

統計学

第 101 号

論文

- 途上国の村落自治体から見た出生登録の実像
— インドにおける村落住民リストとのマッチングに基づく検証 —
..... 岡部 純一 (1)

研究ノート

- An Econometric Model of Disequilibrium Unemployment in Urban China
..... Yang LIU (17)

書評

- 橋本美由紀 著『無償労働評価の方法および政策とのつながり』
(産業統計研究社, 2010年)
..... 天野 晴子 (30)

海外統計事情

- 国際統計協会 (ISI) 第 58 回世界統計大会 (ダブリン)
..... 櫻本 健 (35)

本会記事

- 経済統計学会第 55 回 (2011 年度) 全国研究大会 (39)
投稿規程・執筆要綱・投稿原稿査読要領 (47)
編集委員会規程 (52)

2011年9月

経済統計学会

創刊のこ と ば

社会科学の研究と社会的実践における統計の役割が大きくなるにしたがって、統計にかんする問題は一段と複雑になってきた。ところが統計学の現状は、その解決にかならずしも十分であるとはいえない。われわれは統計理論を社会科学の基礎のうえにおくことによって、この課題にこたえることができると考える。このためには、われわれの研究に社会諸科学の成果をとりいれ、さらに統計の実際と密接に結びつけることが必要であろう。

このような考えから、われわれは、一昨年来経済統計研究会をつくり、共同研究を進めてきた。そしてこれを一層発展させるために本誌を発刊する。

本誌は、会員の研究成果とともに、研究に必要な内外統計関係の資料を収めるが同時に会員の討論と研究の場である。われわれは、統計関係者および広く社会科学研究者の理解と協力をえて、本誌をさらによりよいものとすることを望むものである。

1955年4月

経 済 統 計 研 究 会

経 済 統 計 学 会 会 則

第1条 本会は経済統計学会（JSES : Japan Society of Economic Statistics）という。

第2条 本会の目的は次のとおりである。

1. 社会科学に基礎をおいた統計理論の研究
2. 統計の批判的研究
3. すべての国々の統計学界との交流
4. 共同研究体制の確立

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

1. 研究会の開催
2. 機関誌『統計学』の発刊
3. 講習会の開催、講師の派遣、パンフレットの発行等、統計知識の普及に関する事業
4. 学会賞の授与
5. その他本会の目的を達成するために必要な事業

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

- (1) 正会員
- (2) 院生会員
- (3) 団体会員
- 2 入会に際しては正会員2名の紹介を必要とし、理事会の承認を得なければならない。
- 3 会員は別に定める会費を納入しなければならない。

第5条 本会の会員は機関誌『統計学』等の配布を受け、本会が開催する研究大会等の学術会合に参加することができる。

- 2 前項にかかわらず、別に定める会員資格停止者については、それを適用しない。

第6条 本会に、理事若干名をおく。

- 2 理事から組織される理事会は、本会の運営にかかわる事項を審議・決定する。
- 3 全国会計を担当する全国会計担当理事1名をおく。
- 4 渉外を担当する渉外担当理事1名をおく。

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

- 2 本会に、常任理事若干名をおく。
- 3 本会に、常任理事を代表する常任理事長を1名おく。
- 4 本会に、全国会計監査1名をおく。

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

1. 編集委員会
2. 全国プログラム委員会
3. 学会賞選考委員会
4. ホームページ管理運営委員会
5. 選挙管理委員会

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

第10条 本会の運営にかかわる重要事項の決定は、会員総会の承認を得なければならない。

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

- 2 機関誌の発行等に関する全国会計については、理事会が、全国会計監査の監査を受けて会員総会に報告し、その承認を受ける。

第12条 本会会則の改正、変更および財産の処分は、理事会の審議を経て会員総会の承認を受けなければならない。

付 則 1. 本会は、北海道、東北、関東、関西、九州に支部をおく。

2. 本会に研究部会を設置することができる。
3. 本会の事務所を東京都町田市相原4342法政大学日本統計研究所におく。

1953年10月9日（2010年9月16日一部改正[最新]）

途上国の村落自治体から見た出生登録の実像

— インドにおける村落住民リストとのマッチングに基づく検証 —

岡部純一*

要旨

本研究は、出生登録制度が未整備な途上国の実態について、インドの村落社会の出生登録を体系的に検証することによって明らかにする。検証を体系的に行うために、本研究は、当該村落の出生登録者リストを同村落対象の既存の全数調査個票リストと一件ずつマッチングした。その結果、ある村落の常住者に対する出生登録のカバレッジは、よその自治体で出生登録された子供を加えたとしても、国・州レベルで推計されたカバレッジと同様に低水準である。しかし、その村落常住者が暮らす村落自治体の出生登録のカバレッジはそれよりはるかに低い。多くの出生がよその自治体で登録され、常住地には伝達されないからである。村落自治体の登録情報から姿の見えない村の子供の数は、国際機関・国家・州政府レベルの公表数字よりはるかに大きい。このような出生登録制度は、構造上、村落自治体の住民自治にとって有用とはいえない。

キーワード

出生登録、マッチング、常住地、村落自治体、住民自治

1. はじめに

国連の子供の権利条約は子供が出生登録される権利を宣言している。だが、世界には出生登録のカバレッジが、依然低い水準で推移している国と地域が少なくない。未登録の子供たちは、この世界に生を受けた出発点からその姿が公的記録から見えない存在になっている。そのため、保健医療、教育など基礎的ケイパビリティを享受する権利から排除されるだけでなく、その後も公民として権利を十分保証されなくなる可能性が懸念されている¹⁾。出生登録制度が未整備な国の中には、アジア・アフリカの人口稠密な途上国が多く含ま

れているため、全世界で登録された出生件数は実際の出生件数のわずか64%（2000-2007年平均）をカバーしているにすぎないという推計がある。ユニセフは、2007年に出生した子供の約5,100万人が登録上姿の見えない存在になっていると警告している²⁾。

これはきわめて複合的な要因から生ずる社会現象である。そのため多様な観点から議論がなされ、各国の取り組みも様々である。ところが、途上国の出生登録制度について、登録の現場である地域社会において体系的に検証する試みは少ない。近年、地方分権化が進行する途上国では、住民自治との関係で出生登録の必要性があらためて問い直されている。不完全な出生登録制度を改善するためには、途上国においても、地域住民の理解とボトム

* 横浜国立大学経済学部・大学院国際社会科学部研究科
〒240-8501 横浜市保土ヶ谷区常盤台79-3

アップ的な協力が不可欠である。地域社会の草の根レベルの視点から検証を行うためには、国連や国家・州政府レベルのマクロな統計に依拠するだけでなく、末端自治体の住民を網羅した精密なデータを比較基準にした体系的な検証が必要である。

そこで、本研究は、カバレッジの低い出生登録制度の実態を、インド農村部の Warwat-Khanderao 村の村落自治体（「村落パンチャヤット (*Gram Panchayat*)」)³⁾の出生登録を事例に検証する。登録制度の末端村落では、登録制度をめぐる住民の社会構造がミクロな世界として広がっている。検証を体系的に行うために、本研究は、当該村落の出生登録者リストを同村落対象の既存の全数調査個票リストと一件ずつマッチングする方法を用いた⁴⁾。マッチングの結果、一致が確認できない子供集団については、村落住民の協力で住民の視点からその原因を一件ずつ追求した。この方法によって、国家・州政府レベルの推計値からは識別困難な新たな問題が浮上した。それは、出生を常住地ではなく出生地で登録する多くの途上国において、村落自治体出生登録が常住人口をカバーする水準が、国家・州政府レベルの公表カバレッジの水準をさらに大きく下回るといえる問題である。そうした村落自治体にとって姿の見えない村落常住の子供の数ははるかに多いのである。

2. 世界の出生登録の現状

世界の出生登録、とりわけ途上国の出生登録の整備は国連等の国際機関の焦眉の課題である。国連統計部は、1991年に事業計画：International Programme for Accelerating the Improvement of Vital Statistics and Civil Registration Systemsを採択し、出生登録制度が未整備な国々の技術支援に乗り出している⁵⁾。ユニセフは、子供の権利条約を指針に出生登録の整備を支援し、出生登録の現状をモニタリングしている⁶⁾。そのため、国連統計部とユ

ニセフそれぞれが、世界各国の出生登録のカバレッジを公表している⁷⁾。国連統計部は、1948年以降、調査様式：Demographic Yearbook Questionnaireを通じて世界各国の統計局に人口動態統計のカバレッジ（90%以上、90%未満、その他等）を問い合わせている⁸⁾。1977年以降は、各国にカバレッジ推計の方法を問い合わせている⁹⁾。一部諸国を除いて、ほとんどの国は出生登録をベースに出生統計を報告している¹⁰⁾。一方、ユニセフは、世帯標本調査：複数指標クラスター調査（Multiple Indicator Cluster Survey）や、アメリカ合衆国国際援助機構：United States Agency for International Development (US AID) の世帯標本調査：人口保健調査 (Demographic and Health Survey) を利用して、子供の出生登録について直接確認している。それらの世帯標本調査には、出生登録の有無、出生証明書の有無等を子供の保護者に直接質問する項目が付加されている。

〈図表-1〉は、ユニセフが出生登録情報や世帯標本調査から推計した出生登録率の地域別平均値を示したものである。ユニセフの推計によると、2007年出生の未登録の子供5,100万人のうち2,430万人が南アジアに集中している¹¹⁾。登録の水準は農村部の方が都市部より低い。インド版人口保健調査である2005-2006年 National Family Health Survey (NFHS)¹²⁾は、インドの出生登録率を41%と推計している。一方、後述するインド独自の標本調査：Sample Registration System (SRS) はインドの出生登録率を69%（2005年）と推計している。〈図表-2〉に示すように、カバレッジは国内地域別でもばらつきが大きい。

本研究は、上記の途上国出生登録制度の実態を明らかにするために、インド農村部のある村落自治体の出生登録を取り上げて、それを体系的に検証する。ただし、出生登録のカバレッジと人口動態統計のカバレッジは同じではない。登録行政のヒエラルキーが機能不

全に陥り、実際の登録と上位機関への報告が異なることがあるからである。本研究の課題は、人口動態統計の全体的評価ではなく、人

口動態統計の土台である末端自治体の出生登録を正確に評価することである。

図表-1 世界の地域別平均出生登録率 (2000-2009年) (%)

	全体	都市部	農村部
サハラ以南のアフリカ	38	54	30
中東・北アフリカ	77	87	68
南アジア	36	50	31
うちインド	41	59	35
東アジア・太平洋州 (中国を除く)	71	82	66
ラテンアメリカ・カリブ海諸国	90	-	-
CIS諸国・中東欧諸国	96	96	95
先進工業国	-	-	-

注) -はデータなし。

引用) UNICEF, *The State of the World's Children 2011*, 2011, p.123.

資料) 複数指標クラスター調査, 人口保健調査, その他各国標本調査及び各国公民登録システム。各国データは2000-2009年の期間で直近年の年間登録率。

図表-2 インドの出生登録率 (%)

州/特別行政区	SRSによるカバレッジ推計			2005-2006年NFHSによるカバレッジ推計		
	1985年	1995年	2005年	全体	都市部	農村部
全インド	39.0	55.0	69.0	41.1	59.3	34.8
州						
アンドラプラデシュ	26.9	34.4	61.0	40.3	49.4	35.6
アッサム	N. A.	N. A.	71.2	43.0	67.4	40.0
ビハール	20.0	18.7	16.9	5.8	13.7	4.7
グジャラート	62.1	96.3	89.5	85.6	88.4	84.0
ハリヤーナ	60.8	73.4	84.3	71.7	75.5	70.5
ジャンム&カシミール	46.4	N. R.	64.8	35.8	56.1	30.6
カルナータカ	40.4	86.5	87.6	58.3	72.3	49.8
ケララ	94.8	101.7*	100.0	88.6	91.0	87.5
マディヤプラデシュ	46.3	50.8	53.3	29.7	37.3	27.5
マハラシュトラ	64.7	80.3	85.9	80.0	84.5	76.2
オリッサ	47.6	58.6	85.3	57.0	62.8	56.1
パンジャブ	74.2	92.4	100.0	76.8	76.7	76.9
ラジャスタン	16.4	23.7	65.3	16.3	38.3	10.8
タミルナドゥ	67.7	90.3	100.0	85.8	90.3	81.9
ウッタルプラデシュ	13.6	40.6	35.3	7.1	22.7	3.2
西ベンガル	N. A.	64.3	97.0	75.8	85.4	73.2
特別行政区						
デリー	85.3	116.0*	100.0	62.4	61.9	67.6

注 1) 人口1000万人以上の州・特別行政区の推計値も掲載。ただし、「全インド」は全国推計値。

注 2) 出生登録のカバレッジはSRSの推計値に対する登録数の比率 (%)。

注 3) N. A. は算定不能。N. R. は Sample Registration Survey (SRS) のデータが使用不能。

注 4) 出生登録のカバレッジが100%を超える*記号を付した地域は、当該地域で出産するために流入した域外常住者の流入超過が大きいため登録件数が推計出生件数を上回る地域である。SRSは出生を発生地ではなく母親の常住地でカウントしている。一方、2005年SRSデータは100%以上を四捨五入した数字。

資料) 出生登録の1985年・1995年データは、Registrar General, India から直接入手。2005年データは、Government of India, *Manual on Vital Statistics*, 2010から。2005-2006年NFHSのデータは、International Institute for Population Sciences (2007) から。

3. インドの出生登録制度

インドの出生登録の歴史は、国勢調査 (Census of India) の歴史と共に古く、イギリス植民地時代の19世紀にまでさかのぼる。だが、登録を法的に義務づけた全国統一の出生・死亡登録制度が成立したのは、「出生・死亡登録法, 1969」(Registration of Births and Deaths Act, 1969 — 以下, ‘RBD Act, 1969’ と略す) の制定以降である¹³⁾。RBD Act, 1969によって、インド内務省の附属機関: RGI (Registrar General, India) を頂点に、州登録官から、末端地域の登録官 (Registrar) に至る全国的なヒエラルキー組織網が成立した。この近代的な登録制度は、公民登録システム (Civil Registration System) と呼ばれている。

出生登録の仕組みとその運用規則は、RBD Act, 1969と各州施行規則に規定されている。出生登録の手続きは概略次のように進行する。まず、出生は、その発生時点から21日以内に、届出人によって、所定の届出様式で、出生の発生地を管轄する登録センターの登録官に届出られる。在宅出産においては世帯主が届出人となり、病院等医療施設内の出産においては当該医療担当者が届出人となるのが原則である。届出遅延に対しては手数料、虚偽の申告・登録拒否に対しては罰金が科せられるのが原則である。登録手続きの完了と同時に、登録官は届出人に出生証明書を無料で発行する。登録官は、届出様式の「統計情報欄」を「法的情報欄」から切り取り線で切り離し、法的情報欄の原票を「出生登録 (Birth Register)」として保管し、統計情報欄を州登録官に送付する。登録官は、その後、問い合わせに応じて出生登録を検索し、有料で出生証明書を発行する。

インドの出生登録の登録地点は、出生の発生地 (place of occurrence) であり、両親や子供の常住地 (place of usual residence) ではない。その点で、出生の登録は、いわば発生地主義であり常住地主義ではない。そのため、

母親の実家や病院等医療施設における出産の登録地点は、両親と子供のその後の常住地と異なることになる。届出様式には母親の常住地の記入欄があることはある。だが、インドには、出生の発生地の登録情報を母親の常住地の登録官に伝達するシステムがない。また、インドには日本の住民基本台帳のような公式の住民登録がないため、常住地の住民登録で出生児が再確認されることもない。

出生登録の利用目的は多岐にわたる。RGIは、出生登録の利用目的を「法的利用」「行政的利用」「統計的利用」に分類している¹⁴⁾。法的利用とは、個人の名前、親子関係、出生地の証明を提供して多様な法的権利を保護する目的で出生登録が利用される場合である。出生登録は、小学校入学、就職、運転免許取得、法的諸契約、結婚の際の年齢証明等として要求されることがあるとされている。行政的利用とは、出産後の母子ケア等の福祉・医療施策や予防接種計画等の基礎資料として出生登録情報が利用される場合である。統計的利用とは、人口動態統計の作成を目的に登録情報が利用される場合である。

4. 出生登録の評価方法

出生登録の評価には様々な方法がある。国連統計部が、出生登録のデータの質 (quality of data) を評価する最も重要な評価基準としているのは、完全性 (completeness) という基準である¹⁵⁾。完全性とは、特定の期間に、特定の国または地域の人口集団に発生するすべての出生が、完全に登録されているかどうかを基準とする評価尺度である。100%の登録カバレッジからの偏差は「カバレッジ誤差 (coverage error)」と呼ばれる。現代のインド及び多くの途上国において、出生登録のカバレッジは100%を著しく下回るから、大きなカバレッジ誤差を抱えていることになる。そこで、以下本稿では、出生登録の完全性とカバレッジ誤差について検証する。

それでは、末端村落の出生登録のカバレッジはいかにして評価すべきか？

4-1. ユニセフ方式

まず第1に、全数調査や標本調査において、子供の出生登録状態を直接質問して、住民の出生登録率を計測する方法がある。前述したユニセフの複数指標クラスター調査やUSAIDの人口保健調査などの世帯標本調査には、子供の出生登録の有無、出生証明書の有無に関する質問項目が付加されている。原理的には、このようなユニセフ調査の質問項目を全数調査に付加することも可能である。このような質問項目を使用したカバレッジの計測方法を、以下では「ユニセフ方式」と呼ぶ。インドでは、2000年インド複数指標クラスター調査や、前述の2005-2006年NFHSの世帯標本調査でこの方法が採用されている¹⁶⁾。ユニセフ方式の標本調査は、未登録の子供集団の標本を割り出し、父母の教育水準、宗教、カースト、経済状況など世帯属性別にクロス集計することが可能である。その反面、標本調査の限界から、州レベル以下の小地域推計が難しい。そのため、特定村落自治体の出生登録のカバレッジを正確に評価することができない。インドでは村落全体をカバーした国勢調査等の公式の全数調査において、ユニセフ方式の質問が試みられた例はない。

4-2. 個票レベルのマッチングを伴わない対比方式

次に、出生登録を、出生と関係する別の情報ソースと対比して、出生登録率を計測する方法がある。以下ではそれを「対比方式」と呼ぶ。単純な対比方式としては、出生登録の集計結果を、出生と関係する別の情報ソースの集計値・推計値と対比する方法がある。これは、個票レベルの「マッチング (matching)」を伴わない、すなわち、個票レベルのデータ照合を伴わない、集計値レベルの対比方式で

ある。

例えば、特定地域の出生登録のカバレッジを推定するために、国勢調査が当該地域で捕捉したx歳以下の子供の数を、国勢調査前x年間に登録された出生件数(x年間における子供の死亡件数は差し引く)と対比する方法がありうる。

また、出生登録のカバレッジは、出生登録の集計数を、標本調査から得られた推計値と対比することによって推定できる。一般に、出生件数・出生率は、出生登録や国勢調査からだけではなく、標本調査からも推計できる。実際、アジアにおいても中国、インド、パキスタン、パングラデシュなどの人口稠密国は、出生登録からではなく標本調査から出生件数・出生率を推計し、国連統計部Demographic Yearbookに報告しているのである。

インドは伝統的に標本調査制度が発達しているため、出生に係る優れた標本調査が複数存在する。古くはインド独立後の全国標本調査(National Sample Survey)による出生率推計にはじまり、1964年にSRSが開始されて以降は、SRSの出生率推計が利用されている。インドが国連統計部に報告する出生率もSRSの推計値である。国連統計部は、SRSを成功した二重記録システム(dual records system)の実例として挙げている¹⁷⁾。この場合、二重記録システムとは、同一標本調査地区(国勢調査区や村落)を対象に、1) 公民登録システムとは別に、学校教員等パートタイム調査員が実施する6ヵ月間の継続的記録と、2) 公民登録システムとは別に、フルタイム調査員が期末に独立に実施する6ヵ月ごとの遡及調査の結果を相互に対比する調査である。1)と2)を個票レベルでマッチングすることによって当該標本調査地区の出生数を確定し、それをもとに州レベル母集団出生率を推計する標本調査である。インドではSRSの推計値が出生登録による集計値より信頼されている¹⁸⁾。そのため、SRSの州レベル推計値は出

生登録の州レベル集計値と対比され、出生登録のカバレッジ算定にも利用されている。だが、SRSと公民登録システム出生登録は、標本調査地区・村落において直接対比されるのではなく¹⁹⁾、SRSの州レベル推計値と出生登録の州レベル集計値が州レベルで対比されているに過ぎない。

近年インドでは、前述のNFHS（1992-93年、1998-99年、2005-06年調査）やDistrict Level Household Survey（1998-99年、2002-04年、2007-08年調査）などの標本調査において、女性の出産歴の遡及調査から出生率が推計されている。そうした推計値も出生登録数と対比できる。

しかし、以上のどの標本調査も、州レベル以上、あるいはせいぜい県（district）レベルの推計値を求めるのが限界である。そのため、末端の村落自治体における出生登録のカバレッジを評価するには不向きである。インドでは、標本調査のマイクロデータが提供されることがあるが、村落の特定が難しい。SRSの村落調査データも公表されていない。

だが、以上のように、個票レベルのマッチングを伴わない、集計値や推計値との単純な比較に基づくカバレッジ推計は、そもそも以下の3点において原理的に限界がある。

- (1) 2つの集計値同士の量的一致・不一致と同程度に、両集団の個票リストが実際にマッチ（match）するとは限らない。この場合、「マッチする」とは、データ照合の結果、お互いのデータが同一の存在に関するものと確認されることである。通常、個票レベルでマッチングを試みると、①X・Y集団相互にマッチするケース、②X集団にあってY集団にないケース、③Y集団にあってX集団にないケースの3つのケースに分かれる。したがって、X・Y両集団それぞれの総数がたとえ数字上で合致しても、集団同士の実際関係は、外観と比べてはるかに複雑な構造になっていることが多く、

両集団の個票リストが正確にマッチするとは限らない。

- (2) 個票レベルのマッチングを伴わない、集計値同士の単純な比較では、不一致集団（すなわち、X集団にあってY集団にない不一致集団やY集団にあってX集団にない不一致集団）の個票リストがわからない。不一致集団の個票リストがないと、不一致集団の情報を再集計してその特徴を把握したり、不一致集団に対する聞き取り調査を体系的に実施することができない。このように、不一致集団の個票レベル情報がないと、カバレッジ誤差の原因究明はむずかしい。
- (3) 水増し登録や不詳な登録は、個票レベルでマッチングしないとチェックできない²⁰⁾。

4-3. 個票レベルのマッチングを伴う対比方式

したがって、出生登録のカバレッジを評価するためには、集計値・推計値との単純な比較ではなく、個票レベルのマッチングを伴う対比方式が必要である。

国連統計部は、個票レベルのマッチングを伴う対比方式を、直接法（direct methods of evaluation）と称して、4つに分類している²¹⁾。すなわち、直接法(i)：出生登録と死亡登録を個票レベルでマッチングする方法。例えば、乳児の死亡登録を当該乳児の出生登録と個票レベルでマッチングする方法等。直接法(ii)：出生登録を、行政記録や社会慣習上の記録と個票レベルでマッチングする方法。例えば、出生登録を、新入学児童リスト、病院記録、洗礼記録等とマッチングする方法。直接法(iii)：出生登録を、全数調査から得られた個票リストとマッチングする方法。直接法(iv)：二重記録システム。ただし、インドの二重記録システム（SRS）は、前述したように村落の公民登録システム出生登録と直接個票レベルでマッチングする方法ではないので、直接法(iv)を直接法(i)～(iii)と同列に扱う国連統計部の分類は適当とはいえない。問題は、直接法(i)

～(iii)である。

直接法(i)は、後に明らかになるように、出生登録自治体と死亡登録自治体が異なることが多いため、マッチングが必ずしも容易ではない。

直接法(ii)は、インドの村落出生登録を評価する上で有望な対比方式といえる。後述する村落母子保健事業従事者（アンガンワディ・ワーカー：Anganwadi Worker）や、保健所・学校が保有する業務記録のなかに、出生登録に対する比較基準として潜在的に利用価値の高い記録があるからである。だが、それらの業務記録の正確性は、州や村落によって大きく異なるから、それ自体検証が必要となる。その他に、村落自治体には選挙人名簿があるし、現在、国民人口登録（National Population Register）の構築が図られている。だが、それらの住民リストは成人のみを対象とするなど限界がある。

直接法(iii)も、村落出生登録を評価する上で有望な方法といえる。インドでは、通常、国勢調査の個票リストは利用できない。だが、中央政府地域開発省（Ministry of Rural Development）の2002年BPL（Below Poverty Line）センサスの個票リストは、同省の公式ページで村落毎に全て公開されている。BPLセンサスは、同省が貧困線以下世帯を特定するために開始した全数調査である。だが、BPLセンサスの正確性についてはインドで多くの議論があり、検証が必要である²²⁾。

既存の政府調査を利用するだけでなく、特定地域を対象に独自の全数調査を企画・実施し、出生登録とマッチングすることも可能である。実際、C. チャンドラシェカールとW. E. デミングは、すでに1947年にコルカタのシングル保健センター管轄区で出生登録とのマッチングを目的に全数調査を実施している²³⁾。

このように、インドには、村落をカバーする全数調査や行政記録のなかに、村落レベルの出生登録を検証する比較基準となる可能性

を秘めた情報ソースが少なからず存在する。しかし、それら情報ソースの正確性は村落によってまちまちであるため、それらを比較基準として利用するにはまだ課題が多い。

そこで本調査は、直接法(iii)の応用として、同一村落を対象とした民間学術団体の全数調査を比較基準に、出生登録と個票レベルのマッチングを伴う対比を行う。その上で、パンチャヤット関係者や村落住民の協力を得て、不一致集団の分析を行う。現在、インドでは、インド統計研究所や幾つかの大学・研究機関所属の農村研究者が共同運営する研究財団：Foundation for Agrarian Studies（FAS）²⁴⁾が、農民団体の助言によりインド各地から選出した典型的な村落について、全住民対象の詳細な村落データベース（以下、FASデータベースと略す）を作成し、諸村落の体系的モノグラフの作成を目指している。

5. 検証結果の考察

本研究は、FASが2007年5月に全数調査の対象にしたマハラシュトラ州Buldhana県Sangrampur郡Warwat-Khanderao村（総人口1,308人〔2001年国勢調査〕）を、翌2008年8月に訪問し、そこで村落自治体（村落パンチャヤット）の出生登録を検証した。検証は、当該村落自治体の出生登録と、同村落住民対象の2007年FAS全数調査データベースの間の、個票レベルのマッチングによって行った。マッチングは、2007年FAS全数調査データベースから検索した6歳未満子供リストと、FAS全数調査前の過去6年間（2002年5月-2007年5月）の出生登録者リストとの間で行なった。Warwat-Khanderao村の出生登録の窓口は村落自治体役場であり、正式の登録官は村書記官（Gram Sevak）が兼務していた。実際は村落自治体役場の用務員（Peon）が業務を代行していた²⁵⁾。出生登録簿の閲覧は村長（Sarpanch）と村書記官の協力で実現した。RBD Act, 1969は出生登録簿の調査を禁じて

いない(第17条)。2005年インド情報公開法第8条により、首長(すなわち村長)は、公共性と学術的な意義を認める場合、彼が認める範囲内でデータを閲覧に供することができる。

マッチングの結果は以下の通りであった。

FASの2007年全数調査時点で確認されたWarwat-Khanderao村の6歳未満の子供の数は130人、その全数調査前の過去6年間に村落出生登録に登録された出生件数(死亡者を除く)は69人であった。次に、FASデータベースから作成した6歳未満の130人の子供リストと、調査前の過去6年間の村落内出生登録の出生登録者リストを個票レベルでマッチングを試みた。子供の死亡・改名等による不照合は村長、用務員、住民の協力で補正した。それにも関わらず、Warwat-Khanderao村出生登録リストとFASデータベース子供リストがマッチした範囲はきわめて限定的であった(図表-3)。

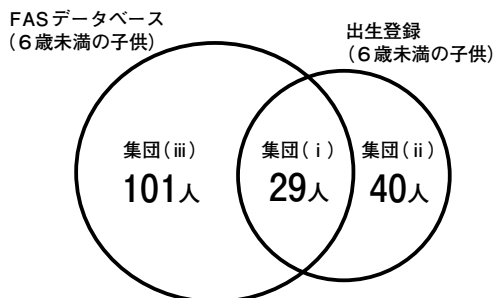
個票レベルの一致・不一致の結果から、子供集団は次の4つの集団に分類できる。

集団(i): 当該村落出生登録とFASデータベースの両方に含まれる子供集団

集団(ii): 当該村落出生登録に含まれるがFASデータベースに含まれない子供集団

集団(iii): 当該村落出生登録に含まれないがFASデータベースに含まれる子供集団

図表-3 FASデータベースと出生登録のマッチング



集団(iv): 当該村落出生登録とFASデータベースの両方に含まれない子供集団

集団(i): 当該村落出生登録とFASデータベースの両方に含まれる子供集団

Warwat-Khanderao村出生登録に登録された子供のうち、FASデータベースの6歳未満の子供リスト130人とマッチングした集団(i)の子供はわずか29人、すなわち22.3%に過ぎなかった。

集団(ii): 当該村落出生登録に含まれるがFASデータベースに含まれない子供集団

Warwat-Khanderao村出生登録に登録された子供のうち、FASデータベースに含まれないためにマッチしない集団(ii)の子供は40人であった。40人それぞれについて用務員の記憶をもとに村長及び一部村落住民と検討した結果、マッチしない理由は主に次の3点にまとめることができた。

- 1) 40人の子供のうち23人は、母親の実家がWarwat-Khanderao村にあるため、この村で出産し、RBD Act, 1969の施行規則に従って、21日以内にこの村に出生登録した。この地域では第1子の出産のときに母親は自分の実家に戻る習慣がある。しかし、Warwat-Khanderao村はその子にとって出生地ではあるが常住地ではないため、FAS調査の時点には常住地に戻り、この村には不在であった。
- 2) 40人の子供のうち10人は、親の仕事、通院などのため、FAS調査時点にこの村に不在であった。
- 3) 40人の子供のうち7人はFAS調査から脱漏したが、FAS調査時にこの村に実在した。

集団(iii): 当該村落出生登録に含まれないがFASデータベースに含まれる子供集団

FASデータベースの子供リストのうち、

Warwat-Khanderao村出生登録に登録がないためにマッチしない集団(iii)の子供は101人いた。そこで、村長、通訳、FASスタッフ、筆者が一団となって、101人の子供のいる71世帯を順次回って親に聞き取り調査を行った。調査は、その子供の出生地点と出生登録の有無のみを確認する簡易調査であった。ユニセフ方式の質問項目のように出生証明書の提示を求める時間的余裕はなかった。出生登録有りの回答の真偽についてはそれ以上確認できなかった。聞き取り調査の結果、

- 1) 101人の子供のうち82人は、Shegaon, Akolaなど病院のある近隣の町や、母親の実家のある村落など、Warwat-Khanderao村以外の村落や町で出生し、そこで出生登録されていた。病院等医療施設での出生は当該医療担当者が届出人となって医療施設の所在自治体で出生登録される。
- 2) 101人の子供のうち18人は、村内・村外いずれの出生登録にも未登録であった。
- 3) 101人の子供のうち1人は、その世帯が村外に移住したため聞き取り不能であった。

集団(iv)：当該村落出生登録とFASデータベースの両方に含まれない子供集団

村落出生登録とFASデータベースの両方にカ

バレッジ誤差が認められることから、両方の子供リストから脱漏する子供集団の存在が推測される。だが、本研究の調査方法ではそれを確認することができなかった²⁶⁾。

以上、個票レベルでのマッチングの結果、登録官による水増し登録・不詳登録は見つからなかった。一方、マッチしない不一致集団の子供1人1人について、上記のように、不一致の原因を追求した結果、FASデータベースの6歳未満子供リストを再検証し、修正することが可能となった〈図表-4〉。FASデータベースは、2007年5月調査時点の人口のみを対象とするため、その時点で不在の常住人口について追加補正が必要である。集団(ii)の3)に該当する7人は明らかにFAS調査から脱漏した子供であるから、子供データベースへの追加が必要である。そして、集団(ii)の2)に該当する10人をWarwat-Khanderao村常住の子供リストに含めるか否かの解釈に応じて出生登録の数値には幅ができる。以上の修正から、Warwat-Khanderao村の村落出生登録のカバレッジは、この村落自治体に常住する6歳未満の子供147人のうち、36人～46人、率にして24.5～31.3%となる。村落出生登録にはそれ以外に6歳未満の23人の子供が含まれているが、それらの子供達は、母親が村

図表-4 総括表

	FASデータベース		(修正後)	
	人	%	人	%
6歳未満の子供総数 (b)	130	100.0	147	100.0
出生登録された6歳未満の子供	111	85.4	118-128	80.3-87.1
うち Warwat Khanderao村で登録 (r_0)	29	22.3	36-46	24.5-31.3
うち Warwat Khanderao村以外の市町村で登録 (r_1)	82	63.1	82	55.8
出生登録に未登録の6歳未満の子供	18	13.8	18	12.2
不明	1	0.8	11-1	7.5-0.7
FASデータベースにない出生登録された6歳未満の子供総数	40		23	
Warwat Khanderao村に村外から母親が帰省出産・登録 (r_2)	23		23	
その他	17		0	

注) 常住者の出生件数を b, 常住者の村内出生登録, 村外出生登録を r_0 , r_1 , 非常住者の村内出生登録を r_2 とする。
資料) FASデータベースと2008年8月村落調査より作成

落外の嫁ぎ先から帰省して Warwat-Khanderao 村で出産したためにこの村落自治体で出生登録されただけであって、この村落自治体の常住者ではない。一方、聞き取り調査の結果を真と仮定すれば、Warwat-Khanderao 村に常住する 6 歳未満の子供 147 人のうち 82 人、つまり 55.8% は、この村落自治体以外のよその自治体で出生登録されている。そのため、Warwat-Khanderao 村かよその自治体か、そのいずれかで出生登録された子供の総数は 118~128 人、すなわち 80.3~87.1% となる。この数字は、2007 年 SRS によるマハラシュトラ州の出生登録率推計値 (91.5%) と 2005-2006 年 NFHS による同推計値 (80.0%, 農村部 76.2%) のたまたま中間に位置している²⁷⁾。それにも関わらず、この村落出生登録が常住する子供をカバーする比率 (24.5~31.3%) はそれより格段に低いということになる。

以上から末端村落の出生登録の実像について次の 2 つの知見を得ることができた。

- (1) 村落常住者に対する出生登録のカバレッジは、当該村落以外のよその自治体で出生登録された子供を含めても、州単位で集計されたカバレッジと同様に不完全である。出生登録とマッチしない FAS データベース子供リストに基づく聞き取り調査の結果から、最終的に出生未登録の 18 人 (12.2%) の子供リストを割り出すことができた。FAS データベースにはそれら子供の個人属性・世帯属性データがあるから、18 人の子供の特徴が明らかになる²⁸⁾。未登録の子供は男 9 人女 9 人と性差がなかった。これは 2005-2006 年 NFHS の調査結果と符合する。未登録の子供 18 人のうち 11 人がイスラム教徒の家庭の子供であった。この地域ではイスラム教徒に日雇い農業労働者が多く、一般に社会経済的な弱者層、貧困層に属する。そのため社会的に排除された階層に属する家庭の子供が未登録になるケースが多いことになる。2005-2006 年 NFHS や

途上国対象のユニセフ方式の標本調査から、途上国の未登録の子供が特に貧困層に多いことがわかっている。一方、ユニセフ方式の標本調査では、親の教育水準が登録率と相関するという調査結果が出ているが、この村では、18 人の未登録の子供のうち非識字の父親を持つ子供はわずか 2 人であった (FAS データベースによると村落自治体の成人男性識字率は 83%)。

未登録の子供の父親の 1 人は、その子の出生を記した色彩豊かな占い図表を示し、こちらの方が (彼らのコミュニティにとって) 価値ある出生証明であると繰り返し強調した。一方、用務員は、村の街頭でスピーカーを用いて出生登録キャンペーンを行なったことがあると証言した。実際、ほとんどの住民は出生登録とは何であるかを知っていた。イスラム教徒の初老の男性は、孫の将来のことを考えて、出生後数年を経た最近になって登録手続きをしたと証言した。Warwat-Khanderao 村はコンパクトに固まった集落であるため、村落自治体役場までの距離は近い。だが、未登録の子供の母親の 1 人は、村書記官が週に 2 日しか村落自治体役場に来ないので²⁹⁾、登録に行く機会を逸したと説明した。

- (2) 村落常住者の出生登録のカバレッジを村落単位で見ると、その実像は、州単位で集計されたカバレッジと全く様相が異なっていた。すなわち、Warwat-Khanderao 村出生登録がカバーする常住人口は、この村に常住する 6 歳未満の子供 147 人のうちの 118~128 人 (80.3~87.1%) ではなく、実は、わずか 36 人~46 人 (24.5~31.3%) に過ぎないことが判明した。すなわち、村落 i の常住者の出生件数を b_i 、その村落内出生登録を r_{0i} 、村落外出生登録を r_{1i} 、そして非常住者の村落内出生登録を r_{2i} とすると、インドの村落 i における b_i に対する出生登録のカバレッジは、 $(r_{0i} + r_{1i})/b_i$ や $\Sigma(r_{0i} + r_{2i})/\Sigma b_i$

ではなく、実は、それをはるかに下回る r_{0i}/b_i であることが再認識されたのである³⁰⁾。インドの出生登録の届出様式には母親の常住地の記入欄があるが、出生地自治体と常住地自治体との間で連絡制度が確立していない。すなわち、村落 i の常住者のよその自治体での出生登録 r_{1i} は、いつまでたっても村落 i に伝達されない。そのため、この村落に常住するのによその自治体で登録された子供達 r_{1i} は、この村落自治体の出生登録から見ると、姿の見えない存在となるのである。しかも、Warwat-Khanderao村には病院等の医療施設がないため、子供が当該村落自治体以外の医療施設で出生し、そこで登録される可能性は一層大きい。多くの途上国の出生登録は同様に発生地主義であり常住地主義ではない³¹⁾。したがって、発生地主義の出生登録を採用する途上国に関する限り、これは普遍的な問題となる可能性がある。

6. 地方分権化と村落出生記録

インドでは1992年の憲法改正以降、地方分権化が進み、国家、州政府の集権的な官僚機構から民選の県・郡・村落各自治体（パンチャヤット）への権限の委譲が進行している。この地方分権化の過程で、住民自治に基づく社会開発のために出生登録の価値が問い直されている³²⁾。上記のように、村落内出生登録のカバレッジの水準が、州単位で集計される公表カバレッジの水準と比較しても、著しく低水準であるということは、村落出生登録が、村落自治体から構造的に疎遠な関係にあることを意味する。村落自治体にとって、村落常住人口のごく一部しかカバーしない出生登録を法的・行政的に利用するのはむずかしい。そのような出生登録は、村落における母子保健・医療、貧困対策、初等教育の対象者リストや年齢確認文書として利用価値が低い。たしかに、マクロな統計： $\Sigma(r_{0i}+r_{2i})$ を $\Sigma(r_{0i}+r_{1i})$

の近似値と看做して、国内・州内常住者対象のマクロな公共政策に利用するならば、それは論理的に根拠のないことではない。対象地域が広域になればなるほど Σr_{1i} と Σr_{2i} は相殺関係になる（同一広域圏内の他の自治体での登録数は、同一広域圏内の他の自治体からの非常住者登録数と等しい）ため、国家・州レベルの集計値は $\Sigma(r_{0i}+r_{2i}) \doteq \Sigma(r_{0i}+r_{1i})$ となりうるからである。したがって、発生地主義の出生登録が、国家・州政府の集権的でマクロな公共政策に統計的に利用される限り問題はそれほど顕在化しない。しかし、地方分権化によって、村落自治体が常住者対象のミクロレベルの公共政策の新たな立案・実施主体として期待されるに伴い、当該村落の $r_{0i}+r_{1i}$ とそのリストは必須となる。それにも関わらず、村落内出生登録は $r_{0i}+r_{2i}$ のリストでしかなく、 r_{1i} を含まない。これは問題であるといわざるを得ない。登録行政の官僚が出生登録カバレッジを向上させようと下部機関に働きかけても、草の根レベルの地域住民がそれに呼応するとは限らない。

地方分権化に伴う村落自治体のこうした新しいデータ需要にどう応えるべきかという問題は、現在インドが直面するきわめて重要な課題である³³⁾。インド政府の専門委員会：High Level Expert Committee on Basic Statistics for Local Level Developmentは、村落自治体の新しいデータ需要に応えるために、村落母子保健事業に従事するアンガンワディ・ワーカーや、保健所職員が保有する業務記録に注目している³⁴⁾。とりわけ、アンガンワディ・ワーカーは³⁵⁾、公民登録システムとは独立に、業務遂行上の作業用データとして、村落内の子供レジスター（Child Register）を作成・保管している。このレジスターは公式の法的文書ではない。だが、アンガンワディ・ワーカーの業務が、村落内の妊婦支援・母子保健・幼児ケアを対象としているため、このレジスターは、当該村落に常住する母親を基

準に出産を記録する常住地主義の出生記録である（当該村落の実家に一時的に戻ってきた母親の出産は別途記録）。すなわち、アンガンワディ子供レジスターは、 r_{1i} を積極的に包含する構造になっているため、 $r_{0i}+r_{1i}$ のリストに限りなく近い出生記録である。そのため、村落に常住する子供に対するカバレッジが公民登録システムの出生登録を上回る。現時点で、Warwat-Khanderao村自治体は村落母子保健事業に実質的な権限を行使するほど権限強化されていないため、公民登録システム出生登録とアンガンワディ子供レジスターをリンクさせ、相互に比較・調整するまでに至っていない。しかし、今後、住民自治の発達に伴い、それが現実化する可能性がある。実際、村落住民自治のインドにおける先進地域では、そうした複数の出生記録をリンクさせデータ共有するシステムが確立している。例えば、FASが2005年に調査した西ベンガル州Bardhaman県Raina I郡Raina村の村落自治体は、村のアンガンワディ監督官、保健所職員、役場職員を村落自治体役場に月1回招集して定例会議を開き、出生記録の共有を図っている。この定例会議でアンガンワディ・ワーカーの出生記録と保健所職員の保有する医療施設の出生記録が照合され、データの交換・結合が図られているのである。結果数値は村役場の掲示板に公表される。西ベンガル州では、1997年以來、村落レベルの公民登録システム出生・死亡登録の責任を村長に移管したため、村落自治体が出生諸記録の調整責任を負うことになったのである。もっとも、Raina村では、発生地主義の公民登録システムの出生登録より、常住地主義のアンガンワディ子供レジスターの方がはるかに信頼され、よく利用されている³⁶⁾。

出生登録のない子供がつねに村落の社会生活から排除されるわけではない。公式の出生登録がなくとも、諸制度は事実上運用されるのが通常だからである。近隣の地方都市Sheg-

aonの弁護士は、この地域では相続年齢要件の証明に、公式の出生登録ではなく、村長による年齢証明が効力を持つと説明した。村書記官は、小学校入学の際に出生証明書が必ず求められるはずであると主張したが、その主張に反して、小学校の校長は、出生証明書を提出する親はきわめて少ないと説明した。初等教育の普遍化を推進する小学校の立場から、出生証明書のない子供も受け入れざるを得ないからである。小学校教員は毎年独自に村落各世帯を巡回調査し、5歳に達した子供の親に入学準備を促す通知を出している。通常、アンガンワディ・ワーカーがこの巡回調査用世帯リストの準備を支援している。

だが、本研究は、出生登録から脱漏する子供に村落社会の社会経済的弱者層、イスラム教徒の家庭の子供が多いことを確認した。こうした社会経済的弱者層を対象に村落自治体が公共政策を立案・実施しようとしても、公民登録システム出生登録は利用できないことになる。1992年の改正インド憲法は、指定カースト・指定部族、女性をはじめとして、村落社会でこれまで弱者層に甘んじてきた人々の政治参加を制度化した。今後、住民自治の拡充に伴って、これまで村落で疎外されていた社会経済的弱者層が村落の政治に参加するようになれば、出生未登録の子供の存在も問い直されてくる可能性がある。だが、その場合でも、発生地主義による出生登録の構造的制約は依然課題として残るのである。

5. むすびにかえて

本研究は、出生登録制度が未整備な途上国の出生登録の実態を、インドの村落自治体の出生登録を事例に検証した。その結果、インド人の出生登録率はそもそも低水準であるにも関わらず、村落住民が自分の暮らす村落自治体の出生登録に登録される比率はそれよりはるかに低水準であるということがわかった。村落常住者のよその自治体における登録が無

視できない規模に達するからである。出生地での登録は常住地での登録より簡便であるため途上国で広く普及している。村落常住者が常住村落以外で出生登録されて出生証明書が発行されたとしても、その登録情報が、常住村落の自治体に伝達されることはない。たとえば、ITネットワークが普及しても、途上国村落自治体の統治能力と自治体ネットワークはまだ発展途上である³⁷⁾。そのため、村落自治体の出生登録を見る限り、姿の見えない村の子供の数は、国際機関・国家・州政府レベルの公表数字よりはるかに大きい。

だが、近年、途上国においても、出生登録情報を出生者の常住地自治体に伝達する仕組みや、アンガンワディ子供レジスターのような常住地主義の出生記録と関連づけられた新たな登録制度を構想する段階に入っている。途上国でも地方自治体への分権化が進行し、住民自治に基づく社会開発のために出生登録の価値が問い直される段階に入っており、様々な取り組みがあるからである。それにも関わらず、地方分権化と住民自治のために発地主義に基づく出生登録にいかなる限界があり、それを克服する指針について、国連統計部が十分検討しているとはいえない³⁸⁾。現在、国際的指針：Principles and Recommendations for a Vital Statistics Systemの第3版へ

の改訂が国際的に議論されているが、この問題は未だ言及されていない。

Warwat-Khanderao村は、インドの全国平均より良好な出生登録水準を誇るマハラシュトラ州内の村落であるから、インドや途上国村落の実態を表す代表的な村落とはいえない。別の村落でも調査が必要であろう。本研究の経験から、出生登録と住民リストが村落単位ではごく一部しかマッチしないことがわかったので、出生登録とのマッチングとユニセフ方式の村落住民全数調査を組み合わせた新たな調査方法を検討する必要がある。

出生登録統計は、行政記録をベースとする業務統計のなかで、ほぼすべての国に存在する最も基礎的かつ普遍的な統計の一つである。本研究は、これまで十分研究されていない途上国の行政記録統計を研究する重要な糸口といえる。

謝 辞

*本論文は、Foundation for Agrarian Studiesと、インド、マハラシュトラ州Buldhana県のWarwat-Khanderao村住民との共同調査の成果である。関係者には深く感謝申し上げたい。ただし、本論文の不十分な点はすべて筆者の責に帰するものである。

注

- 1) UNICEF, Innocenti Research Centre (2002 : 1)。
- 2) UNICEF (2009 : 5)。この数字に中国の数字は含まれない。
- 3) インドの村落自治体 (=村落パンチャヤット) は複数の村落 (village) から構成されることが多いが、Warwat-Khanderao村は単一の村落で構成されている。
- 4) 本論文のデータは、インドの研究財団：Foundation for Agrarian Studiesとの共同調査の成果、Okabe and Surjit (2008) をベースにしている。
- 5) その成果については、United Nations (2001) を参照。
- 6) ユニセフの出生登録に関する統計分析は、UNICEF (2005) を参照。
- 7) 世界各国の出生登録のカバレッジ情報とデータソースの一覧について、国連統計部は、〈http://unstats.un.org/unsd/demographic/CRVS/CR_coverage.htm〉で、ユニセフは、〈http://www.childinfo.org/birth_registration_tables.php〉で公表 (2011年7月確認)。
- 8) United Nations (1949 : 9, 21), United Nations (1950 : 8), 及びUnited Nations (1979 : 10) を参照。

- 9) United Nations (2010)。国連統計部のこの問い合わせに対する回答率は低い。
- 10) ただし、出生登録ではなく、標本調査等をベースに出生統計を報告する国も少なくない。United Nations (2010 : 333, 338-348)。
- 11) UNICEF (2009 : 5)。
- 12) International Institute for Population Sciences (2007 : 45-47)。
- 13) インドの出生・死亡登録の歴史とその構造については、岡部(2001)を参照。
- 14) Registrar General, India (1998 : 1-2)。
- 15) United Nations (2001 : 82)。
- 16) UNICEF and Government of India (2001)、及びInternational Institute for Population Sciences (2007)。
- 17) United Nations (2001 : 93)。
- 18) ただし、SRSも出生率を過小推計しているという調査結果がある。Government of India (2010 : 33)。
- 19) 2001年7-12月SRS調査において各村落全住民の出生登録を確認する特別調査票が試験的に導入されたが、結果がまだ公表されていない。Government of India (2010 : 35)。
- 20) Chandrasekaran and Deming (1949 : 112)。
- 21) United Nations (2001:86-87)。これは、'Micro discrepancy analysis'の一形態といえる。OECD (2002 : 53-54)。
- 22) Bakshi and Okabe (2008 : 14, 20-22)、及びRamachandran, Usami and Sarkar (2010)を参照。
- 23) Chandrasekaran and Deming (1949)。
- 24) <http://www.agrarianstudies.org/> (2011年7月確認)。
- 25) 用務員は、最近、HIVに感染して失明したが、住民達の厚意により、妻の介助で業務を継続することが認められている。
- 26) 国連統計部は、上記の集団(iv)を推計するために、Chandra-Deming式による推計を推奨している。だが、村落レベルで出生登録と全数調査をマッチングする際、非居住者の村内登録と居住者の村外登録を登録リストから除外すると、この推計式が適用できる範囲は限定的である。United Nations (2001 : 87)。Chandra-Deming式については、Chandrasekaran and Deming (1949)。
- 27) Warwat-Khanderao村は、FASが2001年国勢調査「村落要覧 (Village directory)」を利用して選出した調査村落候補リストの中から、マハラシュトラ州の農民団体が代表的な事例村落として推薦した村落の一つである。しかし、この村落が出生登録状況という点において代表性があるとは限らない。FASの村落選出方法については、Nagaraj (2008) 参照。
- 28) 18人の子供の詳細なリストは、Okabe and Surjit (2008 : 232)。
- 29) 村書記官は、村落自治体の正職員。州政府から俸給を受ける官選の職員である。同村の村書記官は、3つの村落を担当するため、同村には週に2日、近隣都市Shegaonから通勤してくる。
- 30) C. チャンドラシェカールとW. E. デミングは、シングル保健センター管轄地域の出生登録に関する同様のマッチング調査において常住者の村落内登録 r_{0i} と村落外登録 r_{1i} を区別していない。この点が彼らの調査の最大の問題点である。彼らが区別したのは非常住者の病院等医療施設での出産のみである。Chandrasekaran and Deming (1949 : 110)。
- 31) United Nations (1985 : 29)。
- 32) Government of India (2001 : para 2.7.8)。「公民登録システムは、… (中略) …第73次、第74次憲法改正が求める、地方レベルの保健・家族福祉事業を計画する基礎となる潜在的可能性を秘めている。だがこのシステムには欠陥がある…」
- 33) Okabe (2011)。
- 34) Government of India (2006 : 17)。
- 35) 「アングワディ (Anganwadi)」とは、ユニセフと世界銀行の支援でインド政府が1975年に開始した事業：Integrated Child Development Services (ICDS) により各村落に設立された子供と母親のケアセンターである。パートタイム女性により運営されている。0-6歳の子供と母親のケアが主目的である。妊婦や子供の栄養支援・予防接種、子供の保育施設の運営の拠点である。アングワディ・ワーカーは、村落を巡回するために住民リスト (Village Survey Register) も保有している。Bakshi and Okabe (2008 : 14-16)。

- 36) Bakshi and Okabe (2008 : 16)。Raina村 Bidyanidhi集落 [総人口669人 (2001年国勢調査)] のアンガンワディ子供レジスターについては, Bakshi and Okabe (2008 : 17)。Warwat-Khanderao村のアンガンワディ子供レジスターについては, Okabe and Surjit (2008 : 226-227)。
- 37) 農村自治体のITネットワーク化政策の先進州, 西ベンガル州においても村落自治体のネットワーク化はまだ成功していない。Government of West Bengal (2009 : 145-146)。
- 38) United Nations, Statistics Division (2011) 参照。各国の提出ペーパーは <http://unstats.un.org/unsd/demographic/meetings/egm/CRVS2011/list_of_docs.htm> (2011年9月確認) 参照。国連統計部は, 第2版で「ほとんどの出生・死亡は常住地で発生する傾向がある」[United Nations, Statistics Division (2001 : 60)] と説明していた。

参考文献

- 岡部純一 (2001), 「インドにおける出生・死亡登録のカバレッジは何を意味するか」『統計学』第81号, 経済統計学会。
- Bakshi A. and Okabe J. (2011), Panchayat Level Data Bases : A West Bengal Case Study, *CITS Working Paper 2011-02*.
- Chandrasekar C. and Deming W. E. (1949), "On a method of estimating birth and death rates and the extent of registration", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 44, No. 245.
- Government of India (2006), *Report of High Level Expert Committee on Basic Statistics for Local Level Development*.
- Government of India, Central Statistics Office (2010), *Manual on Vital Statistics*.
- Government of India, National Statistical Commission (2001), *Report of National Statistical Commission* (<http://mospi.nic.in/Mospi_New/site/inner.aspx?status=2&menu_id=87> (2011年7月確認)。
- Government of West Bengal (2009), Panchayat and Rural Development Department, *Annual Administrative Report 2008-2009*.
- International Institute for Population Sciences (2007), *National Family Health Survey (NFHS-3) 2005-2006*, Volume I.
- Nagaraj K. (2008), *A Note on Methods of Village Study*, Studying Village Economies in India : A Colloquium in Chalsa (<http://www.agrarianstudies.org/UserFiles/File/S4_Nagaraj_A_Note_on_Methods_of_Village_Study.pdf> (2011年7月確認)。
- OECD (2002), *Measuring the Non-Observed Economy : A Handbook*.
- Okabe J. (2011), Data Needs in the Panchayat : A New Statistical Domain Emerging in Rural India, *CITS Working Paper 2011-01*.
- Okabe J. and Surjit V. (2008), *Village-level Birth Records : A Case Study*, Studying Village Economies in India : A Colloquium in Chalsa (<http://www.agrarianstudies.org/UserFiles/File/S8_Okabe_and_Surjit_Village_level_Birth_Records.pdf> (2011年7月確認)。
- Ramachandran V. K., Usami Y. and Sarkar B. (2010), "Lessons from BPL Censuses", *The Hindu*, April 20, 2010.
- Registrar General, India (1998), *Handbook of Civil Registration*, fourth edition.
- UNICEF (2005), *The 'Right' to Start to Life*.
- UNICEF (2009), *Progress for Children*.
- UNICEF and Government of India (2001), *Multiple Indicator Survey-2000 : India Summary Report*.
- UNICEF, Innocenti Research Centre (2002), "Birth Registration : Right from the Start", *Innocenti Digest*, No. 9, UNICEF.
- United Nations (1949), *Demographic Yearbook 1948*.
- United Nations (1950), *Demographic Yearbook 1949-50*.
- United Nations (1979), *Demographic Yearbook Special Issue : Historical supplement*.
- United Nations (2010), *Demographic Yearbook 2008*.

- United Nations, Statistics Division (2001), *Principles and Recommendations for a Vital Statistics System, Revision 2*.
- United Nations, Statistics Division (2011), *Final Report of the Expert Group Meeting*, United Nations Expert Group Meeting on International Standards for Civil Registration and Vital Statistics Systems, 27-30 June 2011, New York.
- United Nations, Statistical Office (1985), *Handbook of Vital Statistics System and Methods. Volume II : Review of National Practices*.

Birth Registration in Local Government in the Developing World :

Micro Discrepancy Analysis of Village-level Birth Records in India

Jun-ichi OKABE

(Yokohama National University)

Summary

This paper examines incomplete birth registrations in the village *panchayat* in India in order to study birth registration in local governance in the developing world. The registrar's list of births for a village and the list based on an existing house-to-house canvass for the same village were systematically matched, item by item. As a result of this matching, we found that the coverage of the *panchayat* birth register for residents was much lower than the coverage estimated using national-level or state-level statistics, because many children were born outside the village and were registered in the locality where the birth took place. Birth information is not delivered to the *panchayat* at the place of usual residence of the child. The number of children invisible in the *panchayat* birth register is much larger than the official figures at international, national and state levels. This registration system is not useful for village-level local governance.

Key Words

Registration of Births, Matching, Place of Usual Residence, Panchayat, Local Governance

An Econometric Model of Disequilibrium Unemployment in Urban China

Yang LIU*

Key Words

Disequilibrium unemployment, Rigid wages, Product, Panel data analysis

1. Introduction

Even though China is in the midst of an unprecedented economic boom, the country's unemployment rate is still high. In 2006, the registered unemployment rate reported by the government was 4.1% ; however, if the 11.76 million retrenched workers¹⁾ who are excluded from the official unemployment statistics are included, then this figure increases to 9.8%. Urban unemployment is one of the most serious problems in China.

Retrenched workers are those, who are employed but do not work ; note that this category includes workers who have been laid-off or forced to retire early. Retrenched workers are a product of the planned economy, where the government promises a job to every citizen, and at the same time, is marred with low economic efficiency. The government has tried to tackle this problem since the economic revolution in 1978. The enterprise reform that was initiated in 1986 was fully implemented in 1994. Most of the retrenched workers, who were being cushioned by the planned economy, find it difficult to get new jobs and millions of workers remain unemployed.

This paper does not rest solely on the variability of demand and supply, but uses the market-clearing equilibrium theory and corresponding models to analyze and reveal the mechanism of the labor market. Labor demand and supply are determined by wage, non-wage income, and other factors. In a complete market, labor demand and supply stay in equilibrium with adjustable wage and other factors. However, if one of the factors — for example, real wage²⁾ — becomes rigid and is unable to respond to the changes in demand and supply, unemployment arises. The model describes a disequilibrium situation using a labor demand and supply curve determined by wage, non-wage income, labor productivity, and product. In the model, the wage is rigid and we find that it is significantly higher than the market-clearing equilibrium wage ; this results in unemployment, the extent of which is equal to the difference between supply and demand.

We use panel data analysis over the time period 1992 – 2006 of 29 provinces³⁾. The organization of the paper is as follows. After discussing previous studies in Section 2, Section 3 examines official unemployment rates of China, and provides a revised estimate of real unemployment in China. Section 4 explains our model of labor demand and supply and estimated re-

* Graduate School of Economics, Kyoto University.
Yoshida-honmachi, Sakyo-ku, Kyoto, 606-8501, Japan.

sults. Section 5 discusses the impact of immigration followed by conclusion.

2. Past Studies

In China, the unemployment problem has drawn much attention. However, most of the studies in China use descriptive analysis, and provide little quantitative economic analysis. Among the few studies on quantitative analysis, Xie. G. (2008), in sociology, did regression analysis with the data collected from a survey of 4000 workers and 100 firms in six large cities. He examined the influence of human capital, political capital, age, sex, and other factors on layoff. He attributes his findings to the categorization of the unemployed into common urban resident workers, retrenched workers, and rural migrant workers, and states that the re-employment of retrenched workers is quite difficult. These findings help us to do economic analysis on the labor market in China.

Knight, J. and Song, L. (2005) considers redundancies a main cause of urban unemployment. They mention that the economic reform is a difficult and dangerous policy that greatly exacerbated the unemployment problem and threatened urban workers who had previously enjoyed much preferential treatment and protection by the state⁴. Knight and Li (2006)⁵ estimated an earning function for over 300 retrenched and reemployed workers, and also illustrated the difficulties encountered during the reemployment of retrenched workers.

Those quantitative discussions highlight the situation of China's labor market. However, any formal model describing the Chinese urban labor market has not been provided in the past studies. Most of the regression analyses are based on cross-sectional data for a particular year, with few time series analysis. Moreover,

the previous studies have not taken account the fact that the structural changes by the economic reforms has restricted the labor redundancy since 2004.

In addition, a most important index of unemployment condition is the unemployment rate. However, as we have already shown at the beginning of Section Introduction, the definitions of unemployment in the population census are not precise⁶. Some previous studies adjusted national-level rates, based on some unemployment surveys of a few regions and official population data. Knight, J. and Xue, J. (2006)⁷ used the official statistics and a household sample survey data set (13 cities in six provinces) to estimate the national-level unemployment rates from 1993 to 2002. They showed that the national unemployment rate in urban areas exceeded 11% in 1999 and 2000. Giles, J., Park, A. and Zhang, J. (2005) also adjusted national unemployment rates of China, using urban labor survey result of five cities and population data in China's population census. Different methods and surveys lead to different results. Taking the adjusted rate of 2000 for instance, it is 11.5% in Knight, J. and Xue, J. (2006), while 10.0% in Giles, J., Park, A. and Zhang, J. (2005). Nevertheless, the common feature is that the adjusted unemployment rates are much higher than the official rates at national level. As a result, at the provincial level, it is also important to highlight the real situation of regional unemployment before examining its determinants. In the next section, we examine the regional unemployment rate and provide a panel dataset of adjusted unemployment rate, with cross section of 29 provinces and time series of 15 years.

3. Adjustment for the Provincial-Level Urban Unemployment Rate

In China, the urban unemployment rate is officially referred to as the *urban registered unemployment rate*. This rate is based on the data in the official registers pertaining to the urban unemployed (i.e., the local bureaus of labor and social security). It is defined as follows :

$$\text{Urban registered unemployment rate} = \frac{\text{Number of registered urban unemployed residents}}{\text{Total labor force of urban residents}} \times 100\%$$

However, the number of unemployed persons who have registered, does not show the total number of unemployed urban residents in China. According to the Chinese Local Unemployment Registration Regulations, one cannot register if he or she does not have proof of the termination contract. Millions of retrenched workers, who remain employed but cannot attend work, are unable to register.

The number of retrenched workers could be large, as the World Bank report (1993 : 8) cites that 25% of the employees in Chinese State-Owned Enterprises (SOEs) in the early 1990s were surplus labor⁸⁾. The provincial-level data of retrenched workers is provided by the National Bureau of Statistics (NBS) (1993 – 2007a)⁹⁾. We choose data of 29 provinces over the period of 1992 – 2006. Note that among the 29 provinces, Heilongjiang and Liaoning have the largest numbers of retrenched workers, while those numbers in Zhejiang, Fujian, and Guangdong are comparatively low. The reason is that Heilongjiang and Liaoning are bases of heavy industry and house many large state-owned or collective firms ; Zhejiang, Fujian, and Guangdong, which lie in eastern and southeastern China, have been wrestling with the issues of reform and openness early since 1978.

We adjusted the unemployment rate using year-end data for retrenched workers and registered unemployed persons in the following manner.

$$UR_{it}^{ad} = \frac{U_{it}^{Reg} + U_{it}^{Ret}}{LPO_{it}^{Res}} \cdot 100\%$$

$$t = 1992, \dots, 2006 \text{ (year)} \quad i = 1, \dots, 29 \text{ (provinces)},$$

where UR_{it}^{ad} is the adjusted unemployment rate for urban residents, U_{it}^{Reg} and U_{it}^{Ret} are the numbers of registered unemployed residents and retrenched workers at the end of the year t , respectively. LPO_{it}^{Res} is the total number of urban residents in the labor market (excluding migrants).

Since there are no direct and exact data for the urban labor population, LPO_{it}^{Res} is estimated as follows :

$$LPO_{it}^{Res} = \frac{U_{it}^{Reg}}{UR_{it}^{Reg}},$$

where UR_{it}^{Reg} is the registered unemployment rate for urban residents. The adjustment enable us to get a closer estimation of the real unemployment in China.

The histograms of provincial-level unemployment are shown in Figure 1 (the horizontal axis is the unemployment rate, and the vertical axis is frequency). Both of them approximately follow normal distributions. The registered rates are concentrated in 0.03-0.04, while our adjusted unemployment rates are concentrated in 0.07-0.12. Further, the mean, median, and maximum of the adjusted unemployment rates are about three times those of the registered rates, respectively.

It is not surprising that the adjusted unemployment rates in some regions are around 20%. In fact, by the end of 2006, the gross accumulated number of retrenched workers across the nation exceeded 40 million ; note that this figure is about 30% of the urban labor force in

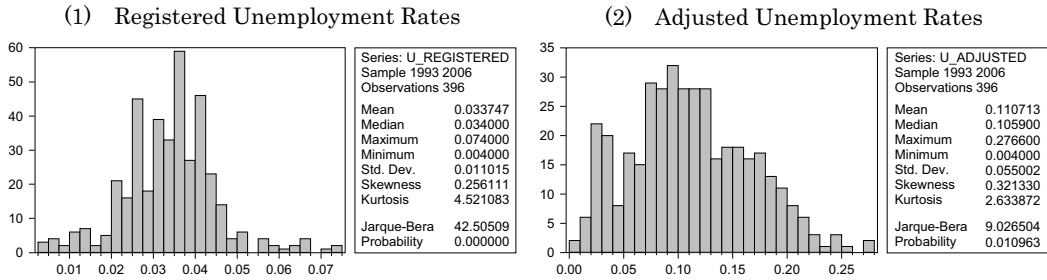


Figure 1 The Provincial-Level Samples of Registered Unemployment Rate and Adjusted Unemployment Rate (Histogram)

1992¹⁰). Further, the national-level of our adjusted unemployment rate in 2002, which is 14.2%, is almost the same as a survey result in Giles, J., Park, A. and Zhang, J. (2005), in which they found that the unemployment rate of urban permanent residents was 14.0% in 2002.

Note that our results not only adjust national-level rates in some particular years, but also provide a series of provincial-level adjusted unemployment rates, which covers 29 provinces of China over the period of 15 years. Furthermore, the series of adjusted unemployment rates enable us to conduct a regression in the last part of this paper, which hitherto was only marginally possible in the case of China.

This section examined the official Chinese urban unemployment data and provided the new adjusted provincial unemployment rates. The adjusted provincial-level result indicates that the true unemployment situation in China is much more serious than the official rates. The next section will discuss the determinants of the unemployment rates.

4. Determinant of Urban Unemployment — The Labor Market Disequilibrium Approach

4-1. Labor Demand and Supply in China

In China, the labor supply has risen rapidly in

recent years. Since the number of people aged between 16 and 64 has increased greatly, and the rate of labor participation remains high. This leads to a large quantity of readily available labor.

In spite of the rapidly increasing labor supply, the labor demand for urban residents is insufficient. Even though the high economic growth has been the norm for a long time, the urban employment rate has been continuously decreasing, and the gap between labor supply and demand, as presented in Figure 2, is large. The findings may lead us to conclude that high economic growth does not mean high urban employment. In order to explain the relationship between labor demand and supply, analyses of employment elasticity (to economic growth) are often used. Yang, C. (2008) examined employment elasticity in China during the period 1979–2000, and concluded that the employment elasticity and the need for labor in production have been declining, especially during the period 1987–2000¹¹).

The fact that labor supply exceeds demand is considered by most studies to be an important reason behind unemployment in China. However, it is necessary to look beyond this apparent conclusion and understand the real reasons for this phenomenon. The next subsection discuss-

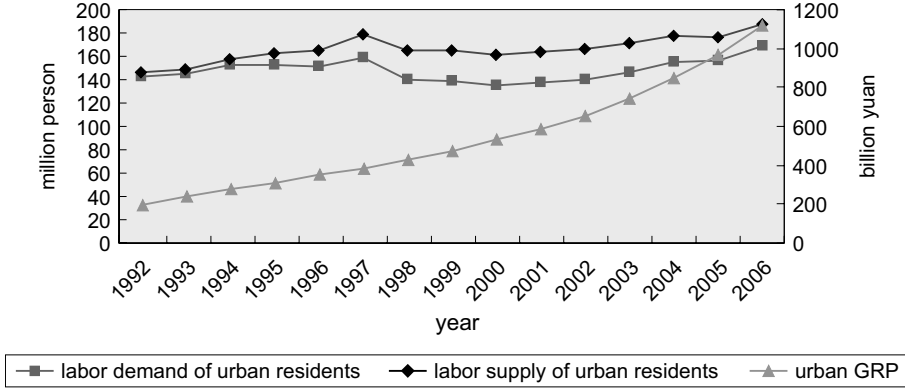


Figure 2 Urban Gross Regional Product (GRP), Resident Urban Labor Supply, and Resident Urban Labor Demand

Sources : Urban resident labor demand and supply are estimated from NBS (1993–2007a) (see details in 4-3. Data). Urban GRP is real and has been calculated using total GRP, real GRP growth, and the weight of secondary and tertiary industries. The original data are from NBS (1993–2007b).

es a model construction.

4-2. Model

In the labor demand and supply approach, we get that $U_{it}^{Re} = LS_{it}^{Re} - LD_{it}^{Re}$. LS_{it}^{Re} and LD_{it}^{Re} denote the social labor supply and demand for a province, but not a particular individual or enterprise. Therefore, the main determinant is the average wage in each province. Besides, LS_{it}^{Re} is also determined by non-wage income¹²⁾, and LD_{it}^{Re} by Gross Regional Product (GRP)¹³⁾, and w_{it}/LPR_{it} , where w_{it} is current wage, and LPR_{it} is labor productivity¹⁴⁾. Thus, we set

$$\ln LS_{it}^{Re} = \rho + \alpha \ln w_{it} + \beta \ln R_{it} + \varepsilon_{it}^s,$$

$$\ln LD_{it}^{Re} = \psi + \delta \ln \frac{w_{it}}{LPR_{it}} + \lambda Y_{it}^T + \varepsilon_{it}^d,$$

where R_{it} is the non-wage income, and Y_{it}^T is the urban GRP. ε_{it}^s and ε_{it}^d are random terms reflecting the unobserved social labor supply and demand, respectively. Theoretically, labor supply decreases when wage decreases and non-wage income increases, and labor demand increases when wage decreases and the urban GRP grows¹⁵⁾, which indicates that $\alpha > 0, \beta < 0$,

$\delta > 0$, and $\lambda > 0$.

Further, the urban unemployment rate can be obtained as follows :

$$UR_{it}^{Re} = \frac{LS_{it}^{Re} - LD_{it}^{Re}}{LPO_{it}^{Re}},$$

where $LPO_{it}^{Re} = LS_{it}^{Re}$.

LPO_{it}^{Re} is the number of urban residents participating in the labor force, which is equal to the labor supply.

From the relationship above, we finally obtain the unemployment equation as follows.

$$UR_{it}^{Re} = 1 - \left(\frac{w_{it}}{LPR_{it}} \right)^\delta w_{it}^{-\alpha} R_{it}^{-\beta} e^{\lambda Y_{it}^T + \psi - \rho},$$

where $\alpha > 0, \beta < 0, \delta < 0, \lambda > 0$, and

$$0 < \left(\frac{w_{it}}{LPR_{it}} \right)^\delta w_{it}^{-\alpha} R_{it}^{-\beta} e^{\lambda Y_{it}^T + \psi - \rho} < 1.$$

The theoretical model indicates that in an economy where labor supply exceeds labor demand, a higher level of average wages leads to higher unemployment rate, and increases of output level or non-wage income decreases unemployment rate.

4-3. Data

The annual data for labor supply, demand, wage, and Gross Regional Product (GRP) are obtained from NBS (1993–2007a); these data cover 29 provinces of China over the time period 1992–2006. The urban labor supply is the total labor population of urban residents, and consists of three factors: urban residents employed in *urban units* and other workplaces such as individual enterprises, registered unemployed urban residents, and retrenched residents. The method used to estimate labor supply is as the same as that used for estimating total labor population of urban residents in the previous section¹⁶⁾. Urban labor demand is equal to the number of employed urban residents, which is calculated by excluding unemployed residents (both registered unemployed residents and retrenched residents) from the total labor population of residents, and the data includes all the urban residents who are employed in *urban units* and other workplaces. Wage (*yuan*) and GRP (100 million *yuan*) are deflated by GDP deflator.

Labor productivity data (*yuan*) are directly taken from the *Statistical Database of China Economic Information Network*. These data represent the labor productivity in the manufacturing industries¹⁷⁾. Macro data for non-wage income are difficult to gather. In this paper, we choose the taxes on interest earned and the dividend from shares per capita as the proxy variable of non-wage income (*yuan*); these are available in the State Administration of Taxation (2001–2006). Although these are not the actual values, the provincial-level data are able to show the differences in non-wage income between regions so that non-wage income effect can be controlled.

4-4. Results and Discussion

We use fixed-effect model for estimation. We ran Redundant Fixed Effects Test (likelihood ratio), and found that F-statistic is 268 (p-value is 0.0000), and Chi-square statistic is 607 (p-value is 0.0000), which strongly reject the null hypothesis that the cross-section effects are redundant. Thus we prefer fixed-effect estimation to ordinary least squares (OLS) estimation. Furthermore, because the observations of our study are the 29 provinces of China, the individual effect could be specific to the individual cross-sectional unit. Thus in this study, we do not make strong assumptions that the individual effect is a random group specific disturbance, which is required by random effect models¹⁸⁾.

Table 1 shows the estimated result of urban labor supply. Equation 1 introduces all the possible variables, while Equation 2 only includes wage.

The results show that wage has a statistically significant positive effect on labor supply, and that non-wage income has a significant negative effect on labor supply; this confirms the labor supply theory. The coefficient of wage in Equation 1 (0.23) is about three times larger than that in Equation 2 (0.06); this indicates that when non-wage income is controlled, the effect of wage becomes more obvious.

Estimates of urban labor demand are shown in Table 2¹⁹⁾. Similar to the estimation of labor supply, Equation 1 introduces all the possible variables and Equation 2 only includes wage.

The results indicate that both wage (here, the term wage stands for wage per unit of labor productivity) and Gross Regional Product (GRP) are statistically significant. Labor demand declines when wage rises, and increases when GRP rises. As shown in Equation 2, if GRP factor is excluded, it is obvious that there

Table 1 Estimates of urban labor supply

Dependant Variable : $\ln LS_{it}^{Re}$
 Fixed effect of cross-section

	Equa. 1		Equa. 2	
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
$\ln w_{it}$	0.23	4.54	0.06	5.20
$\ln R_{it}$	-0.09	-2.24		
intercept	14.30	26.15	14.88	151.44
Adj. R.	0.99		0.98	
F-statistic	413.8		798.6	
Sample (adjusted)	2001 – 2004		1992 – 2006	
Cross-section included	29		29	
Total number of panel (unbalanced) observations	115		423	

Table 2 Estimates of urban labor demand

Dependant Variable : $\ln LD_{it}^{Re}$
 Fixed effect of cross-section

	Equa. 1		Equa. 2	
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
$\ln \frac{w_{it}}{LPR_{it}}$	-0.16	-4.28	-0.23	-6.77
Y_{it}^T	3.40×10^{-5}	4.00		
intercept	14.80	203.50	14.70	188.54
Adj. R.	0.983		0.982	
F-statistic	441.2		424.0	
Sample (adjusted)	1998 – 2005		1998 – 2005	
Cross-section included	29		29	
Total number of panel (unbalanced) observations	230		230	

will be a misspecification.

Finally²⁰⁾, substituting the above estimates into the model, we obtain the following unemployment equation :

$$UR_{it}^{Re} = 1 - \left(\frac{w_{it}}{LPR_{it}} \right)^{-0.16} w_{it}^{-0.23} R^{0.09} e^{3.40 \times 10^{-5} Y_{it}^T + 0.5},$$

$$\text{where } 0 < \left(\frac{w_{it}}{LPR_{it}} \right)^{-0.16} w_{it}^{-0.23} R^{0.09} e^{3.40 \times 10^{-5} Y_{it}^T + 0.5} < 1.$$

The above equation indicates that unemployment is determined by wage, non-wage income, and GRP. Unemployment rate increases when wage rises, and decreases when non-wage income or GRP increase.

Furthermore, unemployment will not disappear unless the following condition is satisfied :

$$LD_{it}^{Re} \geq LS_{it}^{Re}.$$

Actually, non-wage income, labor productivity, and GRP can not be changed easily by policies in the short run. We assume that they are fixed. In such cases, unemployment is determined by wage. By substituting the estimated result into the above condition, we obtain the following condition :

$$w_{it} \leq (LPR_{it}^{0.16} R^{0.09} e^{3.4 \times 10^{-5} Y_{it}^* + 0.5})^{2.56} .$$

In other words, unemployment will arise if the wage is higher than the market-clearing equilibrium wage, which is

$$w_{it}^* = (LPR_{it}^{0.16} R^{0.09} e^{3.4 \times 10^{-5} Y_{it}^* + 0.5})^{2.56} .$$

We calculate that market-clearing wage at provincial level over the period 1998 – 2006, and compare it with the current wage, using the equation $w_{it}^{ratio} = w_{it}^* / w_{it}$. The result of w_{it}^{ratio} is shown in Figure 3 (the horizontal axis is the rate of w_{it}^* / w_{it} , and the vertical axis is frequency).

In Figure 3, the observations of w_{it}^{ratio} are significantly over one. It is indicated that the current wages of the 29 provinces during observed period²¹⁾ are higher than the market-clearing wages. Accordingly, for a certain rate of eco-

nomical growth, labor productivity, and non-wage income, the reason for urban unemployment in China is that the current wages, which have a downward rigidity, exceed the market-clearing wages.

5. Urban Dual Labor Market and Influence of Rural Migrants

5-1. Dual Labor Market in Urban Areas

In this section we shed light on the structure of the Chinese urban labor market. In the previous studies, the Chinese dual labor market was considered to be segmented into the labor markets of urban and rural areas. However, as the inflow of rural migrants into urban areas has increased greatly, a dual labor market in urban areas has enlarged. This dual labor market comprises a labor market for urban residents with high wages, permanent jobs, government protection, and a labor market for rural migrants with low wages, temporary jobs, less skills, and limited social welfare.

The National Bureau of Statistics (2006c) reported that in 2005, the outflow of rural migrant workers was about 125.8 million persons ;

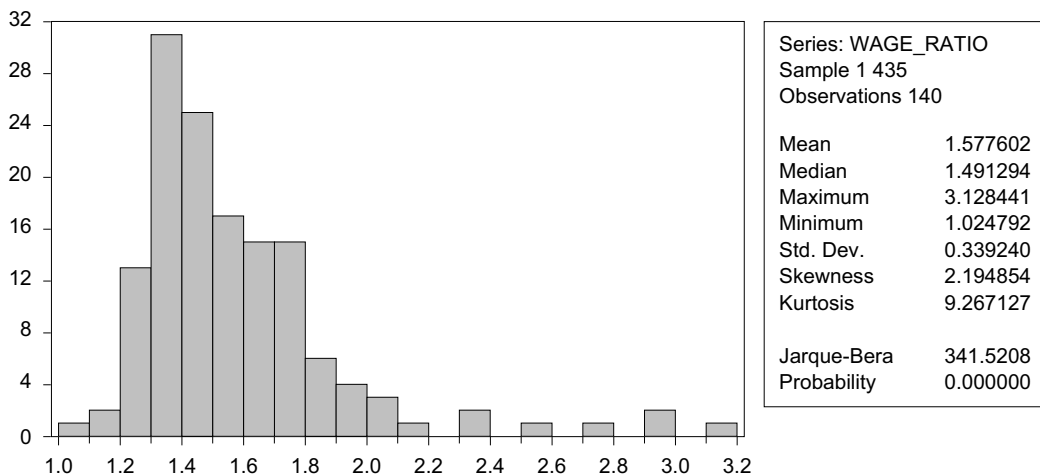


Figure 3 Ratio of Current Wage to Market-Clearing Wage (Histogram)

of this, 95.4% was into the urban areas²²⁾. That is to say, there are 120.0 million rural migrants working in urban areas, compared to the 156.2 million resident urban workers. Of the rural migrant workers, 83.3% have an education level below junior middle school. Due to their limited education and urban experience, jobs for rural migrants are limited and their wages are much lower than those of the urban residents. Of the rural migrant workers, 34.5% work in the manufacturing industry, 20.2% in the construction industry, and 16.2% in the hospitality industry. The average per capita wage for rural migrants is 10332 yuan ; this is about 60% of the average per capita wage for urban residents.

Contrary to urban residents, the demand for rural migrants exceeds supply. The reason is because the relatively low labor costs of rural migrants translate into higher profits and many firms expand their operations cashing in on these benefits. Since 2004, the shortage of rural

migrant workers has attracted much attention in China. It has been reported that in 2005, the shortage of rural migrant workers in the Guangdong province was about 10 million while the Fujian province is also short of around 10 million rural migrants²³⁾. As a result, the demand for rural migrants exceeds supply.

Figure 4 describes the urban dual labor market of China. The horizontal axis is labor force of rural migrants and urban residents. Labor market of rural migrants is measured rightward from the origin O, and labor market of urban residents is measured leftward from the origin O'. LD^{Mi} , LS^{Mi} , w^{Mi} , and r^{Mi} are labor demand, labor supply, current wage, and reservation wage of rural migrants, respectively ; LD^{Re} , LS^{Re} , w^{Re} , and r^{Re} are labor demand, labor supply, current wage, and reservation wage of urban residents, respectively. In the horizontal interval of rural migrants, the labor demand curve of rural migrants is downward-sloping and lies above the

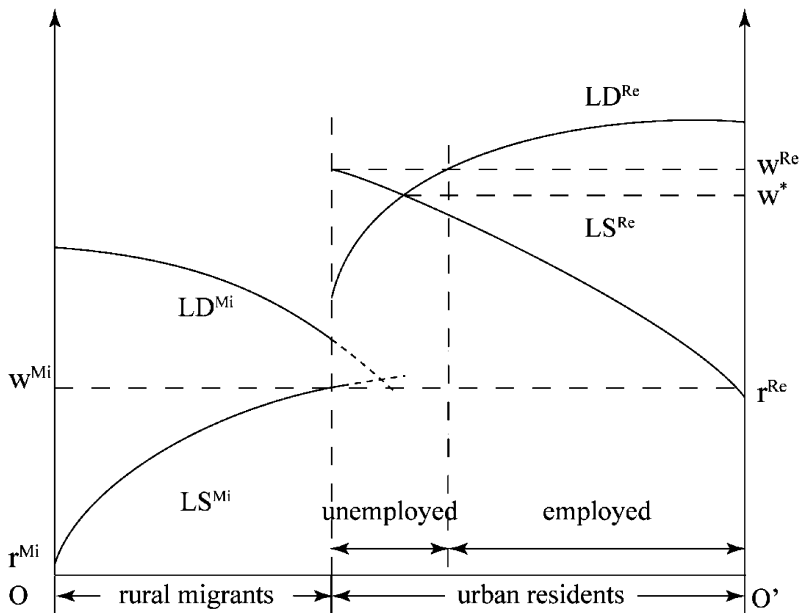


Figure 4 Model of the Chinese Urban Dual Labor Market

labor supply curve ; while in the horizontal interval of urban residents, the current wage is over the marker-clearing wage w^* so the part of unemployment arises.

5-2. Effect of Rural Migrant Employment

What is the influence of rural migrants to urban residents in the dual labor market? We use reduced-form estimation to examine the effect of rural-urban immigration. The estimation equation is as follows.

$$UR_{it} = \beta_1 E_{it-1}^{Mi} + \beta_2 Y_{it}^G + \beta_3 \frac{w_{it}}{LPR_{it}} + \beta_4 R_{it} + \beta_0 + \varepsilon_{it}^{ur}$$

UR_{it} is the unemployment rate of urban residents of region i in the year t . $E_{i,t-1}^{Mi}$ is rural-urban migrants in the previous year. Y_{it}^G , w_{it} , LPR_{it} , and R_{it} and are controlled variables of economic growth, rigid wages, labor productivity, and non-wage income, respectively.

Our panel data cover the time period 1993 – 2006 of 29 provinces. We use adjusted unemployment rates, which have been obtained in Section 3, for data of UR_{it} . The economic growth data has been deflated by GDP deflator. Data for w_{it} , LPR_{it} , and R_{it} are the same as we used in the previous section. We use panel OLS with fixed-effect specification²⁴⁾.

The results are reported as follows (T-statistics are in parentheses ; ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively).

$$UR_{it} = -5.44 \times 10^{-3} E_{it-1}^{Mi} - 0.003 Y_{it}^G + 0.39 \frac{w_{it}}{LPR_{it}} - 7.75 \times 10^{-7} R_{it} + 0.16$$

(-2.43)*** (-2.18)** (2.61)*** (-1.85)* (6.15)**

(Adj. R. = 0.90)

The results show a statistically significant negative effect of E_{it-1}^{Mi} on UR_{it}^{adj} ²⁵⁾. All the coefficients of controlled variables are significant and consistent with the theoretical model.

Hence, it is indicated that rural-urban immigration could decrease unemployment rate of urban residents due to the increased demand for rural migrants.

Why does rural-urban immigration not lead to unemployment of urban residents in China? The reason could be that some of the jobs taken by migrants are complementary, and moreover, rural migrants' work accelerates GDP growth and increases total labor demand. Rural migrants contribute to GDP growth in two ways. First, the low labor cost and low labor distribution rates of rural migrants translate into high profits, as these provide competitive advantages in the world market in the form of low production costs. Using the data for migrants and residents in *urban units* for the year 2006, labor distribution rate of rural migrants is estimated to be 8.9% while that of urban residents is, 13.2%. Further, with regard to the contribution of consumption to economic growth, the services provided by rural migrants increase the scope consumption by urban residents. Indeed, the consumption of 100 million rural migrants itself is a nonnegligible part of urban consumption. Consequently, although migrants might take up jobs that otherwise would have gone to urban residents, the increase of immigration could contribute to the economic growth, which on the contrary expand labor demand of urban residents.

6. Conclusion

This paper examined the actual unemployment situation in China, and tried to find its determinant using the labor market disequilibrium approach. The paper also explored certain structural aspects of the Chinese urban labor market.

The fact that labor supply exceeds labor de-

mand has been observed in some previous studies. In this paper, we looked beyond this apparent conclusion and examined the real reasons for this phenomenon, based on labor economics theory. An unemployment model, incorporating the factors of real wage, labor productivity, Gross Regional Product (GRP), and non-wage income, is constructed. Unemployment rate increases with wage, and decreases when non-wage income or GRP increase. During the time period 1992 – 2006, in urban China, the wages for the urban residents were higher than the market-clearing equilibrium wage ; this led to unemployment.

Effects of rural migrants were examined in

the last part of this paper. We found out a widened gap of the dual labor market in urban areas, which consists of the labor market for urban residents with high wages, permanent jobs, government protection, and the labor market for rural migrants with low wages, temporary jobs, less skills, and limited social welfare. An increase in rural migrants might decrease the employment opportunities for urban residents ; however, rural migrants' work could also accelerate economic growth and increase total labor demand. In China, we found that rural-urban immigration does not contribute to urban unemployment. The result could lead to reconsideration of immigration restriction in China.

Acknowledgements

I am grateful to Prof. Kenn Ariga and Prof. Hiroshi Ohnishi for their valuable suggestions and comments throughout this research. I also thank the two anonymous referees for their constructive comments. Funding from the Asian CORE Program, Japan Society for the Promotion of Science is also gratefully acknowledged. I am of course responsible for any errors in this paper.

Note

- 1) National Bureau of Statistics, PRC (2007a)
- 2) Both real wage rigidity and nominal wage rigidity are observed in previous empirical studies, for instance, Babecky, J. etc (2009). We choose real wage rigidity in this study. In China during 1992 – 2006, the annual consumer price increases 5.3% on average, especially in 1994 and 1995, it increases 24.1% and 17.1%, respectively (Data come from NBS (2007b)). As a result, workers have to focus on the real wages rather than nominal wages. Even the nominal wages keep constant or grow a bit, workers' everyday lives are affected by the rapidly-growing price level, so they request nondecreasing *real* wages. Since 1990s, news that workers demand higher wages as the price keeps going up have attracted much social attention.
- 3) Provincial level administrative regions, including Beijing, Shanghai, Tianjin, Chongqing, and so on. Due to data constraints, Hong Kong, Macao, Tibet, Xinjiang, and Taiwan are excluded.
- 4) Knight, J. and Song, L. (2005), p.128.
- 5) Knight, J. and Song, L. (2005), p.126.
- 6) Knight, J and Xie, J. (2006) examines definitions of unemployment in population census and found that they do not tally precisely.
- 7) Knight, J. and Xue, J. (2006), pp.91-107.
- 8) Knight, J. and Song, L. (2005), p11.
- 9) The dataset referred to retrenched workers are called *Fuyurennyuan* (surplus workers) in the yearbook of 1993 – 1997, and the name is changed into *Buzai gangzhigong* (non-posted workers) since 1998.
- 10) National Bureau of Statistics, PRC (1993 – 2007a)

- 11) Yang, C. (2008), p.170.
- 12) Cahuc, P. and Zylberberg, A. (2004), p.9. “an increase in non-wage income increases the reservation wage, and thus has a disincentive effect on entry into labor market”.
- 13) The formula is based on the labor demand theory, which minimizes cost subject to an output constraint. Thus the regional product, Y_{it}^T , is also included as an explanatory variable. See Cahuc, P. and Zylberberg, A. (2004), pp.177-178 or Mas-Colell, A., Whinston, M.D., and Green, J.R. (1995), p.139.
- 14) The term w_{it}/LPR_{it} stands for wage per unit of labor productivity. Furthermore, if we consider labor productivity separately, in labor economic theory labor productivity growth has opposing effects on labor demand. As the referee commented, on one hand, it favors employment by creating opportunities for profit, on the other hand, it implies labor saving thus often accompanies lay-off. The former is called capitalization effect, and the latter is usually described as creative destruction. The total impact of labor productivity growth on employment is discussed by empirical studies, and it depends on the actual situation of the economy. See detailed analysis in Cahuc, P. and Zylberberg, A. (2004), chap.10.
- 15) See Cahuc, P. and Zylberberg, A. (2004), Chap.1 and Chap.4.
- 16) We do not use direct data on urban employment because it only includes the people employed in *urban units* (*danwei* in Chinese), i.e., state-owned enterprises (SOEs), collective enterprises, foreign enterprises, and other ownership enterprises, and does not include most self-employed business and small-scale private enterprises.
- 17) Labor productivity data are available for only eight years.
- 18) See Greene, W. (2008), p.200.
- 19) Redundant fixed effects are strongly rejected by the test.
- 20) Further, we examined the robustness of the estimated results by two methods. The first method is that we exclude ten observations which have extreme values (five highest values and five lowest values) for labor supply data and labor demand data, respectively. The results are almost the same as the origin estimation : for labor supply equation, the coefficients of $\ln w_{it}$ and $\ln R_{it}$ are 0.27^{***} (6.9) and -0.07^* (-1.7), respectively ; for labor demand equation, the coefficients of $\ln (w_{it}/LPR_{it})$ and Y_{it}^T are -0.14^{***} (-3.8) and $3.81 \times 10^{-5***}$ (4.13), respectively (t-statistics are in parentheses, and *** , ** , * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively). Further, we also examine the robustness by excluding four observations which have extreme values of residuals. All the coefficients are consistent with the original model, and most of them become even more significant. As a result, we conclude that our results are robust.
- 21) The adjusted period is four years (2001 – 2004) because data of non-wage income per capita are available only during that period.
- 22) National Bureau of Statistics, PRC (2006c), p9.
- 23) Sina Finance, February 2005, <http://finance.sina.com.cn/nz/farmworker>.
- 24) We have run the endogenous test and found that the null of exogeneity can not be rejected (Chi-Squared statistic of the Durbin test is -18.8, and F-statistic of Wu-Hausman test is -8.0). Further, we examined fixed effects and found that redundant fixed effects are strongly rejected by the test. As a result, the panel OLS with fixed-effect specification is preferred.
- 25) We have confirmed the robustness by excluding the two observations which have extreme values of residuals.

Reference

- Babecky, J., P. D. Caju, T. Kosma, M. Lawless, J. Messina, and T. Room (2009), “Downward Nominal and Real Wage Rigidity : Survey Evidence from European Firms,” Working Papers 2009/4, Czech National Bank, Research Department.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (2004), *Economic Growth*, Cambridge, Mass. : MIT Press, 2nd ed.
- Cahuc, P. and Zylberberg, A. (2004), *Labor Economics*, the MIT Press.

- China Popin, May 2004, http://www.cpirc.org.cn/rdzt/rd_ldrk_detail.asp?id=3757
- Giles, J., Park, A. and Zhang, J. (2005), "What is China's True Unemployment Rate?" *China Economic Review*, 2005, vol. 16, issue 2, pp.149-170.
- Greene, W. (2008), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 6th ed.
- Knight, J. and Li, S. (2006), "Unemployment Duration and Earnings of Re-employed Workers in Urban China," *China Economic Review*, vol. 17 (2), pp.103-119.
- Knight, J. and Song, L. (2005), *Towards a Labor Market in China*, Oxford University Press.
- Knight, J and Xie, J. (2006), "How High is Urban Unemployment in China," *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2006, vol. 4, issue 2, pp.91-107.
- Liu, Y. (unpublished), "Immigration Contribution and a Model of Inner-City Dual Labor Market : an Econometric Study Based on Panel Data from China".
- Mas-Colell, A., Whinston, M.D., and Green, J.R. (1995), *Microeconomic Theory*, New York : Oxford University Press.
- National Bureau of Statistics, PRC, Ministry of Labor and Social Security, PRC. (1993 – 2007a), *China Labor Statistical Yearbook 1993 – 2007*, China Statistics Press.
- National Bureau of Statistics, PRC. (1993 – 2007b), *China Statistical Yearbook 1993 – 2007*, China Statistics Press.
- National Bureau of Statistics, PRC. (2006 – 2007c), *China Yearbook of Rural Household Survey 2006*, China Statistics Press. p.9.
- Sina Finance, February 2005, <http://finance.sina.com.cn/nz/farmworker>
- State Administration of Taxation. (2001 – 2006), *Tax Yearbook of China 2001 – 2006*, China Tax Press.
- Statistical Database of China Economic Information Network.
- Wu, J. (2005), *Understanding and Interpreting Chinese Economic Reform*, Mason, Ohio : Thomson/South-Western.
- Xie, G. (2008), *Urban Labor Market in Transitional China : An Empirical Study on Layoff and Reemployment*, China Renmin University Press.
- Yang, C. (2008), *Unemployment Property and Unemployment in China*, Southwestern University Finance and Economics Press.

【書評】

橋本美由紀 著
『無償労働評価の方法および政策とのつながり』

(産業統計研究社, 2010年)

天野晴子*

1. はじめに

本書は、無償労働の評価をめぐる国際的な研究と実際計算の事例の動向、およびその全貌を明らかにしたはじめての著書と位置づけられよう。さらに、本書の意義はそれにとどまらず、無償労働の評価について、政策とのつながりに焦点を当てたところにあると考えられる。著者が指摘するように、無償労働の評価は、経済・社会の全体的把握に必要であり、特に女性の地位向上に向けた政策・制度設計の中心課題の1つである。「国連世界女性会議等が強力に後押しをしているにもかかわらず、研究領域では、これらのトピックに関する本格的な取り組みが極めて不足している。特に、日本における研究は著しく乏しい」中で、無償労働評価に関わる計算事例と少ない先行研究を拾い上げつなぐ努力が払われ、詳細な検討が行われている。

全体の構成は、博士論文をもとに、先行研究のレビュー、無償労働の評価の方法、無償労働の評価をめぐる国際的経過と展望、無償労働の評価と政策との関係がとりあげられ、着実に手堅い流れと展開になっている。

2. 本書の構成と概要

本書は、以下のように序論と6つの章から

成る。

- 序論 本書の課題とその必要性
- 第1章 無償労働評価をめぐる研究史の概観
- 第2章 無償労働の貨幣評価におけるイン
プット法—経済企画庁経済研究所
およびESRIによる推計作業の再検
討
- 第3章 無償労働の貨幣評価におけるアウト
プット法—インプット法との対比
において—
- 第4章 無償労働の評価と世帯生産サテライ
ト勘定
- 第5章 無償労働評価とジェンダー平等政策
とのつながり
- 終章 本書のまとめと残された課題

各章の内容は次のようになっている。

第1章では、無償労働に関する研究史が海外と日本に分けて整理され、これまでの研究史ではとりあげられていない国際的な経過が示されている。具体的には、①先進国での無償労働評価方法における生活時間調査利用への転換が1960年以降に広がったこと、②途上国においては1975年の第1回世界女性会議を契機に活発化し、2003年の国連統計部による生活時間調査の生活行動分類の公表前後には全国規模で国際比較可能なものになったこと、③無償労働の評価の目的として女性

* 日本女子大学家政学部

〒112-8681 東京都文京区目白台2-8-1

の地位向上をめざす方向がより強く示されるようになったこと、④世帯サテライト勘定へのシフトによる貨幣評価の進展の一方で物量評価への注目があること、⑤特にEurostatのガイドラインでは、時間のみの評価、無償労働の貨幣評価、世帯サテライト勘定作成の3段階それぞれの可能性が示されていること、等である。

第2章では、無償労働の貨幣評価の2つの主な方法のうち、インプット法に焦点が当てられている。経済企画庁とESRI（内閣府経済社会総合研究所）が行った推計作業をとりあげ、経済企画庁の報告書公表当時の諸論議を振り返りながら、国際的なインプット法の動向を参照した検討がされている。著者は経済企画庁の推計作業について、技術の評価を丁寧に行うべきであったこと、OC法に男女賃金格差が影響していて女性の評価額が低めに出ることなど推計結果が示す問題点を指摘しつつ、報告書『あなたの家事の値段はおいくらですか？—無償労働の貨幣評価についての報告』（1997年刊行）が無業有配偶者を前提とした書き方になっていて偏りがあるものの、時間と貨幣評価の両方から分析を行っている点で資料としては評価できると位置づけている。

第3章では、無償労働の生産性を含んだ産出物に注目するものとして、アウトプット法がとりあげられている。インプット法に比べるとアウトプット法による評価の事例は少ない中で、5つの研究を発掘し、先行研究を踏まえた検討をおこなっている。アウトプット法には、産出そのものを直接把握する「直接的アプローチ」と、生産高から原材料や減価償却を差し引いて、付加価値に該当する部分を取りだし評価する「間接的アプローチ」がある。両者ともに大がかりな推計作業が必要であることやデータ入手の困難性という課題、無償労働の性別分担の把握はインプット法よりアウトプット法が難しい点が示される。著

者はこの限界にとどまらず、無償労働評価額の変化の内容の分析や政策との連携という観点から、アウトプット法で前提とされている生産数量の把握に注目しており、インプット法とアウトプット法は、通説の多くが描いているように対立するものではなく、評価目的次第で混合的でより効果的な方法がありうるとの見解が導かれている。

第4章では、SNAサテライト勘定による無償労働の評価・表示をめぐる経緯と議論が丹念に掘り起こされ、整理されている。大きくは、1993年の改定SNA（以下、93SNAと表記）に至るまでと、93SNAをめぐるもの、さらにその後の世帯サテライト勘定を具体化している研究の3つに分けられよう。

1968年SNAでは、世帯の無償労働は生産ではないとされ、除外されていた。世界女性会議では第1回（1975年）から、抽象的な表現ながらGNPへの無償労働の反映がとりあげられていったが、第4回世界女性会議（1995年）以前の93SNAにおいて、世帯生産がサテライト勘定として計算されることになった経緯が示されている部分は興味深い。著者によると、93SNA改定作業の進行とINSTRAW（国連女性調査訓練研究所、第1回世界女性会議で設置が決められ1980年に活動を開始）報告等を検討した結果、1987年のINSTRAW専門家会議と国連統計委員会において、文書の往復や統計委員会へのINSTRAWの専門家の出席を通じた意見交換があり、無償労働はサテライト勘定で計算するとの決定があったという。この過程において、作業が簡単ではないことも指摘されており、「1997年の経済企画庁の無償労働評価に対するフェミニスト・グループの批判の一部は、技術的に困難な諸問題を十分に考慮してのものではなかった、とみることもできる」としている。

その後のサテライト勘定を具体化した研究としては、2003年のEurostatによる「提案」

及びこれに基づいて行われたフィンランド、ドイツの推計例に言及している。これらから、著者は無償労働の評価・推計を、①無償労働だけの物量ベース、②①を基にした貨幣評価ベース、③世帯生産・所得の発生勘定、④関係勘定間のつながりの提示、まで進むという段階レベルを区分する。ここから、①各段階での評価・推計の意義づけを、なるべく組織的な形で行うべきこと、②評価に際しては、無償労働の目的と政策との関連を問うことが重要であること、③各段階レベルでの性別区分の表示の問題を考えるべきであること等が指摘されている。

第5章では、本書のオリジナリティとして注目される諸政策と無償労働の評価との関連が検討されている。国際的な主要文献として、ブルーインフント、スウィーベル、APEC会議とバックナー、ESCAPによる成果に焦点を当て、男女平等、労働市場、税などの諸政策との関連で無償労働の評価がどのように行われるべきかが論じられる。その結果、①無償労働に関連する政策が何を狙いとするかについての基礎的論議が一定程度そろったこと、②大前提としての無償労働データの作成、③無償労働関連政策の広い指摘、④政策の基礎にある対象家族モデルと福祉国家タイプの指摘、⑤政策の有効性・問題点の評価、⑥無償労働の「評価」と政策立案との関連への示唆、があげられている。成果とともに、弱点あるいは問題点も指摘されているが、これについては次項で扱う。主な結論では、①ほとんどの場合に無償労働の時間による評価（生活時間調査）が必要であること、②無償労働の貨幣評価まで必要な場合として、例えば家族政策の出産休暇や育児休暇等における休暇の補償との関係があげられること、③現段階で世帯サテライト勘定までを必要とするのは、経済学上の不備を埋める意味で無償労働の貨幣評価を行い、さらに世帯サテライト勘定に発展させていく場合であること、④代表的な

4文献から作成した筆者の見解表の整理と課題の検討等が導きだされている。

終章では、全体のまとめと課題が示されている。

3. 本書の特徴と評価

評者が最も注目したのは、「無償労働の評価が、具体的にどういった政策・計画につながり、それら政策・計画の実施が、現実の社会・経済問題の解決とどう関連するかが明示されていないこと」に焦点を当てたテーマ性であり、本書の魅力の一つといえよう。これまでの貨幣評価の試算に対して諸分野から寄せられた批判を読み解くと、評価の目的に対する危惧や不信感が、評価方法そのものの批判となってあらわれていた場面もあったように思われる。著者は、無償労働の「評価」が経済・社会政策等とどのように具体的に関連するのかを、まず既存研究の成果と問題点から提示している。本書第5章5.6.2で示された5番目の問題点—無償労働の「評価」と政策との関連の検討不足という指摘—は、その前にあげた4つの問題、すなわち①無償労働と政策との関連における目的論議の不足、②前提される家族モデルおよび福祉国家タイプの提示の不足、③目的への経路の説明不足、④政策の有効性の評価の不足のそれぞれにつながる帰結になると理解される。

国際的にこの問題にアプローチしている4つの研究者（および機関）の主張をとりあげ、丹念に読み解きながら丁寧な整理と分析（本文の表5-1）を行い、さらに生活時間データで足りるレベル、貨幣評価が必要なレベル、世帯サテライト勘定を必要とするレベルに分けて結果を示した（本文の表5-2）ことで、これまでの議論が可視化された点は評価に値する。

二つめは、冒頭で述べたように、無償労働の評価法をめぐる国際・国内の経過と研究動向の全体像が明らかにされた点である。包括

的な提示のベースには、国際・国内の研究結果の情報収集と詳細な解説・分析が行われており、アウトプット法に関する文献の紹介と検討、サテライト勘定をめぐる経過や論議の解明、経済企画庁の推計作業に対するこれまでの議論の整理と新たな評価の付与など、本分野における貢献は大きい。また、ここで取り上げられた資料の一つが、法政大学日本統計研究所における著者の翻訳作業であることにもふれておきたい。『統計研究参考資料 No. 91 — イギリス国家統計局 (ONS) 世帯サテライト勘定の (試験的) 方法論』は、著者による翻訳の公刊であり、利用者にとっては貴重な情報提供となっている。公開のための翻訳作業に多くの時間とエネルギーを費やされたであろう著者の努力に敬意を表したい。

一方、残された課題として、次の点があげられている。第一に、無償労働の社会存続における位置、市場活動との関係についての理論的整理、第二に、地域通貨運動の評価方法や政策的意味の検討、第三に、無償労働評価の試算を拡張して、推計方法上の諸問題の解決方向を実践的に示していく作業、第四に、生活時間調査と分析、第五に、無償労働の諸分野での個別評価と政策との関連、第六に、モデル分析の適用可能性の検討、第七にM. ウォーリングの提案とこれに発するGPI (Genuine Progress Indicator) と政策との結合の検討等である。これらに関連して、ここではふたつの提起をしたい。

一つめは、著者が、無償労働の評価を貨幣評価に限定せず、広くとらえようとしている点への注目である。序論によると、当初は無償労働の「貨幣評価」の研究として出発したが、研究を進めるうちに、「女性の地位向上をめざす政策や制度は、必ずしも貨幣評価結果をもって進められているわけではないこと、問題分野ごとに女性の切実な要求に対応しながら、無償労働に投入する男女別の生活時間量の明示が、政策的対応の推進に貢献してい

ることを重視するようになった」と記されている。この指摘については、評者も共感するところが大きい。本書の第2章～第4章は貨幣評価の方法や実際の計算例をとりあげ、貨幣評価に重点をおいているが、著者の本書全体を通しての視角は、「貨幣評価から一歩身を引いて、物量表示の評価をも念頭におくもの」と述べられている。ここでは、物量表示の評価があげられているが、それ以外の評価方法の可能性についても、著者の考えをうかがってみたい。すなわち、時間だけでも貨幣だけでもない評価の可能性はあるのかという問いである。評者は、著者とおそらく共通する問題意識をもって、共同研究で生活時間調査と付帯アンケートを使い、ペイ・エクイティの職務評価手法を援用し、無償労働の新たな社会的評価の可能性を探ってきた。政策とのつながりで見ると、われわれの社会的評価の試みでは、介護保険において「身体介護」の報酬額に比べて約2分の1とされた「生活援助」(いわゆる家事援助)の評価について、それほどの差はでなかったのに、「生活援助」と「身体介護」との報酬単価に2倍もの格差を設けることについての疑義を提起したのだが、これらは著者の研究の視座では、どのあたりに位置づくことになるのだろうか。

二つめは、これまでの研究例ではアウトプット法とインプット法とは対立する方法であり、無償労働の評価にあたっては、原理的にいずれか一方の手法で一貫させるべきものと考えられてきたことに対し、著者は「2つの方法の長所を生かして、目的と評価すべき項目にそくして使い分けをする、あるいは混合的でより効果的な方法を使うことがありうる」としている点である。「無償労働評価の目的と対象項目にそって評価方法を提起する」という今後の展開が期待される。

その他、丹念な資料の発掘と丁寧な読み解きが行われている分、情報量が豊富なこともあり、章の中で詳細な記述と成果の表記が先

行し、全体の流れの説明がやや不足気味に感じられるところがあった。前後の章や項目の文章を確認することで、読者の理解が補われる部分もあろう。博士論文が基になっているだけに脚注は丁寧で、頁単位で脚注が付されているためわかりやすく、関連分野における先行研究の詳細が把握できる。

最後に、本書が刊行された後の2010年12月17日に閣議決定された「第3次男女共同参画基本計画」では、無償労働についての一定の言及がみられたことを挙げておきたい。同基本計画は、策定過程から本学会ジェンダー統計研究部会ニュースレターで継続的にとりあげ（GSSニュースレターNo. 19～21）、パブリックコメントの提出などを通して注目してきたもので、中間整理、答申段階に比べてジェンダー統計関連項目の内容について一定の充実がみられた。たとえば、第2分野「男女共同参画の視点に立った社会制度・慣行の見直し、意識の改革」における「成果目標」の項目のひとつに「6歳未満の子どもを持つ夫の育児・家事関連時間」があげられ、

現状「1日当たり60分（平成18年）」から成果目標「1日当たり2時間30分（平成32年）」が示されている。同分野の「4 男女共同参画に関わる調査研究、情報の収集・整備・提供」では、「エ 無償労働の把握及び育児・介護等の経済的・社会的評価のための調査・研究の実施」として、「①育児・介護等の時間の把握—男女の育児、介護等の時間の把握については、社会生活基本調査における調査を通じて引き続き行う。②無償労働の把握等のための調査・研究—家事、育児、介護、ボランティア活動などの無償労働の把握や家庭で行われている育児・介護などの経済的・社会的評価のための調査・研究を行う」とされている。

本書は、無償労働の評価法をめぐる経過、試算、研究の全貌をとりあげた若手研究者による意欲的な労作である。諸政策との関連からの検討が魅力的なテーマになっており、これまで明らかにされていなかった資料の発掘と分析による寄与も大きい。是非一読をおすすめしたい。

国際統計協会（ISI）第58回世界統計大会（ダブリン）

櫻本 健*

はじめに

2011年8月21日（日）～26日（土）の期間に行われた、第58回国際統計協会（International Statistical Institute, 以下ISI）世界統計大会（World Statistics Congress）に筆者は参加した。諸外国の研究者、公的機関の関係者が一堂に会し、活発な議論が行われた。日本からも大学の研究者、総務省、日本銀行など多くの会員が参加した。今回の貴重な参加経験を海外統計事情としてまとめる次第である。筆者自身、海外出張はこれで2回目であり、海外での発表は初めてであったため、慣れない中での状況の把握に関して十分な報告かどうか分からないが、誤りがあればご容赦いただきたい。

1. ISI世界統計大会（ダブリン）の概要

2年に一回開かれるISIの世界統計大会は、今回アイルランド共和国のダブリン（会場 Convention Centre）にて開催された。（全体像は把握できていないが）8月中旬からISI傘下の部門も大会を開き、重要な国際会合を行ってきた。例えば、国際公的統計学会（International Association for Official Statistics, IAOS）は、北アイルランドのBelfast（Queen's大学）で8月17-19日の間で特別セッション（テーマ The Ageing Population）を行い、そこから移動してきた関係者も少なからずおられた（筆者は22日から参加した）。

参加者は、公表データによると2310人で、

日本からの参加者は119人と思われる。最も多いのはアメリカで250人程度となっている。報告者数は、表1に示す通りとなっている。日本は参加者数、報告数共に多く、遠い国の割には存在感があった。

セッションはInvited Paper Sessionが124, Special Topics Sessionは72, Contributed Paper Sessionは77となっている（ポスターを含む）。セッションと報告数が多すぎて、網羅的な把握はかなり困難である。そこで、“itinerary system”という大会用のスケジュール

表1 国別報告数

1	United States	172
2	United Kingdom	102
3	France	70
4	Germany	66
5	Italy	63
6	Japan	63
7	Canada	43
8	China	42
9	South Africa	42
10	Spain	39
11	Brazil	37
12	Australia	33
13	Portugal	33
14	Ireland	31
15	Netherlands	25
16	Taiwan	23
17	Austria	22
18	Switzerland	21
19	Denmark	18
20	Republic of Korea	18
	Other	328
	Total	1291

* 立教大学経済学部

〒171-8501 東京都豊島区西池袋3-34-1

出所：大会最終日に配られたDaily NewsのTable 1より引用。

ル管理と論文公表を兼ねたシステムが便利である。しかし、連日セッション内の報告者が変更となったり、報告順番が入れ替わるケースが多かったため、状況の把握ができず、正直なところ現地ではやや混乱した。今回24日にWater Dayを設定したものの、セッションがそれほど多くなかったため、この日を境に多くの参加者が減り、会場がややおとなしくなってしまったのは残念だった。立地条件の良さの割に運営の課題があったように思われる¹⁾。

2. セッションに関して

大会のペーパーは、HP (<http://isi2011.congressplanner.eu/>) からプログラムを表示し、それぞれのセッションをクリックすることで要約集と一部論文にアクセスできる。経済統計に関して、多くのセッションが組まれたが、正直なところ公的統計のうち、国民勘定、産業連関表、資本・生産性統計に関連する部局や研究者が、多数出席しているわけではないため、やはりISIでは高度な加工統計よりも包括的な内容が好まれる傾向があると感じた。本報告ではセッションを公的統計関係の主なものに絞って表2としてまとめた。24日は、

表2 公的統計関係のセッション

日にち・時間	Code	セッション名	日にち・時間	Code	セッション名		
22	1	CPS007	23	5	STS050	Surveys and Official Statistics	Methods and quality of administrative data used in a census
22	1	STS062	23	5	STS059	Measuring capital flows (including speculative flows)	R at the introductory level
22	2	IPS014	23	5	CPS038	Improving International Comparisons of Prices and Sizes of Economies	Statistical Production 1
22	3	IPS112	24	1	CPS048	Integration of financial and balance sheet accounts (incl. Flow of funds integrated with the real economy)	Statistical Applications 35
22	3	STS044	25	1	STS003	Methodological aspects on the architecture of official statistics production	The roles of tax data in official statistics
22	3	CPS010	25	2	IPS064	Estimation and Inference in Sample Surveys	Census strategies
22	3	STS060	25	2	STS029	Establishing "agile" statistical tools such as micro databases to facilitate responses to changing user demands	Census Data Capture Issues in the 2010 Population and Housing Censuses
22	5	IPS110	25	2	CPS056	Measuring global external imbalances	Statistical Applications 15 : Regional Studies
22	5	STS011	26	1	IPS025	Developments in Consumer Price Index methodology	Women's role in fighting poverty and the informal economy
22	5	STS012	26	1	IPS029	House Price Indices	Social problems, official statistics and social science
22	5	STS018	26	1	STS030	Migration statistics	Seasonal adjustment in practice
23	1	IPS111	26	2	STS010	Challenges in improving the measurement of the government financial position and in the classification of units as public or private	Developments & Extensions to Tourism Satellite Account
23	1	IPS124	26	2	STS024	The Role of Official Statistics in a Changing Environment	Quality assurance in official statistics : recent developments and challenges
23	1	CPS020	26	2	STS037	Poster Spotlight*	Census Evaluation in the 2010 round of Population and Housing Censuses
23	1	CPS030	26	2	STS065	Statistical Applications 8 : Census and Survey	Future microdata access
23	5	IPS113	26	2	STS070	Revision of financial accounts in conformity with the SNA2008	Trust in Official Statistics

*セッションの時間は、時間帯に応じて便宜的に5つに分けた。

Water Dayと銘打った水に関連した様々なセッションが並んでいる。

本学会の会員の報告も多く見られた。戴艶娟会員、李潔会員、泉弘志会員は、CPS056で報告を行った。伊藤伸介会員は、CPS020というポスターセッションで報告した。作間逸雄会員は、CPS048で報告したが、論文は(セッション変更前の)CPS073に載っている。金融統計関連の報告(STS060-62, 68, IPS110-112)は、アービング・フィッシャー委員会(Irving Fisher Committee on Central Bank Statistics, IFC)がオーガナイズしており、日本銀行調査統計局(2011)に網羅的にまとめられている。IPS111とSTS062では萩野覚会員(日本銀行)が報告した。IPS113では筆者が萩野会員との共同論文を報告した²⁾。CPS048では張南会員による報告が行われた。

金融関係のセッションでは、一つの背景として金融危機の影響と共に、2008SNAが2014年までにOECD主要国に導入される見通しとなり、欧州勘定体系(ESA2010)も最近ようやく固まっている。つまり、体系そのものの改訂というよりも、新機軸の記録方法の標準化と実務上の工夫に各国に関心が徐々に移りつつあるように感じられた。

むすび

今回ISIに筆者が参加したのは、金融統計のセッションへの参加のお誘いを頂いたのがきっかけであった。国際的な議論の展開を学ぶ貴重で、名誉な機会を与えていただいた関係者の皆様に大変感謝する。日本銀行をはじめ、日本の関係者たちの努力に感じ入ると共に国際標準に向けた日本の貢献が幾つかの点で問われていると感じた。

第1に統計法と基本計画では国際基準との整合性を重視しているにもかかわらず、整合性が求められる場で国際的な認識と異なる議

論が国内でなされるケースが散見される。これは、議論をリードする側の研究者がそれぞれの分野の国際的な状況を踏まえる継続的な取り組みが政府の戦略として欠けているからではないかと感じてきたが、参加メンバーのセッションへの出席状況を見るにつれて、改めてその認識を持つようになった。世界中の国がある分野で協調して一つの取り組みを続けているときに、全く別な課題を取組む国があれば、その国は中長期的に国益を失うことになる。その危機感を日本が認識し、今一度各分野で方向性に問題がないかどうか、確認する努力が重要だと思われる。

第2に確認した限りでは、総務省から3名、日本銀行から4名など各公的統計機関から出席者は少なくなかった。しかし、長期的に特定の人材を各分野に張り付けておく各国の対応と異なって、日本では人事異動によって毎回異なる人材を送る。一部には、精力的な国際貢献が評価され重要な役職に付く方もおられるが、どうしても組織的・戦略的に対応するというよりも、そうした特定の方々のお力に頼らざるを得なくなる。そろそろ個人プレーだけでなく、中長期的に各国の主要な議論を話し合う場に長期的に特定の人材を継続的に貼り付ける取り組みを主要国や国際機関同様に進める必要性を実感した。

表2を見て関心を持った方には、ぜひISIの大会のHPにアクセスし、関心のある議論を参照することを勧めたい。個人的にSTS003の税情報の統計への活用は興味深かった。公的統計における日本と世界の溝を誰がどうやって埋めるのか、という危機感を読者にぜひ伝えたい。さて、今回は2013年に香港、2015年にリオデジャネイロで大会が開かれる。日本から再び多くの参加者が活躍されることを期待している。

注

- 1) デイナーでは、お酒中心で食べられるものが少ないという声は聞かれた。会場では、コーヒーまでの距離が遠くて多くは利用できない、昼食を食べられるところがほとんどなく、近くのカフェにサンドウィッチを食べに行くなどの不便が強いられるなどの課題があった。
一方、会場からは歩いて20分程度でダブリン中心部の主なホテルや市内観光施設、商業施設に出入りできるので、今回の会場は比較的便利な立地であった。個人的には水道の水が飲めて、夜でも一人歩きができる町という点はとてもよかったと思っている。
- 2) 萩野氏は、本学会の団体会員である日銀調査統計局の企画役である。IPS112とIPS 113では、日銀審議役の櫻庭千尋氏が座長を務められた。

参考文献

- 日本銀行調査統計局（2011）「ISI第58回ダブリン大会における金融統計セッションの案内」『日本統計学会会報』148号
- IAOS KYIV 2012 Conference on Official Statistics : <http://iaos2012.ukrstat.gov.ua/>
- ISI Dublin 2011 website : <http://www.isi2011.ie/content/index.php>

執筆者紹介 (掲載順)

岡部 純一	(横浜国立大学経済学部・ 大学院国際社会科学研究科)	劉 洋	(京都大学大学院 経済学研究科)
天野 晴子	(日本女子大学 家政学部)	櫻本 健	(立教大学経済学部)

支部名 事務局

北海道	062-8605	札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161)	水野谷武志
東北	986-8580	石巻市南境新水戸 1 石巻専修大学経営学部 (0225-22-7711)	深川通寛
関東	192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3424)	芳賀寛
関西	525-8577	草津市野路東 1-1-1 立命館大学経営学部 (06-6605-2209)	田中力
九州	870-1192	大分市大字旦野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西村善博

編集委員

水野谷武志 (北海道) [長]	前田修也 (東北)
山田茂 (関東)	長澤克重 (関西)
山口秋義 (九州) [副]	

統計学 No.101

2011年9月30日 発行	発行所	経済統計学会 〒194-0298 東京都町田市相原町 4342 法政大学日本統計研究所内 TEL 042(783)2325 FAX 042(783)2332 http://www.soc.nii.ac.jp/ses/index.html
	発行人	代表者 廣嶋清志
	発売所	株式会社 産業統計研究社 〒162-0801 東京都新宿区山吹町15番地 TEL 03(5206)7605 FAX 03(5206)7601 E-mail : sangyoutoukei@sight.ne.jp 代表者 品川宗典

STATISTICS

No. 101

2011 September

Articles

- Birth Registration in Local Government in the Developing World :
Micro Discrepancy Analysis of Village-level Birth Records in India
..... Jun-ichi OKABE (1)

Note

- An Econometric Model of Disequilibrium Unemployment in Urban China
..... Yang LIU (17)

Book Reviews

- Miyuki HASHIMOTO, *Valuation of unpaid work : the methods and the relation to policies*
Sangyo-tokei-kenkyusha, 2010
..... Haruko AMANO (30)

Foreign Statistical Affairs

- World Statistics Congress 2011 of the International Statistical Institute (ISI)
..... Takeshi SAKURAMOTO (35)

Activities of the Society

- The 55th Session of the Society of Economic Statistics (39)
Prospects for the Contribution to the Statistics (47)
Regulation of the Editorial Committee (52)

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS
