

KANSAI GAIDAI UNIVERSITY

Bangladeshにおける労働力移動の定量的評価

メタデータ	言語: ja 出版者: 関西外国語大学・関西外国語大学短期大学部 公開日: 2016-09-05 キーワード (Ja): 労働移動, 産業構造の転換点, Bangladesh, 二重経済モデル キーワード (En): 作成者: 内田, 智大 メールアドレス: 所属: 関西外国語大学
URL	https://doi.org/10.18956/00006216

バングラデシュにおける労働力移動の定量的評価

内 田 智 大

要 旨

本稿は、80年代以降、自由化政策を通じて工業化を図ってきたバングラデシュを取り上げて、同国の産業間および地域間労働移動の規模や要因を定量的に検証した。この検証を通じて、幾つかの興味深い点が発見されたが、中でも重要な発見の一つは、時系列で産業間の労働移動量を推計したことにより、バングラデシュの近代化 (= 工業化) への転換点が80年代後半から90年代初めにかけてであるということである。もう一つの重要な発見は、賃金格差の代理変数として用いた「地域所得の平均値」や「付加価値額の平均値」が就業機会の代理変数として用いた「増加率」や「成長率」よりも、労働力を引きつける強い要因になっていることが確認されたことである。

キーワード：労働移動、産業構造の転換点、バングラデシュ、二重経済モデル

1. はじめに

米ソ冷戦が終結した1990年代以降、アメリカ主導の国際資本主義体制が世界経済を席卷した。それに伴い、「モノ」、「カネ」、「情報」、そして「ヒト」は国境を越えて自由に流れるグローバル化が進展した。グローバル化は国際経済だけではなく、国内の産業構造、金融市場、労働市場、社会構造などにも大きな影響を与えた。特に、グローバル化に伴う「ヒト」の移動に関する研究は、経済学、経営学、社会学、人口学、地理学などの分野で研究蓄積が行われてきた。

一般に、経済学、特に新古典派経済学からの視点で見れば、農村から都市への国内の労働移動は経済発展の過程で起こることであり、近代化が円滑に進んでいる証左であると考えられてきた。また、労働移動は低い生産性の農業部門から高い生産性の工業部門へ労働力が移動することから、効率的な資源配分という観点から見ても望ましい現象であると考えられてきた。

本研究の目的は、80年代以降、自由化政策を通じて工業化を図ってきたバングラデシュを取り上げて、同国の労働移動の規模、傾向、その要因を考察することである。バングラデシュは西パキスタン（現在のパキスタン）との戦争を経て、1971年、独立を勝ち得た。独立して30年以上が経ったにもかかわらず、バングラデシュはアジアの最貧国の一つとして分類されている。同国の社会経済統計に関するデータは不足していることもあり、バングラデシュの労働問題を

対象とした日本語の研究論文は少ない¹⁾。アジア NICs、ASEAN に続いて、経済成長が今後、期待されているバングラデシュの労働力構造の変化に注目することは意義があると考え、同国を分析対象に選んだ²⁾。

本論は5つの節から構成され、第2節で、労働移動に関して伝統的なモデルである二重経済モデルや確率雇用モデルの内容や問題点を紹介した後、80年代半ば以降の分析モデルについても触れる。加えて、アジアの労働移動問題を対象とした実証分析を紹介したい。第3節では、バングラデシュの70年代半ばから2000年にかけての産業部門間の労働移動を推計し、その雇用構造の変化を考察する。そして第4節では、1996年から2000年に至る労働力の地域間移動を推計すると共に、その移動要因を計量分析により明らかにし、最後の第5節で本論をまとめることとしたい。

2. 労働移動の理論と実証研究

(1) 労働移動の理論

労働移動に関する最も基本的な枠組みモデルとして、Lewis (1954) や Fei=Ranis (1964) の二重経済モデル、Harris=Todaro の確率雇用モデル (1970) が挙げられる。Lewis の二重経済モデルでは、一国の経済が伝統的農業部門と近代的工業部門を抱えていることを想定している。農業部門では限界労働生産性の低い不完全就業者が従事しており、生存費によって決まる賃金率は限界労働生産性を上回っている。一方、工業部門では労働限界生産性はその賃金率と同じになるまで労働を雇用 (すなわち、完全雇用) しており、市場の競争原理が機能している。都市の工業化を通じて経済成長が始まると、近代的工業部門において労働需要が増加する。その結果、農業部門はその廉価で豊富な労働力を工業部門へ供給することにより、不完全就業者を減らすことができ、その限界労働生産性は上昇することになる。更に、労働移動が進み、農業部門の限界労働生産性が工業部門の賃金率と同じ水準になると、農業部門からの労働力の流出が止まる。Lewis は、この時点を産業構造の転換点と呼んだ。Lewis によれば、労働移動を決定するのは工業部門における就業機会であると主張した。しかし、現実には Lewis の二重経済モデルが想定していたものとは異なっていた。

異なる第一の点は、工業部門が吸収できない労働力が失業者として多くいたにもかかわらず、農村からの労働移動が継続したことであった。その理由としては、一つには都市の労働市場に関する情報が不足していたこと、二つには農村からの労働者が失業者として労働市場で区分されていても、時には日雇いなどの不完全就業の形で日銭を稼ぎ、都市で何とか生計を立てていたこと、三つには都市で職を得たときの所得から失業している間の生活費用などを差し引いた場合の期待所得が農村に残った場合の期待所得を上回っていたことが挙げられる。

第二の点は、工業部門で職を得ても、都市に定住しない季節的な出稼ぎ労働者が多く存在していたことであった。特に農繁期や工業部門の不況期には、都市に出稼ぎに出ていた労働者が農村に戻り、農業部門を支えていた。本台・半田（2004）によるインドネシアを対象とした実証研究においても、1997年に起きたアジア通貨危機の直後においては、工業部門が低迷していたが、工業部門の雇用機会の縮小により生じた余剰労働を農業部門が吸収していた。

第三の点は、Lewis モデルでは、農村から流出した労働力は農村の賃金率に影響を及ぼさなという古典派的経済学の立場をとっていたが、現実には農業部門の賃金率は可変であった。Jorgenson（1966）は、日本の1887年から1917年にかけての農業部門の賃金率は工業部門の成長に伴い上昇しており、古典派的アプローチをとっている Lewis 理論とは乖離していると説いた。Jorgenson は、労働移動が工業部門の就業機会の有無によって生じるのではなく、部門間の賃金格差によって生じると主張した。農業部門に低賃金の労働力が豊富に存在している時点（すなわち、Lewis が言う転換点以前）では工業部門の賃金率の僅かな上昇が農業部門からの大量の労働供給をもたらすので、賃金に対する労働供給の弾力性が高くなる。

労働移動に関するもう一つの主流モデルとして、Harris=Todaro の確率雇用モデル（1970）が挙げられる。それは、農村にいる労働者は都市に行けば稼ぐことができる期待所得（＝都市での平均賃金×仕事を見つける確率）と、農村で残った場合の所得とを比較して移動の決定を行うという期待所得説をモデル化したものである。その後、Todaro（1980）は確率雇用モデルの説明力を高めるために、その基本モデルに人的資本理論の考え方を取り入れた。具体的には、期待所得に割引率を用いて現在価値に修正したり、農村から都市への移動に伴う物理的費用を考慮したり、期待就職年数をモデルの変数に加えて、期待所得の精緻化を図った。

しかし、Harris=Todaro の確率雇用モデルにおいても、幾つかの問題点が見られた。一つ目の問題点は、工業部門の労働市場の階層化が考慮されておらず、フォーマルな工業部門に代替される緩衝的部門としてのインフォーマル部門の存在が無視されていることである。別の問題点として、都市のフォーマル部門の賃金率が硬直的であるということである。都市のフォーマル部門に属する大企業の賃金率は多くの場合、組織化された労働組合の存在や最低賃金法といった労働者を保護する賃金政策によって、市場水準よりも高く固定され、下方硬直性を有している。そのことは、Harris=Todaro の確率雇用モデルの根幹を成す市場メカニズム（＝賃金が労働需要と供給によって決定されること）が機能していないことを意味する。更なる問題点としては、都市と農村の期待収入の現在価値を計算するために使われる割引率が期間に関係なく一定であったり、労働移動を説明する要因として、所得以外の要素が欠けていることが挙げられる（Taylor and Martin, 1998）。

80年代半ば以降、Lewis や Harris=Todaro の古典的モデルに代わって、労働移動を分析する基本的モデルが Stark など（1988）によって開発された。そのモデルには、リスクと不確実

性、情報、ゲームの理論が導入され、労働移動の決定要因や移動の結果が分析の対象となった。新しい分析の枠組みにおいては、分析の基礎単位が個人、家族、世帯まで及んだ上に、移動者と非移動者、出稼ぎ世帯と非出稼ぎ世帯、コミュニティ内の社会的要素といったマイクロデータを用いての分析が行われた。また、社会学者は人的資本理論をベースに、移動者の性別、教育、年齢などの属性が移動に与える影響を明らかにしようとした。更に、地理学者によって重力モデルなどを用いて移動距離や交通網による労働力移動への影響も検討された（敵、2005）。

（2）労働移動に関する実証研究

英語で書かれた労働移動に関する実証研究の多くは、米国の大学で勉強した世界各国からの留学生、特に開発途上国からの留学生によって学位論文の形で発表されている。一方、日本語で書かれた研究論文に関しては、アジア諸国を対象に開発経済学の専門家によって書かれたものが多い。分析の枠組みやモデルの大部分は、二重経済モデル、確率雇用モデル、人的資本論、重力モデルなどに多少の修正を加えたものである（敵、2005）。

日本の開発経済学の第一人者である渡辺（1985a）は、韓国、台湾、フィリピン、インドネシアを取り上げて、工業部門の雇用吸収力によって生じる産業間労働移動が賃金構造や労働市場にどのような影響を及ぼしているかを検討した。渡辺によると、60年代や70年代、成長期にあった韓国や台湾では、農業部門からの流出労働力の大部分を工業部門が吸収していたのに対し、フィリピン、インドネシアでは工業部門ではなく、飲食、商業などのインフォーマルなサービス部門が流出労働力の吸収先になっていた。

また、近代的工業部門の賃金率と農業部門からの流出労働力との関係を見てみると、韓国、台湾の場合には正の相関関係が見られたのに対し、フィリピンやインドネシアにおいては賃金率の伸びが小さいにもかかわらず、流出する労働力の規模は大きかった。すなわち、ルイス流の解釈をすれば、韓国、台湾の経済発展水準は70年代に入って産業構造の転換点を迎えたのに対し、フィリピンやインドネシアでは未だ転換点以前の発展水準であったと推論される。その結果、渡辺は、韓国、台湾は工業部門の労働需要が農業部門の労働力を引き寄せる「プル型」であるのに対し、フィリピン、インドネシアの労働移動が工業部門の労働需要に関係なく、農業部門の労働力を工業部門へ押し出す「プッシュ型」であると結論付けた。更に、渡辺（1985b）は別の著作の中で、フィリピンやインドネシアなど、一部の東南アジア諸国が工業化を20年にわたって経験しながらも、その工業化の発展波及力が限られており、農業部門の貧困が中核として存在していると述べた。彼はこの構造をネオ・デュアリズムと呼び、その階層構造がそれら当該国の社会的緊張の原因になっていると指摘した。

それでは、なぜそのようなことが一部の東南アジア諸国では起きたのであろうか。渡辺（1985b）は、外国資本に依存した資本集約的な輸入代替工業化政策が最も大きな問題であり、

その政策が労働者の職務内容と編成を変化させて、労働需要の質的变化をもたらしたと指摘している。アジア NICs と比べて、ASEAN の工業化が資本集約的偏向を持っていたために、高い学歴や技術を持つホワイトカラーや近代的工場労働者などの労働需要は増加した一方で、非熟練技能しか持たない単純労働者は周辺作業を担うものとして必要とされているだけであり、彼らはいつでも賃金の安い他の労働者に代替される存在であった。同じ主旨の指摘が、田坂（1989）によってもなされている。田坂は、東南アジアの工業化が生産からみた工業化率（全産業部門の生産額に占める工業部門の生産額の比率）に比べて、雇用から見た工業化率（総就業者に占める工業部門の就業者の比率）が低く、70年代の東南アジア諸国の経済成長は設備投資によって支えられていたと指摘する。

上に挙げた実証研究は、人口センサス、労働力調査、マクロ経済指標などを用いてのマクロ分析によるものであったが、個票データを用いたマイクロ分析により、労働者の就業行動、移動の選択性、移動要因を明らかにしたものもある。菊池（1985）はフィリピンの農村でのフィールド調査を通じて、農業部門から工業部門への移動者の多くが豊かな農家階層から出ており、教育水準も高いことを明らかにした。それまでは、労働力は一般的に考えて低賃金市場から高賃金市場へと移動するので、賃金格差や就業機会が労働移動を説明する要因として大きいと解釈されていた。しかし、高賃金市場へと参入するには、労働者は一定以上の技術や教育水準を要求されることから、その要件を満たさない労働者にとっては、賃金格差や就業機会が労働移動の要因にならないことが確認された。また、吉村（1998）はマレーシアの1970年代以降の労働力構造の変化を見るために、日系企業で働く労働者の実態調査をエスニシティ、ジェンダー、出自などの視点から行い、同国の労働市場の二重構造を明らかにしようとした。

3. バングラデシュの産業部門間労働移動

（1）産業部門間労働移動の推計

前節では、労働移動に関する伝統的モデルである二重経済モデルや確率雇用モデルなどを紹介した上で、アジア諸国を対象とした実証分析の研究を紹介した。本節ではバングラデシュを取り上げて、同国の70年代半ば以降から2000年までの産業部門間の労働移動について考察したい。しかし、バングラデシュにおいては産業間の労働移動の規模や方向を示した資料は存在していない。それゆえ、労働センサスにある産業別就労人口のデータを用いて労働移動の定量化を図りたい。

バングラデシュにおいて就労人口とは、「退役者、年金受給者、専業主婦、障害者、学生、物乞いを除く、経営者、従業員、自営業者、自営業者の家族」を指す。バングラデシュの労働センサスは大体5年ごとにバングラデシュ政府の統計局によって出版されているが、毎年の産

業別就労人口のデータが示されていない上に、その定義も年によって異なる。バングラデシュの就労人口の定義は「通常の定義」と「拡張された定義」によって分かれているが、それが調査年によって異なる。「通常の定義」とは、「報酬をもらって1日当たり最低1時間以上の労働を提供している人」を指しているのに対し、「拡張された定義」は、「報酬の有無に関係なく労働を提供している人」を指す。また、就労人口が「10歳以上」を対象とする場合と、「15歳以上」を対象とする場合に分かれており、それも調査年によって変わる。このようにデータを抽出する際の制約もあり、70年代半ばから2000年までの毎年の時系列のデータを取ることはできなかった。本研究では「通常の定義」で、且つ「10歳以上」という基準をもって、1974年、1984年、1985年、1986年、1991年、1996年、2000年の産業別就労人口のデータを抽出した。

まず、産業部門間の労働移動を推計するために、バングラデシュの産業部門を10部門（農林水産業、鉱業、製造業、電気・水・ガス、建設、商業・飲食・ホテル、運輸・通信・物流、金融・不動産、社会サービス、その他）に分類して、その就労人口を出す³⁾。次に、農林水産業のt期とt-1期における就労人口を、それぞれLa(t)、La(t-1)とおく。この期間における農林水産業の労働力純移動量Ma(t)は、t期の就労人口の実際値La(t)と、t-1期の就労人口La(t-1)に自然増加率1+rを乗じて計算される理論値との差に等しい。よって、農林水産業の労働力純移動量は、次に示された(1)式で推計される。

$$Ma(t) = La(t) - [(1+r) \times La(t-1)] \quad - (1)$$

ここで、農林水産業の自然増加率rを測定したデータは存在しないので、労働力の自然増加率が全産業部門において同じと仮定すると、農林水産業同様、他の9つの部門(b、c、………j部門の9部門)の労働力純移動量を推計できる9つの式が求められる。

$$Mb(t) = Lb(t) - [(1+r) \times Lb(t-1)] \quad - (2)$$

$$Mc(t) = Lc(t) - [(1+r) \times Lc(t-1)] \quad - (3)$$

⋮

$$Mj(t) = Lj(t) - [(1+r) \times Lj(t-1)] \quad - (10)$$

次に、国内のみで労働移動が行われ、農林水産業からの労働力の流出が他の9つの部門へと流入すると仮定すると、次の(11)式が成立する。

$$-Ma(t) = Mb(t) + Mc(t) + Md(t) + Me(t) + Mf(t) + Mg(t) + Mh(t) + Mi(t) + Mj(t) \quad - (11)$$

これら11個の連立方程式により、自然増加率rが求められて、農林水産業から流出し、他の産業部門へ流入した労働力量が求められる。但し、推計した期間の間隔年数が異なっているため、産業間の労働移動の規模が把握しづらい。その問題を克服するため、推計された労働移動量を年平均に直したものが表1に示されている。

表1 農業水産業部門から流出した労働力の産業別の推計（年平均ベース）

(単位：1,000人)

産業 \ 年	1974-84	84-85	85-86	86-91	91-96	96-2000
農林水産業部門	-556	-331	-156	-380	-47	-30
工業部門	168	141	189	459	-482	82
（鉱業）	4	-45	0	6	-4	28
（製造業）	114	116	184	497	-572	12
（電気・ガス・水）	6	21	-58	-2	13	11
（建設）	44	49	63	-43	82	31
サービス業部門	388	189	-33	-79	528	-52
（商業・飲食・ホテル）	216	239	25	-17	204	113
（運輸・通信・物流）	63	43	87	19	89	32
（金融・不動産）	5	58	157	-28	-22	34
（社会サービス）	104	176	-129	-202	566	-808
（その他）	n.a.	-327	-173	148	-309	576

(出所) Report on Labour Force Survey in Bangladesh 1995-96, 1999-2000 などにより、筆者が推計。

(注1) 1974年の産業別就労人口において、「社会サービス」と「その他」のカテゴリーが一緒になっているので、「その他」の流入労働量は n.a. とした。

(注2) 就労人口のデータが千人単位でしか得られず、推計結果の数字は千人以下を四捨五入したため、農林水産業からの労働力の流出量が工業部門とサービス業部門への流入量の合計に必ずしも一致しない箇所もある。

最初に、農林水産業から他の産業部門への労働力の流出は全期間にわたって継続していることが分かる。特に、74-84年の農林水産業の流出量は年平均で約56万人であり、バングラデシュが独立して5年経った70年代後半からの工業化の開始と軌を一にする。75年に暗殺されたムジブル・ラーマンの後、政権を掌握したのは軍人出身のジアウル・ラーマン（1975-81年）であった。彼は、前政権の社会主義的な経済政策から市場メカニズムに基づく民間主導型の経済政策へと方向転換を図ろうとした。第2次5ヵ年計画（1980-85年）の経過措置として策定された2ヵ年計画（1978-80年）においても、民間資本の育成を重視し、輸入に関する規制緩和を図ることで民間部門の活力を引き出そうと試みた。（内田、2006）。

とは言え、74-84年において農林水産業部門からの労働力を最も多く吸収した部門は製造業などの工業部門ではなく、「商業・飲食・ホテル」（約22万人）のサービス業であった。製造業が最も大きな雇用吸収先になるのは86-91年（約50万人）になってからである。ラーマンが暗殺され、政権を引き継いだ軍人出身のエルシャド（1982-90年）は前任者同様自由化政策を推し進めたが、その内容は世界銀行や国際通貨基金からの圧力もあり、以前よりも踏み込んだものになった。工業化におけるエルシャドの功績として最も大きかったことは、83年、チャッタゴンにバングラデシュ最初の輸出加工区を設置し、同国に外国資本を呼び込むきっかけになったことである。現在、外貨の7割を稼ぎだす縫製業の発展もエルシャド期の80年代半ばに始まった（内田、2006年）。Lewis 流に解釈すれば、バングラデシュの近代化（＝工業化）への転換点は80年代後半から90年代初めにかけてであったと推測される。その証左として、農業部門の

賃金上昇率が80年代半ばから90年まで2ケタ台で推移しており、その部門の労働需給が逼迫していることが推察される⁴⁾。加えて、83年まで農業と製造業の賃金率は同じ558タカであったが、84年を境に製造業の賃金率（720タカ）が農業の賃金率（572タカ）（すなわち、二重経済モデルで言うところの農村の生存費）を上回った。

91-96年においては、農林水産業からの労働力流出が約5万人へと激減し、逆に工業部門から約48万人（製造業だけで見れば約57万人）という大量の労働力が流出した。そのため、この期間における労働力の大きな吸収先になったのはサービス業部門であったと推察される。この時期、総選挙によってカレダ・ジア（1991-95年）率いるバングラデシュ国民党が政権の座に就いたが、ジア政権はバングラデシュがオープンな経済政策を推進していくというシグナルを国際社会に向けてることによって、外国資本の呼び込みに成功し、工業化に弾みをつけた。しかし、自由化政策を通じて急速な工業化を推し進めようとしたがために、国際競争力のない産業や企業は淘汰され、厳しい緊縮的財政政策も加わって、貧困層が大きな打撃を受けた。最大野党であったアワミ連盟は、貧困層を支援するためにポピュリスト的政策を打ち出した。与野党の対立が悪化し、総選挙が行われた96年6月の前後半年間は経済機能が麻痺し、工業部門の大きな低迷を招いた。加えて、この時期、バングラデシュの製造業の牽引力であった縫製業が児童労働問題で国際労働機関やアメリカ政府から糾弾された影響もあり、縫製業によって雇用されていた50万人以上の児童労働者の多くは解雇された（Thijs, 1997）。バングラデシュの工業化にとって逆風が吹いたこの時期、工業部門で働いていた労働者がかなり農村に戻ったのでないかと推測される。その証左として、86-91年の農業部門からの労働力純流出量が38万人であったのに対し、91-96年の純流出量は5万人と急減している。また、サービス業、それも比較的インフォーマルな組織の形態をとっている場合が多い「社会サービス」（約57万人）、「商業・飲食・ホテル」（約20万人）にも、工業部門からの労働力が流入したと推察される⁵⁾。

その後、96年の総選挙に勝利したハシナ率いるアワミ連盟は自由化政策を堅持しながら、アワミ連盟特有のポピュリスト的政策である拡張的財政・金融政策を積極的に実施した。アメリカ経済を中心とした世界経済の好況期とも重なり、製造業などの工業部門からの労働力の流出にも歯止めがかかり、この結果、96-2000年の期間、工業部門における労働力は漸増（約8万人）ながらも流入が見られた。

（2）工業部門の雇用吸収力

上の推計結果で見たように、バングラデシュの製造業を中心とした工業部門は同国の経済発展に伴い、農林水産業部門から流出した労働力を吸収し、80年代の後半から90年代初めにかけて、二重経済モデルで言うところの産業の転換点を迎えたと推察される。しかし、重要なことは工業部門、中でも工業化を牽引する製造業が他の部門よりも、相対的に雇用吸収力が高かつ

たかどうかを検証することである。産業部門が労働集約的か、或いは資本集約的であるかの尺度として、雇用増加率と資本ストックの成長率の比率に注目することが考えられるが、バングラデシュにおいては産業別の資本ストックのデータを時系列でとることができない。そこで、産業別の生産の雇用弾力性を測定する。生産の雇用弾力性とは、ある産業部門の生産が1%増加するとき、その産業部門の雇用が何%増加したかを示す指標であり、絶対値で表される。その指標が大きな値ならば、その産業部門では経済成長と雇用の拡大という「公平を伴った経済成長」が実現されていると解釈できる。

74年から2000年までの間で利用できるデータを用いて、生産の雇用弾力性を推計した結果が、表2に示されている。74-84年の期間では、3つの部門中、工業部門が最も高い弾性値を記録した。但し、その期間の製造業の弾性値は1.52と、工業部門の中で最も低い数字であった。その要因として、この時期は縫製業のような労働集約的産業が成長の軌道に乗る前であり、製造業の雇用吸収力が未だ十分に強くなかったと考えられる。85-86年、86-91年の弾性値も工業部門が農林水産業部門を上回っており、特に製造業の弾性値は4.73(85-86年)、4.29(86-91年)と、工業部門全体よりも高かった。またサービス業部門と比較しても、工業部門の弾性値は高かった。バングラデシュにおいては工業化への転換点を、80年代後半から90年代初めにかけて、製造業を中心に迎えたと前述したが、工業部門の雇用弾力性から見ても、そのことが裏付けられる。

表2 産業別の生産の雇用弾力性

産業 \ 年	1974-84	84-85	85-86	86-91	91-96	96-2000
農林水産業部門	0.08	1.66	1.38	0.33	2.00	0.22
工業部門	1.49	1.27	4.19	2.36	0.51	0.55
(鉱業)	66.00	n.a.	0.00	0.42	0.32	4.53
(製造業)	1.52	2.53	4.73	4.29	0.74	0.33
(電気・ガス・水)	1.95	3.95	4.65	0.05	2.26	3.45
(建設)	5.92	1.11	9.71	0.53	3.20	0.69
サービス業部門	1.43	0.99	0.89	0.36	1.24	0.18
(商業・飲食・ホテル)	6.09	1.80	1.50	0.59	1.03	0.51
(運輸・通信・物流)	1.69	2.90	2.49	0.62	1.54	0.43
(金融・不動産)	0.65	8.32	11.85	1.46	1.21	4.50
(社会サービス)	0.01	0.85	0.15	1.10	3.25	1.54
(その他)	n.a.	2.37	0.85	1.67	1.36	7.79
全体	0.48	0.93	1.30	0.67	0.62	0.24

(出所) 各年のStatistical Yearbook of Bangladesh や Labour Force Survey in Bangladesh を用いて、筆者が推計。

(注) 74-84年の「その他」の生産の雇用弾力性が n.a. になっているのは、74年の「その他」の就労人口のデータがとれなかったためである。84-85年における「鉱業」が n.a. になっているのは、84年と85年の鉱業の生産額が同じ値であったためである。また、85-86年の「鉱業」が0になっているのは、85年と86年の鉱業の就労人口が同じ値であったためである。

一方、他国との比較で見れば、バングラデシュの工業部門の雇用吸収力はどのような位置づけにあるのであろうか。原（1985）が60年代、70年代のタイの製造業の弾性値を推計しており、60-70年、70-80年における製造業全体の弾性値はそれぞれ0.35、1.01であった。バングラデシュの74-91年にかけての製造業の雇用弾性値を推計すると3.17であり、タイと比較してかなり高いことがわかる。また、渡辺（1985a）は60年代から70年代にかけての韓国、台湾、フィリピン、タイ、インドネシアの各産業部門の雇用吸収力を、雇用弾性値に各産業の就業比率を加重した加重雇用弾性値を用いて推計した⁶⁾。それによると、台湾、韓国における工業部門の加重雇用弾性値がそれぞれ0.19、0.15であったのに対し、フィリピン、タイ、インドネシアでは、それぞれ0.06、0.04、0.05であった。渡辺と同じ方法によって、バングラデシュの74-91年の加重雇用弾性値を計算すると、0.42であり、これら5ヵ国よりも格段に高い数字であった。

90年代に注目してみると、バングラデシュにおける工業部門の弾性値は91-96年で0.51、96-2000年では0.55であり、80年代と比較すると、工業部門の雇用吸収力が鈍化している。この要因としては、工業化への転換点の到達に伴って、製造業を中心に賃金率の上昇が見られ、多くの企業が資本・労働比率を高めるような生産システムを採用するようになったことが挙げられる（内田、2005）。また、90年代に入って中国やベトナムといった社会主義国家群が経済システムを市場主義経済へと移行させたために大競争時代が到来し、バングラデシュの欧米市場のパイが一部奪われた結果、企業は資本装備率を上昇させることで製品の差別化を図り、国際競争力を高めようとしたことが挙げられる（内田、2005）。但し90年代に入っても、製造業の就労人口そのものは農林水産業、サービス業の「商業・飲食・ホテル」や「社会サービス」と並んで大きいことには変わりはない。

4. バングラデシュの地域間労働移動

(1) 地域間労働移動の推計

前節では、バングラデシュの産業部門間の労働移動について、同国の工業化の変遷に照らし合わせながら考察を行った。本節では、バングラデシュにおける19の地域間の労働移動を推計して、その要因を考察する。バングラデシュは地方行政上、6つの地域（Division）に分けられているが、それぞれの地域に含まれる主要な県の中で、そのGDP成長率のデータを収集できる19の県を選んだ。但し、「通常定義」で、且つ「15歳以上」を対象とする就労人口に関する地域別データが96年と2000年においてしか得ることができなかったため、分析は96年から2000年にかけての期間のみを対象とする⁷⁾。尚、推計方法は前節の産業間労働移動と同じやり方を用いる。その際、就労人口の自然増加率は地域間で等しいと仮定する。尚、96年から2000年にかけての国全体の就労人口の自然増加率は12.95%（年平均3.09%）であった。

表3では、96年から2000年に至る労働力の地域間労働移動を推計した結果が示されている。この結果より、幾つかの興味深い点が示唆される。この期間における労働力の「都市」への流入量は約40万人（年平均約10万人）であり、「地方」から「都市」への労働力の移動が確認された。次に、性別による移動の規模と傾向を見るために、それぞれの地域の「男性」と「女性」の労働移動の流出量の絶対値を合計してみる。すると、「男性」が約181万人、「女性」が139万人で、「男性」の方が移動する傾向が大きいことがわかる。また、「男性」と「地方」の労働移動の相関係数が0.38であったのに対し、「男性」と「都市」の労働移動の相関係数は0.69と、かなり強い正の相関関係が見られた⁸⁾。このことから、「男性」の「都市」への積極的な労働移動が確認される。

地域別に見ると、19県の中で労働力の流入が見られたのは9県であったのに対し、労働力の流出が見られたのは10県であった。流出が見られた10県の内、「都市」と「地方」の両方において労働力の流出が見られた地域は、「都市」の区分がない「Sylhet」を含めれば8県に上る。一方、労働力の流入が見られた9県においては、全て「都市」と「地方」の労働移動の符号が逆になっており、「都市」に労働力が流入していれば、「地方」では流出しており、また「地方」に流入していれば、「都市」では流出している。明確な根拠に基づく仮説を立てることは困難ではあるが、労働力の流入が見られた9県では、「都市」と「地方」の間の地域内労働移動もかなりの規模で起きていたのではないかと推察される。「都市」への労働力の流入がプラスであった「Chittagong」、「Rajshahi」、「Dhaka」、「Khulna」、「Comilla」では、96年から2000年までの第二次産業および第三次産業の成長率を加えたものから第一次産業の成長率を引いた値がプラスであったのに対し、「地方」への労働力の流入がプラスであった「Patuakhali」、「Faridpur」では、その値は両県ともマイナスであった。このことから、県の工業部門やサービス部門の成長率が低い場合には、成長率が高い他県の「都市」に移動するよりはむしろ、県内の「地方」へ移動する傾向が大きいのではないかと考えられる。

労働力全体の流入量が最も大きい県は「Chittagong」（約38万人）であり、その後に「Rajshahi」（約18万人）、「Patuakhali」（約14万人）、「Dhaka」（約14万人）、「Khulna」（約11万人）が続く。「都市」に限ってみれば、「Chittagong」（約43万人）が最も多く、その後に「Dhaka」（約29万人）、「Rajshahi」（約19万人）、「Khulna」（約11万人）、「Comilla」（約3万人）が続く。これらの県の96年から2000年までの一人当りGDP成長率に注目すれば、「Chittagong」が19県の中で4番目（19.7%）に高く、「Dhaka」が第2位（23.5%）、「Rajshahi」が第5位（18.3%）、「Khulna」が第1位（25.4%）、「Comilla」が第3位（22.5%）であった。「Patuakhali」の一人当りGDP成長率は、「Jamalpur」に次いで2番目に低い8.4%であったが、96年から2000年までの農林水産業部門の名目成長率だけに限ってみれば、45.7%と、19県のうちで最も高い数字を記録している。このことから、「Patuakhali」の流入量の大きさは「地方」への流入量

の大きさが原因であり、それは好調な農林水産業部門と関係していると推察される。

一方、労働力の全体の流出量が最も大きい県は「Tangail」（約25万人）であり、その後に「Barisal」（約24万人）、「Bogra」（約18万人）、「Jamalpur」（約12万人）が続く。流出量が大いこれら4県では、「都市」、及び「地方」の両方において労働力の流出が見られる。一人当たりGDP成長率に注目すれば、「Tangail」が19県中第16位（11.4%）であり、「Barisal」が第10位（16.4%）、「Bogra」が第13位（15.7%）、「Jamalpur」にいたっては最下位（-1.1%）であり、唯一マイナス成長を記録した。「Tangail」においても、96年から2000年までの農林水産業部門の成長率が第10位に留まった上に、工業部門の成長率もマイナス26.8%と、「Jamalpur」の次に低かったため、多くの労働力が地域外に流出したと推察される。

表3 1996年から2000年に至る労働力の地域間労働移動の推計

(単位：1,000人)

	全体	男性	女性	都市	地方	(96年から2000年までの 一人当たりGDP成長率)
Barisal	-244	-160	-83	-128	-115	(16.4)
Bogra	-184	-129	-54	-63	-121	(15.7)
Chittagong	378	238	141	425	-47	(19.7)
Comilla	22	-84	106	31	-8	(22.5)
Dhaka	135	17	118	291	-156	(23.5)
Dinajpur	-27	-100	72	-15	-12	(16.5)
Faridpur	4	26	-22	-39	43	(14.1)
Jamalpur	-124	-86	-39	-106	-18	(-1.1)
Jessore	61	-149	210	-52	112	(16.1)
Khulna	105	48	57	108	-2	(25.4)
Kushtia	-43	-37	-6	-41	-2	(16.4)
Mymensingh	-81	-156	75	-22	-61	(15.8)
Noakhali	-3	-29	26	11	-15	(16.0)
Pabna	105	58	48	-35	141	(21.3)
Patuakhali	137	98	38	-38	175	(8.4)
Rajshahi	176	52	123	188	-11	(18.3)
Rangpur	-47	-97	51	-85	37	(10.1)
Tangail	-252	-215	-37	-29	-223	(11.4)
Sylhet	-117	-32	-85	0	-117	(17.9)

(出所) Report on Labour Force Survey in Bangladesh 1995-96, 1999-2000 により、筆者が推計。

(注1) 「Sylhet」の就労人口においては、「都市」区分がないことから、「都市」の流出量は0になっている。

(注2) 就労人口のデータが千人単位でしか得られず、推計結果の数字は千人以下を四捨五入したため、男性と女性の流出入量の合計、及び都市と地方の流出入量の合計が地域によっては全体の流出入量と必ずしも一致しない箇所もある。

(2) 地域間労働移動の要因

先行研究のレビューで見たように、労働移動の説明要因に関しては様々な議論がなされ、それを支持する実証研究が行われてきた。但し、地域間労働移動を取り上げる先行研究の数は少なく、多くは産業間労働移動の説明要因を考察している。地域間労働移動の要因を取り上げた

研究としては、Azis（1997）が80年代前半のインドネシアを対象に、都市の地域間移動に関する説明要因を明らかにしようとしたものがある。また、91-96年のインドネシアを対象に、本台・半田（2004）が地域間労働力の流出入の説明要因を考察した研究例もある。これら二つの研究に共通する結論は、就業機会が労働移動を説明する有意な要因として確認されたことである。

本項においては、前項で推計された地域間労働移動がどのような要因によって起きているかについて、計量分析を通じて検証したい。バングラデシュの地域間労働移動の要因を計量的に検討するに当たっては、そのデータ不足や不備が分析の制約材料になっていることが否めない。具体的には、地域間労働移動量を推計するために用いるサンプル数が19県である上に、利用できる説明変数のデータセットも少ない。とは言え、統計的手法によって労働移動の説明要因を検討することは推察を超えた説得的な論証を図るには有効であると考えられるため、敢えてデータの定量化を試みたい。勿論、被説明変数は「地域間労働移動量」である。

就業機会説の検証に関しては、「各地域の失業率」を説明変数として用いたいところだが、バングラデシュにおいてはそのようなデータをとることができない。そこで、説明変数として「96-2000年の一人当たり地域所得の増加率」（以降、一人当たり地域所得の増加率と呼ぶ）を用いる。この根拠として、フィリップス曲線の考え方では「失業率」と「賃金上昇率」とはマイナスの関係にあることから、就業機会説を検証する説明変数として「一人当たり地域所得の増加率」を使うことは整合性があると考えたからである。

次に、賃金格差説の検証手段について考える。Hicks（1932）や Jorgenson（1966）は、「産業部門間の賃金格差こそが、労働移動の主要な要因である」という賃金格差説を主張した。就業機会説と賃金格差説の考え方は必ずしも相対立する関係ではないが、賃金格差も労働移動の説明要因になるのかどうかを確認することは重要である。彼らの言う賃金格差とは、農業部門と非農業部門との産業間格差を意味するが、地域間労働移動の分析の枠組みには、格差をある地域における二時点の賃金の差として置き換える。

そこで、「96年から2000年までの5年間の一人当たりの地域所得の年平均値」（以降、一人当たり地域所得の平均値と呼ぶ）を用いる。この変数を用いる理由としては、移動を考えている労働者にとって、移動先の経済水準は重要な指標となりうるからである。勿論、バングラデシュのような開発途上国の労働者の多くがマクロ経済指標を参考にして、彼らの移動に関する意思決定を行うことなど、非現実的な話ではある。しかし、筆者が現地に長らく滞在した経験から発見したことであるが、現地労働者は「どの地域の景気が良いのか、悪いのか」、「どのような地域、業種、職種で仕事を見つけやすいか」、「どの業種、職種の賃金が高いか」といった口コミなどのインフォーマルな媒体を通じて情報を収集することに関して非常に長けている。開発途上国の労働者はある意味、景況に関しては敏感であるといえる。このことから、「一人当たり地

域所得の平均値」を賃金格差の代理変数として用いる。

尚、就業機会説を説明する変数として「2000年の一人当り地域所得と96年の一人当り地域所得の差」を用いることも考えられるが、「一人当り地域所得の増加率」と賃金格差説を検証するための説明変数である「一人当り地域所得の平均値」の相関係数が0.24であるのに対し、「2000年と96年の一人当り地域所得の差」と「一人当り地域所得の平均値」との相関係数が0.66であることから、後者の説明変数の組み合わせは多重共線性を引き起こす恐れがある。そのため、就業機会の代理変数としては「一人当り地域所得の増加率」を選択する。

更に、各地域における工業部門の規模とその成長率が地域間労働移動にもたらす影響を検証するために、「96-2000年の地域の産業別成長率」および「96年から2000年までの5年間の産業別付加価値額の年平均値」を説明変数とする重回帰分析を行った。あわせて、製造業に限った分析も行った。尚、地域における産業別就労人口のデータがとれないため、残念ながら、産業別では「一人当り」のデータを用意することができなかった。

重回帰分析の結果が、表4に示されている。「全体」の労働移動については、賃金格差の代理変数である「一人当り地域所得の平均値」が有意な説明変数（5%の有意水準）として発見された。このことより、労働者は高い所得を得られる可能性のある地域へ移動することが確認された。しかし、就業機会の代理変数として用いた「一人当り地域所得の増加率」は係数の符号がプラスでありながらも、有意な説明変数として確認されなかった。

また、「男性」の労働移動を説明する変数として、「一人当り地域所得の平均値」が有意な変数（5%の有意水準）として発見されたが、「女性」の労働移動を説明する変数としては有意ではなかった。このことより、女性はある地域の所得が高いからといって、男性のように簡単に移動することはできないことがわかる。夫が高い所得を求めて他の地域へ移動しても、妻は育児、家事、家業の手伝いなどのために地域に残るのではないかと解釈される。

更に、「都市」への労働移動を説明する要因として、「一人当り地域所得の増加率」（有意水準5%）、「一人当り地域所得の平均値」（有意水準1%）が有意な説明変数として発見されたのに対し、「地方」への労働移動を説明する変数は確認されないものの、係数の符号はマイナスであった。このことから、ある県の所得が増加すれば、他の県からの労働量の流入が増加するだけでなく、県内の「地方」から「都市」への労働移動も増加する可能性があることを示唆している。

産業別の説明要因に注目すると、「工業の付加価値額の平均値」が「全体」の労働移動を説明する有意な変数（5%の有意水準）として発見された。これは、工業部門の規模が大きい地域では、労働力を引きつけられることを意味する。また、「男性」の労働移動を説明する変数として「工業の付加価値額の平均値」が有意な変数（10%の有意水準）として発見されたが、「女性」の労働移動を説明する変数としては有意ではなかった。更に、「都市」への労働移動

を説明する要因として、「工業の付加価値額の平均値」がプラスの有意な変数（1%の有意水準）として確認された一方で、その変数は「地方」への労働移動を説明するマイナスの有意な変数（10%の有意水準）としても確認された。このことより、工業部門の規模が大きければ、先ほどと同様に地域間労働移動だけではなく、地域内労働移動も促進されることが確認された。

表4 地域間労働移動の説明要因

被説明変数 説明変数	全体	男性	女性	都市	地方
一人当たり地域所得の平均値	73(2.42)**	59(2.73)**	14(0.77)	84(4.07)***	-11(-0.47)
一人当たり地域所得の増加率	7403(1.42)	2891(0.77)	4537(1.44)	8809(2.46)**	-1388(-0.33)
定数項	-514563(-3.02)	-405120(-3.37)	-110172(-109)	-577111(-5.01)	63000(0.46)
自由度調整済み決定係数	0.3096	0.2965	0.0723	0.5977	0.0256
工業部門の付加価値額の平均値	8(2.16)**	5(1.90)*	2(1.18)	12(5.91)***	-5(-1.87)*
工業部門の成長率	2161(1.72)	1101(1.14)	1066(1.45)	871(1.16)	1292(1.39)
定数項	-87176(-2.22)	-92415(-3.05)	5189(0.22)	-81734(-3.47)	-5311(-0.18)
自由度調整済み決定係数	0.3356	0.2164	0.1447	0.7054	0.1093
製造業部門の付加価値額の平均値	9(2.35)**	6(2.02)*	3(1.28)	15(6.32)***	-5(-1.81)*
製造業部門の成長率	1143(2.06)*	669(1.56)	475(1.39)	504(1.53)	640(1.48)
定数項	-35715(-1.09)	-62696(-2.48)	27044(1.34)	-40034(-2.06)	4485(0.18)
自由度調整済み決定係数	0.3967	0.2842	0.1449	0.7372	0.1112

(注) ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。括弧内は、t値。

製造業は工業部門の部分集合であることから、その推計結果は工業部門とほぼ同じになった。少し異なる点は、「工業の成長率」が「全体」の労働移動を説明する有意な変数（10%の有意水準）として確認されたことである。加えて、「製造業の付加価値額の平均値」の回帰係数が「工業の付加価値額の平均値」の回帰係数よりも僅かではあるが大きいことから、工業の中でも製造業はとりわけ多くの労働力をひきつけることが示唆される。

地域間労働移動の説明要因に関する推計結果の考察を行ってきたが、包括的に見れば、賃金格差の代理変数として用いた「地域所得の平均値」や「付加価値額の平均値」は就業機会の代理変数として用いた「地域所得の増加率」や「工業の成長率」よりも、労働力を引きつける大きな要因になっていることが確認された。すなわち、「平均値」というストック的要素の方が「増加率」や「成長率」で表わされるフロー的要素よりも、労働移動を規定する要素になっていることが示唆される。この要因を明確に説明することは困難であるが、一つ考えられること

は、増加率や成長率といったフローの変数の場合、96年と2000年の間に挟まれている97年、98年、99年の地域所得や工業部門の付加価値額が地域間労働移動量に十分反映されていない恐れがあるのに対し、平均値といったストックの変数の場合には、97年、98年、99年を含めた96年から2000年までの5年間の所得や付加価値額が反映された変数になっているからではないかということである。

5. 結語

本稿は、80年代以降、自由化政策を通じて工業化を図ってきたバングラデシュを取り上げて、同国の産業間および地域間労働移動の規模や要因を定量的に検証した。この検証を通じて、幾つかの興味深い点が発見されたが、中でも重要な発見の一つは、時系列で産業間の労働移動量を推計した結果、バングラデシュの近代化（＝工業化）への転換点が80年代後半から90年代初めにかけてであったことがわかった。もう一つの重要な発見は、賃金格差の代理変数として用いた「地域所得の平均値」や「付加価値額の平均値」といった一種ストック的な変数のほうが、就業機会の代理変数として用いた「増加率」や「成長率」といったフローの変数よりも、労働力を引きつける大きな説明要因になっていることが確認されたことである。

残された研究課題も多い。その一つは、定量分析の精度を上げることである。労働移動量の推計を行うために各産業や各地域の自然成長率を一定とする仮定をおいたり、また少ないサンプル数で労働移動の要因に関する計量分析を行うなど、推計結果の精緻さに関しての問題が今回の分析では払拭できない。この問題を克服するには、今後の労働センサスの公開を待って、データのサンプル数を増やすことである。また別の方法として、本稿で行ったようなマクロ分析だけではなく、労働者の就業行動や移動理由などに関する個票データを収集して、ミクロ分析を行うことも考えられる。

第二の課題は、工業部門へ流入した労働力の質を明らかにすることである。本研究の推計結果でも示されたように、バングラデシュの工業部門の雇用吸収力は他国と比較しても格段に高かったが、それは単に同国の廉価な労働力という比較優位に起因する静学的メカニズムを検証したのに過ぎない。原（1985）はタイを例に挙げて、その国が市場主義経済の枠組みにおいて労働集約的な方向への技術選択を行っても、労働雇用の形態は短期契約型であり、持続的な技術進歩にとってはマイナスの影響をもたらすと指摘した。すなわち、バングラデシュにおいても工業化への転換点以降の労働集約的産業がどのような動態的過程を経て、労働力の生産効率や技能の向上をもたらしているかを明らかにすることは重要である。

第三の課題は、インフォーマル部門、特にサービス業のインフォーマル部門への労働移動を明らかにすることである。多くの開発途上国においては、農村からの労働力は概して教育水準

や技能水準も低く、工業部門の組織的産業になじまず、比較的高所得で、安定的なフォーマル部門への就職は困難であった。都市の工業部門が発展すると共に、インフォーマル部門も増殖することになり、たとえ劣悪な労働条件であっても、農村からの非熟練労働者はインフォーマル部門の職に就かざるを得なかった。(湯川(1982)、渡辺(1985a)、田坂(1989))。労働市場が閉鎖的であったり、組織化されていない場合、農業部門からの労働者は工業部門の市場にすぐに参入できるのではなく、不安定なインフォーマル部門での就業をしながら、フォーマル部門の市場に参入できるのである。本研究においても、インフォーマル部門への労働移動に関してはほとんど触れておらず、今後この課題に取り組む必要がある。

ASEAN やアジア NICs と比べて、バングラデシュのようなアジアの最貧国に関する研究蓄積は遅れている。残された研究課題は多いが、本研究がバングラデシュの経済発展や産業構造の転換に伴う雇用構造の変化を検証する試論になり、今後の研究展開が期待される。

注

- 1) バングラデシュの雇用問題について日本語で書かれた数少ない研究論文として、内田(2004)や山形(2006)などが挙げられる。
- 2) ゴールドマン・サックスによれば(『週刊ダイヤモンド』2006年11月19日号)、バングラデシュはBRICsのような高成長を実現でき、世界経済の構図に変化を及ぼす可能性さえあると指摘している。
- 3) 尚、Clark による産業分類の定義によって、工業部門は「鉱業」、「製造業」、「電気・ガス・水」「建設」を含む産業部門を指し、サービス部門は「商業・飲食・ホテル」、「運輸・通信・物流」、「金融・不動産」、「社会サービス」、「その他」を含む産業部門を指す。
- 4) 但し、89年における農業部門の賃金の伸びは100年に一度とも言われた大洪水の影響もあって、6.3%に止まった。
- 5) 96年において15歳以上のサービス業で働く労働者数1312万人の内、インフォーマル部門で働いている労働者数は全体の71.1%に相当する934万人を占めていた(Report on Labour Force Survey in Bangladesh 1995-96)。
- 6) 渡辺によれば、加重雇用弾性値の方が当該産業の生産増加に伴う雇用増加が経済全体の雇用にとどの程度の影響力を持つかを検証するには有効である。
- 7) 85-86年の労働センサスでは就労人口が10歳以上を対象としており、また90-91年の労働センサスでは就労人口が示された地域が4地域のみであったため、データとして用いることができなかった。
- 8) 「女性」と「都市」の労働移動の相関係数は0.54であった。

外国語参考文献

- Azis, I.J. The Increasing Role of the Urban Non-formal Sector in Indonesia: Empirical Analysis within a Multisectoral Framework, in *Urbanization in Large Developing Countries : China, Indonesia, Brazil, and India*, eds. By Jones, G.W. and Visaria Pravin, Claredon Press, 1997.
- Bangladesh Bureau of Statistics. *Statistical Yearbook of Bangladesh 1976, 1982, 1986, 1987, 1989, 1991, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998, 2000, 2001, and 2004*, Bangladesh Bureau of Statistics.
- Bangladesh Bureau of Statistics. *Report on Labour Force Survey in Bangladesh 1995-96 and 1999-2000*, Bangladesh Bureau of Statistics.
- Fei, C.H. and Ranis, G. *Development of the Labor Surplus Economy: Theory and Policy*, Richard D. Irwin Inc., 1964.
- Harris, J.R. and Todaro, M.P. Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis, *American Economic Review*, Vol.60, No.1, March 1970.
- Hicks, J.R. *The Theory of Wage Determinants*, Macmillan, 1932.
- Jorgenson, D.W. Testing Alternative Theories of the Development of a Dual Economy, in *The Theory and Design of Economic Development*, eds. by Adelman, I. and Thorbecke, E., Johns Hopkins Press, 1966.
- Lewis, Arthur. Economic Development with Unlimited Supplies of labor, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol.22, No.2, May, 1954.
- Stark, O, Taylor, J.E., and Yitzhaki, S. Migration, Remittances, and Inequality: A Sensitivity Analysis Using the Extended Gini Index, *Journal of Development Economics*, Vol.28, No3, 1988.
- Taylor, J.E. and Martin, P. L. Human Capital: Migration and Rural Population Change, in *Handbook of Agricultural Economics*, eds. by Gardner, B.L. and Rausser, G.C., Elsevier Science, 1998.
- Thijs, G. *Child Labour: Trends and Challenges in Asia*, IPEC Asia Papers No.3, 1997.
- Todaro, M.P. Internal Migration in Developing Countries: A Survey in Population and Economic Change in Developing Countries, in *Population and Economic Change in Developing Countries*, ed. by Easterlin, R.A., University of Chicago Press, 1980.

日本語参考文献

- 内田智大「バングラデシュの経済発展と就業構造の変化」『関西外国語大学研究論集』第79号、2004年2月。
- 内田智大「バングラデシュにおける人的資源管理・開発と技能形成——企業票からの分析（下）」『関西外国語大学研究論集』第82号、2005年8月。
- 内田智大「バングラデシュにおける外国直接投資の現況とそれがもたらす社会問題」『人権教育思想研究』第9号、2006年3月。

菊池真夫「農工間労働移動と労働市場の性格—フィリピンの事例」渡辺利夫編『アジア諸国経済発展の機構と構造』アジア経済研究所、1985年。

週刊ダイヤモンド『World Voice 世界の異見中印露伯の後を追う「ネクスト・イレブン」新興11市場に注目せよ BRICs の命名者が見る次の主役』94号、2006年11月19日、23ページ。

田坂敏雄編著『東南アジアの開発と労働者形成』勁草書房、1989年。

原洋之介「タイ国における工業化戦略と労働市場—新古典派の開発戦略の批判的検討」渡辺利夫編『アジア諸国経済発展の機構と構造』アジア経済研究所、1985年。

本台進・半田晋也「産業間労働力移動とその要因」本台進編『通貨危機後のインドネシア農村経済』日本評論社、2004年。

山形辰史「輸出指向開発再論：後発発展途上国の労働集約的工業発展の可能性」『国民経済雑誌』第193巻第1号、2006年1月。

厳善平『中国の人口移動と民工—マクロ・ミクロ・データに基づく計量分析』勁草書房、2005年。

湯川攝子『メキシコ経済論』大明堂、1982年。

吉村真子『マレーシアの経済発展と労働力構造』法政大学出版局、1998年。

渡辺利夫編著 (a)『アジア諸国経済発展の機構と構造』アジア経済研究所、1985年。

渡辺利夫著 (b)『成長のアジア、停滞のアジア』東洋経済新報社、1985年。

(うちだ・ともひろ 国際言語学部准教授)