

經濟論叢

第 169 卷 第 4 号

三菱電機のテレビを中心とする
対米輸出マーケティング（1）……………近 藤 文 男 1

賃金リスクが農村—都市間
労働移動に与える影響……………木 村 雄 一 33

ボーコック以後の
ジェームス・ハリントン研究（2）……………竹 澤 祐 丈 47

ポスト冷戦の米国の対中輸出規制政策……………馬 紅 梅 63

土地市場が存在するもとの
トダロ・パラドックス発生の可能性……………井 上 裕 一 82

平成14年 4 月

京 都 大 学 經 済 學 會

賃金リスクが農村—都市間 労働移動に与える影響

——タイに関する実証——

木 村 雄 一

要 約

開発途上国の農村—都市間労働移動は、伝統的に Harris and Todaro [1970] の期待所得仮説によって説明されてきた。一方、その後の研究蓄積は、労働移動に関して、これに代わる移動動機を提案している。そのうちジョブ・サーチ理論の帰結は、都市賃金オファーの分散による移動リスクが都市での期待所得を上昇させ、労働移動を促進することを予測している。この論文では、この理論の予測をタイのデータに基づいて実証する。

I は じ め に

開発途上国の農村—都市間労働移動は、伝統的に Harris and Todaro [1970] の期待所得仮説によって説明されてきた。期待所得仮説では、労働移動の意思決定は都市期待賃金、つまり都市平均賃金を就業率で加重したものと農村賃金との差に依存する。一方、その後の研究の蓄積では、不確実性を考慮した新たな移動動機が議論された。そのうち、ジョブ・サーチ理論は、期待所得仮説を補完するものとして移動動機に関する新たな仮説を提起している。ジョブ・サーチ理論の帰結は、サーチを行う地域での賃金オファーの分散が都市サーチの期待所得を上昇させる、したがって賃金分散の大きい大都市へ移動してサーチを有利にすることを予測している。労働者の生涯所得の割引現在価値は、オファー分布の分散が大きいほど高くなる。このことは、次のように直感的に説明することができる。労働者はいったん都市で就業した後も、より高収入の職

を求めてサーチし続ける。オファー分布のより大きな分散は、現在の賃金、つまり都市就業サーチの際の留保賃金を上回るオファーの確率を上昇させる。これによって、都市の賃金分散は農村の潜在的移動者にとっての都市生涯期待所得を上昇させ、労働移動を加速させる効果をもつ。

また、期待所得は実証的に労働移動をよく説明することが、多くの実証研究で確認されているが (Salvatore [1981] など)、反証となる観察も報告されている。Banerjee [1984] は、インドでの観察について、都市期待所得が農村平均賃金を下回る場合でも農村―都市間労働移動が起きていることを報告した。Vishwanath [1991] は、上述のようなジョブ・サーチの枠組みを使って、この観察に説明を与えている。この論文の焦点は、上の主張の妥当性をタイの労働移動集計データに基づいて実証することにある。標準的なサーチモデル (Mortensen [1986]) と同様に、農村の潜在的移動者は農村で都市の職を探すことはせず、都市へ移動した後にのみ、サーチを行うと仮定する。Storetton [1983] はフィリピンでの調査で、都市へ移動した労働者のうち約半数が農村にいたときにあらかじめ都市の職を決定していたと報告している。したがって仮定の現実的な妥当性は議論の余地があるが、ここでは簡単化のためにこの仮定を維持する。

II モ デ ル

ここでは、Sargent [1991] のモデルを農村―都市間労働移動の文脈に適用して、都市賃金オファーの分散によるリスクが移動の意思決定に与える影響を論じる。労働者 i は農村に居住し、每期、農業賃金 w_a を受け取っている。労働者の選択肢は農村に留まって w_a を受け取り続けるか、都市へ移動して失業状態でジョブ・サーチを行うかのいずれかである。都市失業状態では、分布 $F(w)$, $w \in [\bar{w}, \underline{w}]$ から、每期賃金オファーを受ける。このとき、都市失業者の t 期の所得を y_t とすると、移動者は $E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t y_t$ を最大化するように行動する。ここで $0 < \beta < 1$ は割引率を表す。オファー w を得ている失業者が最適に行動

した場合の、最大化された $E \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i y_i$ の値、つまり都市失業サーチ状態からの期待生涯所得の割引現在価値を $V_u(w)$ とすると、

$$V_u(w) = \max \left\{ w/(1-\beta), \beta \int_{\underline{w}}^{\bar{w}} v(w') dF(w') \right\} \quad (1)$$

と表すことができる。括弧内第一項は移動者がオファー w を受諾し、生涯 w を受け取り続けた場合、第二項はオファー w を拒否して次の期のオファーを受け取る場合の収入を表している。農村労働者の都市への移動は、この都市サーチ所得のフロー、 $(1-\beta)V_u(w)$ と、農村固定賃金 w_a との比較で決定される。つまり、

$$\begin{cases} w_a \leq (1-\beta)V_u(w) & \text{ならば移動,} \\ w_a > (1-\beta)V_u(w) & \text{ならば留まる} \end{cases}$$

となる。(1)の括弧内の第二項を

$$w^* = \int_{\underline{w}}^{\bar{w}} v(w') dF(w') = \text{const.} \quad (2)$$

と表すと、失業者の最適行動は、オファーが w^* 以上なら受諾し、 w^* 未満なら拒否して次のオファーを受けるという最適停止政策となる。このとき w^* が留保賃金となり、最大化されたの解は $V_u(w)$

$$V_u(w) = \begin{cases} w/(1-\beta) & \text{when } w \geq w^* \\ w^*/(1-\beta) & \text{when } w < w^* \end{cases} \quad (3)$$

となる。(2)を書換えると(付録)、

$$w^* = \beta Ew + \beta \int_0^{\bar{w}} F(w') dw' \quad (4)$$

となる。ここで、オファー分散が都市サーチの生涯期待所得に与える効果を議論するため、Rothchild and Stiglitz [1970] の mean-preserving spread の概念を導入する。

B を上限とするふたつの分布 $F(w, \theta_1)$, $F(w, \theta_2)$, があり、

$$\int_0^B [F(w, \theta_2) - F(w, \theta_1)] dw > 0, \quad y=B \text{ のとき等号で成立}$$

となるとき、 $F(w, \theta_1)$ は $F(w, \theta_2)$ の mean-preserving spread であると言う。

この意味でオファー分布が $F(w, \theta_2)$ から $F(w, \theta_1)$ へと、分散を増加したとき、(4)で、 $\int_0^{\bar{w}} F(w, \theta_2) dw > \int_0^{\bar{w}} F(w, \theta_1) dw$ となる。このことから都市失業サーチの留保賃金 w^* は上昇することがわかる。このとき、(1)から $V_u(w)$ は増加する。

命題

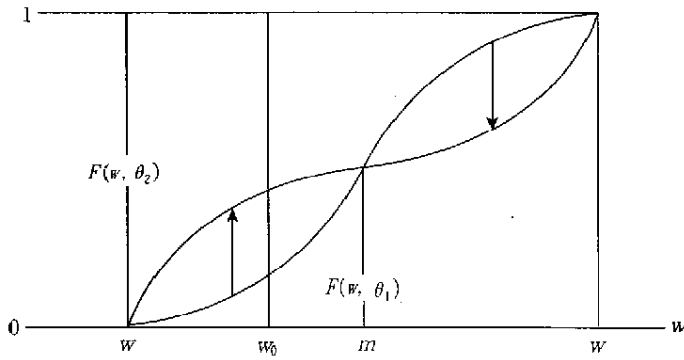
$F(w, \theta_i)$, $i=1, 2$ を都市賃金オファー分布, w_i^* , $V_u(w_i^*)$ を対応する都市サーチの留保賃金, 生涯期待所得の割引現在価値とすると, $F(w, \theta_2)$ が $F(w, \theta_1)$ の mean-preserving spread のとき, $w_2^* > w_1^*$, $V_u(w_2^*) > V_u(w_1^*)$ となる。

都市賃金オファーの分散の増大は、都市失業サーチをより有利にし、したがって農村からの労働移動を促進する効果を持つ。この直感的説明は、サーチャーにとって、オファー分布のうち自分の留保賃金以上の部分だけが意味をもつということであり、オファー分布の mean-preserving spread は、オファーが留保賃金以上となる確率を増大させる。第1図はこのことを表している。

III 定 式 化

地域別集計データを用いるため、前節のモデルで議論された移動の意思決定は、地域内の労働人口に占める移動者の割合を移動率と定義し、移動先の賃金分散が移動率に与える影響を分析する。なお、モデルでの都市賃金オファー分布に、ここでは移動先地域の労働者が実際に受け取っている賃金の分布を当てはめる。移動率は都市期待所得 $(1-\beta)V_u(w)$ と農村賃金 w_i^a (地域 i) との比較で決まるが、このように定式化すると、都市期待所得 $(1-\beta)V_u(w)$ はすべての人にとって等しく、また農村賃金 w_i^a も地域 i 内ですべての労働者にとって等しくなってしまう。地域内での労働者の不均一性を捉えるため、ある地域

第1図 都市賃金オファ分布の mean-preserving spread



内の労働者 k の農村所得を ε_k とし、それが分布 $g(\varepsilon_k)$ にしたがうとする。所得 $g(\varepsilon_k)$ は固定の農業賃金 w_a と、資産所得、仕送りなどの非農業賃金を含む。 ε_k はまた、データから観察されない個人の属性で、農村での所得に影響するもの、たとえば性別、年齢、教育、家族規模などを含むものとする。 j 地域へ移動することによる期待所得を $(1-\beta)V_u(\theta_j)$ と表し、それが j 地域の賃金分布のパラメータ $\theta_j = \{\mu_j, \sigma_j\}$ の関数であるとする。 μ_j と σ_j はこの地域の賃金の平均と標準偏差を表す。地域 i の労働者 k は $(1-\beta)V_u(\theta_j) \geq \varepsilon_k$ となるとき地域 j に移動する。推定する式は

$$R_{ij} = \int_{-\infty}^{(1-\beta)V_u(\theta_j)} g(\varepsilon_k) d\varepsilon_k + e_{ij},$$

となる。ここで R_{ij} は地域 j から地域 i への移動率を表し、

$$R_{ij} = \frac{M_{ij}}{N_{ij} + M_{ij}},$$

M_{ij} : 地域 i から j への移動者数

N_{ij} : i 地域の総労働者数

と定義される。 θ について θ_0 の周辺で近似すると、

$$R_{ij} \cong g(V_u(\theta_i^0)) \frac{\partial V_u(\theta_i^0)}{\partial \mu} (\mu - \mu^0) + g(V_u(\theta_i^0)) \frac{\partial V_u(\theta_i^0)}{\partial \sigma} (\sigma - \sigma^0)$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{1}{2} \left\{ g'(V_u(\theta_i^0)) \left[\frac{\partial V_u(\theta_i^0)}{\partial \mu} \right]^2 + g(V_u(\theta_i^0)) \frac{\partial^2 V_u(\theta_i^0)}{\partial \mu^2} \right\} (\mu - \mu^0)^2 \\
& + \left\{ g'(V_u(\theta_i^0)) \left[\frac{\partial^2 V_u(\theta_i^0)}{\partial \mu \partial \sigma} \right] + g(V_u(\theta_i^0)) \frac{\partial^2 V_u(\theta_i^0)}{\partial \mu \partial \sigma} \right\} (\mu - \mu^0)(\sigma - \sigma^0) \\
& + \frac{1}{2} \left\{ g'(V_u(\theta_i^0)) \left[\frac{\partial V_u(\theta_i^0)}{\partial \sigma} \right]^2 + g(V_u(\theta_i^0)) \frac{\partial^2 V_u(\theta_i^0)}{\partial \sigma^2} \right\} (\sigma - \sigma^0)^2 + e_{ij}.
\end{aligned}$$

となる。第Ⅱ節のモデルから、1行目の第一項、第二項の係数は正と予測される。残りの項の係数の符号は不特定である。係数を定義しなおすと、

$$\begin{aligned}
R_{ij} - \alpha_0 + \beta_1(\mu - \mu^0) + \beta_2(\sigma - \sigma^0) + \beta_3(\mu - \mu^0)^2 + \beta_4(\sigma - \sigma^0) \\
+ \beta_5(\sigma - \sigma^0)(\mu - \mu^0) + e_{ij} = \alpha_1 + \beta_1\mu + \beta_2\sigma + \beta_3\mu^2 + \beta_4\sigma^2 + \beta_5\sigma\mu + e_{ij}.
\end{aligned}$$

と書き直すことができる。モデルで仮定された移動先地域のオファ―賃金分布はデータから観察されない。そこで、ここでは移動先地域の労働者が実際に受け取っている賃金を、移動者にとってのオファ―賃金に等しいと考える。移動先賃金分布の平均分散、変動係数を

$$\begin{aligned}
aw_{j,t} &= \frac{\sum_s N_{j,t}^s Y_{j,t}^s}{\sum_s N_{j,t}^s}, \quad var_{j,t} = \sum_s \left\{ \frac{N_{j,t}^s}{\sum_s N_{j,t}^s} (Y_{j,t}^s - aw_{j,t})^2 \right\}, \\
cv_{j,t} &= \sqrt{var_{j,t}} / aw_{j,t} \quad (4)
\end{aligned}$$

と定義する。ここで $N_{j,t}^s$ は地域 j で t 期に所得階層に属する労働者数、 $Y_{j,t}^s$ は所得階層 s の所得の中央値を表す。すべての賃金変数は、地域毎に1976年の価格水準に基準化する。 $origin_{i,t}$, $year_{i,t}$ を出身地域ダミー、年ダミーとすると、推定する式はさらに次のように書き換えられる。

$$\begin{aligned}
R_{ij,t} &= \alpha_1 + \beta_1 aw_{j,t} + \beta_2 var_{j,t} + \beta_3 aw_{j,t}^2 + \beta_4 var_{j,t}^2 + \beta_5 aw_{j,t} var_{j,t} + origin_{i,t} \\
&+ year_{i,t} + e_{ij,t}
\end{aligned}$$

$var_{j,t}$ に代えて $cv_{j,t}$ を使った式も推定する。

第Ⅱ節のモデルでは農業賃金が固定で、すべての労働者に共通と仮定したが、実際には出身地域毎、期間毎に農業賃金が異なる。この違いを捉えるため、出身地域 i の t 期の平均賃金 $aw_{i,t}$ を、(4)の移動先賃金変数の平均と同様に定

義する。

最後に、賃金変数 aw_{it} , var_{it} は移動先地域の労働者数の関数であり、推定式(5)で内生変数になっている可能性がある。ネットの労働移入が正のとき、移動先の労働人口が増加し、平均賃金を低下させているかもしれない。賃金変数の内正性を調整するため、 aw_{it} と var_{it} (または cv_{it}) の操作変数として、それぞれ移動先地域の平均教育水準 $edu_{j,t}$ 、失業率 $unem_{j,t}$ 、移動先地域の教育水準はその地域の平均賃金と正の相関を持ち、 $R_{j,t}$ とは無相関と考えられる。一方、移動先地域の失業率は、その地域の賃金分散が大きいときに高く、同様に $R_{j,t}$ とは無相関と考えられる。最小自乗法と、これらの操作変数を使った2段階最小自乗法で推定を行い、それらの推定値で、ハウスマンの定式化テストを行う。

IV データ

タイ統計局 (National Statistical Office of Thailand), Report of the Labour Force Survey を使用する。このデータの利点は、各地域について、 p 所得階層別の賃金データから平均賃金と賃金分散を比較的正確に計算できる点である。地域区分は、タイ全体がバンコク首都圏、バンコク以外の中央部、北部、東北部、南部の5地方に分けられ、首都圏以外の4地域が、それぞれ市区 (M.A.) と非市区 (non M.A.) に分けられる。地域区分は全部で9地域となる。この9地域、1983年～1998年の、地域単位のパネルデータが使用可能である。

Report of the Migration Survey, NSO, 1994 は地域間移動の目的別割合を報告している。M.A. への前移動者の内、52.3%が経済的理由によるもの (25.5%が仕事探し、18.9%が転職のため) であった。non M.A. への移動の場合、経済的移民の割合はこれより低く、23.3%となっている。ここでは4つの非市区を農村、バンコク首都圏を含む5つの市区を都市と解釈し、経済的流入の割合が比較的大きい5つの各市区への、他の8地域からの移動をサ

第1表 市制区一非市制区別労働移動 (1978-1998)

		市 制 区 へ				
		バンコク	中 央 部	北 部	東 北 部	南 部
市制区から	バンコク	13.1	375.6	161.3	139.9	99.9
	中 央 部	323.2	369.1	49.5	32.2	23.7
	北 部	139.1	42.9	182.4	20.9	7.3
	東 北 部	223.2	64.1	21.1	207.1	9.2
	南 部	93.1	22.9	10.5	7	214.2
非市制区から	中 央 部	557	716.5	52.1	32	38.5
	北 部	616.3	166.5	706.6	22.1	21.5
	東 北 部	1891.8	288.1	26.8	407.8	42.6
	南 部	129.1	25.1	5.9	3.3	531.9
		非 市 政 区 へ				
		バンコク	中 央 部	北 部	東 北 部	南 部
市制区から	バンコク		1389.6	1666.4	5832.5	169.5
	中 央 部		823.9	175.1	698.9	43.2
	北 部		78.6	738.9	90.5	9.6
	東 北 部		82.6	42.5	987.2	18.8
	南 部		52.6	41.1	140.4	523.6
非市制区から	中 央 部		4155.3	438	1697.4	122.4
	北 部		583.1	3762.7	308.2	30.9
	東 北 部		1245.3	265.9	6126.6	133.3
	南 部		110.4	101.7	389.9	2497.9

出所: Report of The Labor Force Survey, National Statistical Office, Thailand, 1983-1998.

ンプルにする。移動方向は全部で40通りある。もうひとつ考慮しなければならないのは、タイの労働市場が農業の季節性に大きく左右されることである。季節ごとにかかなりの数の季節労働者が M.A. に出入りするため、一年を通じて M.A. の労働人口が変化する。さらに、農繁期、農閑期によって総労働人口自体が大きく変化する。渡辺 [1985] によれば農繁期の総労働人口は農繁期を10%近く上回っており、また季節ごとに M.A.-non M.A. 間を移動する労働者は10万人いる。これらの事実を考慮して、サンプルは季節を固定し、農繁期にあたる毎年8月とする。農繁期には、短期的な移動労働者が農村に帰っている

第2表 各変数の記述統計量

	mean	std. dev.	min.	max.
R_{ij}	0.97	1.67	0.00	17.28
aw_j	1645.03	234.71	1196.15	2051.86
var_j	1649166.86	311845.57	569959.44	2376035.00
cv_j	0.79	0.10	0.51	1.04
aw_1	1470.83	293.07	846.18	2051.86
Distance	602.66	409.29	0.00	1372.55
edu_j	4.56	0.29	3.91	5.55
$Unem_j$	2.97	1.68	0.59	7.66

と考えられる。

第1表は、9地域間の移動者数を表している。表の下半分、non-M.A.への流入が、M.A.への流入よりも大きくなっている。また、同一地方内でのM.A.-non M.A.間の移動が最も多いのが分かる。それ以外では、各non-M.A.からバンコクへの移動が大きな割合を占めている。第2表に変数の記述統計量を示す。

V 推定結果

第3表は、ordinary least square (OLS) と two stage least square (2SLS) による推定結果を示す。表の最初の部分では賃金分散として、 $var_{j,t}$ 、後半では $cv_{j,t}$ を使った推定結果を表している。2種類の変数を使った推定の比較から、 $aw_{j,t}$ と $var_{j,t}$ の相関に起因するバイアスをチェックする事ができる。 $aw_{j,t}$ と $var_{j,t}$ 、 $cv_{j,t}$ との相関係数はそれぞれ0.541と-0.729となっている。また、OLS と 2SLS の係数推定値 (1)と(2)、(3)と(4)などの組合せを使ってハウスマンの定式化テストを行う。

はじめにハウスマン・テストの結果を確認する。すべての推定でハウスマン統計量はカイ自乗分布の10%点を下回っており、最小自乗推定値の一致性は棄却されない。つまり賃金変数の内生性は無視できるほど小さいと言うことがで

第3表 労働移動式の推定結果

(各個内はt統計量, *は10%で有意, **は1%で有意)

	(1) ols		(2) 2sls		(3) ols		(4) 2sls	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	t
aw _j	3.31E-03	(0.669)	0.032601	(1.239)	7.69E-03	(1.647)**	0.043653	(1.800)**
var _j	6.32E-06	(3.659)**	-5.90E-06	(-0.960)	3.83E-06	(2.325)**	-3.74E-06	(-0.675)
aw _j ²	2.51E-06	(1.514)*	-1.66E-05	(-1.274)	3.87E-07	(0.246)	-2.10E-05	(-1.749)**
var _j ²	-1.23E-12	(-2.265)**	-4.50E-12	(-0.791)	-1.03E-12	(-2.020)**	-7.25E-12	(-1.405)
aw _j *var _j	-2.25E-09	(-1.509)*	1.36E-08	(1.089)	-1.19E-09	(-0.846)	1.70E-08	(1.487)*
aw _t	-1.07E-04	(-0.119)	-1.09E-04	(-0.083)	-1.71E-04	(-0.203)	-3.39E-05	(-0.028)
Distance					-1.37E-03	(-9.058)**	-1.67E-03	(-6.759)**
Bangkok	-13.644	(-2.883)**	-21.817	(-0.980)	-13.476	(-3.031)**	32.991	(1.625)*
Central MA	-12.547	(-2.673)**	-20.417	(-0.919)	-12.356	(-2.802)**	-31.619	(-1.562)*
non MA	-14.121	(-3.056)**	-21.921	(-0.990)	-14.239	(-3.281)**	-33.540	(-1.662)**
North MA	-13.131	(-2.797)**	-20.702	(-0.932)	-12.463	(-2.826)**	-31.482	(-1.554)*
non MA	-14.159	(-3.100)**	-21.959	(-0.995)	-13.742	(-3.202)**	-32.894	(-1.634)*
Northeast MA	-12.935	(-2.771)**	-20.517	(-0.924)	-12.501	(-2.851)**	-31.575	(-1.559)*
non MA	-14.057	(-3.082)**	-21.856	(-0.990)	-13.826	(-3.226)**	-33.016	(-1.641)*
South MA	-13.753	(-2.936)**	-21.881	(-0.970)	-12.799	(-2.907)**	-31.902	(-1.574)*
non MA	-14.198	(-3.082)**	-21.997	(-0.994)	-13.556	(-3.132)**	-32.679	(-1.620)*
年ダミー83	3.674	(6.771)**	0.396	(0.317)	3.323	(6.499)**	1.151	(1.032)*
84	2.884	(5.676)**	-0.235	(-0.200)	2.495	(5.206)**	0.366	(0.348)
85	2.795	(5.078)**	-0.295	(-0.238)	2.392	(4.610)**	0.296	(0.265)
86	3.112	(5.375)**	0.078	(0.058)	2.653	(4.857)**	0.901	(0.749)
87	3.070	(5.051)**	0.009	(0.006)	2.607	(4.546)**	0.783	(0.640)
88	3.008	(5.139)**	0.745	(0.425)	2.576	(4.667)**	2.007	(1.291)*
89	2.886	(5.531)**	-0.248	(-0.210)	2.515	(5.114)**	0.464	(0.442)
90	2.268	(5.203)**	-0.841	(-0.818)	2.003	(4.878)**	-0.240	(-0.260)
91	1.782	(4.508)**	-1.052	(-1.063)	1.565	(4.206)**	-0.646	(-0.718)
92	1.359	(3.968)**	-1.048	(-1.390)*	1.273	(3.953)**	-0.316	(-0.473)
93	0.627	(1.929)**	-0.890	(-1.391)*	0.600	(1.965)**	-0.484	(-0.831)
94	0.267	(0.851)	-0.759	(-1.115)	0.284	(0.963)	-0.657	(-1.047)
95	0.129	(0.350)	-0.593	(-0.749)	0.258	(0.745)	-0.293	(-0.400)
96	-0.589	(-1.713)**	-0.064	(-0.103)	-0.416	(-1.286)*	0.069	(0.119)
97	-0.996	(-2.959)**	0.125	(0.206)	-0.801	(-2.529)**	0.067	(0.121)
98	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)
R ²	0.373		0.021		0.447		0.140	
自由度調整済みR ²	0.342		-0.027		0.419		0.096	
F	12.071				15.883			
ハウスマン検定値			19.339	(0.933)			11.770	(0.999)
カイ2乗10%点			40.256				41.421	

表3 つづき

	(5) ols		(6) 2sls		(7) ols		(8) 2sls	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	t
aw _i	5.65E-02	(5.377)**	0.047513	(0.485)*	2.32E-02	(1.946)*	-0.111704	(-1.196)
var _i	8.35E+01	(5.249)**	2.23E+02	(0.648)	1.25E+01	(1.405)*	-1.29E+02	(-1.418)*
aw _i ²	-7.47E-06	(-3.249)**	-7.39E-06	(-0.518)*	-3.07E-06	(-1.230)	1.55E-05	(1.002)
var _i ²	-2.16E+01	(-3.297)**	-1.13E+02	(-0.738)	-7.21E-13	(-2.222)*	-5.46E-12	(-1.350)*
aw _i *var _i	-3.49E-02	(-6.768)**	-2.61E-02	(-0.380)	-5.61E-03	(-0.749)	1.27E-01	(1.407)*
aw _i	-1.72E-04	(-0.193)	-2.34E-04	(-0.171)	-1.84E-04	(-0.219)	-9.10E-05	(-0.073)
Distance					-1.45E-03	(-8.968)*	-1.67E-03	(-6.285)*
Bangkok	-80.436	(-6.186)**	-128.168	(-0.608)	-30.004	(-2.554)*	97.454	(1.201)*
Central MA	-79.357	(-6.106)**	-126.815	(-0.602)	-28.891	(-2.461)*	98.826	(1.216)*
non MA	-80.950	(-6.236)**	-128.405	(-0.609)	-30.773	(-2.627)*	96.900	(1.193)
North MA	-79.949	(-6.146)**	-127.170	(-0.603)	-29.005	(-2.469)*	98.972	(1.218)*
non MA	-81.000	(-6.246)**	-128.467	(-0.610)	-30.284	(-2.588)*	97.533	(1.200)
Northeast MA	-79.761	(-6.138)**	-127.068	(-0.603)	-29.036	(-2.476)*	98.856	(1.217)
non MA	-80.899	(-6.238)**	-128.367	(-0.609)	-30.367	(-2.596)*	97.410	(1.199)
South MA	-80.574	(-6.198)**	-128.058	(-0.607)	-29.345	(-2.498)*	98.547	(1.214)
non MA	-81.030	(-6.244)**	-128.488	(-0.610)	-30.099	(-2.569)*	97.756	(1.203)
年ダミー-83	3.818	(7.093)**	0.701	(0.477)	3.385	(6.606)*	0.473	(0.359)
〃 84	2.987	(5.904)**	-0.158	(-0.123)	2.566	(5.317)*	-0.325	(-0.250)
〃 85	2.860	(5.216)**	-0.349	(-0.259)	2.464	(4.720)*	-0.372	(-0.275)
〃 86	3.227	(5.588)**	0.329	(0.194)	2.736	(4.974)*	0.191	(0.144)
〃 87	3.165	(5.221)**	0.155	(0.096)	2.688	(4.659)*	0.062	(0.045)
〃 88	3.221	(5.488)**	2.729	(0.644)	2.606	(4.719)*	2.130	(1.246)
〃 89	3.010	(5.803)**	-0.001	(-0.001)	2.579	(5.222)*	-0.194	(-0.156)
〃 90	2.435	(5.624)**	-0.579	(-0.527)	2.063	(5.018)*	-0.846	(-0.709)
〃 91	1.920	(4.884)**	-0.903	(-0.962)	1.620	(4.339)*	-1.121	(-0.955)
〃 92	1.477	(4.314)**	-0.830	(-1.010)	1.320	(4.085)*	-0.474	(-0.622)
〃 93	0.734	(2.258)**	-0.866	(-1.300)*	0.649	(2.115)*	-0.687	(-0.972)
〃 94	0.376	(1.203)	-0.803	(-1.102)	0.330	(1.115)	-0.853	(-1.108)
〃 95	0.268	(0.728)	-0.574	(-0.692)	0.315	(0.910)	-0.333	(-0.421)
〃 96	-0.511	(-1.492)*	-0.174	(-0.262)	-0.385	(-1.189)*	0.044	(0.073)
〃 97	-0.974	(-2.762)**	-0.110	(-0.169)	-0.776	(-2.451)*	-0.065	(-0.114)
〃 98	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)
R ²	0.382		0.036		0.449		0.116	
自由度調整済みR ²			-0.011		0.421		0.071	
F	12.532				16.002			
ハウスマン検定(p値)			11.770	(0.9993)			10.622	(0.9998)
カイ2乗10%点			41.421				41.421	

きる。しかし、移動距離を除いた 2SLS 推定値(2)と(6)については、当てはまりが極端に小さく、推定値が有意でないことに注意する必要がある。これは、OLS と 2SLS の共分散行列の差を大きくし、したがって検定統計量を小さくする。しかし移動距離変数を入れた推定(3)、(7)では OLS 推定値は一致性を持つと結論づけられる。

次に推定(3)、(7)に注目して、賃金分散に 2 通りの変数 $var_{j,t}$ と $cv_{j,t}$ を使った場合を比較する。係数を比較すると、 $aw_{j,t}$ 以外の推定値には大きな変化は無い。 $aw_{j,t}$ と $var_{j,t}$ の相関によるバイアスは深刻なものではないと結論できるだろう。(3)、(7)の賃金分散変数の係数推定値の符号は正で有意であり、理論の予測を支持するものとなっている。他の変数についても、それぞれ平均賃金は正、移動距離は負で有意であり、出身地ダミーもほとんどの地域で有意となっている。

VI 結 論

この論文では、農村―都市間労働移動の意志決定について、ジョブ・サーチ理論の文脈で移動先地域の賃金分散のリスクが移動を促進するという仮説を、タイのデータを使って実証した。推定結果は理論の予測を支持し、労働者が地域間移動の意思決定の際、平均賃金だけでなく、大きな不確実性、つまり可能性の大きさをも考慮しているであろうことが確認された。

ここでは、労働者がサーチを行うとき、目的地域に移動した後に初めて移動先の情報を得ることができるという仮定を置いているが、これが結果に影響している可能性は排除できない。この点の保留を除いて、仮説は実証されたと結論付けることができるだろう。

付録. (4)の導出

(2)、(3)から、

$$\frac{w^*}{1-\beta} = \beta \int_{\underline{w}}^{w^*} v(w') dF(w') + \beta \int_{w^*}^{\bar{w}} v(w') dF(w')$$

$$\begin{aligned} \frac{w^*}{1-\beta} \int_{\underline{w}}^{w^*} dF(w') + \frac{w^*}{1-\beta} \int_{w^*}^{\bar{w}} dF(w') &= \beta \int_{\underline{w}}^{w^*} v(w') dF(w') + \beta \int_{w^*}^{\bar{w}} v(w') dF(w') \\ w^* \int_{\underline{w}}^{w^*} dF(w') &= \frac{1}{\beta} \int_{w^*}^{\bar{w}} (\beta w' - w^*) dF(w') \end{aligned}$$

両辺に $w^* \int_{w^*}^{\bar{w}} dF(w')$ を加えて

$$\begin{aligned} w_* &= \frac{\beta}{1-\beta} \int_{w^*}^{\bar{w}} (w' - w^*) dF(w') \\ &= \frac{\beta}{1-\beta} \left\{ \int_{w^*}^{\bar{w}} (w' - w^*) dF(w') + \int_{\underline{w}}^{w^*} (w' - w^*) dF(w') - \int_{\underline{w}}^{w^*} (w' - w^*) dF(w') \right\} \\ &= \frac{\beta}{1-\beta} \left\{ \int_{\underline{w}}^{\bar{w}} (w' - w^*) dF(w') - \int_{\underline{w}}^{w^*} (w' - w^*) dF(w') \right\} \\ &= \frac{\beta}{1-\beta} \left\{ Ew' - w^* - \int_{\underline{w}}^{w^*} (w' - w^*) dF(w') \right\} \end{aligned}$$

または

$$w_* = \beta Ew + \beta \int_{\underline{w}}^{w^*} (w' - w^*) dF(w') \quad (1A)$$

積分の部分に部分積分を適用して

$$\begin{aligned} &\int_{\underline{w}}^{w^*} (w' - w^*) dF(w') \\ &= \int_{\underline{w}}^{w^*} w' dF(w') - w^* \int_{\underline{w}}^{w^*} dF(w') \\ &= w' F(w') - \int_{\underline{w}}^{w^*} F(w') dw' - w^* \int_{\underline{w}}^{w^*} dF(w') \\ &= - \int_{\underline{w}}^{w^*} F(w') dw' \end{aligned}$$

これと (1A) から (4) が得られる。

参考文献

- Banerjee, B. [1984] "Information flow, expectations and job search: rural-to-urban migration process in India," *Journal of Development Economics*, 15.
Harris, H. R. and M. P. Todaro [1970] "Migration, unemployment and development: a two sector analysis," *American Economic Review*, 60.
Mortensen, D.T. [1986] "Job search and labor market analysis" in *Handbook of Labor Economics*, volume II, eds. by O. Ashenfelter and R. Layard, Elsevier Science Publishers.

- Rothchild, M. and J. Stiglitz [1970] "Increasing risk I: A definition," *Journal of Economic Theory*, 9.
- Sargent, T. J. [1991] *Dynamic Macroeconomics*, Harvard University Press.
- Salvatore, D. [1981] "A theoretical and empirical evaluation and extension of the Todaro migration model," *Regional Science and Urban Economics*, 11.
- Storetton, A. [1983] "Circular migration, segmented labour markets and efficiency: the building industry in Manila and Port Moresby," *International Labour Review*, 122.
- Vishwanath, T. [1991] "Information flow, job search, and migration," *Journal of Development Economics*, 36.
- 渡辺真智子 [1992] 「タイ労働市場の季節性」『アジア経済』第33巻12号。