

## ハリス－トダロ・モデルによる中国の省間労働移動分析

金 京 美<sup>1)</sup>

### 1. 問題意識と研究目的

経済発展過程における地域間の労働移動は、農業部門から工業部門へ、あるいは、農村から都市への労働移動として示され、経済発展の重要な現象として捉えられてきた。1980年代以降、中国の改革開放政策による地域間人口移動に対する規制の緩和、都市改革に伴う雇用機会の増加、地域格差の拡大などがその主たる原因で、中国では、内陸部から沿岸部への大規模な労働力移動が繰り返されてきた。

現在、中国の都市労働力のかかなりの部分が移動者によって占められている。農村から都市への人口移動の原因とその決定要因、さらに都市や農村地域の相対的経済機会と人口移動の関連を理解することは中国の雇用問題を分析する際には極めて重要なことである。農村労働力が非農業部門へ移動すること、および農村人口が都市部へ移動することの原因については多くの研究がなされている。経済成長と産業構造の変化によって発生している労働移動もしくは人口移動は歴史的にみると広く各国に見られる現象である。

二重経済理論 (Lewis, 1954)、人的資本理論<sup>2)</sup> (Sjaastad, 1962)、トダロ移動理論 (Todaro (1969), Todaro (1980), Harris & Todaro (1970)) などでは都市と農村の間の所得格差が移動の主な要因であると指摘している。以上のような移動理論に基づく労働移動モデルの実証研究も数多く存在している。本論文の先行研究と位置づけられる、Todaro 移動理論による実証分析の例を示す。嚴 (2005) は中国の地域間移動率を所得水準、就業機会の地域間格差、移動コスト (距離) との関係において検討し、実証した。この研究では所得水準が比較的に高い地域への移動率が高く、失業率の比較的高い地域への移動率が低く、移動距離が長いほど移動率は下がることが分かった。韓 (2010) は中国の吉林省を中心に現地調査を行い、期待所得格差モデルを検討したが統計的には有意ではないという結果が出た。胡 (2008) は1995年と2000年の集計データを用いて、中国における労働力移動の状況を分析した。その結果、労働力移動は経済的要因に大きく左右され、省間距離、失業率、収入および GDP の成長率と高い関係があることを明らかにした。芹澤ほか (1997) ではフィリピンのフォーマルセクターに参入を希望する者が、インフォーマルセクターで就業しつつフォーマルセクター参入の機会を待

1) 麗澤大学大学院国際経済研究科博士課程、経済・政策管理専攻

本論文を大幅に改善するうえで2名の匿名レフェリーに大変貴重なコメントを頂きました。この場を借りて深く感謝の意を表します。ただし、残された誤りはすべて筆者の責任です。小野宏哉教授は指導教授として、ご指導を頂き感謝します。

2) 人的資本理論での労働移動は便益の最大化と費用の最小化を同時に求める合理的な経済人が費用・便益の損得を勘定して移動すると指摘した。

つのではなく、職を持たずに血縁関係者に依存する状態のままブルーセクターで待機することが明らかにされている。比嘉（2004）ではトダロ・モデルを修正したモデルを用いて日本の地域間労働移動を分析し、経済的要因のみでは地域間労働移動を説明することが不可能であり、医療や福祉、インフラ整備、地域の習慣や制度等の地域特性を考慮すべきであることを指摘した。

筆者は金（2011）において、中国吉林省の農村地域における労働移動について個票を用いて意識調査を行い、将来の労働移動予定の要因分析を行った。その調査では中国の移動傾向がより女性化、成年化しているような変化が見られた<sup>3)</sup>。さらにその移動の要因が変化する可能性も考えられた。しかし、この特徴は中国の一部地域を対象にした調査に基づくものであり、中国全体の事象に直ちに関連させることができない。本研究の目的は、全国を対象にした人口センサスの集計データを用いて、この新しい特徴を中国全体の労働移動モデルの構造変化を通じて分析し、労働移動の傾向として読み取ることである。

そのため本研究では、中国の農村地域から都市地域への労働移動の要因を分析するうえで、トダロの移動理論に基づくハリス-トダロ・モデルを採用し、変数となるデータを選択・吟味し、1995年、2000年、2005年の3時点での労働移動モデルとして分析を行うことにする<sup>4)</sup>。

## 2. トダロ理論による省間労働移動の検討

### 2.1 ハリス-トダロ・モデルとは

よく知られているように<sup>5)</sup>、経済発展メカニズムの解明に大きく貢献した代表的な研究はLewis（1954）の「無制限労働移動供給モデル」または「二部門経済発展モデル」である。この理論によれば、発展途上国の都市部で推進される工業化によって農村部に滞留している余剰労働力を最低生存費と等しくなる固定所得で吸収する事ができ、その結果、その無制限な余剰力がなくなるまで固定所得で工業部門の資本蓄積が進み、その蓄積が経済発展の原動力となるとしている。農村部から都市部へ余剰労働力が流れることは労働力の移動であり、その観点から経済発展理論は「二部門経済発展モデル」を用いて発展途上国における農村・都市間の労働移動を説明することが多い。しかし、発展途上国では都市部へ流出した労働力はこのモデルが想定しているようには工業部門によって完全に吸収されず、むしろ、多くの移動者は正規な仕事に就かないまま移動先に滞留して都市部の貧困層の形成を促し、その結果、都市部スラム経済の肥大化という現象が生じる。

ハリス-トダロ・モデルは、まずトダロによって1969年に初めて定義され<sup>6)</sup>、1970年のハリス-トダロ・モデルで労働移動と労働市場の均衡化を分析する。このモデルが指摘するように、途上国の経済開発のなかで、農村から都市への大規模な労働移動が行われたものの、農村都市間の所得格差は縮小しなかった。都市部の就業状況はルイス・モデルで想定された都市部完全

3) 段ほか（2008）pp. 30-43も同じ結果を指摘している。

4) 本研究では厳（2005）による先行研究の1995年、2000年の2時点でのデータに2005年のデータを加えて3時点で分析している。労働の移動要因をより正確に分析することが期待できる。また、ハリス-トダロ・モデルを用いるにあたり、厳（2005）では所得変数としてGDPを用いており、本研究では都市部可処分所得と農村純収入を用いる。本研究は、ハリス-トダロ・モデルに忠実な分析が期待できる。また、構造変化のある場合は、年度ダミーを用いることによって、労働移動の構造変化の傾向を探ることができる。

5) Todaro（1969）、厳（2005）、胡（2008）など参照。

6) Todaro（1969）、長島正治（2010）を参照。以下、出典を明示しない場合は同様。

就業には程遠く、高い失業率が続く状況であり、このモデルはこのような現実に対して強い説明力がある。農村から都市へ労働移動することによって仕事を見つけ、より高い所得が実現できるという期待がある限り、たとえ、都市部に高い失業率があったとしても移動し続けるというものである。つまり、人々は都市農村間の実質所得格差ではなく、都市部で得られる期待所得と農村での所得との比較で移動の意思決定を行う。ハリス－トダロ・モデルは過去何十年間にわたって修正がなされ、多くの発展途上国の研究にも広く適用され、モデルの理論的重要性だけではなく、労働移動および開発政策の提言に役立ってきたといわれる。本研究ではトダロによる修正版を用いる<sup>7)</sup>。

## 2.2 ハリス－トダロ・モデルの定式化

最初のトダロ・モデルはつぎの2つを前提とした。まず、農村から都市への労働移動の意思決定はすべての労働移動者に共通し、期待所得を最大化するという目的に従う。つぎに、その労働移動の意思決定は所得格差だけではなく、都市部での雇用の可能性も考慮に入れる。

Todaro (1969) においては農村・都市間の労働移動を経済格差という視点で捉え、都市部のスラム経済の形成について分析を行った。この研究は、都市部において如何なる就業形態でも期待所得が常に農村部の最低生存費より高く、それ故に余剰労働力が都市部へ流れ込むことになることを説明する。つまり、都市部において正規就業を提供するフォーマルセクターに就業できない移動労働者は潜在失業者として、資本金や技能を必要とせず参入障壁が極めて低いインフォーマルセクターで生計を営みながら、フォーマルセクターへの就業機会を待つ。またこのモデルが重要視しているのは、インフォーマルセクターにおける期待所得は農村部の最低生存費より高いため、絶えず農村部から都市部へ労働力が流れるという点である。このようにトダロ・モデルは労働移動の意思決定が期待所得の差に起因することを明らかにした。ただし、すべての労働移動の費用は共通して同じであることを前提にしている。

トダロの農村から都市への労働移動の行動モデルは以下の通りである。まず、労働移動  $M(t)$  は都市部の労働力  $S_u(t)$  に対して、期待される都市部の実質所得  $V_u(t)$  (以下、期待所得と称す) と農村の実質所得  $V_r(t)$  の差によって定まると仮定する。

つまり、

$$\frac{M(t)}{S_u(t)} = F\left(\frac{V_u(t) - V_r(t)}{V_r(t)}\right), \quad F' > 0 \quad (1)$$

と表せる。ただし、それぞれの変数は以下のように  $t$  期におけるものとして定義される。

$M(t)$  : 農村から都市部への移動人口

$S_u(t)$  : 都市部の労働力

$V_u(t)$  : 非熟練労働者に対する都市部の期待所得

$V_r(t)$  : 非熟練労働者に対する農村部の実質所得

また、すべての労働者の移動費用は一定で、移動後の労働の計画期間は等しいと仮定する。このような前提のもとで  $V_u(t)$  と  $V_r(t)$  を具体的に表す式を導くことができる。

現在価値を用いる場合には、

7) Todaro and Smith (2009)

$$V_r(0) = \int_{t=0}^n W_r(t) e^{-rt} dt \quad (2)$$

$W_r$  : 農村部の平均実質所得  
 $r$  : 割引率

つぎに、期待所得を都市部での就業確率  $P(t)$  を使って次のように表すことができる。

$$V_u(0) = \int_{t=0}^n P(t) W_u(t) e^{-rt} dt - C \quad (3)$$

$W_u$  : 都市部の平均実質所得<sup>8)</sup>  
 $C$  : 労働移動の費用  
 $P(t)$  :  $t$  期に都市部での就業確率

式(2)と式(3)より式(4)が得られる。

$$V(0) = \int_{t=0}^n [P(t) W_u(t) - W_r(t)] e^{-rt} dt - C(0) \quad (4)$$

$V(0)$  : 農村都市間の期待所得格差の現在価値

労働移動の過程を考慮しながら、以下のように考えて  $P(t)$  を定義する。すなわち、任意の時点  $t$  において、移動労働者が都市部で正規に就業できる確率を  $P(t)$  で表せば、 $P(t)$  は失業者及び伝統的な労働者群の新規就業確率と等しい。ここで、非正規雇用のもとで、この  $P(t)$  は、 $t$  時点だけでなく、それ以前の時点における失業者もしくは伝統的労働者（トダロではこれを伝統的労働者と呼ぶ）ながらも正規の職を求めている伝統的な労働者群の中から雇用主に選ばれる確率  $\pi(t)$  と密接な関係があると考えられ次のように考察される。

移動労働者がまず、移動を行う第 0 期に職を得る確率  $P(0)$  は、伝統的労働者が雇用主から選ばれる  $\pi(0)$  に等しい。

$$P(0) = \pi(0)$$

つぎの第 1 期に伝統的労働者として就業できる確率  $P(1)$  は第 0 期に就業した確率と、第 0 期には就業できず、つぎの第 1 期に就業する確率の合計となる。

$$P(1) = P(0) + (1 - P(0))\pi(1)$$

同じように考えて、任意の  $t$  期について就業確率は式(5)のようになる。

$$P(t) = P(t-1) + [1 - P(t-1)]\pi(t) \quad (5)$$

ここで、伝統的な労働者群から新たに雇用主に選ばれる可能性  $\pi(t)$  は新しい職の発生分として以下のように定義する。

---

8) 都市部の実質所得は賃金、生活コスト、都市アメニティ等を含む。

$$\pi(t) = mN / [S - N] \quad (6)$$

$m$  : 都市部における新しい職の純創出率  
 $N$  : 都市部における就業者数  
 $S$  : 都市部の労働力総数

議論を簡単にするために労働移動費用  $C$  をゼロと考えると、式(4)では労働移動するという決定は、 $t$  期に都市農村間の所得格差が正となる時 ( $W_u(t) - W_r(t) > 0$ ) ではなく、期待所得格差 ( $P(t)W_u(t) - W_r(t)$ ) の割引現在価値の合計が正となる時に行われる。前者では、農村から都市への労働移動は、都市農村間の所得格差がある限り行われることになるのに対し、後者では、都市実質所得は就業可能性（就業確率）により期待所得として評価され農村所得と比較され、その格差を一定の計画期間にわたり割引現在価値として合計したものが正となる時に行われる。

さらに、Harris & Todaro (1970)、Todaro (1992)、トダロ (1997)、Todaro & Smith (2009) では、途上国における農村から都市への所得格差による労働移動のメカニズムと都市部門での失業の存在を取り入れた一般均衡モデルが導入された。モデルの重要な特徴は、農村都市間の移動メカニズムと、失業しながら就労機会を待つ経済的に合理的な失業者を想定する点であり、このことによりそれまでのモデルで取り扱いが困難だった“失業”の存在を一般均衡モデルのフレームワークで取り扱うことが可能になった点である。農村収入、都市部の労働力、農村部労働力、都市部の失業者など発展途上国のより現実的な経済問題を説明することができることになったといわれる<sup>9)</sup>。

労働移動のメカニズムと都市部の失業の存在を1期間のモデルに単純化し、具体的に図1に即して説明する<sup>10)</sup>。まず、ハリス-トダロ・モデルでは固定された最低都市所得  $W_{\text{Fix}}$  を前提にして労働移動を説明する。ここでは農村の農業部門と都市の製造業部門の2部門のみを考える。縦軸の  $O_1W_A$  と  $O_2W_U$  はそれぞれ農村（農業部門）と都市（製造業部門）の所得を表し、また横軸  $O_1O_2$  は農村部と都市部の労働者の総数を表している。 $O_1$  は農業部門労働者数の原点であり、 $O_2$  は製造業部門労働者数の原点である。完全雇用にある市場経済においては、労働移動は所得が  $W_A = W_U = W_1$  の点  $J$  で均衡する。

しかし、トダロは都市所得が制度的に決定されると考え ( $W = W_{\text{Fix}}$ )、かつ、その所得は  $W_1$  に比べて高いものとした。失業者が発生しないと仮定すれば  $L_2$  の労働者が都市で雇用され、残りの  $L_1 + L_U$  の労働者は農村部においてより低い所得  $W_1^{**}$  で働くことになる。このままであれば、都市農村間の所得格差は  $W_{\text{Fix}} - W_1^{**}$  であることが分かる。ここで、都市部における雇用が確率的に実現するという期待のもとで、農村労働者は高い所得が得られる都市に移動する判断を行うものとする。所得が  $W_{\text{Fix}}$  の職は限られているので失業者が発生すると同時に、移動の判断は期待所得で比較して行うというモデルである。

就業可能性（就業確率<sup>11)</sup>）は都市労働者総数  $L_2 + L_U$  に対する製造業部門の雇用量  $L_2$  の比

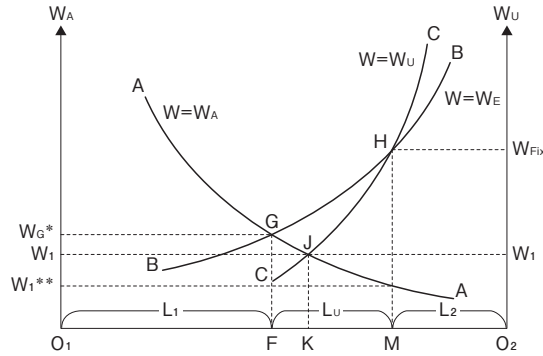
9) 長島 (2010) 参照。

10) トダロ (1997)、Harris and Smith (2009) 参照。

11) たとえば、仮に農村平均所得が60単位で、都市部所得は120単位であるとする。都市部での就職確率が60%とすると、都市部の期待所得が72単位になる。このケースでは都市部の期待所得が農村所得より上回るため、農村から都市への労働移動が行われる。その逆に、職を得る確率が40%だとすると、都市部の期待所得が48単位になり農村から都市への労働移動は合理的ではなくなる。トダロ (1997) 参照。



図1 Harris-Todaro・モデル



で表すことができると考えれば、その時の都市期待所得はつぎの式で表される。ただし、ここでは簡単のためにインフォーマルセクターの所得  $W_{inf}$  はゼロとして分析の対象から外す。

$$W_E = L_2 / (L_2 + L_U) \times (W_{Fix}) \quad (7)$$

このモデルでは、農村部の所得  $W_A$  が都市期待所得  $W_E$  と等しくなるまで労働力の移動は続く ( $W_A = W_E = W_G^*$ )。農村部所得と都市部の期待所得が等しい状態で均衡し、農村労働者は都市、農村のいずれで就業しても無差別である。決められた都市所得  $W_{Fix}$  のもとで、このように労働力移動により失業者数  $L_U$  が変動し、その結果、都市期待所得  $W_E$  が変化する関係 ( $W_E = W_E(L_U)$ ) をハリス-トダロ曲線とよぶ (図1、曲線BB)。期待都市所得と農村所得が等しい新たな均衡点G ( $W_E = W_A = W_G^*$ ) に達するまで、農村から都市部に人口が移動し続けることになる。均衡において農業部門と製造業部門の所得格差は  $W_{Fix} - W_G^*$  となり、農業部門では  $L_1$  の労働者が就業し、製造業部門では  $L_2$  の労働者が就業し、残りの労働者  $L_U$  が失業状態もしくはインフォーマルセクターでの就業状態にある<sup>12)</sup>。このモデルは都市部で高い失業率があるにもかかわらず農村 (農業部門) から都市 (製造業部門) への労働力の移動が継続することを合理的に説明することができる。

Todaro は新たな変数を加えて労働移動モデルを拡張した。

Todaro (1980) では所得、都市化、失業率、距離、地域間情報などの変数を取り入れることによって労働移動要因の分析を行うことができると指摘した<sup>13)</sup>。

Todaro (1992)、トダロ (1997) および Todaro and Smith (2009) では、労働移動の要因は多様で複雑であると指摘し、人口移動は経済、社会、教育など、人口統計学上個人に影響を及ぼす要因に対する選択の過程であるとし、非経済的要因として社会的、文化的、心理的要因を含む傾向があると指摘した<sup>14)</sup>。

以上の拡張されたハリス-トダロの人口移動モデルをまとめると以下の通りである。

労働移動の意思決定は農村都市間の所得格差ではなく期待所得格差により行われ、農村都市間の所得格差と都市部の就業確率の2種類の変数によって決まる。都市での就業確率は都市の新規雇用と関係があり、都市失業率は相反する関係にある。労働移動の要因は経済的な要因だ

12) 仮定を緩めて、低所得でインフォーマルセクターに従事するモデルへ拡張することは容易である。

13) Todaro (1980) pp. 379-380参照。

14) Todaro (1992) p. 238, トダロ (1997) p. 338, Todaro and Smith (2009) pp. 320-349参照。

けではなく、心理的な要因も含む合理的な意思決定に依っている。

### 2.3 トダロ理論による中国省間労働移動の考察

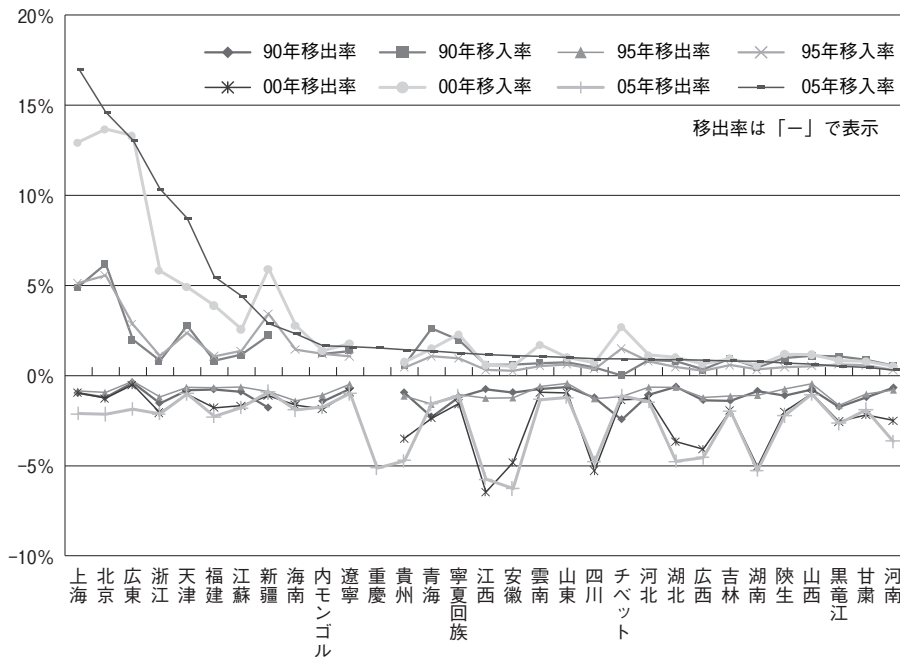
まず、全体の省間移動規模の変化（5年前の常住地を基準にした移動人口<sup>15)</sup>）を、1990年、1995年、2000年、2005年の4つの調査時点において検討すると、それぞれ約1100万人<sup>16)</sup>、約1066万人、約3228万人、約5040万人の規模で移動が生じ、省間移動人口が1995年には若干減少しているものの、その後は移動規模が急激に拡大している<sup>17)</sup>。

つぎ、中国全土の平均移動率は、1990年（0.98%）と1995年（0.89%）は変化が小さく、2000年（2.56%）からは急激に増加して、2005年には2.97%にまで達していた。

各省ごとの移出率と移入率の大きさの分布とその変化は図2の通りである<sup>18)</sup>。移入率はプラスの領域に表示し、移出率はマイナスの領域に表示している。

高い移入率は特定地域に集中的している（図2上部の移入率のグラフ）。特に上海、北京、広東では常に高い移入率を保ち、2000年には移入率が急激に増加している。2005年には上海への移入率が一番高く（17.03%）、北京（14.61%）、広東（13.06%）の順につづく。新疆は

図2 1990、1995、2000、2005時点の移出率と移入率



出典：1990年は国家統計局人口統計司編（1991）、1995は全国人口抽出調査办公室編（1997）、2000年は国務院人口普查办公室・国家統計局人口と社会科技統計司編（2002）、2005年国務院全国1%人口抽出調査領小組办公室・国家統計局人口と就業統計司編（2007）。1990年は実数；1995の値は1%抽出データ×100；2000年の値は長表10%抽出データ×10；2005の値は1%抽出データ×100の数値。

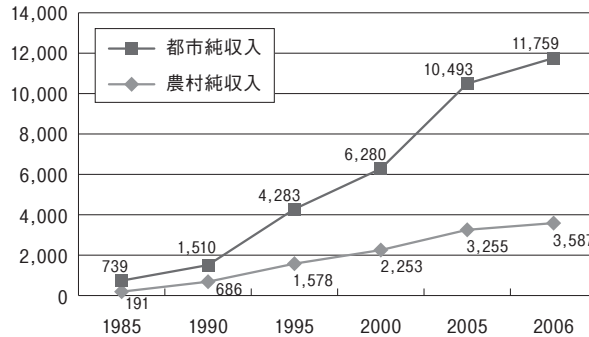
15) 過去5年間に移動したと見なす人口。詳しくは注23を参照。

16) 1990年のデータは統計表の合計値と内訳の合計が一致しないため、本研究では内訳の合計値を用いている。

17) 附表1を参照。1990年は実数；1995の値は1%データ×100；2000年の値は長表10%データ×10；2005の値は1%データ×100の数値である。2000年には短表と長表がある。短表は100%のデータで、長表は約10%のデータである。5年の移動調査結果は長表に載っているため、長表を使用している。

18) 移出率=移出人口数/人口移動調査年度の人口、移入率=移入人口/人口移動調査年度の人口。

図3 都市と農村の一人当たり年間純収入（元）



出典：「中国統計年鑑」各年版より作成。

1990年から2000年まで移入率が増加し、2005年には大幅に減少している。

図2下部の移出率は移入率と比べると、その数値が小さいことがわかる。安徽、江西、湖南、広西、四川などが主な移出地域で、その他の地域の移出率は比較的小さい。主な移出地域はほとんどが2000年に急激な変化が生じている。たとえば、安徽省は2000年には1990年の約5倍に増え、2005年には約6倍の6.27%にまで増加している。吉林省、黒龍江省地域は常に移出地域であるが、規模が小さい、チベット、寧夏、新疆等の地域は2005年には2000年に比べて逆に移出率、移入率ともに減少している。

移動の主な要因となる所得格差を検討すると、中国の都市農村間の所得格差は毎年増加していることがわかる。このことから都市部での期待所得が高くなると、労働移動の規模も拡大するものと考えられる（図3）。

さらに、中国の失業率に関しては、中国統計各年のデータによると、平均失業率は1990年2.9%から2008年4.2%まで変化しているものの、この数値は他国と比較すれば決して高いものではない。中国の失業率は定義上就業機構に登録し、都市部戸籍を持つ労働者のみを対象としている。失業者の調査対象範囲がかなり狭く、都市部の出稼ぎ労働者や農村部の失業者、レイオフ人員が入っていないため、実態よりかなり低くなっていると思われる。

#### 2.4 ハリス-トダロ・モデルによる省間労働移動モデルの定式化

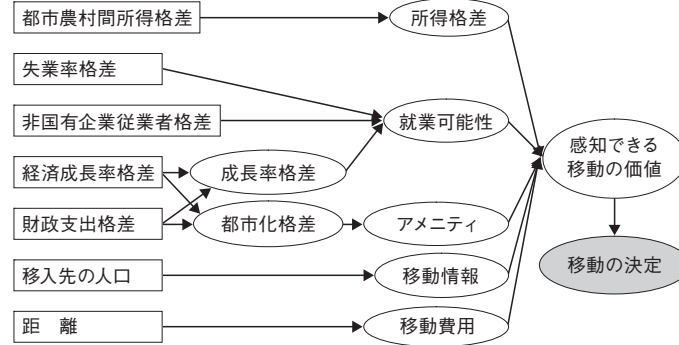
中国の労働移動は出稼ぎを主な目的として行われるが、その移動先は地域ごとに異なる。そのような移動のなかでも所得が低い中部地域から所得が高い東部地域に移動するものの規模が拡大している。省間の所得格差は大きく、都市部の潜在的失業率も高いと言われている。ハリス-トダロ・モデルによれば出稼ぎの就業者が主に非正規部門において、低い所得で働くという状況に適合していると考えられる。

中国についても人口移動を分析する枠組みとして Todaro and Smith (2009) pp. 346を参考にモデル化できる（図4）。つまり、労働移動の意思決定は期待所得、就業確率、その他の要因（距離、情報、アメニティ等）によってなされるものとして、モデルを構成する。具体的には以下の中国の労働移動の特徴にあわせたモデルを作る。

第一に、省間の都市農村間所得格差。中国の都市部と農村部の所得格差は大きく、沿岸地域と中西部地域の格差が大きいので、高い所得を求めることが労働移動の主な動機としている人にとっては、実際の労働移動は合理的な行動である。農村と都市の間の所得格差が大きいほど



図4 労働移動意思決定モデル



移動は積極的であると考えられる。

第二に、移出地域と移入地域の失業率格差。所得水準の高い地域でも失業率が高ければ、人は簡単には移動しないであろう。期待所得が割引される可能性があるからである。

第三に、都市部における非国有企業の就業者の格差。移動労働者はフォーマルセクターよりインフォーマルセクターに就業することが多いので、非国有企業就業者が多い地域には就業機会が多いことが推測できる。より多くの人がこのような就業目的で移動すると考えられる。

第四に、経済成長率格差。地域の経済成長率が高い地域では就業機会が拡大することを予測する事が出来る。就業機会が拡大することと都市化が進むことによってよい生活環境の向上も期待でき、より多くの人に移住することを予想することができる。

第五に、財政支出格差。財政支出規模が大きい地域では都市化が進むことが期待でき、アメニティなど住みやすさと就業機会の増加が期待できる。

第六に、移動距離。移動費用は距離が短いほど安くなる。移動距離が短いほど、積極的に移動するという意思決定を行うことができ、移動距離が長いほど移動に消極的であることが考えられる。

以上の考えに基づき、本論文で用いる労働移動意思決定モデルは以下の関数形で示すことができる。

労働移動率 =  $f$  (都市農村間所得格差<sup>19)</sup>、失業率格差、財政支出格差、経済成長率格差、非国有企業就業者格差、移動先の人口数、地域間の距離)

ハリス－トダロ・モデルに個人行動に係わる要因として強く影響すると期待される変数を加えたモデルとし、以下の対数線型モデルとして推定した。(以下推定モデルと称す)

$$\log\left(\frac{M_{ij}}{P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{W_{uj}}{W_{Ai}}\right) + \beta_2 \log\left(\frac{UE_j}{UE_i}\right) + \beta_3 \log\left(\frac{FP_j}{FP_i}\right) + \beta_4 \log\left(\frac{GRR_j}{GRR_i}\right) + \beta_5 \log\left(\frac{NSE_j}{NSE_i}\right) + \beta_6 \log P_j + \beta_7 \log D_{ij} + e_{ij} \quad (8)$$

ここでは、 $i$  は移出地域、 $j$  は移入地域を表わす。労働移動率として移出率を用い、 $M_{ij}/P_i$

19) 巖 (2005) では労働移動モデルに一人当たり GDP という変数を取り入れた。本研究の特徴は都市農村間の期待所得格差変数を取り入れた点である。ハリス－トダロ・モデルに即したものと言える。

を  $i$  地域から  $j$  地域への移出率とする。

ただし、 $M_{ij}$  は  $i$  地域から  $j$  地域への人口移動数、 $P_i$  は  $i$  地域の人口数、 $W_{ij}$  は  $j$  地域の都市部所得、 $W_{Ai}$  は  $i$  地域の農業所得、 $UE_i$  は移出地域  $i$  の失業率、 $UE_j$  は移入地域  $j$  の失業率、 $FP_i$  は移出地域  $i$  の財政支出、 $FP_j$  は移入地域  $j$  の財政支出、 $GRR_i$  は移出地域  $i$  の経済成長率、 $GRR_j$  は移入地域  $j$  の経済成長率、 $NSE_i$  は移出地域  $i$  の非国有企業就業者比率、 $NSE_j$  は移出地域  $j$  の非国有企業就業者比率、 $P_j$  は移出地域  $j$  の人口数、 $D_{ij}$  は  $i$  地域から  $j$  地域への距離、 $e_{ij}$  は誤差項である。

この労働移動率および説明変数の定義をもとに、省間労働移動のモデルの分析を行うことができる。各説明変数のデータについては次節で説明する。

## 2.5 省間労働移動モデルのデータ選択

ここでは、前節でハリスートダロ・モデルとして定式化した労働移動モデルに対するデータ選択の検討を行う。中国で利用できる移動人口の集計データは複数あり、労働移動の分析により適しているデータを選ぶ必要がある。移動人口の集計データは以下の3つに分類できる。

まず、人口センサスで人口移動を扱ったものとしては、①『中国1964年人口普查資料』、②『中国1982年人口普查資料』、③『中国1987年1%人口抽様調査資料』、④『中国1990年人口普查資料』、⑤『全国1995年1%人口抽様調査資料』、⑥『中国2000年人口普查資料』、⑦『中国2005年1%人口抽様調査資料』などである<sup>20)</sup>。しかし、これらは時点に伴って計測単位が変化していることに注意しなければならない。つまり、人口移動に関するデータの計測単位が空間と時間ともに変更されている。具体的には、人口センサスにおける人口移動の集計の単位は1982年には空間的には県または市<sup>21)</sup>、時間的には1年；1990年には空間的には県または市、時間的には1年；1995年には空間的には県または市、時間的には半年；2000年には空間的には郷・鎮・街道、時間的には半年；2005年には空間的には郷・鎮・街道、時間的には半年である。このように空間的集計単位が従来の県または市から郷・鎮・街道に小さくなったために、これまでは計測対象とならない人々も移動人口に含まれることと、また時間的集計単位は従来の1年から半年に短縮されたので、短い期間の移動も数える対象となった。

つぎに、人口センサスではもう一つ別に長期的移動の人口が計測されている。5年前の常住地を尋ねて、現住地と5年前常住地が異なる者を移動人口に数えるものである。「5年前の常住地はどこですか」という質問項目が長期にわたって調査票で採用されている。5年という一定期間内の移動人口が計測されるため、そこから得られる期間移動人口は人口移動研究の基礎データとして価値が高い<sup>22)</sup>。

第三に移動人口を公安部治安管理局編の「臨時人口」によって計測することが可能である。3日以上常住地を離れた場合に、移動先の公安機関に登録した数である。そのため、人口センサスと大きな差が出る。

以上3種類の人口移動数のデータは3時点にわたって比較できる<sup>23)</sup>。公安部治安管理局が公表するデータは1998年には約4046万人、2000年には約4510万人、2005年約8673万人であり、

20) 2010年11月1日に人口普查を行っている。現時点で具体的なデータが公表されていないため今後の課題とする。

21) 中国は省、市、県順に小さくなる。

22) ただし、過去5年間における移動回数は考慮されないことと、調査時点5歳未満者、死亡した移動者は対象外である。

23) 4時点の移動人口データの比較は可能であるが、説明変数となるその他のデータについては1990年において測定方法が後の年度と異なるので1990年のデータは対象から外した。

人口センサスの「短期期間移動人口<sup>24)</sup>」は1995年には約7073万人、2000年約1億229万人、2005年約1億4735万人であり、人口センサスの「期間省間移動人口（5年前を対象）」は1995年には約1066万人、2000年には約3228万人、2005年には約5040万人である。移動人口データの数値が相互に大きく異なっていることがわかる。そのなかでは「期間省間移動人口」が統計分析に最も適している。なぜなら調査範囲と質問表のどちらも同じの様式で実施されているためである。ただし、このデータは2000年までは省間移動と省内移動を記録しているものの、2005年には省内移動が失われたため省間移動のみがもっとも適しているといえる。

以上を踏まえ、労働移動モデルの被説明変数には「期間省間移動人口」データを用いる。その3時点のデータの特徴は以下の通りである（附表1を参照）。

- 1) 1995年の1%抽出調査に基づく人口移動表（30省、自治区、重慶は四川に含まれる。1997年重慶が四川から分離された）
- 2) 2000年の第5回人口センサスに基づく人口移動表（31省、自治区）<sup>25)</sup>
- 3) 2005年の1%抽出調査に基づく人口移動表（31省、自治区）

このように「期間省間移動人口」に基づいて移動要因の分析を行う場合にも、移出数、移入数、純移動数のような様々なデータ項目の選択肢、あるいは移出率、移入率、純移動率のように様々な加工方法の選択肢が残されている。さらに移動率の計算には、分母に移入人口、移入人口、「移入人口+移入人口」など種々の定義が用いられ、移動時点より前の時点の人口データを用いることもある<sup>26)</sup>。

式(8)の被説明変数に関する判断をまとめれば、労働移動モデルの被説明変数として労働移動率を採用し、その労働移動率は、 $i$ 地域の移入人口をその $i$ 地域の人口数（人口調査実施年の数値）で割ったものと定義とする。

つぎに、労働移動モデル（式(8)）において、移動要因として選択した7個の説明変数に利用するデータを以下に示す。

- ① 移入先の都市所得と移出元の農村所得との格差（都市農村間所得格差）
- ② 移入先の都市失業率と移出元の都市失業率との格差（失業率格差）
- ③ 移入先の非国有企業就業者の割合と移出元の非国有企業就業者の割合との格差（就業機会格差）
- ④ 移入先の経済成長率と移出元の経済成長率との格差（経済成長率格差）
- ⑤ 移入先の財政支出と移出元の財政支出との格差（都市化格差）
- ⑥ 移入先の人口数（移動情報）
- ⑦ 移入先と移出元の省都間の距離（移動費用）

データ①、②、③、⑤、⑥は人口調査実施年の数値であり、④は調査実施年の5年前に遡っ

24) 段ほか（2008）pp. 31-32。段ほか（2008）より2000年と2005年の平均時間調整係数と平均空間調整係数により調整後の数字は1982年1154万、1987年2479万、1990年3750万である

25) 2000年の人口センサスでは短表、長表2種類のセンサス表が採用されている。短表は人口の基本状況の項目を反映し、長表はすべての短表の内容と、移動、教育、経済活動、結婚家庭、生育や居住などの項目を調査している。長表ではセンサスの10%を記録し、短表は全数について記録している。人口移動は短表にも長表にもあるが、項目が若干異なる。現住地と5年前の常住地を比較するデータは長表に記載されているので、本研究では長表を使用する。

26) 式(8)を参照のこと。巖（2005）では地域間人口移動率を以下のように定義している。

$$i \text{ 省から } j \text{ 省への人口流出率} : \left( \frac{2M_{ij}}{P_i + P_j} \right) \times 10000, \quad j \text{ 省から } i \text{ 省への人口流入率} : \left( \frac{2M_{ji}}{P_i + P_j} \right) \times 10000,$$

$$i \text{ 省から } j \text{ 省への人口純移動率} : \left( \frac{2(M_{ij} - M_{ji})}{P_i + P_j} \right) \times 10000.$$

表1 地域間の労働移出率と移動要因との相関係数(対数変換後)

労働移動要因	1995年	2000年	2005年
都市農村間所得格差	.164**	.154**	.186**
失業率格差	-.233**	-.149**	-.175**
財政支出格差	.093**	.107**	.080*
経済成長率格差	.054	.173**	.071*
非国有企業就業者格差	.085*	.102**	.222**
移入先の人口	.302**	.379**	.345**
移動距離	-.508**	-.519**	-.501**

注①: \*\*、\*はそれぞれ1%、5%水準で有意(両側)であることを示す。(Pearsonの相関係数)

注②: 1990年は国家統計局人口統計司編(1991)、1995は全国人口抽出調査辦公室編(1997)、2000年は國務院人口普查辦公室・国家統計局人口と社会科技統計司編(2002)、2005年國務院全国1%人口抽出調査領小組辦公室・国家統計局人口と就業統計司編(2007) 1990年は実数; 1995の値は1%抽出データ×100; 2000年の値は長表10%抽出データ×10; 2005の値は1%抽出データ×100の数値。

での平均成長率である。以上のデータは該当年の人口センサス資料と中国統計年鑑の該当年版で公表されているデータである。⑦は移出地と移入地のそれぞれの省都の間の直線距離で、直線距離測定ソフトを使い計算する<sup>27)</sup>。

## 2.6 労働移出率と説明変数の相関構造

労働移動モデルにおける移出率とその説明変数の1対1の相関関係から3点を確認できる(表1)。

第一に全体として、所得格差、財政支出格差、非国有企業就業者格差、移入先人口数は移出率と正の相関関係がある。期待所得格差が高いほど、都市化の格差が高いほど、就業機会が高いほど、人口の地域間移動が活発化していることがわかる。また、移入先人口の規模にも影響を受けることが分かる。

第二に、失業率格差、移動距離は移出率と負の相関であることがわかる。移入先と移出元の失業率格差が大きいくほど、人口の移動は消極的であることを示している。また、移動距離が長いほど移動費用がかかるので、移動することが難しくなると考えられる。

第三に、経済成長率格差と移出数との相関関係は1995年には有意ではないものが、2000年、2005年には有意になっている。

以上をまとめると移出率と移出要因間の相関関係はそれぞれでは小さいものの、労働移動を決定する際に確実に影響を与えるものと考えられる。

## 3. 省間労働移動モデルによる分析

前章では中国の省間労働移動モデルの枠組みを構築し、その過程でデータの選別を行い、各省の移出率に対する説明変数の相関構造を確認した。本章ではそれをふまえて労働移動の要因をモデル分析するために推定式(8)に基づいて重回帰分析を行う。変数選択は強制投入法である。重回帰分析により得られる移動モデルの推定結果を表2に示す。

自由度調整済決定係数は0.387~0.479でやや低い。説明変数の間に相関が認められるが、間

27) みんなの知識: 省間距離測定: [http://www.benricho.org/map\\_straightdistance/](http://www.benricho.org/map_straightdistance/)(2010年12月5日確認)

表2 省間労働移動モデルの3時点の比較

説明変数	係数記号	1995年		2000年		2005年	
		$\beta$	t 値	$\beta$	t 値	$\beta$	t 値
定数項	$\beta_0$	-1.993***	(-3.171)	-3.736***	(-7.108)	-4.128***	(-6.319)
都市農村所得格差	$\beta_1$	0.16	(1.128)	.749***	(5.825)	0.024	(0.129)
失業率格差	$\beta_2$	-.239***	(-3.661)	-.313**	(-2.699)	-.749***	(-3.734)
財政支出格差	$\beta_3$	.505***	(6.381)	.311***	(5.027)	.143*	(1.969)
経済成長率格差	$\beta_4$	0.183	(0.946)	0.2	(1.417)	0.128	(0.701)
非国有企業就業者格差	$\beta_5$	-0.19	(-0.9)	-0.233	(-1.196)	1.177***	(4.634)
移入先人口	$\beta_6$	.183**	(2.483)	.420***	(6.935)	.521***	(6.833)
移動距離	$\beta_7$	-1.121***	(-15.624)	-1.095***	(-18.276)	-1.070***	(-15.545)
サンプル数	N	735		811		808	
自由度調整済み決定係数		0.387		0.479		0.401	

注①：\*\*\*は0.1%で有意水準、\*\*は1%で有意水準、\*は5%で有意水準。

注②：(8)式推定モデル再掲

$$\log\left(\frac{M_{ij}}{P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{W_{ij}}{W_{Ai}}\right) + \beta_2 \log\left(\frac{UE_i}{UE_j}\right) + \beta_3 \log\left(\frac{FP_i}{FP_j}\right) + \beta_4 \log\left(\frac{GRR_i}{GRR_j}\right) + \beta_5 \log\left(\frac{NSE_i}{NSE_j}\right) + \beta_6 \log P_j + \beta_7 \log D_{ij} + e_{ij}$$

題にすべき水準ではない<sup>28)</sup>。共線性は認められるが、有意な回帰係数に注目する範囲では限定的な影響と判断できる<sup>29)</sup>。このように説明力の限られたモデルではあるが3時点での有意な説明変数の相違、変動が見られる。

都市農村間所得格差は2000年のみに労働移動モデルに対して有意性が見られる。韓(2010)で期待所得格差が有意ではないと指摘することに対して矛盾するものではない。むしろ時点により有意性が変化していることが検討課題である。

失業率格差については、失業率そのものが労働移動率に対して負の影響を与えることが確認できる。その負の影響は時間の経過によって強くなっている傾向も確認できる。

経済成長率格差は、成長率の高い地域で新規就業機会が拡大することを反映していると期待できる。しかし、格差変数単独としては1995年、2000年、2005年のいずれにおいても有意な形では影響が見られない。同時に地域のアメニティも増加することによる移動への影響が考えられる。

財政支出格差は労働移動モデルに対して有意性が見られる。各地域で財政支出を増やすことによって就業機会が増加するので、財政支出の格差が就業機会の差となって移動の意思決定に強い影響を与えることが推測できる。

非国有企業就業者格差は労働移動モデルに対して1995年、2000年には有意性が見られなかったが、2005年に有意性が見られた。2005年においては非国有企業の就業者規模が大きい地域ほど移入する者が多くなったと考えられる。私営企業が経済成長の中心となったことを想起させる。

移入先人口も労働移動モデルに対しては有意性が確認できた。人口が大きい地域ほど移入者が多くなる傾向がある。総需要の増加や規模の経済の増大と関係すると考えられる。

28) さらに、多重共線性の検討を都市農村所得格差、財政支出格差、非国有企業就業者格差について行くと、他の説明変数により0.6~0.7の決定係数で説明され、それぞれのVIFが2.2~3.4と判る。

29) たとえば、2005年 $\beta_5$ (1.177)の場合、共線性の影響を受けると、VIF=2.39で、t値で0.1%有意水準から5%有意水準にまで下がる。



省間距離はいずれの場合も労働移動モデルに対して有意性が確認できた。移動距離が長いほど移動費用が高く、移動率に負の影響を与えると理解できる。長期間的には時間距離が短縮し続けると期待されるので、係数もその傾向に対応し絶対値が減少している。

そこで、1995年、2000年、2005年の3時点に対して、労働移動モデルを説明する主要な変数の変化を検討する。それぞれの年の労働移動率に対する有意性が高い変数に注目すると、1995年には移動距離、財政支出格差、失業率格差の有意性が高く、2000年には移動距離、都市農村所得格差、移入先人口、財政支出格差の有意性が高く、2005年には移動距離、非国有企業就業者数格差、移入先人口、失業率格差の有意性が高いことがわかった。

以上をまとめると、まず、省間労働移動は距離が短いほど移動しやすいということが時間が経過しても変わらないこと、その傾向は少しずつ弱くなっていることがわかる。つぎに、有意性の特に高い有力な説明変数に限ると、1995年には財政支出格差、失業率格差、2000年には都市農村間所得格差、財政支出格差、移入先人口、2005年には移入先人口、失業率格差、非国有企業就業者数格差と変化していることがわかる。

最後に、1995年、2000年、2005年の3時点にわたる労働移動モデルの変化をみるために2005年を基準とする時間ダミー変数を入れたモデル式(9)を検討する。(以下、ダミー付モデルと称す)

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{M_{ij}(t)}{P_i(t)}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{W_{vj}(t)}{W_{Ai}(t)}\right) + \beta_2 \log\left(\frac{UE_j(t)}{UE_i(t)}\right) + \beta_3 \log\left(\frac{FP_j(t)}{FP_i(t)}\right) + \beta_4 \log\left(\frac{GRR_j(t)}{GRR_i(t)}\right) \\ & + \beta_5 \log\left(\frac{NSE_j(t)}{NSE_i(t)}\right) + \beta_6 \log P_j(t) + \beta_7 \log D_{ij}(t) \\ & + \beta_8 Dummy_{95t} + \beta_9 Dummy_{00t} + e_{ijt} \end{aligned} \quad (9)$$

( $i, j = 1 \sim 31, t = 1, 2, 3$ )

ただし、Dummy<sub>95</sub>は1995年度を「1」とし、Dummy<sub>00</sub>は2000年度を「1」とするダミー変数である。

表3 3時点をダミー変数で処理した労働移動モデル

説明変数名	係数記号	$\beta$	t 値
定数項	$\beta_0$	-3.051***	(-8.748)
都市農村所得格差	$\beta_1$	.463***	(5.609)
失業率格差	$\beta_2$	-.257***	(-5.081)
財政支出格差	$\beta_3$	.318***	(7.847)
経済成長率格差	$\beta_4$	0.104	(1.139)
非国有企業就業者格差	$\beta_5$	0.075	(0.663)
移入先人口	$\beta_6$	.354***	(8.842)
移動距離	$\beta_7$	-1.102***	(-28.365)
1995年ダミー変数	$\beta_8$	-.416***	(-15.860)
2000年ダミー変数	$\beta_9$	-.053*	(-2.056)
サンプル数	N	2356	
自由度調整済み決定係数		0.452	

注：\*\*\*0.1%で有意、\*\*1%で有意、\*5%で有意。

モデル式(9)の推定結果を表3に示す。労働移動率は都市農村間の所得格差、財政支出格差、移入先の人口規模によって大きく正の影響を受けるが、失業率格差、距離には負の影響を受けている。経済成長率格差、非国有企業就業者格差の労働移動率への影響は明確には見られなかった。これは経済成長率格差、非国有企業従業者数格差が時間とともに拡大している場合に時間ダミーに吸収されているとも理解できる。2005年を基準点にした時間ダミーの係数値は、1995年から2005年にわたって正の方向へ変化していることがわかる。このことから時間とともに労働移動がしやすくなっていること、あるいは人々はより積極的に移動する傾向にあることがわかる。

#### 4. まとめと今後の課題

本研究は、ハリス－トダロ・モデルにより、省を単位とする中国の労働移動の構造とその変化の傾向をみるために、人口、所得を初めとする諸変数を採用し、地域単位で集計された公式統計データを用いてモデル分析を行った。

まず、省単位での地域間労働移動をハリス－トダロ・モデルで定式化し、1995年、2000年、2005年の3時点でモデルを推定した。さらに3時点で地域間労働移動モデルの構造変化について考察した。

3時点で一貫して距離が省間労働移動に有意に負の効果を与え、省間労働移動において距離が短いほど移動しやすいということ、次第に距離抵抗が減少していることが確認できた。

モデルとして有意な説明変数の組み合わせに変化が見られ、1995年に有力であった失業率格差が、2000年には都市農村間所得格差に替わり、2005年には、失業率および非国有企業就業者格差に交替していることがわかった。

このような3時点にわたる構造変化を表わすモデルとして時間ダミー変数を導入して分析したところ、時間経過の効果としてダミーの係数が次第に大きくなっていることがわかった。つまり、1995年から2005年にわたって次第に移動がしやすくなり、農村から都市に人々はより積極的に移動する傾向が強まったことが分かる。

また、失業率格差と距離は理論通り移動に対して負の影響を与えることがわかった。その逆に都市農村所得格差、財政支出格差、移入先人口はやはり理論通り移動に対して正の働きをすることがわかった。

この分析結果を冒頭で示した問題意識に照らしてみると、金(2011)で定義した労働移動の成人化、女性化がこの移動の容易化とも呼べる傾向と矛盾するものではないこと、しかし、本研究の分析が決定的な確認を与えたということも難しいことがわかる。

本研究は人口センサスの集計データを用いたものである。モデルとしての説明力が低いのは、省単位の分析であることと距離を中心都市を用いて測っていることに係るものと思われる。この点では個票を用いた分析が、中国全体のモデルにも非常に効果的であると期待される。また、中国では出稼ぎ労働者、農村部の失業者、レイオフ人員が失業者の範疇に入らないために、隠れ失業者と呼ばれる労働者が多く存在している。その隠れ失業者を分析に含めることによってより正確な結果が得られると思われる。これらの課題は今後委ねたい。

参考文献

- 厳善平 (2005) 『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
- 韓美蘭 (2010) 「中国における労働力送り出し地域の民族別移動とその決定要因」 アジア研究、Vol. 56, No. 3, pp. 30-44
- 金京美 (2011) 「農村地域における都市部への労働移動に関する意識分析—吉林省延辺地域の意識調査データに基づいて—」 麗澤経済研究、Vol. 19, No. 1, pp. 157-174
- Harris, J. R. & M. P. Todaro (1970) "Migration, Unemployment & Development: A Two-Sector Analysis," *The American Economic Review*, 59, 1, pp. 126-142
- 比嘉正茂 (2004) 「地域開発と地域間労働移動に関する考察—M. Todaroの人口移動モデルを中心に—」 経済学研究論集、第20号、2、pp. 1-16
- 胡水文 (2008) 「中国における省間の労働力移動の原動力」 人間社会環境研究、第15号、pp. 126-142
- Lewis, W. A. (1954) "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour," *Manchester School of Economic and Social Studies*, 22, pp. 139-191
- 長島正治 (2010) 『労働移動の開発経済分析—ハリス=トダロー・モデルの理論的系譜—』 勁草書房
- 坂本博 (2003) 「中国における省間人口移動の変容と規定要因：1985-2000」 国際東アジア研究センター、Vol. 2003-42
- Sjaastad, Larry A. (1962) "The Costs and Returns of Human Migration," *Journal of Political Economy*, 70, 5, pp. 80-93
- 芹澤辰一郎・長南史南・土井時久 (1997) 「フィリピンにおける農村・都市労働力移動経路—アンティケ州パンダナ村実態調査による実証分析—」 農経論叢、Vol. 53, pp. 113-123
- Todaro, M. P. (1969) "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries," *The American Economic Review*, 59, 1, pp. 138-148
- Todaro, M.P. (1980) "Internal Migration in Developing Countries: A Survey," *Population and Economic Change in Developing Countries*, 30, pp. 361-402
- Todaro, M. P. (1992) *Economics for A Developing World*, Longman Group UK Limited
- トダロ, マイケル P. (1997) 『M. トダロの開発経済学 第6版』 国際協力出版会
- Todaro, Michael P. and Stephen C. Smith (2009) *Economic Development*, Addison-Wesley

【中国語】

- 段成栄・杨舸・张斐・卢雪和 (2008) 「改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势」 人口研究、第32卷、第6期、pp. 30-43
- 吉林统计局編 (2006, 2007) 『吉林统计年鉴』 中国统计出版社
- 公安部治安管理局編 (1998~2009) 『全国暂住人口统计资料汇编』 中国人民公安大学出版社
- 国家统计局編 (2006, 2007) 『中国统计年鉴』 中国统计出版社
- 国家统计局人口统计司 (1988) 『中国1987年1%人口抽样调查资料』 中国统计出版社
- 国家统计局人口统计司編 (1991) 『中国人口统计年鉴』 中国统计出版社
- 国务院人口普查办公室・国家统计局人口和社会科技统计司 (2002) 『中国2000年人口普查资料』 中国统计出版社
- 国务院全国1%人口抽样调查领导小组办公室・国家统计局人口和就业统计司 (2007) 『2005年全国1%人口抽样调查资料』 中国统计出版社
- 全国人口抽样调查办公室 (1997) 『1995年全国1%人口抽样调查资料』 中国统计出版社
- 参照 URL
- 中華人民共和国国家统计局、<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>(2011年1月5日確認)
- みんなの知識、省間距離測定、[http://www.benricho.org/map\\_straightdistance/](http://www.benricho.org/map_straightdistance/)(2010年12月5日確認)

ハリス－トダロ・モデルによる中国の省間労働移動分析

附表1 1990年、1995年、2000年、2005年の各省の移入人口と移出人口

	流入人口90	流出人口90	流入人口95	流出人口95	流入人口00	流出人口00	流入人口05	流出人口05
北京	672,662	-132,148	694,400	-117,100	1,889,700	-174,360	2,975,100	-437,000
天津	244,607	-72,194	223,200	-61,900	491,980	-104,280	1,203,700	-141,400
河北	520,387	-645,704	503,100	-416,500	769,910	-872,210	810,700	-1,311,100
山西	307,026	-218,472	158,400	-140,200	382,730	-333,570	278,500	-457,400
内モンゴル	254,306	-303,129	275,200	-248,500	325,490	-441,060	522,100	-552,600
遼寧	541,375	-294,996	435,000	-196,500	754,820	-379,870	892,800	-551,800
吉林	237,293	-355,532	149,800	-294,800	253,960	-529,310	288,600	-705,500
黒龍江	367,428	-607,485	224,300	-613,600	301,200	-939,820	258,700	-1,351,300
上海	665,526	-132,562	726,000	-122,100	2,167,830	-162,940	4,008,200	-497,000
江蘇	791,110	-620,478	968,800	-449,500	1,908,350	-1,240,980	4,360,200	-1,759,300
浙江	335,886	-632,323	465,600	-514,200	2,714,730	-969,800	6,707,400	-1,379,500
安徽	337,763	-533,388	155,300	-744,300	313,460	-2,892,960	888,600	-5,082,400
福建	251,044	-238,387	344,300	-219,700	1,346,240	-624,530	2,562,500	-1,062,700
江西	224,865	-293,772	125,100	-512,600	235,930	-2,680,600	661,400	-3,280,500
山東	609,432	-534,842	526,900	-381,600	904,080	-878,200	1,223,600	-1,488,000
河南	477,833	-589,626	269,800	-740,100	469,900	-2,308,960	370,400	-4,549,200
湖北	431,121	-346,274	270,500	-381,600	606,200	-2,210,200	664,000	-3,597,200
湖南	271,802	-528,614	215,000	-703,900	362,640	-3,261,220	663,900	-4,409,400
広東	1,257,508	-250,494	1,947,200	-220,900	11,501,070	-438,000	15,895,200	-2,272,600
広西	142,505	-588,889	119,600	-553,800	287,460	-1,838,140	526,300	-2,813,100
海南	150,101	-105,977	103,800	-102,000	217,670	-129,590	252,800	-209,300
重慶					447,760	-1,103,130	566,000	-1,904,600
四川	469,876	-1,316,049	395,200	-1,457,100	589,600	-4,395,500	1,011,300	-5,221,500
貴州	190,408	-312,786	152,000	-401,500	261,450	-1,231,920	703,700	-2,339,500
雲南	250,264	-277,432	206,700	-241,600	732,740	-398,140	621,600	-796,200
チベット		-54,582	35,900	-28,000	70,690	-35,350	33,700	-41,600
陝西	314,588	-362,349	163,200	-264,500	422,990	-719,320	337,700	-1,095,700
甘肅	199,196	-280,715	139,500	-251,100	203,640	-560,820	156,000	-655,000
青海	115,819	-102,141	51,400	-76,500	76,910	-123,150	97,500	-113,100
寧夏回族	91,912	-56,609	48,800	-54,400	128,820	-87,420	98,800	-89,800
新疆	341,718	-277,412	565,900	-149,800	1,142,180	-216,780	765,100	-240,800
	11,065,361	-11,065,361	10,659,900	-10,659,900	32,282,130	-32,282,130	50,406,100	-50,406,100

注①：1990年は国家統計局人口統計司編（1991）、1995は全国人口抽出調査办公室編（1997）、2000年は国务院人口普查办公室・国家統計局人口と社会科技統計司編（2002）、2005年国务院全国1%人口抽出調査領小組办公室・国家統計局人口と就業統計司編（2007）より筆者作成。

注②：1990年は実数；1995の値は1%抽出データ×100；2000年の値は長表10%抽出データ×10；2005の値は1%抽出データ×100の数値。

**Summary**

An Analysis of Interprovincial Labor Migration in China  
Base on Harris & Todaro Model

Jingmei Jin

The purpose of this research is to analyze factors of interprovincial labor migration in China from rural areas to urban areas and to amplify the validity of Harris and Todaro Model by examining the selection of variables and data.

In 1995 the difference in financial investment provided a significant effect on labor migration. In 2000 wage difference between rural areas and urban areas gave a significant effect on member of labor migration. But in 2005 the difference among employees of non-government enterprises provided a significant effect on labor migration.

By introducing time dummy variables to the model that shows structural changes by increases of estimated value of time dummy variable teams.

It is indicated that in 1995~2005 labor migration is getting easier, and if means more people in rural areas tend to migrate into urban areas.

(受付 平成23年 8月 5日)  
(校了 平成23年 9月19日)