



RIETI Discussion Paper Series 12-J-015

中国の経済発展、産業構造変化とルイス転換点

深尾 京司
経済産業研究所

袁 堂軍
復旦大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

中国の経済発展、産業構造変化とルイス転換点

深尾 京司（経済産業研究所）

袁堂軍（復旦大学）

要 旨

中国のように厳しい為替管理と外国為替市場への膨大な介入を行っている国では、自国通貨安の名目レートを長期に続けてもそれほど不思議ではない。しかし、そのような政策は国内物価の急上昇を引き起こし、異常な物価安（自国通貨安）は名目為替レートの騰貴ではなく、国内物価の上昇を通じて解消されるはずである。もしかすると中国では、何らかの構造的な要因の為に、均衡実質為替レートが大幅な自国通貨安の水準に留まっているのかもしれない。そこで我々は、購買力平価の視点からの国際比較により中国元がどれほど割安かを確認した上で、一次産業に労働余剰が存在するルイス・タイプの3部門経済成長モデルを構築し、経済発展の過程と絶対物価水準の関係を分析する。その結果、一次産業に余剰労働が存在するルイス的な状況では、絶対物価は低い水準に留まること、中国のように製造業への労働移動の障壁が高く、また財・サービス純輸出対GDP比が高い経済では、労働者一人当たりGDPが十分に高くなるまで、このようなルイス的な状況からの離脱が起きないことを示す。

キーワード：中国の元安問題、ルイス転換点、購買力平価、均衡為替レート、
近隣窮乏化政策、経済発展、労働市場

JEL classification: F31, F41, F42, F43, J20, J30, J43, J61, O11, O14, O41, O53

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

† 本論文の実証研究は、経済産業研究所の「東アジア産業生産性プロジェクト」および日本経済研究センターの「国際経済研究プロジェクト」の一部として行われた。

I. はじめに

中国のように厳しい為替管理と外国為替市場への膨大な介入を行っている国では、自国通貨安の名目レートを長期に続けてもそれほど不思議ではない。しかし、そのような政策は国内物価の急上昇を引き起こし、異常な自国通貨安は名目為替レートの騰貴ではなく、国内物価の上昇を通じて解消されるはずである。なぜ中国では、日本が1970年代初めに経験したような狂乱物価が起きないのであろうか。

もしかすると中国では、何らかの構造的な要因の為に、均衡実質為替レートが大幅な自国通貨安の水準に留まっているのかもしれない。そこで我々は、購買力平価の視点から中国元がどれほど割安かを確認した上で、一次産業に労働余剰が存在するルイス・タイプの3部門経済成長モデルを構築し、経済発展の過程と絶対物価水準の関係を分析する。理論分析の結果、ルイス転換点をもたらす経済発展の程度（一人当たりGDP）は、財・サービス純輸出対GDP比や、製造業への労働移動の阻害要因の大きさ、などの経済構造に依存していることが示される。

また我々は、輸出依存型経済成長や、労働移動を阻害している要因の大きさ、資本集約的な産業の拡大といった、ルイス転換点を左右する諸要因について、中国の経済発展の特徴を実証的に明らかにする。その結果、中国経済発展の特徴の多くが、ルイス転換点到達を遅らせている可能性が高いことを示す。

論文の構成は次のとおりである。まず次節では、購買力平価の視点から中国元がどれほど割安かについて分析する。第3節では、3部門モデルを使って、内需拡大と経常収支黒字の縮小が、どのような産業構造と実質為替レートの変化をもたらすかについて考察する。第4節では、中国のデータを用いて我々の理論分析の妥当性について考察する。第5節では、分析で得られた主な結果をまとめる。

II. 中国元は割安すぎるか：購買力平価による分析

本節では、中国元レートが割安すぎるか否かを購買力平価データを用いて分析する。

1. 通貨が割安すぎるか否かを判断する2つのアプローチ

為替レートの水準を判断するには、大別して2つのアプローチが考えられる。

一つは、以下のような方法で「均衡為替レート」を算出するアプローチである。まず、貯蓄・投資バランスの推移や発展段階から、完全雇用下における長期的な「均衡経常収支」の対GDP比を推測する。次に、財・サービスの輸出・入関数を推計し、内外の完全雇用を前提にした時、実質為替レートがどれほど調整すれば、財・サービス収支黒字プラス所得収支黒字（対外純資産等長期的な要因で規定されると仮定）が、上記の「均衡経常収支」と一致するかを推計する。例えば、「均衡経常収支」/GDP比が3%減少すると予想され、実質為替レートの10%変化が、財・サービス収支黒字の対GDP比を1%減少させるとすれば、実質為替レートは30%減価する必要があることになる。たとえば、Williamson (1994)ではいくつかの均衡為替レートの算出方法を紹介した上で、このようなマクロ経済均衡ア

アプローチの有効性を強調している。また、萩原（2008）も、経常収支不均衡の調整過程に関する近年の理論的分析を展望し、経常収支不均衡はいずれゼロ均衡に向かうとの前提に立って、財市場・資産市場での調整を中心に、実質・名目為替レートの調整過程を考察している。¹ この方法を中国元に適用した研究としては、Goldstein (2004)や Bosworth (2004)がある。彼らは、中国元が安すぎるとの結果を得ている。

もう一つは、内外物価水準の格差に関する情報を元に、購買力平価に基づいて「均衡為替レート」を算出するアプローチである。例えば、国際的に見て平均的な国内総支出のバスケット（国内総支出を構成する財・サービスに対する最終需要の組み合わせ）を購入するにあたり、市場為替レートでドル換算した中国の物価水準が他の多くの国よりも大幅に安ければ、中国元は割安すぎると判断する。

このアプローチで注意する必要があるのは、Balassa-Samuelson の効果として知られているように、貧しい国ほど非貿易財の価格が安いいため、この点を考慮しないと貧しい国の為替レートを過剰に割安に評価してしまう点である。² このアプローチで精度の高い分析を行うには、経済発展が均衡為替レートをどのように変化させるかについて十分に理解する必要がある。³

2つのアプローチには、それぞれ長短がある。

第一のアプローチは、現状を前提として数年程度の間ので替レートの動向について分析するには、有効であろう。しかし、中国のように、10%近い経済成長を続け、産業構造や労働市場の状況が急速に変わりつつある国について、現状の輸出・入関数やその背後にある産業構造や労働市場を前提とする第一のアプローチは、4-5年程度より長期の動向を分析するには向かない。また、このアプローチでは「均衡経常収支」がどれほどかという判断することが難しい問題にまず答えないと、均衡レートについて議論できないという弱点を持つ。

一方、第二のアプローチは通常、世界各国のクロスセクション・データや各国の時系列データをプールしたパネルデータを使って Balassa-Samuelson の関係を推計した上で、分析対象国の実質為替レート観測値が推計モデルの理論値から乖離しているか否かをテストすることになる。しかし、多くの推計では残差の標準偏差がかなり大きいため、分析対象国の通貨が理論値からよほど大きく乖離していないと、実際ので替レートが均衡値から統計的に有意に乖離しているとの結果を得ることができない。この方法を中国元に適用した研究としては、Bosworth (2004)や Cheung, Chinn and Fujii (2010)があるが、彼らも、中国元は均衡と比較して安すぎるものの、乖離が統計的に有意との結果は得ていない。

なお、Sato, Shimizu, Shrestha and Zhang (2010)は長期的には貿易財について商品裁定により絶対的購買力平価の関係が成立すると考え、貿易財単価の情報に基づき米中間の均衡レ-

¹ 経常収支不均衡の調整過程における為替レートの役割に関する文献については Edwards (2005) を参照されたい。

² 詳しくは、Balassa (1964)および Samuelson (1964, 1994) 参照。

³ Bosworth (2004)はまた、国際資本移動規制や外貨準備の増減に関する情報から、中国通貨が過剰に割安に設定されている可能性を指摘している。

トを算出し、2000年において中国元が米国ドルに対し65%割安すぎたとの結果を得ている。彼らは産業連関表を使って、為替レート変動が中間投入を通じて輸出財単価を変化させるメカニズムを考慮した上で分析を行っている。しかし垂直的な分業を伴う産業内貿易の実証研究でよく知られているように（例えば Fukao, Ishido and Ito (2003)参照）、非常に詳細な貿易分類で同一と分類される商品についても、中国の輸出・入財単価は米国や日本の輸出・入単価を大きく下回る傾向があるため（つまり中国はより安価なタイプの製品生産に特化している）、中国のような途上国と米国のような先進国の間で商品裁定の仮定に基づいて均衡レートを算出することには、無理がある。

このような問題意識から、次節では Balassa-Samuelson 理論に基づく第二のアプローチを採用する。ただし、これまで紹介してきた実証研究や Sato, Shimizu, Shrestha and Zhang (2010) がサーベイしている諸研究など、ほとんどの先行研究が中国元は割安であるとの結果を得ていることを考慮し、均衡レートからの乖離に関する計量的な検定は試みない。我々は、市場為替レートで換算した各国の絶対物価水準を比較し、Balassa-Samuelson の関係から見て中国がどのような位置を占めているか、経済発展および通貨価値に関する日本や韓国の過去の経験と比較して中国元の価値はどのように特異かに焦点を当てて分析を行う。

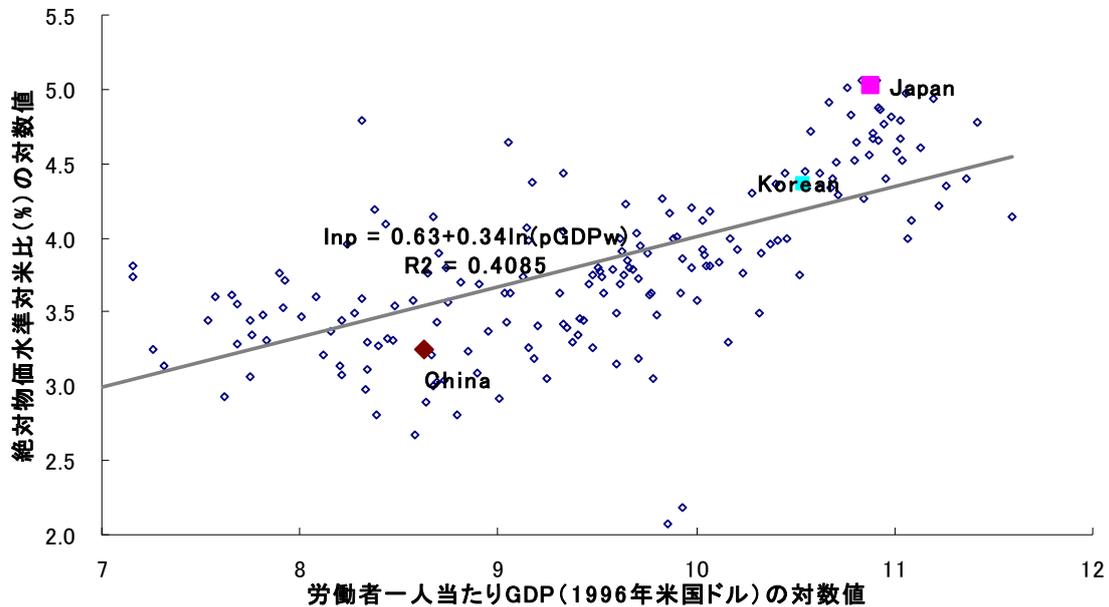
2. 経済発展と通貨価値に関する国際比較

まず、Penn World Table の国内総支出に関する物価絶対水準の国際比較データを用いて、市場為替レートで換算した中国の絶対物価水準の対米国比（中国の絶対物価水準（元）／（元ドルレート（元建）×米国の絶対物価水準（ドル）））が、他の諸国のそれと比べて、どの程度高いか低いかを見てみよう。この値が低いほど、中国物価が安いにもかかわらず元ドルレートが元安に（つまり1ドル購入に多額の元を必要とするレベルに）設定され、中国財が割安となっていることを示す。

図1は、多くの国で絶対物価水準の調査が行われた1996年について、横軸に各国の労働者一人当たり実質GDP（1996年米国ドル）の対数値、縦軸に為替レートで換算した各国の絶対物価水準の対米国比の対数値をとり、各国の値の組み合わせがプロットしてある。⁴ Balassa-Samuelson 理論と整合的に、通常最小二乗法で推計した傾向線は右上がりである。つまり、豊かな国ほど、物価は市場為替レートで換算した外国物価と比べて割高になっている。この傾向線と比較すると中国は傾向線より下方に位置している。物価水準と比較して元が割安であったことが分かる。

⁴ 世界銀行が中心に行っている各国の絶対物価水準調査（International Comparison Project）の最新のベンチマーク年は2005年である。2005年調査による中国の絶対物価水準は図1のそれよりもかなり高くなっている。しかし、2005年の中国における調査は、物価の安い農村地域の物価を十分に反映しておらず、物価水準を過大に評価している危険が高いと考えられているため、本論文では使わない（World Bank 2007）。

図 1. 1996 年における各国の労働者一人当たり実質 GDP (1996 年米国ドル)
対数値と米国と比較した絶対物価水準 (%) の対数値



注：横軸は、労働者一人当たり実質 GDP (1996 年米国ドル) の対数値、縦軸は市場為替レートで換算した各国の絶対物価水準の対米比 (%) の対数値

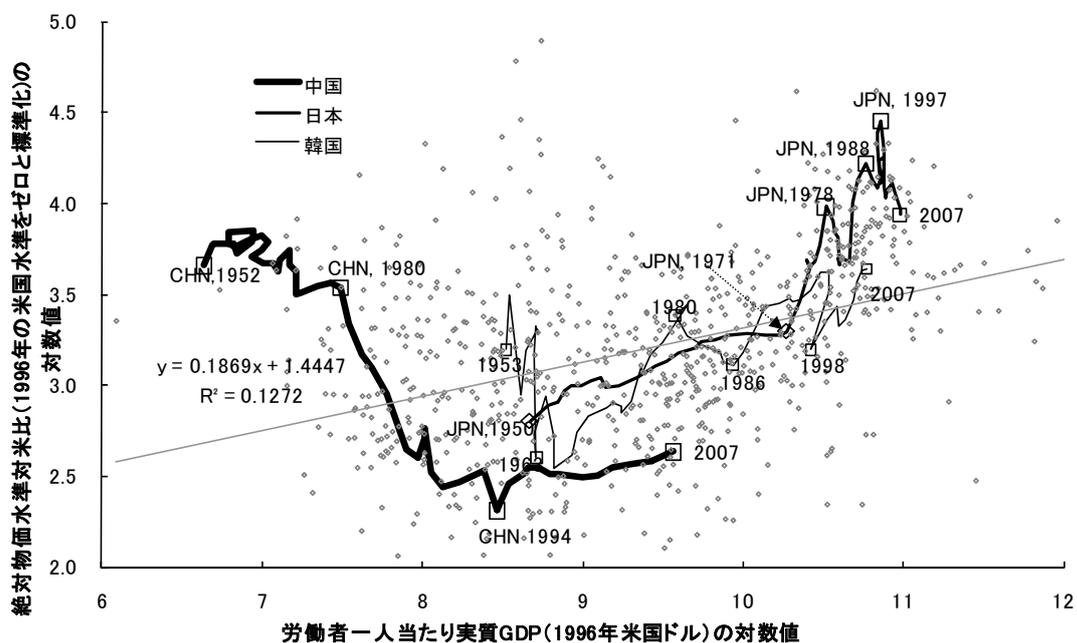
出所：Penn World Table (PWT) 6.3 より作成。

図 1 によれば、中国元は 1990 年代後半には割安に設定されていたように思われる。一方、中国の労働者一人当たり GDP は急速に上昇してきた。図 1 の関係が時間を通じてどのように変化したかを図にしてみよう。図 1 のような各国の観測値を 1996 年以降や以前についても集め、同じ図にプロットするわけにはいかない。図の縦軸にあたる各年における市場為替レートで換算した各国の絶対物価水準の対米比 (%) の各年値 (対数値) は、当該国の絶対物価水準を市場レートでドル換算した値が上昇することを反映して上昇するだけでなく、米国で経済成長につれ絶対物価水準が上昇すれば、これを反映して下落してしまう。このため、このようなプロット図では、当該国における経済成長による絶対物価水準の米国と比較した上昇だけではなく、米国の経済成長の影響を受けてしまう。

この問題を解決するため、図 2 では、縦軸の値から、米国の経済成長による物価高の要因を除いて計算することにした。すなわち、縦軸の値は、 t 年の米国と比較した当該国の物価水準対数値プラス図 1 の傾向線の傾き \times (米国の 1996 年の労働者一人当たり実質 GDP 対数値 (1996 年米国ドル) マイナス米国の t 年の労働者一人当たり実質 GDP 対数値 (1996 年米国ドル)) によって計算した。従って縦軸は、言わば 1996 年の米国の物価水準と比較した各国各年の (市場為替レートで換算した) 絶対物価水準を表わしていることになる。なお、図 2 では、中国、日本、韓国について時間を通じた変化を曲線をつないで表してある。なお、図中の直線は最小二乗法による傾向線を表す。

図2を見ると、日本及び韓国では、1970年代前半のドルペッグ制の崩壊の頃を境に、市場為替レートで換算した国内物価が割高に（つまり自国通貨高に）推移してきたことが分かる。一方中国では、1980年代半ばに自国通貨が大幅に減価してのちは、一貫して傾向線の下に位置し（自国通貨安）、最近では傾向線との垂直方向の乖離がますます大きくなりつつあることが分かる。

図2. 各国の労働者一人当たり実質GDP対数値（1996年米国ドル）と市場為替レートで換算した絶対物価水準対数値（1996年における米国の物価水準対数値を0と標準化）の推移：1950-2007年



注：縦軸は、 t 年の米国と比較した当該国の物価水準（%）の対数値プラス図1の傾向線の傾き \times （米国の1996年の労働者一人当たり実質GDP対数値（1996年米国ドル）マイナス米国の t 年の労働者一人当たり実質GDP対数値（1996年米国ドル））。横軸は労働者一人当たり実質GDP（1996年米国ドル）の対数値。

出所：PWT6.3より作成。

中国では1980年代半ばまで、また韓国では1960年代初めまで、為替レートで換算した絶対物価水準がかなり割高（つまり物価水準と比較して自国通貨高）な時期が続いた。両国における、このような初期の段階の高い物価水準は、為替レートが人為的に割高な水準に設定されたにもかかわらず、為替や貿易の厳しい管理の下で、人々が安価な外国財を購入することを通じて自国通貨が安くなるというメカニズムが、十分に働いていなかったためと推察されよう。このような初期の時期を除くと、その後の工業化の過程では、中国では現在に至るまで、韓国では1970年代前半まで、絶対物価水準が安い時期が続いた。また

図2によれば、日本についても1950年代には絶対物価水準が低く、1960年代に次第に上昇して傾向線に近づくものの、1971年のニクソンショック後、円高と第一次オイルショック後の「狂乱物価」が起きるまでは、為替レートで換算した絶対物価水準は比較的安定していたことが分かる。

注意すべきなのは、2007年における中国の購買力換算した労働者一人当たりGDPは、日本の1962-63年、韓国の1977-78年の水準にあるという事実である。図2から分かるように、この時期には既に日本や韓国では成長にともない、為替レート換算した絶対物価水準がかなり上昇していたのに対して、中国ではこれと比較して大幅に物価が安い（中国元が安い）状況が続いている。

以上見て来たように、中国は異常に物価安（自国通貨安）の状態を1980年代後半以降続けてきた。中国のように厳しい為替管理と外国為替市場への膨大な介入を行っている国では、自国通貨安の名目レートを続けてもそれほど不思議ではない。しかし開放マクロ経済学の教科書によれば、そのような政策は国内物価の急上昇を引き起こし、異常な物価安（自国通貨安）は名目為替レートの騰貴ではなく、国内物価の上昇を通じて解消されるはずである。

中国では最近、インフレーション問題が深刻化しつつあるが、元安を相殺する程の規模のインフレーションは起きていない。もしかすると中国では、何らかの構造的な要因の為に、均衡実質為替レートが大幅な自国通貨安の水準に留まっているのかもしれない。そうであるとすれば、このような構造的な要因が喪失するとともに、大幅な元高が生じる可能性がある。次節ではこのような問題意識から、経済発展と市場為替レートで換算した自国物価水準の海外物価水準に対する比率の関係について、開放マクロ経済モデルを構築して分析を行う。理論モデルでは、農村における過剰労働、労働の産業間移動を抑制している要因、中国における労働者一人当たりで見た過小な土地や天然資源、資本蓄積や産業間で異なる技術進歩の効果、等を考慮する。

Ⅲ. 経済発展、ルイスの転換点と均衡為替レート：3部門開放経済モデルによる分析

1. 理論モデル

小国、開放経済を想定する。この経済は、一次産品、サービス、工業製品をそれぞれ生産する三つの産業、一次産業、サービス産業、製造業から構成されている。

一次産業Aでは土地など賦存量一定の天然資源 L と労働 N_A が、サービス産業Sでは労働 N_S のみが、製造業Mでは短期的には所与の資本ストック K と労働 N_M が、それぞれ投入され、生産関数はコブ・ダグラス型と仮定する。

$$Q_A = \Omega_A L^\alpha N_A^{1-\alpha}$$

$$Q_S = \Omega_S N_S$$

$$Q_M = \Omega_M K^\beta N_M^{1-\beta}$$

ただし Ω_A 、 Ω_S 、 Ω_M は、各産業における全要素生産性（TFP）を表す。単純化のため、 Ω_A と Ω_S は、時間を通じて一定だが、 Ω_M は次第に上昇すると仮定する。

全ての財と生産要素の市場は、完全競争とする。

3つの財のうち一次産品と工業製品は貿易財とし、自国と海外はそれぞれ同一財を生産しているとする。自由な貿易による商品裁定により、海外の工業製品を価値基準として測った2つの財の国内価格はそれぞれ自国にとって与件であり、 P_A 、1と表わされるとする。当該国は、関税や補助金の導入により、国内価格を国際価格から乖離させることが可能はずだが、このような貿易政策が均衡実質為替レートに与える影響については、後に分析することにする。

なお、サービス産業では、労働の限界生産性が一定値のため、その価格 P_S は、工業製品を価値基準とした当該産業における賃金率 w と TFP 水準を使って、 w/Ω_S と表わすことができる。

国内アブソープションの構成要素、すなわち自国民による消費支出、民間投資支出、政府支出、それぞれに占める3つの財への支出額の割合は、同一、不変であり、 γ_A 、 γ_S 、 γ_M と表わされるとする。このような状況では、国内支出に関する物価水準は次式で定義するのが適当であろう。

$$P = P_A^{\gamma_A} P_S^{\gamma_S} = P_A^{\gamma_A} \left(\frac{w}{\Omega_S} \right)^{\gamma_S}$$

生産関数の形状を規定する α と β 、家計の選好や資本蓄積の技術、政府支出のパターンに依存する γ_S は、時間を通じて一定であり、また各国間で差は無いと仮定する。

後に見るように、製造業における資本 K の蓄積や TFP 水準 Ω_M の上昇により、当該国は次第に豊かになる。中国のように、経済発展の比較的初期の段階では、一次産業に余剰労働が存在し、低廉な労働が製造業に潤沢に提供される可能性が高い。我々は、Lewis (1954, 1958, 1979) に従い、これを、一次産業においては余剰労働のために、労働の限界生産価値が労働者の生存水準よりも低く、その賃金率は労働の限界生産価値の水準でなく、実質賃金率が生存するための水準 ω と等しくなるように決まっている状況としてモデル化する。⁵

実質賃金率は、 w/P と表わされるから、ルイス的な状況は、

$$\frac{P_A \Omega_A (1-\alpha) \left(\frac{L}{N_A} \right)^\alpha}{P} < \omega \quad (1)$$

⁵ 中国農村におけるルイス的な労働余剰の可能性については、Athukorala et al. (2009) および南・馬 (2009)、Minami and Ma (2010) を参照されたい。

の時、

$$\frac{w}{P} = \omega \quad (2)$$

と定式化できる。

経済発展につれ、労働者が一次産業から製造業に移動する場合には、労働者は工業地帯における比較的高い生活費や失業・疫病のリスク、等を甘受する必要がある。特に中国のように、戸籍制度等によって、地方出身の未熟練労働者が子弟の教育等において不利益を強いられる状況では、労働者が一次産業から製造業に移動することにもなうコストは大きいと考えられる。

この点を考慮するため、労働者が製造業の仕事に就くためには、製造業の賃金率が一次産業の賃金率より、 $1+\delta$ 倍だけ高い必要があるとしよう。サービス産業については、農家の副業や地方の小都市でも十分営業できる可能性がある一方、大都会で従事するには製造業と同様のコストを要すると考えられる。以下では前者の状況を想定し、一次産業と同一の賃金率の下で、労働者は一次産業とサービス産業間を無差別に移動すると仮定する。なお、これとは逆に、労働者はサービス産業でも一次産業の $1+\delta$ 倍の賃金率を求めると仮定しても、以下の主な結果は変わらない。以上の仮定の下では、労働者の産業間移動を通じて、一次産業、サービス産業、製造業における賃金率はそれぞれ、 w 、 w 、 $(1+\delta)w$ の水準に決まる。

市場均衡の条件について考えよう。まず、一次産業における賃金率が比較的高いため、条件(1)が成立せず、

$$\frac{P_A \Omega_A (1-\alpha) \left(\frac{L}{N_A} \right)^\alpha}{P} \geq \omega \quad (3)$$

このため全ての産業で労働の限界生産価値が賃金率に等しくなる、新古典派的な状況について分析する。

この時、企業の費用最小化より、3つの産業で賃金率が以下のように均等化する必要がある。

$$P_A \Omega_A (1+\delta) (1-\alpha) \left(\frac{L}{N_A} \right)^\alpha = (1+\delta)w = \Omega_M (1-\beta) \left(\frac{K}{N_M} \right)^\beta \quad (4)$$

一方、海外の工業製品を価値基準とした当該国の GDP は、次式のように表現できる。

$$Y = P_A \Omega_A L^\alpha N_A^{1-\alpha} + w N_S + \Omega_M K^\beta N_M^{1-\beta}$$

今、国内貯蓄が国内投資を大幅に上回り、財・サービスの膨大な純輸出を記録している中国のような状況をモデル化するため、GDP に占める国内アブソープションの割合を $1-$

η で表わす。 η は、財・サービスの純輸出を GDP で割った値に等しい。なお、途上国の中には、活発な観光業等により、サービスを活発に輸出している国もあるが、以下では単純化のため、海外への純輸出は財の純輸出の形で行われ、 η が高いことは、国内サービスに対する需要を低下させる状況を想定する。この時、サービスに対する需要額は、 $\gamma_s(1-\eta)Y$ と表わされる。

財市場が均衡するためには、次式が成り立つ必要がある。

$$\gamma_s(1-\eta) = \frac{wN_s}{P_A \Omega_A L^\alpha N_A^{1-\alpha} + wN_s + \Omega_M K^\beta N_M^{1-\beta}} \quad (5)$$

最後に、経済全体の労働量は短期的には与件で N と表わされるとすると、労働市場の均衡条件は次式で得られる。

$$N_A + N_s + N_M = N \quad (6)$$

条件(3)が成り立つ非ルイス的な状況では、短期的には与件の製造業における資本 K の賦存量と TFP 水準 Ω_M 、および経済全体の労働人口 N の下で、均衡条件(4)、(5)、(6)により、各産業の労働投入 N_A 、 N_s 、 N_M と賃金率 w が決まることになる。

一方、条件(1)が成り立つルイス的な状況では、賃金率が

$$\frac{w}{P_A^{\gamma_A} \left(\frac{w}{\Omega_s} \right)^{\gamma_s}} = \omega \quad (7)$$

で規定される一方、3つの産業における労働投入は、

$$(1+\delta)w = \Omega_M (1-\beta) \left(\frac{K}{N_M} \right)^\beta \quad (8)$$

$$\gamma_s(1-\eta) = \frac{wN_s}{P_A \Omega_A L^\alpha N_A^{1-\alpha} + wN_s + \Omega_M K^\beta N_M^{1-\beta}} \quad (9)$$

$$N_A + N_s + N_M = N \quad (10)$$

の3式で決まることになる。

なお、どちらの均衡でも、一次産業と製造業については、国内生産と国内需要が一致する保証はない。この乖離分は輸出入によって調整されることになる。

最後に、労働者一人当たり実質 GDP は、非ルイス的、ルイス的、どちらの状況でも、次式で与えられる。

$$y = \frac{Y}{NP} = \frac{Y}{NP_A^{\gamma_A} \left(\frac{w}{\Omega_S} \right)^{\gamma_S}} \quad (11)$$

均衡条件は以上のとおりである。

2. 物価水準の決定要因

次に、経済発展によって労働者一人当たり実質 GDP y が高くなると、物価水準 P がどのように変化するか、また、同じ y の下でも、国内アブソープションの対 GDP 比 $1-\eta$ や製造業への労働移動の障壁の高さ δ 、製造業の資本賦存量 K や各産業の TFP 水準 Ω_A 、 Ω_S 、 Ω_M 、労働者一人当たりの土地賦存量 L/N によって、物価水準がどのように異なるかを調べてみよう。

このため、構造パラメータ $1-\eta$ 、 δ 等や、短期的には与件と考える K 、 Ω_A 、 Ω_S 、 Ω_M 、 L/N の下で、均衡条件を、各産業の労働投入、賃金率、労働者一人当たり実質 GDP、および物価水準について解いてみる。

まず、非ルイス的状况について分析しよう。

なお、労働の産業間配分の状況は、経済全体の労働者数に占める、各産業の労働者数の割合 $n_A=N_A/N$ 、 $n_S=N_S/N$ 、 $n_M=N_M/N$ を使ってあらわすことにしよう。

費用最小化条件(4)式より、

$$n_A = \left(\frac{P_A \Omega_A (1+\delta)(1-\alpha)}{\Omega_M (1-\beta)} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{K}{N} \right)^{-\frac{\beta}{\alpha}} \left(\frac{L}{N} \right) n_M^{\frac{\beta}{\alpha}} \quad (12)$$

一方、財市場の均衡条件(5)式と費用最小化条件(4)式より

$$\gamma_S (1-\eta) = \frac{n_S}{\frac{1}{1-\alpha} w n_A + w n_S + \frac{1+\delta}{1-\beta} w n_M} \quad (13)$$

労働市場の均衡条件(10)式と、(12)、(13)式より、

$$\begin{aligned} & \left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \gamma_s (1-\eta)\right) \left(\frac{P_A \Omega_A (1+\delta)(1-\alpha)}{\Omega_M (1-\beta)}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{K}{N}\right)^{-\frac{\beta}{\alpha}} \left(\frac{L}{N}\right)^{\frac{\beta}{\alpha}} n_M^{\frac{\beta}{\alpha}} \\ & + \left(1 + \frac{\beta+\delta}{1-\beta} \gamma_s (1-\eta)\right) n_M = 1 - \gamma_s (1-\eta) \end{aligned} \quad (14)$$

同様に、

$$\begin{aligned} & \left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \gamma_s (1-\eta)\right) n_A \\ & + \left(1 + \frac{\beta+\delta}{1-\beta} \gamma_s (1-\eta)\right) \left(\frac{\Omega_M (1-\beta)}{P_A \Omega_A (1+\delta)(1-\alpha)}\right)^{\frac{1}{\beta}} \left(\frac{L}{N}\right)^{-\frac{\alpha}{\beta}} \left(\frac{K}{N}\right)^{\frac{\alpha}{\beta}} n_A^{\frac{\alpha}{\beta}} = 1 - \gamma_s (1-\eta) \end{aligned} \quad (15)$$

上の二式は、構造パラメータが与えられた時、それぞれ n_A と n_M が決まる関係を、陰関数として表している。この二式から、 K/N の上昇、 L/K の下落、 Ω_M の上昇、 Ω_A の下落、 P_A の下落など、一次産業における労働の限界生産価値を製造業における労働の限界生産価値と比較して相対的に下落させるような与件の変化は、 n_A の減少と n_M の増加をもたらすことが確認できる。また、製造業への労働移動の障壁 δ の下落も n_A の減少と n_M の増加をもたらす。GDP に占める財・サービス純輸出の割合 η の上昇は、貿易財セクターを拡大させるため、 n_A と n_M をともに増加させる。

(6)式と(13)式から、サービス産業の雇用量に関する次式を得る。

$$n_s = \frac{\frac{\delta}{1-\beta} \gamma_s (1-\eta)}{1 + \frac{\beta+\delta}{1-\beta} \gamma_s (1-\eta)} + \frac{\left(\frac{1}{1-\alpha} - \frac{1+\delta}{1-\beta}\right) \gamma_s (1-\eta)}{1 + \frac{\beta+\delta}{1-\beta} \gamma_s (1-\eta)} n_A \quad (16)$$

資本 K の蓄積や製造業の TFP、 Ω_M の上昇により、先に見たように労働が一次産業から製造業に移動する工業化の過程において、サービス産業の雇用が拡大するか否かは、(16)式右辺第二項の $(1/1-\alpha)$ と $(1+\delta)/(1-\beta)$ の相対的な大きさに依存する。

この事は以下の思考実験で理解できる。仮に K/N が上昇する一方、 L/N が下落する等の与件の変化により、賃金率は不変のまま（賃金率が与件にどのように依存するかについては、のちに厳密に議論する）、 n_A が Δn だけ減少したとしよう。この時農業の生産額は $w/(1-\alpha)$ だけ減少する。仮に Δn の労働が全て製造業に移動したとすると、製造業の生産額は $(1+\delta)/(1-\beta)$ だけ増加する。仮に $(1/1-\alpha) < (1+\delta)/(1-\beta)$ の場合には、貿易財全体の生産額は上昇することになる。今、サービス生産額と貿易財生産額の比率は、 $\gamma_s (1-\eta)/(1-\gamma_s (1-\eta))$ で一

定のはずだから、 Δn の労働が全て製造業に移動することはあり得ない。一部はサービス産業に移動し、 n_S が拡大して初めて、経済の均衡が回復されることになる。

以上のメカニズムは、論理的には理解可能だが、経済発展を理解する上で、それほど重要なメカニズムとは考えにくい。また、実際に $(1/1-\alpha)$ と $(1+\delta)/(1-\beta)$ のどちらが大きいかを判断することは難しい。このような理由から、また単純化のため、我々は以下の分析において、 $(1/1-\alpha)=(1+\delta)/(1-\beta)$ の近傍で考察を行うことにする。つまり、工業化の過程で n_A が上昇しても、 n_S は影響を受けない状況を想定する。

$(1/1-\alpha)=(1+\delta)/(1-\beta)$ の近傍で(16)式を全微分し、与件の変化が n_S に与える影響を調べると、財・サービス純輸出の対GDP比 η の上昇は貿易財セクターを拡大させるため、サービス産業への労働投入 n_S を減らすこと、製造業への労働移動の障壁 δ の上昇は、サービス産業への労働投入 n_S を増やすこと、 K/N 、 L/K 、 Ω_M 、 Ω_A 、および P_A の変化は、サービス産業への労働投入 n_S を変化させないこと、等が分かる。以上より、 n_S を η と δ の関数として、以下のように表わす。

$$n_S = n_S(\eta, \delta) \quad (17)$$

次に、経済発展につれて賃金率がどのように推移するかを調べよう。(4)式から、以下のような製造業の労働需要関数が算出できる。

$$n_M = \left(\frac{\Omega_M(1-\beta)}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\beta}} \left(\frac{K}{N} \right) w^{-\frac{1}{\beta}} \quad (18)$$

この式を(14)式に代入すると、賃金率に関する陰関数が得られる。

$$\begin{aligned} & \left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \gamma_S(1-\eta) \right) (P_A \Omega_A (1-\alpha))^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{L}{N} \right) w^{-\frac{1}{\alpha}} \\ & + \left(1 + \frac{\beta+\delta}{1-\beta} \gamma_S(1-\eta) \right) \left(\frac{(1-\beta)\Omega_M}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\beta}} \left(\frac{K}{N} \right) w^{-\frac{1}{\beta}} = 1 - \gamma_S(1-\eta) \end{aligned} \quad (19)$$

上式より、一次産業または製造業の労働の価値生産性を上昇させるような与件の変化、具体的には、 K/N 、 L/K 、 Ω_M 、 Ω_A 、および P_A の上昇は、全て賃金率を上昇させる。逆に、財・サービス収支純輸出の対GDP比 η の上昇(すなわち国内アブソープションの減少)は、最も労働集約的な産業であるサービス産業への需要を減少させることを通じて、賃金率を下落させる。 δ の変化が w に与える影響については、確定しない。以上の関係を、次の関数で表す。

$$w = w\left(\frac{K}{N}, \frac{L}{K}, \Omega_M, \Omega_A, P_A, \eta, \delta\right) \quad (20)$$

最後に、労働者一人当たり GDP、 y と物価水準 P の関係を調べよう。(9)、(11)、(17)、(20) 式より次式を得る。

$$y = \frac{w}{\gamma_s(1-\eta)P} n_s(\eta, \delta) \quad (21)$$

物価水準 P の定義式より、

$$w = \Omega_s \frac{P^{\frac{1}{\gamma_s}}}{P_A}$$

以上二式より、

$$y = \frac{\Omega_s}{P_A \gamma_s (1-\eta)} P^{\frac{1-\gamma_s}{\gamma_s}} n_s(\eta, \delta) \quad (22)$$

上式より、労働者一人当たり GDP の対数値と物価の絶対水準の対数値の間に以下の関係があることが分かる。

$$\ln(P) = \frac{\gamma_s}{1-\gamma_s} \ln(y) - \frac{\gamma_s}{1-\gamma_s} \ln\left(\frac{\Omega_s}{P_A \gamma_s (1-\eta)}\right) - \frac{\gamma_s}{1-\gamma_s} \ln(n_s(\eta, \delta)) \quad (23)$$

構造パラメータ Ω_s 、 η 、 δ 等は与件とし、資本蓄積や製造業における TFP 上昇が主導する経済発展を想定すると、労働者一人当たり GDP の対数値を横軸、物価の絶対水準の対数値を縦軸にとったグラフは、傾き $\gamma_s/(1-\gamma_s)$ の直線となる。先に見たように $n_s(\cdot)$ は δ の増加関数であるから、労働の製造業への移動の困難さを表す δ の上昇はこの直線を下方にシフトさせる。また(16)式と上式から確認できるように、財・サービス収支純輸出対 GDP 比 η の上昇もこの直線を下方にシフトさせる。最後に、サービス産業における TFP、 Ω_s の上昇もこの直線を下方にシフトさせる。すなわち、購買力平価で比較して同じ一人当たり GDP の諸国であっても、 δ 、 η 、 Ω_s が高い国ほど、国内物価が他の国より安いことになる。

仮に γ_s は 0.4 と仮定すると、上記の直線の傾きは 0.67 であり、図 1 で見たクロスカンントリーデータに基づく回帰式の係数 0.34 の 2 倍程度になる。この違いの原因としては、経済発展するほどサービス産業の生産性 Ω_s が上昇し、直線が下方にシフトしていく、といったメカニズムが働いているためかもしれない。

次に、ルイス的な状況における労働者一人当たり実質 GDP と物価の絶対水準の間の関係について調べよう。

この状況では、(7)式のように、実質賃金率 w/P は生存水準 ω によって規定される。従って、工業製品を価値基準として測った賃金率 w は次式のように決まる。

$$w = \omega^{\frac{1}{1-\gamma_S}} \Omega_S^{\frac{\gamma_S}{1-\gamma_S}} P_A^{\frac{\gamma_A}{1-\gamma_S}} \quad (24)$$

ω が高いほど、サービス産業の生産性 Ω_S が低いほど、また一次産品の国際価格 P_A が高いほど、賃金率 w は高くなる。

後述するように、ルイス的な状況においても、非ルイス的な状況と同じく、資本蓄積による K/N の増加や製造業の TFP、 Ω_M の上昇は、全労働のうち製造業で投入される労働を拡大し、賃金率 w の上昇をもたらす。これにより、経済はルイス的な状況を脱出することになる。この転換点における労働者一人当たり実質 GDP を y^* と表わそう。 y^* は次式で規定される。

$$y^* = \frac{\omega}{\gamma_S(1-\eta)} n_S(\eta, \delta) \quad (25)$$

$(1/(1-\alpha))$ と $(1+\delta)/(1-\beta)$ が十分に近い値であるという我々の仮定の下では、関数 $n_S(\cdot)$ を規定する(16)式と(25)式から、転換点の労働者一人当たり GDP 水準 y^* は、 ω が低いほど、製造業への労働移動の障壁 δ が低いほど、また GDP に占める財・サービス収支黒字の割合 η が低いほど、低くなることが分かる。転換点の労働者一人当たり GDP 水準は、 y の上昇を背後で規定している生産性水準 Ω_A 、 Ω_S 、 Ω_M や、要素賦存 L/N 、 K/N には影響されない。

(24)式と物価水準 P の定義式より、ルイス的な状況での P は、次式で規定される。

$$P = P_A^{\frac{\gamma_A}{1-\gamma_S}} \omega^{\frac{\gamma_S}{1-\gamma_S}} \Omega_S^{\frac{\gamma_S}{1-\gamma_S}} \quad (26)$$

ω が高いほど、サービス産業の生産性 Ω_S が低いほど、また一次産品の国際価格 P_A が高いほど、物価水準 P は高くなる。仮に経済発展の過程で、これらの変数が不変なら、過剰労働が一次産業に存在するルイス的な状況では、横軸に労働者一人当たり GDP の対数値、縦軸に物価水準の対数値をとったグラフは、水平線になる。

3. ルイス的な状況における経済発展と転換点

次に、ルイス的な状況の下での経済発展について、分析しておこう。

(8)式と(24)式より、全労働のうち製造業で働く労働者の割合 n_M について解くことができる。

$$n_M = \left(\frac{(1-\beta)\Omega_M}{(1+\delta)w} \right)^{\frac{1}{\beta}} \frac{K}{N} = \frac{(1-\beta)^{\frac{1}{\beta}} \Omega_M^{\frac{1}{\beta}} \Omega_S^{\frac{\gamma_S}{\beta(1-\gamma_S)}}}{(1+\delta)^{\frac{1}{\beta}} \omega^{\frac{1}{\beta(1-\gamma_S)}} P_A^{\frac{\gamma_A}{\beta(1-\gamma_S)}}} \frac{K}{N} \quad (27)$$

従って、資本蓄積による K/N の増加や製造業の TFP、 Ω_M の上昇は、全労働のうち製造業で働く労働者の割合 n_M を増加させる。また、サービス産業における TFP、 Ω_S の上昇や一次産品価格の下落、製造業への労働移動障壁の低下 δ は、全労働のうち製造業で働く労働者の割合 n_M を増加させることが分かる。

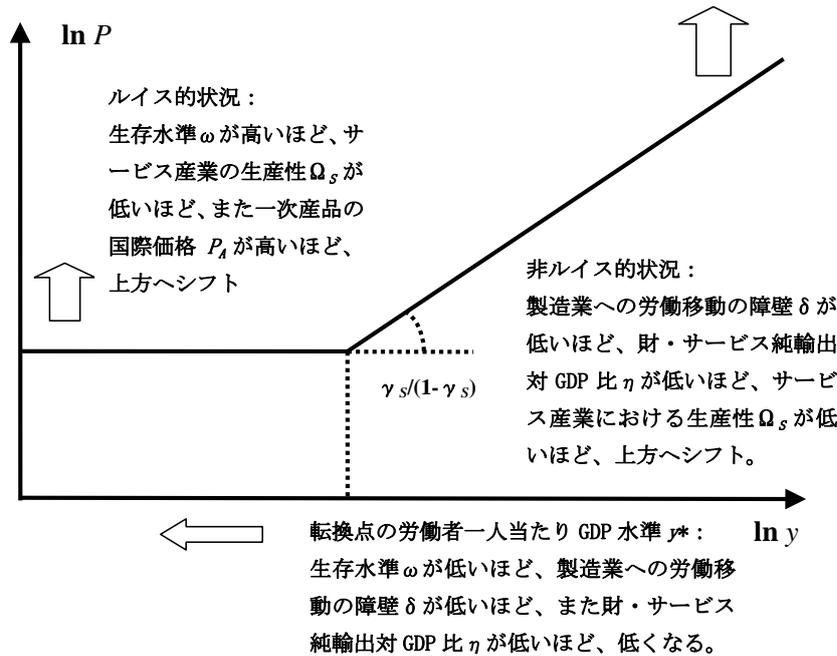
財市場の均衡条件(9)式より、次式を得る。

$$\frac{\gamma_S(1-\eta)}{1-\gamma_S(1-\eta)} = \frac{wn_S}{P_A \Omega_A \left(\frac{L}{N}\right)^\alpha (n-n_S-n_M)^{1-\alpha} + \Omega_M \left(\frac{K}{N}\right)^\beta n_M^{1-\beta}} \quad (28)$$

(27)式の下で、陰関数(28)により、全労働のうちサービス産業で働く労働者の割合 n_S が決まることになる。この二式から、資本蓄積による K/N の増加や製造業の TFP、 Ω_M の上昇は、 n_M だけでなく、 n_S も増加させることが分かる。財市場の均衡条件(9)式より、この時、労働者一人当たり GDP も増加することが分かる。

以上の分析により、労働者一人当たり実質 GDP の対数値と物価水準の対数値の関係は、図3のように表わされることが分かる。

図3. ルイスの転換点を考慮した労働者一人当たり実質 GDP と物価水準



以上の分析結果をまとめよう。我々の理論モデルによれば、一次産業に余剰労働が存在し、彼らが限界生産力よりも高い生存水準の賃金を受け取っているルイス的な状況では、資本蓄積や製造業における全要素生産性上昇によって工業化が進展しても、海外と比較した絶対物価水準の上昇は起きない。このような絶対物価水準の経済成長に対する不感応は、工業化によって労働が一次産業から十分に流出し、一次産業における労働の限界生産力が生存水準を上回る様になる、いわゆるルイスの転換点まで続く。

ルイスの転換点到達以後は、経済成長につれ海外と比較した絶対物価水準は上昇して行く。労働者一人当たり GDP の 1% 上昇が何パーセントの絶対物価上昇をもたらすかは、国内支出に占めるサービスへの支出のシェア γ_S に依存している。仮に γ_S が 0.4 であるとすれば、この傾きは、0.67 となる。

また、ルイスの転換点以前の絶対物価水準も、幾つかの構造的な要因に依存して決まることが分かった。生存実質賃金率が低いほど、サービス産業の生産性が高いほど、また自国で生産している一次産品の国際価格が低いほど、ルイス的状况における絶対物価水準は低くなる。

購買力平価で換算した労働者一人当たり GDP がどこまで上昇すればルイスの転換点に達するかは、経済構造や政策に左右される。生存実質賃金水準 ω が高いほど、製造業への労働移動の障壁 δ が高いほど、また財・サービス純輸出対 GDP 比が高いほど、転換点をもたらす労働者一人当たり GDP は高くなる。つまり、経済発展の割に、転換点は遅くやってくることになる。

製造業への労働移動の障壁 δ が高いほど、転換点をもたらす労働者一人当たり GDP が高くなるのは、次の理由による。労働移動障壁が高い場合には、製造業の賃金率は一次産業のそれより大幅に高くなり、またこのような賃金格差の割に、一次産業からの労働の流出は比較的遅れる。このため、資本蓄積や製造業の全要素生産性上昇により、製造業の賃金率が高くなることによって経済全体の労働者一人当たり GDP を高める過程が続いても、一次産業では労働の限界生産力が低いままで、経済はルイス的状况から脱せないことになる。

純輸出対 GDP 比 η が高いほど、転換点をもたらす労働者一人当たり GDP が高くなるのは、以下の理由による。純輸出は財輸出の形で行われると仮定する我々のモデルでは、純輸出対 GDP 比 η が高いほど、サービス産業がマクロ経済に占めるシェアは小さくなる。一方、一次産業から比較的容易に労働が流入できるサービス産業の実質賃金率はルイス的状况では、生存水準に留まる。純輸出対 GDP 比 η が高い状況では、このような賃金率が低いサービス産業のシェアが小さいため、ルイス的状况下でも工業化により経済全体の労働者一人当たり GDP がかなり高くなることになる。このようにして財輸出主導の途上国経済では、労働者一人当たり GDP が高くなるまでルイスの転換点に達しないことになる。

IV. 中国のルイス転換点到達を遅らせている諸要因

本節では、前節で提示した理論モデルと実際のデータに基づいて、中国が転換点に到達しているか否か、到達を遅らせている原因は何かについて考察する。

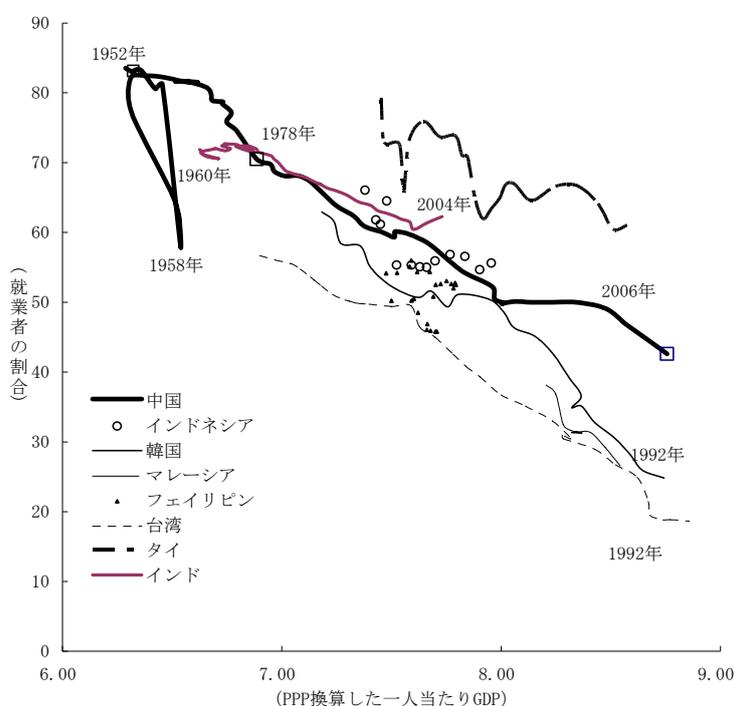
1. 中国は転換点に到達したか

まず中国が転換点に到達したか否かについて、確認しておこう。図 4 は中国を含む東アジアの諸国について、全就業者に占める一次産業就業者の割合が、経済発展につれてどのように減少してきたのかを比較している。経済発展の程度は、購買力平価換算した一人当

たり GDP で測っている。図からわかるように、中国の一次産業就業者シェアは約 4 割とまだまだ高い。これは豊富な農地を持つタイよりは低いものの、過去の韓国、台湾や、マレーシアより格段に高い値に留まっている。

前節の理論モデルで示した通り、一次産業就業者シェアがどこまで下落すればルイス転換点に到達するかは、農地の多寡を含め多くの要因に依存しており、簡単には判断できない。しかし、中国がまだ多くの一次産業就業者を抱えていることは、事実として指摘できよう。⁶

図 4. PPP 換算した一人当たり GDP 対数値と一次産業における就業者の割合の推移
：アジア諸国の比較



出所：The Conference Board and Groningen Growth and Development Centre, *Total Economy Database* (<http://www.conference-board.org/economic>)および The World Bank, *World Development Indicators* (<http://data.worldbank.org/indicator>)。

ルイス転換点に関する研究で最も注目されてきたのは賃金率の動向である。

中国ではここ数年、農村労働力が絶えず都市に流入する一方で、求人難問題も現れている。中国の労働市場はいわゆる「*Mingong Huang*=農民工不足」と農村の「余剰労働力」と

⁶ Fei and Ranis (1975) らの研究が示すように台湾では 1960 年代末、韓国では 1970 年代初めに、ルイスの転換点を通じたとの研究結果が多いが(南・馬 2009、Minami and Ma 2010 も参照されたい)、図 4 から分かる通り、これらの国の当時の一次産業の労働投入シェアは約 50%と非常に高い。従って、中国において一次産業の労働投入シェアが依然として高いという事実だけでは、ルイス転換点通過のタイミングを必ずしも判断できない可能性が高いことに注意する必要がある。

いう矛盾した現象が併存している。一方 2000 年以降、中国沿海部を中心に労働賃金率は急速に上昇しつつある。このような現象を背景に、中国では既にルイスの転換点に到達したと主張する研究者が現れつつある (Cai 2005, 2007, Garnaut and Huang 2006, Hauseman et al. 2006, Seibert 2007, Islam and Yokoda 2008, Wu 2007)。またこのような主張の根拠としてはしばしば、蔡 (2007b) が引用されてきた。

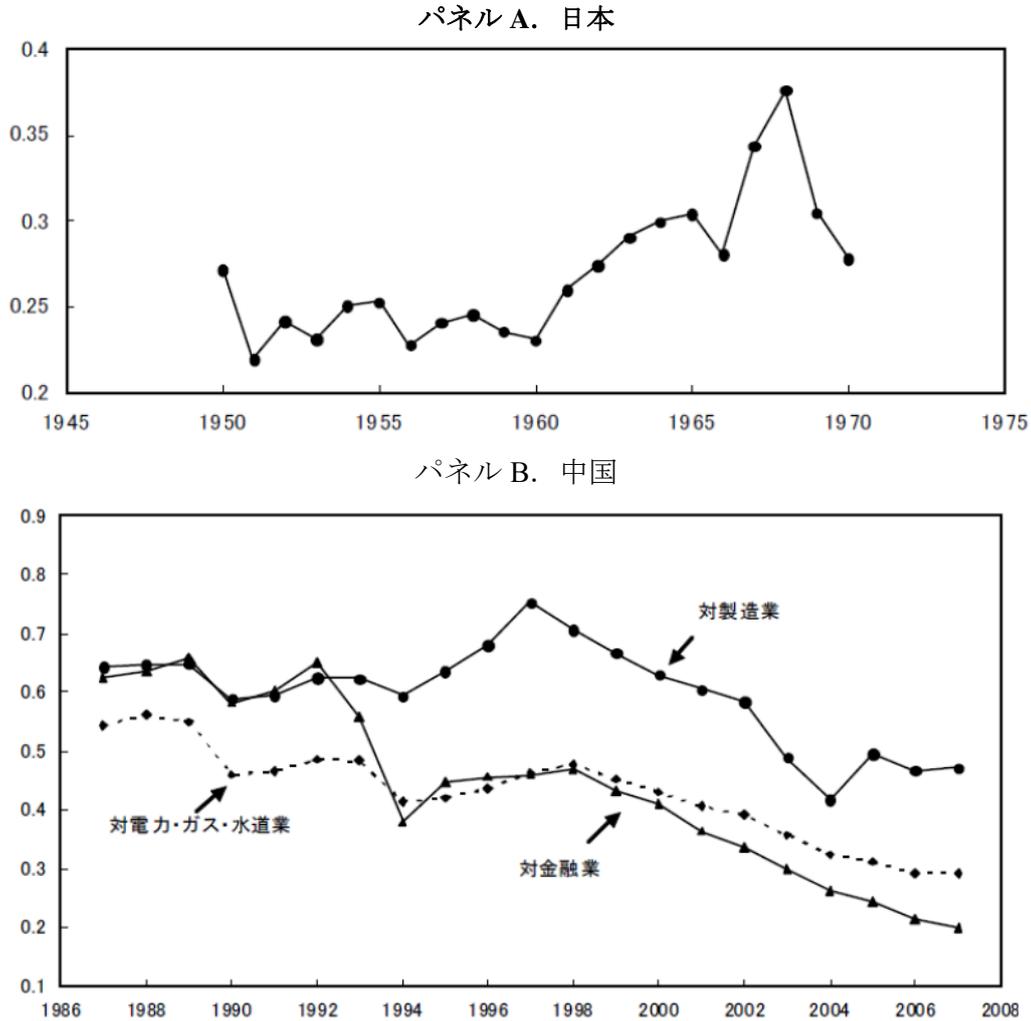
中国では、政策関係者や経済論壇がルイス転換点に到達したか否か、そしてルイス・モデルは中国に適応できるか否かをめぐって、大きな論争に巻き込まれた。最近では国務院発展研究センターの『国民経済運行総合報告』において、陸・崔 (2010) が、農業の労働投入シェアは未だに高く、制度的要因で農業から労働移動は不自由であるため、ルイス転換点に達していないと判断した。彼らはまた中国に特徴的な二重構造などを考慮すべきであり、ルイス・モデルは中国経済に直接適用出来ないではないかと指摘した。

これらの主張に対して批判的な海外の研究も少なくない。例えば、南・馬 (2009)、Minami and Ma (2010) は、農業労働者の賃金率や農村労働が比較的参入しやすい職種の賃金率 (例えば中国であれば郷鎮企業の賃金率) と近代産業における近代的な熟練を必要とする労働の賃金率 (例えば、機械産業の賃金率や金融、公益サービス等の賃金率) を比較した分析を行っている。途上国にとって、近代的な熟練を必要とする労働は資本と同様に希少であり、ルイス転換点までは農村から潤沢に供給が続く単純労働と比較して高い報酬を得る。しかしルイス転換点に達すると、単純労働の供給が細るため、熟練労働と単純労働間の賃金格差が縮小するというのが彼らの仮説である。

図 5 は日本と中国について、単純労働の賃金率が熟練労働と比較してどれ程低いかを比較している。図 5 から分かるように、日本では 1960 年を境に格差が急速に縮小したのに対し、中国の場合は 2000 年代後半になっても格差拡大が続いており、南・馬が指摘する通り、農村の余剰労働が枯渇したとは判断できないことが分かる。⁷

⁷ この他、南・馬 (2009) は、中国の農業セクターの生産関数を推計し、労働の限界生産価値が賃金率を大きく下回っており、中国ではまだ多くの余剰労働が存在しているとの結果を得ている。なお、中国経済がルイスの転換点をまだ通過していないという分析結果については、Athukorala, Fukao and Yuan (2009) も参照されたい。

図5. 農工間賃金格差の変化：日本と中国



出所：日本：Minami 1973、p.p.298、307、中国は南・馬(2009)

注：日本：農業賃金の機械産業生産労働者の賃金の比率。男子のみ。

中国：郷鎮企業賃金の他産業に対する比率。

この他、Han, Cui and Fan (2007) は独自調査データに基づく分析により、中国ではまだ 1-1.2 億の余剰労働力が存在していることを示している。また、Yao (2010)は省別のパネルデータを用いた分析により、中国では労働需要と労働供給ともに増えていること示したうえ、ルイス転換にまだ到達していないと主張している。一方 Ding (2001)は、農家世代の労働供給行為を考察したうえ、労働供給賃金は世代内部の労働分業によって調整されるため、余剰労働力が存在している状況でも、賃金が上昇する可能性がある指摘している。

以上見てきたように、研究者の意見は必ずしも一致していないが、中国がまだルイス転換点に到達していないとの主張が比較的有力であるように思われる。特にマイクロデータを用いた分析の多くは、この主張を支持している。

前節の理論分析で示したように、財・サービス純輸出対 GDP 比 η が高かったり、製造業への労働移動の障壁 δ が高かったりする国では、一人当たり GDP がかなり上昇してもルイ

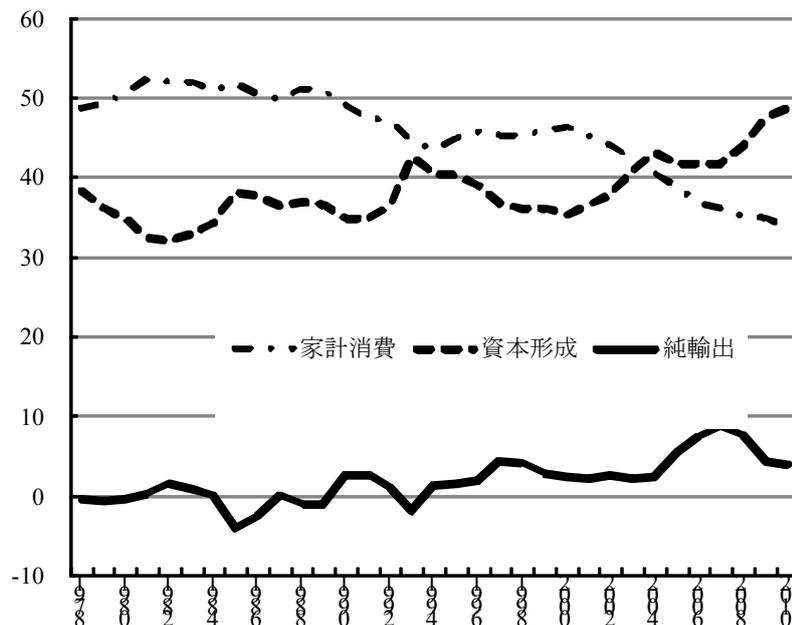
ス転換点に容易に到達しない。中国について、この 2 つの構造パラメータにどのような特徴があるかを以下、順に見てみよう。

2. 外需・投資依存型の成長パターンと産業構造

中国の GDP を支出側から見ると、図 6 が示すとおり、家計消費の割合が近年では約 35% と、他の諸国と比較して極めて低い。これは、年金や医療保険など社会保障制度が不備なため予備的動機に基づく家計の貯蓄性向が高いこと、労働分配率が極めて低く、付加価値の大部分が営業余剰として生じ、その多くが再投資に使われること、所得の一次分配の不平等化に加え間接税中心の逆進的な税制により、二次分配で見ても貯蓄率の高い富裕層に所得の多くが配分されていること、等の構造的な原因に起因すると考えられる。

ケインズ経済学が教えるように、民間消費需要が低迷している状況では、十分な投資需要や財・サービス収支黒字を生み出さないと、景気悪化と成長減速を招く。図 6 が示す通り、中国は GDP 比 5 割と驚異的に高い投資率と、近年では GDP 比 5% 前後と、世界屈指の貿易大国にしては類を見ない膨大な財・サービス収支黒字を続けることによって、総需要の拡大を維持してきた。

図 6. 支出側 GDP の構成



資料：中国統計年鑑 2011 年版。

このような外需依存は、政策的に作り出されているという性格が強い。中国は、1994 年に人民元を大幅に切り下げた後は、輸出産業の価格競争力を維持するために、厳しい国際間接投資規制と、金融緩和、またしばしば外貨買い介入を組み合わせた為替政策によって

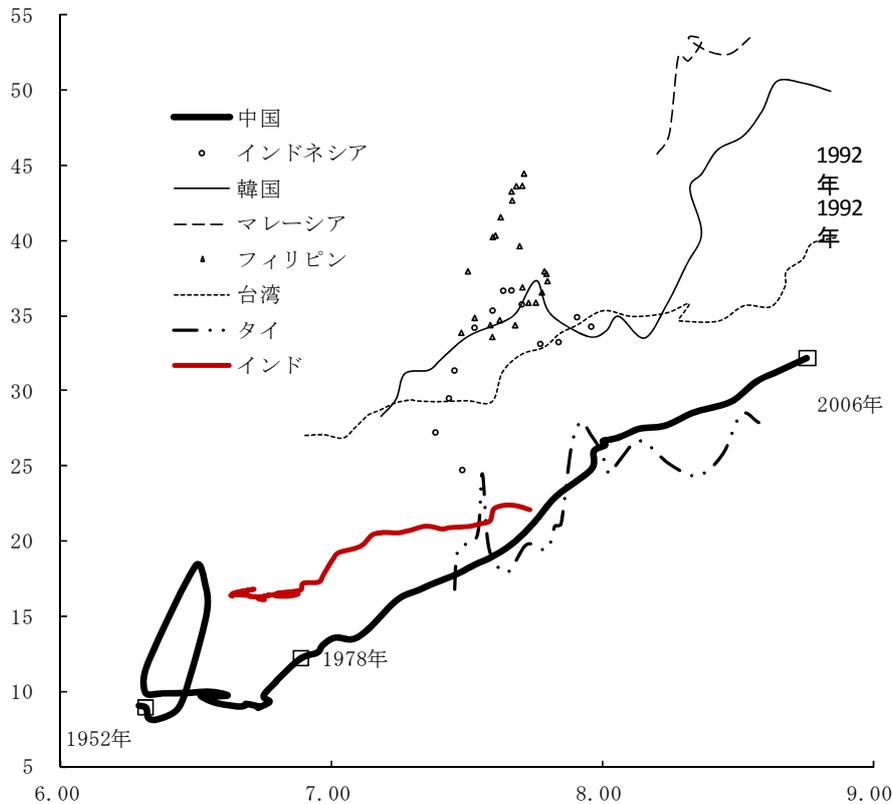
元安を維持し、輸出を拡大してきた。⁸ 特に 2001 年以後、好調な対外貿易、拡大し続ける海外からの直接投資によって、外貨準備高は加速度的に増加した。

外需依存による成長は様々な問題を生じさせつつある。リーマン・ショックや欧州債務危機により世界的に需要が低迷する状況下で、中国の為替政策は、近隣窮乏化政策として国際的な非難を受け始めている。また第 2 節で述べたように、ルイス転換点到達後もこのような為替政策を続ければ、実質為替レートの調整（元高化）は、為替レートの変動を通じてではなく、国内の賃金・物価の高騰を通じて達成されるため、日本が 1973-74 年の狂乱物価期や 1980 年代後半のバブル経済期に経験したような、大きな経済・社会的コストを伴う経済混乱が生じる可能性が高い。1970 年代初頭の日本と比較して中国は、国際資本移動を自由化していない分だけ、相対的に少額の介入により元高を防ぐことができる。しかし、それでも外貨準備の蓄積とハイ・パワード・マネーの供給増は巨額であり、制御困難なインフレに陥る危険に直面していると考えられる。

前節の理論モデルで示したように、財・サービス純輸出対 GDP 比 η が高い国では、ルイス転換点への到達が遅れるだけでなく、ほとんどの輸出がサービスでなく財で構成される途上国の場合には、サービス産業の経済に占めるシェアを小さくする。これは、多くの資源が輸出産業に向けられるためである。このことを確認するため、図 4 と同様にして、中国を含む東アジア諸国について、経済発展の程度と、経済全体の就業者に占める広義のサービス産業の就業者のシェアを比較すると、中国は 1990 年代初頭の台湾や韓国と比べて、サービス産業のシェアが非常に小さいことが分かる(図 7)。なお、袁 (2010)でも指摘したとおり、中国では改革開放前にサービス産業の発展を抑制して来た。このこともサービス産業のシェアが小さい一因かもしれない。

⁸ 中国の長期的な為替政策の歴史については、Fukao, Kiyota and Yue (2006)を参照されたい。

図 7. PPP 換算した一人当たり GDP 対数値とサービス産業における就業者の割合の推移
: アジア諸国の比較



出所：図 4 と同じ。

3. 労働の産業間・地位間移動への障害

次に、農村労働が製造業をはじめとする近代的な産業に移動する際の障害について見てみよう。

中国において経済発展の割に一次産業に多くの労働が残されている現象を引き起こしている一つの原因として、戸籍制度等により、内陸部を中心とする一次産業から沿海部を中心とする近代産業への労働移動が制限されていることが指摘されてきた。

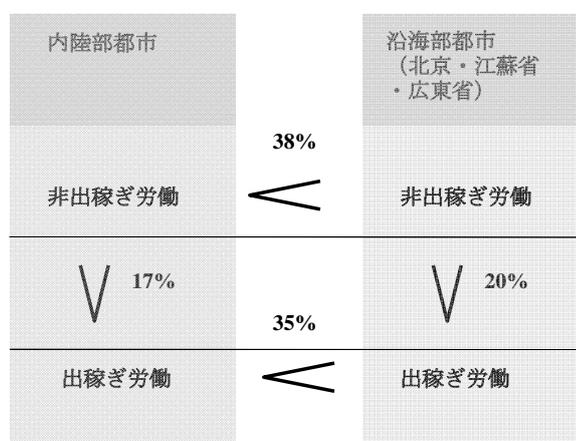
仮に労働移動に制度上の制約や移動コストが無い場合には、労働者の裁定行動により、同じ属性を持つ労働者の賃金率は同じになるはずである。従って、内陸部の労働者と沿海部の労働者間の賃金率や、出稼ぎ労働と非出稼ぎ労働間の賃金格差を分析すれば、このような制約の経済効果を知ることができる。

我々は、2002 年家計調査マイクロデータ (CHIP) を用いて、労働者の性、年齢、学歴、就業している産業、等についてコントロールした上で、沿海部と内陸部間での賃金格差と出

稼働と非出稼働間の賃金格差を計測した。推計結果の要約を図 8 に示した⁹。内陸部と沿海部の出稼働労働者間の賃金格差（図 8 の 35%）は、地域間の移動コストを表していると考えられる。労働者は、この移動コストを払えば、出稼働労働として移動が可能ならずである。一方、沿海部の出稼働労働者と非出稼働労働者間の賃金格差（図 8 の 20%）は、戸籍制度によって内陸部等からの出稼働労働者が沿海部で定住できない制約をかなりの程度反映していると考えられる。

注目すべきことは、前者が後者より格段に大きいことである。内陸部の出稼働労働者は出稼働のままなら、賃金率の高い沿海部へ行くことができるはずである。このような選択をしない主因は何だろうか。

図 8. 賃金格差の要因分解

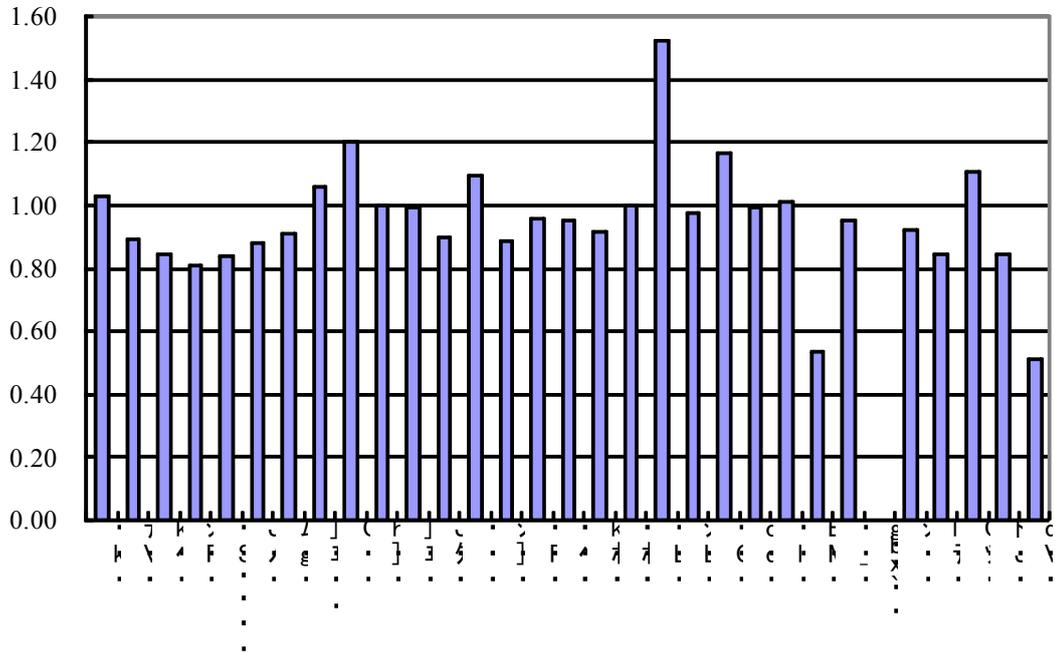


出所：筆者作成

移動コストとして最も重要なのは、物価水準の格差であろう。中国の消費者物価統計は、サービスや家賃をほとんどカバーしておらず、このような分析には使えない。我々が独自に推計した 2002 年における広範な対家計サービスや家賃を含む消費者物価絶対水準の省間格差（図 9）によると、沿海部の物価水準は内陸部よりかなり高い、そのうち最も高い広東省は貴州省の 3 倍を上回る。

⁹ 図 8 では、もともと賃金率の対数値に関する賃金関数の推計結果を賃金率の元の値に関する比率に換算して表示してある。

図 9. 消費者物価水準の地域間格差 (Jiangsu=1)



資料：『中国統計年鑑』『中国物価統計年鑑』より、筆者計算。

今、図 8 の賃金関数の推計で使われた省別のサンプル数をウェイトとして、図 9 の物価水準格差の加重平均を「内陸部」と「沿海部」について計算すると、沿海部の物価水準は内陸部のそれより 24.3%高いことが分かる。このように消費者物価が大きく異なるのは、家賃が地域間で大きく異なること、沿海部では高い賃金率や地価等を反映してサービス価格が内陸部より格段に高いことによると考えられる。

移動コストとしてはまた、都市部に移動しても失業する危険が存在することも重要な要因であろう。ルイスの転換点に達していない状態では、Harris and Todaro (1970) が指摘しているように、資本集約的な産業部門が、非熟練労働者を十分に吸収できず、過剰労働力は帰農するか、都市部の非正規部門において疑義失業状態に陥る。前述したように、近年広東省をはじめとする沿海部の失業率は上昇傾向にあり、労働者の移動意欲をそいでいる可能性がある。

以上見てきたように、沿海部と内陸部の非常に大きな物価格差や沿海部の失業問題、そして計測は難しいが移動に伴う旅行コストや異なった風土・文化で暮らすことの負担等を考慮すると、内陸部の労働者は沿海部に移動しないことを合理的に選択している可能性がある。沿海部を中心とする近代産業で働くことが十分に魅力的でないために、内陸部を中心とする一次産業からの労働移動が遅れていると言えよう。

戸籍制度に加えて、これらの諸要因が中国における農村労働の近代産業への移動を妨げ

ていると考えられる。中国における労働移動の阻害要因が他の途上国と比較して高いか否かは、残念ながら本論文では答えられないが、今後の研究の課題としたい。

4. 雇用創出力の弱い産業化

中国の経済発展におけるもう一つの特徴は、資本集約的な重工業を中心に産業化を進めてきたことである。もともと中国は冷戦の影響もあり、経済発展の初期の段階からフルセットの工業化を目指していた。改革開放以後、労働集約的な軽工業を輸出産業に育てることに成功したことは事実だが、国営企業を中心に途上国には珍しいほど分厚い重工業を抱えている。

製造業における資本深化の程度が同じなら、重工業に傾斜した産業構造を選ぶほど、製造業が吸収する労働、特に熟練を伴わない単純労働への需要は少なくなり、また労働への報酬は少なくなるはずである。このような雇用吸収力の弱い工業化は、ルイス転換点への到達を遅らせている可能性がある。

前節では、単純化のため製造業内の産業構成や各産業の資本集約度の違いの影響を捨象したから、残念ながら前節の理論モデルを使った分析はできない。しかし、中国の産業構造変化がどれほど資本集約的な産業に傾斜しているかについて調べてみよう。

以下では、日本の高度成長期と比較する形で、中国の最近の経済発展がどれほど労働集約的（労働投入係数で測る）でなかったか（つまり資本集約的であったか）を分析する。なお、製造業のみに限定せず、マクロ経済全体の労働集約度の変化について分析することにする。

今、マクロ経済全体の労働投入係数（就業者数を実質 GDP で割った値）を Z と表すと、その時間を通じた上昇は、各産業内における労働投入係数上昇の効果と、労働集約的な産業拡大の効果に分解することができる。

$$Z^T - Z^0 = \sum_{i=1}^n (Z_i^T - Z_i^0) \bar{V}_i + \sum_{i=1}^n (V_i^T - V_i^0) (Z_i - \bar{Z}_i)$$

ここで Z_i は産業 i の労働投入数を表す。 n は産業数である。また V_i は、GDP に占める i 産業の実質粗付加価値の割合である。上付き文字 T と 0 は、時点を表す。また変数の上の横棒は、 T 期と 0 期の平均値であることを示す。

上式右辺第一項は各産業内で労働投入係数が増加することによるマクロ経済全体の労働投入係数の増加を表し、第二項は労働投入係数が高い労働集約的な産業の付加価値シェアが増加することによるマクロ経済全体の労働投入係数の増加を表す。第一項を内部効果、第二項はシェア効果と呼ぶことができよう。マクロ経済の平均よりも労働投入係数が高い、つまり労働集約的な産業の付加価値シェアが増加したり、逆に労働節約的な産業の付加価値

値産業シェアが減少したりすれば、それらの産業のシェア効果はプラスになる。

表1は、日本のルイス転換点とされる1960年の前後15年間と、中国の最近年について、2国の産業分類を統一した上で、マクロ経済全体の労働投入係数の変化(%)を、内部効果とシェア効果に分解した結果である。なお、表2には、中国について産業別のシェア効果が示している。

表1によれば、日本の1960年前後のいわゆる高度成長期と最近の中国の産業構造変化の間には、雇用創出の面で大きな違いがあったことが分かる。日本、中国共に内部効果は大きなマイナスの値である(つまり各産業内では労働節約的な生産パターンへと変化した)が、シェア効果については、日本がプラスであったのに対し、中国では、マイナスの値であった。つまり、日本では労働集約的産業の付加価値シェアが拡大したのに対し、中国では労働集約的産業の付加価値シェアが縮小した。また、内部効果による労働投入係数の下落も中国の方が格段に大きい。合計すると、中国では1990—2008年の18年間に労働投入係数が269%下落したのに対し、日本では1953—98年の15年間に労働投入係数は55%しか下落しなかった。

日中間のこの違いは、中国が特に高成長を達成したためとは言えない。この期間中の一人当たりGDP成長率(年率)は日本が12.3%、中国が7.1%と、日本の方がむしろ高かったからである¹⁰。

表1 投入係数の変化と要因分解(%)

		投入係数の変化	内部効果	シェア効果
中国	1990-2000	-171.9	-144.2	-21.0
中国	2000-2008	-97.0	-86.7	-11.9
日本	1953-1968	-55.0	-78.8	6.8

¹⁰ Angus Maddison が作成した、”Statistics on World Population, GDP and Per Capita GDP, 1-2008 AD” (http://www.ggd.net/MADDISON/Historical_Statistics/horizontal-file_02-2010.xls より 2011年3月18日ダウンロード) に基づく。

表2 産業別のシェア効果(%)

	中国 1990-2000	中国 2000-2008	日本 1953-1968
農林水産業	-19.49	-9.68	-8.41
鉱業	-0.38	-0.66	-0.03
製造業	-1.13	-0.81	2.63
食品（煙草を含む）	-0.07	0.09	0.27
紡績および関連製品	0.32	0.23	-0.05
皮革および関連製品	-0.12	0.02	0.04
木材・木製品	-0.11	0.00	0.59
製紙・印刷・出版	-0.18	0.13	0.05
石油精製およびコークス、核燃料	0.31	-0.09	-0.02
化学製品	0.37	-0.23	-0.22
ゴム・プラスチック	-0.18	0.07	0.02
その他非金属鉱物	-0.04	0.11	0.11
金属および金属加工品	-0.11	-1.10	0.08
機械	0.14	-0.26	0.44
電子機械および精密機械	-1.14	-0.38	0.31
輸送機器	-0.53	-0.34	0.08
その他製造業	-0.22	0.01	0.58
公益事業	-0.58	-0.06	-0.66
建設業	-0.08	0.01	-0.61
商業・ホテル・レストラン	-0.74	0.09	7.59
輸送・倉庫・通信	-0.67	0.14	-0.98
金融・保険・不動産	-0.53	-1.54	-0.17
社会・個人サービス	2.71	0.64	4.22
政府サービス	-0.09	0.02	3.22
合計	-20.98	-11.85	6.79

産業別のシェア効果を日中で比較すると、日本と異なり中国では製造業全体で見てシェア効果がマイナス、日本では労働集約的な産業である卸売・小売・ホテル・飲食業や公共・社会・対個人サービスなどが拡大して大きなプラスのシェア効果を生み出したのに対し、中国ではその効果が小さい、等の違いがみられる。転換点までの日本と異なり、中国の製造業やサービス業では、産業構造変化が雇用創出を減速させたと言えよう。

このような中国の弱い雇用創出力の背景としては、先に指摘した労働集約的なサービス産業の停滞の他、資本の産業間配分も重要な原因と考えられる。2001年のWTO加盟を契機に、中国政府は「国進民退」など国有企業優遇政策を実施し、資本の大部分が重工業に投入された。

重工業重視の政策は先にも述べたように、単純労働よりも熟練労働への需要拡大に偏る。これは、教育レベルが低い、あるいは訓練されていない労働者の近代部門への参加を妨げ、彼らを低所得のまま、農村地域や都市部の非正規部門に沈殿させてしまった可能性がある。また国営企業重視の政策は、さまざまな経済問題を引き起こしている可能性が高い。保護を受けている国有企業は既に投資過剰の状態になっており、資本収益率は急速に悪化している。このため、潤沢な資金を生産に回さず、土地購入や株市場へ投資した。この動きは近年の過剰流動性、一部都市地価の急騰の一因となったと考えられる。

5. おわりに

為替レートで換算した中国の絶対物価水準対米比は、世界の多くの国のデータから推計される傾向線や、日本や韓国を含む他の諸国の経済発展の経験から比較して、割安な水準にある。このような中国の異常に安価な通貨は、単に厳しい為替管理と膨大な外貨買い介入といった通貨政策だけでなく、中国の経済構造の特異性にも一部起因している可能性がある。このような問題意識から、本論文では一次産業に労働余剰が存在するルイス・タイプの3部門経済成長モデルを構築し、経済発展の過程と絶対物価水準の関係を分析した。その結果、一次産業に余剰労働が存在するルイス的な状況では、絶対物価は低い水準に留まること、中国のように製造業への労働移動の障壁が高く、また財・サービス純輸出対GDP比が高い経済では、労働者一人当たりGDPが十分に高くなるまで、このようなルイス的な状況からの離脱が起きないことが分かった。¹¹

中国では、元安を維持しようとする通貨政策だけではなく、以上のような構造的な要因の為に、均衡実質為替レートが大幅な自国通貨安の水準に留まっている可能性がある。この場合、将来構造的な要因が喪失したり、経済発展によりルイス転換点に到達した後は、強い元高圧力が生じ、現在のような介入政策による元安維持が狂乱物価を生み出す危険が飛躍的に高まる可能性が高い。なお、転換点到達までは、単純労働の賃金率上昇は抑制される。転換点到達を遅らせるような政策の多くはまた中国の所得格差問題を深刻にしていることにも注意する必要がある。

¹¹ なお我々は理論分析で、ルイスの転換点以前の絶対物価水準も、幾つかの構造的な要因に依存して決まることを示した。生存実質賃金率が低いほど、サービス産業の生産性が高いほど、また自国で生産している一次産品の国際価格が低いほど、ルイス的な状況における絶対物価水準は低くなる。しかし、中国の現状がこのような属性を持つか否かは判断が難しいように思われる。従って我々は本研究により、中国がその構造的な特性によりルイス転換点への到達が遅れている可能性が強いことは明らかにできたものの、ルイス転換点以前の中国の絶対物価水準がなぜ割安なのかについては答えることができなかった。

参考文献

- 蔡昉 (2005) 「労働力短缺：我們是否應該未雨綢繆？（労働力不足：転ばぬ先の杖は必要か？）」『中国人口科学』第6期
- 蔡昉 (2007a) 「中国労働力市場發育与就業变化（中国の労働力市場の形成と就業の変化）」『經濟研究』第7期。
- 蔡昉 (2007b) 『中国經濟發展的劉易斯轉折点、人口与労働綠皮書（中国經濟發展のルイス轉換点、人口と労働綠書）』社会科学文献出版社。
- 萩原景子 (2008) 「經常收支不均衡の調整過程：近年の理論的分析の展望」『金融研究』日本銀行金融研究所。
- 南亮進 (牧野文夫協力) (2002) 『日本の經濟發展』(第3版) 東洋經濟新報社
- 南亮進・馬欣欣 (2009) 「中国經濟の轉換点：日本との比較」『アジア經濟』第50卷第12号 (2009年12月)、pp. 2-20。
- 吳要武 (2007) 「劉易斯轉換点來臨：我國労働力市場調整的機遇（ルイス轉換点が到来：我國労働力市場の調整するチャンス）」『開放導報』第6期
- 清水聡 (2006) 「人民元の均衡實質為替レートの推計」『アジア經濟』XLVII-11 (2009年12月)、pp. 2-28。
- 袁堂軍 (2010) 『中国の經濟發展と資源配分 1860-2004』東京大学出版会。
- 陸百甫・崔伝義 (2010) 『对我国是否已進入劉易斯拐点的判断和政策選擇（ルイス轉換点に我が国が到達したか否かに関する判断と政策選擇）』、中国發展研究基金会資助項目2010年国民經濟運行綜合報告二（非公開資料）。
- Athukorala, Prema-chandra, Kyoji Fukao, and Tangjun Yuan (2009) “Economic Transition and Labour Market Integration in China,” in Ross Garnaut, Ligang Song, and Wing Thye Woo eds., *China’s New Place in a World in Crisis: Economic, Geopolitical and Environmental Dimensions*, Australian National University E Press, 2009.
- Balassa, Bela (1964) “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal,” *Journal of Political Economy*, vol. 72, December, pp. 584–596.
- Blanchard, Olivier, Francesco Giavazzi, and Filipa Sa (2005) “The U.S. Current Account and the Dollar,” *NBER Working Paper* No. 11137.
- Bosworth, Barry (2004) “Valuing the Renminbi,” presented at Tokyo Club Research Meeting, February 9-10, 2004, Tokyo: Tokyo Club.
- Cheung, Yin- Wong, Menzie D. Chinn and Eiji Fujii (2010) “China’s Current Account and Exchange Rate,” in Robert C. Feenstra and Shang-Jin Wei, eds., *China’s Growing Role in World Trade*, Chicago: University of Chicago Press.
- Ding, Jianping (2001) *Empirical Studies on China’s Integration into the World Economy*, Changsha: Hunan University Press.
- Edwards, Sebastian (2005) “Is the U.S. Current Account Deficit Sustainable? And If Not, How

- Costly Is Adjustment Likely to Be?," *NBER Working Paper*, No. 11541.
- Fei, J.C.H. and Gustav Ranis (1975) "A Model of Growth and Employment in the Open Dualistic Economy: The Case of Korea and Taiwan," *Journal of Development Studies*, Vol.11 No.2, pp. 32-63.
- Fukao, Kyoji, Hikari Ishido and Keiko Ito (2003) "Vertical Intra-Industry Trade and Foreign Direct Investment in East Asia," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 17, no. 4, pp. 468-506.
- Fukao, Kyoji, Kozo Kiyota and Ximing Yue (2006) "China's Long-Term International Trade Statistics: By Commodity, 1952-1964 and 1981-2000," *Journal of International Economic Studies*, No. 20, pp. 75-88.
- Gao Bo, Chen Jian, Zou Linhua (2012) "Regional Housing Price Differences, Labor Mobility, and Industrial Upgrading (in Chinese)," *Economic Research Journal*, No.1.
- Goldstein, Morris (2004) "China and the Renminbi Exchange Rate," in C. Fred Bergsten and John Williamson, eds., *In Dollar Adjustment: How Far? Against What?* Washington, DC: Institute for International Economics.
- Han Jun, Cui Chuanyi, and Fan Aiai (2007) "The Micro-Investigation of Surplus Rural Labor", in Cai Fang eds. *Reports on China's Population and Labor, No. 8: The Coming Lewisian Turning Point and Its Policy Implication*, Chapter 4, Social Sciences Academic Press, pp.113-128.
- Harris, J.R. and M.P. Todaro (1970) "Migration, unemployment, and development", *American Economic Review*, pp.126-42.
- Islam, Nazrul and Kazuhiko Yokoda (2008) "Lewis Growth Model and China's Industrialization," *Asian Economic Journal*, 22(4), pp.359-396.
- Lewis, Arthur W. (1954) "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour," *Manchester School*, vol. 22, no. 2, pp. 139-91.
- Lewis, Arthur W. (1958) "Unlimited Labour: Further Notes," *Manchester School*, vol. 26, no. 1, pp. 1-32.
- Lewis, Arthur W. (1979) "Dual Economy Revisited," *Manchester School*, vol. 47, no. 3, pp. 211-29.
- Meng, Xin and Nansheng Bai (2007) "How much have the wages of the unskilled workers in China increased: Data from seven factories in Guangdong", in R. Garnaut and Song Ligang (eds), *China: Linking Markets for Growth*, Asia Pacific Press.
- Minami, Ryoshin and Xinxin Ma (2010) "The Lewis Turning Point of Chinese Economy: Comparison with Japanese Experience," *China Economic Journal*, vol. 3, no. 2, pp. 163-179.
- Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff (2005) "Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 67-146.
- Samuelson, Paul (1964) "Theoretical Notes on Trade Problems," *Review of Economics and Statistics*, vol. 23, pp. 145-154.
- Samuelson, Paul (1994) "Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later," *Review of International*

Economics, Vol. 2, No. 3, pp. 201-226.

Sato, Kiyotaka, Junko Shimizu, Nagendra Shrestha, and Zhaoyong Zhang (2010) “New Estimates of the Equilibrium Exchange Rate: The Case for the Chinese Renminbi,” RIETI Discussion Paper Series 10-E-045.

Williamson, John ed. (1994) *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C.: Institute for International Economics.

World Bank (2007) *2005 International Comparison Program, Preliminary Results*, Washington, D.C.: World Bank.

Yao, Yang and Zhang, Ke (2010) “Has China Passed the Lewis Turning Point? A Structural Estimation Based on Provincial Data,” *China Economic Journal*, No. 2: pp. 155–162.