

# 中国に於ける労働分配率の低下に関する一考察

## ～労働者報酬と労働生産性に関する実証分析～

越後谷 淑

### 要旨

本論文は ILO and OECD (2015) が指摘した中国を含めた労働生産性の低下という世界的経済現象が見られた 1990 年代における中国の労働分配率低下の要因を検証した。本論文は「1990 年代以降、経済の市場化により、中国の労働と資本の代替性が現れたと同時に、外資導入による貿易促進が資本集約型の技術進歩を促し、賃金増加率以上に中国の労働生産性を上昇させ、その結果として中国の労働分配率の低下をもたらした」のではないかという仮説を立て、中国全国と中国 6 地域（吉林＝東北、天津市＝華北、上海＝華東、江蘇＝華東、江西＝西部、雲南＝華南）のマクロデータを用いて推計を行った。全国データを用いた推計結果では論文の仮説を立証できたが、地域データを用いた推計結果では、データの制約により、一部の地域（吉林省、上海市と江蘇省）での本論文の仮説の立証にとどまった。

**キーワード：**労働者報酬、労働分配率低下、労働生産性、賃金、貿易依存度

### 1. はじめに

近年、OECD 諸国では、労働分配率の低下問題が注目されているが、ILO と OECD の共同報告書 (ILO and OECD (2015)) では、1990 年から 2012 年までの間に世界 30 か国のうち、26 か国は労働分配率が低下し、1995 年～2012 年の期間において 5%ポイント以上の労働分配率の低下が見られると報告され、労働者報酬と労働生産性の増加率における差が世界的な労働分配率の低下を引き起こしているとしている（中国も同様に低下）。即ち、労働分配率の低下を引き起こしている原因として、生産性の向上が労働者報酬の増加を上回り、その状況を引き起こした理由として、資本財の相対価格が低下したことによるものとしており、その理論的裏付けとなったのは Karabarbounis and Neiman (2013) である。Karabarbounis and Neiman (2013) は内生的成長論におけるバラエティーモデルを用いて、2 種類の最終財（消費財と投資財）と CES 型生産関数をモデルに取り入れながら、CES 型生産関数における 2 種類の最終財の代

替弾力性を推計し、労働分配率の変化は資本財と消費財の相対価格に起因するという実証結果を示した。Karabarbounis and Neiman (2013) は 1990 年代における中国の労働分配率の低下をデータで示している。

ILO and OECD (2015) や Karabarbounis and Neiman (2013) の研究結果は、労働分配率の低下問題は先進国のみならず、発展途上の新興国である中国でも観察されており、それらの分析は中国にも適用できることを示唆している。中国の労働分配率の変化について、中国国内でも多くの研究が行われている。張車偉 (2012) と張車偉・張士斌 (2013) は中国労働分配率の統計問題に注目し、陳宇峰ら (2013) は生産関数の推計により中国労働分配率の低下要因を分析している。張車偉 (2012) は中国の労働報酬の取り扱いについて、計算方法の変化による問題点を指摘している。中国の統計では、自作農収入を含む自営業者の収入が労働者報酬として計上されていたが、2004 年からはこれらの収入は営業余剰に計上され、他の発展途上国と同様に給与所得者報酬（雇用者報酬）の増加が抑えられる事となった。一方、陳宇峰ら (2013) は 2 種類の労働分配率、即ち、GDP に占める労働者報酬と生産税控除後 GDP に占める労働者報酬を中国の労働分配率として定義し、独占的競争モデルを用いて、生産関数を推計し、中国は労働力過剰により、賃金上昇の度合が資本集約的な産業の生産性の上昇より低く、それによって、中国の労働分配率の低下がもたらされたと分析している。また、陳宇峰ら (2013) は国際比較が容易なことから、GDP に占める労働者報酬を中国の労働分配率として採用すべきだと考えている。

陳宇峰ら (2013) の分析は ILO and OECD (2015) や Karabarbounis and Neiman (2013) と類似的な考え方として、資本と労働の代替性に注目し、実証的に労働生産性の変化率と平均賃金変化率の差で労働分配率低下要因を分析している。本論文は、ILO and OECD (2015) や Karabarbounis and Neiman (2013) と陳宇峰ら (2013) が指摘したように、世界的な労働分配率の低下の要因としてあげられた生産性の向上が労働者報酬の増加を上回ることから発生しているという考え方が中国の労働分配率低下分析にも適用できると考え、1990 年代から 2010 年代にかけての中国の高度経済成長期における労働分配率の低下とその要因を分析する。

分析にあたって、中国全国に関しては、中国統計年鑑の 1998 年～2015 年のデータ、また中国の地方に関しては、吉林省（東北）、天津市（華北）、上海市、江蘇省（華東）江西省（華中）、雲南省（西部）の 6 地方の各地の統計年鑑の 1998 年～2015 年のデータを用いて、労働分配率の変化に影響を与えると思われる労働生産性、平均賃金、貿易依存度、外国直接投資を説明変数として、中国の労働分配率の低下原因を、OLS や時系列分析等の分析方法で実証的に検証していく。なお、中国の各地域の推計結果に大きく隔たりがあり、より正確に各地域の労働分配率の低下原因を見るため、パネルデータ分析も行う。6 つの地域を選び分析対象とした理由は、中国全土の統計データと同様に「労働者報酬」を明記している地方統計データがこれらの 6 省、市及び福建省であったためであり、これにより中国のほぼ全地方（東北、華北、華東、華中、西部）を網羅することができたことは幸いであった。

本論文は以下のように構成される。第 2 節では労働分配率低下に関する先行研究として ILO and OECD (2015) の内容とその理論的背景となった研究として Karabarbounis and Neiman (2013) の内容を確認する。また一方中国で行われた張車偉 (2012) 等の先行研究の内容について確認する。第 3 節では先行研究を参考にして、具体的分析方法を決定する。第 4 節では、その分析方法に基づいて、中国全土

と中国各地域の実証分析を行う。第5節では分析結果について考察し、第6節では、分析結果を踏まえ労働分配率から見た中国の高度経済成長について言及し、併せて残された課題について言及する。

## 2. 労働分配率低下に関する先行研究

### 2.1 世界的経済現象と理論的背景

#### (1) 世界的経済現象：ILO and OECD 共同報告書（2015）

2015年2月トルコのアンタルヤで行われたG20において発表されたOECDとILOの共同報告書(ILO and OECD, 2015)では労働者報酬の増加が、労働生産性の上昇に比べ劣っている場合、労働分配率は低下し、その反対に労働者報酬の増加が、労働生産性の上昇に比べ勝っている場合には、労働分配率が上昇する。また労働分配率の低下の背景には労働と資本の相対価格の変化があるだろうと述べられている。

OECD報告書(2012)では1990～2009年の間に、30か国の先進国のうち26か国の個人事業者収入を加えた修正済労働分配率(中央値)は66.1%から61.7%に低下したと報告されている。またG20のうち新興経済成長国については、民間企業に限り、農業、鉱山、石油、を除いた場合、1990年の労働分配率が69.8%であるが、2007年には65.9%に落ちている。新興経済成長国の1つである中国については、1995年～2012年で5%ポイント以上の労働分配率の低下があったとしている。

ILO and OECD (2015)によれば、1999年から2013年までの、G20諸国のうち9カ国の平均労働生産性と平均労働者賃金を見ると、前者が大きく後者を上回って変化していたことがわかり、これが労働分配率の低下に繋がったことを示している。

労働分配率については、労働者報酬(賃金ばかりでなく初回保険料等を含む)を国内総生産で除して求めるが、労働者報酬には個人事業者の収入を加えた修正をすべきであり、これにより労働分配率の変化を的確に表すとしている。本論文で用いる労働分配率の計算方法については後述する。本報告書にて5%ポイント以上の労働分配率低下として示された中国について、本論文では労働者賃金と労働生産性の関係から、実証的に労働分配率の低下を分析していく。

#### (2) 理論的背景：Karabarounis and Neiman (2013)

ILO and OECD (2015)の理論的背景となっているのはKarabarounis and Neiman (2013)の研究である。Karabarounis and Neiman (2013)は内生的成長論におけるバラエティーモデルを用いて、2種類の最終財(消費財と投資財)とCES型生産関数を想定している。モデルの設定は以下の通りである。

- a) 家計は効用を極大化する；
- b) 消費財及び投資財の生産者はその費用を極小化する；
- c) 中間財の生産者(独占的競争企業)はその利潤を極大化する；
- d) 労働市場、資本市場、資産市場、消費財市場、投資財市場、そして中間財市場を同時均衡する一般均衡モデルを想定する。

最終財である消費財と投資財の生産関数、そして費用最小化によって得られる2つの財の価格はそれぞれ以下の式で表される。但し、 $C_t$ と $X_t$ は消費財と投資財、 $P_t^C$ と $P_t^X$ は消費財と投資財の価格、 $c_t(z)$ と $x_t(z)$ は消費財と投資財を生産する中間財、 $\epsilon_t$  ( $\epsilon_t > 1$ ) は代替弾力性を表している。また、 $p_t(z)$ は中間財価格を表すが、中間財は独占的競争企業から購入されるとされている。 $\zeta_t$ は投資財に対する消費財の相対的な技術水準を表し、消費財に対する投資財の相対価格となる。

$$C_t = \left( \int_0^1 c_t(z)^{\frac{\epsilon_t-1}{\epsilon_t}} dz \right)^{\frac{\epsilon_t}{\epsilon_t-1}} \quad (\text{消費財生産関数})$$

$$P_t^C = \left( \int_0^1 p_t(z)^{1-\epsilon_t} dz \right)^{\frac{1}{1-\epsilon_t}} = 1 \quad (\text{消費財価格})$$

$$X_t = \left( \frac{1}{\zeta_t} \right) \left( \int_0^1 x_t(z)^{\frac{\epsilon_t-1}{\epsilon_t}} dz \right)^{\frac{\epsilon_t}{\epsilon_t-1}} \quad (\text{投資財生産関数})$$

$$P_t^X = \zeta_t \left( \int_0^1 p_t(z)^{1-\epsilon_t} dz \right)^{\frac{1}{1-\epsilon_t}} = \zeta_t P_t^C = \zeta_t \quad (\text{投資財価格})$$

よって、消費財に対する投資財の相対価格は $P_t^X/P_t^C = \zeta_t$ となる。一方、中間財生産者(独占的競争企業)は $y_t(z) = F(k_t(z), n_t(z)) = c_t(z) + x_t(z) = p_t(z)^{-\epsilon_t} (C_t + \zeta_t X_t) = p_t(z)^{-\epsilon_t} Y_t$ という生産技術を制約条件として、利潤( $\pi_t(z) = p_t(z)y_t(z) - R_t(z)k_t(z) - W_t(z)n_t(z)$ )の最大化を行う。但し、 $Y_t$ は中間財の総需要、 $k_t(z)$ と $n_t(z)$ は中間財生産を行うための資本投入と労働投入、 $R_t(z)$ と $W_t(z)$ は資本レンタルと賃金を表す。

資本と労働に対する最適化の一階条件により、次の式、即ち、 $p_t(z)F_{k,t}(z) = \mu_t R_t$ と $p_t(z)F_{n,t}(z) = \mu_t W_t$ が得られる。以上の関係式を整理し、均衡において $p_t(z) = P_t^C = 1$ 、 $k_t(z) = K_t$ 、 $n_t(z) = N_t$ 、と $(z) = C_t$ 、 $x_t(z) = \zeta_t X_t$ 、 $y_t(z) = Y_t$  ( $= F(K_t, N_t) = C_t + \zeta_t X_t$ ) (但し、 $K_t$ と $N_t$ はそれぞれ総資本と総労働を表す)を考慮すれば、均衡における労働と資本の分配率は以下のように得られる。但し、 $\mu_t = \epsilon_t / (\epsilon_t - 1)$ はマークアップ率を表し、 $SL_{,t}$ と $SK_{,t}$ は労働分配率と資本分配率を表す。

$$SL_{,t} = \frac{W_t N_t}{Y_t} = \left( \frac{1}{\mu_t} \right) \left( \frac{W_t N_t}{W_t N_t + R_t K_t} \right) \quad (\text{労働分配率})$$

$$SK_{,t} = \frac{R_t K_t}{Y_t} = \left( \frac{1}{\mu_t} \right) \left( \frac{R_t K_t}{W_t N_t + R_t K_t} \right) \quad (\text{資本分配率})$$

Karabarbounis and Neiman (2013) は、更に中間財生産関数を以下のようにCES型生産関数として特定化している。

$$Y_t = \left( \alpha_k (A_{K,t} K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \alpha_k) (A_{N,t} N_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (\text{CES 型中間財生産関数})$$

上式における $\sigma$ は資本と労働の代替弾力性を表す。 $A_K$ 、 $A_N$ はそれぞれ資本集約型技術進歩、労働集約型技術進歩を表し、資本と労働の代替弾力性 $\sigma = 1$ ならば、生産関数はコブ＝ダグラス型生産関数となり、 $\sigma > 1$ ならば、資本と労働の代替弾力性がより弾力的である。CES 生産関数を想定した場合の中間財企業の利潤最大化と最終財の最適化結果を用いて整理すれば、労働分配率と消費財と投資財の相対価格（投資財相対価格）の関係についての推計式は以下のよう求められる。

$$\frac{SL_{j,t}}{1 - SL_{j,t}} \hat{SL}_{j,t} = \gamma + (\sigma - 1) \hat{\zeta}_j + u_j \quad (\text{推計式 1})$$

$\zeta_j$ と $SL_{j,t}$ はそれぞれ投資財相対価格と労働分配率であり、 $\hat{\zeta}_j$ と $\hat{SL}_{j,t}$ はそれぞれその変化率を表す。資本と労働の代替弾力性が $\sigma > 1$ であれば、投資財の相対価格 $\zeta_j$ の低下は労働分配率の低下をもたらすことになる。これは資本と労働が代替的であり、投資財の相対価格の低下が労働分配率の低下をもたらすことを意味する。Karabarbounis and Neiman (2013) は OECD 等のデータを用いた推計では、全ての推計結果が資本と労働の代替弾力性 $\sigma > 1$ であることを示している。また、Karabarbounis and Neiman (2013) は PWT (Penn World Tables) のデータを用いて、世界的に資本財の相対価格が低下していることを示した上で、推計式の関係データをプロットした結果、傾きが 0.28 であるという結果を示した。これは弾力性が 1.28 ( $\sigma - 1 = 0.28$ より計算される) であることを意味する。一方、資本集約型技術進歩 $A_K$ の変化に焦点を当てれば、以下の式が得られる。 $\hat{A}_K$ は資本集約型技術進歩の変化を表す。

$$\frac{SL_{j,t}}{1 - SL_{j,t}} \hat{SL}_{j,t} = \gamma + (\sigma - 1) \hat{\zeta}_j + (1 - \sigma) \hat{A}_{K,j} + u_j \quad (\text{推計式 2})$$

上式により、 $\sigma > 1$ ならば、資本財の相対価格の低下ばかりでなく資本集約的技術の変化（進歩）も労働分配率の変化を促すことを示している。

## 2.2 中国に於ける先行研究

中国に於いても自国の労働分配率の低下は認識され、議論されてきた。張車偉 (2012) はまず労働分配率の現在の水準が 50%前後であることを指摘し、中国でその実際の数値を検証する場合、国家统计局で発表されるどの数値を使うべきかを議論している。中国の労働者報酬の数字には給与所得者の収入だけでなく、自営業者の収入も含まれており、国連の統計では給与所得者の収入のみが労働分配とされ、自営業者のそれは、混合収入として捉えられていることから、中国の統計数値を使う場合、この調整が

必要であることを指摘している。しかし、ILO and OECD (2015) では、給与所得者の労働者報酬に自営業者の所得も加えて調整し、調整後の労働分配率で比較すべきとしている。

一方張車偉・張士斌 (2013) が明らかにしているように、2003年まで労働報酬に含まれていた自営業者の所得が2004年から営業余剰に含まれることとなり、集団制農場の労働者の収入が労働者報酬に含まれるように統計制度が変更になっている。

中国国家統計局が発表する数値を基に労働分配率を分析する場合、3種類のデータが考えられ、それは(1)地区収入法によるGDP算出の際に得られる労働分配率、(2)投入産出法による労働分配率、(3)資金流量表から得られる労働分配率に分けられる。(1)については自営業者の収入が含まれていたが、上記のように2004年に統計制度の変更により除外され、また各省、直轄地、自治区の各GDP合計が、中国統計年鑑の中国全体のGDP統計数字と合致しない点、(2)については統計数値が連続していない点、(3)については1992年からデータの取得時期が新しく、また2004年に突然数値が大きく変化し、2009年以降の数値が発表されていない等の問題点が指摘されている。<sup>1</sup>資金流量表から給与所得者の分配率を算出した数字では、1992年に比べて2008年では約3%ポイントの労働分配率の低下が見られ、30%前後という低い値は、発展途上国で典型的に見られる特徴であるとしている。

また張車偉 (2012) は中国統計年鑑が発表する住民収入調査を基にして都市部の給与所得者の収入調査の数値から労働分配率を算出するという著者独自の方法で労働分配率を検証している。その数値は低く、労働分配率が先進国に比べて低いという発展途上国の特徴を示していることに変わりないが、著しい低下ではないことを示している。張車偉・張士斌 (2013) では、3種類の統計の調整方法を示し、張車偉及び張士斌が提案する個人事業者の収入の3分の2を労働者報酬に入れ、3分の1を資本及び土地からの収益とする調整が妥当であり、調整後の数値は比較的穏やかな変化を示し、労働分配率は2002年の44.1%から下降し、2007年には39.2%にまで低下するとしているが、その理由が明示されていない。

張車偉 (2012) は、「労働分配率=労働者報酬/GDP」を労働分配率として定義し議論しているが、陳宇峰ら (2013) では、「要素法労働分配率」と称して「労働分配率=労働者報酬/(GDP-生産税)」を提案している。その他の研究では、この方法は採用されず、労働分配率=労働者報酬/GDPという国際比較可能な定義を採用し研究が行われてきた。

張車偉・趙文 (2015) は、2002年以降、労働分配率の低下がはっきりし、また都市企業給与所得者とその他給与所得者間の労働分配率の差異が2004年以降大きくなってきたことを出発点に議論を進めている。特に都市企業給与所得者の産業別の労働分配率の違いに注目し、その原因は経済体制と政策にあるとして、具体的には不十分な税制、国有企業収益の不合理的な分配や透明性の低い予算システムを指摘している。土地取引に関する収益についても同様の問題点があるとしている。市場経済化が資本収益率及び人的資本の収益率を高め、産業間の人的資本の差異を生み、それが産業間の収入の差を招いているとしている。しかし産業間の機械化、IT化等のニーズの違いが、人的資本の高度化を生み、労働者に還元される報酬の差異を生みだしているとしているが、金融業が突出して労働分配率の上昇を実現している以外は、機械化、IT化が生産性をどの程度上昇させ、資本収益率をどれ程高めているかについては言

<sup>1</sup> 筆者註：その後中国国家統計局から発表があり2015年までの数値が利用できる。

及していない。高給与所得者が高技能、高人的資本化を達成し、労働分配率の上昇を達成する一方で低給与所得者への労働分配率は益々低下するという二極化現象を指摘している。公務員の給与水準は他の都市企業給与所得者（国有企業を含む）に比べ長らく低く据え置かれ、1999年の政府による給与改定以降現在に至るまでそれでも金融、IT産業に比べ低いことを指摘している。またその他の給与所得者の大部分を占める農民工（農村地区からの出稼ぎ労働者）については、2011年以降都市部に移住した農民工の給与と都市部の私営企業給与所得者の給与との間に既にはっきりした差異が見られなくなってきたとしている。

張車偉・趙文（2015）は中国全体の賃金水準に合理的な賃金上昇の余力があるかどうかを検証するため、全要素生産性として

$$TFP_{i,j} = \frac{Y_{i,j}}{K_{i,j}^{\alpha_j} (L_{i,j} H_{i,j})^{1-\alpha_j}}$$

というコブ・ダグラス型生産関数を提示している。ここで、 $Y$ は生産量、 $K$ は資本量、 $L$ は労働量、 $H$ は人的資本（教育年数）、 $i$ は年、 $j$ は部門、そして $\alpha$ は資本弾力性を表している。1978～2011年の6324社をサンプルとして調査を実施し、利潤、生産税、全要素生産性を見ると第二次産業では全要素生産性の伸びに比べ、利潤の伸びが大きく上回っている。第三次産業では金融業を除いて、他の産業では全要素生産性は横ばいとなっている。また国有企業と非国有企業で比べた場合、国有企業では利潤水準も賃金水準も横ばいであるが、非国有企業では急激な利潤の上昇が見られるのに対し、賃金水準は対GNP比横ばいとなっている。全要素生産性では国有企業も非国有企業も横ばいである。結論として企業の利潤の上昇に比べ、賃金上昇は緩やかであり、特に国有企業、寡占企業では賃金水準が比較的高く、利潤の水準が低く、効率化が遅れている点を示しているが、賃金上昇余地に関する研究ということもあり、労働分配率の低い原因等については言及していない。

中国に於ける労働分配率が低い原因として、張車偉（2012）は就業構造の変化（自営業が多く、給与所得者が少ない状況から、自営業者から給与所得者に転換が起きている）が労働分配率を低くしている大きな要因としているが、実証的な分析はない。張車偉・張士斌（2013）は、GDPに占める第二次産業、第三次産業の比率がまだ低く、労働者給与の増加が経済成長の速度及び労働生産性の上昇に追い付いていないことが重要な原因であるとしている。技術進歩が労働集約型の技術から資本集約型の技術に移り、グローバル化やFDIの伸長及び労働市場の整備が不十分であることが、労働分配率の低下ないし低い水準に留まっている原因であり、労働分配率を高めることは、分配の問題ばかりでなく、経済発展の質を高める本来的要求であるとしている。また陳宇峰ら（2013）はCES型の生産関数を用い、資本と労働の代替弾力性に注目し、中国工業経済統計年鑑のデータを用いて、1999年から2008年について実証分析を行った。その結果は、技術進歩によって短期的には独占利潤率が労働分配率の低下に影響を与え、長期的には資本偏向的技術進歩（capital-biased technological Progress）が労働分配率の低下を引き起こしているとしている。

以上のように、中国国内における労働分配率の研究は中国労働分配率の低下が中国の統計制度と統計方法の変化に起因すると考えている一方、張車偉・張士斌(2013)、陳宇峰ら(2013)や張車偉・趙文(2015)の分析では、以下の事実が明らかにされている。(1)1990年代以降、資本と労働は代替的となり、労働者給与の増加が経済成長の速度及び労働生産性の上昇に追い付いていないことが中国労働分配率の低下の重要な原因である。(2)技術進歩が労働集約型の技術から資本集約型の技術に移り、技術進歩によって短期的には独占利潤率が労働分配率の低下に影響を与え、長期的には資本集約的な技術進歩が労働分配率の低下を引き起こしている。しかし、これらの分析はデータの観察に止まり、Karabarbounis and Neiman(2013)やILO and OECD(2015)のように、経済理論に基づく実証分析は殆どない。本論文はこれらの問題点を改善できるように利用可能なデータを用いて、1990年代後半から2000年代半ばの中国の労働分配率低下の要因について実証分析を行う。

### 3. 推計方法と使用データ

#### 3.1 推計方法

Karabarbounis and Neiman(2013)は、資本財の相対価格が低下している事実と、殆どの推計結果では資本と労働の代替弾力性が1より大きい(弾力的)ことを示している。張車偉・張士斌(2013)と張車偉・趙文(2015)は1990年代以降の中国における資本と労働の代替性をデータで示し、陳宇峰ら(2013)は中国の資本と労働の代替弾力性を推計し、資本集約的な技術進歩が労働分配率の低下を引き起こす要因であることを示している。これらの研究を踏まえ、本論文は「1990年代以降、本格的な市場化等により、中国の労働と資本の代替性が現れていたと同時に、本格的な外資導入と貿易促進が資本集約型の技術進歩を促し、賃金増加率以上に中国の労働生産性を上昇させ、その結果として中国の労働分配率の低下をもたらした」という仮説を立てる。その仮説の検証に当たり、Karabarbounis and Neiman(2013)の理論的側面を考慮しながら、本論文の仮説を検証するための以下の推計式3を考える。労働分配率の定義の通りに、 $\beta$ を労働分配率とすれば、 $\beta_t = w_t N_t / Y_t = w_t / (Y_t / N_t) \equiv w_t / y_t$ の関係が成り立つ。但し、 $w_t$ 、 $N_t$ 、 $Y_t$ と $y_t$ はそれぞれ、実質賃金、就業者数、GDPと実質労働生産性を表す。この関係式により、実質賃金が下がるほど、または実質労働生産性が上昇するほど、労働分配率が低くなることがわかる。この関係を実質賃金と実質労働生産性の弾力性で考えれば、実質労働生産性の弾力性が実質賃金弾力性より高いほど、労働分配率が低くなることが考えられる。推計式3では貿易依存度と外国直接投資(FDI)も説明変数として追加しているが、その理由は本論文の仮説におけるこの2つの要因を確認するためである。貿易と外国直接投資は中国の資本集約型の技術進歩を促進し、資本と労働が代替的であれば、貿易と外国直接投資は中国の労働分配率の低下をもたらすと考えられる。よって、この2つの説明変数が中国労働分配率とは負の相関であると予想する。

$$\ln_{SLS}_t = const. + a \times \ln_{ALP}_t + b \times \ln_{ASUW}_t + c \times \ln_{TD}_t + d \times \ln_{FDI}_t + u_t \quad (\text{推計式 3})$$



それぞれの変数は以下のものを表す。

- $\ln\_SLS_t$  = 労働分配率 (対数)
- $\ln\_ALP_t$  = 実質労働生産性 (対数)
- $\ln\_ASUW_t$  = 都市部実質平均賃金 (対数)
- $\ln\_TD_t$  = 貿易依存度 (対数)
- $\ln\_FDI_t$  = 外国直接投資 (対数)

全ての推計係数は弾力性を示している。よって、実質労働生産性と実質平均賃金に対する弾力性の推計係数の符号はそれぞれ  $\hat{a} < 0$ 、 $\hat{b} > 0$  であると期待する。前述のように、中国の労働分配率の低下はその期間における中国の実質労働生産性上昇と実質平均賃金の増加の程度差によるものと考えれば、 $|\hat{a}| > |\hat{b}|$  となることが予想できる。一方、中国の実質労働生産性の上昇が貿易や外国直接投資による資本集約型の技術進歩によってもたらされるものと考え（仮説）ならば、貿易と外資に関する弾力性の推計係数の符号は  $\hat{c} < 0$ 、 $\hat{d} < 0$  となると予想される。 $\hat{c} < 0$ 、 $\hat{d} < 0$  は本論文の仮説における実質労働生産性に対する貿易効果及び外国直接投資効果とみなす。推計に当たっては、中国全国のデータと中国の6地域のデータを用いて行う。データの性質により、 $\ln\_ALP_t$  と  $\ln\_ASUW_t$  との相関問題、即ち、多重共線性が発生する可能性が予想される。その場合、新しい変数  $\ln\_ALPASUW$  (実質労働生産性対実質賃金比の対数) を作成し推計を行う。また、1998～2015年における時系列データを用いて実証分析を行い、単位根問題なども予想されるため、推計方法としてはOLS(全国と地方)の他に時系列分析(単位根及び共和分検定)も行う。一方、地方データ分析では、推計結果が異なる地方もあるため、各地地域についてはOLS以外にパネルデータ分析も行う。

### 3.2 使用データ

使用のデータは以下の通りである。1998～2015年の期間において、中国全国のデータについては、中国統計年鑑(各年)、各地方のデータについては、吉林統計年鑑(各年)、天津市統計年鑑(各年)、上海市統計年鑑(各年)、江蘇統計年鑑(各年)、江西統計年鑑(各年)と雲南統計年鑑(各年)のデータを使用し、各変数は以下のように定義している。

- ・労働分配率 = 労働者報酬/国内総生産(GDP) (変数名: SLS = Simple Labor Share)
- ・労働生産性 = 実質国内総生産(GDP)/就業者数 (変数名 ALP = Actual Labor Productivity)
- ・都市部実質賃金 = 実質都市部労働者平均賃金 (変数名 ASUW = Actual Averaged Salary of Urban Workers)
- ・貿易依存度 = (輸出金額 + 輸入金額) / 国内総生産(GDP) (変数名: TD = Trade Dependency)
- ・外国直接投資 = 投資された金額(USD) (変数名: FDI = Foreign Direct Investment)

一部のデータは以下の方法で加工した。

- (1) 名目 GDP から実質 GDP を算出する方法は、1998 年を 100 とする各年の消費者物価指数を用いて実質 GDP を算出した。
- (2) 外国直接投資について、各地方の該当する統計データが揃わないため、FDI を変数とする分析は行わなかった。
- (3) 都市部労働者平均賃金は各統計年鑑の名目値から、1998 年を 100 とする各年の消費者物価指数を用いて実質都市部労働者平均賃金を算出し、ASUW (Actual Averaged Salary of Urban Workers) とした。

以上の中国経済データと計量ソフト Gretl と Stata を用いて推計を行う。推計に当たり、OLS とパネルデータ分析は Gretl で推計し、時系列モデル分析は Stata を用いて行う。時系列分析を Stata で行う理由として、Gretl による時系列分析では単位根検定等の推計結果には単位根等を判別するのに非常に重要な臨界値 (critical value) が明確に示されていないからである。

#### 4. 推計結果

中国統計年鑑における国内総生産 (GDP) の統計には収入法、支出法、資金流量法の 3 種類の GDP が表されている。労働者報酬が示されているのは、収入法及び資金流量法による統計である。対象とする 1998 年～2015 年のデータでは、収入法では、労働者報酬の数値が欠落している年がある。資金流量法では対象期間の全てに亘り、労働者報酬が示されているので、その数値を国内総生産 (GDP) の数値で除して労働分配率 (SLS) を計算した。

中国各地方については、中国統計年鑑の数値と各地方統計年鑑の数値が一致しないこと及び中国統計年鑑では、労働者報酬の数値がない年があるため、吉林省 (東北地方)、天津市 (華北地方)、上海市 (華中、華東地方)、江蘇省 (華中、華東地方)、江西省 (華中地方)、雲南省 (西部地区) の各統計年鑑の数値を使用した。この 6 直轄市、省及び福建省の統計年鑑には労働者報酬の数値が示されており、その他の省の統計年鑑には労働者報酬の数値がない。ただ吉林省については、2004 年のみ労働者報酬の数値が示されていないため、2003 年の数値を 2004 年の消費者物価指数で修正し、2004 年の労働者報酬の数値として、推計を行った。

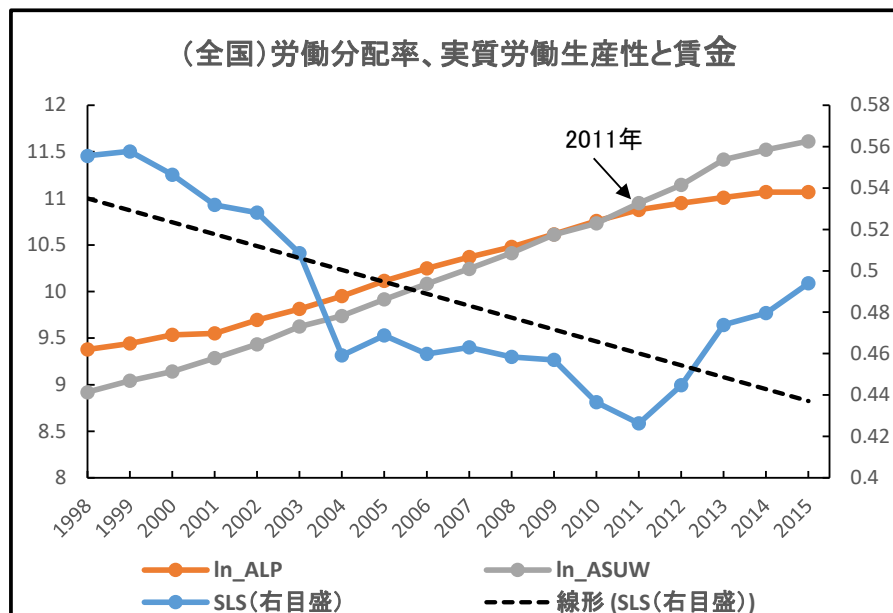
また中国全国については、変数として外国直接投資 (FDI、実際に投資された金額) を変数として取り上げるが、各地方では、地方統計年鑑の数値が不揃いであるため取り上げなかった。

##### 4.1 中国全体

図 1 は全国における労働分配率、実質労働生産性と実質平均賃金を表し、推移を図示したものである。1998 年から中国の労働分配率 (右目盛) が低下し、2012 年から上昇に転じた。一方、1998 年から 2010 年までは中国の実質労働生産性は実質平均賃金より高く、2011 年に逆転した。図 1 から中国全国の労働分配率の低下は実質労働生産性と実質賃金の差で解釈できる。この変化については、2011 年での構造変

化についてのチョウ検定 (Chow test) を行う。なお、前述のように 2004 年から中国の労働分配率に対する統計方法が変化されたため、2004 年での構造変化についてのチョウ検定も行う。

図 1 労働分配率、実質労働生産と実質賃金の推移



Data : 中国統計局『中国統計年鑑』(各年)

表 1 は中国全国についての OLS (頑健誤差項モデル) による推計結果である。(1) と (2) は FDI を考慮した推計結果であり、(3) は FDI を考慮しない推計結果である。3 つの推計結果とも FDI の推計係数を除けば、全ての推計結果は統計的に有意である。推計係数の符号についてみると、実質労働生産性の推計係数は負であり、実質賃金の推計係数は正であるが、実質労働生産性の弾力性が実質賃金の弾力性を上回っている。なお、前述の 2004 年と 2011 年についての構造変化のチョウ検定結果は統計的に有意であり、「構造変化なし」という帰無仮説が棄却され、構造変化があったことは確認された。

表1 被説明変数：ln\_SLS (推計期間：1998-2015)

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	推定値	VIF値	推定値	VIF値	推定値	VIF値	推定値	VIF値	推定値	VIF値
const.	1.35727***		1.3509***		1.48075***		0.9886***		1.0590***	
P値	0.00020		0.0002		0.0001		0.0003		0.0020	
ln_ALP	-0.382358***	162.00	-0.3759***	160.35	-0.494790***	90.33				
P値	0.00210		0.0005		0.0000					
ln_ASUW	0.252636***	94.21	0.2564***	87.23	0.2712***	90.09				
P値	0.00005		0.0001		0.0000					
ln_ALPASUW							-0.1895***	6.94	-0.2112***	7.31
P値							0.0002		0.0012	
ln_TD	-0.151980***	1.56	-0.1748***	2.45	-0.1358***	1.39	-0.1829***	1.18	-0.2239***	1.19
P値	0.00120		0.0004		0.0010		0.0000		0.0000	
ln_FDI	-0.129717	42.46					-0.2804***	6.78		
P値	0.1260						0.0000			
ln_FDI(-1)			-0.1489*	55.37					-0.2986***	6.84
P値			0.0658						0.0000	
Obs.	18		18		18		18		18	
Adjusted R-squared	0.9331		0.9171		0.9268		0.9201		0.9096	
D.W.	1.9543		2.1811		1.8943		1.9481		2.278714	
不均一分散White Test	LM = 14.6147 p値 = 0.40499		LM = 14.5612 p値=0.408791							
RESET検定	F(2, 11) = 0.190288 p値 = 0.829386		F(2, 10) = 0.94821 p値 = 0.41968							
Chow Test (2004年構造変化)	カイニ乗(5) = 847.038 p値 = 0.0000		カイニ乗(5) = 743.513 p値 = 0.0000		カイニ乗(4) = 202.501 p値 = 0.0000		カイニ乗(4) = 100.775 p値 = 0.0000		カイニ乗(4) = 465.136 p値 = 0.0000	
Chow Test (2011年構造変化)	カイニ乗(5) = 198.17 p値 = 0.0000		カイニ乗(5) = 53.0897 p値 = 0.0000		カイニ乗(4) = 35.1957 p値 = 0.0000		カイニ乗(4) = 858.712 p値 = 0.0000		カイニ乗(4) = 108.125 p値 = 0.0000	

注：\*, \*\*, \*\*\*は有意水準がそれぞれ10%、5%、1%であることを意味する。

蓑谷 (2001) によれば、多重共線性の有無を判断する推計値の VIF (Variance Inflation Factor) 統計量が 10 を超えれば、多重共線性があると判別される。表 1 の推計結果 (1) ~ (3) では、ln\_ASUW (実質平均賃金)、ln\_ALP (実質労働生産性) と ln\_FDI (外国直接投資) の VIF 統計量の全てが 10 を超えており、多重共線性があると判別された。多重共線性問題を改善するための対処方法として、ここでは新しい変数 ln\_ALPASUW (= ln(ALP<sub>t</sub>/ASUW<sub>t</sub>)) を作成し推計を行う。その変数の推計係数が負であり、かつ貿易効果や外国直接投資効果があれば、本論文の仮説が立証される。即ち、 $\hat{\epsilon} \times (\ln ALP_t - \ln ASUW_t)$  より、推計係数が  $\hat{\epsilon} < 0$  であり、かつ、 $\ln ALP_t > \ln ASUW_t$  であれば、実質労働生産性水準が実質賃金水準を上回り、中国の労働生産性の上昇が中国の労働分配率の低下をもたらす可能性があることを意味する。更に実質労働生産性の上昇が外資導入と貿易によるものであれば (貿易効果と外国直接投資効果が見られた場合、即ち、推計式 3 において  $\hat{c} < 0$ 、 $\hat{d} < 0$  であった場合)、本論文の仮説が証明される。推計結果

(4) と (5) では、新しい変数  $\ln\_ALPASUW$  と  $\ln\_TD$  (貿易効果) についての係数推定値が負であり、統計的に有意であることが明らかである。なお、2つの  $\ln\_FDI$  (外国直接投資効果) についての係数推定値も負であり、統計的に有意である。推計結果 (4) と (5) のいずれも VIF の統計量が 10 より低く、多重共線性問題が解決されている。よって、推計結果 (4) と (5) により、本論文の仮説が立証された。

次に、時系列分析について見てみよう。時系列データ分析では、単位根などが検出されれば、推計結果が見せかけとなる可能性があることを意味する (廣松等 (2006、第 14 章))。単位根がある場合、変数は非定常的であるため、安定的な推計結果とはならない。しかし、もし共和分が検出されれば、「個々の変数がそれぞれ非定常であっても変数間の関係は定常でありうることを示唆する」 (廣松等 (2006、p.319))。これは、変数間に共和分関係があれば、変数間における長期的関係が安定的であることを意味し、OLS で推計した結果が長期的にも認められることになる。表 2 と表 3 はそれぞれ単位根検定と共和分検定の結果である。

表 2 ADF 単位根検定 (ラグ=2)

	検定統計量		P値	5%臨界値
	ドリフト	トレンド		
$\ln\_SLS$	-1.964**		0.0377	-1.796
		-0.109	0.9929	-3.600
$\ln\_ALP$	-1.649		0.0637	-1.796
		-1.697	0.7520	-3.600
$\ln\_ASUW$	0.584		0.7146	-1.796
		-2.009	0.5965	-3.600
$\ln\_TD$	-0.962		0.1784	-1.796
		-1.043	0.9381	-3.600
$\ln\_FDI$	-1.111		0.1452	-1.796
		-1.121	0.9255	-3.600
$\ln\_FDI(-1)$	-0.956		0.1808	-1.812
		-1.337	0.8785	-3.600

表 2 と表 3 は STATA を用いた単位根検定である。表 2 では全ての変数について単位根が検出されていることがわかる。一方、Johansen の共和分検定 (trace-Max 検定) については、外国直接投資を含む場合 (表 3b、3c) と含まない場合 (表 3a) を分けて検定を行った。外国直接投資を含まない場合 (表 3a) の共和分ランクが 1 (共和分が少なくとも 1 つがあることを意味する) であり、外国直接投資を含む場合 (表 3b、3c) の共和分ランクが 2 (共和分が少なくとも 2 つがあることを意味する) であることがわかった。

表 3a Johansen 共和分検定 (ラグ=2 ; ln\_FDI を含まない)

帰無仮説	対立仮説	$\lambda$ 統計量	5%臨界値
$r=0$	$r=1$	36.2611	34.55
$r=1$	$r=2$	14.5491*	18.17
$r=2$	$r=3$	4.902	3.74

表 3b Johansen 共和分検定 (ラグ=2 ; ln\_FDI を含む)

帰無仮説	対立仮説	$\lambda$ 統計量	5%臨界値
$r=0$	$r=1$	66.2852	47.21
$r=1$	$r=2$	34.5525	29.68
$r=2$	$r=3$	13.5011*	15.41
$r=2$	$r=3$	4.024	3.76

表 3c Johansen 共和分検定 (ラグ=2 ; ln\_FDI (-1) を含む)

帰無仮説	対立仮説	$\lambda$ 統計量	5%臨界値
$r=0$	$r=1$	66.2062	47.21
$r=1$	$r=2$	33.3905	29.68
$r=2$	$r=3$	15.0552*	15.41
$r=2$	$r=3$	4.962	3.76

全国についての推計結果は以下のように整理される。

- a) 実質労働生産性対都市部労働者平均賃金 (ln\_ALPASUW) の弾性推定値が負であり、統計的に有意である (表 1 の (4) ~ (5))。
- b) 貿易依存度と外国直接投資の弾性推定値が負であり、何れも統計的に有意である (表 1 の (4) ~ (5))。
- c) 多重共線性は見られない (表 1 の (4) ~ (5))。
- d) 構造変化についてのチョウ検定 (Chow test) では、2004 年と 2011 年において構造変化があったことが判明された (表 1 の (4) ~ (5))。
- e) ADF 検定により、全ての変数について単位根がないという帰無仮説は棄却できなかった (表 2)。

f) Johansen 検定では、外国直接投資を考慮に入れ、それを含む場合の共和分ランクが2であり、共和分が少なくとも2つあることがわかった。一方、外国直接投資を含まない場合の共和分のランクが1であり、共和分が少なくとも1つあることがわかった（表 3a～表 3c）。

a) ～d) の推計結果は本論文の仮説を立証することとなり、e) と f) は a) ～d) の推計結果（労働分配率と諸説明変数間の関係）が長期においても安定的であることを実証的に示している。よって、全国データを用いた推計結果は「1990年代以降、本格的な外資導入と貿易促進が資本集約型の技術進歩を促し、賃金増加率以上に中国の労働生産性を上昇させ、その結果として中国の労働分配率の低下をもたらした」という本論文の仮説は立証された。

#### 4.2 地方（東北、華北、華東、華中、西部）

表 4a は中国 6 地域（吉林＝東北、天津市＝華北、上海＝華東、江蘇＝華東、江西＝華中、雲南＝西部）についての OLS による推計結果をまとめている。表 4a を見ればわかるように、6 地域では、上海市、江蘇省と吉林省の推計結果が全国の推計結果とほぼ同じであるが、天津市、江西省と雲南省はそれらと異なる。天津市は貿易依存度の弾性推定値以外の推計値は統計的に有意ではない。雲南省の全ての推定値について統計的に有意であるが、貿易依存度以外の推定値の符号は全国と全く異なっている。江西省の全ての推定値が統計的に有意ではない。一方、6 地域について、 $\ln\_ALP$ 、 $\ln\_ASUW$  の推計値の VIF 統計量が 10 を超えており、多重共線性があることが判別された。多重共線性問題を解決するために、4.1 の全国推計と同様の方法で、新しい変数  $\ln\_ALPASUW (= \ln(ALP_t/ASUW_t))$  を作成し推計を行う。表 4b はその推計結果である。その推計結果が以下のようにまとめられる。

- (1) 吉林省、上海市と江蘇省の  $\ln\_ALPASUW$  の係数推定値は負であり、江西省のその係数推定値は正である。係数推定値の全ては統計的に有意である。
- (2) 天津市、江蘇省と江西省の  $\ln\_TD$ （貿易効果）の係数推定値は負であり、全ては統計的に有意である。これらに対し、上海のこの係数推定値は負であるが、統計的に有意ではない。
- (3) 全ての係数推定値の VIF 統計量は 10 以下であり、多重共線性問題は解決された。
- (4) 江蘇省以外の推計結果は全国の推計結果と少し異なっており、雲南省の全ての係数推定値は統計的に有意ではない。

表 4a 被説明変数：ln\_SLS (推計期間 1998-2015)

	吉林省		天津市		上海市		江蘇省		江西省		雲南省	
	推計値	VIF値	推計値	VIF値	推計値	VIF値	推計値	VIF値	推計値	VIF値	推計値	VIF値
const.	3.26145 ***		0.594753		-2.07408 ***		-1.15314 ***		1.20757		-2.27043***	
P値	<b>0.0000</b>		<b>0.2060</b>		<b>0.0009</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.5319</b>		<b>0.0000</b>	
ln_ALP	-1.33491**	96.06	0.19585	244.15	-0.167663*	¥55.18	-0.456655***	214.71	-0.232910	583.13	0.254954***	63.43
P値	<b>0.0018</b>		<b>0.4806</b>		<b>0.0699</b>		<b>0.0008</b>		<b>0.5524</b>		<b>0.0061</b>	
ln_ASUW	1.02603***	95.96	-0.377430	263.00	0.298910***	¥39.90	0.511898***	222.93	0.0263928	394.81	-0.130204*	59.24
P値	<b>0.0094</b>		<b>0.1766</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.0009</b>		<b>0.9199</b>		<b>0.0706</b>	
ln_TD	0.0205024	1.01	-0.370861***	2.67	-0.136791***	¥4.63	-0.171131***	1.68	-0.0607382	32.20	-0.148514***	2.80
P値	<b>0.8371</b>		<b>0.0001</b>		<b>0.0014</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.7537</b>		<b>0.0057</b>	
Obs.	18		18		18		18		18		18	
Adjusted R-squared	0.7883		0.8070		0.924958		0.8321		0.813223		0.615475	
D.W.	1.2738		1.2066		1.5550		2.681024		1.024282		2.157469	
Chow Test (2004年構造変化)	カイ二乗(4)=137.081 p値=0.0000		カイ二乗(4)=580.627 p値=0.0000		カイ二乗(4)=125.79 p値=0.0000		カイ二乗(4)=111.81 p値=0.0000		カイ二乗(4)=24.331 p値=0.0001		カイ二乗(4)=42.9109 p値=0.0000	
Chow Test (2011年構造変化)	カイ二乗(4)=8.59314 p値=0.0721136		カイ二乗(4)=70.881 p値=0.0000		カイ二乗(4)=17.0918 p値=0.00185514		カイ二乗(4)=157.486 p値=0.0000		カイ二乗(4)=48.31 p値=0.0000		カイ二乗(4)=994.827 p値=0.0000	

注：\*, \*\*, \*\*\*は有意水準がそれぞれ10%、5%、1%であることを意味する。

表 4b 被説明変数：ln\_SLS (推計期間 1998-2015)

	吉林省		天津市		上海市		江蘇省		江西省		雲南省	
	推定値	VIF値	推定値	VIF値	推定値	VIF値	推定値	VIF値	推定値	VIF値	推定値	VIF値
const.	1.06149*		-1.98028 ***		-0.338954 ***		-0.785183***		-1.59804 ***		-0.571408***	
p値	<b>0.0942</b>		<b>0.0058</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.0007</b>	
ln_ALPASUW	-2.27722**	1.007	0.95587	2.6000	-0.490742***	1.007	-0.175299**	1.003	0.474766**	1.067	0.0243633	1.004
p値	<b>0.00410</b>		<b>0.13810</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.0154</b>		<b>0.0148</b>		<b>0.8255</b>	
ln_TD	0.0770275	1.007	-0.298617**	2.6000	-0.0256775	1.007	-0.140099 ***	1.003	-0.328878 ***	1.067	0.1835	1.004
p値	<b>0.7989</b>		<b>0.0376</b>		<b>0.2335</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.0000</b>		<b>0.0000</b>	
Obs.	18		18		18		18		18		18	
Adjusted R-squared	0.2947		0.1745		0.877143		0.7837		0.807723		-0.001059	
D.W.	0.4783		0.4451		1.3174		1.990212		1.389004		1.420873	
Chow Test (2004年構造変化)	カイ二乗(3)=319.744 p値=0.0000		カイ二乗(3)=294.694 p値=0.0000		カイ二乗(3)=1.46502 p値=0.690367		カイ二乗(3)=76.0061 p値=0.0000		カイ二乗(3)=15.4701 p値=0.00145599		カイ二乗(3)=28.7934 p値=0.0000	
Chow Test (2011年構造変化)	カイ二乗(3)=45.7565 p値=0.0000		カイ二乗(3)=27.4705 p値=0.0000		カイ二乗(3)=143.578 p値=0.0000		カイ二乗(3)=44.726 p値=0.0000		カイ二乗(3)=18.242 p値=0.000392088		カイ二乗(3)=22.782 p値=0.0000	

注：\*, \*\*, \*\*\*は有意水準がそれぞれ10%、5%、1%であることを意味する。

表 4b の推計結果と付録 3 の図表により、以下のことが推測される。(1) 吉林省の実質労働生産性の上昇は実質賃金の上昇を上回り、労働分配率の低下をもたらしている。しかしその一方、ln\_TD (貿易効果) についての推計結果は有意ではないために、吉林省の実質労働生産性の上昇は貿易に起因するものではないと思われる。(2) 天津市の実質労働生産性は実質賃金より早く上昇しているが、労働分配率の低下をもたらす要因とはならず、天津市の ln\_TD (貿易効果) が天津市の労働分配率の低下に影響を与えており、天津市の貿易に関わる産業とそうでない産業間の賃金格差が全体の労働分配率の低下をもたらす。



らしている可能性があると考えられる（張車偉・趙文（2015）を参照）。(3) 上海市の実質労働生産性が実質賃金より早く上昇していると同時に、労働分配率も上昇している（別添付録を参照）。表 4b の上海についての推計結果と付録は以下のことを示唆している。即ち、上海市も実質労働生産性による労働分配率へのマイナス効果があるものの、その効果を上回るような要因（例えば、異常な不動産収入の上昇等）が上海市の労働分配率の上昇をもたらしている。

以上のように、地方データ分析では、推計結果が異なるため、次は各地域についてのパネルデータ分析を行う。推計結果は表 5 でまとめている。

表 5 被説明変数：ln\_SLS （推計期間：1998～2015）

	プーリングモデル	変量効果モデル	固定効果モデル
const.	0.2479	0.2479	0.5991**
p値	<b>0.2955</b>	<b>0.2930</b>	<b>0.0247</b>
ln_ALP	-0.0606	-0.0606	-0.5529***
p値	<b>0.1391</b>	<b>0.1360</b>	<b>0.000</b>
ln_ASUW	-0.0499	-0.0499	0.4369***
p値	<b>0.2438</b>	<b>0.2411</b>	<b>0.0009</b>
ln_TD	-0.0508***	-0.0508***	-0.0662*
p値	<b>0.0091</b>	<b>0.0078</b>	<b>0.0805</b>
Obs.	108	108	108
Adjusted R-squared	0.5140		
D.W.	0.3301		
不均一分散(White)検定	LM = 27.6783 p-value = 0.00107932		
RESET検定	F(2, 102) = 6.36127 p-value = 0.00249184		
Breusch-Pagan検定		カイ二乗(1) = 0.201934 p-value = 0.653165	
Hausman検定		カイ二乗(3) = 21.6927 p-value = 7.55764e-05	
共通定数項有無の検定			F(5, 99) = 3.9794 p-value = 0.00248505

注：\*, \*\*, \*\*\*は有意水準がそれぞれ 10%、5%、1%であることを意味する。

表 5 で示されているように、Breusch-Pagan 検定と Hausman 検定により、固定効果モデルが採択される。固定効果モデルの推計結果は貿易依存度の弾力性推定値の統計的有意水準（10%の有意水準）が少し低い、全国の推計結果とほぼ同じであることがわかる。

## 5. 考察

以上のように、中国全土の分析から労働分配率の労働生産性についての弾力性推定値が負で統計的に有意であり、都市部労働者の平均賃金についての弾力性推定値が正で統計的に有意であることがわかった。このことは、ILO and OECD (2015) が示した労働生産性の上昇率が労働者報酬の増加率を上回った場合、

労働分配率が低下するという仮説に沿う結果となった。また貿易依存度が労働分配率と有意な関係があり、負の係数を持つことは、1978年に開始した改革開放政策が加工貿易を中心とした輸出振興策を中心としていたことと関係があると考えられる。加工貿易とは原材料を輸入し、安価な労働力を使い加工し、製品として輸出する貿易形態である。輸出税の免税、または納付済みの輸出税の還付等の振興策が取られ、改革開放政策開始前に比べて貿易量は増加した。各地に保税区、輸出加工区が設けられ、また広東省で行われた「来料加工」(受託生産)制度は香港経由で原材料を免税輸入し、「転廠」と言われる他の工場での更なる加工が数回にわたり行われ、最終的に無税で香港に輸出する仕組みで、省全体をあたかも事実上の保税区とした政策であった。当時無尽蔵と思われた安価な労働力を使い、中国が世界の工場となる基礎となった。貿易依存度が負の係数を持ち、労働分配率と有意な関係にあることは、加工貿易を中心とする対外貿易が労働分配率を引き下げる影響を及ぼしていったと言える。

FDI(外国直接投資)が労働分配率と有意な関係を持たず、1年のラグを取り、10%基準で有意な関係があるとの結果となった事は、合弁企業、100%子会社の設立であっても、投資から事業の開始、工場の稼働まで一定の期間を要するという事情があるからであろう。また外資系企業では、中国内の消費を狙う企業よりも海外への輸出を目指す企業が2000年前後には、圧倒的に多かったと思われる。また実際の輸出に関わっていた企業では、外資系企業よりも圧倒的に中国系企業が多く、FDIの直接的な影響は小さいと考えられる。

中国各地方については、上海市や雲南省のように、労働分配率が上昇した市、省もあるが、パネルデータ分析により固定効果モデルを用いて推計すると、中国全土の推計と同様に、労働分配率に対して、労働生産性は負の係数を持つ有意な関係が、都市部労働者の平均賃金は、正の係数を持つ有意な関係があることがわかった。貿易依存度については、5%基準では有意な関係があるとは言えない結果となった。これは吉林省、江西省、雲南省という外国貿易額の低い地域を含んでいることによると考えられるが、概ね中国全土の分析結果と同様な結果が出ており、ILO and OECD(2015)で示された労働生産性の上昇率が労働者報酬の増加率を上回った場合、労働分配率が低下するという仮説に沿う結果となった。

## 6. まとめ

### 6.1 労働分配率から見た中国高度成長

中国の国内総生産(GDP)は名目値で1998年の8兆2,829億元から2015年は72兆3,587億元へと増加した。一方で労働分配率は55.55%から49.40%へ低下した。ILO and OECD(2015)が示したように労働生産性の上昇率と労働者報酬の増加率の差によって引き起こされる労働分配率の低下が中国でも起きていることが分析結果からわかった。また1978年以降行われてきた改革開放政策が貿易依存度を高め、労働分配率を低下させる要因となっていたことも同様にわかった。中国貿易の特色である加工貿易は、原材料の輸入と製品の輸出という双方向の中国を中心とした物の流れを生み出し、1978年まで世界経済と隔離されてきた中国経済を世界経済システムに組み込み、「世界の工場」と呼ばれ、中国を世界第二位の経済大国にまで押し上げた。この流れの中で、更に生産効率の高い生産設備投資が行われ、製

品のコモディティ化が進み、世界経済システムの中で、先進 30 か国中 26 개국 (ILO and OECD (2015) で指摘している) で労働分配率が低下したことと同様に中国でも労働分配率の低下が見られたことは当然である。

就業者数は 1998 年では 6 億 9,957 万人に対して 2015 年には 7 億 7,451 万人と 18 年間に 10% 程しか増加しておらず、労働分配率は 2012 年から増加に転じている。2010 年ごろから各地の開発区等の工業団地では労働者確保が難しいという現象が起き、また各地で最低賃金が引上げられ、この点が労働分配率の変化にも影響したかもしれず、現在に至るまでの変化について更に研究が必要と考えられる。

## 6.2 残された課題

今回の分析の中、中国全国で見た場合は、労働分配率は 1998 年から 2015 年では 5% ポイント以上低下しているが、取り上げた地方の内、上海市は 1998 年の 35.01% から 2015 年では 43.23% に増加した。上海統計年鑑では上海市内の就業者を全て都市部労働者として扱っており、他の地方のように都市部労働者と農村部労働者の違いがない。また浦東新区開発 (1992 年中国国務院許可) による金融、物流、商業拠点の建設、2000 年前後から上海市内の製造業は江蘇省、浙江省に工場を移す動きが明らかになってきたことから、上海市の産業構造の変化が労働分配率にも表れていると考えられる (産業別労働分配率の差異については、ILO and OECD (2015)、張車偉、趙文 (2015) を参照)。上海市と近隣の江蘇省との分配率の差がどのような原因から起こったか等、各地方の固有の問題を研究することが出来なかったため、今後の課題として取り上げていきたい。

また今回、貿易依存度を労働分配率に対する説明変数の 1 つとして取り上げたが、貿易依存度と労働生産性の関わりについて深く取り上げることが出来なかったため、開放政策の進展の中で、貿易依存度と労働生産性、生産設備投資の関連について今後の課題として取り上げていきたい。最後に、都市部労働者の平均賃金と労働生産性には、系列相関の関係があり、多重共線性の可能性が高いと考えられる。しかし都市部労働者の平均賃金に代わる賃金に関する統計データが現在の中国の統計資料では見当たらず、都市部労働者平均賃金のデータを使用するしか方法がなかったことは残念である。また Karabarbounis and Neiman (2013) の研究のように中国に於ける資本財の相対価格の変化を捉えることが出来ず、今後の課題として残る結果となった。

参考文献

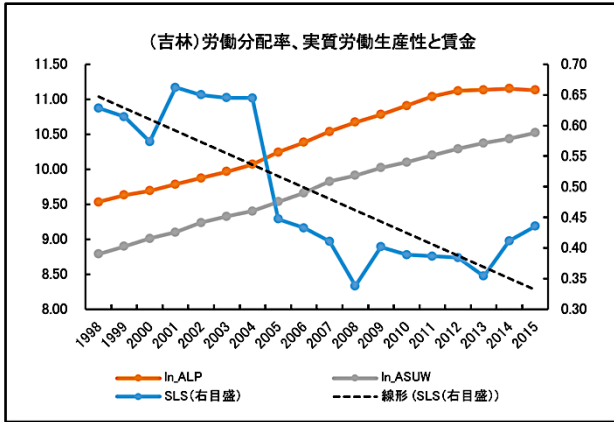
(英語・日本語)

- [1] International Labour Organization(ILO)and Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2015) .“The Labour Share in G20 Economies,” *Report prepared for the G20 Employment Working Group Antalya, Turkey,26-27 February.*
- [2] Loukas Karabarbounis and Brent Neiman (2013) “The Global Decline of Labor Share,” *The Quarterly Journal of Economics*,61-103
- [3] Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2012) *Employment Outlook 2012* (Paris) .
- [4] 蓑谷千風彦 (2001) 『計量経済学』(第3版) 東洋経済新報社。
- [5] 廣松毅・高岡慎・浪花貞夫著 (2006) 『経済時系列分析 (数量経済分析シリーズ)』 多賀出版。

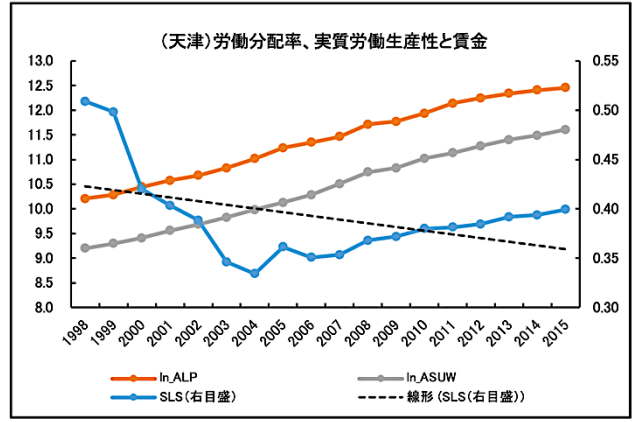
(中国語)

- [6] 陳宇峰・貴斌威・陳啓清 (2013) 「技術偏向与中国労働収入份額の再考察」『經濟研究』第6期
- [7] 張車偉 (2012) 「中国労働報酬份額變動与総体工資水平估算及分析」『經濟学動態』第9期
- [8] 張車偉・張士斌 (2013) 「中国労働報酬份額の變動及其国際比較」中国網 (2013年6月)  
[http://guoqing.china.com.cn/2013-06/18/content\\_29156846\\_3.htm](http://guoqing.china.com.cn/2013-06/18/content_29156846_3.htm)
- [9] 張車偉・趙文 (2015) 「中国工資水平變化与增長問題」 『經濟学動態』第3期
- [10] 中華人民共和国国家統計局 『中国統計年鑑』(1999年～2016年) 中国統計出版社
- [11] 中華人民共和国吉林省統計局 『吉林統計年鑑』(1999年～2016年) 中国統計出版社
- [12] 中華人民共和国天津市統計局 『天津統計年鑑』(1999年～2016年) 中国統計出版社
- [13] 中華人民共和国上海市統計局 『上海統計年鑑』(1999年～2016年) 中国統計出版社
- [14] 中華人民共和国江蘇省統計局 『江蘇統計年鑑』(1999年～2016年) 中国統計出版社
- [15] 中華人民共和国江西省統計局 『江西統計年鑑』(1999年～2016年) 中国統計出版社
- [16] 中華人民共和国雲南省統計局 『雲南統計年鑑』(1999年～2016年) 中国統計出版社

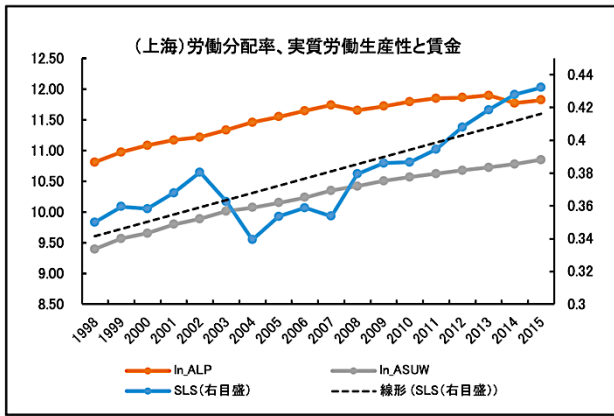
付録 各地域の労働分配率、実質労働生産性と実質賃金の推移



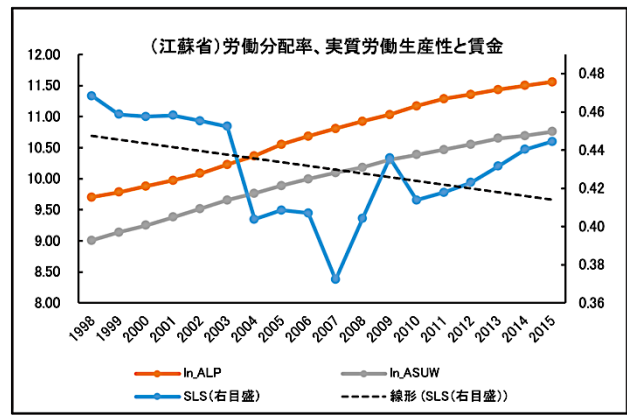
Data : 吉林省統計局『吉林統計年鑑』(各年)



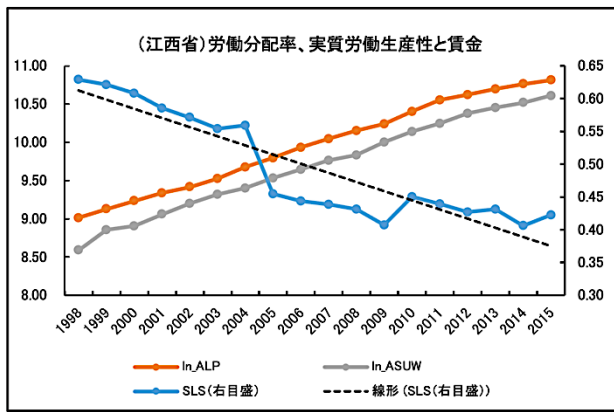
Data : 天津市統計局『天津統計年鑑』(各年)



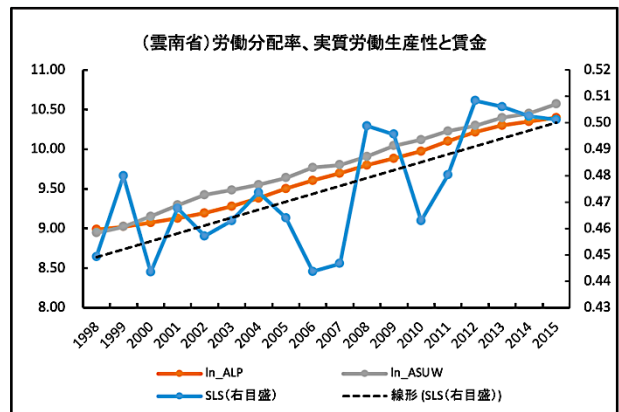
Data : 上海市統計局『上海統計年鑑』(各年)



Data : 江蘇省統計局『江蘇統計年鑑』(各年)



Data : 江西省統計局『江西統計年鑑』(各年)



Data : 雲南省統計局『雲南統計年鑑』(各年)