40-44歳	0.038 ***	0.011	0.036 ***	0.009	0.034 ***	0.012	0.024 *	0.014
夫の教育レベル (RC:教育なし)								
前期中等途中	-0.006	0.009	-0.004	0.010	-0.024 *	0.014	-0.039 *	0.020
前期中等卒業	-0.034 ***	0.009	-0.027 ***	0.009	-0.048 ***	0.014	-0.020	0.019
後期中等途中	-0.072 ***	0.007	-0.053 ***	0.007	-0.115 ***	0.010	-0.077 ***	0.014
後期中等卒業	-0.120 ***	0.012	-0.084 ***	0.010	-0.208 ***	0.015	-0.131 ***	0.020
中等教育以上	-0.137 ***	0.012	-0.085 ***	0.011	-0.186 ***	0.013	-0.162 ***	0.017
農地所有ダミー	0.055 ***	0.005	0.018 ***	0.005	-0.028 ***	0.008	-0.008	0.011
世帯主との関係 (RC:妻)								
世帯主	-0.004	0.012	0.003	0.010	0.053 ***	0.018	0.068 ***	0.018
娘	-0.115 ***	0.012	-0.079 ***	0.012	0.018	0.016	-0.036 *	0.020
義理の娘	-0.031 ***	0.008	-0.046 ***	0.007	-0.017	0.011	-0.043 ***	0.014
その他家族・親戚	-0.082 ***	0.014	-0.022	0.013	-0.012	0.019	-0.036	0.025
5歳以下男児数	-0.003	0.003	0.008 ***	0.003	-0.014 ***	0.004	-0.001	0.006
5歳以下女児数	0.003	0.002	0.007 ***	0.002	0.006	0.003	0.008 *	0.005
高齢者存在ダミー	0.016 **	0.007	0.015 **	0.006	0.015 *	0.009	0.014	0.011
世帯総人数	-0.003 ***	0.001	-0.002	0.001	-0.010 ***	0.002	-0.006 **	0.003
Pseudo R2	0.136		0.084		0.089		0.071	
N	46,666		58,311		36,596		24,010	

注) ・有意水準は、\* $p<0.1$ , \*\* $p<0.05$ , \*\*\* $p<0.01$ とする。  
 ・ここには示さないが、統制変数である社会・地理的要因も含めて計算した。  
 出所) NFHS-3, 4より推計。

表3 就業率2時点差の分解分析 各変数の寄与 (%ポイント)

変数効果 (属性の差)	農村 (N=111,047)		都市 (N=63,689)	
	変数効果	係数効果	変数効果	係数効果
変数効果 (属性の差)	1.16		-1.11	
係数効果 (評価の差)	13.86		6.12	
就業率の2時点差	15.02		5.01	
教育レベル (RC:教育なし)	2.86	-5.20	-0.23	-2.54
年齢層 (RC:45-49歳)	-1.05	0.28	-0.35	1.88
夫の教育レベル (RC:教育なし)	1.38	-1.28	0.31	-2.32
農地所有ダミー	0.53	2.01	-0.07	-0.29
世帯主との関係 (RC:妻)	0.07	0.08	0.01	1.03
世帯主	0.002	-0.048	-0.025	-0.081
娘	-0.027	-0.174	0.001	0.314
義理の娘	0.176	0.527	0.032	0.691
その他家族・親戚	-0.076	-0.227	-0.001	0.104
5歳以下男児数	-0.07	-1.60	-0.12	-1.30
5歳以下女児数	0.04	-0.65	0.05	-0.34
高齢者存在ダミー	-0.06	-0.01	-0.01	0.01
世帯総人数	-0.23	-0.62	-0.32	-2.10
社会・地理要因	-2.34	11.06	-0.36	3.01
定数項		9.79		9.07

出所) NFHS-3, 4より推計。  
 注) ・2006年の係数を使用。  
 ・統制変数である社会・地理的要因 (後進諸階級、宗教、地域) の寄与は、各ダミーの合計のみ示す。

トの変数効果とプラス6.1%ポイントの係数効果が寄与しており、変数効果は就業率を高める寄与をしていたが、それを打ち消す規模の係数効果との相殺の結果、就業率が低下したことがわかる。

次に、表1、表2を参照しつつ効果の内訳をみる。農村でもっとも大きな変数効果は本人の教育によるもので、教育レベルの低い層が減り、高い層が増えたことは、無教育をベースとすると、農村では変数効果で就業率を2.9%ポイント下げた一方で、都市では特に中等教育以上の割合が増加しており、就業率上昇に貢献していた。女性の年齢層構成の変化は、就業のピークにいる30代40代の女性割合の増加で、45-49歳をベースとしたとき、就業率を高める方に寄与していた。

高い教育を受ける夫の割合が増加したこと、農地所有世帯の女性の割合が減少したことは、就業率低下に寄与した。都市においては、年齢層構成の変化と夫の教育レベルの効果は農村と同じ傾向であったが、本人の教育レベルの全体的な上昇は、農村とは逆に就業率上昇に寄与したことは注目に値する。農地所有世帯の寄与も、農村と都市では逆であった。

「世帯主との関係」は、農村・都市ともに変数・係数両方の効果で就業率低下を説明する。なかでも世帯主の「義理の娘」であることは、就業率低下に一貫して寄与し、その度合いも高い。5歳以下男児数、世帯内に高齢者が存在すること、世帯総人数などの家族構成の変化は、農村でも都市でも就業率上昇に寄与したが、5歳以下女児数の変数効果は就業率低下に寄与している。

## V. 考察

前節でみたように、農村では変数効果と係数効果両方が就業率低下に寄与し、就業率を大きく減少させたことは先行研究と一致する (Afridi, et al. 2018)。都市では変数効果と係数効果の逆向きの効果が相殺されていた点は先行研究と一致するが (Klasen and Pieters 2015)、より近年の2時点と比較した本稿では、係数効果がさらに大きく変数効果を凌駕し、相殺した結果、5%の就業率低下に寄与したことが確認された。

農村と都市の結果を統合すると、教育の浸透における時間差が、農村と都市の違いだと考えられる。本人および夫の教育の変化は就業率の低下や上昇の大きな変化と関係する要素であった。本人の教育と就業率はU字の関係にあるが、都市と農村では異なる段階にあるといえる。本データでも農村と都市では3年以上の平均教育年数差がある。農村では一部の高等教育を受けた女性で就業率上昇がみられるものの、教育レベルの低かった女性が教育により退出する規模がまだ大きく (U字の下降部分)、全体として就業率低下に寄与した。都市では教育レベルの低い女性の労働力からの退出による就業率の低下よりも、教育が高くなった層での就業率上昇 (U字の上昇部分) の寄与がより大きくなり、女性本人の教育全体では就業率を上昇させた、と分析できる。これは、Afridi, et al. (2018) が論じたこととも合致する。

次に、世帯主との関係について「義理の娘」に注目して考察する。本稿が使用した所与の変数では世帯主が夫の場合の義父母との同居は捕捉していないが、世帯主の「義理の娘」は、少なくとも義父母と同居していることを意味する。「義理の娘」である女性の割合は、農村でも都市でも大きく増加した (表1)。「義理の娘」であることは有配偶女性の就業確率と一貫して負の関係にあり、近年ほど有意度が強く、程度も大きい (表2)。そして、世帯主との関係の変数効果も係数効果も、一貫して2時点での就業率低下に寄与していた (表3)。

「義理の娘」が増えた要因は複合的だと考えられる。インドでは親は結婚した息子と同居するのが文化的に主流である。介護の社会化が未整備なまま平均寿命が延びたことで、健康・経済的理由で、高齢の両親が息子と「義理の娘」に頼ることが考えられる。夫が仕事で別の場所に移住し、残った「義理の娘」が義父母の世話を担う場合もあるだろう。他方で、息子や「義理の娘」が、子どもの保育や将来の財産所有を期待して同居することも考えられる。さらに、「義理の娘」が増えた背景には出生率の低下も考えられる。インドでは1950年代から人口政策がとられていたが、1970年代の強圧的な政策とその行き過ぎからの転換を経ながら現在に至る (西川 2007)。婚家に複数の兄弟がいる可能性は低くなっただろう。近年のデータでも「恋愛結婚」はわずか5%で、他は親が設定した見合い婚だったという研究結果もある (Banerji and Deshpande 2020)。親との同居が前提の結婚も少なくなく、「義理の娘」が増えたことは不思議ではない。

それでは「義理の娘」はどのような特徴を持ち、就業している場合は、どのような形態にあるのだろうか。

表4 世帯主との関係別 関連指標 2016年

	農村 (n=58,311)						都市 (n=24,010)					
	構成比 (%)	就業率 (%)	年齢	教育年数	夫の教育年数	5歳以下子供数	構成比 (%)	就業率 (%)	年齢	教育年数	夫の教育年数	5歳以下子供数
世帯主	6.0	27.1	34.8	3.4	5.7	0.6	3.9	32.6	37.5	7.3	8.6	0.3
妻	58.1	31.4	35.5	4.1	6.0	0.5	64.9	23.1	35.8	7.5	8.7	0.4
娘	6.3	15.2	25.5	7.6	8.6	0.8	5.4	13.6	27.8	10.7	10.8	0.8
義理の娘	25.8	18.6	27.1	7.2	8.8	0.8	22.2	13.0	28.7	10.6	11.0	0.7
その他家族・親戚	3.8	21.7	30.1	6.2	7.9	0.6	3.7	14.3	31.1	8.9	9.8	0.5
Total	100.0	26.5	32.5	5.2	6.9	0.6	100.0	20.3	33.7	8.4	9.4	0.5

注) 就業率は図3の再掲。  
出所) NFHS-4より計算。

表5 世帯主との関係別 就業形態 2016年 (就業者のみ)

	農村 (n=14,938)							都市 (n=4,658)						
	雇用形態			収入形態				雇用形態			収入形態			
	家族従業	雇用就業	自営	無給	現物支給	現金と現物	現金のみ	家族従業	雇用就業	自営	無給	現物支給	現金と現物	現金のみ
世帯主	76.0	14.3	9.7	17.9	7.5	13.1	61.6	76.9	12.0	11.2	3.4	0.8	3.2	92.6
妻	82.4	10.8	6.7	16.6	3.6	8.2	71.5	80.0	10.3	9.7	5.3	1.1	3.8	89.8
娘	71.2	16.4	12.4	15.7	6.3	6.0	72.1	62.9	16.8	20.2	6.6	0.0	3.3	90.1
義理の娘	81.2	8.2	10.6	28.0	5.0	7.7	59.2	71.2	8.9	19.9	7.2	0.8	2.7	89.2
その他親族・親戚	85.8	5.2	9.0	27.6	5.0	5.4	61.9	74.1	9.1	16.8	2.1	1.4	3.5	93.0
全体	81.5	10.6	7.9	19.1	4.3	8.2	68.4	77.8	10.4	11.8	5.4	1.0	3.6	90.0

出所) NFHS-4より計算。

表4に2016年の農村と都市の世帯主との関係カテゴリー別の諸指標を示す。「世帯主」や「妻」である場合に比べて、「義理の娘」は年代が若く、本人および夫の教育レベルが高く、幼い子供が多い<sup>8</sup>。このような特徴をもつ「義理の娘」の女性たちは、表5に示すように、ほかのカテゴリーとくらべて雇用就業の割合が最も小さく、特に農村において、現金収入の仕事につく割合が低い。表3で、高い教育を受けた女性が就業率の上昇に貢献したことが示されるが、「義理の娘」は、応分の就業を果たしていないといえる。

## VI. おわりに

インドは1990年代以降、高い経済成長率、サービス産業の拡大、女性の教育レベルの向上を経てきたにもかかわらず、女性の労働力率が農村では低下、都市では停滞が続いている。この要因については多くの研究があるが、本稿は、家族項目を多く含むNFHSの個票データを使用して、本人・家族と女性の就業との関係およびその変化を、近年の2時点を比較することで明らかにした。次の知見と示唆が得られた。

第1に、本人の教育と就業率はU字の関係にあるが、都市と農村では異なる段階にある。都市ではすでにUの上昇部分の規模が大きくなったのに対し、農村では教育レベルの低い女性の就学が増加し、労働市場から退出した規模がまだ大きい。しかし教育レベルが上がるにつれて、教育と就業は正の相関をすると考えられるので、女性の教育の推進は、今後、教育を受けた女性たちの労働力参加に貢献すると考えられる。

第2に、近年になるほど、本人や夫の教育レベルなどの個人属性の変化だけでは、就業率の低下が説明できない。労働供給側では説明のつかない要因、例えば教育を受けた女性の就業機会があるか、社会規範が女性の就業を抑えてないか、など労働需要側の要因が大きくなったといえる。

第3に、世帯主の「義理の娘」の割合は農村でも都市でも増えており、「義理の娘」であることと非就業とは関係し、近年ほどその傾向が強くなり、就業率低下に寄与していた。「義理の娘」は年代が若く、本人および夫の教育レベルが「妻」や「世帯主」より高い。本来ならば就業確率が高い特徴をもつにもかかわらず、「義理の娘」は、そうでない女性たちにくらべて雇用就業の割合が低く、特に農村において、現金収入の仕事につく割合が低

いことがわかった。

### 【謝辞】

本稿は、JSPS科研費（20K01688）の助成を受けた研究成果の一部である。貴重なコメントをいただいた2名の査読者と、家族に関する考察で多くの示唆をいただいた押川文子氏、長濱和代氏、デボリナ・チャタルジ氏、Dr. Suresh Sharma (Institute of Economic Growth, Delhi) に心から感謝する。本稿における過誤はすべて筆者に帰する。

Acknowledgement: The author wishes to show gratitude to the DHS program, ICF for allowing to access the NFHS, Indian DHS dataset for this research. The author has no conflicts of interests.

### 【註】

1. 「純就学率」は政府統計では入手できないため、「粗就学率」であることには留意が必要である。
2. 家事労働、家族従業などデータ収集方法のラウンドごとの違いも、労働力率低下が示された理由とされる (Kapsos, et al. 2014; Desai and Joshi 2019ほか)。
3. NFHS-3はn=124,385で、就業関連項目は全女性に含まれる。NFHS-4はn=699,686と規模は拡大したが、就業関連項目を含む追加質問の対象世帯の女性はn=122,351となる。全サンプルにおける有配偶および他のカテゴリーの割合を付表1に示す。
4. 本データには失業者を示す「求職中」の女性がほとんどいないため、就業率=就業者/有配偶女性とした。
5. 初等教育は前期（1-5年）と後期（6-8年）、中等教育は前期（9-10年）と後期（11-12年）から成る（押川2016: 7）。
6. 「その他家族・親戚」には「孫（2016年は孫娘）」「親（同、母親）」「義理の親（同、義母）」「姉妹」「その他親戚」「養子」「養姉妹」「姪」が各2%未満含まれる。各0.02%未満である「(世帯主と) 関係なし」「家事使用人」は、分析対象から外した。
7. 質問票では「世帯主」が誰かは調査回答者の判断に委ねられ、通常は年齢、性別、経済力などから判断すると考えられる (IIPS 2014)。たとえば義父母が生活自立能力をもたないならば、世帯主は「夫」となると想像される。
8. 「娘」も同じ性質をもつが、これは、母方居住の規範を持つコミュニティ、伝統に縛られない価値観を持つ家族、夫の長期不在や産前産後の女性など、父方居住が主流のインドの家族形態から逸脱した少数派であると考えられる。

### 【引用文献】

- 押川文子, 2016, 「インドの教育制度—国民国家の教育制度とその変容」押川文子・南出和余編著『「学校化」に向かう南アジア—教育と社会変容』昭和堂。
- 黒崎卓, 2020, 「新興市場経済としてのインド：2016年廃貨政策を題材に」『比較経済研究』57(1)。
- 西川由比子, 2007, 「国際人口会議の潮流とインドの人口政策：1990代の動向を中心として」『城西大学経済経営紀要』（城西大学）第25号：17-29。
- Afridi, Farzana, Taryn Dinkelman, and Kanika Mahajan, 2018, “Why are fewer married women joining the work force in rural India? A decomposition analysis over two decades”, *Journal of population Economics*, 31: 783-818.
- Andres, Luis, A., Basab Dasgupta, George Joseph, Vinoj Abraham, and Maria Correia, 2017, “Precarious Drop: Reassessing Patterns of Female Labor Force Participation in India”, *Policy Research Working Paper* 8024, World Bank Group.
- Banerji, Manjistha and Ashwini S. Deshpande, 2020, “Does ‘Love’ make a difference? Marriage choice and post-marriage decision-making power in India”, *Asian Population Studies*, DOI: 10.1080/17441730.2020.1852713.
- Blinder, Alan, S., 1973, “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human resources*, 8(4): 436-455.
- Boserup, Ester, 1970, *Woman’s Role in Economic Development*, London, Allen&Unwin.
- Desai, Sonalde and Omkar Joshi, 2019, “The Paradox of Declining Female Work Participation in an Era of Economic Growth”, *The Indian Journal of Labour Economics*, 62: 55-71.
- Dhanaraj, Sowmya and Vidya Mahambare, 2019, “Family structure, education and women’s employment in rural India”, *World Development*, 115: 17-29.
- Fairlie, Robert, W., 2005, “An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models”, *Journal of Economic and social Measurement*, 30: 305-316.
- Goldin, Claudia, 1995, “The U-shaped female labor force function in economic development and economic history”, In Schultz, T. Paul, ed., *Investment in Women’s Human Capital*, Chicago, University of Chicago Press.
- Government of India (GOI), 2018, *Educational Statistics at a Glance*, Ministry of Human Resource Development Department of School

Education & Literacy Statistics Division, New Delhi.  
 Government of India (GOI), 2019, *Periodic Labour Force Survey (PLFS) July2017-June 2018*, Ministry of India.  
 Government of India (GOI), 2020, *Economic Survey 2019-20, STATISTICAL APPENDIX*, Ministry of Finance.  
 International Institute for Population Sciences (IIPS), 2014, *Interviewer's Manual, NFHS-4*.  
 Kapsos, Steven, Andrea Silberman, and Evangelia Bourmpoula, 2014, "Why is female labour force participation declining so sharply in India?", ILO Research Paper, No.10, International Labour Office.  
 Klasen, Stephan and Janneke Pieters, 2015, "What Explains the Stagnation of Female Labor Force Participation in Urban India?", *The World Bank Economic Review*, 29(3): 449-478.  
 Lahoti, Rahul & Hema Swaminathan, 2016, "Economic Development and Women's Labor Force Participation in India", *Feminist Economics*, 22(2): 168-195.  
 Mammen, Kristin and Paxson, Christina, 2000, "Women's Work and Economic Development", *The Journal of Economic Perspectives*, 14(4): 141-164.  
 Oaxaca, Ronald, 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, 14(3): 693-709.

付表1 婚姻状況と本稿対象サンプル (%)

	農村		都市	
	2006 (N = 67,424)	2016 (N = 84,936)	2006 (N = 56,961)	2016 (N = 37,415)
未婚	18.11	21.7	25.3	25.24
有配偶	77.16	74.09	70.08	70.14
死別	3.32	3.03	3.05	3.39
離別	0.26	0.33	0.31	0.46
別居	1.14	0.84	1.26	0.78

注) 2016年 (NFHS-4) は、就業等の質問項目を含むサンプルのサイズである。  
 出所) NFHS-3, NFHS-4データより計算。

