

都市就業機会、適性・能力に対する学習と若年労働者の移動

—バンコク労働市場についての実証—

木村 雄一

- はじめに
- I 都市労働市場での就労と自己の能力に対する学習
—危険回避モデル—
- II 実証分析
- III データ
- IV 推定結果
- V 結論
- 付論 都市労働市場での就労と自己の能力に対する
学習—マッチング・モデル—

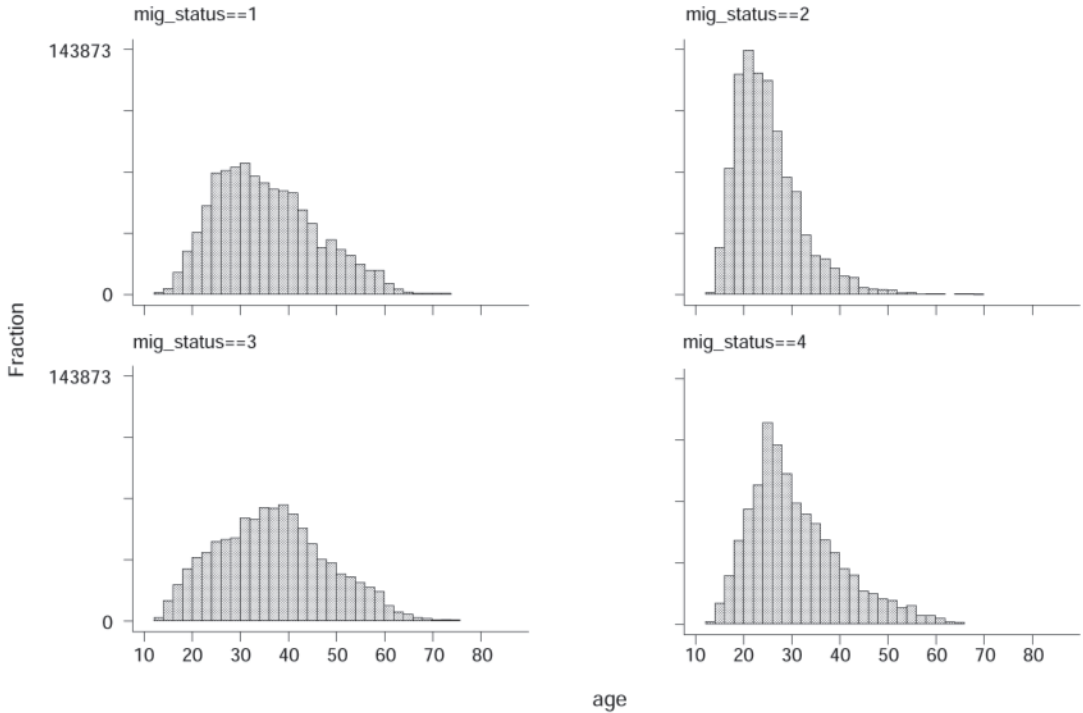
はじめに

農村から都市への労働移動は、開発途上国の近代化の過程において重要な役割を持っている [Lewis 1954; Rostow 1961]。農村から都市への労働供給は、都市を中心とした経済発展過程で不可欠の要素であり、タイの政策当局にとっても主要な関心事であり続けている [Sussangkarn 1987]。農村労働者が都市へ移動する動機について、地域間の平均賃金較差が最も重要な要因であることはよく知られている。しかし、都市への労働移動において、ひとつの大きな特徴は、それが非常に若い年齢層の労働者に占められていることである。図1は、タイの首都圏である Greater Bangkok Area (GBA) とその他の地域との間を移動した労働者の年齢分布を示している^(注1)。図の右上、GBAへの移民は、20歳前後を頂点として、それ以上の年齢では急

激に減少し、40歳前後ではほとんど移動しなくなる。また、他のグループ：GBAネイティブ、農村ネイティブ、GBAから農村への移民のピーク年齢が30歳前後であるのと比較して、GBA移民は非常に若い年齢層で構成されていることが分かる。出身地労働人口に占めるGBAへの転出率(図2)で見ても、若年層への偏りがはっきり現れている。GBAへの転出率は、ピークの20歳で6.7パーセントに上る^(注2)。

労働の地理的な移動が年齢と負の関係にあることは古くから指摘されており、Sjaatad (1962)は、地域間移動が、単時点の所得だけでなく、移動コストを考慮した将来の期待所得が地域間移動に影響を与える要因であること、また、ライフサイクルに関する要因、つまり年齢に伴った移動コストの上昇が、その要因であることを示唆している。移動コストが年齢と共に変化する理由として、多くの研究は、家族のライフサイクルと職歴に着目している。Sandell (1977)は、家族単位の地理的移動について、妻の雇用、勤続年数などが移動を減少させる要因であることを示している。Sandefur and Scott (1981)、Schlottmann and Herzog (1984)はさらに、家族や職歴上の要因を考慮した場合、年齢と地理的移動の関係が消失するという推定結果を報告している^(注3)。

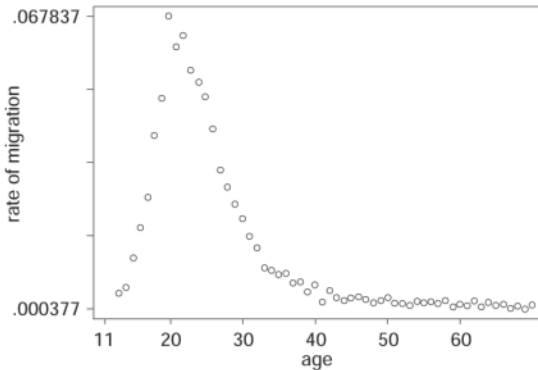
図1 移民ステータス別年齢分布



(出所) NSO (1994~1996).

(注) mig_status=1, 2, 3, 4 はそれぞれGBAネイティブ, GBA移民, 農村ネイティブ, 農村移民.

図2 出身地労働人口に占めるGBA移民比率—年齢の関係



(出所) NSO (1994~1996年).

これらの研究のように、職位や賃金の上昇を、移動の抑制要因として捉えることも可能だが、より本質的には、それらは過去に地理的移動や

転職を経て労働経験の蓄積を行った結果であると考えべきであろう。多くの場合、地理的移動は職業間の移動を伴うものであり [Yankow 2003], これらの移動や転職自体が、賃金を上昇させる大きな要因となっている [Flinn 1986; Farber and Gibbons 1996; Light and McGarry 1998]。したがって、年齢と地理的移動の関係について、より本質的な要因を明らかにするためには、Sjaatad (1962) が指摘するように、地理的移動の投資としての側面に着目し、移動先労働市場での経験がどのような意味で人的資本投資として機能し、移動を動機付けるのか、という問題を解明する必要がある。

移民の賃金成長については、Friedberg

(2000), Eckstein and Weiss (2002) が, ロシアからイスラエルへの移民について, 移動先の労働市場での学習効果によって, 移民の賃金がネイティブ労働者よりも急速に上昇することを指摘している。また, Yamauchi (2004) はバンコクへの移民について, 都市の多様な就業機会において必要とされる資質や能力の複雑さや多様さが就業機会に対する学習効果を促進し, ネイティブ労働者との賃金差が収束することを示している。

本稿では特に, 都市労働市場での就労によって得られる, 自らの未知の能力, 多様な就業機会に対する適性についての学習に注目する。都市へ移動した労働者は, 都市労働市場において, 複数の職業での労働経験を蓄積し, 自らの資質や適性, 就業機会について学習を行う。自らの適性や能力, 就業機会に関する学習という側面は, 地域間移動において重要な含意を持ち得る。特に途上国では, 農村は小規模自営農を中心としており, 多様な職業経験を得る機会は都市に限られるため, この意味での学習は地域選択に際して大きな影響を持つと考えられる。就業機会に対する適性や能力といった情報のうち, 少なくともある部分は, 労働者自身にとっても事前に知ることが難しく, 地域間や職業間の移動を伴った実際の就労を通じて徐々に学習されるものと考えられる。本稿は, そのような適性・能力, 就業機会に対する学習が, 人的資本投資として都市への移動を動機付けていることを実証的に示すことによって, 移動が若年層に偏るという観察に対して整合的な説明を与える。

年齢と移動頻度の関係は, 職業・産業間の労働移動に関して多く研究されており, そこでも年齢・勤続年数と転職頻度の負の関係はよく知

られた事実である [Topel and Ward 1992; Keane and Wolpin 1997]。また, 転職と多様な就業機会での就労がもたらす学習効果についても, 職業間移動の研究で多く扱われてきた。移動と就業経験は次の2つの意味で人的資本投資としての意味を持ち得る。第1に, 上述のような, 自分の能力や適性に関する学習, あるいは就業機会に関する学習という意味での人的資本投資 [Johnson 1978; Jovanovic 1979; Flinn 1986] である。Johnson (1978) は特に本稿の問題意識に近い。Johnson は個人の能力の垂直的な違いを想定し, 能力の違いが大きく反映される労働市場ほど, 未知の能力に対する学習効率が高くなることを示している。学習の結果として, 能力が平均より高いという主観的認識を得た場合, 能力の反映が大きい労働市場に留まることでより大きい報酬を期待することができる。また, 主観的認識が平均より低い場合は, 能力の反映が小さい労働市場へ移動することが最適となる。

第2に, 特定の知識・技能に対する学習という意味においての人的資本投資 [Jovanovic and Nyarko 1997; Miller 1984] である。Jovanovic and Nyarko (1997) は, 求められる技能が互いに相関を持ち, 複雑さにおいて異なる2つの職種を想定して議論している。労働者は技術パラメータに関する主観的な認識を, 生産性に関するシグナルを元に更新していく。複雑な職種を先に経験した場合に, 生産性に関するより正確なシグナルを得ることができることから学習効率が上昇する, というのが彼らの結論である。我々の文脈では, 2つの職種は都市と農村に相当する。同様に Miller (1984) は, 求められる技能が産業・職種によって異なる場合, 最終的

な就業先を早い段階で決めるほど、職での訓練期間が長くなり、生産性が高くなると考えられる。この点についても、小規模自営業を中心とする農村と、様々な産業・職業を擁する都市という途上国の典型的な状況は、早い段階で都市へ移動することを有利にする。

本稿は第1の意味での人的資本投資に注目し、それが地域間移動に及ぼす影響について、実証的根拠を示すものである^(注4)。知識・技能に関する学習ではなく、就業機会や能力・適性に対する学習に注目する理由は、いくつかの実証研究が、都市労働市場における学習効果の要因として後者の重要性が勝ることを示す結果を得ていることである [Nagypál 2002^(注5); 木村 2004^(注6); Dumais, Ellison and Glaeser 1997^(注7)]。

分析は次の手順に従う。まず、移民労働者が、都市での就業によって得られる賃金をシグナルとして、都市就業機会、それらに対する自らの未知の適性に関して学習する過程を、ベイズ学習に基いたモデルを使って記述する。この学習の枠組みは、第1に、賃金に占める未知の適性・能力の反映が大きいほど、事前の主観的な賃金リスクが大きくなる一方で、労働市場での経験によって、適性・能力に対する主観的認識の分散が急速に起こる、つまり大きな学習効果をもたらすことを示す。これは、賃金が個人の資質や適性をより大きく反映する場合に、個人の適性や能力に関してより多くの情報をもたらすからである。第2に、都市労働市場の特徴は、農村労働市場と比べて、生産の結果としての賃金シグナルがより頻繁に観察され、情報量が大きいことである。シグナル頻度の違いは、農業生産と近代産業との違い、また、都市労働市場で転職頻繁が高く、一定期間に経験する就業機

会数が多いことによる。この枠組みは、都市労働市場において、能力の反映の大きさに加え、シグナル頻度が十分大きいとき、主観的な賃金リスクが事後的には小さくなり、危険回避的な労働者にとっても就業期間を都市労働市場で始めることが最適となり得ることを示す^(注8)。

実証分析では、個人の未知の適性・能力の影響を、移民の都市賃金に占める観察されない属性として定式化する。学習の枠組みで示された通り、賃金に占める未知の適性・能力の影響が大きいほど、労働市場での経験は大きな学習効果をもたらす。この適性・能力の反映の大きさを、賃金に占める観察されない個人属性の寄与分として捉えることで、実証的に計測する。続いて、就業機会への適性・能力についての学習効果が、都市への移動に対してどのように影響しているか、移民関数の推定で確認する。データは、タイの労働個票データであるNSO(1994～1996)を元に作成したパネル・データを使用する。本稿の構成は以下の通りである。第I節で、都市労働市場における就業機会、適性に対する学習と、都市への移動の意思決定の関係を、ベイズ学習に基いたモデルで説明する。第II節では、自己の適性・能力に対する学習という意味での人的資本が地域間移動に及ぼす影響について、実証的に検証するための枠組みを提示する。第III節は、労働者サンプルの定義、都市・農村の定義、移民・非移民(ネイティブ)の定義、パネルデータの作成方法について説明する。第IV節で、都市への移民の賃金関数と、都市賃金に観察されない能力が反映される度合についての推定結果、移民関数の推定結果を示し、最後に第V節で結論を述べる。

I 都市労働市場での就労と自己の能力
に対する学習——危険回避モデル——

この節は、自己の資質や適性、能力に対する学習と、若年労働者の就業地域選択の枠組みを提示する。労働者は就労期間の始め ($t=0$) に、農村と都市： $m=\{R, U\}$ のうち、どちらで就業するかを選択する。ここでは循環的な移動を考慮せず、初期時点に選択した地域で就業し続けると想定する。労働者は、就業した地域で得られる賃金をシグナルとして、自己の能力に関して学習を行う。

各労働市場における労働者 i の t 期における賃金は、Johnson (1978) に従い、観察可能な属性と個人の資質・能力によって次のように決まるとする：

$$\ln w_{it}^m = X_{it}\beta + \gamma^m\theta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

自己の能力 θ_i について労働者は正確に知ることとはできず、事前の期待 $\theta_i \sim N(0, \sigma_\theta^2)$ として認識している^(注8)。 γ^m は農村、都市の各労働市場において、賃金決定が個人の資質・能力を反映する度合いを表す。両地域の労働市場の賃金決定はこの点においてのみ異なり、 $\gamma^U > \gamma^R$ であると仮定する。 γ^m は労働者にとって既知である。観察可能な属性への報酬 β と i.i.d. のノイズ $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ については、単純化のため都市と農村で共通であると仮定する。 X_i は性別、年齢、年齢2乗、修学年数、選択した地域での労働経験年数(居住年数)を含む。

労働者は危険回避的であり、平均一分散型の時点効用

$$E(U_{it}^m) = E(\ln w_{it}^m) - \text{var}(\ln w_{it}^m)$$

の総和、 $V_i^m = \sum_{t=0}^{\infty} (1+\lambda)^{-t} E(U_{it}^m) dt$ を最大にするように地域選択を行うと想定する^(注10)。事前の情報から得られる賃金の期待値は、農村、都市のいずれにおいても $E(\ln w_{it}^m | \Omega_0) = X_{it}\beta$ となる。賃金リスクは、 θ_i と ε の分布から $\text{var}(\ln w_{it}^m) = (\gamma^m)^2 \sigma_\theta^2 + \sigma_\varepsilon^2$ であり、 $\gamma^U > \gamma^R$ であることから、都市労働市場は農村労働市場よりも事前の主観的リスクが大きい。このため、初期時点で得られる情報 (Ω_0) による期待効用は都市労働市場においてより小さく、 $E(U_{it}^R | \Omega_0) > E(U_{it}^U | \Omega_0)$ となる。

一方、労働者は農村、都市のうち選択した労働市場で就労し、そこで得られる賃金をもとに自らの能力に関して推論を行う。個人の資質・能力の反映度 γ^m が大きいとき、事前の期待賃金リスクが大きくなる一方、能力に関するシグナルとして、賃金はより多くの情報をもたらす。労働者は賃金から既知の要因 (X_{it}, β) を差引いて能力 θ_i について推論すると考えると、個人の能力 θ_i に対する賃金シグナル

$$(\ln w_{it}^m - X_{it}\beta) / \gamma^m = \theta_i + \varepsilon_{it} / \gamma^m$$

は、 $\gamma^U > \gamma^R$ であることから、都市労働市場ではノイズ σ_ε^2 の寄与が小さく、能力 θ_i の寄与分が相対的に大きい。

さらに、単位期間に受け取る賃金シグナルの頻度が、それぞれの労働市場で異なっていると仮定する。農村労働市場においては、例えば農業生産で投入要素の決定から生産性に関するシグナルが観察されるまでには数カ月を必要とする。一方、都市就業機会においては、例えば週

単位の賃金などによって、生産の結果が観察される頻度は農村よりも大きい。このシグナル頻度の都市－農村比率を $\alpha > 1$ とすると、任意の労働経験 t に対する就業機会経験の蓄積 τ^m は、農村労働市場で $\tau^R = t$ 、都市労働市場で $\tau^U = \alpha t$ である。

いずれかの労働市場で就業経験 τ^m を経た後、期待賃金の事後的な分散は、能力に関する事前の認識の正確さ $\rho_\theta = 1/\sigma_\theta^2$ 、シグナルの正確さ $\rho_s^m = (\gamma^m/\sigma_\varepsilon)^2$ から、ベイズ・ルールに従い、

$$\begin{aligned} \text{var}(\ln w_{it}^m | \Omega_0) &= (\gamma^m)^2 \frac{1}{\rho_\theta | \tau^{-1} + \rho_s^m} \\ &+ \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned} \quad (2)$$

$$(\gamma^m)^2 \frac{1}{\rho_\theta + \tau^m (\frac{\gamma^m}{\sigma_\varepsilon})^2} + \sigma_\varepsilon^2$$

となる^(注11)。分数部分は自己の能力に対する事後的な認識の分散を表している。この認識の分散は就業経験 τ^m の蓄積に従って減少し、事後的には主観的な賃金リスクを減少させる^(注12)：

$$\frac{\partial \text{var}(\ln w_{it}^m | \Omega_\tau)}{\partial \tau^m} = - \frac{(\gamma^m)^2 (\frac{\gamma^m}{\sigma_\varepsilon})^2}{(\rho_\theta + \tau^m (\frac{\gamma^m}{\sigma_\varepsilon})^2)^2} < 0.$$

この学習効果は能力の収益 γ^m が大きい労働市場でより大きくなる：

$$\frac{\partial \text{var}(\ln w_{it}^m | \Omega_\tau)}{\partial \tau^m \partial (\gamma^m)^2} = - \frac{2\rho_\theta (\frac{\gamma^m}{\sigma_\varepsilon})^2}{(\rho_\theta + \tau^m (\frac{\gamma^m}{\sigma_\varepsilon})^2)^2} < 0.$$

一方、主観的な賃金リスクの絶対的な水準(2)式)は、能力の反映の大きさ γ^m の増加関数となっている：

$$\frac{\partial \text{var}(\ln w_{it}^m | \Omega_\tau)}{\partial (\gamma^m)^2} = - \frac{2\rho_\theta}{(\rho_\theta + \tau^m (\frac{\gamma^m}{\sigma_\varepsilon})^2)^2} < 0.$$

つまり能力の反映の大きさは、任意の就業経験 τ^m について主観的リスクの事後的な水準をも大きくする。しかし、労働市場間の相対的シ

グナル頻度 (α) を考慮し、同じ労働市場経験 t について農村と都市の労働市場を比較すると、一定の条件の元で、都市労働市場における主観的な賃金リスクは事後的に農村労働市場よりも小さくなる。その条件は、

$$\text{var}(\ln w_{it}^U | \Omega_U) < \text{var}(\ln w_{it}^R | \Omega_R) \text{ から、}$$

$$\text{条件 1 : } \alpha > \left(\frac{\gamma^U}{\gamma^R} \right)^2$$

である。つまりシグナル頻度の都市－農村比率 α が、能力の反映の都市－農村比率の2乗より大きいとき、任意の労働市場経験 (t) について、都市労働市場における主観的な賃金リスクは農村より小さくなる。このとき、将来にわたる効用の総和は $V_j^R | \Omega_R < V_j^U | \Omega_U$ となる。

以上をまとめると、

命題

(i) 賃金決定に占める未知の資質・能力が大きく反映される労働市場では、事前の期待賃金分散に起因する主観的リスクが大きい。一方、労働市場での経験の蓄積によって自己の能力に対する主観的認識の分散が縮小することで、主観的な賃金リスクは事後的に減少する。この主観的リスクの収束は、賃金に占める能力の反映が大きい労働市場（都市労働市場）において、より急速に起こる。

(ii) 賃金に占める能力の反映が大きい労働市場（都市労働市場）において、シグナル頻度の都市－農村比率 (α) が能力の収益の都市－農村比率の2乗より大きいとき、同じ労働市場経験 (t) に対して、事後的な賃金分散の絶対的な水準が農村労働市場よりも小さくなる。この条件が満たされるとき、危険回避的な労働者にとっても、主観的リスクが大きい労働市場で就労することが事後的には最適となる。

II 実証分析

この節では、都市労働市場での就労による、就業機会と自己の適性に対する学習効果、また、そのような学習効果が労働移動に及ぼす影響について、実証分析の定式化を行う。実証分析では、(1)式の個人の能力を賃金関数の観察されない個別効果として捉える。

はじめに、G B A 移民労働者をサンプルとする賃金関数から、賃金の構成要素を、通常の人的資本変数、観察されない属性、その他の要因(ノイズ)に分けて識別し、観察されない属性の寄与分を各個人について推定する。都市賃金が労働者の能力をより大きく反映するほど、都市賃金が労働者の未知の属性・能力に対してより多くの情報を与え、都市労働市場での就業による学習効果が大きくなることは前節で示した通りである(注13)。

続いて、学習効果の大きさが移民の意思決定にもたらす効果を、移民関数で推定する。これによって、「適性・能力に関する学習」という動機が都市への移動に際する意思決定にどのような効果を及ぼしているかを明らかにする。農村労働者は都市への移動に関して、過去の移民のうち年齢、修学年数などの属性が自分と近い労働者を参照グループとして、その賃金分布、賃金に占める能力の反映の大きさを基準に意思決定を行うと想定する。

賃金関数(1)の、都市労働市場の賃金決定に占める観察されない能力の寄与分 $\gamma^U \theta_i$ を、誤差構成要素モデルの個別構成要素(individual component) u_i として捉え、G B A 移民 i の t 期における賃金関数が次のように決まるとする。

$$\ln w_{it} = X_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ε_{it} は平均ゼロ、i.i.d.の誤差項、 X_{it} は性別、年齢、年齢の自乗、修学年数、G B A での居住年数に加え、定数項、年次ダミー、現住県ダミー、出身県ダミーを含む(注14)。

(3)のような個別効果 u_i を含む関数の推定は、1階の階差をとるか、固定効果(fixed effect, within)推定によってなされるのが一般的だが、ここではデータ期間が半年間と短いことから、時間についての変動が小さく、推定値が効率性を欠く。そのため、ここでは、誤差の個別構成要素を確率変数として捉え、変量効果(random effect)推定を採用する。まず、賃金関数(3)を時間平均からの乖離に変形したもの

$$\ln w_{it} - \overline{\ln w_i} = (\overline{X_{it}} - X_i) \beta_2 + \varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon_i} \quad (4)$$

をols推定する(within推定)。ここから $\hat{\varepsilon}_{it, fe}$ 、 $\hat{\sigma}_{\varepsilon, fe}^2 = E(\varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon_i})^2$ を得る。次に、賃金関数を時間平均に変形したもの

$$\begin{aligned} \overline{\ln w_i} &= \overline{X_i} \beta_3 + u_i + \overline{\varepsilon_i} \\ &= \overline{X_i} \beta_3 + e_i \end{aligned}$$

ols推定する(between推定)。この推定の残差分散 $\hat{\sigma}_{e, be}^2 = \text{var}(u_i + \overline{\varepsilon_i}) = \sigma_u^2 + \frac{1}{T} \sigma_\varepsilon^2$ と(4)式の固定効果推定から得た $\hat{\sigma}_{\varepsilon, fe}^2$ を使って、個別効果の分散を

$$\hat{\sigma}_u^2 = \hat{\sigma}_{e, be}^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_{\varepsilon, fe}^2$$

のように求める。ここで T は時間についての観察数である(注15)。これらの分散の推定値から、個別効果の変動とi.i.d.ノイズとの比率 $\eta =$

$\hat{\sigma}_{\varepsilon_{fe}}^2 / (T\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_{\varepsilon_{fe}}^2)$ を求め、(4)式と(5)式を η で加重したもの

$$\ln w_{it} - (1-\eta)\overline{\ln w_i} = [X_{it} - (1-\eta)\overline{X_i}] \beta_4 + \eta u_i + \varepsilon_{it} - (1-\eta)\overline{\varepsilon_i} \quad (7)$$

を ols 推定する (変量効果推定)。

この推定の残差、 $\hat{\kappa}_{it} = \eta u_i + \varepsilon_{it} - (1-\eta)\overline{\varepsilon_i}$ から、 $\hat{u}_{i, re}$ の推定値を次のように求める。

$$\hat{u}_{i, re} = \frac{1}{\eta} [\hat{\kappa}_{it} - \hat{\varepsilon}_{it, fe} + (1-\eta)\overline{\hat{\varepsilon}_i}] \quad (8)$$

$\hat{\varepsilon}_{it, fe}$ は固定効果推定(4)の残差、 η には(6)式の σ_u^2 と、(5)式の between 推定の残差分散 $\hat{\sigma}_{\varepsilon, be}^2$ を代入している。個別効果 $\hat{u}_{i, re}$ は、生来の能力、特定の職への適性などの観察されない効果を捉えている。

次に、学習効果の大きさが労働移動の意思決定にどのような効果を及ぼすかを、移民関数の推定によって明らかにする。都市への移動が、移動することから得られるネットの便益 $D_j^* = V_j^U - V_j^R$ に対して

$$D_j = \begin{cases} 1 & D_j^* \geq 0 \text{ のとき} \\ 0 & D_j^* \leq 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

のように選択されるとする。ここで D_j^* は移民関数

$$D_j^* = \phi E^h [\ln w_j] + \delta s d^h [\hat{u}_{j, re}] + \iota X_j + \xi_j \quad (9)$$

に従う。サンプル j は GBA への移民労働者、潜在的な移民である他地域の労働者を含む。 X_j は性別と、年齢、修学年数、それぞれの 2 乗を含む。 h は参照グループを表し、グループどうしを隔てる基準は性別、年齢、修学年数である。 $E^h [\ln w_j]$ は GBA と他地域の平均賃金、 $s d^h$

$[\hat{u}_{j, re}]$ は、(4)式から推定した都市移民の個別効果のグループ h についての標準偏差であり、都市賃金が観察されない能力の個人差を反映する度合いを捉えている。属性グループ別平均賃金 $E^h [\ln w_j]$ については、都市への移動者 $j = 1, \dots, m$ と、農村残留の労働者 $j = m+1, \dots, n$ のそれぞれに h についての平均を当てはめている。これによって、GBA 移民と農村との平均賃金差の効果を $E^h [\ln w_j]$ で吸収し、ここで主要な関心である観察されない個人属性の反映度 $s d^h [\hat{u}_{j, re}]$ の係数に影響が及ばないようにする。一方、 $s d^h [\hat{u}_{j, re}]$ は GBA 移民の都市賃金に個別効果が反映される度合であり、農村労働者にとって、都市へ移動した場合に期待できる学習効果の大きさを表している。従って、 $s d^h [\hat{u}_{j, re}]$ については、対応するグループ h の農村労働者にも、同じ値が割当てられている。命題から、

$$\frac{\partial V_j^U}{\partial s d^h [\hat{u}_{j, re}]} > 0$$

であり、したがって

$$\delta = \frac{\partial D_j^*}{\partial s d^h [\hat{u}_{j, re}]} > 0$$

が予測される。

III データ

Thailand National Statistical Office (NSO) の The Labor Force Survey (LFS, 各年版) から、金融危機の影響を避けるため 1994~96 年のデータを使用する。このデータは、労働者の年齢、修学年数などの一般的な人的資本変数に加え、現住地での継続居住年数、前住地、賃金、産業・職種など多岐に渡る情報を提供している。

この期間、LFSの調査は年4回実施されており、各調査で17万から18万人の個人が聴き取り調査の対象となっている。

農村と都市の労働市場を見ると、タイの特徴的な点は、バンコク都（Bangkok Metropolitan Area、以降BMA）を中心とする首都圏に極端に人口が集中し、賃金もこの地域が突出して高いという、一極集中構造である。全国の都市規模を、各県内の都市区域（市制区）の人口規模で比較すると、1990年時点でBMAは約566万人、人口規模2位のナコンラチャシマは24万人である〔Chulalongkorn Univ. 1990〕。人口規模1位と2位の人口比率で測られる首位都市性（urban primacy）は約24倍であり、これは他の途上国と比較しても著しく高い^{（注16）}。タイのデータを使う利点は、このように突出した都市圏であるバンコク首都圏と、農業を主体とする他の地域との区別が明確な点である。

タイの首都圏の定義は、慣習的に用いられる4通りの区分がある。最も狭い区分であるBMA、BMAに周辺3県を加えたGreater Bangkok Area（GBA）、Greater Bangkokに周辺5県を加えたBangkok Metropolitan Region（BMR）、さらに東部沿岸の工業地帯までを含むExtended BMRである。民間部門の賃金を、これらの地域区分別に見ると、BMA、BMAと共にGreater Bangkokを構成する3県、Greater Bangkokと共にBangkok Metropolitan Regionを構成する2県、BMRと共にExtended BMRを構成する7県、それ以外の全地域のそれぞれ都市区域で、それぞれ1838パーツ、2340パーツ、1178パーツ、1392パーツ、1209パーツである^{（注17）}。県別の都市区域で見ても、上位4県すべてがGreater Bangkok

に含まれている。これらの観察から、Greater Bangkokの内と外で、都市規模と賃金に大きな格差が存在することが分かる。都市地域の定義として、全国の市政区域（municipal areas）を採ることも選択肢のひとつだが、上に述べたような、極端な人口集中と賃金の格差が存在することから、Greater Bangkok Areaとそれ以外の全国をそれぞれ「都市」、「農村」の地域区分として採用する。

移民の定義について、LFSでは、地域区分の最小単位であるブロック（市制区）・村（非市制区）の境界を超えて移動した者を「移動者」として区別し、移動後の継続居住年数の情報を提供している。「移動者」の定義は地方や県の境界を越えない短距離の移動を含むため、農村から都市への「移民」を定義するためには、「移動」と移動前の居住地に関する情報を組み合わせる必要がある。現在の居住地への移動前にどのような経路を辿ったかについて、LFSの提供する情報は限定的であり、移動前の居住地は、現在地へ移動してから5年未満の移動者について、過去1回、最新の移動についてのみ特定可能である。従って、農村から都市への移動であることを特定できるのは、この居住年数5年未満のグループについてのみである。これらの移動者を「GBA移民」と定義する。ただし、移動前の居住地が特定できるのは過去1回の移動についてのみであることから、過去5年未満の「移民」であっても、都市内でさらに移動した場合、ネイティブによる移動と区別することが出来ない。このため、現住地の労働市場に参入後に、さらに移動している場合はサンプルから除外される。

賃金関数の推定では、都市賃金決定における

観察されない属性の影響を分析するため、GBA 移民のパネルデータが必要となる。LFS は基本的に横断面データだが、ラウンド1と3、ラウンド2と4は、それぞれ同じ家計を対象に聴き取りが行われる。このため、各年度内の2期間を対応させてパネルデータを作成することが可能である。ここでは乾期の2月に調査が行われるラウンド1と、雨季の8月に調査されるラウンド3のデータから、両方の調査で調査対象となった家計を取り出し、データ期間が半年のパネルを作成した。

個人の特定は次の方法による。各個人には、ラウンドを跨いで識別可能な個人番号は用意されていないが、各家計にはブロック別に固有の家計番号が振られている。この家計番号に従ってラウンド1とラウンド3の間で同一家計を対応させ、次に家計内の個人を対応させる。しかし、この2期間間に移動した家計・個人については、追跡して特定することができないので、パネルからは漏れることになる。また、個人の番号が各人に特定の番号ではなく、単に家計内の続き番号であるため、家計構成員の入替わりや増減があった場合は対応がずれてしまう。この点は、2期間で性別が一致すること、年齢が一致または1歳加齢していること、現住地での居住年数が一致または1年増加している、修学年数と前住地が両期間で不変である^(注18)という条件を課すことで、同一個人であることを保証した。1994年から1996年、ラウンド3(8月)の観察数で見た場合、GBA 移民の内、賃金が観察されているのは1980人^(注19)、そのうち家計番号、個人番号で特定すると1413人が残る。さらに性別、年齢、修学年数、前住地についての条件を課すと、サンプル数は最終的に431人と

なった。GBA 移民のパネル・データについての記述統計量を表1の1列目に示している。

上のパネルデータ作成方法では、移民サンプルの内データ期間中に移動した家計を除外するため、標本選択バイアスを生じさせる懸念がある^(注20)。一方、毎年、雨季に農村、乾期に都市というように循環的な移動を繰り返す季節労働者がサンプルから除外されるので、首都圏労働市場での人的資本蓄積が意味を持つような、比較的長期の移民にサンプルを限定する意味では有利であると言える^(注21)。

移民関数の推定ではGBA 移民とGBA 以外の地域(農村)を含む横断面データを使用する。横断面データには、季節労働者の少ない農繁期に調査が行われるラウンド3(8月)のデータを使用する。両グループの横断面データについての記述統計量を、それぞれ表1の2列目と3列目に示した。

表1 記述統計量

	GBA移民	GBA移民	他地域
男性ダミー	0.54 (0.49)	0.54 (0.49)	0.6 (0.48)
年齢	24.7 (5.8)	24.4 (6.0)	27.7 (6.8)
修学年数	6.8 (3.1)	6.9 (3.0)	7.5 (4.4)
居住年数	1.9 (1.2)	1.9 (1.3)	6.8 (3.3)
週当り賃金(パーツ)	1,008.2 (512.3)	1,029.8 (524.3)	987.9 (751.1)
対数賃金	6.8 (0.43)	6.8 (0.44)	6.6 (0.64)
観察数	861	1,980	56,746

(出所) NSO (1994~1996)。

(注) サンプルは40歳未満の賃金労働者。観察数は、GBA移民のパネル・データでは2期間当り、横断面データではラウンド3(8月)のもの。()内は標準偏差。

IV 推定結果

G B A への移民労働者について、賃金関数(7)の推定結果は表2、1列目に示されている。移民の賃金は、性別では男性の方が高く、年齢、修学年数、現住地での居住年数(現住地での労働経験年数)に対して増加する。現住地ダミーでは、BMAに隣接する工業地帯であるノンタブリ県が最も賃金水準が高い^(注22)。

この推定の過程で注意しなければならない点は、(5)式の between 推定と(7)式の変量効果推定の際、 X_{it} と u_i が無相関であることを仮定している点である。この仮定が満たされなければ、 β_3 と β_4 の推定値、従って $\hat{u}_{i, re}$ の推定値に偏りが生じる。特に修学年数は、一般に観察されない能力 u_i と独立ではなく、能力によるバイアス(ability bias)を生む。そこで、 u_i と X_{it} との相関による X_{it} の内生性の有無を、ハウスマン(Hausman)検定によって確認しておく必要がある。ハウスマン検定は within (固定効果)推定の係数 β_2 とbetween推定の係数 β_3 の差が統計的にゼロであるという帰無仮説を検定する。(4)式と(5)式で検定を行った結果、帰無仮説 $corr(X_{it}, u_i) = 0$ は有意水準0.3パーセントで棄却され、能力によるバイアスが存在することが判明した。 X_{it} の要素のうち、どの変数が u_i と相関を持っているかを確認するため、さらに年齢、修学年数、居住年数のそれぞれについて同様に検定を行うと、帰無仮説 $corr(X_{it}, u_i) = 0$ は、p値でそれぞれ30.1、15.7、0.13、99.2パーセントで棄却される。したがって観察されない属性 u_i との相関が問題となるのは修学年数についてのみである。

修学年数と能力の相関によるバイアスを避ける方法として、修学年数に対して操作変数を用いる方法も考えられるが、L F Sでは適切な操作変数の候補は見あたらない。そこで、修学年数についてデータをグループ化し、グループごとに(4)式から(7)式を推定する方法をとる。観察数がグループ間で比較的均等になるように配慮し、修学年数4年以下、6年、9年から12年(中等・高等教育)、14年以上(職業訓練校、大学教育)という区分を採用した。後述の移民関数の推定も、この修学年数グループに従って行う^(注23)。賃金関数の修学年数グループ別変量効果推定の結果は、表2の2～5列目に示されている。1列目の全修学年数サンプルでの推定と比較すると、性別とについて男性が高く、現住地での居住年数(労働市場経験年数)が賃金と正の関係である点は1列目と変わらない。また、年齢の効果は修学年数14年以上のグループでは有意な関係が見られなくなっている^(注24)。

これらの推定から、(8)式のように、個別効果、つまり観察されない能力を推定した。賃金に占める個別効果 $\hat{u}_{i, re}$ の寄与度を表2の最下段に示している。特に修学年数4年以下のグループでは、個別効果の寄与度が90パーセントと非常に大きい。続いて、属性グループ h ごとに都市賃金が個人の能力を反映する度合 $sd^h[\hat{u}_{i, re}]$ を計測する。各グループを隔てる基準は、性別に加え、修学年数について、賃金関数のサンプルに従って4つのグループ(修学年数4年以下、6年、9年以上12年未満、14年以上)、年齢について、グループ内のサンプル数に配慮し16歳以上から5歳刻みとした。

個別効果の属性グループ別分布は、表3に示されている。最上段の $E^h[\hat{u}_{i, re}]$ は個別効果の

表2 賃金関数の(修学年数グループ別)変量効果推定:GBA移民

修学年数	全修学年数	4年以下	9~12年	6年	14年以上
男性ダミー	0.148 (0.03)	0.261 (0.09)	0.11 (0.03)	0.18 (0.08)	0.494 (0.18)
年齢	0.075 (0.02)	0.025 (0.06)	0.188 (0.04)	0.017 (0.06)	0.406 (0.31)
年齢2乗	-0.001 (0.0004)	-0.00036 (0.01)	-0.003 (0.001)	0.00003 (0.001)	-0.007 (0.01)
修学年数	0.04 (0.004)	-	-	-	-
居住年数	0.02 (0.01)	0.036 (0.02)	0.024 (0.01)	0.05 (0.02)	0.086 (0.06)
バンコク都	-0.201 (0.07)	0.064 (0.26)	-0.23 (0.11)	-0.45 (0.15)	4.71 (1.60)
ノンタブリ	-	-	-	-	-2.52 (0.91)
パトゥムタニ	-0.235 (0.07)	0.024 (0.29)	-0.39 (0.11)	-0.4 (0.16)	3.34 (1.13)
サムットプラカン	-0.22 (0.07)	-0.081 (0.27)	-0.194 (0.11)	-0.4 (0.14)	-
観察数	853	191	403	216	43
人数	432	105	214	116	23
決定係数:					
within	0.003	0.035	0.001	0.1	0.048
between	0.552	0.554	0.598	0.492	0.961
overall	0.479	0.524	0.465	0.457	0.847
能力 $\hat{u}_{i,t}$ の寄与率	0.589	0.900	0.309	0.777	0.454

(出所) NSO (1994~1996)。

(注) ()内は標準誤差。全ての推定に出身県ダミー(1~72)、年次ダミー(1994~1996)、定数項を含む。

-は、修学年数については、グループ内で定数、または変動が少いために推定されない。移動先ダミーについてはノンタブリが基準としてドロップされている。

表3 観察されない属性の推定値：GBA移民，属性グループ別分布

		4年未満	6年	9～12年	14年以上
年齢					
16～20	$E^h[\hat{u}_{i,rc}]$	-0.173	0.028	0.053	
21～25		-0.138	0.012	0.128	-0.0006
26～30		0.048	-0.005	-0.12	-0.015
31～35		-0.007	0.026	-0.068	0.013
36～40		-0.009	0.002	0.104	-0.002
16～20	$sd^h[\hat{u}_{i,rc}]$	0.343	0.097	0.128	
21～25		0.254	0.098	0.259	0.011
26～30		0.204	0.056	0.277	0.056
31～35		0.188	0.055	0.145	0.027
36～40		0.318	0.006	0.272	0.007
16～20	観察数	24	49	58	0
21～25		13	168	64	8
26～30		81	63	63	14
31～35		43	8	20	12
36～40		30	5	10	9

(出所) NSO (1996)。

(注) h は年齢，修学年数についての属性グループ。

属性グループ内平均である。 u_i は，その定義により各修学年数グループ別の推定で平均ゼロを仮定して推定されており，負の係数が混在する。個別属性が賃金に与える影響の大きさは，2段目に示した $sd^h[\hat{u}_{i,rc}]$ によって捉えられている。年齢別に比較すると，16～20歳のグループを除いては，低年齢の移民ほど，観察されない能力の寄与分が大きいことが分かる^(注25)。

最後に，移民関数(9)で，都市賃金に占める観察されない能力の反映度が，都市への移動に与える効果を推定する。サンプルはGBA移民(居住年数5年未満)と農村労働者(全ての居住年数)を含む。 $sd^h[\hat{u}_{j,rc}]$ の係数推定値 δ が正であれば，未知の適性・能力に対する学習が都市へ移動する動機となっているという仮説が支

持される。移民関数の推定結果は，表4に示されている。推定に含まれる人的資本変数の組合せに対する頑健性を確かめるため，年齢2乗，教育年数の2乗を含めたもの，含めないものの組み合わせで4通りの推定結果を示している。観察される人的資本変数について，都市へ移動する労働者の傾向は，女性が多く，年齢が若く，教育年数が短いことである。いずれの推定でも，農村とGBAの平均賃金差を捉えた $E^h[\ln w_j]$ の係数は正であり，観察されない属性の影響の大きさ $sd^h[\hat{u}_{j,rc}]$ の推定値は有意に正の値をとった。この結果によって，適性，能力に対する学習という動機が，都市への移動の動機であることが確認された。

表4 移民関数の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$E^h[\ln w]$	7.49 (0.22)	8.44 (0.28)	7.68 (0.25)	8.71 (0.31)
$sd^h[\hat{u}_{i,m}]$	4.13 (0.36)	4.06 (0.33)	4.05 (0.36)	3.97 (0.33)
男性ダミー	-0.103 (0.04)	-0.174 (0.04)	-0.111 (0.04)	-0.185 (0.04)
年齢	-0.263 (0.009)	-0.265 (0.01)	-0.118 (0.03)	-0.103 (0.03)
年齢2乗			-0.002 (0.0007)	-0.003 (0.0007)
修学年数	-0.504 (0.01)	-0.117 (0.03)	-0.516 (0.01)	-0.132 (0.03)
修学年数2乗		-0.027 (0.002)		-0.027 (0.002)
観察数	55,013	55,013	55,013	55,013
対数尤度	-8,598.1	-7,825.7	-8,537.2	-7,757
擬決定係数 (psudo R^2)	0.517	0.56	0.52	0.564

(出所) NSO (1994~1996)。

(注) ()内は不均一分散に対して頑健な標準誤差。すべての推定に出身県ダミー (1~72), 年次ダミー (1994~1996), 定数項を含む。

V 結論

農村から大都市への労働移動は経済発展の過程で例外なく見られる重要な現象であり、移動の動機に関して多くの研究で議論されてきた。本稿で着目したのは、都市への移民が10代から20歳前後の非常に若い年齢層の労働者で構成されているという事実である。生涯の早い時期に移動することが合理的である理由は、都市への移動が、人的資本への投資としての意味を持っていることである。地域間移動の頻度と年齢の間に負の関係が観察されること、その理由が地域間移動の投資としての側面にあることは、従来から指摘されてきたが、地域間移動がどのような意味で人的資本への投資として機能し得るか、それが現実的に都市への移動を説明し得るか

という点については、既存研究では明らかにされてこなかった。

本稿は、大都市労働市場における、就業機会と労働者自身の適性・能力に対する学習に焦点をあて、これらの要因が都市へ移動する動機としての説明力を持つことをタイの首都圏への移動データを使って実証的に示した。就業機会に対する適性や能力は、労働者自身にとっても直接観察することができない未知の属性である。都市へ移動した労働者が、賃金をシグナルとして自らの適性・能力について推論を行い、学習する状況では、都市賃金が個人の多様性を大きく反映するほど、学習効果は大きくなる。本稿は、パネルデータを使用し、都市賃金に対する観察されない属性の影響の大きさを個人レベルで推定し、これによって都市への移動を説明す

る移民関数を推定した。推定結果は、都市賃金に占める観察されない個人属性の影響度が、属性グループ間の移動性向の違いを有意に説明することを示した。これによって、都市労働市場の多様な就業機会、また、それらの就業機会における自己の適性・能力に関して情報を得ることは、労働移動の動機として重要な要因のひとつであることが確認された。就業機会や適性・能力に対する学習が、人的資本投資として都市への移動を動機付けているという本論文の分析結果は、地域間移動が若年層に偏る理由に対して整合的な説明となっている。

Todaro (1969), Harris and Todaro (1970) が指摘したように、都市での仕事探しによって将来高所得の就業機会を得る可能性が、都市失業や都市インフォーマル・セクターの拡大、都市内の所得較差の拡大という問題を生じさせている。本稿の分析結果は、地域間移動の要因として、所得機会のみでなく都市就業機会、適性・能力といった情報の獲得が重要な意味を持つことを示唆している。都市労働市場で就労経験がそのような情報の獲得を通じた人的資本蓄積に資するとすれば、この分析結果は、既存研究で触れられなかった都市インフォーマル・セクターの積極的な役割を示唆している。また、農村と都市の間で、就業機会についての情報格差を縮めるような政策、たとえば、農村における職業紹介、あるいは職業訓練などは、就業機会や自らの適性・能力などの情報獲得において、実際の移動と就業によるものを補完するものとして、農村の厚生を高める可能性がある。

付論

都市労働市場での就労と自己の能力に対する学習——マッチング・モデル——

適性・能力に関する学習の枠組みを、労働—就業機会間のマッチングとの関係を明示的に考慮した形で定式化することもできる。各労働市場における労働経験 τ に対応する賃金が、Yamauchi (2004) に従い、観察可能な属性、個人の資質・能力と就業機会との適合性によって次のように決まるとする：

$$\ln w_{it}^m = X_{it} \beta - \gamma^m (\theta_i - z_{it})^2 + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

z_{it} は、いずれかの地域で実際に選択する就業機会の属性であり、個人の適性・能力 θ_i と z_{it} の距離 $d_{it} = \theta_i - z_{it}$ が損失になる形で賃金に影響する。 γ^m , $m = \{R, U\}$ は、農村・都市労働市場の賃金が資質・能力と就業機会の適合性を反映する度合いである^(注26)。適性・能力、 θ_i は事前には未知であるが、いずれかの労働市場で就労することによって、ノイズを伴って每期 $y_{it} = \theta_i + \omega_{it}$ として観察される。ここで $\omega_{it} \sim N(0, \sigma_\omega^2)$ である。経験 τ における最適な就業機会の選択は $z_{it} = E_\tau(y_{it}) = E_\tau(\theta_i)$ である。いずれかの労働市場で経験 τ^m を経た後、労働者と就業機会の組合せの生産性についての事後的期待は、ベイズ定理から

$$-E[\gamma^m (y_{it} - E_\tau(\theta_i))^2] = -\gamma^m (x_\tau + \sigma_\omega^2)$$

となる。ただし

$$x_\tau = \frac{\sigma_\omega^2 \sigma_\theta^2}{\sigma_\omega^2 + \tau^m \sigma_\theta^2}$$

であり、 x_τ は資質・能力 θ_i についての主観的認識の分散を表している。それぞれの労働市場において、経験 τ^m に対応する事後的な期待賃金は

$$E_\tau(\ln w_{it}^m) = X_{it}\beta - \gamma^m(x_\tau + \sigma_\theta^2) \quad (11)$$

であり、資質・能力の収益に起因するリスクの大きさ($\gamma^R < \gamma^U$)から、同じ労働経験 τ^m に対する賃金の期待値は都市労働市場においてより低くなる。

資質・能力に対する認識の分散は、労働市場における経験 τ^m の蓄積にしたがって減少し、ゼロに近づく。このとき、賃金の期待値は、経験の増加に伴って増加する：

$$\frac{\partial E\tau(\ln w_{it}^m)}{\partial \tau^m} = \gamma^m \frac{\sigma_\omega^2 \sigma_\theta^4}{(\sigma_\omega^2 + \tau^m \sigma_\theta^2)^2}$$

この学習効果の大きさは τ^m の増加関数であり、($\gamma^R > \gamma^U$)から、都市労働市場での就業は相対的に大きな学習効果をもたらす。ここでも、労働市場間のシグナル頻度の違い α を考慮すると、生産性の水準に関する事後的な期待は一定の条件の下で、都市労働市場においてより大きくなる。これは $E_\tau(\ln w_{it}^U) > E_\tau(\ln w_{it}^R)$ から、

$$\alpha > \frac{\gamma^U}{\gamma^R}$$

が十分条件となる。この条件が満たされるとき、都市労働市場における賃金水準の期待値は、自己の適性・能力や就業機会に対する学習効果によって事後的に農村労働市場におけるよりも大きくなる。この場合、初期の生産性の損失[(11)式]にも関わらず、若い労働者にとって就労期間を都市労働市場で始めることが最適となる。

(注1) 都市・農村の定義、移民とネイティブ労働者の定義については第III節参照。

(注2) 移民、出身地の労働者サンプルを賃金労働者に限った場合、20歳でのGBAへの転出率は19パーセントとさらに高くなる。

(注3) 移民の要因に関する包括的サーベイはGreenwood (1985), Greenwood, et al. (1991) 参照。

(注4) 地域選択の動機、移動と年齢の関係についての実証研究として、自己の能力や資質に対する学習という動機に基づいた説明はこれまで為されていない。

(注5) Nagypál (2002) は職に特定の(job-specific) 人的資本蓄積の要因を、マッチの質に対する学習と、ラーニング・バイ・ドゥーイングとに識別し、フランスの企業-労働マッチデータを使った実証から、前者が圧倒的に重要であると結論している。

(注6) 木村 (2004) はタイのデータによる検証を行い、バンコク首都圏と他の地域の労働生産性較差の要因として、知識のスピルオーバー、サーチとジョブ・マッチングの改善という仮説の説明力を検証し、後者の重要性が圧倒的に大きいことを示した。

(注7) Dumais, Ellison and Glaeser (1997) は、大都市の集積の経済の説明要因として、企業が集積することによる取引費用の軽減、知識の外部性、労働プーリングという3つの仮説を検討している。この研究は、労働プーリングによる職と労働のマッチング効果が、大都市における企業-労働マッチの生産性の高さの要因として最も重要であると結論している。

(注8) 発展途上国に限らず、都市への移民は、特に都市労働市場に参入した直後に転職を繰り返す、より好条件の職を探すことが一般的である。ただし、季節労働者については都市での就労が単年度であり、就業先は固定的となる場合が強い。サンプルの定義について詳しくは第III節参照。

(注9) θ_i についての認識は主観的なものだが、 θ_i の真の値はこの分布の中に存在する。その意味で、 θ_i の分布は労働者にとって既知である。

(注10) 地域選択の意思決定は0期に行われるが、この際労働者は、事後的に形成されるであろう期待

賃金の主観的分布を考慮して判断を行う。

(注11) 期待賃金の平均は γ^m に関して不変：

$$E(\ln w_{it} | \Omega_{it}) = V_{it}\beta + (\gamma^m)^2 (\rho_\theta E(\theta | \Omega_{t-1}) + \tau^m \rho_s E(\frac{\epsilon_{it}}{\gamma})) / (\rho_\theta + \tau^m \rho_s) + E(\epsilon_{it}) = X_{it}\beta$$

であり、地域選択には影響しない。

(注12) 自己の能力に対する認識の収束が主観的な賃金リスクを減少させる理由は、ここでは直接取り扱われていない。具体的には、自己の資質や能力、労働市場に対する学習の効果は、自分に適した職に就くことが可能になる、自分に適した訓練を選択して受けることが可能になる、などの効果として現れると考えられる。代替的な解釈として、個人の資質・能力と就業機会とのマッチングを明示的に考慮した枠組みを付論に加えた。

(注13) 各労働市場の相対的なシグナル頻度 α はデータから観察されない。実証分析にあたって、 α について条件1が満たされているものとして議論を進める。

(注14) 田部(2002)は、同じタイのLFSを使い、農村の移民がバンコク就業できる確率が、バンコク労働市場における同県出身の労働者数に影響を受けることを示している。ここでは、出身地の違いが都市就業機会に関する情報量の違いを通じて(3)式の u_i に影響を与えることを避けるため、出身県ダミーでこの影響を制御する。

(注15) ここでは2期のパネル・データを使用するので、 $T=2$ である。データについての詳細は第Ⅲ節で述べる。

(注16) 同じ1990年に首位都市性2位のチリ、3位のホンジュラスで、それぞれ14倍と10倍。United Nations(1990)参照。

(注17) NSO(1996)、1996年ラウンド3のデータによる。

(注18) 賃金が観察されていても修学中の場合はサンプルから除外している。さらに、移民労働者のサンプル中、当初修学目的で首都圏に移動した者を除くため、最終学歴の卒業年齢(修学年数+6)が移動年齢(年齢-移動先での居住年数)より低いという条件を課している。

(注19) サンプルは40歳以下の労働者に限定した。サンプルを年齢で区切るのは、小標準バイアスに配慮

したためである。

(注20) Machikita(2004)は、タイの首都圏への移民について、居住年数が長くなるに従い、より成功した移民のみが選別されて残る傾向にあるため、賃金に上方バイアスが生じることを示している。

(注21) 渡辺(1992)は、タイの労働市場について、農業生産の季節変動に伴って、労働人口の規模自体が大きく変動することを指摘している。

(注22) GBAはバンコク都と周辺3件(ノンタブリ、パトゥムタニ、サムットプラカン)で構成される。1都3県全てについて現住地ダミーを含めて推定しているため、ノンタブリが基準としてドロップされる。つまりノンタブリの係数は定数項と等しい。他の現住地ダミーの係数は負であり、ノンタブリが相対的に高賃金であることが判る。後述の修学年数グループ別推定(表2、2列目以降)でも、高校卒業以下の各グループについて同様にノンタブリの賃金が高い。大学卒業を含む修学年数14年以上のグループではノンタブリ以外で賃金水準が高くなっているが、ノンタブリが工業地帯であり、移民の就業先が主として工場労働であることを反映した結果と推測される。

(注23) データから区別することができる最も細かい区分：修学年数0, 2, 4, 6, 9, 12, 14年, 16年以上というグループで推定すると、修学年数0のグループは観察数過小のため、賃金関数の推定自体を行うことができない。修学年数2年未満と12年以上のグループについては、同様に観察数が少ないことから、Breusch-Pagan検定の結果、統計的に $u_i=0$ が支持される。また、義務教育制度の変更によって小学校が4年制から6年制に変更されたことで、このデータで30歳代半ばの労働者がその境界に当たる。これによって修学年数と年齢との相関が大きくなることを避けるため、小学校卒業と4年以下との区分を分けた。

(注24) 2列目以降の推定では修学年数の効果をグループ分けで制御し、変数として推定に含めていない。

(注25) この結果とは逆に、多くの研究では、年齢と共に教育の収益が減少する一方、観察されない能力の影響が大きくなることを示している [Farber and Gibbons 1996; Bauer and Haisken-Denew 2001; Altonji and Pierret 2002; Lange 2003]。この

理由は、雇用年数が長くなるにつれて、雇用者による被雇用者の観察されない属性に対する学習が進むことである。本論文で年齢と能力への報酬に負の関係が見られるのは、おそらく修学目的での移動を除いたことから、修学年数の短い労働者（平均7年未満）が主なサンプルとなっていることが要因のひとつであると考えられる。

（注26）このモデルでは γ^m を、各労働市場で必要とされる資質・能力の複雑さの違いと解釈することができる。損失関数 $-\sum_{n=1}^m (\theta^n - z_{ir}^n)$ は能力に対する学習が γ^m 次元であることを表し、都市労働市場では学習の次元がより複雑である。この損失関数から賃金関数 (10) が導かれる。2次形式の損失関数による学習行動については Jovanovic and Nyarko (1995) 参照。

文献リスト

<日本語文献>

- 木村雄一 2004. 「人的資本蓄積における大都市の役割——バンコク労働市場についての実証——」『国際開発研究』34 (1) 51-69.
- 田部早紀子 2002. 「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——」『アジア経済』43 (2) 48-65.
- 渡辺真知子 1992. 「タイの労働市場——季節性と低雇用問題——」『アジア経済』53 (12) 34-49.

<英語文献>

- Altonji, J. G. and C. R. Pierret 2002. "Employer Learning and the Signaling Value of Education." In forthcoming *Employment Adjustment, Incentives and Internal Labour Market*. eds. I. Ohashi and T. Tachibanaki. McMillan Publishing Co.
- Bauer, T. K. and J. P. Haisken-Denew 2001. "Employer Learning and the Returns to Schooling." *Labour Economics* 8 (2): 161-180.
- Chulalongkorn University 1990. *Thailand Demographic Data, 1990*. Institute of Population Study.

- Dumais, G., G. Ellison and E. Glaeser 1997. "Geographic Concentration as a Dynamic Process." *NBER Working Paper* No. 6270.
- Eckstein, Z. and Y. Weiss 2004. "On the Wage Growth of Immigrants: Israel, 1990-2000." *Journal of European Economic Association* 2 (4): 665-695.
- Farber, H. S. and R. S. Gibbons 1996. "Learning and Wage Dynamics." *Quarterly Journal of Economics* 111 (4): 1007-47.
- Flinn, C. J. 1986. "Wages and Job Mobility of Young Workers." *Journal of Political Economy* 94 (3): S88-S110.
- Friedberg, R. M. 2000. "You Can't Take It with You? Immigrant Assimilation and the Portability of Human Capital." *Journal of Labor Economics* 18 (2): 221-251.
- Greenwood M. J., P. R. Mueser, D. A. Plane and A. M. Schlottmann 1991. "New Directions in Migration Research: Perspectives from Some North American Regional Science Disciplines." *The Annals of Regional Science* 25: 237-270.
- Greenwood, M. J. 1985. "Human Migration: Theory, Models, and Empirical Studies." *Journal of Regional Science* 25 (4): 521-544.
- Harris, J. R. and M. P. Todaro 1970. "Migration, Unemployment, and Development: A Two-Sector Analysis." *American Economic Review* 60 (1): 126-142.
- Johnson, R. W. 1978. "A Theory of Job Shopping." *Quarterly Journal of Economics* 92 (2): 261-277.
- Jovanovic, B. 1979. "Job-Matching and the Theory of Turnover." *Journal of Political Economy* 87 (5): 972-990.
- Jovanovic, B and Y. Nyarko 1995. "A Bayesian Learning Model Fitted to a Variety of Empirical Learning Curves." *Brookings Papers on Economic Activity, Macroeconomics*.
- Y. Nyarko 1997. "Stepping-stone Mobility."

- Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy* 46 (1) : 289-325.
- Keane, M. P. and K. I. Wolpin 1997. "The Career Decision of Young Men." *Journal of Political Economy* 105 (3) : 471-522.
- Lange, F. 2003. "The Returns to Schooling and Ability During the Early Career : Evidence on Job Market Signaling, Employer Learning and Post-School Investments." unpublished paper.
- Light, A. and K. McGarry 1998. "Job Change Patterns and the Wages of Young Men." *Review of Economics and Statistics* 80 (2) : 276-86.
- Lewis, W. A. 1954. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour." *Manchester School of Economic and Social Studies* 22 (2) : 139-191.
- Machikita, T. 2004. "Is Learning by Migrating in Megalopolis Really Important ?" Discussion Paper No.018. Center for Advanced Economic Analysis, Kyoto University.
- Miller, R. A. 1984. "Job Matching and Occupational Choice." *Journal of Political Economy* 94 (6) : 1086-1120.
- Nagypál, É. 2002. "Learning-by-Doing versus Learning About Match Quality : Can We Tell Them Apart ?" unpublished paper.
- Rostow, W. W. 1961. *Stages of Economic Growth : A Non-Communist Manifesto*. Cambridge University Press.
- Sandell, S. H. 1977. "Women and the Economics of Family Migration." *Review of Economics and Statistics* 59 (4) : 406-414.
- Sandefur, G. D. and W. J. Scott 1981. "A Dynamic Analysis of Migration : An Assessment of the Effects of Age, Family and Career Variables." *Demography* 13 (3) : 355-368.
- Schlottmann, A. M. and H. W. Herzog Jr. 1984. "Career and Geographic Mobility Interactins ; Implications for the Age Selectivity of Migration." *The Journal of Human Resources* 19 (1) : 72-86.
- Sjaatad, L. A. 1962. "The Costs and Returns of Human Migration." *Journal of Political Economy* 70 (5) : 80-93.
- Sussangkarn 1987. "The Thai Labor Market : A Study of Seasonality and Segmentation." Thailand Development Research Institute Research Paper.
- Thailand National Statical Office (NSO) 1994~1996. *The Labor Force Survey, 1994~1996*.
- Todaro, M. P. 1969. "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries." *American Economic Review* 59 (1) : 138-148.
- Topel, R. H. and M. P. Ward 1992. "Job Mobility and the Careers of Young Men." *The Quarterly Journal of Economics* 107 (2) : 439-479.
- United Nations 1990. *World Urban Prospects*. New York.
- Yamauchi, F. 2004. "Are Experience and Schooling Complementary ? Evidence from Migrants' Assimilation in the Bangkok Labor Market." *Journal of Development Economics* 74 (2) : 489-513.
- Yankow, J. J. 2003. "Migration, Job Change, and Wage Growth : A New Perspective on the Pecuniary Return to Geographic Mobility." *Journal of Regional Science* 43 (3) : 483-516.

[付記]

本研究を進めるにあたり、山内太 (International Food Policy Research Institute / Foundation for Advanced Studies on International Development) 氏に多くのコメント、指導を頂いた。また藤田昌久 (京都大学経済研究所)、町北朋洋 (一橋大学経済研究所)、Nipon Poapongsakorn, Worawan Chandoevrit (Thailand Development Research Institute)、慶應義塾大学公共経済学セミナーにおいて瀬古美喜, Colin McKenzie, 赤林英夫 (慶應義塾大学)、後藤宇生 (北九州市立大学)、戸田淳仁、名古屋大学地域科学セミ

ナーにおいて黒田達朗（名古屋大学），赤井伸郎（兵庫県立大学），応用地域学会において戴二彪（国際東アジア研究センター），日本地域学会において高塚創（香川大学），木南莉利（新潟大学），国際開発学会において庄司仁（国際協力銀行），牧野耕司（国際協力機構）の各氏に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する。

（政策研究大学院大学助手，2004年7月1日受付，
2005年1月31日レフェリーの審査を経て掲載決定）