

Discussion Paper No.291

剰余価値率の歴史的ピークと中国経済の「新常态」：

政治経済学的分析

中国人民大学

斎昊

December 2017



INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH
Chuo University
Tokyo, Japan

剰余価値率の歴史的ピークと中国経済の「新常态」：

政治経済学的分析

The Historical Peak of the Rate of Surplus Value and the “New Normal” of the Chinese Economy: A Political Economy Analysis

斎昊（中国人民大学）

Hao Qi（Renmin University）

1. はじめに

本稿はマルクス経済学のアプローチに従い、1956～2015年の長期にわたる中国経済の剰余価値率をその同質的な時系列にまとめて明らかにする。このアプローチは、生産的労働と不生産的労働の区別に注目し、不生産的労働が取得する価値は剰余価値の移転分であると考えられる点が特徴的である。このアプローチの起源にはアダム・スミス、デビッド・リカード、カール・マルクスといった古典的経済学者がおり、近年ではこのアプローチを発展させ、統計データでこのアプローチを経験的に生かそうとしている Moseley (1985) や Shaikh & Tonak (1994) といった人たちがいる。国別の研究でもこのアプローチは採用されており、興味深い事実が明らかになっている (Cronin 2001; Maniatis 2005; Mohun 2005; Mohun 2013; Paitaridis & Tsoulfidis 2011)。中国の経済学者にとってこのアプローチはなじみの薄いものではない。中国では 1970 年代から 1990 年代初期にかけて生産的労働と不生産的労働をめぐる論争 (例えば Yu, 1981; Sun, 1981; Wei 1981; Luo, 1990) が熱心に繰り広げられ、経済学者 Luo Gengmo が国連の国民経済計算 (SNS) とマルクス理論とを比較検討し、両者の整合性を追究したこともある (Luo, 1990)。以前の拙稿で、筆者は中国経済の移行過程におけるマルクスの変数の意味について理論的に論じた。また、筆者は、1956 年から 2014 年に至る中国経済の長期の剰余価値率を時系列に整理する作業も行っている (Qi, 2017)。中国についてこれほど長い期間にわたるマルクス経済学の変数を明らかにしようとしたのは筆者の試みが初めてだったかもしれない。

本稿では、こうした以前の論文の成果を利用しながら、最新の中国政府統計を使って時系列の対象を 2015 年まで広げたいと思う。さらに重要な点として、この時系列データで中国経済のダイナミクス、とくに「新常态」と呼ばれる経済段階についての政治経済学的な分析を行ってみたいと思う。「新常态」とは西側ではグローバル危機以降の金融市場および先進資本主義経済の状態のことを指して使われている。Summers (2015) はこのグローバル危機を「長期的停滞」と解釈している。2014 年 5 月、習近平主席は中国経済が「新常态」の段階に入ったことを宣言した。だが、この概念が中国経済にとってどのような意味をもつかは、いまだ判然としない。本稿の目的は中国のいわゆる「新常态」を、改革開放期全体を通じた剰余価値率の動きと、収益性の変化に対してそれが果たした決定的な役割という二つの観点から理解することである。明らかになった主要な点としては、剰余価値率が 1978 年から 2008 年にかけて U 字カーブを描き、底を打つのは 1997 年であり、2008 年以降は頭打ちで若干下落傾向であること、中国の剰余価値率はアメリカほど高くない (注 1) が、グローバル危機が発生したとき歴史的なピークに達していたことである。時系列の分析を通して、筆者は、賃金の上昇

と資本の価値構成が「新常态」の段階の収益性を左右する主要因であることを明らかにする。

以下、本稿は四節に分かれる。第二節では、剰余価値率の定義と、関連するマルクスの変数、それらの歴史的トレンドを手短に紹介する。第三節では、どのような変数が改革開放期の純利益率に影響を与えたのかを時系列分析を通じて明らかにする。第四節は、なぜこうした要因が2008年以降の収益性の悪化を引き起こしたのかを論じる。第五節は結論である。

2. 企業部門における剰余価値率のダイナミクス

本節では、まず剰余価値率と、それに関連するマルクス経済学の変数について手短に紹介する。詳細な算出方法と元データについては別稿を参照されたい(Qi (2017))。その後、本節は剰余価値率と、それに関連する諸変数のトレンドについて論じ、さらに、剰余価値率と純利益率との関係についても論じることにする。

定義

生産的労働と不生産的労働の区別は経済の新価値がどのように流通し、分配されるかを知るうえでの一つの見通しである。それにより、われわれは新価値のフローをつかみ、マルクス経済学の重要な変数（たとえば、マルクスの付加価値、可変資本、剰余価値）を計測することができる。最近では剰余価値の移転に注目するいくつかの研究が、生産的労働部門と不生産的労働部門の区別による経済再編を手始めに、投入産出表やGDP統計のデータを使ったマルクスの変数の計測まで、分析を進めている。このアプローチに従って、筆者も中国経済を生産部門と不生産部門とに分割する（表1を参照）。「生産部門」はなんらかの生産活動が行われる部門である。他方、「不生産部門」はそこではいかなる生産活動も行われていない。労働に際して、そこでなんらかの使用価値をもった対象が創造されるなら、その労働は生産的であるが、もし既存の使用価値を分配したり、社会秩序を維持したりするだけであるなら、その労働は不生産的である。

表1 The Chinese Economy from a Marxian Perspective

The whole economy		
Enterprise sector		Rest of the economy
Productive sector	Unproductive sector	Agriculture
Mining, manufacturing, utilities, construction, transportation, post and telecommunications, food and hotel services, social services	Commerce Finance Real estate	Self-employment units Non-profit institutions for scientific research, education, culture, and medical services The state non-enterprise sector

われわれの関心は企業部門に向けられている。なぜなら、第一に、この部門こそ全期間を通じた経済活動の中心部面であるからであり、第二に、比較的同質的な部門であると言えるからである。この部門では、経済改革が進むにつれ、労働者と社会主義国家との関係が労働者と資本の関係に変わっていった。商業、金融、不動産といった部門も存在するが、そこではいかなる生産活動も行われていないから、それは不生産部門である。中国の社会主義国家経済では、剰余価値の一部は生産部門から不生産部門へと移される。これは資本主義経済における剰余価値の移転と酷似している。

マルクス的な変数が説明しているのは資本主義経済であることに注意してほしい。つまり、それは中国に直接適用可能ではないということである。中国は1956年に社会主義国家経済システムを立ち上げ、社会主義への移行を達成した。その後、1978年には資本主義主導の経済システムへの転換を経験し、1992年以降はそれを加速させている。1956年から1978年までの時期にはいかなる資本主義的要素も中国経済のなかに存在していなかったし、1992年まではそれが大きな働きをすることもなかった。経済体制の移行を考えたとき、資本主義経済を前提にして考案されたマルクス的な概念を中国経済、とくに1992年以前の時期について適応することは許されるだろうか。

資本主義経済では、可変資本と剰余価値の区別を生み出すのは搾取が行われる労働現場であり、そこは闘争の舞台である。中国の社会主義国家経済のミクロ的基礎はそれとは異なる。生産手段はすべて公的に所有され、労働者は雇用保障とさまざまな給付を受け、1978年以前、とくに文化大革命の時期はとくに、労働者は工場の幹部を批判する権利を有していた。労働者と幹部との間の経済的不平等は僅かなものにすぎなかった。社会主義経済では資本家と労働者の間に対立は存在していなかったが、労働者と国家との間には、賃金という形で労働者に配分される国民生産物と、剰余として国家に収められる部分との間の対立として、ある種の矛盾が存在していた。賃金の引き上げは労働者の生活水準の改善をもたらすことになるかもしれないが、国家がめざすのは生活水準の引き上げだけではなく、工業化政策の達成であり、剰余価値の蓄積は当然ながらそのために必要不可欠な条件である。この矛盾を踏まえて考えてみれば、労働者と国家との間の分配には、労働者の生活水準と、工業化という国家目標との間の矛盾が反映されていると見るのが可能である。問題を簡素化するために、賃金と可変資本の違い、そして、剰余生産物と剰余価値の違いをあえて無視し、以下、全期間にわたって可変資本と剰余価値で一貫させることにする。

剰余価値率(RSV)は可変資本 variable capital (VC)に対する剰余価値 surplus value (SV)の割合のことである。剰余価値率 RSV、剰余価値 SV、そして可変資本 VC は等式 (1)-(3)で与えられている。

$$RSV = SV/VC \quad (1)$$

$$VC = (1 - \alpha)EC_p \quad (2)$$

$$SV = (NV_p - VC) + TO_t + RY_p + RY_t \quad (3)$$

等式 (2)で EC_p は生産部門における従業員報酬のことであり、賃金、俸給、労働者と経営者への給付から成る。 α は EC_p に占める監督労働者の総報酬である。等式 (3)で、 NV_p は生産部門の純付加価値で、 EC_p の総額に等しい。この EC_p は生産部面で剰余と純課税額を生みだしている。 TO_t は商業部門の全産出額を意味し、中間投入の総額に等しい。すなわち、商業部門における固定資本の原価償却、従業員報酬、営業余剰、純税額を合算したものである。 RY_p と RY_t は生産部門や商業部門が金融部門に対して中間投入としてそれぞれ支払った特許権使用料である。

さらにまた、われわれは u を不生産部門が生みだした剰余価値部分、 σ を資本の価値構成、 GRP を総利益率、 NRP を純利益率と定義する。

$$u = UP/SV \quad (4)$$

$$\sigma = K/VC \quad (5)$$

$$GRP = SV/K \quad (6)$$

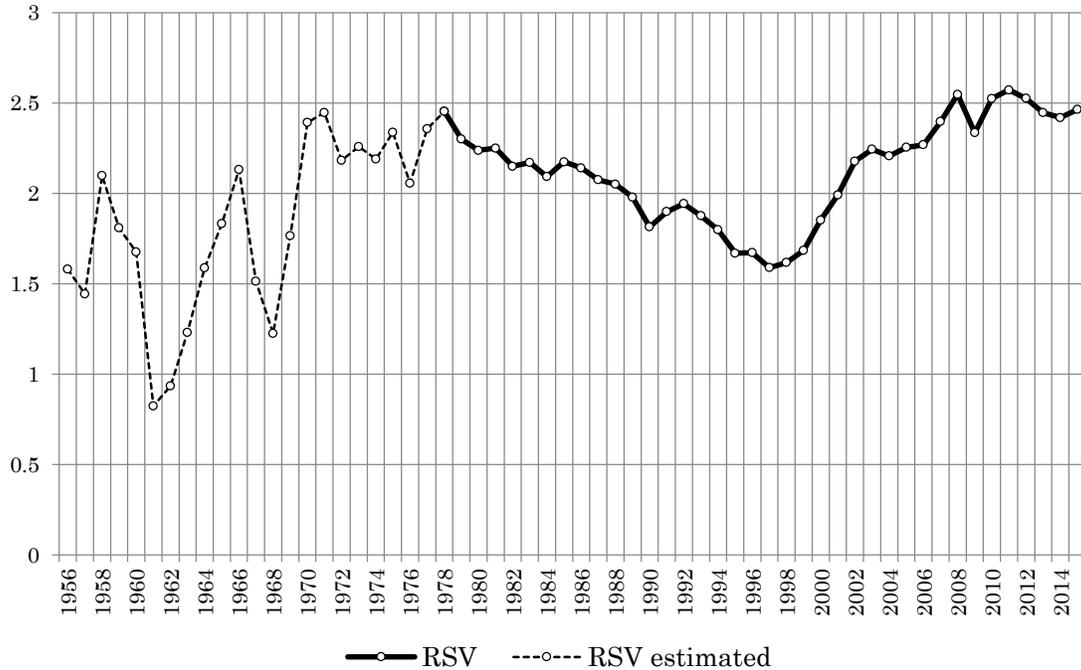
$$NRP = (SV - UP)/K \quad (7)$$

等式 (4)で、UP は不生産部門が生みだした剰余価値である。等式 (5)で、K は企業部門の非居住用資本ストックで、再調達原価で測っている。

トレンド

図1は剰余価値率の長期トレンドである。毛沢東時代(1956~1978)の剰余価値率は1950年代と1960年代にかけて激しく変動し、1970年からは比較的安定的に推移した。こうした激しい変動の背景には大躍進運動(1958~1960)の頃の強蓄積、1960年代初頭の景気後退、文化大革命の発動(1966~1976)がある。改革開放の時期(1978から現在まで)を取れば、剰余価値率は2009年以前、U字曲線を描いていた。1978年から1997年まで下降を続け、底を打ったあと上昇に転じて、それが2008年まで続いた。これと同じU字曲線が労働分配でも改革開放期の急成長と同時に起こった。もし剰余価値率を分配上の不平等を示す代理変数と考えるなら、剰余価値率のこのU字曲線は、不平等と経済発展の関係を描いたクズネツ曲線(Kuznets, 1955)と矛盾する。上位所得の割合とそれが国民所得に占める割合を踏まえて、Piketty(2014)は、主要な資本主義経済の事例がクズネツ曲線を支持していないことを明らかにした。中国の事実もクズネツ曲線を支持していない

表1 Rate of Surplus Value, 1956-2015



Data Sources: See the data appendix of Qi (2017)

なぜ剰余価値率は U 字型に変化したのだろうか。改革開放の初期の段階では、改革は、毛沢東時代の工場にあった非物質的な奨励制度を軽視し、ボーナスや出来高賃金といった物質的な奨励策に偏りがちであった。労働者はある意味で重要な政治的権利を失ったが、雇用の確保やさまざまな給付は保障されていた。労働者と企業幹部との間の経済的不平等はまだまだ小さかったし、幹部が追い求めていた高い賃金と豊かな給付は労働者と自分たちの両者のためのものであった。このような状況で、しかも、失業の心配がなければ、労働者を規律に従わせ、剰余価値を絞り取るのに物質的奨励策などますます役立たずの代物となる。そして、これが 1978 年から 1990 年代にかけて、なぜ剰余価値率が低下したかの重要な理由である(Qi 2015)。

1997 年以降、アメリカの剰余価値率よりも低い水準ではあったが、中国の剰余価値率はアメリカよりもはるかに早いスピードで上昇した。1978 年の 2.45 から 1997 年の 1.59 に下落し、その後、2008 年の 2.55 に回復した。同様の方法で推計されたアメリカの剰余価値率は第二次大戦後、1964～1974 年の時期を除き、ほぼ全般的に上昇トレンドを示している(Paitaridis & Tsoulfidis 2011; Shaikh & Tonak 1994)。1978 年の 2.2 から上がり始め、1997 年には 3.1、2008 年には 3.5 に達している(Paitaridis & Tsoulfidis 2011)。中国の剰余価値率の変化はギリシャの場合とよく似ている。Tsoulfidis & Tsaliki (2014)はギリシャの剰余価値率が 1990 年の 1.4 から 2004 年の 2.3 へ、その後、

少し下落していることを明らかにした。Marina & Moseley (2000)はメキシコの剰余価値率が1982年から1993年にかけて平均年率1.6パーセントで急速に上昇していたことを明らかにしている。だが、これは1997年から2008年にかけての中国の剰余価値率の動きよりもはるかに緩慢である。民間部門の拡張と産業予備軍のおかげで、剰余価値率の好転は可能だったのである。民間企業は厳格な労務管理を行ったし、労働契約の締結や労働時間の規制にあたっては、労働法を遵守しなかった。だから、民間部門の剰余価値率は国有部門の剰余価値率よりも高かった。改革開放期にあつて剰余価値率が底を打った1997年は、中国共産党第15回全国代表大会が国有部門の改革を加速させた年であった。労働者の解雇、中小規模の企業の民営化、大規模企業の株式会社への転換が進められた。その一方、市場競争と利潤動機に駆られて、国有企業も民間企業と同様の労務管理や雇用慣行を採用した。

地方からの出稼ぎ労働者が都市で職を求めたり、国有企業が大規模なレイオフを行ったりすると、産業予備軍が出現する。ただ、農村に大量の潜在失業者が存在しているとしても、産業予備軍の形成には農村部門と都市部門の両者における制度的改革が必要である。農村における脱集団化、農民世帯の所得の停滞、都市部における民間部門の拡大、都市労働者を出稼ぎ労働者で置き換えようとする国有企業の方針転換など、出稼ぎ労働者の流入のための前提条件が存在する。その一方、一時解雇された国有企業部門の労働者は産業予備軍に流れ込む。国有部門の抜本的な改革の目的の一つは、「雇用の削減を通じて効率の改善」を実現することであった。事実、労働者が職を失い始めたのは、かなり早い時期からだった。1990年代の中頃から2000年代の初頭、3000万以上の労働者が職を失い、国有企業から追い出された。国有企業および国有持ち株企業の雇用は1997年には6%、1998年には7%、1999年から2003年にかけては毎年7%ずつ削減されていったのである¹。

賃金と雇用保障が失われたことは、剰余価値率の周期的変化を時期ごとに比較してみても明らかである。全期間を通じて剰余価値率は景気に敏感であった。ただ、改革開放期よりも毛沢東時代のほうがその傾向は強かった。GDPの成長と剰余価値率の相関も、GDPの成長と剰余価値率の上昇幅との相関も、どちらも毛沢東時代の方が改革開放期よりも強かった。毛沢東時代の景気後退は、付加価値の下落だけでなく、賃金水準と雇用保障の相対的安定にもとづく剰余価値率の下落をもまたもたらしたのである。体制移行が進むにつれ、経済変動はますます賃金と雇用に連動するようになっていった。というのも、民間部門の拡大、出稼ぎ労働者の流入、国有企業の抜本的改革により、労働者はますます賃金と雇用保障を失っていったからである。

注目してほしいのは、剰余価値率が歴史的ピークに差し掛かったのは2008年だったことである²。このときの水準は1978年の時よりもさらに高かった。改革開放の開始にあたり、当局は、賃金を引き上げたり、毛沢東時代の分配政策は労働者の生活水準の改善に失敗したと批判したりして³、労働者の支持を取り付けた。2008年、剰余価値率は1978年の水準より高かったが、その勢いを失っていた。所得の再分配に対する労働者の支持の高まりが予想され、それは大きな制度的変更に結びつく可能性があった。

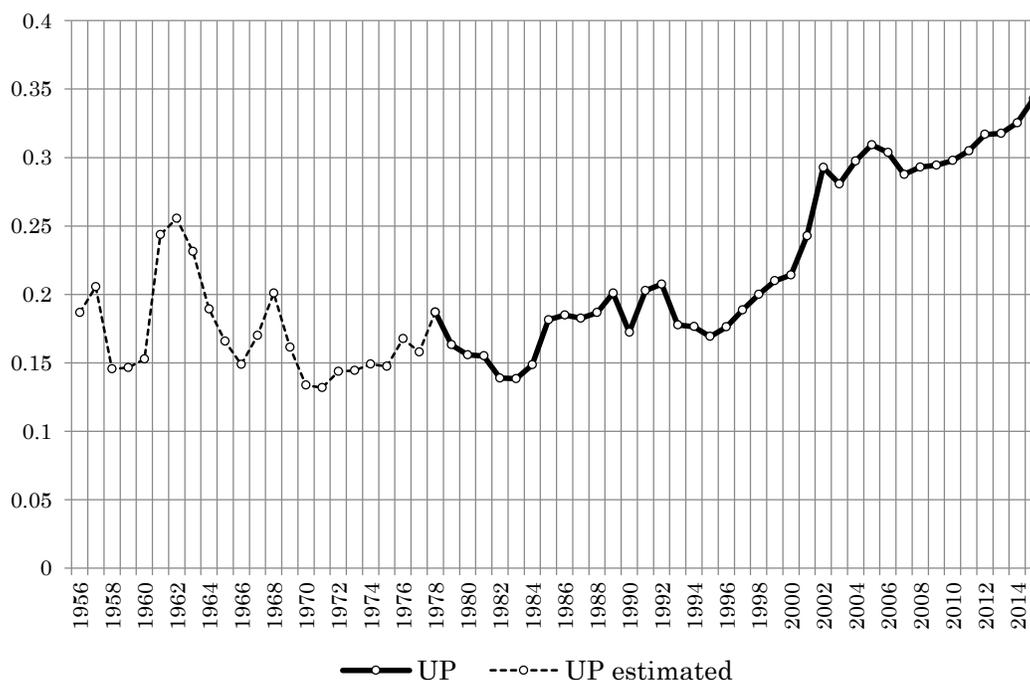
¹ Data sources: China Statistical Yearbook 2015.

² The RSV increased slightly from 2.55 to 2.57 from 2008 to 2011.

³ Chinese economists held five conferences on distribution from 1977 to 1979 to criticize the distribution and incentive system of the Cultural Revolution and labeled the system “egalitarianism,” “big pot rice,” and “doing more work is the same as doing less work” (Su & Feng 1978).

図2は不生産部門で生みだされた剰余価値部分 u を示している。計画経済のもとでは商業も金融も小規模であったことを考えると、両者が毛沢東時代に重要な役割を演じていなかったことは理解できる。改革開放期の初期、不生産部門から汲みだされた剰余価値のシェアは少し上昇したが、2000年以前はまだ相対的に小さいものであった。この割合は2000年以降、20%から30%へとかなり増加した。剰余価値率が急速に増えれば、早晩、過少消費の問題が起きてくる。剰余価値を搾取し、しかも過少消費の危機を回避するには、中国経済を投資と輸出に依拠する経済に変え、それと同時に商業活動や金融活動といった不生産的活動に依拠する経済へと変えなければならない。

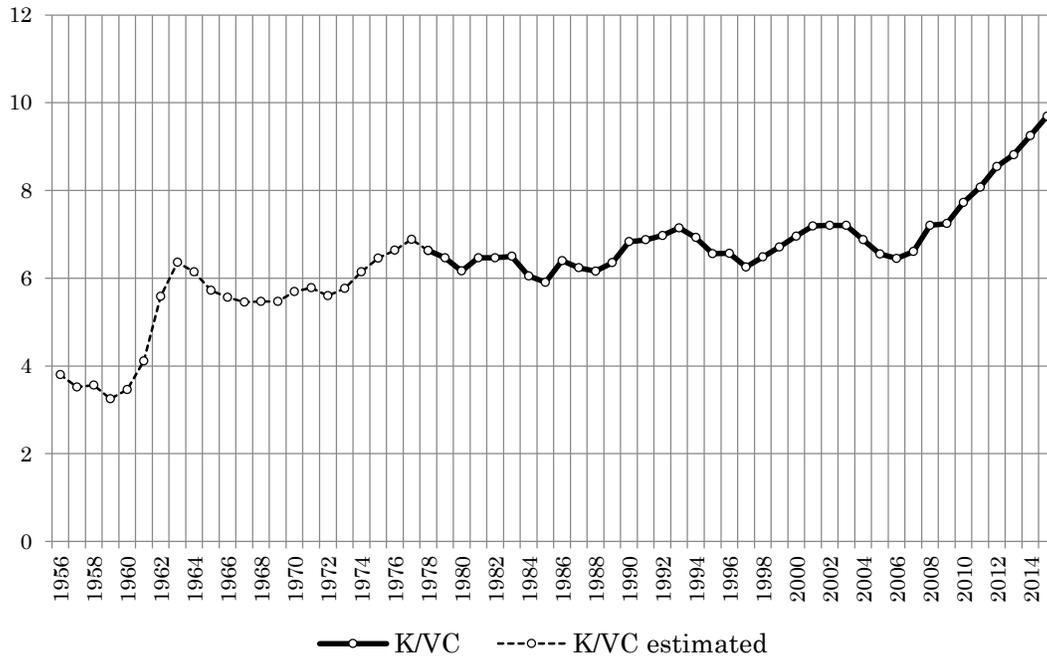
図1 Share of Surplus Value Extracted by Unproductive Sectors, 1956-2015



Data Sources: See the data appendix of Qi (2017).

図3は資本の価値構成 σ を示す。注目すべきは、資本の価値構成が2008年の改革開放期には、若干の下落傾向を示していることである。こうした傾向を価値構成が示す一つの理由は、国家の投資優先順位が重工業から軽工業に変更になったことであり、もう一つの理由は民間部門が拡張し、それが労働集約型の産業だったからである。2008年以降、グローバル市場が停滞し、中国経済が経済成長を支えるために投資に頼るようになると、資本の価値構成はかなり上昇し、全体としての利益率は下がった。

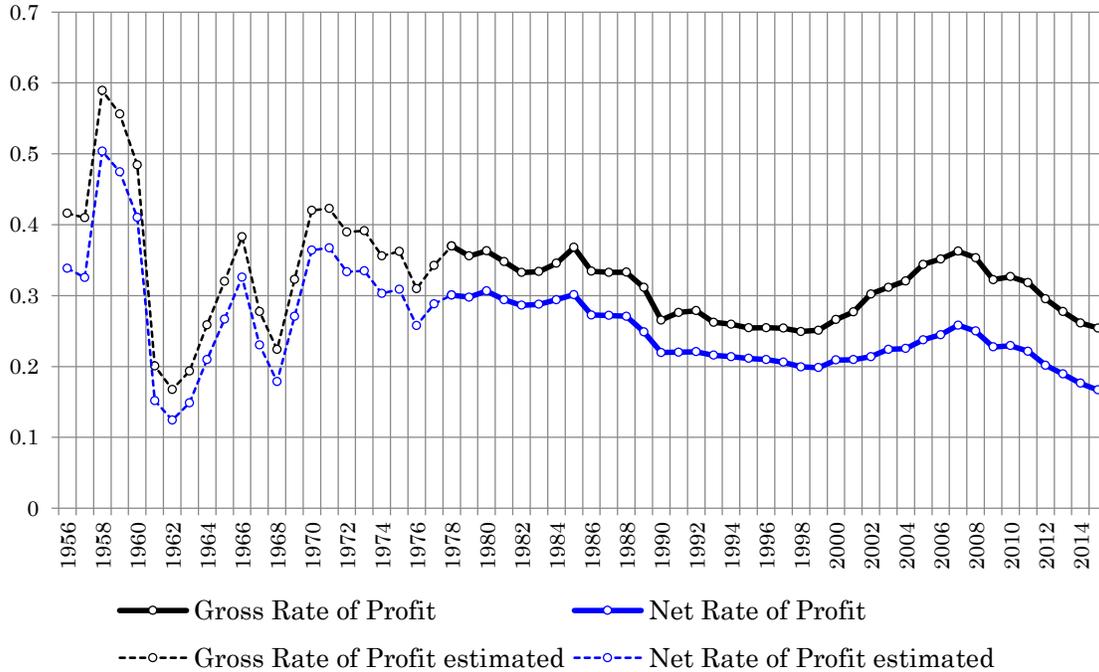
図 2 Value Composition of Capital, 1956-2015



Data Sources: See the data appendix of Qi (2017).

図 4 は総利益率 *GRP* と純利益率 *NRP* を示している。そこで示されたように、1950 年代の総利益と純利益はともにきわめて高かったが、それは一部に 1952 年が継続記録法を用いた資本ストック評価を行った最初の年であったことによる。1960 年から 1978 年にかけて、総利益率と純利益率は平均でそれぞれ 33%と 27%であった。改革開放期になると、両者の利益率は 1978 年から 1985 年までがほぼ一定で、1985 年から 1990 年にかけて急速に下落し、1990 年から 1999 年にかけてゆっくりと続落するが、1999 年から 2007 年には大幅な上昇を遂げ、2007 年以降は再び下落する。2014 年になると総利益率は 2000 年の水準に落ち、純利益率も改革開放期で最低の水準に落ち込んだ。

図 3 Gross vs. Net Rate of Profit, 1956-2015



Data Sources: See the data appendix of Qi (2017).

3. 収益性を左右する要因についての時系列分析

マルクス経済学は、資本主義経済における収益性が資本蓄積と経済成長にとって決定的な重要性をもつことを明らかにしている。資本主義が中国経済を支配している現状では、経済成長が2008年以降なぜ落ち込んだのか、この落ち込みが果たして一時的な問題なのか、それとも長期的トレンドなのか、疑問を解くカギは収益性にある。以下の節は二つの収益性、すなわち総利益率と純利益率の基準測定に充てられている。純利益率とは生産部門が獲得した剰余価値と総固定資本との比率である。そのことを考えると、この尺度こそ資本蓄積を測るうえでより適切であることが分かる。総利益率も資本蓄積にとって有効ではあるが、総利益率の分子（すなわち総剰余価値）には、商業活動および金融活動で消費される剰余価値部分が含まれている。だから、本節では、どの要因が改革開放期の純利益率に影響を与えたのかを分析することにした。

成長要因分解法を用いて筆者は剰余価値率、資本の価値構成、生産部門の生みだした剰余価値の割合が純利益率の成長に対してどれだけの寄与を行ったかを評価してみた (Qi (2017))。明らかになったのは以下の点である。2008年以前、剰余価値率は収益性を高める最大の原動力であり、資本構成の影響を打ち消すほどの力をもっていた。2008年以降は、資本構成の高度化が最大の原動力に代わり、その影響力は剰余価値率の影響力をはるかに上回ることとなった。

ここでわれわれは、時系列分析を純利益率に適応してみたい。成長要因分解法と比べ、時系列分析にはいくつかの利点がある。それは純利益率の定義に含まれる変数をカバーできることであり、それだけでなく、利子など他の変数も含めることができることである。ただ、時系列分析には欠点があることも確かである。なぜなら、改革開放期といっても、それは 38 年にすぎず、観察データもせいぜい 38 回の限られた調査結果にすぎない。これは計量経済学的な結果と単位根検定 (unit root test) の効果に影響をおよぼすかもしれない。とくに改革開放期は何度かの大きな制度改革を経験している。それはデータに構造的な断絶が持ち込まれていることになるかもしれない。こうした不都合にもかかわらず、時系列分析は、要素分解法に匹敵する、興味深い結果を明らかにする。以下のような長期的な関係を立証しよう：

$$NRP_t = \alpha_0 + \alpha_1 WG_t + \alpha_2 KV_t + \alpha_3 U_t + \alpha_4 CU_t + \mu_t \quad (8)$$

等式 (8) では、すべての変数がログ変換されている。NRP は従属変数、すなわち純利益率である。WG は生活賃金と平均賃金との賃金ギャップであり、賃上げ圧力を表わす。KV は資本の価値構成である。U は不生産部門から生みだされた剰余価値の割合である。CU は設備稼働率の尺度で、景気循環に対する敏感性を表わす。 α_0 は定数、 μ は誤差である。

等式 (8) が示すように、われわれは収益性に影響を与える要因として四つの要因を想定する。第一の要因は賃上げ圧力である。もし労働者階級が交渉力をより多く持っていたら、利益は賃金上昇によって圧縮されるだろう。1960 年代後半から 1970 年代にかけてのアメリカ経済における利益率の下落は戦後資本主義の黄金時代 (the Golden Age) における労働者の交渉力の上昇によってもたらされたものである (Boddy & Crotty 1975)。最近では中国がこの賃金上昇を経験している。とくに、ここ数十年、低迷を続けていた出稼ぎ労働者の賃金が上昇に転じている。関係分野の研究者は中国が「ルイスの転換点」(工業化の過程で農業部門の余剰労働力が底をつく時点) に達したかどうか、議論している (e.g. Cai & Du 2011)。考えられる理由としては、人口学的な変化、労働者のパワー強化、最低賃金の上昇、そして 2008 年の労働契約法などが挙げられる。われわれは、賃上げ圧力を、平均賃金に対する生活賃金の水準の割合と考えるが、中国では、平均賃金が、労働力の再生産を行うに足る生活賃金レベルに達していない。そして、これが中国の長年未解決の問題なのである (Li & Qi 2014)。多くの民間企業で、労働者は残業代を稼いで総所得を増やすために長時間労働をせざるをえない。経営者はこの残業の機会を労働者に割り振ることを通じて彼らに対する管理を強化する。したがって、平均賃金と生活賃金とのギャップは労働者の相対的パワーを測る目安である。もしギャップが拡大すれば、労働者は経営者に対して従順になり、賃金上昇圧力は弱くなる。逆なら、圧力は強まる。われわれは、生活賃金として国家統計局が集めた平均単位 (danwei) 賃金 (これは都市住民の所得水準を指す) を使うことにする。単位部門とは公式経済のことであって、そこでの労働者は雇用も保障されており、賃金も高い。平均賃金としては非農業部門における平均従業員報酬を使うことにする。こうして、賃金ギャップは、非農業部門における平均従業員報酬に対する都市部の平均単位賃金の比率ということになる。賃金ギャップは純利益率に対してプラスの影響を与えているはずである。

第二の要因は資本の価値構成である。『資本論』第 3 巻でマルクスは、利潤率が資本の有機的構成の高度化に伴って傾向的に低落すると述べている (Marx 1981)。個々の資本家にとって機械化は市場占有率と労働過程の統制力を高めるための決定的な手段であるから、資本の有機的構成は高まらざるをえない。資本の価値構成は、有機的構成の一つの尺度であって、純利益率に対してマイナスの影響

響を与える。

第三の要因は不生産部門の規模である。不生産部門の規模を測るのにわれわれは不生産部門によって汲みだされる剰余価値の割合を用いる。第二要因と同じく、この要因もまた、従属変数の要因分解から引き出される。不生産部門といっても、それは剰余価値の実現を促すものであり、資本の循環を促進するものである。だが、不生産部門は剰余価値の一部を抽出し、それによって蓄積のための剰余価値の総量を引き下げる。さらにまた、不生産部門のなかの最大ともいえる金融部門（不動産取引を含む）の拡大は経済の金融化を引き起こし、多くの主要資本主義国で実体経済での投資や雇用創出を妨げている(Lazonick & O'Sullivan 2000; Davis 2013)。住宅供給の商品化や、実体経済の低迷を伴って、中国は住宅市場や株式市場のバブルを体験した。中国にはアメリカのような金融化の傾向は見られないが、金融部門の過度の拡張は経済的安定性と成長の持続可能性を損ないかねない。したがって、不生産部門の規模は純利益率に対してマイナスの影響を与える。

最後の要因は経済の景気循環増幅効果である。中国の経済成長は、内的要因および外的要因により周期的な変動を示してきた。改革開放の全時期を通じて、制度改革は経済成長にインパクトを与えた。資本主義的要素が経済体系に入ると、資本主義的蓄積の周期的変動が経済成長を左右するようになった。他方、中国は 1990 年代の初めからグローバル経済に組み込まれている。1990 年代末期には中国経済はアジア金融危機に見舞われ、また、2008 年のグローバル危機でも打撃を受けたが、2000 年代初期の主要先進資本主義国の好景気からは利益も享受した。設備稼働率はこうした経済の周期性を表現する指標である。だが、中国には設備稼働率に関する公式の統計が存在しない。そこで、われわれは経済の周期性を以下のように考える。マルクスの意味で労働者一人当たりの付加価値を一方に、それにホドリック・プレスコット (Hodrick-Prescott) ・フィルターをかけたトレンドを他方に置いて、両者の差分を考えるのである。さらにマルクスの労働者一人当たりの付加価値とこの差分との割合を考える。こうした考え方で行けば、設備稼働率は純利益率に対してプラスの影響を与えることができる。

形式上の回帰を避けるため、すべての変数はレベルに対して定常とされるか、あるいはレベルに対しては非定常だが、一階差分は定常とされなければならない。そして、すべての変数は共和分している。したがって、最初の分析手続きは、単位根検定である。第 2 表は拡張ディッキー・フラー (Dickey-Fuller) 検定とフィリップス・ペロン (Phillips-Perron) 検定の結果をしめしている。結果が示すように、 CU はレベルにたいして定常であり、それ以外のすべての変数はレベルに対して非定常で、一階差分に対して定常、すなわち CU は $I(0)$ であり、他のすべての変数は $I(1)$ である。変数が $I(0)$ か $I(1)$ のどちらかとすれば、Pesaran et al. (2001) の自己回帰型分布ラグ (ARDL) モデルを共和分について用いることは適切である。このアプローチはバウンド検定を使って共和分の関係が $I(0)$ or $I(1)$ のどちらかの変数グループに存在しているかどうかを推定するものだが、この手法は最近の実証研究では広く使われている。

表 1 Unit Root Tests

Augmented Dickey-Fuller Test				
Variables	Intercept		Intercept and trend	
	Level	First difference	Level	First difference
NRP _t	-0.987	-3.426**		
WG _t	-1.252	-6.682***		
KV _t		-4.508***	-1.183	
U _t		-5.908***	-2.706	
CU _t	-4.098***			

Phillips-Perron Test				
Variables	Intercept		Intercept and trend	
	Level	First difference	Level	First difference
NRP _t	-1.506	-24.123***		
WG _t		-39.884***	-10.351	
KV _t		-26.694***	-4.437	
U _t		-32.713***	-14.460	
CU _t	-20.642***			

Notes: *** and ** denote rejection of the null hypothesis of a unit root at 1 percent significance level and 5 percent significance level, respectively.

ARDL アプローチにより、等式(8)には短期調整のプロセスを組み込むべきである：

$$\Delta NRP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta NRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_2 \Delta WG_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_3 \Delta KV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_4 \Delta U_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_5 \Delta CU_{t-i} + \beta_6 NRP_{t-1} + \beta_7 WG_{t-1} + \beta_8 KV_{t-1} + \beta_9 U_{t-1} + \beta_{10} CU_{t-1} + v_t$$

(9)

等式(9)では、 Δ が一階差分を意味している。 p と q_i がラグ乗数、 β_i は係数、 v_t が誤差である。バウンド検定は 等式(9)の OLS (最小二乗回帰) の結果を用いて、 $\beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = 0$ の仮説を臨界値の下限と上限のF値を比較することで検定しようとするものである。もしF値が下限より小さければ、変数のレベル間には長期間の関係が成り立ち、もしF値が下限より大きく、しかし上限よりも小さい場合には、結果は不確定である。もしF値が上限よりも大きいのなら、変数のレベル間に長期的関係は存在しない。

シュワルツ・ベイジアン情報量規準に従えば、ラグ乗数は (p, q_1, q_2, q_3, q_4) に対して $(1, 0, 0, 0, 1)$ である。バウンド検定の中心的な前提は、等式(9)の残差は系列的に独立していなければならないということである。こうしたラグ乗数では、残差に系列相関はありえない(ブロイシュ・ゴッドフレイのラグランジュ乗数テスト Breusch-Godfrey LM test の p 値は 0.028)。表 3 に示されたバウンド検定の結果は変数のレベル間に長期的関係が存在しないことを示している。F 値は上限より高く、1% の水準で有意である。誤差修正項の t 値もまた上限より高く、5% の水準で有意である。

Table 2 ARDL Bounds Test

F-statistic	7.190***	
Critical Values	I(0)	I(1)
1%	3.74	5.06
5%	2.86	4.01
10%	2.45	3.52
t-statistic	-4.148**	
Critical Values	I(0)	I(1)
1%	-3.43	-4.60
5%	-2.86	-3.99
10%	-2.57	-3.66

Notes: ** and *** denotes 5% and 1% significance levels, respectively. The null hypothesis is there is no cointegration. Critical values are from the appendix of Narayan (2005).

表 4 は ARDL 回帰の結果である。結果は説明変数をすべて網羅している。賃金ギャップは統計的に有意であり、プラスの効果を見せている。資本の価値構成も統計的に有意で、マイナスの効果を示している。不生産部門の規模もマイナスの効果であるが、係数は統計的に有意ではない。同時期の設備稼働率は統計的に有意であり、プラスの効果である。単位根検定は、回帰の残差が 5%水準の有意で定常的であることを示しているが、これは変数の間に共和分関係が存在することを追認している。

表 3 ARDL Regression Results

Dependent variable: NRP	
NRP _{t-1}	0.752*** (12.565)
WG _t	0.256** (2.619)
KV _t	-0.354*** (-4.721)
U _t	-0.051 (-0.862)
CU _t	0.524*** (3.153)
CU _{t-1}	-0.555*** (-3.613)
Constant	0.224 (1.060)
Adjusted R ²	0.953
Period	1984-2015
N	32

Notes: ** and *** denotes 5% and 1% level of significance, respectively. The t-statistics are in parentheses. The lag lengths of regressors are selected according to Schwarz-Bayesian information criterion. According to the ADF test and PP test, the residual of the regression is stationary. According to the Breusch-Godfrey LM test, there is no serial correlation. According to the Breusch-Pagan test, there is no heteroskedasticity.

ARDL 回帰を用いて、われわれは以下のような誤差修正モデルを推計する：

$$\Delta NRP_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_1 \Delta NRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 \Delta WG_t + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 \Delta KV_t + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 \Delta U_t + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 \Delta CU_t + \delta_6 EC_{t-1} + \omega_t \quad (10)$$

等式(10) は等式(9)と同じだが、等式(9) におけるレベル変数が等式(10)では誤差修正項 EC_{t-1} で置

き換えられている。等式(10)における係数 δ_6 は負でなければならない。それは、偏差に対して ΔNRP_t は偏差をオフセットすることで長期的関係から逸れることを意味する。したがって、負の δ_6 は変数の水準のなかに長期的関係が存在することになる。表5は等式(10)の最小二乗回帰の結果であり、 δ_6 が負であり、その絶対値は1より小さいことを示唆している。

表4 Error-Correction Representation Results

Dependent variable: ΔNRP_t			
Short-run effect		Long-run effect	
ΔWG_t	0.256** (2.619)	WG_t	1.031*** (2.918)
ΔKV_t	-0.354*** (-4.721)	KV_t	-1.426*** (-3.961)
ΔU_t	-0.051 (-0.862)	U_t	-0.205 (-0.912)
ΔCU_t	0.524*** -3.153	CU_t	-0.126 (-0.159)
EC_{t-1}	-0.248*** (-4.148)		
Constant	0.224 (1.060)		
Adjusted R ²		0.617	
Period		1984-2015	
N		32	

Notes: ** and *** denotes 5% and 1% level of significance, respectively. The t-statistics are in parentheses. The lag lengths of regressors are selected according to Schwarz-Bayesian information criterion. According to the ADF test and PP test, the residual of the regression is stationary. According to the Breusch-Godfrey LM test, there is no serial correlation. According to the Breusch-Pagan test, there is no heteroskedasticity.

表5にもまた各要因の長期的影響力が強く示されている。WGとKVの長期的影響はそれぞれ1.031と1.426であり、それは、WG(KV)が1%増えればNRPが1.031(1.426)%増えることを意味する。2007年から2015年にかけてWGは10%下落し、KVは47%増加したが、これは長期的な純利益率をかなり引き下げることになる。こうした結果から見て、資本の価値構成の上昇は長期的な収益性の下降にとっての主な推進力であり、このことはQi(2017)が行った要因分解の結論と一致している。結論は、賃金圧力が長期的収益性にかかなりの(最大ではないが)影響力を発揮していることも示している。最後に、不生産部門の規模と景気循環は長期的収益性に有意な影響を与えていない。

4. 収益性を損なう条件と「新常态」

中国経済が「新常态」に入ってから、純利益率は改革開放期で最低となった。成長要因分析を行った Qi (2017) は、剰余価値率の低迷と、資本の価値構成の上昇が 2008 年以降の収益性の低下の原因であることを明らかにしている。前節での時系列分析も同様の結論を示している。それは、剰余価値率の停滞が賃金圧力の上昇と結びつくからである。そこで、次の問題は、なぜ剰余価値率は停滞しているのか（または、なぜ賃上げ圧力は上昇を続けるのか）、そして、なぜ資本の価値構成は上昇を続けるのか、である。

剰余価値率の停滞と、賃金圧力の上昇は産業予備軍の縮小の結果である。第 2.2 節で述べたように、1990 年代の末と 2000 年代の初頭、剰余価値率の増加が見られた主な理由は産業予備軍の形成と拡大である。産業予備軍の二つの構成要素は出稼ぎ労働者と国有部門を解雇された労働者である。解雇労働者については、2004 年以降、国有部門の雇用が安定に向かい、解雇者の数もほとんど増加していない。他方、1990 年代に解雇された労働者の多くは、彼らが退職年齢に近づくにつれて、労働市場から退場を始めている。産業予備軍の最大の構成部分はお出稼ぎ労働者であるが、彼らは、2008 年以降になると、それまで示していたような速度で拡大を続ける気配を見せていない。2008 年から 2014 年まで出稼ぎ労働者は継続的に減少している⁴。都市部の雇用全体に占める出稼ぎ労働者の割合は、1990 年代と 2000 年代、増加を示していたが、2008 年以降は安定し、2010 年からは若干の下落を示している。賃金については、実質賃金の急速な上昇が起きている。だが、こうした経済拡大は労働者の生活水準の向上に結びついていない(Li & Qi 2014)。労働者は生活賃金の水準に追いつき、賃金ギャップを埋めるために依然として長時間労働に頼らなければならない。産業予備軍と賃金ギャップが縮小したことを考えれば、実質賃金の上昇トレンドが今後逆転することはまずないだろう。

2008 年以前の剰余価値率の急速な上昇は一方における収益性の支えであったが、他方では国内需要を抑制することで収益性に危機をもたらしたとも言える。だから、2008 年以前の資本蓄積モデルはずっと価値実現の問題を抱えていたのである。輸出と投資が総需要を維持するうえで決定的な役割を担っていた。Zhu & Kotz (2010)も、経済成長はますます輸出と投資に依存するようになっていっていると見ている。2008 年以降は、グローバル資本主義は大幅な景気後退ないし長期的停滞に突入したことで、中国の輸出需要は劇的に落ち込んだ。結果として、投資への期待が大きく膨らんだ。国は景気後退に対応して四兆元規模の刺激策を打ち出した。国営銀行がインフラに集中した巨額投資を支え、それが短期的には企業のための需要を創出し、長期的には生産性を高めることになった。ただ、インフラ投資の収益性はそれほど高くないし、収益性のプラスの効果はいくつかの数少ない産業部門（たとえば鉄鋼業）に集中しがちである。巨額の投資は結果的に資本の価値構成を上昇させ、それは収益性をさらに悪化させたのである。

その一方、国営銀行と非金融系の国有部門が大規模投資にどれだけ好意的である(Lo & Li 2011)としても、巨大投資に伴う収益負債比率の上昇は持続可能性を損なう恐れを生じさせる。非金融系企業の収益負債比率は 2007 年の 195%から 2014 年の 317%に跳ね上がった。GDP に占める非金融系企業の負債は 1996 年から 2008 年まで安定していたが、その後は、2008 年の 98%から 2014 年の 149%まで上昇した。非金融系部門の返済負担率は主要国のなかで最高水準に達した(Li et al. 2015)。

まとめてみよう。1990 年代から 2008 年までの剰余価値率は膨大な産業予備軍に支えられ高水準

⁴ Data sources: National Statistical Bureau, "Investigation Report on Migrant Workers," from 2008 to 2014.

を維持した。これは中国経済の体制移行期に起きた制度変更とパワーシフトの結果であった。近年では、産業予備軍が縮小し、剰余価値率も高止まりで上昇を諦めている。高い剰余価値率は投資と輸出に依存する経済を必要とする。2008年以後、総需要を拡大させ、資本の価値構成を高度化するのに投資は決定的なものとなった。剰余価値率の低迷と資本の価値構成の上昇は、両者相俟って利益率の下落を引き起こした。収益性を回復させるためには、中国は投資に代わって消費を総需要の主要な源泉に位置づけなければならない。剰余価値率が依然として高いままでは、消費需要が拡大する可能性は低い(家計が負債を抱えれば、この可能性は開けるが、そうなるどころでは持続可能性が損なわれる)。したがって、中国経済が剰余価値率を低く抑え、総需要を構造改革できるようになる、そのときまで、低い収益性と「新常态」は続くことだろう。

5. 結論

本稿はマルクスのアプローチに基づき、剰余価値率の同質的な時系列を組み立て、利益率の低下に注目しつつ、剰余価値率と中国経済の「新常态」との関係を分析した。剰余価値率の動態は力関係(パワー・リレーション)のさまざまな変化の結果として生まれてくるものであり、この力関係を決定するのは、経済要素の所有構造、産業予備軍の形成、国有企業の改革といった一連の経済的、制度的要因である。本稿が明らかにした主要な点は以下のとおりである。改革開放期では、剰余価値率は1978年から1997年にかけて低下し、1997年から2008年まで上昇し、その後、2008年以降は停滞している。停滞した剰余価値率の停滞(あるいは賃金圧力の上昇)は収益性の悪化をもたらす重要な要因である。さらにまた、剰余価値率が依然として高い水準にあるため、2008年以降の総需要を支えるうえで投資が決定的な役割を果たしてきた。そのことがまた資本構成の高度化を引き起こすことになった。資本構成の高度化は収益性を抑えるもう一つの重要な要素である。

2008年以降、剰余価値率は停滞気味か、若干の下落傾向にある。この間、注目すべき出来事が起きている。第一に、アメリカ発の金融危機および経済危機が主要資本主義諸国の経済を襲い、景気後退や停滞を引き起こしたが、これが中国の輸出の減少を通じて中国経済に悪影響を及ぼした。中国経済の成長は賃金上昇に追いつかなくなり、それは剰余価値率の下落につながった。第二に、ここ十年続いた剰余価値率の上昇は、労働者から生活水準改善の能力を奪うことになったが、それでもこうした状況に抗して、賃金上昇を求める労働者の闘争は盛り上がった。産業予備軍の縮小もまた、従業員の交渉力を高めた。巨額の投資は一方で資本の価値構成を高めて収益性を抑えることにつながり、他方で収益負債比率を高めて経済成長の持続可能性を悪化させることにつながる。だとすると、中国経済が「新常态」の下で収益性を維持するのはかなり深刻な問題となるだろう。さらにまた、現在の蓄積モデルは、環境資源の限界に突き当たっている。それは、大気汚染が中国の人々にとって深刻な問題となっていることから分かることである。資本蓄積は労働力を浪費しただけではなく、環境資源もまた浪費しているのである。こうした状況下で現在の蓄積モデルを支持することは、経済危機に加担することであり、それだけでなく環境危機に加担することでもある。労働者の側に立った分配、賃金主導の経済成長、そして持続可能な開発、——これらを促進するような大胆な制度改革、それこそが未来の繁栄を導き出す前提条件ではないだろうか。

References

- Boddy, R. & Crotty, J., 1975. Class Conflict and Macro-Policy: The Political Business Cycle. *Review of Radical Political Economics*, 7(1), pp.1–19.
- Cai, F. & Du, Y., 2011. Wage increases, wage convergence, and the Lewis turning point in China. *China Economic Review*, 22(4), pp.601–610.
- Cronin, B., 2001. Productive and Unproductive Capital: A mapping of the New Zealand system of national accounts to classical economic categories, 1972 -95. *Review of Political Economy*, 13(3), pp.309–327.
- Davis, L.E., 2013. Financialization and the nonfinancial corporation: an investigation of firm-level investment behavior in the U.S.. University of Massachusetts Amherst Working Paper.
- Kuznets, S., 1955. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45(1), pp.1–28.
- Lazonick, W. & O’Sullivan, M., 2000. Maximizing Shareholder Value: A New Ideology for Corporate Governance. *Economy and Society*, 29, pp.13–35.
- Li, Y., Zhang, X. & Chang, X., 2015. *China National Balance Sheet 2015*, Beijing: China Social Science Press.
- Li, Z. & Qi, H., 2014. Labor Process and the Social Structure of Accumulation in China. *Review of Radical Political Economics*, 46(4), pp.481–488.
- Lo, D. & Li, G., 2011. China’s economic growth, 1978-2007: structural-institutional changes and efficiency attributes. *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(1), pp.59–84.
- Luo, G., 1990. *Marx’s Theory of Productive Labor: Two Contemporary Systems of National Accounting and Issues on the Reform of China’s Statistical System (in Chinese)*, Economic Science Press.
- Maniatis, T., 2005. Marxian Macroeconomic Categories in the Greek Economy. *Review of Radical Political Economics*, 37(4), pp.494–516.
- Marina, A. & Moseley, F., 2000. The Rate of Profit in the Postwar Mexican Economy, 1950-1993. In R. Baiman, H. Boushey, & D. Saunders, eds. *Political Economy and Contemporary Capitalism: Radical Perspectives on Economic Theory and Policy*. Armonk, NY: M.E. Sharpe, pp. 184–192.
- Marx, K., 1981. *Capital, Vol. 3*, Penguin Books.
- Mohun, S., 2005. On measuring the wealth of nations: the US economy, 1964-2001. *Cambridge Journal of Economics*, 29(5), pp.799–815.
- Mohun, S., 2013. Unproductive Labor in the U.S. Economy 1964-2010. *Review of Radical Political Economics*, 46(3), pp.355–379.
- Moseley, F., 1985. The rate of surplus value in the postwar U.S. economy: a critique of Weisskopf’s estimates. *Cambridge Journal of Economics*, 9(1), pp.57–79.
- Narayan, P.K., 2005. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), pp.1979–1990.

- Paitaridis, D. & Tsoulfidis, L., 2011. The Growth of Unproductive Activities, the Rate of Profit, and the Phase-Change of the U.S. Economy. *Review of Radical Political Economics*, 44(2), pp.213–233.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp.289–326.
- Piketty, T., 2014. *Capital in the 21st Century*. Harvard University Press.
- Qi, H., 2015. *The Labor Share Question in China*. University of Massachusetts Amherst Dissertation.
- Shaikh, A.M. & Tonak, E.A., 1994. *Measuring the Wealth of Nations: The political Economy of National Accounts*, Cambridge University Press.
- Su, S. & Feng, L., 1978. Clear up the Influences of the Slanders of the “Gang of Four” on “Distribution According to Work.” In *On the Issues of “Distribution According to Work” (in Chinese)*. Shanghai: Sanlian Bookstore.
- Summers, L.H., 2015. Demand Side Secular Stagnation. *American Economic Review*, 105(5), pp.60–65.
- Sun, Y., 1981. On Productive Labor and Unproductive Labor and the Discussion on National Income and Gross National Product. *Economic Reserch Journal (Jingji Yanjiu, in Chinese)*, (8), pp.15–24.
- Tsoulfidis, L. & Tsaliki, P., 2014. Unproductive labour, capital accumulation and profitability crisis in the Greek economy. *International Review of Applied Economics*, 28(5), pp.562–585.
- Wei, X., 1981. On the Issue of Productive Labor and Unproductive Labor. *Economic Theory and Economic Management (Jingji Lilun yu Jingji Guanli, in Chinese)*, (16-22).
- Yu, G., 1981. Productive Labor and Unproductive Labor in the Socialist System. *Economic Issues in China (Zhongguo Jingji Wenti, in Chinese)*, (1), pp.1–8.
- Zhu, A. & Kotz, D.M., 2010. The Dependence of China’s Economic Growth on Exports and Investment. *Review of Radical Political Economics*, 43(1), pp.9–32.

(本稿は中央大学経済研究所公開研究会で発表、報告したものである。)