

エジプトにおける農村労働者の海外出稼ぎと労働市場の雇用吸収力

筑波大学 柏木 健一*

1. はじめに

失業率の軽減と外貨の獲得を企図し、海外出稼ぎを推進する途上国政府は少なくないが、出稼ぎ促進政策は、都市化と労働移動を加速化させることが多い。本稿で分析対象とするエジプトも、1970年代半ばより国内の労働過剰状態の改善を産油国への出稼ぎに求め、外貨送金を外貨獲得の重要な手段とした。ところが、その影響で農業・非農業間の労働移動は加速化し、失業と低位雇用は増加し続けた。ただし、農村の雇用吸収力は比較的高く維持され、都市の人口一極集中もそれほど悪化しなかった。失業と低位雇用が顕在化するのに労働移動が継続するのはなぜか。また、労働力の流動性が高まる中で農村の雇用吸収力が高く維持されたのはなぜか。これらの問題を明らかにすることこそ本稿の目的に他ならない。

2. エジプトにおける労働移動の諸特徴

1970年代以降のエジプトは、ハリス=トダロー(Harris,R. and M.P.Todaro, 1970)的世界に適合する諸条件を備えているものと想定できる¹。ただし、以下のように従来の枠組では捉えられない諸特徴も存在する。

(1)ペルシャ湾岸や北アフリカの産油国への出稼ぎの急増：1973年の第一次石油危機によって産油国に膨大な石油収入が生じ、労働需要が急増すると、エジプト人出稼ぎ労働者数は39万人に増加し(1975年)更に、80年に第二次石油危機が起こると出稼ぎはピークに達し、その数は188万人にのぼった(1983年)。エジプト人の海外出稼ぎの急増は、産油国での外国人労働需要の発生に反応したものであった。

(2)多額の外貨送金とその雇用創出効果：海外出稼ぎがピークに達した時に外貨送金額は21.8億ドル、GDPの9.2%にのぼり、その額は石油収入、スエズ運河収入及び観光収入を合わせた額に匹敵した。多額の外貨送金は家計の収入を増加させ、消費ブームのみならず、建設ブームももたらした。特に、外貨送金は非農業部門の投資資金として賄われ、農村内に100万人余の雇用を創出する効果があった。

(3)農村労働者による産油国への直接出稼ぎ：農村の仲介業者、出稼ぎ経験者、出稼ぎの代理店業、出稼ぎ先でのスポンサーなどの農村と出稼ぎ先を繋ぐインフォーマル・ネットワークの存在は、出稼ぎの費用を低くし、農村・外国間の直接出稼ぎを可能にした。都市を経ずとも産油国への移動が可能であったために、都市での期待所得は移動の大きなインセンティブを与えなかった。

(4)農村の雇用吸収力の回復：1970年代半ばから多くの農業労働者が出稼ぎに行ったため農業生産技術は労働節約的に展開したが、80年代半ばには石油価格の低迷に伴い労働者が大量に帰国し、農業投入財への補助金の廃止もあって広範な機械化を進めるインセンティブは減少し、生産の労働集約的性は回復した。また、石油価格低迷後も農村の非農業雇用は増加し、農村の雇用吸収力は高まった。

以下では、Todaro and Maruszeko(1995)を基に、上記のようなエジプト労働移動の特徴を取り入れたモデルを展開し、海外出稼ぎと国内労働移動の要因、及び出稼ぎが農村労働市場に及ぼした影響を分析する²。

3. 分析方法

(1)農村(都市)労働者の移動の意思決定と労働供給行動

農村(都市)労働者には、農村(都市)に留まり農業部門(非農業部門)で働くか、都市と海外を含む農村外(海外)に移動し、非農業部門で働くという選択があるとする。農村労働者が海外に移動する際には、都市に移動し就業した後に海外に行く行動と、直接海外出稼ぎに行く行動があるものとする。

移動する前の各セクターを i 、移動した後の各セクターを j で表す。農村の農業労働者は都市もしくは海外の非農業部門に($i = a, j = m, f$)、都市の非農業部門の労働者は海外の同じく非農業部門に移動するものとする($i = m, j = f$)。移動による嗜好の変化は捨象し、主観的割引率を δ で表し、期待効用 V_j^e は時間に関して加法的分離可能であるとする。生涯働く期間を N 年間とし、そのうち t_j 年間($t_j > 0$)を農業(都市の非農業)に従事すれば、農業外(海外)で働くのは($N - t_j$)年間となる。この労働者は t_j 、農村(都市)及び農村外(海外)での消費水準を選択し、以下のように期待効用 V_j^e を最大化する³。

* 筑波大学大学院地域研究研究科 / 社会科学系 <e-mail: kenk@sakura.cc.tsukuba.ac.jp>

¹ Harris,R. and M.P.Todaro (1970), "Migration, Unemployment and Development : A Two Sector Analysis," *The American Economic Review*, Vol.60, No.1, pp.126-142.

² Todaro,M.P. and L.Maruszeko (1995), "International Migration," in M.P.Todaro, ed., *Reflections on Economic Development : Selected Essays of Micheal Todaro*, Edward Elgar Publishing Limited, pp.205-216.

³ Djajić,S. and R.Melbourne (1988), "A General Equilibrium Model of Guest-Worker Migration : The Source-country Perspective," *Journal of International Economics*, Vol.25, pp.335-351, November.

$$\text{Maximize } V_j^i = \pi_i^i \int_0^{\tau_j^i} U(C_i) e^{-\delta t} dt + \pi_j^i \int_{\tau_j^i}^N U(C_j) e^{-\delta t} dt, \quad (1)$$

$$\text{Subject to } \pi_i^i \int_0^{\tau_j^i} C_i e^{-\delta t} dt + \pi_j^i \int_{\tau_j^i}^N C_j e^{-\delta t} dt + \mu_j^i = \pi_i^i W_i \int_0^{\tau_j^i} e^{-\delta t} dt + \pi_j^i W_j \int_{\tau_j^i}^N e^{-\delta t} dt. \quad (2)$$

W_i は移動する前の職業の実質賃金率, W_j は移動先の職業の実質賃金率, μ_j^i は移動の費用とする。 π_i^i ($0 < \pi_i^i < 1$)は移動する前の職業での雇用確率, π_j^i ($0 < \pi_j^i < 1$)は移動先での雇用確率を示す。ただし, 農村労働市場は均衡していることを仮定するので $\pi_a^a = 1$ とする。一階の条件より得られる式を τ_j^i について解くと,

$$e^{-\delta \tau_j^i} = \frac{\pi_i^i (W_i - C_i) - \pi_j^i (W_j - C_j) e^{-\delta N} - \delta \mu_j^i}{\pi_i^i (W_i - C_i) - \pi_j^i (W_j - C_j)}. \quad (3)$$

さらに一階の条件より得られる諸式を利用すると, (3)式の τ_j^i は最終的に W_i, W_j, π_j^i 及び μ_j^i を変数とする式に導くことができる。この労働者が農村(都市)の農業(非農業)で働く期間 (τ_j^i) を $\theta_i(\cdot)$ の関数で表し, 移動先である農村外(海外)の非農業で働く期間 ($N - \tau_j^i$) を $\theta_j(\cdot)$ の関数で表すと,

$$\tau_j^i = \theta_i(W_i; W_j, \pi_i^i, \pi_j^i, \mu_j^i), \quad (4)$$

$$N - \tau_j^i = \theta_j(W_j; W_i, \pi_i^i, \pi_j^i, \mu_j^i). \quad (5)$$

各変数の符号については, $\theta_i / W_i > 0$, $\theta_i / W_j < 0$, $\theta_i / \pi_i^i > 0$, $\theta_i / \pi_j^i < 0$, $\theta_i / \mu_j^i > 0$, $\theta_j / W_j > 0$, $\theta_j / W_i < 0$, $\theta_j / \pi_i^i < 0$, $\theta_j / \pi_j^i > 0$, $\theta_j / \mu_j^i < 0$ が導出できる。

一方, 移動の意思決定の分岐点については, 次式で示す通りである。

$$\frac{\pi_j^i W_j (e^{-\delta N} - e^{-\delta \tau_j^i}) - \delta \mu_j^i}{\pi_i^i W_i (e^{-\delta \tau_j^i} - 1)} \equiv \gamma_j^i. \quad (6)$$

$\gamma_j^i = 1$ を満たす τ_j^i の値 τ_j^{i*} が移動の意思決定の分岐点を与える ($0 < \tau_j^i < \tau_j^{i*}$ の時は $\gamma_j^i > 1$ となるので, 移動する。 $0 < \tau_j^i < \tau_j^{i*}$ の時は $\gamma_j^i < 1$ となるので, 移動しない)。つまり, 個々の労働者の行動を m_i で表すと, $\gamma_j^i > 1$ の時, $m_i = 1$ (移動する), $\gamma_j^i < 1$ の時, $m_i = 0$ (移動しない) となる。

農村労働者の行動を集計すると移動者数 M_a が得られる。ただし, M_a は都市の非農業部門に移動する労働者 M_a^m と, 海外に直接移動する労働者 M_a^f から構成されるとする。 M_a^m を $M_a^m(\cdot)$ の関数で表すと,

$$M_a^m = M_a^m(W_m; W_a, \pi_a^a, \mu_a^a). \quad (7)$$

都市や海外に移動せずに農村に留まることを選択した労働者の総数を L_a^s とする。農村の総労働供給は次式のように $L_a^s(\cdot)$ の関数で表すことができる。

$$L_a^s = L_a^s(W_a; W_m, W_f, \pi_a^a, \pi_f^f, \mu_a^a, \mu_f^f). \quad (8)$$

一方, 都市労働者の行動を集計すると移動者数 M_m を得る。都市労働市場における総労働供給 L_m^s は, 海外出稼ぎに参加せず都市に残った労働者とし, その関数を $L_m^s(\cdot)$ で表すと,

$$L_m^s = L_m^s(W_m; W_f, \pi_m^m, \pi_f^f, \mu_m^m). \quad (9)$$

なお, 海外の雇用確率は産油国の石油収入 O_r の増加によって上昇し, 外貨送金 R の増加は出稼ぎ参加者の過多, すなわち雇用確率の低下を示すとする。 $\pi_f^f = \pi_f^f(O_r; R)$ とし $\pi_f^f / O_r > 0$, $\pi_f^f / R < 0$ とする。

(2) 農村(都市)における労働需要

農村(農業部門)と都市(非農業部門)それぞれ, 一次同次性を満たす生産関数を想定する。農業部門の労働需要 L_a^d は $L_a^d(\cdot)$ の関数で, 非農業部門の労働需要 L_m^d は $L_m^d(\cdot)$ の関数で, 次式のように導出する。

$$L_a^d = L_a^d(W_a; K_a, F, A), \quad (10)$$

$$L_m^d = L_m^d(W_m; K_m). \quad (11)$$

W_a は農業実質賃金率, K_a は農業部門の資本ストック総額, F は肥料投入総量, A は総作付面積, W_m は非農業実質賃金率, K_m は非農業部門の資本ストック総額である。

以下の実証分析では, 1970 年から 95 年のデータを用い, 農業部門の労働需要関数(10)と労働供給関数(8), 及び労働移動関数(7)を推計する。なお, 非農業部門の雇用確率は $\pi_m^d = L_m^d/L_m^s$ と定義できるので, 労働移動関数の推計では, 線形近似した(11)と(9)を用いて雇用確率を内生化したモデルも推計する。

4. 推計結果⁴

(1) 農業部門の労働需要及び労働供給関数の推計結果

$$\ln L_a^d = 5.099 + 0.045 \ln W_a + 0.069 \ln K_a + 0.038 \ln F + 0.234 \ln A$$

(17.035) (2.256) (4.282) (3.358) (6.089) $R^2 = 0.921$ Adj. $R^2 = 0.906$ D.W.=1.299

$$\ln L_a^s = 8.804 - 0.212 \ln W_a + 0.097 \ln W_m - 0.028 \ln W_f - 0.372 \ln \pi_m^d - 0.009 \ln O_r + 0.039 \ln R$$

(27.844) (-2.690) (3.395) (-1.243) (-1.836) (-0.425) (2.076)
 $R^2 = 0.650$ Adj. $R^2 = 0.539$ D.W.=2.092

農業部門の労働需要関数の推計では, 資本ストック, 肥料投入及び作付面積の係数が正で有意である。資本ストックの蓄積と肥料投入増は労働を代替せず, 作付面積の拡大によって労働需要は増加する。

労働供給関数の推計では, 雇用確率の係数は負, 外貨送金額の係数が正で有意である。非農業部門の雇用確率が上昇すると脱農が進み, 農業部門の労働供給が低下する。一方, 外貨送金の流入は出稼ぎ参加のインセンティブを低下させると同時に, 農業の資本ストック蓄積に貢献し, 労働需要を増加させる。かくして外貨送金の流入は農業の労働供給圧を結果として高め, 労働移動を減速させる効果がある。

産油国での所得(所得格差)及び産油国の石油収入の係数は負であるが, 有意ではない。産油国の期待所得が上昇すると海外出稼ぎが進み, 農業の労働供給は低下する傾向がある。ただし有意水準からすると, 脱農をより強く説明する要因は非農業部門の雇用確率の上昇に求められる。

(2) 労働移動関数の推計結果

$$\ln M_A^m = -6.365 - 1.454 \ln W_{m(-1)} + 2.269 \ln W_{a(-1)} + 3.391 \ln \pi_{m(-1)}^d$$

(-1.679) (-2.916) (2.862) (1.334) $R^2 = 0.407$ Adj. $R^2 = 0.318$ D.W.=1.947

$$\ln M_A^m = -6.040 - 2.258 \ln W_{m(-1)} + 2.903 \ln W_{a(-1)} + 2.925 \ln K_{m(-1)} - 0.193 \ln W_{f(-1)} + 0.746 \ln O_{r(-1)} - 0.759 \ln R_{(-1)}$$

(-1.629) (-4.518) (4.055) (1.745) (-0.632) (2.094) (-2.664)
 $R^2 = 0.638$ Adj. $R^2 = 0.510$ D.W.=2.683

非農業部門の雇用確率が正で有意である(10%水準)。雇用確率の上昇は労働移動を誘発する。

資本ストック(成長率)の係数が正で有意である。資本ストックの増大は非農業部門の労働需要を増加させ雇用確率を上昇させるので, 労働移動を誘発する。一方, 産油国で石油収入があがると非農業部門からの出稼ぎ参加者が増加し, 国内の供給は低下する。かくして非農業の雇用確率は上昇するが, 今度は農業労働者の流入が起こる。産油国の石油収入の係数が正で有意であるのはこのメカニズムによる。

外貨送金額の符号は負で有意である。外貨送金の流入は資本蓄積を通じて非農業部門の雇用増をもたらす影響もあるが, 出稼ぎ参加のインセンティブを減じ, 労働移動を減速させる効果が強く機能した。

5. まとめ

エジプトにおける1970年代以降の労働移動は, 石油価格の上昇によって産油国で膨大な石油収入が産み出され, エジプト人労働需要が急増したことに起因する。国内の非農業部門の労働供給は海外出稼ぎによって相対的に低下したが, 出稼ぎ労働者の稼いだ外貨が結果として非農業労働需要の増加をもたらし, 雇用確率を上昇させた。このように産油国での雇用増の直接・間接的影響は, 農村労働者に大きな脱農のインセンティブを与え, 彼らが抱く期待所得水準を引き上げ, 失業と低位雇用を労働供給の面から増加させる結果になった。ただし, 都市を経由せずに産油国に直接出かけることが可能であったために, 都市の期待所得は移動の大きなインセンティブを与えなかった。加えて, 送金投資が非農業のみならず農業の雇用増も誘発したことによって農村の雇用吸収力は高まった。つまり, 海外出稼ぎは労働移動を加速させたが, 農村労働市場の雇用吸収力を高め, 結果として都市化を減速させるよう機能する側面もあった。

⁴ 紙面の都合上, 推計方法, 推計時の変数の定義等は割愛させていただいた。詳細はフルペーパーを参照されたい。