

台湾における農業政策が農工間労働移動に与える影響に関する分析

張 采瑜

(東京大学大学院農学生命科学研究科)

The Effect of Agricultural Policies on Labor Movement in Taiwanese Agriculture (Tsai-Yu Chang)

1. はじめに

本稿は、台湾農業における農業政策が農工間労働移動に与える影響を分析するものである。経済が成長する過程において、農業部門の生産性上昇が非農業部門に比べて小さいことから、農業部門が比較低位産業となることは一般的な現象である。台湾経済においても、特に 1970 年代以降に非農業部門が飛躍的な生産性の上昇を果たしたのに対して、農業部門の生産性はそれほど上昇しなかった。農業部門の労働生産性を工業部門の労働生産性によって除することによって計算される農業の比較生産性は、ここ 40 年では一貫して 4 割前後に留まっている。理論的には、このような農工間の生産性が賃金の格差に反映され、さらに賃金格差が農工間労働移動を誘発することにより、労働生産性の相対的な低位状態はいずれ解消される。しかし、現実には、農工間である程度の賃金格差が観察されているにもかかわらず、農業部門に多くの労働力が滞留している。これは、労働市場の調整メカニズムが何らかの原因で機能していない現状を反映したものと考えられる(荘 [2])。

農工間労働移動に影響を与える政策として、農産物需要の非弾力性に対抗するために行われる農業保護政策が挙げられる。本間 [4] は、農産物への価格支持政策が農業雇用や農業賃金率を上昇させることによりかえって構造調整を遅らせることを農業部門と工業部門の二部門モデルによって実証している。本間 [4] や Honma and Hayami [6] が主張するように、台湾と日本は急速な経済成長の過程において、農工間の所得格差は正を目的とした農業保護政策が実施されたことなど重要な共通点を有しており、この分析結果は台湾における農工間労働移動を考察する際にも重要な意味を持つものと考えられる。ただし、農工間労働移動に影響を与える農業政策は価格支持政策に限らない。例えば、農業基盤整備や直接支払いなどは、農業生産とデカップルされているとしても、農業生産の固定費用を低下させることによって農工間労働移動に影響する。さらに、必ずしも農業保護を意図したものではなくても、制度の不備や抜け穴が結果的に農工間労働移動に影響を与えることもある。張 [1] によって議論された、台湾における農地転用問題はその一例である。同論文は、1990 年代における農地転用収入が農業生産額の約 60% という莫大な額にのぼり、農地の資産保有動機に基づく農家の農業部門への滞留が構造調整を妨げていることを主張している。このように、農業政策は農業部門における企業として行動する農家の労働需要に影響するだけでなく、家計として行動する農家の労働供給にも影響を与えると考えられる。

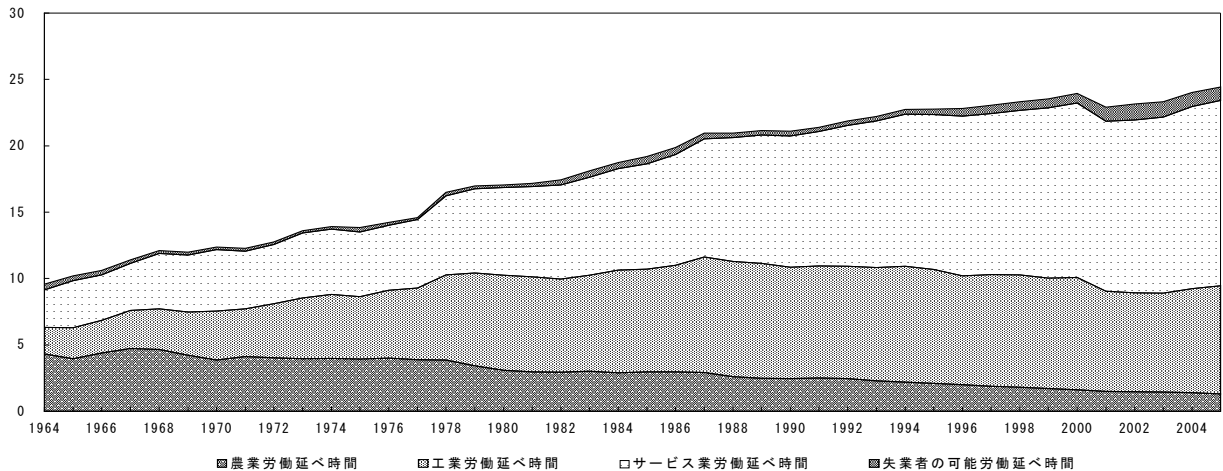
本稿は台湾農業の現状に基づき、台湾の農業政策が農工間労働移動に与える影響を経済モデルにより分析する。まず、第 2 節において台湾における農工間労働移動と農業政策の変遷を概観する。次に、本間 [4] のモデルを参考にした農工間労働移動のモデルを提示した上で、時系列データを用いて構造式を推計する。さらに、第 3 節では仮想的な農業政策が行われていた場合に農工間労働移動がどう変化するかをシミュレーションする。最後に、論文の結論と政策的含意を述べる。

2. 台湾における農工間労働移動と農業保護の動向

台湾経済の成長により、農家の兼業比率が上昇し、農業労働時間が減少した。1960 年代には耕作農家の 5 割以上が兼業農家であったのに対して、1980 年代には兼業農家は耕作農家の 9 割を超えており、それ以降は兼業農家の比率はわずかに低下したものの、90 年代では 8 割前後を維持している。このような兼業化の進展は、台湾経済における労働集約的な軽工業などの中小企業の比重が大きく各地域に雇用機会が存在していたことや、農作業の機械化や請負耕作が広まったことにより稲作など土地利用型の農業経営でも兼業経営が可能になったことによるものである(註 1)。

以上のことから、農工間労働移動を観察する際には、ストックの労働者数だけでなくフローの労働時間を把握しなければならない。第 1 図は、産業別延べ年間労働時間を表しており、各産業の平均週間労働時間に就業者数をかけ合わせて計算した。データの出所は『人力資源調査報告』および『労働統計調査月報・年報』である。全体の傾向を見ると、サービス業部門の労働時間が全期間にわたって増加して

おり、また工業部門の労働時間は1980年代までは増加傾向にあるものの、それ以降は横ばいである。農業部門の労働時間を見ると、全体としては緩やかな減少傾向が続いていることが分かる。農業部門の総生産額が初めて工業を下回ったのは1963年のことであるが、それとほぼ同時に農業労働時間の減少が始まっている。こうした傾向は林ら〔9〕が述べたように、台湾の労働力が農業から工業部門へ移動したことを意味している。また1990年代後半から農業労働時間の減少傾向は緩やかになっている。

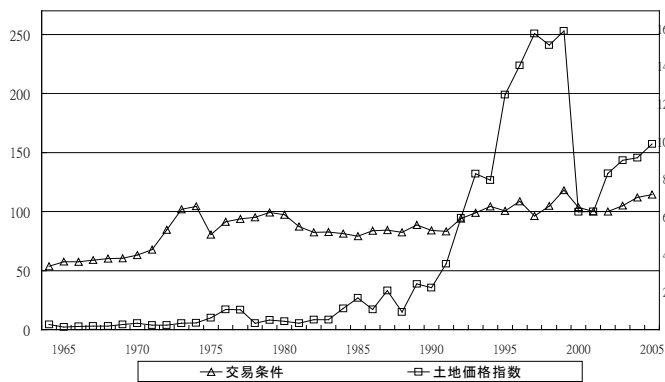


第1図 各産業の延べ年間総労働時間（積み上げグラフ，単位：10億時間）

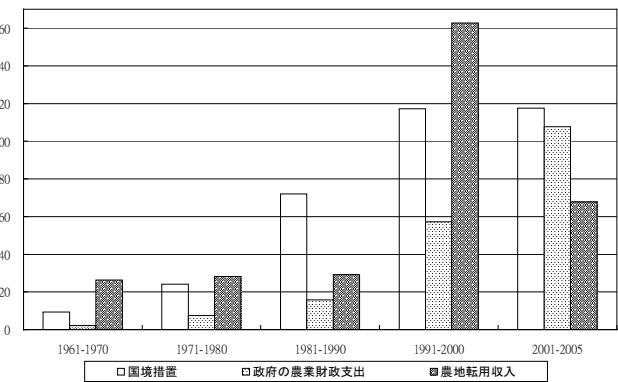
次に、農産物の交易条件、農業財政支出および農地価格の動向についてみてみよう。

第2図は1964年から2005年までの農産物の交易条件と土地の実質価格指数を表している。交易条件は農産物の価格指数を工業品の価格指数で除することによって得られる。また土地実質価格指数は『賦税統計年報』から得られる全国の土地譲渡総価値を全国の土地譲渡面積で割ったものを土地平均価格とし、これを消費者物価指数で実質化して得られる。

台湾の農産物価格政策は1960年代後半まで安価な食料供給と物価・賃金の安定を目標としていたため、農業の交易条件も安定していた。しかし、1970年代前半における世界食料危機や石油危機の影響によって食料価格が上昇したため、増産を目的として買い上げ量に上限を設けない米価支持政策が開始され、これによって交易条件が大きく上昇した。その後、生産過剰を背景とした買い上げ量の制限なども行われるが、農産物の買い上げ価格を引き上げたこともあり、現在に至るまで緩やかに交易条件は上昇を続けている。



第2図 農工間交易条件および土地実質価格指数（2001年=100）



第3図 農業の国境措置による移転額，農業財政支出および農地転用収入の10年平均値（10億台湾元）

次に、土地の実質価格指数を見ると、1980年代前半までは指数がほとんど横ばいで推移していたのに対して、1986年を契機として急激な土地バブルが発生し、実質地価が急騰する。その後、2000年に台湾の景気が急激に悪化する中で、土地価格や株価などが暴落したが、景気が回復するにつれて土地価格は再び上昇傾向に戻っている。張〔1〕において論じた通り、台湾の土地ゾーニング制度には不十分な点が多く、転用期待による農地の資産的保有が誘発されている。台湾は、1950年代の農地改革以来、小

作農を保護する農地政策が続いてきたため、地主は農地の貸し出しに対する抵抗感を持っている。こうした傾向は、貸し出される農地の価格が高いほど強まることも既存研究によって明らかになっている（蔣・鄭 [3]）。したがって、現行の農地制度の下では、農地の資産価格の上昇は小規模農家の営農意欲を支える効果を持つと考えられる。

第3図は国境措置による生産者への移転額、農業財政支出、農地転用収入の額を消費者物価指数によって実質化した上で十年ごとの平均を取ったものである。統計は台湾における農業政策の担当機関である農業委員会の刊行している統計書、1975年以前には農業復興委員会の資料による。国境措置による生産者への移転額は、Honma and Hayami [6] が計測した保護率の大きい6品目（米、小麦、牛肉、豚肉、鶏肉と鶏卵）の内外価格差に生産量を乗じて足し合わせたものである。また、農業財政支出は農業委員会による支出額の合計である。農地転用収入は農地転用面積に土地価格を乗じたものである（註2）。

第3図により、一人当たり実質GDP（2000年の購買力平価換算）が20,000ドルを超える高所得段階に入った頃から、国境措置による生産者への移転額が急増しており、現在では1970年代の12.5倍に相当する金額に達したことが分かる。また、それより若干遅れて政府の農業財政支出も増加しており、特に1990年代から2000年代までの上昇率が非常に高い。これは、台湾が先進国として2002年にWTOに加盟したことにより国境措置に制限がかけられることになったため、1990年代から徐々に農業保護政策の手段が国境措置から政府支出へと転換しつつあることを反映したものである。また、1986年以降の土地バブル期における転用収入は国境措置や財政支出の規模を大きく上回るほど膨大な数字になっており、土地バブル期以外の期間であっても、農地転用は無視できない額の収入を農家にもたらしている。

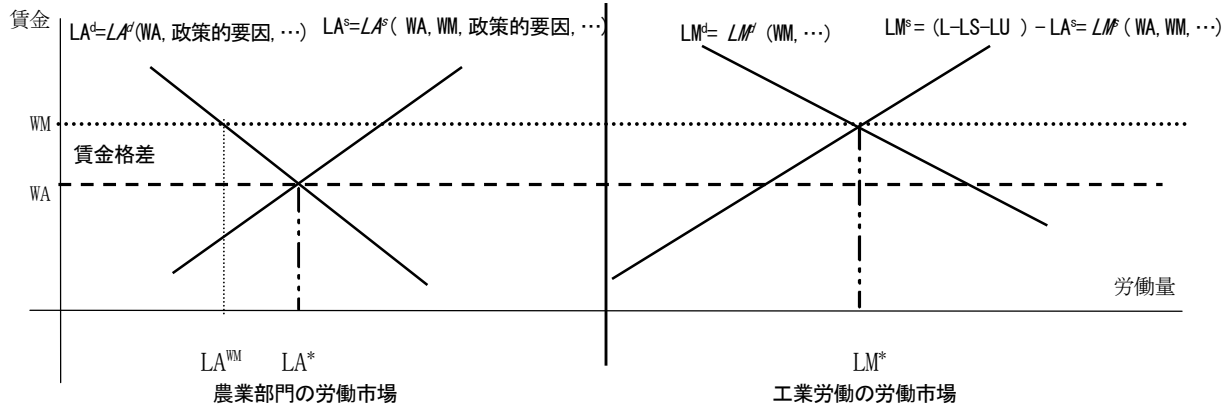
3. 農工間労働移動モデルによる実証分析

本節では、以上の台湾農業における農業政策の動向が農工間労働移動に与える影響を明らかにするための実証分析を行う（註3）。本稿のモデルの基本的な枠組みはHonma and Hayami [6] および本間 [4] の農工間労働移動の二部門モデルを参考にしたものである。これらの論文が用いたモデルは、農業と工業部門の利潤最大化条件から労働需要関数を導出した上で、両部門の期待賃金が一致するという均衡式および労働の制約式を加えたものである。これらの論文では、日本農業の時系列データを用いてモデルのパラメータを推計し、モデルにおける内生変数を外生変数について解くことにより、価格支持政策が行われなかった場合の労働移動についてシミュレーションを行っている。

本稿のモデルは、農業部門と工業部門における労働需要関数の導出と、工業部門に対する労働供給関数がサービス部門や失業を除く総労働供給から農業部門への労働供給を差し引くことによって求められるという点では本間 [4] およびHonma and Hayami [6] と同じである。本間 [4] では、農工間の期待賃金に格差が存在する限り労働移動が発生すると想定しており、期待賃金に関する均衡式を推計するために農業賃金を工業賃金と失業率によって説明する回帰分析を行っている。しかし、賃金格差の発生の原因としては、労働需要側だけでなく供給側の影響も考慮しなければならない。なぜならば前節における農業政策の整理の通り、農地転用収入や農業財政支出のように労働の需要側だけでなく労働の供給側にも影響を与える効果を持つ要因も存在すると考えられるためである。このため、農家の意思決定モデルとして、利潤最大化行動に基づく生産者として農業労働を需要するという側面だけでなく、効用最大化行動に基づく家計として農業労働を供給するという側面も盛り込む必要がある。これらを明示的に導入するために、本稿では本間 [4] のモデルに農家の労働供給曲線を導入する。このような労働の供給曲線は、効用最大化原理に基づく農家の個別労働供給曲線を集計することによって得られる（註4）。

第4図は本稿の部門間労働移動分析の概念図である。第4図の左側は農業部門における労働市場を、右側は工業部門における労働市場を表している。失業 LU とサービス業の労働量 LS は外生的に決まるものとする。工業部門への労働供給 LMS は、総労働量 L からサービス業の労働量 LS 、失業 LU 、農業部門内の労働市場均衡に達した時の農業労働量を除いたものとして求めることができる。農業部門の内部では、工業賃金が一定のもとで、農業労働の需要と供給が一致する点で労働力の需給が均衡する。同様に、工業部門では農業賃金が一定のもとで、労働力の需給が均衡する。また、農業労働の供給関数は、農業賃金 WA については増加関数であり、工業賃金 WM については減少関数とする。そして、両市場が均衡する点で、農業賃金 WA と工業賃金 WM は同時決定されると想定する。ここでは、両部門の賃金は一致するとは限らないが、賃金格差が発生している場合には格差が解消される方向に労働が移動することになる。また、賃金格差以外の外生的な要因も、農家の農業労働供給 LA^s に影響することによって両部門の労働市場に影響を与える。

第4図では、価格や賃金以外の労働移動にも影響を与える政策要因を考慮に入れているため、第4図のように農業部門の労働力 LA^* は農業賃金が工業賃金と一致した時の労働投入量 LA^{WM} より多くなっている。これによって、工業部門の賃金は農業部門の賃金より高くなっているが、価格や賃金以外の影響が取り除かれない限りこのような賃金格差は解消には向かわない。すなわち第4図の状態は定常的均衡に達している。このような想定によって、例えば農家が農地の転用期待によって農業部門に滞留している効果を表すこともできる。一方で、農産物の価格水準が上昇した場合には、農業部門の労働需要曲線は右へシフトし、農業部門の労働投入量が増加する。これは、価格支持政策が農業部門の労働需要を増加させるという本間〔4〕のモデルの分析と共通している。



第4図 本稿のモデルの概念図

第4図に示した需要・供給曲線に対応する推計式は以下の(1)-(4)式である。(1)式は農業労働需要関数である。農業労働需要には、価格支持政策による交易条件の変化だけでなく、農業財政支出の水準も影響を与える。本稿では農業財政支出が農業の生産額に占める割合 GR を農業生産に対する政府の農業財政支出の規模を表す変数として使用する。政策要因である農業財政支出 GR は農業財政支出の多くは基盤整備など農業生産に貢献する支出であるため、農業労働需要の増大に貢献すると考えられる。(2)式は工業部門の労働需要関数である。(3)式は農家の農業労働供給関数を表す。農家が土地に対する資産保有動機によって農業部門に滞留することを考慮するため、説明変数には農地の転用時の価格を表す PL を導入する。 D_{86-99} は土地バブル期である1986年から1999年の間に1となるダミー変数である。(3)式で、土地価格とのクロスタームを入れる理由は、土地価格が年間で10倍ほど急増していても、農家はいずれ土地価格が下落すると予測するため、農家の労働供給行動は価格変化に比べて小さいものになることを想定したものである。また、土地バブル期間には農地の転用期待そのものは上昇し、労働供給にプラスの効果を与えると考えられるため、切片に対する期間ダミーも入れた。また、本間〔4〕を参考し、各式には被説明変数のラグ項を導入した。(1)-(3)式の右辺に被説明変数のラグ項が入っているのは、新しい職業に就くためには情報収集、訓練、移動コストなどが必要なことから、短期の労働調整に調整費用が発生することを考慮したものである。特に、農業部門での労働は産業に特殊な技術を必要とするものが多いため、他産業と比較して労働の部門間移動が困難である。各式の t はトレンド項であり、 μ は誤差項である。(4)式は経済全体の労働力制約を表す恒等式である(註5)。 TL は総労働力人口を、 LS はサービス部門就業者を表す。その他の変数の定義と係数の予想される符号条件は第1表に示した。

$$LA^d = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 WA + \alpha_3 RA + \alpha_4 A + \alpha_5 GR + \alpha_6 LA_{-1} + \alpha_7 t + \mu_1 \quad (1)$$

$$LM^d = \beta_0 + \beta_1 WM + \beta_2 RM + \beta_3 LM_{-1} + \beta_4 t + \mu_2 \quad (2)$$

$$LA^s = \gamma_0 + \gamma_1 WA + \gamma_2 WM + \gamma_3 U + \gamma_4 PL + \gamma_5 PL \times D_{86-99} + \gamma_6 D_{86-99} + \gamma_7 LA_{-1} + \gamma_8 t + \mu_3 \quad (3)$$

$$L = 0.065 LA + 0.330 LM + 0.559 LS + 0.046 L \times U \quad (4)$$

また、説明変数に内生変数が存在することによる同時性バイアスを制御するために、モデルに含まれる全ての外生変数を操作変数とした操作変数法を適用した。さらに、各式の残差の相関を考慮するために、三段階最小二乗法(3SLS)によって推計を行った。また、標準偏差には分散不均一性に頑健な推計値を用いた。推計に用いたデータの詳細については付録を参照されたい。

第1表 農工間労働移動モデルの変数の定義および係数の予想される符号条件

被説明変数	LA ^d 農業部門における労働需要					LM ^d 工業労働需要		LA ^s 農業への労働供給			
説明変数	P	WA	RA	A	GR	WM	RM	WA	WM	U	PL
定義	農工間交易 交易条件	農業 賃金率	農業の資本 レンタル料	耕地の作付 延べ面積	財政支出が生産額 に占める割合	工業 賃金率	工業の資本 レンタル料	農業賃 金率	工業賃 金率	失業率	土地価格
予想符号	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	+

推計結果は第2表に示した通りである(註6)。各変数はすべて2001年を100として指数化されているため、推定された係数は2001年値で評価した弾力性となっている。

まず、農業部門の労働需要関数の推計結果から、農産物の相対価格が1%上昇した時に農業労働需要は約0.21%増えることが分かる。また、農業財政支出の推定値は正であるものの、t値は0.91である(p値は0.36)。これは、本稿の農業財政支出は農業政策関連の支出の合計であり、その全てが必ずしも農業労働需要を増加させるものではなく、影響の一部は既に価格支持政策により交易条件の改善に反映されているためと解釈できる。また、2001年に土地価格が1%上昇している場合、全体の農業労働供給が0.19%増えると見込まれる。ただし、土地バブルが発生した1986年から1999年の間は、土地価格の1%の上昇が労働供給に与える効果は0.02%以下に低下する一方で、切片に対するダミー項の係数は正の10.65である。これも、土地バブル期においては地価上昇に対する転用期待が高まることを示す。したがって、地価上昇は資産的保有動機に基づいた農業労働の滞留や農地の売り惜しみや貸し惜しみを助長したものと考えられる。最後に、農業の資本レンタル料は農業の労働需要を減少させる結果を持つ(註7)。

第2表 部門間労働移動モデルの推計結果

式(1) 被説明変数： 農業部門における労働需要	パラメータ	推定値	(t 値)
定数項	α_0	93.920*	(1.70)
農工間交易条件	α_1	0.209*	(1.90)
農業賃金率	α_2	-0.295**	(-2.21)
農業の資本レンタル料	α_3	-0.022**	(-3.12)
耕作物作付け延べ面積	α_4	0.322**	(2.55)
農業財政支出対生産額比	α_5	0.044	(0.91)
農業部門における労働需要(-1)	α_6	0.431**	(2.77)
トレンド	α_7	-1.620	(-1.46)
R-squared=0.98 Dickey-Fuller Test Statistic: -3.45			
式(2) 被説明変数： 工業部門労働需要	パラメータ	推定値	(t 値)
定数項	β_0	2.642	(0.81)
工業賃金率	β_1	-0.223**	(-3.09)
工業の資本レンタル料	β_2	0.007	(1.05)
工業部門労働需要(-1)	β_3	0.873**	(21.84)
トレンド	β_4	0.837**	(3.09)
R-squared=0.98 Dickey-Fuller Test Statistic: -0.67			
式(3) 被説明変数： 農業部門における労働供給	パラメータ	推定値	(t 値)
定数項	γ_0	148.816**	(2.73)
農業賃金率	γ_1	0.492	(1.31)
工業賃金率	γ_2	-0.638*	(-1.75)
失業率	γ_3	0.059	(1.42)
土地価格	γ_4	0.187**	(2.16)
土地価格*バブル期ダミー	γ_5	-0.169**	(-2.17)
土地バブル期ダミー(1986-99)	γ_6	10.647**	(2.17)
農業部門における労働供給(-1)	γ_7	0.499**	(3.03)
トレンド	γ_8	-2.882**	(-2.44)
R-squared=0.98 (*10% **5%有意水準)			
式(4) $L = 0.065LA + 0.330LM + 0.559LS + 0.046L \times U$			
外生変数: L,U,P,RA,A,RM,S,T,LA(-1),LM(-1),PL,GR			

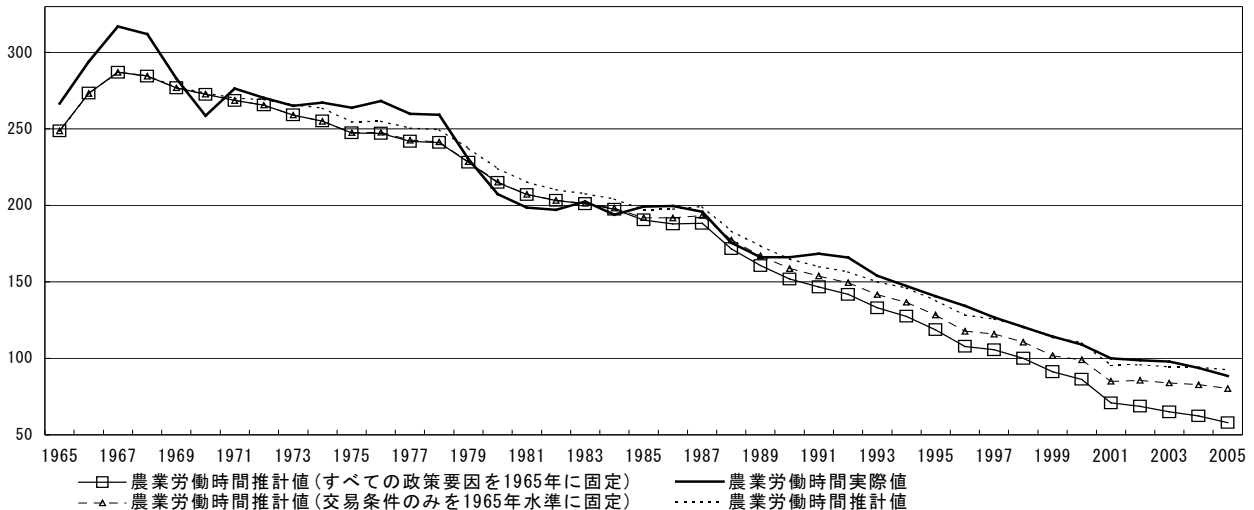
4. 農業労働投入に関するシミュレーション分析

以上の計量分析の結果から4本の式の推計値が得られるため、連立方程式を解くことによって内生変数である両部門の労働量と賃金の4つを外生変数について解くことができる。これにより、外生変数が仮想的な値を取った時の内生変数の変化をシミュレーションすることができる。以下、シミュレーションの結果を「推計値」と呼ぶ。

まず、全ての外生変数を現実の値とした場合の推計値を求めることにより、モデルの現実説明力を検証した。さらに、農業政策が労働移動に与えた影響について考察するために、交易条件だけを分析期間の始まりに固定した場合、およびモデル内のすべての政策要因を分析期間の始まりに固定した場合の二つを推計した。本研究データの開始年は1964年であるが、推計式に被説明変数のラグを導入したことから、1964年は被説明変数の推計から落とされたため、固定した年次は1965年を選択した。ここで、政策要因は交易条件、農業財政支出、土地実質価格と土地バブル期ダミーと両者のクロス項が含まれる。農業財政支出の推計値は10%の有意水準に満たしていないが、その重要性のため、政策要因の一つとして加えた。土地バブルの発生は農業政策によるものではないが、地価の上昇が農地価格に反映されるこ

とは土地ゾーニングの不完全性を意味するものであるため、ここでは政策要因の影響の一つとして考え、土地バブルが起きていない場合の推計値をダミーを0とするシミュレーションを行った。なお、分析期間における交易条件の上昇は価格支持政策だけでなく農産物の需給バランスによっても引き起こされていると考えられるが、価格支持政策がない場合の交易条件を求めることは困難であるため、1965年の値で固定した。

労働量の実際値と推計値の動向は第5図において示されている。まず、全ての外生変数を現実の値としたシミュレーション結果からは、実際値と非常に近い水準の推計値が得られた。これは、(1)–(4)式によって表されるモデルと第2表における係数の推計結果がおおむね現実を反映していることを裏付けるものである。よって、本節におけるシミュレーションには一定の現実説明力があると考えられる。



第5図 農業労働時間のシミュレーション（農業労働時間の実際値2001年=100）

まず全ての政策要因を固定した場合のシミュレーション結果について検討する。1960年代と1970年代の前半までには、実際値と全ての政策要因を固定した推計値には、長期にわたる乖離が見られない。これは、この時期には目立った農業保護政策まだ行われていないため、労働の構造調整は市場のメカニズムに従って調整されたためであると考えられる。これに対して、1973年から1978年ごろには、全ての政策要因を固定したシミュレーションの推計値が実際の値を下回っている。この時期は政府による米の買い上げ制度が導入され、米の市場価格が急速に上昇した時期である。よって、この時代の実際値と推計値の乖離は、米の価格支持政策によるものと解釈することができる。そして、1980年代に入ると、実際値が推計値と同じか、むしろ下回っている傾向が見られる。これは、米の買い上げ量に上限が設定されたことにより価格支持の効果が沈静化し、その間に農業構造の調整が進んだためと考えられる。これに対して、政策要因による労働調整の遅れは、1980年代の中盤くらいから徐々にその影響を現した。農業労働力の実際値に対する推計値の比率は、1965年から1980年代までの期間の平均の96%、1990年代は平均83%であるのに対して、2000年には68%まで下がったことが分かる。つまり、農業政策が労働時間の減少を強く阻害するようになったのが1980年代以降である。2005年に至ると、様々な政策要因が重なり合って、推計値と実際値の間には大きな乖離が発生している。

次に、交易条件だけを1965年の水準に固定した場合の推計結果により、農業政策の効果のうちどれほどまでが価格支持政策によるものであるかを検討する。1980年以前には、交易条件を固定した場合の推定値は、全ての政策要因を固定した場合と比べてほとんど変わらないことから、1980年以前の労働移動に大きな影響を与えた政策要因は価格支持政策であることが分かる。しかし、1980年代に入ると、交易条件のみを固定した場合と全ての政策要因を固定した場合のシミュレーション結果が乖離し始めた。これは、価格支持政策だけでなく農地政策や農業財政支出が労働の構造調整に影響し始めたことを意味していると考えられる。特に、1986年の土地バブル期以降には、転用政策の放置による影響は価格政策の影響を上回るほど大きなものとなっているため、地価の上昇が農業の労働力の調整を遅らせる効果を持ったことがシミュレーションの結果から推測される。

5. 結論と政策的含意

本稿は台湾における農業労働の調整過程を農工間労働移動のモデルによって分析した。本稿の分析により、農家のインセンティブに影響を与える政策、すなわち価格支持政策、農地転用規制の不完全による農地保有動機および農業財政政策は、農業労働の部門間移動を阻害し、農業部門の構造調整を遅らせる効果を持つことが示された。このことから、仮に農工間の交易条件や生産性格差が賃金格差に反映されたとしても、その他の要因が農業労働の供給に影響を与えるのであれば、農工間労働移動が引き起こされるとは限らないことが分かる。本稿の結論は本間〔4〕による価格支持政策の分析結果を特殊ケースの一つとして含んでいながら、より広範囲な農業政策の影響を考察することを可能にするものである。

2002年のWTO加盟により、台湾政府は農産物の関税と生産刺激的な国内支持政策の削減を承諾した。農業保護政策を内外価格差や交易条件の動向のみで捉えるならば、これは生産物価格の引き下げを通じて農業構造に影響を与えるものと解釈されることになる。もちろん、生産インセンティブに直接の影響を与える価格支持や直接支払いを削減することは農業部門の構造調整を進める上での第一歩となりうる。しかし、生産刺激的な保護政策の削減と農産物貿易の自由化が進められたとしても、削減義務の対象とならない形態で行われる財政支出や、農地転用期待など農家のインセンティブに影響を与える要因が存在する場合には、必ずしも農工間労働移動の遅れが解消されるとは限らない。したがって、台湾農業の構造調整問題を解決するためには、価格支持政策の撤廃に留まらない幅広い調整促進政策が必要である。

最後に、本稿では対処できなかった課題についての展望を述べる。本稿ではマクロレベルのデータを用いて分析を行ったため、農工間労働移動に影響を与える個々の農家の特性に関する要因、例えば教育水準の違いの影響などについては十分な検討を行うことができなかった。この問題は、個々の農家に関するマイクロデータ、特に農業政策が変化した前後の二期間でパネルデータとなっている個票を整備することによって解決することができるだろう。また、本稿では項目別の農業財政支出が労働移動に与える影響を把握することができなかった。WTO体制のもとで価格支持政策に代わって農業財政支出は今後とも増加すると予想されるため、財政支出に関するより詳細な分析が必要である。また、農地転用に対する期待の形成メカニズムと、転用期待が農業構造に及ぼす影響の包括的な説明は本稿の範囲を超えるため、今後の課題とさせていただきたい。

(註1) 台湾の農業発展および技術進歩などの詳細については、Mao and Schive〔10〕を参照すること。

(註2) 農地転用面積は『農業統計年報』の水田・畑の「農舎と住宅」、「公共施設用地」、「工商用地」による減少面積を使用した。ただし1977年以前はデータの制約により、水田・畑の転用面積の水田・畑の総面積に占める比率を1978からの十年平均を取り、水田・畑の面積にその比率を乗じて使用した。また、土地価格は第2図のデータと同じものを使用した。さらに本稿は比較的長期間の転用収入の変動を把握するため、張〔1〕の推計における土地転用面積データは県(市)のデータ、土地価格は郷(鎮)レベルのデータを使用するのに対し、本稿は国レベルのものを使用した。

(註3) 日本農業における農工間の労働移動を一般均衡的成長会計分析によって論じた代表的な研究としては山口〔11〕〔12〕が挙げられる。山口の研究では1880年から1965年までの日本のマクロデータを用いて一般均衡モデルに基づく成長会計分析を行い、技術進歩や人口成長が農業部門に与える影響について考察している。特に、技術進歩の効果としては、農業技術進歩が農業部門から工業部門へと生産要素を押し出すプッシュ効果と、非農業技術進歩が農業部門の生産要素を非農業部門に引き寄せるプル効果の存在が実証されている。これに対して、本稿の分析はHarris and Todaro〔5〕などに代表される労働市場の部分均衡モデルであり、本間〔4〕も同じ系譜に属する。こうしたモデルは、経済の一般均衡条件を考慮していないという点では山口〔11〕〔12〕に代表される一般均衡分析の部分集合であるとも言える。しかし、本稿が分析対象とする1960年代以降の台湾のように、農家が直面する様々なインセンティブ条件に対して農業政策の強い影響がある場合には、生産関数・需要関数と要素価格均等条件のみによって経済の均衡を記述することはできない。また、現在の台湾のように農業部門が非農業部門における経済成長に対応するために絶え間ない構造調整を迫られている経済では、農業部門と非農業部門の要素報酬率について安定的な関係が存在するという保証もない。本稿では、価格支持政策や財政政策、土地政策などが農家のインセンティブに与えた影響を考察するための単純な枠組みとして部分均衡分析を採用したが、これらの要因をモデルに明示的に組み込んだ上で一般均衡分析によって技術進歩等の影響を包括的に考察することの重要性は強調してしすぎることはない。しかし、そのような経済モデルの開発は本稿の課題をはるかに超えるため、今後の課題とさせていただきたい。

(註4) 両部門の労働需要関数が要素価格の関数となっているのは、生産要素の限界収益と要素価格が一致していることを想定しているためである。労働需要関数の具体的な導出手順についてはHonma and Hayami〔6〕を参照のこと。また、農家の個別労働供給曲線の導出についてはLarson and Mundlak〔8〕を参照のこと。このモデルは、農業部門に留まる場合と、部門間移動に伴う費用を支払った上で労働移動をする場合の効用を比較することによって労働移動を決定するモデルを提示している。なお、労働の需要関数と供給関数を独立して導出しているのは、農家が要素投入について完全競争市場に直面しており、意思決定に分離性が成立することを想定しているためである。

(註5) (4)式の各変数は2001年=100で指数化された労働時間であり、各変数の係数は2001年の実際の労働者比率である。各期間において経済全体の労働制約式が成立しているということは、(4)式のように基準年の労働者数の比率を掛け合わせた指数の合計が100になることと同じである。この点について説明するための例として、農業と工業部門のみが存在し、 i 年の農業労働量の実数を la_i 、工業労働量の実数を lm_i 、総労働量の実数を l_i としよう。大文字の LA, LM, L は文中と同じ2001年を基準とした指数とする。この時、各年の総労働量について、 $la_i + lm_i = l_i$ が成立することは $la_i + lm_i = l_i \Leftrightarrow LA_i \cdot (la_{2001}/l_{2001}) + LM_i \cdot (lm_{2001}/l_{2001}) = L_i$ が成立することと同値である。サービス業の労働量と失業が存在している(4)式の場合でも、同様の式展開により(4)式が恒等式として成立する。

(註6) 単位根検定の結果によると、農業部門の労働投入量については単位根の存在を棄却できるものの、工業部門の労働投入量については単位根を持つという帰無仮説を5%の有意水準で棄却できない。ただし、本稿のシミュレーションの再現性が高いことなどを考えると、見せかけの相関が起きている可能性は大きくないと考えられる。

(註7) 一般的に農業資本財と労働需要は代替的な関係と考えられるが、本稿の推計では符号が負となり、農業資本と労働時間が補完的な関係となっている。これは、本稿が資本のレンタル料として用いる固定資本のインプリシット・デフレーターが、実際に投入されている農業資本ストックの収益率の動向を必ずしも反映していないとも考えられるが、詳しい理由は不明である。本間〔4〕でも資本のレンタル料について同様に負の符号が推計されている。

引用文献

- [1] 張采瑜「台湾農業の構造調整と農地転用問題」、『2007年度日本農業経済学会論文集』、2007年、pp.427~434。
- [2] 莊福典「台湾地區産業結構之變動與勞動生産力關連之探討」、『北台学報』、第29期、2004年、pp.172~193。
- [3] 蔣憲國・鄭仲「影響無農業後繼者の年老農民農地處理方式之研究—花蓮地區的個案」、『農業經營管理年刊』、第4期、1998年、pp.1~38。
- [4] 本間正義「農業保護と労働の産業間移動」『農業問題の政治経済学』第4章、日本経済新聞社、1994年、pp.89~109。
- [5] Harris, J. R. and P. Todaro, "Unemployment and Development: A Two-Sector Model Analysis," *American Economic Review*, Vol. 60, No. 1, 1970, pp. 126-142.
- [6] Honma, M. and Y. Hayami, "In Search of Agricultural Policy Reform in Japan," *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 15, No.4, 1989, pp. 367-395.
- [7] Honma, M. and Y. Hayami, "Distortions to Agricultural Incentives in Japan, Korea and Taiwan." Agricultural Distortions Research Project Working Paper, forth coming, World Bank, 2008.
- [8] Larson, D. and Y. Mundlak, "On the Intersectoral Migration of Agricultural Labor." *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 45, No. 2, 1997, pp. 295-319.
- [9] 林國榮・徐世勳・張靜貞・李秉正・黃宗煌「加入WTO對台灣農業就業衝擊之動態一般均衡分析」、『農業經濟叢刊』、第35卷、第1期、2001年、pp.101~140。
- [10] Mao, Y. K. and C. Schive, "Agricultural and Industrial Development in Taiwan," J. Mellor, eds., *Agriculture on the Road to Industrialization*, Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1995.
- [11] 山口三十四『日本農業の成長会計分析』有斐閣、1982年。
- [12] 山口三十四『産業構造の変化と農業』有斐閣、1994年。

(付録)

以下、本稿の実証分析で使用した変数のデータを説明する。本稿は1964年から2005年の連続的なマクロデータを用いて推計を行う。データの出典はすべて台湾の政府統計による。

農業労働量、工業労働量、サービス部門労働量、総労働量はすべて年間労働の延べ時間に換算したものを使用した。第二章でも説明したように、各産業就業者人数のデータは「農業統計要覧」により、各産業の平均就業時間は台湾の「人力資源統計月・年報」および「労働統計月・年報」によるものである。また、以上のデータは失業率も含めてすべて(2001年=100)と指数化した。さらに、失業率も「人力資源統計月・年報」によるものである。

工業の賃金率は「受雇員工薪資調査統計」によるものである。農業の賃金率は「農業統計要覧」における「農民所付物価指数」の中の賃金指数を使用した。ただしデータの制約により1964-1975年の賃金指数については、米の生産費調査における賃金によって指数を延長したものを使用した。農業資本レンタル料は、「農業固定資本形成」の名目価値と実質価値の比から求められるインプリシット・デフレーターに「台湾統計年鑑」による公定歩合を乗じて得られた。工業の資本レンタル料は「鉱業及土石採取業」、「製造業」、「水電燃気業」、「宮建業」の「固定資本形成」の総和について農業資本と同様の方法を用いて計算した。以上で説明した物価、賃金とレンタル料は一律に「物価統計月報」による工業の卸売物価指数により調整し、2001年=100と指数化した。また、農工間の交易条件 P は、「物価統計月報」から農業と工業の卸売物価指数の比率を取り、2001年を100として指数化したものである。耕地の作付延べ面積は「農業統計要覧」の耕地総面積に長期作物を除いた耕地利用率をかけたものを使用する。土地価格 PL は、「賦税統計年報」の全国土地譲渡総価値を全国土地譲渡面積で割ったものを土地譲渡平均価格とし、消費者物価指数 CPI で実質化した上で2001年を100として指数化したものである。政府が農業に対する財政支出は、1964-1975年までは「農業復興委員会工作報告」によるデータであり、1976-2005年までは「台湾省財政統計月報」によるデータである。そして農業生産額に占める割合は農業名目GDPの値を割ったものを使用した。