

# 産業構造変化の原動力 ーフィリピン経済を事例に\*

ブー・トウン・カイ\*\*

## 要旨

経済発展に伴い、農業部門の比重が縮小し、労働や資本などの経済資源が工業部門に、そしてサービス部門に移行することは多くの国で観察されてきた。本研究の目的は、このような産業構造変化をもたらす原動力とは何かという問いに対し、フィリピン経済を研究事例に用いて実証的に分析することである。本稿の最大の特徴は、農業部門と非農業部門からなる経済成長モデルを構築し、その構造パラメータを推定したうえで産業構造変化における各要因の役割を評価したことである。モデル推定において東アジア諸国のデータを使用した。本稿の主要な研究結果は次の通りである。フィリピンではここ数十年間において経済に占める農業部門の比重が5割程度から直近では2割強に低下してきたが、この産業構造変化はほぼ農業部門の労働生産性の上昇によってもたらされたことが分かった。また、同国は近隣国と比べて低い農業部門労働生産性の成長を経験してきたが、もしこの成長率が実際よりも1%高くなったならば同国の産業構造変化がさらに進展しており、直近の農業部門の比重が1割以下とより小さくなって

---

\* 本稿の作成にあたり、井上智夫教授（成蹊大学）より大変有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。言うまでもなく、本稿におけるあり得べき誤りはすべて筆者に帰するものである。

\*\* 法政大学経済学部。Email: vu.tuankhai@hosei.ac.jp.

いたと予測された。

JEL分類コード：N15, O41, O41, O47, O53, C51, C53.

キーワード：産業構造変化，多部門成長モデル，非線形構造推定，東アジア経済。

## 1. はじめに

一国の経済発展過程において、相対的に農業部門が縮小し、労働や資本などの経済資源が工業部門に、そしてサービス部門に移行することは広く知られている<sup>1)</sup>。本稿ではこのような産業構造変化<sup>2)</sup> (structural transformation) をもたらす原動力 (driving force) を実証的に分析する。

近年、産業構造変化に関する文献<sup>3)</sup> において、この現象を引き起こす要因やメカニズムを解明する理論研究が進展している。この中で、産業構造変化を供給と需要の両サイドから説明する理論モデルが構築されている。典型的な理論モデルでは、次のようなメカニズムによって、農業部門から非農業部門へのシフトが発生する。すなわち、供給サイドにおいて各部門の生産性が上昇し、所得水準の上昇をもたらす。また、需要サイドでは農業財の需要の所得弾力性が（1より）小さいことが仮定されており、そのために同財について非相似拡大的 (non-homothetic) な選好が導入される。

---

1) これはベティ・クラークの法則とも呼ばれ、日本では高等学校で「政治経済」の科目などで紹介されているので、経済学専門家ではない読者にも知られているであろう。

2) 用語として日本語では「産業構造変化」のほか、「経済の構造転換」という表現を使用している著者もいる（塚田 (2019) など）。また、英語ではstructural changeという表現も使用されている。

3) この文献において、初期の段階でデータの整理・作成や事実の確立に大きく貢献した研究としてはClark (1957) やChenery (1960), Kuznets (1966), Syrquin (1988) などが挙げられる。最近の研究動向を包括的にサーベイする研究についてはHerrendorf, Rogerson, and Valentinyi (2014) やvan Neuss (2019) が優れている。なお、このテーマに関する日本語の文献はかなり限られているが、塚田 (2019) は英語の文献を選択的にレビューしている。

この下では、所得の増加ほど農業財の需要が増加しないため、農業財の生産、ひいては投入要素も所得のペースほどには増加しない。これに対し、需要の所得弾力性がより大きい非農業財については、所得水準の上昇に伴い需要、そして生産が相対的に大きく増加するため、より多くの投入要素が必要とされる。その結果、労働や資本が農業部門から非農業部門に移行し、産業構造変化が発生することになる。

先行研究では、理論モデルの構築に止まらず、その理論モデルが現実の特定の経済における産業構造変化をどれだけ説明できるかについてもデータを用いて検証している。その際にカリブレーションという手法を使用している。すなわち、モデルの主要変数について、モデルの予測値と現実のデータ（例えば初期の値やサンプル期間全体の平均値）が一致するようにモデルのパラメータを設定し、その下でモデルのシミュレーションを行うというものである。

モデルのカリブレーションは様々な文献で広く使用されており、有用な手法であるが、統計的な手続きを経ていないという問題が存在する。そのため、モデルが現実に対してどの程度の説明力をもつか、また誤差も考えれば設定したパラメータが取りうる範囲はどのようなものかなどについて統計的観点から判断できないのである。また、そもそも理論モデルが複雑な現実を単純化するものであるため、モデルの予測値と現実データの間には必然的にずれが発生するが、カリブレーションでは必ずしもサンプル期間全体でこのずれを最小化するなど、最適化を図ってパラメータを求めるとわけではない。

以上の問題意識の下で、本稿ではカリブレーションの代わりに産業構造変化の理論モデルの構造パラメータを推定するという異なる手法を試みる。この手法は計量経済学の手続きに基づいており、上述の問題点を克服できると期待される。

既存文献において、本稿と同様に理論モデルの推定を行い産業構造変化を分析する研究は幾つか存在している（Herrendorf, Rogerson, and

Valentynyi (2014) やŚwięcki (2017), Comin, Lashkari, and Mestieri (2021) など)。しかし、これらの研究は産業構造変化の背後にある所得効果や価格効果などモデルのメカニズムを主要な分析対象とし、その際に必ずしもモデル全体の均衡ではなく家計の行動様式などモデルの一部だけにに基づき議論を展開している。これに対し、本稿ではモデルの均衡を解いたうえで産業構造変化の決定要因を特定し、そしてそれらの決定要因に焦点を当てる。

本稿では研究対象としてフィリピン経済を取り上げる。同国では過去数十年間において農業から非農業へのシフト、とりわけ経済のサービス化が進展しているが、その産業構造変化のプロセスを概観したうえで、それにおいてどの要因がどのような役割を果たしたのかについて詳細に分析する。

本稿の残りの構成は次の通りである。次節では、先行研究の成果を踏まえ理論モデルを構築し、産業構造変化の決定要因を整理する。第3節では理論モデルから導出される産業構造変化の決定式を東アジア諸国のパネルデータを用いて推定し、統計的に理論モデルの説明力を検証する。第4節では、第3節で推定したモデルをフィリピンのケースに適用する。最後に本稿の結論と今後の課題について述べる。

## 2. 産業構造変化の理論モデル

本節では産業構造変化を供給と需要の両サイドから説明する、ミクロ的基礎付けのある2部門一般均衡モデルを述べる。ここでいう2部門とは農業部門と非農業部門を指すが、このような想定は前者から後者へのシフトという産業構造変化に焦点を当てたいという本稿の意図を反映している<sup>4)</sup>。産業構造変化に関する先行文献では理論研究が進展しており、本節で構築

---

4) 農業・非農業という構図で構造変化を考察している先行研究も少なくない。例えば、Alvarez-Cuadrado and Poschke (2011) は、経済発展に伴う農業部門から非農業部門への労働のシフトにおいて農業部門の労働生産性上昇の影響 (labor push) と非農業部門の労働生産性上昇の影響 (labor pull) のどちらの方が重要かを研究の問いとしている。

するモデルはこれら(とりわけDuarte and Restuccia (2010) やImrohorglu, Imrohorglu and Üngör (2014) など)を参考にしたものである。本モデルは産業構造変化の決定要因を整理するうえで有用であり、さらに次節以降で行われる、本研究の主要な部分であるモデルの推定及びそれに基づく産業構造変化の実証分析に必要な不可欠なものである。

経済には同質な家計の連続体が存在し、その総数を1に基準化する。各家計は每期企業に非弾力的に1単位の労働を供給し、その対価として賃金所得を得て、財の消費を行う。 $t$ 期における家計の効用は次のような消費 $C_t$ のCRRA型関数である<sup>5)</sup>。

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\rho} - 1}{1-\rho} \quad (1)$$

但し、 $\rho > 0$ は消費の異時点間の代替の弾力性を表す。消費財バスケットは農業財(agricultural goods [ $a$ ])と非農業財(non-agricultural goods [ $n$ ])の2種類の財から構成され、次のようなStone-Geary型関数形をとる。

$$C_t = [\gamma_a^{1/\eta} (C_{a,t} - \bar{C}_a)^{(\eta-1)/\eta} + \gamma_n^{1/\eta} C_{n,t}^{(\eta-1)/\eta}]^{\eta/(\eta-1)} \quad (2)$$

但し、 $\bar{C}_a > 0$ は家計の必要最低限の農業財の消費、 $\gamma_j > 0$  ( $j = a, n$ )は各タイプの財のウェイトパラメータ( $\sum_j \gamma_j = 1$ )、 $\eta > 0$ はパラメータである。 $\bar{C}_a = 0$ ならば(2)で示される消費 $C_t$ はCES型関数となり、 $\eta$ は農業財と非農業財の代替の弾力性となる。これに対し、 $\bar{C}_a > 0$ の場合では、消費が各タイプの財について非相似拡大的となり、農業財の需要の所得弾力性が1より小さいことを示すことができ<sup>6)</sup>、また、これはよく知られているエンゲルの法則と整合的である。 $\bar{C}_a > 0$ の下では経済発展過程で所得水準が上昇していくと、農業財の消費は所得ほど伸びないため、その需要や生産、投入要素も

5) 通常、効用は労働にも依存するが、ここでは家計の労働供給が每期一定であると仮定するため、効用は消費のみの関数と考えることができる。

6) さらに言うと、農業財需要の所得弾力性は所得の増加関数で、所得が上昇するにつれて1に近づく。

所得ほど伸びず、農業部門で必要とされなくなる労働などの生産要素は非農業部門にシフトすることになる。このように、 $\bar{C}_a > 0$ という仮定を導入することにより、需要サイドに起因する産業構造変化を説明することが可能となるのである。

家計は賃金所得のほかに企業を所有することにより企業の利潤も受け取るが、以下で見るように各部門では完全競争を仮定するので、企業の利潤はゼロとなる。また、物的資本がなく金融資産保有もないため、家計の毎期の予算制約は次のようになる。

$$P_{a,t}C_{a,t} + P_{n,t}C_{n,t} = W_t L_t = 1 \quad (3)$$

但し、 $P_{j,t}(j=a,n)$ は各タイプの財の価格である。(3)で2番目の等号が成立するのは、毎期の労働供給 $L_t$ が1に基準化されることと、労働をニューメレルとしその価格である賃金率 $W_t$ が1となることによる。

家計は、毎期の予算制約(3)及び選好(1)と(2)の下で、以下の生涯効用関数を最大化するように、各タイプの財の消費 $C_{j,t}(j=a,n)$ を選択する。但し、 $\beta$ は割引因子である。

$$U = \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k u(C_{t+k})$$

しかし、上記の設定より家計は意思決定の際に異時点間の要素を考慮に入れる必要がないため、生涯効用最大化問題は毎期の効用 $u(C_t)$ の最大化という静学的最適化問題に帰着する。

$$\begin{aligned} \max_{\{C_{a,t}, C_{n,t}\}} u(C_t) &= \frac{C_t^{1-\rho} - 1}{1-\rho} \\ \text{s.t. } &(2) \ \& \ (3) \end{aligned}$$

この後者の最適化問題を解くと、農業財と非農業財の限界代替率が相対価格に等しいという(馴染みの)結果を得るが、これと(1)と(2)を合わせると、次の関係が成立する。

$$\frac{P_{a,t}}{P_{n,t}} = [(\gamma_n/\gamma_a)(C_{a,t} - \bar{C}_a)/C_{n,t}]^{-1/\eta} \quad (4)$$

一方、生産の面においては、上述のように経済には農業と非農業の2つ部門がある。各部門において同質な完全競争企業の連続体が存在し、その総数を1に基準化する。各部門の企業は労働を投入し、財を生産する。労働が自由に部門間を移動できるため、各部門の賃金は共通の水準 $W_t$ に均等化される。部門 $j(j=a,n)$ の企業の生産関数は次のような労働の線形関数と仮定する。但し、 $Z_{j,t}$ は労働生産性である。

$$Y_{j,t} = Z_{j,t}L_{j,t}, j = a, n \quad (5)$$

企業の利潤は総収入 $P_{j,t}Y_{j,t}$ と労働費用 $W_tL_{j,t}$ の差であるので、利潤最大化問題は次のように記述される。

$$\begin{aligned} \max_{\{L_{j,t}\}} & (P_{j,t}Y_{j,t} - W_tL_{j,t}), j = a, n \\ \text{s.t.} & \quad (5) \end{aligned}$$

利潤を最大化する完全競争企業は、労働投入による限界収入 $P_{j,t}Z_{j,t}$ と限界費用 $W_t$ が等しいところで生産を行うので、 $W_t=1$ に留意すると次の関係が成立し、その下では企業の利潤がゼロとなる<sup>7)</sup>。

$$P_{j,t} = 1/Z_{j,t}, j = a, n \quad (6)$$

モデルの最後のパートとして市場均衡を見るが、財市場と労働市場のそれぞれにおいて需要と供給が等しいところで均衡が成立する。市場均衡条件は次のように表される。

7) 厳密に言うと、完全競争で参入退出がない(企業数が一定であるため)という環境下において、(6)の成立のためには労働市場の調整も必要となる。すなわち、利潤がマイナスならば企業が生産を減らし、労働需要が減少し、賃金、ひいては限界費用が低下し、利潤が上昇するが、この過程は利潤がゼロになるまで続く。利潤がプラスならば、逆の調整が行われ、最終的に利潤がゼロになる。

$$Y_{j,t} = C_{j,t}, j = a, n \quad (7)$$

$$L_{a,t} + L_{n,t} = 1 \quad (8)$$

以上で説明したモデルを解き、各内生変数の解を求めることができる<sup>8)</sup>。本稿において最大の関心は各部門の雇用シェアがどのように決定されるかであるが、経済全体の雇用が1に基準化されることに留意すると、各部門の雇用シェアは各部門の労働投入に等しく、モデルの解として以下のように求められる。

$$L_{a,t} = \frac{\gamma_a Z_{a,t}^{\eta-1}}{\gamma_a Z_{a,t}^{\eta-1} + (1-\gamma_a) Z_{n,t}^{\eta-1}} + \frac{(1-\gamma_a) Z_{n,t}^{\eta-1}}{\gamma_a Z_{a,t}^{\eta-1} + (1-\gamma_a) Z_{n,t}^{\eta-1}} \frac{\bar{C}_a}{Z_{a,t}} \quad (9)$$

$$L_{n,t} = 1 - L_{a,t} \quad (10)$$

(9)と(10)より産業構造変化に対する供給サイドと需要サイドの各要因がどのような影響を与えるかを見ることができる。まず、産業構造変化が起きるためには農業部門と非農業部門の労働生産性 ( $Z_{a,t}$ と $Z_{n,t}$ ) の変化が必要となる。しかし、これらの供給サイドの要因だけでは産業構造変化が起きない可能性があり、需要サイドの要因である $\bar{C}_a$ の作用も必要となる。この点を理解するために、 $Z_{a,t}$ と $Z_{n,t}$ が同じ率で成長するケースを想定しよう。このとき、雇用シェアの決定式(9)を見ると、右辺の3つの分数のうち、最初の2つは(正の)定数となるので、 $L_{a,t}$ の変化は3つ目の分数 $\bar{C}_a/Z_{a,t}$ に依存する。もし $\bar{C}_a=0$ である(つまり農業財の需要の所得弾力性が1となり消費が相似拡大的になる)ならば、農業部門の雇用シェア $L_{a,t}$ が定数となり、産業構造変化は起こらない。これに対し、 $\bar{C}_a>0$ ならば $\bar{C}_a/Z_{a,t}$ が $Z_{a,t}$ の上昇に伴って低下するので、農業部門の雇用シェア $L_{a,t}$ が低下してき、産業構造変化は起こるということになる。

8) 具体的には、 $L_{j,t}, Y_{j,t}, C_{j,t}, P_{j,t}, C_t (j=a, n)$  の計9つの内生変数の解を(3)～(8)の計9本の式から求めることができる。なお、ワルラスの法則より均衡条件式の1本は除外可能であるため、ここでは(2)を外すこととした。

以上のように、各部門の雇用シェアは各部門の労働生産性の関数 ( $L_{a,t}(Z_{a,b}, Z_{n,t}; \gamma_a, \eta, \bar{C}_a)$  と  $L_{n,t}(Z_{a,b}, Z_{n,t}; \gamma_a, \eta, \bar{C}_a)$ ) であることが分かる。(9) と(10)よりこれらの関数の性質を調べることも可能であるが、次節以降でデータを用いて推定された、いわゆる実証的に関係のある (empirically relevant) パラメータの下でこの作業を行うことにする。

### 3. 産業構造変化決定モデルの推定

前節で導出した部門雇用シェア関数を産業構造変化の分析に用いることができるが、そのためには構造パラメータ (deep parameters)  $\gamma_a, \eta, \bar{C}_a$ を知る必要がある。先行研究では、カリブレーションという方法でこれらのパラメータの値を求めているが、本稿ではパラメータの値を推定するという異なる方法を使用する。但し、(10)より非農業部門のシェアと農業部門のシェアはミラーイメージの関係にあるので、以下では農業部門のシェアに焦点を当てる。

まず、推定作業で使用するデータについて述べよう。(9)の農業部門の雇用シェア関数  $L_{a,t}(Z_{a,b}, Z_{n,t}; \gamma_a, \eta, \bar{C}_a)$  を用いてパラメータ  $\gamma_a, \eta, \bar{C}_a$  を推定するために、農業部門の雇用シェア、農業部門及び非農業部門の労働生産性のデータが必要となる。本稿では、The GGDC/UNU-WIDER Economic Transformation Database (Kruse, Mensah, Sen, and de Vries (2023)) より入手した東アジア9か国の年次パネルデータを使用する。これらの国は、日本、韓国、台湾 (中国)、中国、インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイ、及びベトナムである。サンプル期間は国によって異なるが、概ねここ数十年間をカバーしている (詳細は付録参照)。本稿の使用データセットについて特筆すべきは、サンプル期間においては対象となる東アジア諸国の多くが著しい経済発展を成し遂げたと同時に、かなりダイナミックな産業構造変化を経験してきたという点である。実際、各国間の産業構造変化の速度の相違に加え、どの時点においても産業構造が異なる状態にある国

が存在している。例えば、現在において日本、韓国、台湾などのように農業から工業へ、そしてサービスへのシフトを既に終えている（と言ってよい）国もあれば、フィリピンやタイ、ベトナムなどのようにまだそのプロセスの真最中にあるという国もある<sup>9)</sup>。

推定方法としては実行可能な非線形一般化最小二乗法 (feasible nonlinear generalized least squares) を使用する。この方法は、その名が示すように、非線形モデルに適用可能であるのが特徴の一つである。これは本研究において重要な点であり、なぜならば、推定の対象となる部門雇用シェア関数はかなり複雑で非線形なものになっているからである。

(9) に基づく推定モデルの右辺には誤差項と国別固定効果を加える。後者は理論モデルで想定されない、時間を通じて不変である各国の固有な要因を捉えるためであり、パネルデータ故に導入可能である。

推定結果は表1の通りである。点推定値を見ると、 $\gamma_a, \eta, \bar{C}_a$  の3パラメータとも前節の理論モデルで想定している条件 ( $1 > \gamma_a > 0, \eta > 0, \bar{C}_a > 0$ ) を満たしている。p値と95%信頼区間を見ると、 $\eta$  と  $\bar{C}_a$  は5%の水準で有意であり、その範囲も経済学的に意味のある推定結果になっている。特に農業財と非農業財の間の代替の弾力性パラメータである  $\eta$  の範囲が [0.404, 1.146] であるが、この範囲からすると、先行研究でよく用いられている1.5という数値はやや高めに設定される可言えよう。ウェイトパラメータ  $\gamma_a$  については5%水準での有意性が認められないが、その理由としては、サンプルを構成する国の間に実際の農業財のシェアが大きく異なることや、推定で支出のシェアなどのデータが使用されていないことなどが考えられる。この最後の結果を除けば、本稿の推定結果は概ね理論モデルの想定範囲内にあり、経済学的に意味のあるものと言える。

9) 直近の2018年の時点で日本、韓国、台湾の農業部門の雇用シェアは5%を下回っているというのに対し、フィリピン、タイ、ベトナムの同指標はそれぞれ24%、32%、38%である。

表1：理論モデルの構造パラメータの推定結果

パラメータ	点推定値	標準誤差	z統計量	p値	95%	信頼区間
$\gamma_a$	0.259	0.329	0.79	0.432	-0.386	0.903
$\eta$	0.775	0.189	4.10	0.000	0.404	1.146
$\bar{C}_a$	0.806	0.356	2.27	0.023	0.109	1.503
国別固定効果			有り			
標本サイズ			473			
調整済み決定係数			0.981			
二乗平均平方根誤差			0.031			

注)推定において各部門の労働生産性の初期値を1に基準化したうえでそのデータを用いた。推定方法として、実行可能な非線形一般化最小二乗法 (feasible nonlinear generalized least squares) を使用した。出所：第2節と第3節で述べたモデルとデータを基に筆者推定・作成。

#### 4. 産業構造変化の原動力に関する実証分析：フィリピンのケース

本節では、前節で推定した構造モデルを用いて特定の経済において産業構造変化に対し各要因がどのような役割を果たすかを分析する。分析対象としてフィリピン経済を取り上げる。以下では、まず過去数十年間のフィリピンにおける産業構造変化を概観し、重要な事実を整理したうえで、モデルを用いた分析に入る。

##### 4.1 データで見るフィリピンの産業構造変化

図1は雇用の面におけるフィリピンの産業構造変化を示す。フィリピンの農業部門のシェアは低下の一途を辿っており、1970年代には0.5の水準であったが、近年では0.25程度にまで減少している。これに対し、サービス部門のシェアは長期的に上昇しており、過去50年間で0.3から0.6に近づいている。このことから、経済のサービス化が進んでいると言える。一方、工業部門のシェアは近年若干上昇傾向にあるが、ここ50年間を通してあま

り大きな変化が見られず、0.15～0.2の範囲で推移している。このように、フィリピンでは、雇用のシェアで見ると農業部門とサービス部門で通常の産業構造変化のパターンが見られるが、工業部門では逆U字型の変化パターンが見られない<sup>10)</sup>。

産出の面におけるフィリピンの産業構造変化は図2で示される。農業部門とサービス部門については、雇用の面について述べたのと同様なパターンが見られ、すなわち、前者は低下傾向に、後者は上昇傾向にある。一方、工業部門については逆U字型の変化パターンになっており、そのピークは1980年前後である<sup>11)</sup>。なお、図2では実質データを使用しているが、名目データを用いても類似した産業構造変化のパターンが観察されることを述べておく（但し、ここではその図示を省略する）。

次に、産業構造変化の決定要因となる労働生産性の動向を図3で見てみよう。フィリピンの各部門の間には大きな労働生産性の違いがあり、労働生産性が最も高い工業部門と最も低い農業部門の間で2～4倍ほどの格差が存在している。また、時系列的に見ると、1990年代半ば頃までは、農業部門と工業部門において労働生産性が横ばいの傾向にあり、サービス部門では大きな上下の変動が見られる。それ以降の期間では、全ての部門で労働生産性が上昇トレンドを示している。

国際的に見て、フィリピンの労働生産性はどのような特徴が見られるのであろうか。図4はフィリピンを含む東アジア8か国<sup>12)</sup>の農業部門の労働

10) 通常の産業構造変化のパターンについて、Herrendorf, Rogerson, and Valentinyi (2014)は、長期にわたる世界各国のデータに基づき定型化された事実を整理している。なお、文献では産業構造変化のパターンを議論する際に、部門シェアと一人当たり実質GDP（の自然対数値）のグラフを用いているが、フィリピンの場合、時間と共に一人当たり実質GDPが成長しているため、本稿の図1や図2のように横軸が時間という図を用いても同じ議論ができる。

11) Vu (2022)は、フィリピンにおいて、経済発展を先に成し遂げた他の国と比べて所得水準が比較的低い段階で工業部門のシェアがピークを迎えた、いわゆる「早すぎる脱工業化」の問題を分析している。

12) これらの国は前節のモデル推定で使用したサンプルの構成国である。但し、ベトナムだけが1990年からしかデータがないため、ここでは取り除く。

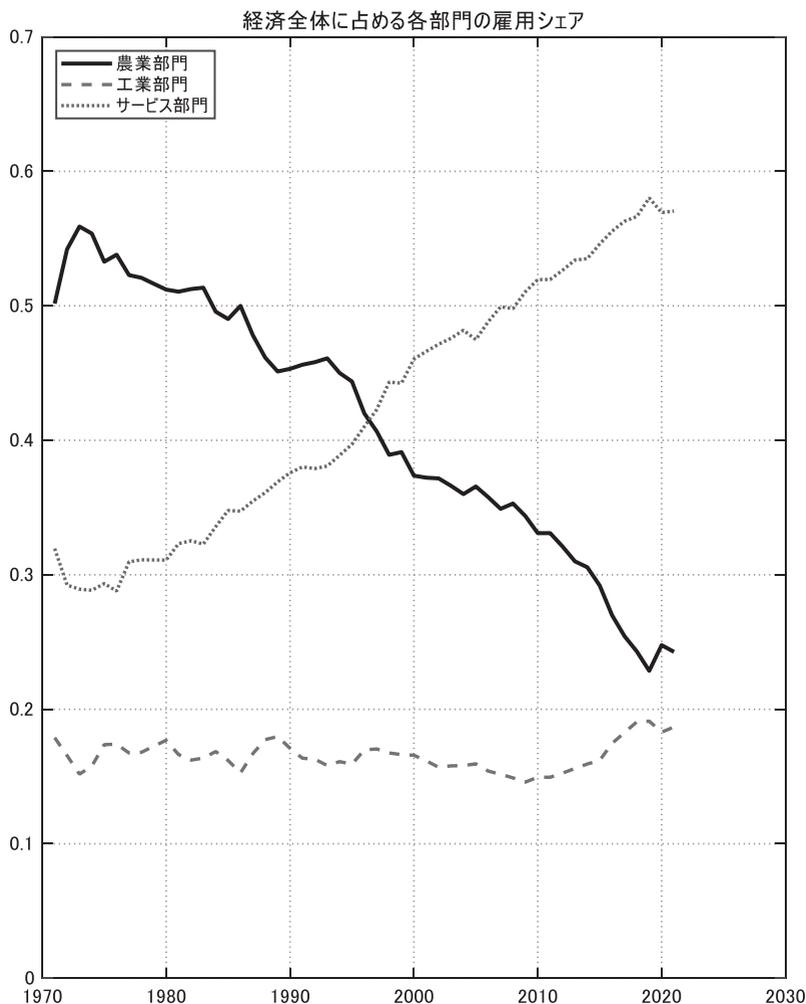
生産性の推移を示すが<sup>3)</sup>、この図から明らかなように、他の東アジアと比べ、フィリピンの農業部門労働生産性の成長率が低いことが分かる。例えば、1975～2018年の期間において、インドネシア、タイ、韓国の農業部門労働生産性がそれぞれ2.9倍、3.3倍、7.9倍になったのに対し、フィリピンのそれは2.0倍程度に止まった<sup>13)</sup>。

非農業部門の労働生産性の成長についても、フィリピンは近隣国と比べて遅れを取っている（図5）。具体的には、1975～2018年の期間においてマレーシア、台湾、中国の非農業部門労働生産性はそれぞれ2.5倍、4.9倍、9.9倍上昇したが、フィリピンのそれは約1.5倍しか上昇しなかった。

---

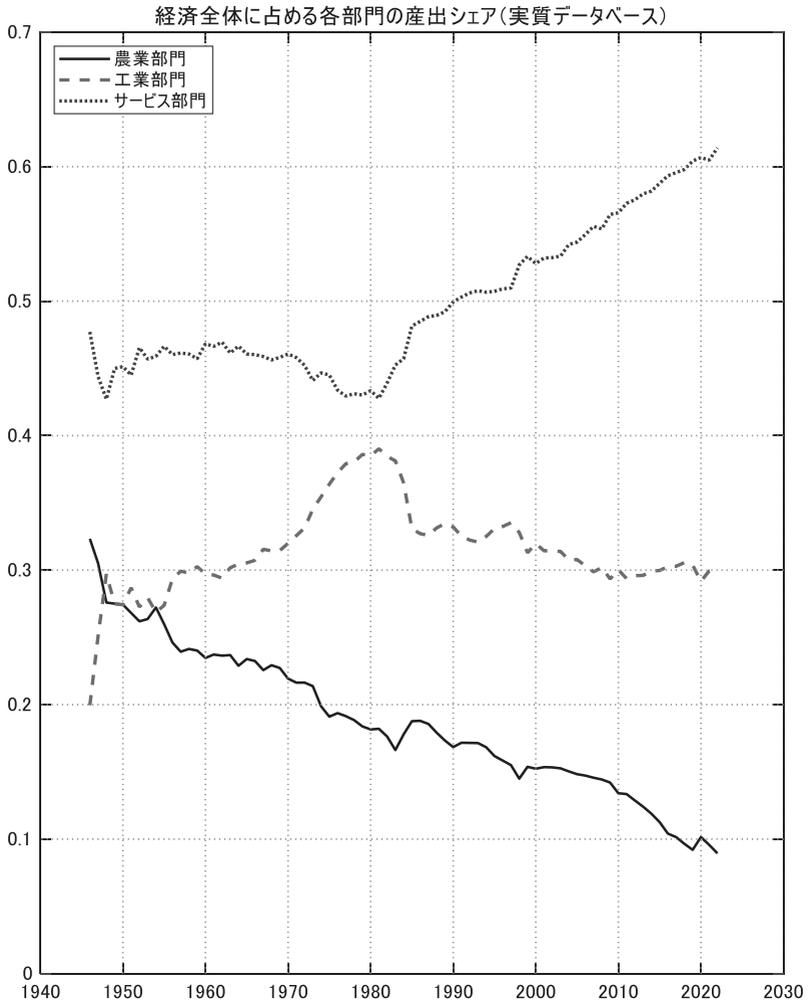
13) このほか、図4で見られるように、2000年頃以降の中国の労働生産性の著しい成長と日本の労働生産性の停滞も注目すべき事実であろう。

図1 雇用の面で見るフィリピン経済の構造変化



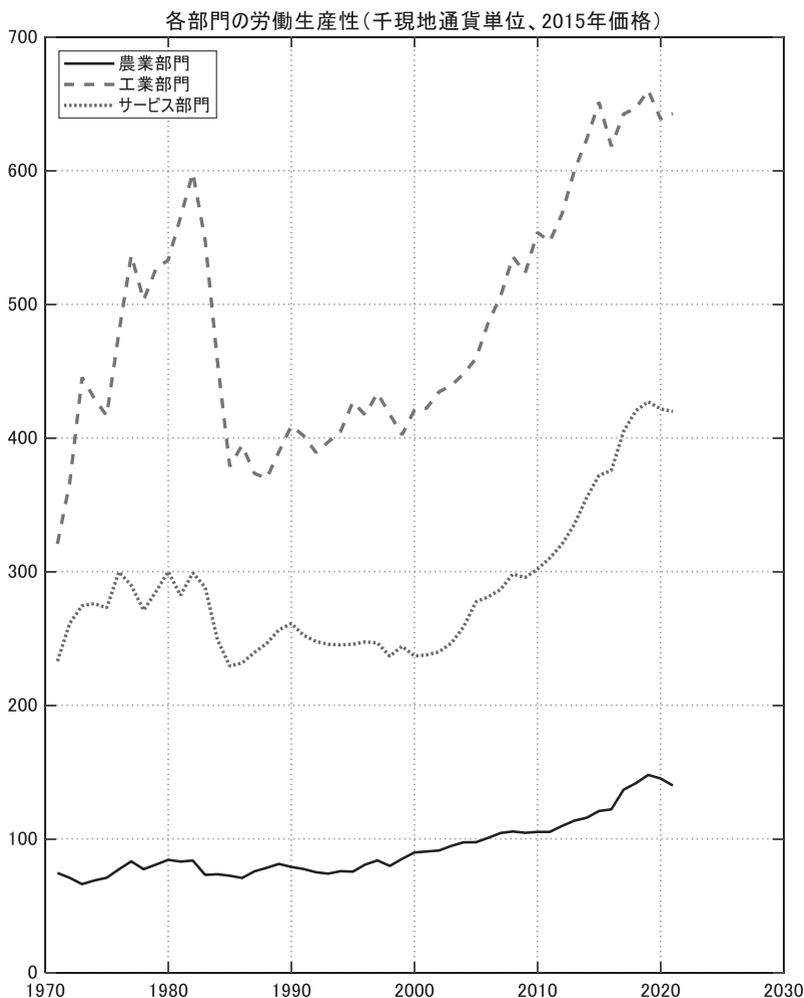
注) 「農業部門」は農林水産業から構成され、「工業部門」は鉱業、製造業、電気・ガス・水道業、及び建設業から構成され、「サービス部門」は卸売・小売、卸売・小売、宿泊・飲食サービス業、情報通信業、金融・保険業、不動産業、専門・科学技術、業務支援サービス業、公務、教育、保健衛生・社会事業、及びその他のサービスから構成される。出所：The GGDC/UNU-WIDER Economic Transformation Database及びWorld Development Indicatorsのデータを基に筆者作成。

図2 産出の面で見るとフィリピン経済の構造変化



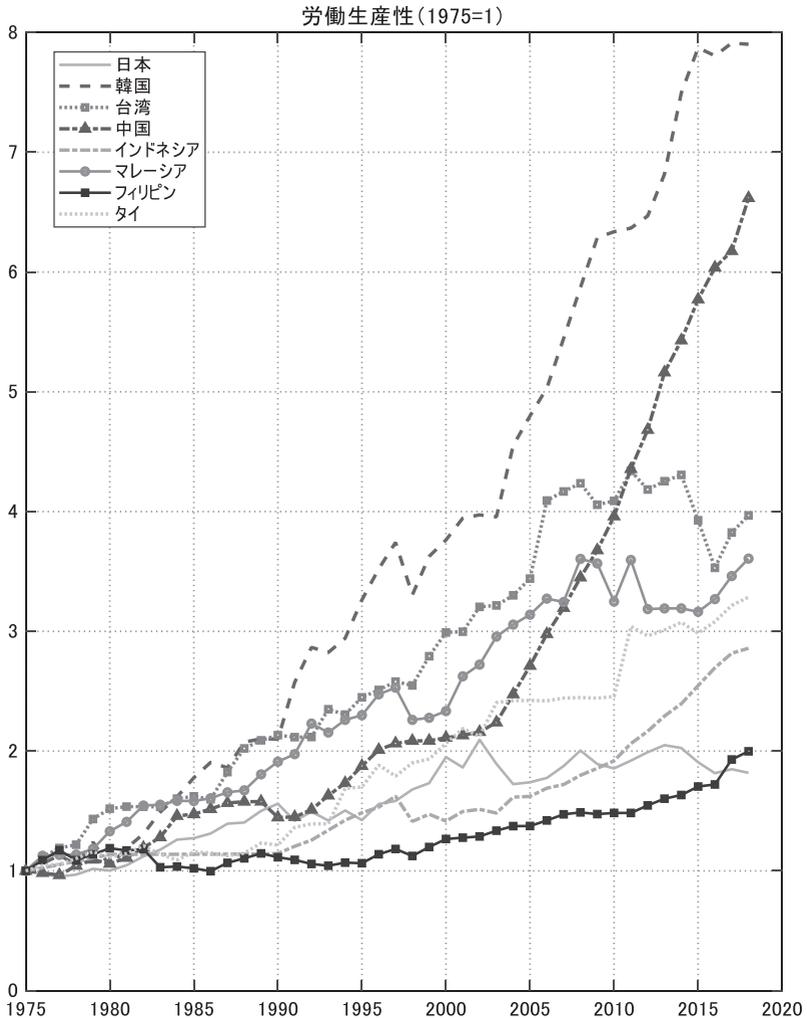
注) 産出は付加価値ベースで計測される。「農業部門」は農林水産業から構成され、「工業部門」は鉱業、製造業、電気・ガス・水道業、及び建設業から構成され、「サービス部門」は卸売・小売、卸売・小売、宿泊・飲食サービス業、情報通信業、金融・保険業、不動産業、専門・科学技術、業務支援サービス業、公務、教育、保健衛生・社会事業、及びその他のサービスから構成される。出所：フィリピン中央銀行統計 (Bangko Sentral ng Pilipinas Statistics) のデータを基に筆者作成。

図3 フィリピンの各経済部門の労働生産性の推移



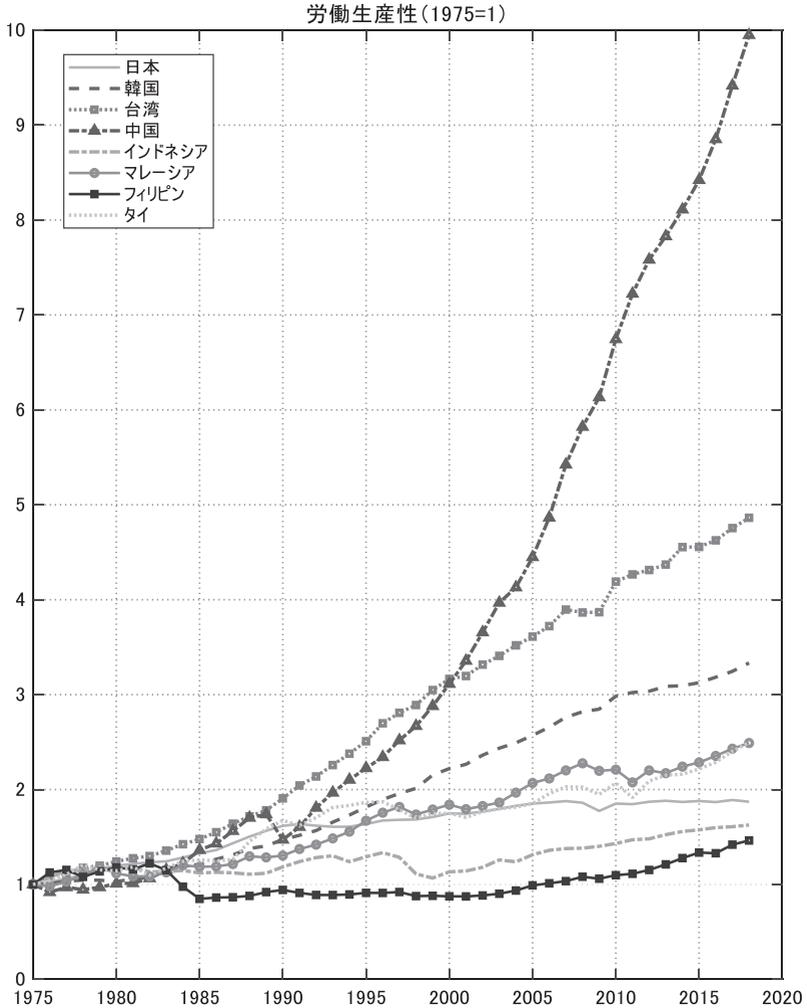
注) 労働生産性は、実質付加価値ベースで計測される産出と雇用者数の比で算出。「農業部門」は農林水産業から構成され、「工業部門」は鉱業、製造業、電気・ガス・水道業、及び建設業から構成され、「サービス部門」は卸売・小売、卸売・小売、宿泊・飲食サービス業、情報通信業、金融・保険業、不動産業、専門・科学技術、業務支援サービス業、公務、教育、保健衛生・社会事業、及びその他のサービスから構成される。出所：フィリピン中央銀行統計 (Bangko Sentral ng Pilipinas Statistics) のデータを基に筆者作成。

図4 東アジア諸国の農業部門の労働生産性の推移



注) 労働生産性は、実質付加価値ベースで計測される産出と雇用者数の比で算出。「農業部門」は農林水産業から構成される。国際比較を可能にするために各国のサンプル期間を1975～2018年に揃えた。本誌ウェブサイトにて図のカラー版が閲覧可能。出所：The GGDC/UNU-WIDER Economic Transformation Databaseのデータを基に筆者作成。

図5 東アジア諸国の非農業部門の労働生産性の推移



注) 労働生産性は、実質付加価値ベースで計測される産出と雇員数の比で算出。「農業部門」は農林水産業から構成される。国際比較を可能にするために各国のサンプル期間を1975～2018年に揃えた。本誌ウェブサイトにて図のカラー版が閲覧可能。出所：The GGDC/UNU-WIDER Economic Transformation Databaseのデータを基に筆者作成。

## 4.2 推定モデルを用いたフィリピンの産業構造変化の分析

上述のようにここ数十年間においてフィリピンで産業構造変化が進展しているが、ここではそのプロセスにおいて決定要因である農業部門と非農業部門の労働生産性がどのような役割を果たしているかについて、前節の推定モデルを用いて定量的に分析する。

まず、推定モデルの当てはまりの良さから確認しよう。図6には推定モデルの予測値と実際のデータがプロットされている。但しモデルの予測値の算出において、表1で示される各構造パラメータの点推定値及び各部門の労働生産性の実際のデータを使用している。各時点においてモデルの予測と実際のデータの間乖離があるものの、全体としてモデルの予測は実際のデータのトレンドを捉えられていると言えよう。これは、表1で調整済み決定係数が0.981という推定結果からも伺える。なお、乖離の部分については、本稿でモデルの推定や予測値算出の際に実際のデータをそのまま利用したため、データに含まれる説明変数の短期的変動が予測値に大きく影響している可能性が考えられる。この点について、モデルのカリブレーションにおいてHodrick-Prescottフィルターを用いて各変数のデータの長期トレンドを抽出し分析に使用している先行研究とは異なる。

次に、産業構造変化における各部門の労働生産性の役割をより詳細に調べるために、本稿では2つの反実仮想分析（counterfactual analysis）を行う<sup>14)</sup>。一つは、農業と非農業の2つの部門のうち、一方の部門の労働生産性だけが初期状態に止まった（なお、もう一方の部門の労働生産性は通常通りの実際値をとる）という設定下でモデルの予測値はどうかという分析である。その結果は図7に示される。この図より、非農業部門の労働生産性だけが初期状態に止まったとしても、モデルの予測は実際のデータの下降トレンドに沿って推移しているということが分かる。これに対し、

14) 構造モデルを使用しているのでこのような分析が可能となる。

農業部門の労働生産性だけが初期状態に止まった場合は、モデルの予測は実際のデータのトレンドを全く捉えられていないということが示される。これらの結果より、フィリピンの産業構造変化はほとんど農業部門の労働生産性の上昇によって説明されていると言える。

もう一つの反実仮想分析では、一方の部門の労働生産性だけが実際よりも1%速く上昇したならば産業構造変化がどう進展していたかを調べる。このような想定をする背景には、上述のように過去数十年間においてフィリピンの労働生産性が近隣国のそれと比べて成長率が低かったという事情があり、仮にこれが改善されたならば同国の産業構造変化にどのように影響が見られるかが関心事の一つである<sup>15)</sup>。図8から分かるように、非農業部門の労働生産性だけが実際よりも1%速く上昇したとしてもモデルの予測値にほとんど変化が見られず、産業構造変化には影響が生じない。一方、農業部門の労働生産性だけが実際よりも1%速く上昇した場合は、産業構造変化がより速く進展し、例えば2021年の農業部門の雇用シェアが実際値の0.24から0.08に低下することが示される。

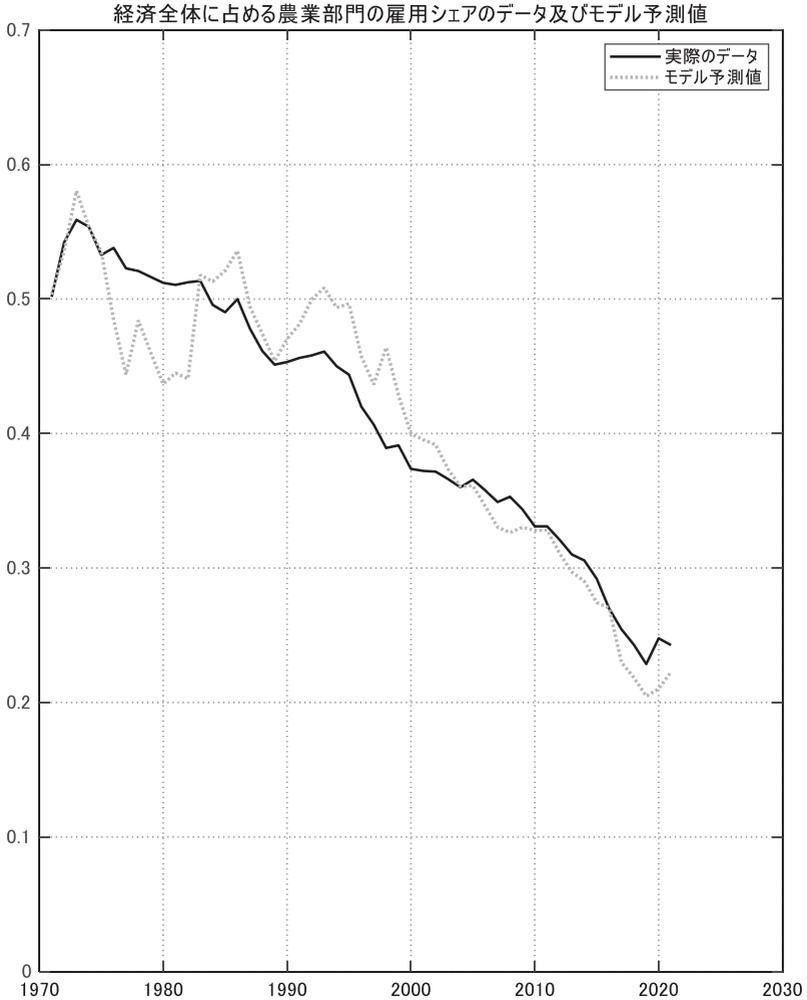
以上の2つの反実仮想分析より、フィリピンにおける農業部門から非農業財部門への労働資源の再配分という産業構造変化は主に農業部門の労働生産性の上昇によってもたらされた、ということが示される。なお、このような、産業構造変化における農業部門の労働生産性の重要性は、先行研究で他の国のケースについても報告されている<sup>16)</sup>。

---

15) なお、ここで想定している1%という数値については次のデータが参考になる、図4と図5のデータを使用すると、1975～2018年の期間におけるフィリピンの農業部門と非農業部門の労働生産性の年平均成長率はそれぞれ1.6%と0.9%であった。もし各部門の労働生産性が実際よりも1%速く上昇したならば、同国の各部門の労働生産性の成長率はタイの水準（それぞれ2.8%と2.1%）とほぼ同じになっていた。

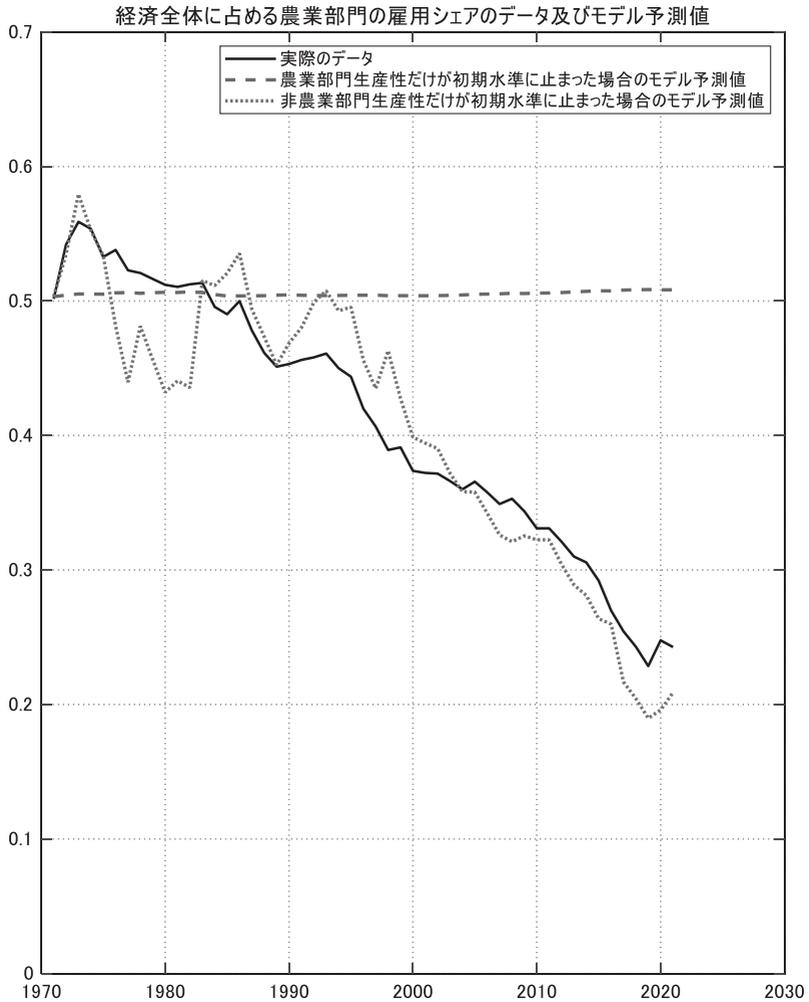
16) 例えば、Gollin, Parente, and Rogerson (2002)は19世紀から20世紀前半のイギリスのケース、Duarte and Restuccia (2007)では第二次世界大戦後のポルトガルのケース、Imrohoroglu, Imrohoroglu, and Üngör (2014)は同時期のトルコのケースを分析している。

図6 推定モデルの予測と実際のデータ



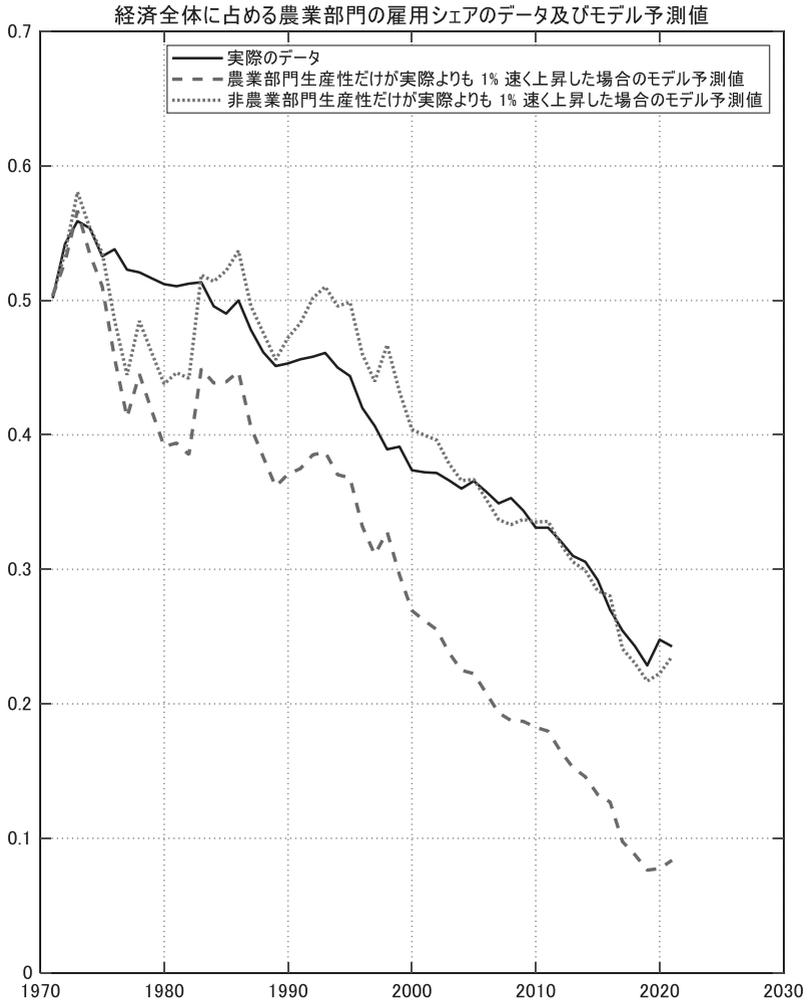
注) モデル推定では標本に入っているその他の東アジア諸国と同様に2018年までのデータを使用したため、2019～2021年の「モデル予測値」はサンプル外予測となる。モデル予測値算出において表1で示される各パラメータの点推定値及び各部門の労働生産性の実際のデータを使用した。出所：第2節と第3節で述べたモデルとデータを用いた推定結果を基に筆者作成。

図7 反実仮想分析—ある部門の生産性だけがその初期水準に止まった場合



注) モデル予測値算出において表1で示される各パラメータの点推定値を使用した。反実仮想分析で実験対象外の部門の労生産性に対しては実際のデータを用いた。出所：第2節と第3節で述べたモデルとデータを用いた推定結果を基に筆者作成。

図8 反実仮想分析—ある部門の生産性だけが実際よりも1%速く上昇した場合



注) モデル予測値算出において表1で示される各パラメータの点推定値を使用した。反実仮想分析で実験対象外の部門の労生産性に対しては実際のデータを用いた。出所：第2節と第3節で述べたモデルとデータを用いた推定結果を基に筆者作成。

## 5. 結論

経済発展と共に労働などの経済資源が農業部門から非農業部門に再配分されていくという現象を扱う文献では、近年理論研究が進展しており、この現象を供給サイドと需要サイドの両面から説明する理論モデルが構築されている。これらの理論モデルを現実の特定の経済に適用し各国の産業構造変化の要因を考察する際に、先行研究ではカリブレーションという手法を使用している。しかしながら、この手法ではモデルに対する統計的な評価ができないという問題がある。これに対し、本稿では異なる手法として理論モデルの推定を試みた。理論モデルの推定の最大の利点は、データからモデルの構造パラメータを推定できるのみならず、現実データに対する理論モデルの説明力を統計的に検証することができる点である。

本稿で構築した農業部門と非農業部門からなる2部門一般均衡モデルから導出された産業構造変化の決定式を、東アジア諸国の過去数十年間のパネルデータを用いて推定したところ、多くの構造パラメータが統計的に有意であり、理論モデルで想定されている範囲内の値をとる、という結果が示された。この結果から、統計的な観点から見ても文献で使用されている理論モデルは現実のデータに対する説明力をもつと言える。

また、本稿では推定したモデルをフィリピン経済に適用し、その産業構造変化の要因を分析した。同国ではここ数十年間において経済に占める農業部門の比重が5割程度から直近では2割強程度に低下してきたが、この産業構造変化はほぼ農業部門の労働生産性の上昇によってもたらされたという結果が得られた。また、同国は近隣の東アジア諸国と比べて低い農業部門労働生産性の成長を経験してきたが、もしこの成長率が実際よりも1%高くなったならば同国の産業構造変化がさらに進展しており、上記の直近における農業部門の比重が1割以下とより小さくなっていったという予測結果が示された。

今後の研究課題としては次の内容が考えられる。一つは、本稿では農業

と非農業の2部門という想定で産業構造変化を考察したが、より現実的にするために農業、工業、及びサービスの3部門に分析枠組みを拡張する必要がある。また、国際貿易が産業構造変化に影響を与え得ることが先行研究で指摘されているが、本稿では閉鎖経済を想定しているため、その議論はできない。貿易の役割を分析するためには開放経済のモデルに拡張する必要がある。もう一つは、研究対象を広げることである。例えば、東アジア諸国において第2次世界大戦後に著しい経済発展と共に大きな産業構造変化が生じてきたが、これらの国の経験を詳細に分析することは十分価値のある研究課題であろう。

#### 参考文献

- Alvarez-Cuadrado, Francisco, and Markus Poschke (2011). "Structural Change Out of Agriculture: Labor Push versus Labor Pull," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 3, No. 3, pp. 127-158.
- Chenery, Hollis B. (1960). "Patterns of Industrial Growth," *American Economic Review*, 50, pp. 624-653.
- Clark, Colin (1957). "The Conditions of Economic Progress," Third Edition, Macmillan, London.
- Comin, Diego, Danial Lashkari, and Martí Mestieri (2021). "Structural Change with Long-Run Income and Price Effects," *Econometrica*, Vol. 89, No. 1, pp. 311-374.
- Duarte, Margarida, and Diego Restuccia (2007). "The Structural Transformation and Aggregate Productivity in Portugal," *Portuguese Economic Journal*, Vol. 6, pp. 23-46.
- (2010) "The Role of the Structural Transformation in Aggregate Productivity," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, pp. 129-173.
- Gollin, Douglas, Stephen Parente, and Richard Rogerson (2002). "The Role of Agriculture in Development," *American Economic Review*, Vol. 92, pp. 160-164.
- Herrendorf, Berthold, Richard Rogerson, and Ákos Valentinyi (2013). "Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation," *American*

- Economic Review, Vol. 103, pp. 2752-2789.
- (2014). “Growth and Structural Transformation,” in Handbook of Economic Growth. Handbook of Economic Growth, Vol. 2. Elsevier, pp. 855-941.
- Imrohorglu, Ayse, Selahattin Imrohorglu and Murat Üngör (2014). “Agricultural Productivity and Growth in Turkey,” Macroeconomic Dynamics, Vol. 18, pp. 998-1017.
- Kruse, Hagen, Emmanuel Mensah, Kunal Sen, and Gaaitzen de Vries (2023). “A Manufacturing (Re)Naissance? Industrialization in the Developing World,” IMF Economic Review, Vol. 71, pp. 439-473.
- Kuznets, Simon (1966). “Modern Economic Growth,” Yale University Press, New Haven.
- Świącki Tomasz (2017). “Determinants of Structural Change,” Review of Economic Dynamics, Vol. 24, pp. 95-131.
- Syrquin, Moshe (1988). “Patterns of Structural Change,” in: Chenery, Hollis, Srinivasan, T.N. (Eds.), Handbook of Development Economics, Vol. 1, North Holland, Amsterdam and New York.
- van Neuss, Leif (2019). “The drivers of structural change,” Journal of Economic Surveys, Vol. 33, No. 1, pp. 309-349.
- Vu, Tuan Khai (2022). “Remittances, the Dutch Disease, and Premature Deindustrialization in the Philippines,” The Hosei University Economic Review, Hosei University, Vol. 90, No. 1&2.
- 塚田, 和也 (2019). 「経済の構造転換と産業の多様化: アジアとアフリカ」, 塚田和也編『産業構造の多様化: アジアとアフリカ』調査研究報告書 (第1章), アジア経済研究所.

**付録：構造パラメータ推定で用いたパネルデータセットにおける国名と標本期間**

No.	国名	標本期間
1	日本	1953-2018
2	韓国	1963-2018
3	台湾（中国）	1963-2018
4	中国	1952-2018
5	インドネシア	1971-2018
6	マレーシア	1975-2018
7	フィリピン	1971-2018
8	タイ	1960-2018
9	ベトナム	1990-2018

注) 対象となるデータはThe GGDC/UNU-WIDER Economic Transformation Databaseより入手 (Kruse, Mensah, Sen, and de Vries (2023)参照)。

## The Driving Forces of Structural Transformation: The Case of the Philippines

Tuan Khai VU

### 《Abstract》

It is widely observed that during the economic development process of a country, the share of agriculture diminishes, and economic resources such as labor and capital shift to industry and services, a phenomenon called structural transformation or structural change in the literature. The purpose of this paper is to empirically analyze the driving forces behind this phenomenon, using the Philippine economy as a case study. The most significant feature of this study is the use of the method of structural estimation, rather than calibration, of a growth model of an economy composed of the agricultural and non-agricultural sectors, designed to explain structural transformation. Data from East Asian countries were employed in the estimation. The main findings are as follows: In the Philippines, the employment share of agriculture has decreased from around 50% several decades ago to slightly over 20% in recent years, and this structural change has primarily been driven by the increase in labor productivity in the agricultural sector. Furthermore, the country has experienced slower growth in agricultural labor productivity compared to neighboring countries, but if the rate of this growth had been 1% higher than it actually was, it is predicted that the country's structural transformation would have progressed even further, with the recent share of the agricultural sector being less than 10%.

JEL Classification Codes: N15, O41, O41, O47, O53, C51, C53.

Keywords: structural transformation, multi-sector growth model, nonlinear structural estimation, East Asian economies.