

~~~~~ 研究ノート ~~~~~

移住労働者の就業確率と近隣効果

——タイ、バンコクでの事例——

たなべさきこ
田部早紀子

はじめに

- I モデル
 - II 実証方法
 - III データ
 - IV 推定結果
 - V 数値例
- 結 論

は じ め に

人は職を探すとき、様々な人から情報を得たり、また就職情報を提供する機関や職業斡旋業者などを利用している。これが移住労働者である場合、新しい土地に移住して職を探す際に彼(女)らはとりわけ同じ地方出身者たちから影響を受けている [例えば Banerjee 1983]。すなわち、自分より先に移住している人々から住居や金銭面でのサポートを受け、職探しに有効な情報を得るといった情報の外部性が存在し、そのことが移住労働者らの就業確率を大きく決定している可能性がある。また、就業に関する情報などを提供する労働市場の情報インフラが整っている先進国よりも、それが整っていない開発途上国の方が同じ地方出身者たちから受ける外部効果は重要と思われる。さらにこのことは、外部性が就業率を左右することで地域労働市場の効率性に影響することを意味する。同じ地方の

出身者たちから受ける外部効果が後から移住する労働者たちの就業確率にどのような影響を及ぼしているかを、タイ・バンコクのマイクロデータを用いて実証的に確定するのが本稿の目的である。

同じ地方出身者たちからの影響によって移住労働者の就業確率が上昇することが実証されると、地方からバンコクへの労働移動によって、バンコク労働人口を所与にしたときの労働者1人当たりの生産性が増加していることを示すことになる。さらに就業確率が上昇することは、職業経験を通じた人的資本の蓄積を行っていることを意味する。地方からバンコクに移住し、同じ地方出身者からサポートを受けて職を得、職場での技能形成を通じて人的資本を蓄積していく労働者の数が増加していけば、単なる短期的効率性(就業率)の改善のみならず、より長期的な生産性効果が発生することを意味する。

近隣効果の研究は、これまで子供への教育投資や犯罪についてのものが中心であった。しかし近隣効果自体は直接観察不可能であるため、その実証的識別には困難を伴う。例えば Case and Katz (1991), Case (1992), Yamauchi (2000), Topa (2000)^(注1)が捉えた近隣効果は同じ地域に住む人々というような空間的な距離が近い経済主体から受ける外部効果であり, Bor-

研究ノート

jas (1995), O'Regan and Quigley (1996)^(注2)は同民族というような同じ特徴を持つ経済主体から受ける外部効果を見ていた。本稿において考えている近隣効果は、出身地域が同じ経済主体が与える影響であるので後者に属する。

また、就業確率に関しての外部性の研究については、例えば Montgomery (1991) は非公式なネットワークが雇用に対して影響を与えていることを考慮して、ジョブ・サーチモデルに社会的なネットワークの存在を組み込み、その重要性を明らかにしている^(注3)。しかし移住労働者の就業確率に対する近隣効果についての研究はほとんど行われていない。Banerjee (1983) は移住の決定に近隣効果が存在し、移住者の就業状態についても周りの人から仕事を斡旋してもらうという近隣効果が存在することを、デリーでの実態調査から実証している。しかし、この調査では就業確率が上昇しているのかは明らかではない。また、Caces et al. (1985) はフィリピンからハワイへの移住を個人の独立した経済行動として捉えるのではなく、これには社会的ネットワークが関連して行われているものと捉えている^(注4)。ただしこの研究は、移動に関する意思決定を扱ったもので、移住労働者の移住後の就業確率に関する近隣効果は実証されていない。

移住労働者の就業確率に与える外部効果についての研究として Carrington, Detragiache and Vishwanath (1996)^(注5)がある。そこで本稿では、Carringtonらのモデルを修正し、その含意を明らかにし、さらに移住先での就業確率決定要因に焦点を当て実証分析を行う。その際、先に移住している人口のみではなく、同地方出身者の就業割合が就業確率に与える影響をも分析

する。それによって、同地方出身者のうち非就業者よりも就業者の方がより有効な外部性のソースになっていることが明らかになる。

本稿の構成はまず、第I節において Carrington, Detragiache and Vishwanath (1996) を修正したモデルを紹介し、第II節では就業確率関数の推定方法について述べる。第III節では実証で使用するタイのデータについて説明し、第IV節で実証結果を示す。第V節では実証結果をもとにした就業確率の数値化を試みる。最終節では結論を述べる。

I モデル

本節では Carrington, Detragiache and Vishwanath (1996) のモデルをもとに、移住労働者の就業確率が農村・都市移動決定へ与える影響を見る。そのために以下では、移住労働者の就業確率 p だけが移動のコストを内生的に決めるモデルに修正してある。

ある個人は、都市・農村のいずれに住むかを決める。 $t=0$ 期において、都市と農村それぞれの人口を1に基準化し、都市に住む農村からの移住労働者の数を M_t とする。 t 期における農村の人口は $1-M_t$ となる。 t 期における農業生産から得られる収入を π_t とすると、これは農村人口(都市在農村出身者数)の関数 $\pi_t = \gamma^r(M_t)$ と表せる。また、 t 期において都市で雇用された移住労働者の数を E_t ($E_t \leq M_t$)、都市の賃金を w_t とすると、都市における逆労働需要関数は $w_t = \gamma^m(E_t)$ となる。 γ^r は M_t の増加関数であり、 γ^m は E_t の減少関数となっている。 $\gamma^m(0) > \gamma^r(0)$ を仮定すれば、労働移動が起きる前においては、都市の賃金の方が農村の賃金よりも高くなる。労働者は

研究ノート

所得の期待割引価値(純移動コスト)を最大化する場所で働く。

労働者が都市へ移住しても職を見つけることができるという保障はない。新たに移住してきた労働者たちは、まず失業者となり職をサーチする。ここで「先に移住し職を得ている労働者たちが彼(女)らを手助けすることができる」という外部効果を考える。 t 期において、移住労働者が職を見つけることのできる確率を $p(E_{t-1})$ とし、正の外部性は $p'(\cdot) > 0$ で表現する。

単純化のために、すでに都市で働いてきた労働者は確実に都市で雇用されていると仮定する。ここで、 $V^m(M_t, E_{t-1}, h, u) = t$ 期における、農村から都市への移住労働者のうち職を見つけていない人の将来所得に対する期待割引価値、 $V^m(M_t, E_{t-1}, h, e) = t$ 期における、農村から都市への移住労働者のうち職を得た人の将来所得に対する期待割引価値、 $V^r(M_t, E_{t-1}, h) = t$ 期において、農村に残った場合の期待価値と定義する。 h は労働者のタイプである。そこで失業中の移住労働者の期待割引所得は(都市で職を見つけることができない場合の賃金をゼロと置くと)、

$$\begin{aligned} V^m(M_t, E_{t-1}, h, u) = \\ p(E_{t-1}) V^m(M_t, E_{t-1}, h, e) + \delta[1 - p(E_{t-1})] \\ V^m(M_{t+1}, E_t, h, u) \end{aligned} \quad (1)$$

ここで δ は割引率である。職を得ている都市の移住労働者の期待所得は、

$$\begin{aligned} V^m(M_t, E_{t-1}, h, e) = \\ \gamma^m(E_t) \delta V^m(M_{t+1}, E_t, h, e) \end{aligned} \quad (2)$$

農村に残った労働者の期待所得は、

$$\begin{aligned} V^r(M_t, E_{t-1}, h) = \\ \gamma^r(M_t) + \delta \text{Max} \{ V^m(M_{t+1}, E_t, h, u), \\ V^r(M_{t+1}, E_t, h, u) \} \end{aligned} \quad (3)$$

となる。現在農村に住んでいるタイプ h が都市へ移動する条件は、

$$V^m(M_t, E_{t-1}, h, u) \geq V^r(M_t, E_{t-1}, h) \quad (4)$$

で与えられる。

この労働移動は、都市へ移る誘因がなくなるほどに賃金格差が縮まったときに初めて止まる。このような定常状態^(注6) ($M_t = M_{t+1} = M$) では、移動した全ての労働者が雇用されるので($t \rightarrow \infty$ となるので)、 $M = E$ となる。農村労働者の限界的なタイプを h^* とすると、定常状態においては都市に移住することと農村に残ることは無差別となる。すなわち、

$$\frac{\gamma^m(M) - \gamma^r(M)}{1 - \delta} = \frac{\gamma^m(M)(1 - p(M))}{1 - \delta(1 - p(M))} \quad (5)$$

が成立する。タイプ h^* にとって、農村－都市間の賃金格差の現在価値が、都市での職サーチ期間に失う賃金の期待現在価値に等しくなっている。

この(5)式における定常状態での就業確率を $p^*(M)$ と定義し、 p^* における移住労働者数を M^* と定義する。また(5)式は右辺・左辺ともに都市在住の移住労働者数 M の減少関数となっている。よって解の安定性は、右辺・左辺それぞれの傾きの相対的大きさに依存することになる。

もし外部性が小さく、就業確率 $p^*(M^*)$ の傾き $p'(M^*)$ が小さい場合、都市－農村間の賃金格差の変化よりもコストの変化が小さくなる(図1参照)。例えば、歴史的に移住者がゼロからだんだんと増えていったとし、移動の便益が費用よりも大きくなり(均衡点より左側)、均衡点 M^* まで安定的に収斂する。また均衡点を超える初期移住労働者数から始まった場合、移住する便益よりも費用が上回る(均衡点より右側)、都市にいる一部の労働者は帰農し移住者数 M^* で安

研究ノート

図1 移住者数の就業確率への影響

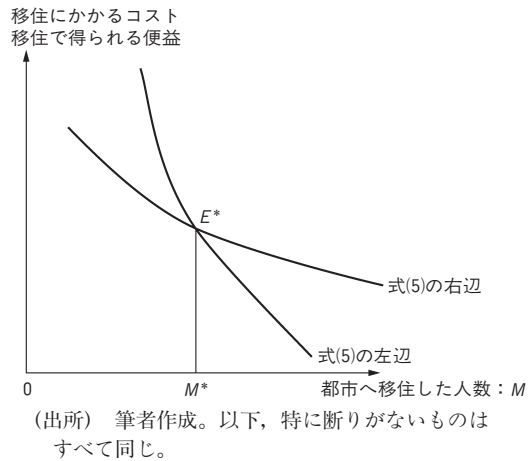
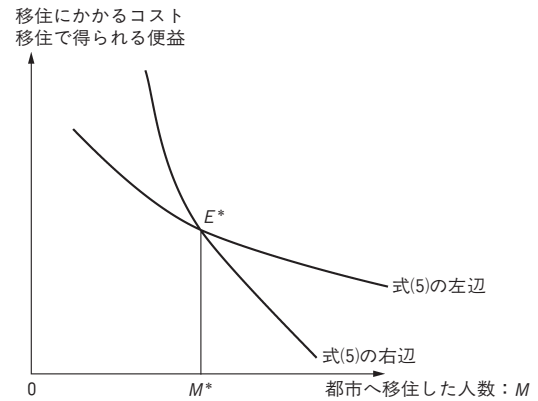


図2 移住者数の就業確率への影響



定する。図1のような場合、移住者数の就業確率への影響は小さく安定的な地域間労働配分が行われる。

しかし就業確率の傾き $p'(M^*)$ が相対的に大きければ図2のようになる。この場合は、移住がわずかに行われたとしても、移住する便益より費用が上回っているので(均衡点より左側)、人々は帰農し都市の移住者数 M はゼロへ収斂する。もし均衡点を超えて一気に移住者が増えた場合、移住にかかる費用よりも便益が大きくなる(移住者の数が均衡点よりも右側にある)ので、 M が極限まで増加しつづけることになる。この場合は移住者の数が就業確率に大きく影響を与えているので、その外部効果は累積的に大きくなる。

このような労働移動の動学に対する含意をもつ就業確率関数であるが、実際に外部効果が存在するかどうかは実証的問題であり、存在した場合でも、その限界効果の大きさについては実証的に全く明らかではない。次節以降、この移住者の就業確率 $p(M)$ の実証方法について論じていく。

II 実証方法

本節では就業確率関数の推定識別方法を論じる。就業状態は就業・非就業と二項変数によって表現されるので、ここではプロビットおよびロジット分析を用いる。就業している場合には1、それ以外はゼロを取る、就業状態を y_i で表すと、

$$y_i = \begin{cases} 1 & y_i^* > 0 \\ 0 & y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

ここで直接観察不可能な変数 y_i^* は $y_i^* = x_i' \beta + z_i' \gamma + \varepsilon_i$ によって決まるとする。 ε_i は標準正規分布もしくはロジスティック分布をとる。

Probit法とLogit法の識別について、Amemiya (1981) はこれに関する多くの問題について論じている。本稿では二項データについての分析を行うが、二項データの場合は標準正規分布とロジスティック分布の分布型が大変似ているため、これを識別することは難しい。また、それぞれの結果はほとんど差がない。本稿では事前に分布の形状を仮定するということとは

~~~~~ 研究ノート ~~~~~

せず, Probit 法, Logit 法の両方を用いて推定を行うことにする。

推定式は,

$$\text{Prob}(y_i=1)=\Phi(x_i'\beta+z_i'\gamma) \quad (\text{Probit 推定})$$

関数 $\Phi(\cdot)$ は標準正規累積分布関数)

$$\text{Prob}(y_i=1)=\Lambda(x_i'\beta+z_i'\gamma) \quad (\text{Logit 推定})$$

関数 $\Lambda(\cdot)$ はロジスティック累積分布関数) ここで, y =就職している場合=1, 就職していない場合=0のダミー変数, x_i =外部性の元となる変数と, z_i =性別, 年齢, 教育年数, 家計内の人数などの個人の属性に関する変数とする。

同地域出身者同士の共通因子である地域特殊な固定効果と外部効果との識別は一般に困難である。仮に教育投資への選好が強いなどの地域特殊効果が存在する場合, すでに移住した労働者の就業確率とこれから移住する者の就業確率双方を上昇させるので, この2つには見かけ上の正の相関が発生する。仮にこの地域効果が制御されないならば, この見かけ上の相関をもって外部性の統計的証拠とする危険性がある。つまり, 地域特有の効果が誤差項に含まれたままであると, 外部性の元となる変数と誤差項が相関を持ってしまう危険性があるのである。すなわち, 一般に $E[x_i\epsilon_i] \neq 0$ 。

以上の問題に対しては複数時点のデータを同時に用いることによって解決が可能である。パネルもしくは複数のクロスセクションをプールすることによって, 地域固定効果は地域ダミー変数によって推定することが可能となる。そこで, この固定効果を取り除いた上でもなお, すでに移住している同県出身者数や彼(女)らの就業割合などの変数が新たな移住者の就職確率を上昇させているかどうかを検証するために, 地域のダミー変数(県ごとのダミー変数)で地域の

固定効果を吸収し, 出身地域特有の効果を制御する。

注意すべきは, 以上の方法で推定される外部性効果は同一県内の変数のバラツキによって識別されるもので, 複数県の間から識別されるものではないということである。このことの重要性を理解するために以下のような実験的例を考えよう。ある2県から同規模の労働移動があつて, A県出身者の就業確率がB県より高いとする。そのとき, もしA県出身の失業者が居残り, B県出身失業者が出身地へ全て帰ったとしたような場合, 当初A県出身者の就業確率が高かったにもかかわらず, 統計上はB県出身者の就業確率がより高く推計される危険性が発生する。しかし本稿の推計方法を用いれば, 就業確率への直接的な影響は地域固定効果によって吸収され, 外部性変数である既に移住している同県出身者の就業確率への影響もあるにしても, その影響が異時点間で等しいと仮定できるならば推計結果には関係ない。これは, 複数の横断面データをプールし県別固定効果を制御することによって, 各県内での時系列の変化から外部性効果を推計しているからである(注7)。

III データ

本稿ではタイの National Statistical Office による1994年から96年までの Labor Force Survey を使用する(注8)。Labor Force Survey は年に4ラウンド, 2月, 5月, 8月, 11月に実施されており, 以下では2月(第1ラウンド)と8月(第3ラウンド)のデータを使用する。

次に Labor Force Survey における変数の定義を説明する。労働者とは, 調査が行われたと

研究ノート

きに13歳以上(タイでは1994年から96年の間は義務教育が小学校までであるので、13歳以上は労働力とすることができる)、家事・学業に従事しておらず働ける人とする。移住者は、その場所に住んで5年未満の人(バンコク首都圏内の移動は除く)であると定義する。出身地は国内76県および外国で区分がなされている。

教育年数に関しては、1994年から96年時点でのタイの場合、小学校は6年制で義務教育である。中学校は3年間、高等学校が3年間、大学が4年間である。大学の医学部・歯学部は6年制である。また専門学校は、中学校を卒業してから入る3年制のものと高等学校を卒業してから入る2年制のもの、教師養成の2年制のものがある。本稿においては、専門学校はこれら3種類を全て含むものとして定義することにする。

このLabor Force Surveyは、労働者を対象に行った調査が中心であるため、労働時間、賃金、労働者の待遇など、労働者の就業状態に関する情報が非常に詳しい。また、移住者についても、出身地、移住の動機など、詳しいデータが揃っているので、本稿での実証には最適である(詳しくは付録参照)。しかし、産業区分はなされているものの、フォーマル・インフォーマル部門の区別はもともと定義付けが困難であるために、なされていない。また同県出身者どうしの物理的距離については明らかではない。

推定に使用した変数は、まず外部性変数として、バンコクの移住者人口に占める各県出身者の割合、各県出身者の平均就業割合(注9)、また就業確率変数の形状を見るために自乗項、三乗項をも用いる。そして個人の属性による限界効果の変化を見るために、それぞれの変数と属性(性別、年齢、教育年数)との交差項も用いた。

各県出身者数を推定するためにはサンプル・ウェイトと1994年から96年にかけてのそれぞれのラウンド時点でのバンコクの移住者全人口に関する情報が必要であるが、各時点でのバンコクの移住者人口の情報を得ることができなかった。そこでウェイトの比率をとることによって(注10)、バンコクの移住者全体に占める各県出身者の割合 r_j を計算した。すなわち、

$$r_j = \frac{\sum_{i \in n_j} w_i}{\sum_{m \in n} w_m} \quad \text{where } n_j: j=1, \dots, 77$$

n_j : 移住して1年以上5年未満の、第 j 県出身者グループ

n : 移住して1年以上5年未満のグループとして計算し、また各県出身者の就業割合を、

$$\hat{p}_j = \frac{\sum_{i \in n_j} w_i I(\text{work}_i)}{\sum_{i \in n_j} w_i} \quad \text{where } I(\text{work}_i) = \begin{cases} 1: \text{work} \\ 0: \text{not work} \end{cases}$$

n_j : 移住して1年以上5年未満の、第 j 県出身者グループ

work_i : 移住して1年以上5年未満の、 j 県出身の就業者グループ

として計算した。

個人の属性に関する変数は、性別(男性ダミー)、年齢、年齢*年齢、教育年数、教育年数*教育年数、家計内の人数、未婚ダミー、教育年数に関するダミーである。

外部性の元となる変数と属性(性別、年齢、学歴)との交差項によって、個人の属性によって外部性の大きさが異なるか否かを検証できる。例えば初等教育を受け読み書きのできる人は読み書きのできない人に比べて情報収集力は高いので、より外部効果が高くなると考えられるが、この限界効果の多様性を見るために属性との交

研究ノート

差項を用いる。

また、年・ラウンド固定効果はラウンドごとの価格変化や、ラウンド特有の季節性、マクロショックなどの年ごとの固定効果を取り除くために全ての推定で用いる。

標本数や推定に使用した変数の平均と標準偏差は、表1に示してある。ここで、同県出身者数とは、バンコクへ移住して1年以上5年未満の労働者の、1県当たりの平均値である。また、同県出身の就業者数とは、バンコクへ移住して1年以上5年未満の就業している労働者の、1県当たりの平均値である。

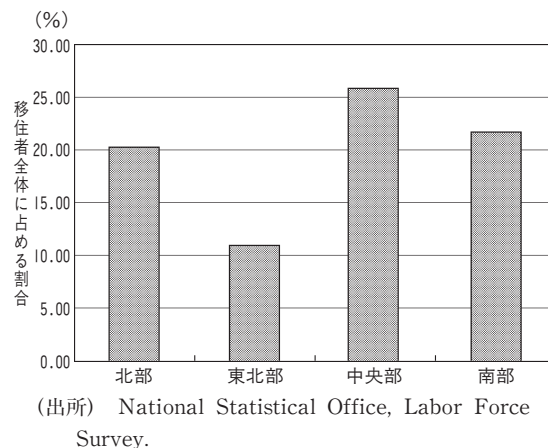
Labor Force Survey はタイ全土を対象に行われたものであるので、タイ全土の移住者に及ぼす外部効果の存在について実証することも可能であるが、本稿においては、労働者が移住する先としてタイ最大の都市部であるバンコクに絞って移住者の近隣効果を見ることにする。そのためにデータの中からバンコクサンプルのみを取り出し、1994年から96年までの間のラウンド1とラウンド3、合計6ラウンド分をプールして推定を行った。地域固定効果は、年・ラウンド間で一定と仮定している。

また、出身県ごとのバンコク移住者の分布は図3に示してある。これを見ると、北部が全移住者の20.19%、東北部が11.08%、南部が21.54%、バンコクを含む中央部が25.80%となっており、バンコクに近い地域に住む人々に特に偏って、移住が起きているとはいえない。

IV 推定結果

推定結果 (Probit 分析) は表2、3にかけてまとめてある^(注11)。Logit 分析の結果は表4、5に

図3 移住者の出身地域



まとめてある。地域固定効果を考えない場合の推定結果も比較の目的で並べてある。その地域特有の効果を制御しても各県出身者の移住労働者全体に占める割合や就業割合などの外部性変数が移住労働者の就業確率に影響を与えているかを見るためのものである。また、バンコクの移住者人口に占める各県出身者の割合や各県出身者の就業割合それぞれの関数型について、1次の項のみならず自乗項や三乗項を入れた場合の結果についての比較も行った。

データを最も良く表現するモデルの選択基準は擬似決定係数が一番高いものとした。その結果、「同県出身者の割合」、「就業割合」のどちらの場合でも三乗項を含めたモデルが選択された。以下、推定結果を詳しく見ていきたい。

バンコクに移住して1年以上5年未満の人口全体に対する各県出身者の割合が、移住して1年未満の労働者の就業確率に与える影響を見たのが表2である。この推定結果を見ると、1次の項や自乗項を含めた場合ではいずれも有意性が低い、三乗項を含めたより自由度の大きい

研究ノート

表1 基本統計

<タイ全土>						
	1994 R-1	1994 R-3	1995 R-1	1995 R-3	1996 R-1	1996 R-3
標本数						
全 体	183,892	177,821	176,581	176,130	175,109	170,639
移 住 労 働 者	21,914	20,576	20,720	21,060	20,827	19,690
移住して1年未満の労働者	5,741	6,251	5,149	6,452	5,469	5,799
同県出身者数	205.40 (262.44)	198.30 (228.41)	195.69 (241.10)	179.84 (223.99)	183.35 (225.22)	174.79 (237.68)
同県出身の就業者数	140.14 (177.48)	136.74 (153.96)	138.47 (178.60)	130.39 (175.35)	133.38 (176.87)	129.03 (191.20)
就業率	0.71 (0.45)	0.79 (0.41)	0.69 (0.46)	0.82 (0.39)	0.73 (0.44)	0.83 (0.38)
性別(男性ダミー)	0.58 (0.49)	0.59 (0.49)	0.59 (0.49)	0.60 (0.49)	0.60 (0.49)	0.60 (0.49)
年齢	26.91 (10.07)	26.84 (10.36)	27.91 (10.61)	27.69 (10.63)	28.63 (10.77)	28.11 (10.72)
教育年数	6.30 (3.32)	6.16 (3.10)	6.56 (3.47)	6.35 (3.21)	6.30 (3.49)	6.25 (3.31)
家計内の人数	4.16 (1.86)	4.54 (1.92)	4.10 (2.62)	4.52 (4.30)	4.07 (2.19)	4.32 (2.28)
独身ダミー	0.36 (0.48)	0.38 (0.49)	0.39 (0.49)	0.34 (0.47)	0.33 (0.47)	0.35 (0.48)
<バンコク>						
	1994 R-1	1994 R-3	1995 R-1	1995 R-3	1996 R-1	1996 R-3
標本数						
全 体	6,451	5,949	7,193	7,210	6,910	6,693
移 住 労 働 者	641	609	848	718	774	634
移住して1年未満の労働者	98	122	169	122	153	111
同県出身者数	7.38 (8.84)	9.09 (9.93)	8.25 (9.51)	6.86 (7.70)	8.09 (8.51)	6.95 (7.89)
同県出身の就業者数	5.66 (7.69)	7.03 (8.28)	6.87 (8.88)	5.30 (6.84)	6.31 (7.13)	5.56 (6.87)
就業率	0.88 (0.33)	0.66 (0.48)	0.76 (0.43)	0.63 (0.49)	0.80 (0.40)	0.91 (0.29)
性別(男性ダミー)	0.62 (0.49)	0.44 (0.50)	0.49 (0.50)	0.44 (0.50)	0.55 (0.50)	0.50 (0.50)
年齢	24.90 (8.29)	25.73 (9.84)	26.86 (10.03)	24.49 (11.01)	28.60 (10.82)	26.26 (9.64)
教育年数	6.37 (2.83)	6.34 (2.75)	6.47 (3.20)	6.83 (3.70)	6.03 (3.10)	5.59 (2.99)
家計内の人数	3.02 (1.04)	5.00 (2.46)	3.60 (2.42)	3.56 (1.07)	3.36 (2.04)	3.05 (1.70)
独身ダミー	0.56 (0.50)	0.36 (0.48)	0.54 (0.50)	0.35 (0.48)	0.45 (0.50)	0.52 (0.50)

(出所) タイの National Statistical Office の Labor Force Survey の基本統計。

(注) (1)上段は平均, 下段(かっこ内)は標準偏差である。(2)同県出身者数とは, 1県当たりの, 移住して1年以上5年未満の労働者数の平均である。(3)同県出身の就業者数は, 1県当たりの, 移住して1年以上5年未満の労働者数のうちの就業者数の平均である。

研究ノート

表2 就業確率関数 (同県出身者割合, Probit 推定)

	1 次 の 項		自 乗 項		三 乗 項	
	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり
同県出身者割合	7.20645 (0.236)	-6.473987 (-0.200)	10.70341 (0.289)	7.389731 (0.187)	55.20995 (1.371)	85.97343* (2.126)
自乗項			-68.36725 (-0.234)	-260.2742 (-0.720)	-2368.445 (-1.510)	-4145.691* (-2.329)
三乗項					26750.87 (1.528)	43942.43* (2.158)
〈同県出身者割合と属性との交差項〉						
性別	31.80545* (2.280)	27.44806* (2.027)	31.19917* (2.277)	25.75696* (2.038)	31.93848* (2.465)	29.43436* (2.372)
年齢	-0.5400775 (-0.668)	-0.3348443 (-0.364)	-0.5481338 (-0.676)	-0.3568933 (-0.394)	-0.5346657 (-0.677)	-0.3720454 (-0.410)
教育年数	0.2668186 (0.126)	3.638096 (1.557)	0.2396748 (0.112)	3.606967 (1.549)	0.3919848 (0.179)	4.005441 (1.664)
〈個人の属性に関する変数〉						
未婚ダミー	0.703591** (3.595)	1.041305** (4.437)	0.7034672** (3.608)	1.036598** (4.466)	0.6985769** (3.566)	1.03114** (4.430)
大卒ダミー	0.5462143 (1.034)	1.845742* (2.282)	0.5448642 (1.029)	1.833863* (2.241)	0.6284964 (1.153)	1.898858* (2.263)
専門学校ダミー	0.6231606 (0.714)	3.067873* (2.379)	0.6305862 (0.718)	3.08806* (2.415)	0.7366673 (0.825)	3.265077* (2.559)
性別(男性ダミー)	-0.1012578 (-0.424)	0.2298218 (0.711)	-0.0972869 (-0.408)	0.2474462 (0.771)	-0.1308265 (-0.545)	0.2101841 (0.656)
年齢	0.1170822* (2.412)	0.1652059* (2.524)	0.1173046* (2.429)	0.1663809* (2.565)	0.1193243* (2.481)	0.1689389* (2.633)
年齢*年齢	-0.001721* (-2.677)	-0.0023879** (-2.830)	-0.001722** (-2.691)	-0.0023983** (-2.884)	-0.0017561** (-2.729)	-0.0024314** (-2.905)
教育年数	-0.3190634** (-2.790)	-0.1655933 (-1.336)	-0.3196825** (-2.808)	-0.1654028 (-1.335)	-0.3305427** (-2.877)	-0.1697573 (-1.405)
教育年数*教育年数	0.0099048 (1.426)	-0.0043053 (-0.468)	0.0099584 (1.436)	-0.0043678 (-0.477)	0.0103299 (1.471)	-0.0048405 (-0.539)
家計内の人数	-0.0375363 (-0.816)	-0.0956025 (-1.803)	-0.0379354 (-0.829)	-0.0924863 (-1.732)	-0.047437 (-0.988)	-0.1017587* (-1.989)
標本数	769	664	769	664	769	664
擬似決定係数	0.1755	0.3914	0.1756	0.3922	0.1812	0.4001
χ^2 乗統計値(自由度)	6.65(4)	10.24(4)	7.07(5)	11.07(5)	11.00(6)	16.11(6)
確率値	[0.1556]	[0.0366]	[0.2158]	[0.0499]	[0.0883]	[0.0132]

(出所) タイの National Statistical Office の Labor Force Survey の基本統計に基づき筆者作成。

(注) (1)かっこ内は漸近 t 値である。(2)バンコクの移住者人口に占める同県出身者の割合は、同県出身者のウェイトをバンコクの移住者のウェイトを合計したもので割ったものである。これが移住して 1 年未満の労働者の就業確率に及ぼす影響を見たものである。(3)*は有意水準 5%, **は有意水準 1%。(4) χ^2 乗統計値(自由度)は外部性変数に関する Wald 検定結果であり, [] 内はその確率値である。

研究ノート

非線形近似では有意な結果が得られた。このことから同県出身者の割合は初めのうち凸関数を取りそのあと凹関数になる形状をしていることが分かる^(注12)。外部効果は、出身者割合が小さいうちには就業確率に対する限界効果が次第に大きくなり、同県出身者割合がある臨界点を過ぎると限界効果は次第に小さくなる。また、地域固定効果なしの場合に比べて、地域固定効果を制御した場合の係数が大きくなっている。このことは、誤差項に含まれていた地域固定効果と「同県出身者の割合」とに負の相関が存在していることを意味する。

ここで注目したいのは属性との交差項である。地域の固定効果を考慮した場合にも、性別(男性ダミー)や教育年数との交差項が大きな影響を及ぼしているのが分かる。つまり、男性である場合や教育年数が長い場合、同県出身者たちからの影響をより有効に受け、就業確率を上昇させていると考えられる。特に教育年数が長い人ほどより早く新しい環境に慣れることができ、効率的に就業に関する情報を集めることができるという情報学習能力が高い可能性がある。

表3では就業割合の就業確率への影響に関する結果がまとめてある。ここでは地域固定効果を入れた後も就業割合が移住労働者の就業確率に対して大きく影響を与えていることが分かった。また地域固定効果の有無で、「就業割合」の係数の大きさを比較すると、「同県出身者の割合」と同じように地域固定効果がある場合の方が係数が大きくなっており、やはり地域特有の固定効果の存在が示唆される。

表2同様に、三乗項を入れた場合により有意な結果が得られた。これはバンコクの移住者人口に占める同県出身者割合の場合と同様、就業

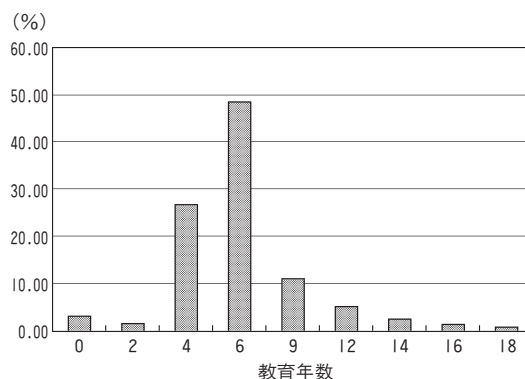
割合が就業確率に与える影響は初めのうち次第に増大し、就業割合がある臨界点を過ぎると限界効果は減少することを示している。

また、推定結果と比較してみると、Amemiya (1981)が示した通りほとんど差がないことが分かった。

個人属性が与える影響について見てみると、まず未婚ダミーが就業確率に対して常に正の影響を与えている。これは結婚していないことが就業確率を上げていることを示している。また、年齢の項および年齢*年齢の項について、いずれも有意な結果が得られたことから、年齢が移住者の就業確率に正の影響を与え、かつ凹関数となっていることが分かった。このことは、ある程度の年齢までは年齢が上がるごとに就職確率が上昇するが、あまり高年齢となると就職確率は上昇しなくなることを表しているのである。地域固定効果を制御した場合、大卒・専門学校ダミーいずれも移住者の就業確率に正の影響を与えている。つまり、大学を卒業していること、専門学校を卒業していることは就業に有利に働いていると言える。

また、教育年数そのものは教育年数の自乗項

図4 教育水準



(注) 図3と同じ。

研究ノート

表3 就業確率関数（就業割合，Probit 推定）

	1 次 の 項		自 乗 項		三 乗 項	
	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり
就業割合	4.635729* (2.610)	4.877253* (2.233)	0.7120598 (0.262)	1.113432 (0.293)	9.999539* (1.798)	12.24542* (1.814)
自乗項			2.753166* (2.512)	2.895768 (1.445)	−16.78076* (−1.835)	−21.30536 (−1.607)
三乗項					11.84116* (2.212)	14.51738* (1.780)
〈就業割合と属性との交差項〉						
性別	0.0160352 (0.017)	−0.0482827 (−0.040)	0.0836816 (0.093)	−0.0476015 (−0.040)	0.1195202 (0.123)	−0.1291059 (−0.102)
年齢	−0.0691215 (−1.550)	−0.0888254 (−1.561)	−0.0616961 (−1.470)	−0.0829705 (−1.446)	−0.0715253 (−1.552)	−0.0889101 (−1.487)
教育年数	0.1620613 (0.875)	0.3029197 (1.360)	0.2051872 (1.157)	0.3061294 (1.450)	0.2027709 (1.094)	0.3245195 (1.472)
〈個人の属性に関する変数〉						
未婚ダミー	0.6577708** (4.355)	0.8189493** (3.929)	0.6405541** (4.213)	0.8022573** (3.859)	0.7371734** (4.214)	0.8529726** (3.910)
大卒ダミー	1.23885 (1.553)	2.848497* (2.580)	1.489357* (1.883)	2.904227** (2.746)	1.414824* (1.778)	2.917162* (2.768)
専門学校ダミー	1.711641 (1.653)	3.200429* (2.496)	1.735485 (1.735)	3.188963* (2.541)	1.675133 (1.579)	3.169461* (2.529)
性別(男性ダミー)	0.3627623 (0.469)	0.5514069 (0.558)	0.3218864 (0.445)	0.5535177 (0.568)	0.2804335 (0.366)	0.6061013 (0.594)
年齢	0.1934534** (2.953)	0.2145697* (2.601)	0.1966357** (3.122)	0.2166934* (2.641)	0.2046132** (3.323)	0.2244542** (2.770)
年齢*年齢	−0.002053** (−3.292)	−0.0021802** (−2.844)	−0.0021774** (−3.581)	−0.0022813** (−3.006)	−0.0021787** (−3.827)	−0.0023292** (−3.131)
教育年数	−0.3582765* (−2.529)	−0.3813806* (−2.095)	−0.3686079** (−2.787)	−0.3769846* (−2.136)	−0.3546471* (−2.610)	−0.3777241* (−2.068)
教育年数*教育年数	0.0066381 (1.242)	−0.0016142 (−0.160)	0.0055762 (1.020)	−0.001608 (−0.158)	0.0047112 (0.863)	−0.002249 (−0.220)
家計内の人数	−0.0056178 (−0.185)	−0.0731969 (−1.316)	0.0002016 (0.006)	−0.0610168 (−1.051)	−0.0163733 (−0.493)	−0.0635758 (−1.076)
標本数	769	664	769	664	769	664
擬似決定係数	0.3992	0.4443	0.4060	0.4474	0.4148	0.4528
χ^2 乗統計値(自由度)	98.11(4)	33.18(4)	156.36(5)	43.75(5)	134.45(6)	41.1(6)
確率値	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]

(出所) 表2と同じ。

(注) (1)かっこ内は漸近t値である。(2)バンコクの移住者人口に占める同県出身者の割合は、同県出身者のウェイトをバンコクの移住者のウェイトを合計したもので割ったものである。これが移住して1年未満の労働者の就職確率に及ぼす影響を見たものである。(3)*は有意水準5%，**は有意水準1%。(4) χ^2 乗統計値(自由度)は外部性変数に関するWald検定結果であり，[]内はその確率値である。

研究ノート

表4 就業確率関数（同県出身者割合，Logit 推定）

	1 次 の 項		自 乗 項		三 乗 項	
	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり
同県出身者割合	13.77121 (0.255)	−16.04136 (−0.272)	18.34854 (0.288)	17.61417 (0.250)	92.36468 (1.347)	170.7964* (2.381)
自乗項			−89.54085 (−0.183)	−601.9964 (−0.865)	−3889.591 (−1.428)	−8022.54* (−2.439)
三乗項					43457.55 (1.451)	81336.38* (2.289)
〈同県出身者割合と属性との交差項〉						
性別	63.31326* (2.365)	56.39279* (2.161)	62.145* (2.301)	51.67692* (2.125)	59.96358* (2.538)	57.48574* (2.575)
年齢	−0.9741749 (−0.709)	−0.5758363 (−0.360)	−0.9794227 (−0.712)	−0.6303771 (−0.400)	−0.9401061 (−0.699)	−0.570272 (−0.378)
教育年数	0.2049928 (0.053)	6.819026 (1.558)	0.1589025 (0.041)	51.67692* (2.125)	0.5100591 (0.129)	7.426506 (1.680)
〈個人の属性に関する変数〉						
未婚ダミー	1.207766** (3.441)	1.998258** (4.501)	1.208537** (3.472)	1.998939** (4.562)	1.207759** (3.424)	2.021759** (4.442)
大卒ダミー	0.8174619 (0.866)	4.139136* (1.868)	0.8157773 (0.862)	4.130277* (1.832)	0.9423432 (0.966)	4.288974* (1.850)
専門学校ダミー	1.236949 (0.746)	5.742771* (2.110)	1.244198 (0.748)	5.786481* (2.134)	1.40702 (0.841)	6.168992* (2.294)
性別(男性ダミー)	−0.2416536 (−0.582)	0.3965464 (0.693)	−0.23306 (−0.558)	0.4543918 (0.800)	−0.2702822 (−0.655)	0.3967011 (0.702)
年齢	0.2071937* (2.429)	0.3028405** (2.638)	0.2074108* (2.447)	0.3059028** (2.721)	0.2107159* (2.482)	0.3144222** (2.784)
年齢*年齢	−0.003084** (−2.663)	−0.0043616** (−2.837)	−0.003084** (−2.672)	−0.0043855** (−2.926)	−0.0031367** (−2.683)	−0.0045019** (−2.955)
教育年数	−0.6193722** (−2.708)	−0.305698 (−0.934)	−0.6200051** (−2.717)	−0.3108139 (−0.938)	−0.6409709** (−2.722)	−0.3310044 (−1.035)
教育年数*教育年数	0.020493 (1.598)	−0.010308 (−0.402)	0.0205572 (1.603)	−0.0102331 (−0.394)	0.0212927 (1.603)	−0.0107959 (−0.428)
家計内の人数	−0.0641007 (−0.801)	−0.1967723* (−1.974)	−0.064523 (−0.809)	−0.1872886** (−1.864)	−0.0807509 (−0.964)	−0.2051817* (−2.170)
標本数	769	664	769	664	769	664
擬似決定係数	0.1807	0.4004	0.1807	0.4017	0.1859	0.4111
χ^2 乗統計値(自由度)	6.65(4)	10.05(4)	6.92(5)	10.86(5)	10.72(6)	16.39(6)
確率値	[0.1558]	[0.0395]	[0.2266]	[0.0542]	[0.0975]	[0.0118]

(出所) 表2と同じ。

(注) (1)かっこ内は漸近t値である。(2)バンコクの移住者人口に占める同県出身者の割合は、同県出身者のウェイトをバンコクの移住者のウェイトを合計したもので割ったものである。これが移住して1年未満の労働者の就業確率に及ぼす影響を見たものである。(3)*は有意水準5%，**は有意水準1%。(4) χ^2 乗統計値(自由度)は外部性変数に関するWald検定結果であり，[]内はその確率値である。

研究ノート

表5 就業確率関数（就業割合，Logit 推定）

	1 次 の 項		自 乗 項		三 乗 項	
	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり	地域固定効果なし	地域固定効果あり
就業割合	7.565163* (2.044)	6.974432 (1.645)	0.3994353 (0.072)	1.173815 (0.171)	18.87079 (1.531)	22.27285 (1.741)
自乗項			5.024895* (2.319)	4.737007 (1.163)	−33.47913 (−1.715)	−41.1352 (−1.697)
三乗項					23.36415* (2.095)	27.65471* (1.837)
〈就業割合と属性との交差項〉						
性別	0.072494 (0.038)	−0.033097 (−0.015)	0.0211376 (0.012)	0.0011835 (0.001)	0.1924807 (0.096)	−0.1246993 (−0.052)
年齢	−0.1160878 (−1.408)	−0.1394046 (−1.445)	−0.0979683 (−1.292)	−0.1325838 (−1.384)	−0.1194206 (−1.378)	−0.1429735 (−1.403)
教育年数	0.3531985 (0.833)	0.7898316 (1.510)	0.4252031 (1.072)	0.7359947 (1.473)	0.4170857 (0.982)	0.7401152 (1.438)
〈個人の属性に関する変数〉						
未婚ダミー	1.191721** (4.054)	1.587433** (3.530)	1.163256** (3.860)	1.530696** (3.418)	1.342529** (3.881)	1.613701** (3.557)
大卒ダミー	2.379734 (1.297)	6.461835* (2.128)	2.835087 (1.534)	6.247088* (2.114)	2.659431 (1.452)	6.155443* (2.101)
専門学校ダミー	3.21098 (1.582)	6.368977* (2.234)	3.219758 (1.635)	6.16981* (2.202)	3.043423 (1.475)	5.964054* (2.127)
性別(男性ダミー)	0.6352334 (0.424)	0.9842823 (0.563)	0.6820922 (0.492)	0.9562309 (0.552)	0.5227703 (0.347)	1.044634 (0.566)
年齢	0.3383858** (2.853)	0.3628509* (2.506)	0.3401627** (2.965)	0.3670803* (2.555)	0.3545666** (3.205)	0.3813715** (2.713)
年齢*年齢	−0.0036616** (−3.220)	−0.0037842* (−2.670)	−0.0038753** (−3.471)	−0.0039284** (−2.818)	−0.0038352** (−3.740)	−0.0040284** (−2.976)
教育年数	−0.6827183* (−2.286)	−0.8415378* (−2.274)	−0.6747528* (−2.519)	−0.7849955* (−2.192)	−0.6284855* (−2.219)	−0.7695466* (−2.086)
教育年数*教育年数	0.0111594 (0.963)	−0.0072777 (−0.302)	0.0080942 (0.640)	−0.0069739 (−0.288)	0.0058152 (0.456)	−0.0075959 (−0.315)
家計内の人数	−0.0105751 (−0.193)	−0.1548017 (−1.484)	−0.002608 (−0.046)	−0.1349175 (−1.227)	−0.0315044 (−0.545)	−0.1355503 (−1.204)
標本数	769	664	769	664	769	664
擬似決定係数	0.3991	0.4471	0.4056	0.4493	0.4153	0.4552
χ^2 乗統計値(自由度)	71.81(4)	28.03(4)	113.28(5)	33.53(5)	95.17(6)	32.28(6)
確率値	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]

(出所) 表2と同じ。

(注) (1)かっこ内は漸近 t 値である。(2)バンコクの移住者人口に占める同県出身者の割合は、同県出身者のウェイトをバンコクの移住者のウェイトを合計したもので割ったものである。これが移住して1年未満の労働者の就業確率に及ぼす影響を見たものである。(3)*は有意水準5%，**は有意水準1%。(4) χ^2 乗統計値(自由度)は外部性変数に關してのWald検定結果であり，[]内はその確率値である。

研究ノート

を入れた場合も入れない場合も有意な結果を示さなかった。これはひとつの理由として中学進学率の低さが挙げられるだろう。図4が示す通り、教育年数が6年の割合は48.39%と小学校を卒業している人は約半数であるのに対して、中学校を卒業している人が10.71%に留まっている。これは、農村部では義務教育である小学校まで子供に教育を受けさせたら、後は農業の手伝いをさせるという考えが一般的となっていることの表れと言えるかもしれない。

V 数 値 例

実証結果から、同県出身者がより多くバンコクに行っていればいるほど後から移住する人々のバンコクでの就業確率は上がり、ますます移住が進むようになることが明らかになった。ここで第I節のモデルで示した定常状態での就業確率 $p^*(M)$ に戻って、本稿で示した実証結果から、バンコクの移住者人口に占める同県出身者の割合、就業割合が移住労働者の就業確率に与える外部効果の大きさについて考えたい。

図5、6は個人の属性についての変数の値を平均値で固定して、バンコクの移住者人口に占める同じ県出身者の割合、就業割合をそれぞれの平均値のまわりで変化させたときに就業確率がどのように変わるかを示したものである。また、同県出身者の割合、就業割合のそれぞれの平均値での傾き^(注13)も示している。

これを見ると、同県出身者の割合や就業割合が平均以下であるときの就業確率の上昇幅が、平均以上のときの上昇幅よりも明らかに大きくなっている(凹関数の形状をとっている)ので、移住労働者の就業確率に与える外部効果は十分大

図5 同県出身者割合

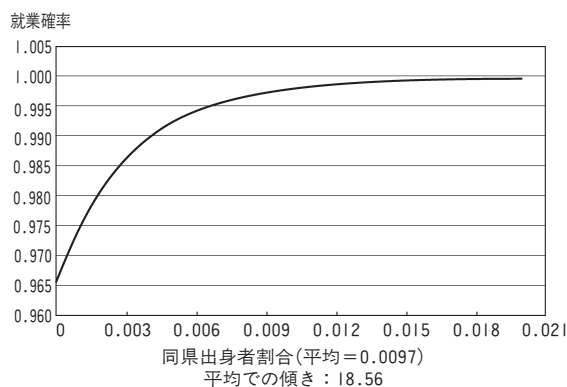
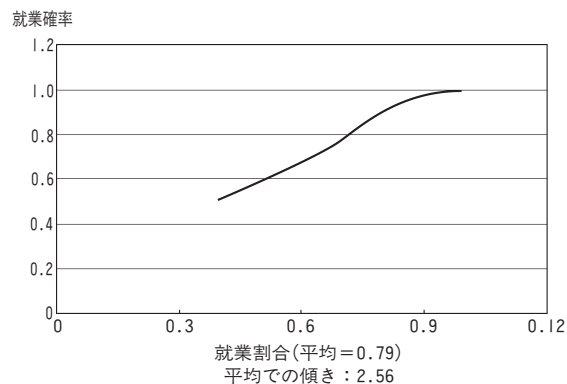


図6 就業割合



きいと判断できる^(注14)。本稿では都市と農村における賃金関数を求めているため、第I節でのモデルの式(5)における右辺と左辺の傾きの大きさを直接比較することはできない。しかし移住労働者の就業確率に対して外部効果が存在し、しかもその影響が大きいことから、移住にかかる費用よりも移住によって得られる利益の方が上回っていることは十分に考えられる。しかし外部性の存在によって増加した移住労働者数が収束していくのかなど、均衡の安定性に関しては以上の分析結果からは断定するに至らない。

研究ノート

結 論

本稿では、同県出身者たちから受ける外部効果が存在し、それが後から移住した労働者たちの就業確率を上昇させていることが実証された。また、外部性の元となる変数と属性(性別, 教育年数)との交差項の有意性が高いことから、タイ・バンコク都市労働市場では男性である場合や教育年数が高い場合、同県出身者たちからの影響が大きく就業確率を上昇させていることも実証された。また、これらの興味深い結果は地域固定効果を含めた場合でも変化せず観察不可能な地域特性による見かけ上の相関から発生しているものではない。

以上の実証結果から、先に移動した労働者の平均就業率が後に移動する労働者の就業確率を決定していることが明らかになった。移動に伴って、移住労働者の就業率が累積的な地域外部性によって左右される。地方からバンコクへの労働移動に伴って起きたバンコクの人口増加現象を評価するとき、就業率の水準次第で、その平均生産性は大きく異なりうる。したがって、経済発展への影響は大きく異なる。労働人口の増加は就業者数の増加に直接結びつく場合もあるが、Todaro (1969) が想定したような失業者の増加につながる場合もある。本稿で実証したように、同県出身者の影響によって就業確率が上昇することは、地域ごとの累積効果が存在し、初期の移動労働者の就業状況如何でその後の移動労働者の平均就業率が大きく規定される。

今後の研究課題として興味深い仮説は、例えば、様々な人的資本を持つ人々や多様な業種が都市に集積することで知識の相互波及効果が得

られ、経済発展が促進されるというものがある。これまでの研究はいずれも米国を対象としたものであるが [例えば Rauch 1993^(注15); Glaeser et al. 1992^(注16)], 同様な現象がバンコクでも起きている可能性がある。それぞれ異なった地方から異なった人的資本を持つ労働者がバンコクに一極集中し、さらなる人的資本を蓄積していると考えることはできる。

また Glaeser (1999a) は都市には技能の習得を容易にする要素が存在すると主張する^(注17)。バンコクで多様な産業が集中することで集積・波及効果が発生し、その結果としてバンコクにおいても高い生産性を発揮する労働者群が形成されている可能性がある。この仮説の実証も関連する今後の課題としたい。

(注1) Case and Katz (1991) はアメリカのボストンで17歳から24歳までの若者を対象に、NBER が行った調査をもとに若者に及ぼす近隣効果を分析している。つまり、若者が犯罪を起こす確率、麻薬を使用する確率、無職となる確率、ギャングのメンバーが友達である確率、教会への出席率などに家族、近所に住む人の近隣効果があることを示した。Case (1992) は農業従事者が新しい技術を受け入れるかどうかの決定に対して近隣効果が存在するかどうかを検証した。その結果として、インドネシアの農村部において、より多くの周囲の人が新しい技術を受け入れるようになれば、その影響を受けて個人が新しい技術を取り入れるようになることを実証した。Yamauchi (2000) はベトナム学習の枠組みで近隣効果を考えている。具体的には、人々は学校教育の成果を近隣の人々の収入を観察することによって学びとっているという情報学習の存在を示し、また地域内での親の世代の教育分布は子供の世代の教育投資に対して外部性を持つことを示している。Topa (2000) は、近隣効果を空間的な距離で捉え、その波及効果についての検証を行っている。そして、人々が地域などのネットワークの中で仕事に関

研究ノート

する情報を交換している、ということをシカゴのデータを使って実証した。また、雇用されている人ほどより役に立つ情報を伝えることができ、また地域の特徴として、若者、低学歴の人、白人でない人が多い、低犯罪率であるような場合、またはあまり技術を必要としない仕事の場合、ネットワーク内での情報がより重要視され、その波及効果がより大きくなることを示している。

(注2) Borjas (1995) はアメリカの移民に対して行った研究で、子供の人的資本への投入に対して、親の人的資本だけでなく民族の技術水準も影響を与えているという、「民族の外部的性」が存在することを示した。O'Regan and Quigley (1996) は、家族の特徴(低所得、ヒスパニック系、黒人、母子家庭)が同じもの同士が集まる傾向にあり、また周りから孤立してしまうことによって若者の就業率に影響を及ぼしていることを示した。

(注3) Montgomery (1991) のモデルは、雇用主が労働者を雇用するときに、労働者の能力についての情報を、社会的ネットワークを通じて得るというものである。具体的には、能力の高い人と低い人が半数ずつ存在し、能力の高い人と社会的つながりを持っている人が高い賃金で雇用され、能力の低い人と社会的つながりを持つか、あるいは社会的つながりを持たない人は低い賃金しか得ることができない、というものである。

(注4) 家計内の何人かが移住している場合、フィリピンからハワイへ、あるいはハワイからフィリピンへの送金が盛んに行われていたり、フィリピンからハワイへの移住を決定する場合、知り合いや家族がハワイに移住している場合にその可能性が高くなっていることから、社会的ネットワークが影響を与えているとしている。

(注5) このCarringtonらの論文は、1915年から60年の間でのアメリカの南から北への労働者の移動を、今までは無視あるいは外生的であるとされてきた移住にかかる費用を内生化して説明したモデルである。このモデルは、自分より何年前に移住した同じ州の出身者の数が多いほど住居や就職に関する情報を得ることができるので、移住にかかるコストが減り、より一

層の移住を促すというものであった。

(注6) ここでの定常状態は、Stationarityではなく、Steady Stateに対応する。

(注7) また、全移住者に占める移住期間別の移住者数の割合は、各ラウンドで期間が長くなるほど減少はしているものの急激に減少するものではない。例えば1994年第1ラウンドでは、1年以上2年未満が15.3%、2年以上3年未満が21.8%、3年以上4年未満が17.1%、4年以上5年未満が14.5%となっている。

(注8) Labor Force Surveyは1971年からNational Statistical Officeが年に3回、タイ全土を対象に毎年行っているものである。第1ラウンド目は農閑期である1月から3月の間に行われ、第2ラウンド目は7月から9月にかけて行われ、第3ラウンドは10月から12月の農繁期に行われていた。1984年からもう1ラウンドが加わり、Labor Force Surveyは年に4ラウンド、2月と、5月、8月、11月にそれぞれ行われるようになった。県レベルでの政策の決定における、データに対する需要が高まったため、1994年の2月と8月から標本の大きさを拡大している。調査は家計単位で行われており、バンコク首都圏内で、3000世帯に対して行われた。

(注9) 先に移住している同じ県出身者の人数は、標本内での人数しか得ることができなかったため、ウェイトを用いてその割合を計算することにした。

(注10) サンプル・ウェイトによって、バンコクの移住者人口に占める同じ県出身者の割合は求めることができる。これに各時点のバンコクの移住者人口を掛ければ、実際の「同じ県出身者の人数」を計算することができる。

(注11) この推定の前に、標本内での同県出身者数、同県出身者のうちの就業者数が就業確率に及ぼす外部性の大きさについて推定を行ったが、同じように有意な結果を得ることができた。

(注12) 変曲点は内点解であることがいずれも確かめられている。

(注13) 第Ⅲ節での推定式より、 $\text{Prob}(y_i=1)=\Phi(x_i'\beta+z_i'r)$ の外部性の元となる変数を x_i とすると、その他の変数を平均値で固定したときの傾き b_1 は、 $b_1=\frac{\partial \Phi(x\beta+z\gamma)}{\partial x_i} \Big|_{x=\bar{x}, z=\bar{z}}$

研究ノート

となっている。

(注14) 正規分布に従って分布する確率分布関数の性質による可能性もある。しかしこの性質による影響なのか、パラメーターによる影響なのかは判断できない。

(注15) Rauch (1993) はアメリカにおいて人的資本(彼の論文では教育水準と職歴の高い人)が地理的に近い場所に集まった場合、お互いの知識を共有できるので、一人一人の生産性が向上することを示した。

(注16) Glaeser et al. (1992) は同じ産業ごとに地域で集まるよりも、様々な産業が集まった場合の方が経済発展に貢献するとしている。

(注17) つまり、人種、性別などの人口学的変数や職種、学歴、地位などを制御して、首都圏内の労働者の賃金とそれ以外の地域に住む労働者の賃金を比べたところ、明らかに首都圏の方が高かった。その理由は新古典派の理論からすると、都市の労働者の限界生産性のほうが高いためと考えられる。Glaeser はまた、アメリカのデータを使って労働者の賃金が時間を追ってどう変化するかを見ている。その結果、首都圏に移住してすぐ高い賃金をもらうのではなく、数年の間に速い速度で賃金が上昇し、長く首都圏で働いている人と同じくらいの賃金になることを示している。また、かつて首都圏にいた人がそれ以外の場所に移住した場合に賃金の低下は見られなかった。つまり、高い生産性を維持し続けるのである。

文献リスト

- Amemiya, T. 1981. "Qualitative Response Models: A Survey." *Journal of Economic Literature* 19(4) (Dec.).
- 1985. *Advanced Econometrics*. Cambridge (Mass.): Harvard University Press.
- Banerjee, B. 1983. "Social Networks in the Migration Process: Empirical Evidence on Chain Migration in India." *Journal of Developing Areas* 17.
- Bardhan, P. and C. Udry 1999. *Development Mi-*

- croeconomics*. Oxford: Oxford University Press.
- Borjas, G. 1995. "Ethnicity, Neighborhood and Human-Capital Externalities." *American Economic Review* 85(3) (June).
- Caces, F. et al. 1985. "Shadow Household and Competing Auspices: Migration Behavior in Philippines." *Journal of Development Economics* 17(1-2) (Jan.-Feb.).
- Case, A. 1992. "Neighborhood Influence and Technological Change." *Regional Science and Urban Economics* 22.
- Case, A. and L. Katz 1991. "The Company You Keep: The Effect of Family and Neighborhood on Disadvantaged Youth." NBER Working Paper #3705.
- Carrington, J., E. Detragiache and T. Vishwanath 1996. "Migration with Endogenous Moving Costs." *American Economic Review* 86(4) (Sep.).
- Gaspar, J. and E. Glaeser 1996. "Information Technology and the Future of Cities." *Journal of Urban Economics* 43.
- Glaeser, E. 1999a. "Learning in Cities." *Journal of Urban Economics* 46.
- 1999b. "The Future of Urban Research: Non-Market Interactions." Manuscript. Harvard University and NBER.
- Glaeser, E. et al. 1992. "Growth in Cities." *Journal of Political Economy* 100(6) (Dec.).
- Green, W.H. 1993. *Econometric Analysis*. 2nd edition. Englewood Cliffs(N.J.): Prentice Hall.
- Montgomery, J.D. 1991. "Social Networks and Labor Market Outcomes: Toward an Economic Analysis." *American Economic Review* 81(5) (Dec.).
- O'Regan, K. and J. Quigley 1996. "Teenage Employment and the Spatial Isolation of Minority and Poverty Households." *Journal of Human Resources* 31.
- Rauch, J. 1993. "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evi-

研究ノート

dence from the Cities.” *Journal of Urban Economics* 34.

Ray, D. 1998. *Development Economics*. Princeton: Princeton University Press.

Todaro, M.P. 1969. “A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries.” *American Economic Review* 59(1) (March).

Topa, G. 2000. “Social Interactions, Local Spillovers and Unemployment.” Manuscript. New York University.

Yamauchi, F. 2000. “Social Learning and Investment in Human Capital: Evidence from Schooling Investments in India.” Manuscript. Yokohama National University.

付 録

Labor Force Survey の質問項目は以下のとおりである。

1. 家計の属性

氏名, 年齢, 性別, 世帯主との関係, 結婚

2. 移住経験

滞在期間 (年数を自由記述), 出身地 (県, 農村・都市区分), 移動理由

3. 教育

就学状態, 最終学歴, 終了年数 (大学・専門学校)

4. 就業状態および仕事内容

調査週での就業状態 (就業しているか否か), 通常就業状態, 非就業の理由, 就業可能性, 就業不可能の理由, 希望職種, 労働可能日数, 労働不可能日数, 就業経験, 求職経験, 求職期間, 休職しない理由, 労働日数, 通常労働日数, 職種, 産

業, 雇用主タイプ, 労働時間, 追加的労働時間, 昨年の職種・産業

5. 賃金・収入

給与支払い方法, 賃金額, ボーナス, 時間外給, その他の給与, 福利厚生費, 退職金の有無, 事業規模(人数), 過去1カ月の利潤, 農作業の有無, 昨年の月平均利潤

6. 事業規模および社会保障

従業員規模, 社会保障の有無

以上のうち, 家計の属性, 移住経験, 教育(最終学歴を教育年数に置き換えた), 就業状態および仕事内容(調査週での就業状態)についての項目を本稿では使用した。

また, 本稿で使用した Labor Force Survey は, 刊行物として一般に公開されているものではなく, フロッピーディスクの形で入手したものである。このデータは National Statistical Office と契約を結べば, 誰にでも入手可能である。

【付記】本稿は横浜国立大学大学院国際社会科学研究所に提出した修士論文を改稿したものである。本稿の作成に当たって, 井伊雅子, 小林正人, 両氏から有用なコメントを頂くことが出来た。山内太氏には, 論文の作成から実証結果の確認に至るまで, 丁寧に指導していただいた。Anawat Ladawon, Santilakanawong Prapin 両氏からは, データコードブックのタイ語訳を作成していただいた。また, レフェリー, エディターの方々にも大変お世話になった。記して, 心から感謝する。

(横浜国立大学大学院国際社会科学研究所修士課程修了)