

## 【論文】

# 中国経済転換点の検証： ジャポニカ米生産の省別パネルデータに基づいて\*

稲田 光朗・山本 裕美

【キーワード】 ルイス転換点，農業生産関数，パネルデータ

【JEL 分類番号】 J31, O11, O13

## 1. はじめに

1978年以後，農村における人民公社の解体，生産責任制の承認は，中国農村に大きな変化をもたらした。その大きな変化の中心は，農村労働力の移動である。農村における労働力は，都市工業化の優先を名目とした戸籍制度の確立<sup>1</sup>，その後の人民公社制における農業の集団経営の下で移動が制限されていた。しかし生産責任制が承認され，人口移動・戸籍移転が緩和される

に伴い<sup>2</sup>，1980年代になると農村労働力は郷鎮企業へ流入するだけでなく，就業の当てのないまま無目的に都市へ流れ込んだ。1990年代になると，農村における郷鎮企業間の競争の激化，及び所有権改革による民営化の進展により郷鎮企業の雇用吸収力が低下する一方，地方小都市だけでなく労働需要の大きい経済特区や中規模・大規模都市においても戸籍制度の緩和政策が次々と打ち出された（山口，2009）。このような要因から90年代前半以後，労働者の都市への出稼ぎが増加し，その傾向は継続した（Cai, Park, and Zhao, 2008）。中国国家統計局によると<sup>3</sup>，2009年末には「農民工」（郷鎮外に移動した農民戸籍労働者）の全国総数は1億4533万人に及んでいる。ところが，2004年には，珠江デルタ地域で，労働者不足が叫ばれた。その後，沿海地域で広く労働力不足が顕在化した。こうした状況を受けて蔡（2007）はLewis（1954）の提示したモデルに依拠して，「過剰労働力」（伝統部門において限界生産性が生存賃金水準

\* 本稿の作成にあたって，森棟公夫，西山慶彦，奥井亮の各先生方からは多大な御指導を賜った。京都大学計量経済学セミナー，第9回中国経済学会全国大会，第2回大阪大学・京都大学連携GCOE プログラム夏期集中講座ワークショップの参加者，また大塚啓二郎，黒田敏史，園部哲史，手島健介，人見光太郎，寶剣久俊，南亮進，宮崎卓，矢野剛，劉徳強の各先生方，及び草処基氏からは詳細かつ貴重なコメントを頂いた。荒山裕行先生からは，論文の構成に関して大変有益な御助言を頂いた。加えて郭永興，八田尚也，劉春發の各先生方，そして小林拓磨，柚木孝裕，張冬雪の各氏からは論文作成に際して協力を頂いた。また，本誌匿名レフェリー2名の先生方から細部に渡り頂いたコメントは本稿内容を大きく改善するものであった。ここに記して，心より感謝したい。なお，本稿における誤謬はすべて筆者の責任に帰するものである。

1 「中華人民共和国戸口登記条例」（1958年1月9日中華人民共和国主席令）『中華人民共和国国務院公報』1958年1月13日，第2号。

2 主なものとして「国務院關於農民進入集鎮落戸問題的通知」（1984年10月13日国務院發布）『中華人民共和国国務院公報』1984年11月10日，第26号。当該通知によって，農民が地方の小都市へ自主的に移動し，商売や出稼ぎに従事することを初めて認められた。

3 [http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20100319\\_402628281.htm](http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20100319_402628281.htm)

よりも低い労働者)が枯渇し、労働市場が限界原理で働くようになる転換点(以後ルイス転換点ないし経済転換点と呼ぶことにする)を超えたとする議論を提起した。このような蔡の問題提起に対し多くの研究者から転換点を超えたか否かに対する検証が行われ、現在も広く議論が続いている(Islam and Yokota 2008, 南・馬 2009, China Center for Economic Research 2010所収の各論文, Fleisher et al. eds. 2011所収の各論文)。

ルイス転換点を通過したという議論は、中国において、安価な労働コストを提供してきた農村からの出稼ぎ労働者をもはや利用できないことを意味しており、中国の経済成長を主に牽引してきた繊維産業や加工組立型の労働集約的産業が収縮し、今後経済成長の制約要因となりうることを意味している。他方、この事実は、中国において資本集約型産業が中心となるよう産業構造転換を要求するものであり、中国の今後の経済発展を考える上で、検討すべき重要な意義を持っている。

現在議論が行われている中国における経済転換点を越えたとする研究では、2004年前後に中国経済は転換点を越えたと主張している。しかし、そうした既存研究の議論では<sup>4</sup>、2004年前後に生じた都市労働市場での変化や中国における人口構造の変化についての観察に終始している。また、農業部門の労働限界生産性を推計し、ルイス転換点を通過したと主張する研究もいくつかある。たとえば劉(2010)は既存研究で用いられた転換点理論に基づく「生存賃金」に当たる指標は過大評価されていると批判した。そこで、劉論文で提案する「生存賃金」を利用したところ、劉論文で推計された労働の限界生産性は、2002年以降、生存賃金を実質的に上回っており、ルイス転換点を通過したと主張している。またWang(2010)は、本稿と同じく生産費データを用い、2004年以降生産性が急速に上昇したことのみを捉え、転換点を通過したと断

定している。しかし、転換点理論の想定する生存賃金との比較を行うことなく結論を下すのは議論として不十分である。

他方、経済転換点を越えたとする主張に対して、労働の限界生産性を推定した上で、反論を行った代表的な論文には、南・馬(2009)がある。彼らは、推計した農業部門における労働の限界生産性と彼らの主張する「生存賃金」水準指標を比較したところ、依然として、中国農村には過剰労働力が存在する事を主張した。また、丸川(2010)は四川省の個票データを用い、推計した労働の限界生産性と非農業収入を比較したところ、両者は接近しているものの、後者の方が上回っており、標本地域において過剰労働力が存在することを示した。また標本農家の観察から、土地使用と過剰労働力の存在の関係について、重要な含意を導いている。

しかし、こうしたルイス転換点を通過したかどうかという議論に対し、農業生産関数の推計により限界生産力の計測を行った多くの研究では、農業部門全体のデータを用いていた。この問題点は、中国における広義の「農業」は、農業だけでなく林業・漁業・牧畜業を含んでいる点である。しかし実際は、農業・林業・漁業・牧畜業間で生産技術の相違が存在すると考えられる。また労働の限界生産性を推計したいくつかの研究では、耕種業に絞った推計も行われている。しかしながら、耕種業にも稲・小麦・トウモロコシなどの生産農家間で生産技術に、当然相違があるだろう。そこで本稿では、中国における農産物生産費用データから得たジャポニカ米生産に限定した省別パネルデータを用いて実証分析を行うことを試み、省別の農業技術面の差異をコントロールすることで欠落変数バイアスを回避し、より正確な生産関数の推計を行った。同時に本稿では、既存研究で用いられた、労働者数というストック変数ではなく、フロー変数である労働投入時間を労働の限界生産性計測に用いた。被説明変数にフロー変数を利用する生産関数を推計するならば説明変数も基本的にはデータの利用できる限りフロー変数を

4 代表的な研究として、Cai and Wang(2010)を参照。

使うべきである。もし労働投入時間の代理変数として、ストック変数である労働者数を用いるならば、労働弾力性の係数推計値に下方バイアスが生じると考えられ、この点からもより正確な生産関数推計を行ったと主張できる<sup>5</sup>。

次に本稿で利用する生産費調査には、農業雇用労働力の賃金が掲載されている。『全国農産品コスト収益資料匯編』の定義によると当該賃金は、「農業雇用労働者に支払われる賃金総額を指しており、労賃に加え適切な水準の飲食費や生活費（招待費）などを含む」<sup>6</sup>ものである。これは既存研究で用いられた生存賃金と比較して、利用可能な非熟練労働者の賃金水準（ないし、それに農村における生活支出を加えた水準）の代理変数としては最も適切な変数であると考えられる<sup>7</sup>。我々は、既存研究で用いられた指標には以下の通り、それぞれ問題点が存在すると考えている。劉（2010）では第1次産業GDPを全国就業者数で除したものを1人当たり食料消費水準と解釈し、生存賃金の代理変数として利用した。しかし、当該指標は純輸出額の調整が行われていない他、最終財として食料品（加工品）を生産する製造業分野の「農副産品製造業」・「食品製造業」・「飲料製造業」・「タバコ加工業」のGDPは考慮されておらず、最終消費水準としての1人当たり食料消費水準としては過

少評価されていると判断される。次に、南・馬論文で用いられた「農村家庭一人当たり純収入」と「農村家庭一人当たり消費支出」の両変数については、それぞれ農村家庭における一人当たりの平均的所得水準および平均的消費水準を示しており一定の妥当性がある。しかし、前者の指標には、政府からの補償収入など農村保護政策に伴う収入も含まれている。また、後者の指標は必需品の消費支出のみならず、奢侈品や娯楽に当てる支出も含まれており、「生存賃金」指標としてはやや過大評価があると考えられる。

さらに、本稿では、長年、定義が明白でなかった中国における労働投入の計測単位「工份」（用工数量）が2005年にはじめて、時間への換算式が掲載されたことに着目し、賃金格差の議論に置いて、労働時間単位で議論を行った。このように当該統計資料を利用した研究の内、「工份」の労働時間への換算の中国経済研究上の意義を適切に認識し、議論を行った研究は筆者らの知る限りにおいて世界で初めてであろう。

最後に、労働の限界生産物価値と市場賃金を統計学的手法に基づき比較することを通じ、両者が均等化しているか検討することも本稿の特色である。

本稿は以下のように構成される。次節では中国におけるジャポニカ米生産の概要を説明するとともに、分析に用いた標本地域のジャポニカ米生産を巡る経済環境の変化を議論する。第3節では、分析に用いるデータ、及び推計モデル・推計結果について議論する。第4節では労働の限界生産物価値の推計、第5節では賃金差の検定を行う。最後に第6節では、分析によって明らかになった事実のまとめを行う。

## 2. 中国におけるジャポニカ米生産の事例

### (1) 中国におけるジャポニカ米生産の概要

本研究では、世界一の生産量を誇る<sup>8</sup>中国のコメ生産の内、主要な品種の一つであるジャポ

5 ただし、本稿では、データセットの制約から労働者数のデータを利用できないため、ストック変数の代わりにフロー変数を用いて推計すると実際にどのくらいのバイアスが生じるか、定量的に確かめることはできなかった。したがって、この議論は定性的な指摘に留まっている。

6 ただし、当該定義は『全国農産品コスト収益資料匯編2005』に従うものである。『全国農産品コスト収益資料匯編2010』では、賃金・飲食費・生活費に加え、宿泊費・保険費用も含まれることが追加的に明記されている。

7 ただし、当該農業雇用賃金は、出稼ぎの長期の農業雇用労働者だけでなく、農繁期における収穫手伝いのような地元民の短期労働雇用も含まれている。そのため、南（1970, 97ページ）が利用した年雇労働者の賃金とは、完全に合致しない。

8 国際連合食糧農業機関統計（FAOSTAT）による（<http://faostat.fao.org/site/339/default.aspx>）。

ニカ米種の生産費用データに限定した分析を行う。本稿でジャポニカ米生産に分析対象を絞った理由は以下の3点である。第一に、中国の三大生産穀物（三種糧食と呼ばれる）であるコメ・小麦・トウモロコシの中で、コメは最も生産量が多く、穀物生産全体の約40%を常に占めて来たこと。第二に、ジャポニカ米を生産しているのは、東アジア地域が中心であり、カリフォルニア米などを除くと国際的な取引商品になっていないため、中国にとって国内生産が非常に重要であること。第三に、分析上の理由として、中国においてコメ生産のもうひとつの主要な生産品種であるインディカ米は、2期作・3期作が活発に行われ、生産費用データ上も早稲・中稲・晩稲と3区分に分かれている。そのため、パネルデータとして利用できる省の数が、ジャポニカ米と比べると相対的に少なかった。また1期作、2期作、3期作を集計して利用することも困難であった。このような理由から、本稿ではジャポニカ米生産に分析対象を絞った。

まず近年における中国のコメ生産のマクロ統計を概観する。図1を見ると限定的にしか利用

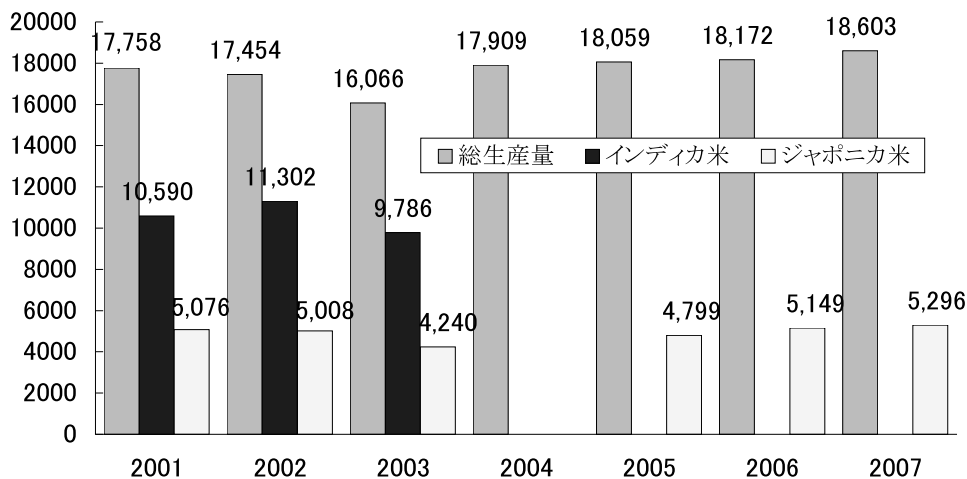
できないが、平均的にジャポニカ米生産のコメの総生産に占める割合は約30%、インディカ米生産の割合は、約60%をそれぞれ占めている。2001-2007年の期間において、概ね、ジャポニカ米とコメの総生産量の推移は、同じ動きをしている<sup>9</sup>。すなわち、インディカ米を除き2001-2003年にかけて減産傾向にある一方、2003年を底に2007年にかけては生産量が回復・上昇している。

このような2003年までの減産傾向の背景要因としてまず考えられるのは、中国で頻発する自然災害による被害である。そこで、図2では、図1のデータの中で比較的長期間利用できるコメの総生産量データと、自然災害被害を受けた農作地面積（受災面積）、及び災害被害により作物生産ができなかった面積（絶収面積）を、1992-2009年に範囲を引き延ばして示した。ただし、可能な限りジャポニカ米の生産動向を見するため、ここでは次節以降に説明される分析対

9 一般に、中国におけるジャポニカ種とインディカ種それぞれ単独のマクロ生産統計は、非公開データである。

図1. 中国におけるコメの生産高推移（2001-2007）

単位: 万トン



出所) 歴年全国農業統計提要 (<http://www.agri.gov.cn/sjzl/>), 『中国農業統計資料』(2003), 『中国糧食発展報告』(各年)。

注) インディカ米単独の生産量データは、2001-2003年のみ存在している。一方、ジャポニカ米については、2004年のみ欠損している。

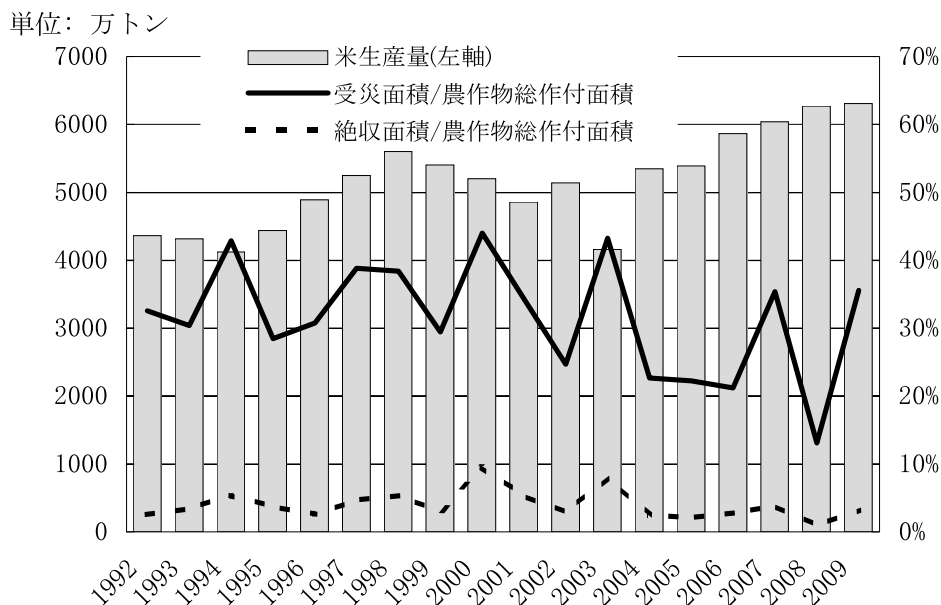
象地域となる7省に絞って議論を行う。図2を見ると、毎年、中国農業生産は、厳しい自然災害に見舞われてきた事が分かる。特に大きな被害があったのは、図1でも減産傾向が見られる、干ばつ・水害が繰り返し多発した2000年から2003年にかけてである。2000年には、被災面積が、農作物総作付面積の約44%、絶対面積が約10%に達し、コメの総生産量も2000年を境に減少傾向に陥った。その後は、再び2003年に生じた大規模な干ばつ・水害被害による生産量の落ち込みを底に<sup>10</sup>、近年にかけては、災害の頻発も一定程度収まり、回復基調にある。

一方、このような生産動向の背景をより深く理解するためには、コメの需給バランスに

ついても議論する必要がある。図3では、アメリカ農務省外国農業サービス (Foreign Agricultural Service, United States Department of Agriculture) で推計値が公表されている中国のコメの生産量、国内消費量、期末在庫を示した。寶劔 (2003) の指摘するように、1980年代後半に停滞していたコメ生産を含む食糧生産は90年代に入ると増産傾向になり、90年代半ばに一度落ち込むものの、90年代後半には、再び増加に転じた。このような動向は図3にもはっきりと

10 2003年における食糧減産は、中国政府が国内食糧自給の維持水準としていた総生産量4億5000万トンに割り込むほど深刻であった。

図2. コメ主要生産地域における生産高推移と、被災面積の作付面積に占める割合の推移 (1992-2009)



出所)『中国農業統計資料』(各年)

農業部中国植業信息网農作物数数据库 (<http://www.zzys.gov.cn/nongqing.aspx>),

農業部中国植業信息网災情数据库 (<http://www.zzys.gov.cn/zaiqing.aspx>)。

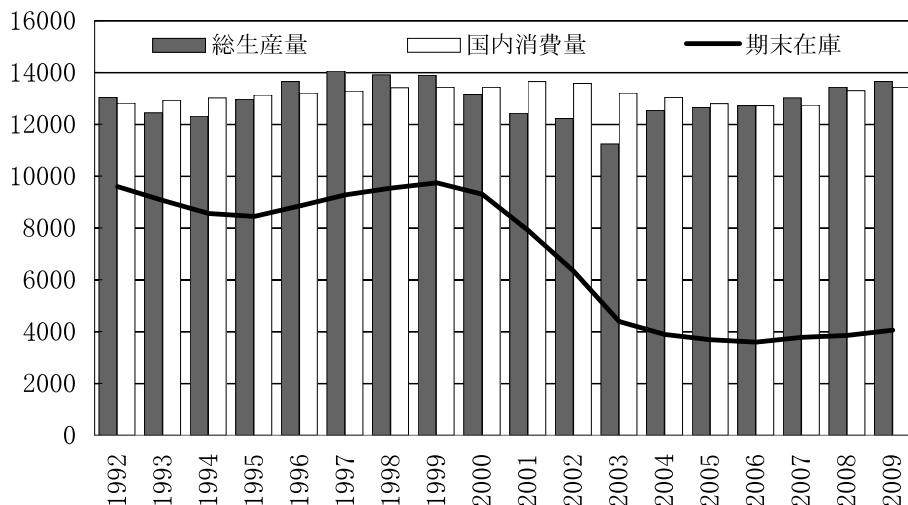
注) (1) 「被災面積」とは、自然災害のために1割以上減産した農地作付面積を指す。「絶対面積」とは、8割以上減産した農地作付面積を指す。

(2) 「被災面積」と「絶対面積」は、被害を受けたコメ生産を含む中国全体の農地作付面積を示している。ここでは生産への効果を明確にするため、それぞれを総作付面積に占める割合で表示した。

(3) 当該表で掲載している各変数は、省別でデータを利用できる。そこで次節以降の議論と対応させるため、各変数は本稿の分析に用いるジャポニカ米主要生産地域である遼寧、吉林、黒竜江、江蘇、安徽、河南、寧夏の7省の集計値を利用している。

図3. コメの需給動向 (1992-2009)

単位: 万トン



出所) Foreign Agricultural Service, USDA, Production, Supply, and Distribution Datasets.

注) (1) ここに掲載された総生産量, 国内消費量, 期末在庫はアメリカ農務省により推計された数値であり, 実測値ではない。

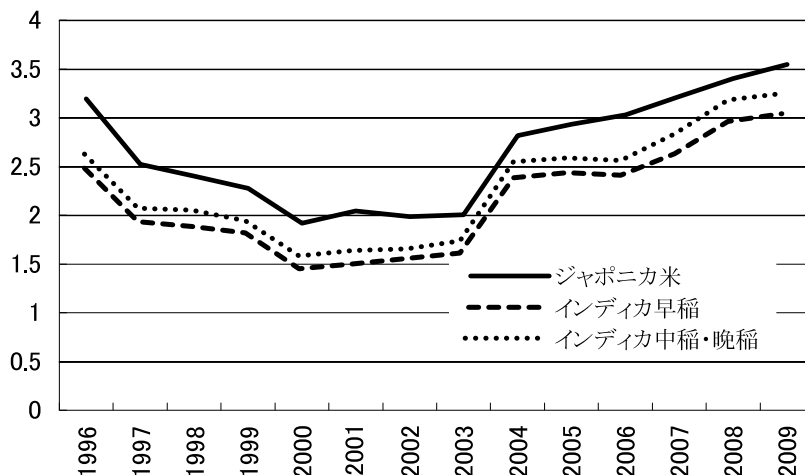
(2) ここに掲載された「コメ」は精米された後のものである。

示されている。90年代後半の増産規模は大きく、その結果、1997-1999年にかけて生産量が国内消費量を上回り、90年代初め以来再びコメ備蓄在庫の期末量が1億トンに近づくほどに積み上がった。

こうした需給バランスの動きは、図4に示した各種コメの市場価格の変化にも色濃く反映されている。90年代後半の需要量を上回る過剰生産と、在庫の積み増しはコメの価格を著しく下落させたことが分かる。このように、上で議論

図4. コメの市場価格動向 (1996-2009)

単位: 元/Kg



出所) 『中国農業発展報告』(2010)。

注) 各コメの価格は精米後の価格である。1992-1995年のデータは欠損している。

した2000年代初頭のコメの減産傾向は、自然災害の影響だけでなく、90年代後半からの過剰供給に伴うコメ価格の低迷により農民の増産誘因が減退したためであったと考えられる。図3によると、2000年代初めの減産傾向により、再び需要が生産を上回った。しかし、ここでは国が管理する備蓄用食料を放出することで対応し、需給の安定化を実行したことが分かる<sup>11</sup>。

変化が見られるのは、2004年以降にコメの価

格が急上昇している点である。この理由は、上述の2003年の大規模減産により、90年代後半に積み上がった在庫の内、最低限の備蓄水準を残し、放出できるものは全て供給したにもかかわらず、それでも需給が逼迫し、供給不足に陥ったためと考えられる。

最後に省別のジャポニカ米生産動向を確認するため、表1では、公開されている2001年から2003年までの主要産地別生産量の推移を見よう<sup>12</sup>。2003年で見ると、東北三省（黒竜江・遼

11 『中国農業発展報告』（2005）には、1996-2004年にかけての各種コメの卸売価格が掲載されている。これを見ると、卸売価格についても2004年には価格が急上昇している。

12 2001年と2002年のデータは、中国農業部ホームページ上における『歴年全国農業統計提要』から得た。しかし、2010年6月10日の農業部

表1. ジャポニカ米主要産地の生産量順位の推移（2001-2003）

（単位：万トン，万ha）

順位	2001	生産量	総生産比	作付面積	2002	生産量	総生産比	作付面積
1	江蘇	1417.2	27.92%	1682.3	江蘇	1357.2	27.10%	1563.1
2	黒竜江	1016.3	20.02%	1567.0	黒竜江	921	18.39%	1564.4
3	浙江	373.6	7.36%	521.0	遼寧	406.2	8.11%	556.4
4	吉林	371.2	7.31%	686.9	吉林	370	7.39%	666.1
5	遼寧	335.2	6.60%	515.5	浙江	343.3	6.85%	461.6
6	雲南	283.3	5.58%	485.0	安徽	312.9	6.25%	446.6
7	湖北	279.3	5.50%	279.3	湖北	254.7	5.09%	358.9
8	安徽	198.22	3.91%	305.5	雲南	253.5	5.06%	493.9
9	上海	127.4	2.51%	153.9	山東	109.4	2.18%	155.3
10	山東	126.16	2.49%	173.6	上海	109.2	2.18%	133.1
	総生産量	5075.69	総作付面積	7362.0	総生産量	5008.3	総作付面積	7323.3

順位	2003	生産量	総生産比	作付面積
1	江蘇	1123.9	26.51%	1438.2
2	黒竜江	842.8	19.88%	1290.9
3	雲南	327.6	7.73%	499.8
4	吉林	318.2	7.50%	541.0
5	遼寧	310.6	7.33%	391.9
6	浙江	283.7	6.69%	387.1
7	湖北	179.1	4.22%	276.7
8	安徽	165.9	3.91%	335.2
9	重慶	104.7	2.47%	169.2
10	四川	84.4	1.99%	123.3
	総生産量	4240.1	総作付面積	6348.7

出所) 歴年全国農業統計提要 (<http://www.agri.gov.cn/sjzl/>)、及び『中国農業統計資料』（2003）。

寧・吉林)の全生産量に占める割合は34.7%、華中地域(江蘇・浙江・安徽・湖北)の占める割合は、41.3%に上っている。このことから、ジャポニカ米の主要産地は、東北3省、及び華中地域に概ね集約されていることが分かる。生産量の推移は、図1と同様、2003年にかけて下落傾向が顕著に表れている<sup>13)</sup>。

また、近年、一層の産地の集約化が進んでいることも大きな特徴である。華中地域のジャポニカ米総生産量に関する公式データは、2001-2003年以外公表されていないため、仮に2007年における農林水産省(2010, 108ページ 第6図)の江蘇省と安徽省に関するジャポニカ米生産量の推計値を利用すると、2001年において、総生産量に占める東北3省に江蘇省と安徽省を加えた地域の割合は、約65%であった。それが、2007年には約83%に達し、一層の産地集約化が進んでいる可能性がある。

## (2) 標本地域のジャポニカ米生産を巡る経済環境の変化

表2は、本稿で用いる各省のジャポニカ米生産費用データから得た各変数の基本統計量を表している。まず単位当たり生産量をみると、主要産地の一つである黒竜江省の単位生産量は必ずしも高くない。一方、他の主産地である江蘇省や遼寧省、吉林省の生産量は、相対的に高くなっている。寧夏回族自治区は、ジャポニカ米が主産品ではないが、黄河流域の恵まれた土壌

条件を生かして、高い単収を達成していることが分かる。労働投入は、安徽・河南といった中部地域の省で多くなっている。それと比較すると、東北3省及び江蘇省は、機械投入費用が多い。東北3省では、作付面積・土地労働比率が他地域の省よりもかなり大きく、広い土地に機械を用いる大規模な資本集約的農業が営まれていることがうかがえる。特に、国有農場により大規模営農が行われている黒竜江省では、その傾向が顕著である。他方、遼寧省では、機械投入だけでなく豊富な水資源を活用して灌漑にも大きく依存している。江蘇省は、東部沿海地域に属し、製造業の集積地となっているため、資本財価格が相対的に低い事が想定され、機械投入が相対的に大きくなっている。一方、江蘇省が東北3省と異なっているのは、土地労働比率が標本地域の中で最も小さいことである。ここでは機械投入だけでなく、化学肥料投入を相対的に多投することにより、限られた作付面積を補い、高い単収量を確保していることが分かる。最後に、寧夏回族自治区は、労働投入量が標本地域の中で最も多い。同時に、黄河の水を引く灌漑が十分整備されており、労働集約的であるにも関わらず、高い生産性を達成している。

次に、表3では、1992年から2009年にかけてのジャポニカ米生産に投入された各生産要素投入の省別変化を見ている。観測期間の初年度と最終年の結果に加え、ルイス転換点議論が生じている2004年前後の変化をみるため、2002-2005年についても詳細に掲載している。1992年時点においては、各省、労働集約的な農業生産が行われていたことがうかがえる。また、農業機械ではなく、家畜用役に依存していたことも分かる。次に2000年代以降に目を転じると、労働投入は、全ての省で減少傾向にあることが見て取れる。そして全標本地域において、次第に労働集約的な生産方式から、農業機械に依存する比率が高まってきている。ここで注意すべきは、2003年から2004年、ないし2004年から2005年にかけての急激な変化である。まず2003年に遼寧省、黒竜江省を除き、落ち込んだ単収

ホームページの全面改定の際に、残念ながら当該データベースは削除されてしまった(<http://2010jiuban.agri.gov.cn/xxgktjxx/>)。著者はこのデータを複写の上、保管している。必要に応じて提示する用意がある。

13 2001年から2003年にかけての省別ジャポニカ米生産データと『中国農村統計年鑑』掲載のデータを比較したところ、東北3省、河北省、山東省、寧夏自治区はコメの総生産量が概ねジャポニカ米の総生産量に一致していた。このことからこれら各地域については、2009年までのジャポニカ米生産量及び作付面積の公式統計が、コメの総生産量から捕捉可能であると考えられる。



表 2. 基本統計量

	遼寧	吉林	黒竜江	江蘇	安徽	河南	寧夏
生産量 (Kg)	516.33 (35.37)	487.12 (18.77)	436.41 (48.20)	538.66 (31.84)	415.89 (50.43)	440.40 (54.65)	553.15 (38.34)
農業労働投入時間 (時間)	90.51 (17.37)	87.87 (24.60)	68.79 (21.96)	91.41 (26.26)	103.87 (22.26)	144.52 (41.06)	146.61 (28.47)
機械投入費用 <sup>a</sup> (元)	38.89 (27.11)	37.40 (26.47)	51.43 (24.61)	57.51 (29.71)	30.66 (30.53)	27.62 (16.82)	39.54 (28.32)
化学肥料投入費用 (元)	15.62 (4.13)	12.63 (2.67)	14.62 (4.71)	47.93 (28.84)	27.22 (22.10)	22.11 (12.87)	15.62 (4.59)
灌漑排水費用 <sup>b</sup> (元)	78.50 (3.74)	48.45 (6.27)	40.07 (8.20)	38.97 (2.63)	16.13 (3.04)	42.39 (13.73)	53.70 (11.28)
灌漑用水費用 (元)	55.34 (13.13)	19.37 (2.79)	26.36 (6.81)	6.78 (0.59)	7.16 (3.57)	11.04 (8.21)	49.45 (10.93)
調査地作付面積 <sup>c</sup> (畝)	10.21 (2.09)	10.49 (2.43)	20.62 (6.07)	4.51 (0.96)	3.22 (0.83)	6.38 (0.68)	5.38 (0.87)
資本労働比率 <sup>d</sup> (元/時間)	0.49 (0.45)	0.53 (0.50)	0.92 (0.69)	0.77 (0.58)	0.36 (0.47)	0.24 (0.22)	0.31 (0.29)
土地労働比率 <sup>e</sup> (畝/時間)	2.58 (0.37)	4.22 (0.38)	15.37 (3.30)	1.38 (0.09)	1.47 (0.27)	1.38 (0.17)	2.00 (0.15)

出所)『全国農産品成本収益資料匯編』(各年)。

注) (1) 掲載した数値は観測期間(1992-2009)の18年間の平均値を報告している。ただし江蘇省は1992年のデータが欠損しているため17年間の平均値である。括弧内は標準偏差を表す。

(2) 費用は価格指数で実質化した。また調査地作付面積、土地労働比率を除いたデータは、全て1畝(mu)あたりに基準化されている(1畝は15分の1ha)。

- a) 機械投入費用は、農業機械を利用する生産過程に機械を利用することで発生した費用支出の事を指す。ただし、各種生産過程上において輸送に機械を利用した費用も含まれている。具体的な生産過程には、耕運・作付・収穫・脱穀を含む。
- b) 灌漑排水費用は、水費用が2004年から2009年までの6年間しか掲載が無いため、比較のために灌漑用水費用と同じ期間の6年間のデータを示した。
- c) 調査地作付面積は、調査作付面積を調査戸数で除した、一戸当たり平均作付面積を表示している。また当該作付面積データは2004年以降、欠損しており、1993年から2003年までの10年間の観測値から得た数値である(1992年と1994年も欠損)。
- d) 資本の定義は、後ほど表5で詳述する。
- e) 土地労働比率には、一人当たり耕地面積のデータを用いた。ただし、当該データは、1998年から2003年までの6年間しか存在しない。

が回復を示している。また顕著なのは、農業労働時間の急激な減少である。確かに、92年から2000年代初めにかけても、労働時間が次第に減少し、農業機械に依存する比率が高まる傾向は、標本地域全体で観察されている。しかし、2004年以降、そうした傾向に拍車がかかっている。黒竜江・江蘇を除いた各省では、2003年から

2005年にかけて10%前後、農業労働時間が減少するとともに(河南省では半減した)、資本労働比率が約2倍になった。また、資本労働比率は、黒竜江や江蘇も同様の傾向にある。そして、この時期の変化の全地域について共通する特徴は、資本労働比率の変化の背後に、機械家畜比率が急速に上昇し、家畜用役から機械投入への代替

表3. 1 畝当たり生産量, 労働時間, 資本労働比率, 機械家畜比率の各省変化 (1992-2009)

		1992	1998	2002	2003	2004	2005	2009
遼寧	生産量	549.03	533.27	504.20	527.90	529.30	521.20	571.84
	労働時間	119.28	96.40	86.40	84.80	84.64	76.64	63.12
	資本労働比率	0.14	0.33	0.30	0.34	0.44	0.66	1.72
	機械家畜比率	1.43	2.21	1.68	2.45	3.28	4.29	24.45
吉林	生産量	473.55	506.14	459.00	448.70	493.30	497.30	494.14
	労働時間	125.68	94.24	80.00	86.40	68.88	65.04	58.24
	資本労働比率	0.11	0.21	0.46	0.47	0.50	0.64	1.81
	機械家畜比率	1.48	0.62	3.77	6.44	4.28	3.86	26.61
黒竜江	生産量	349.97	416.88	376.70	421.60	489.60	485.70	486.59
	労働時間	90.88	58.32	61.60	54.40	58.80	54.72	40.24
	資本労働比率	0.13	0.90	0.74	0.92	0.95	1.14	2.48
	機械家畜比率	3.20	73.26	29.66	81.76	59.26	238.09	N.A
江蘇	生産量	491.57	580.12	587.00	473.90	543.70	499.90	557.73
	労働時間	135.92	105.76	81.60	76.80	71.28	69.84	57.84
	資本労働比率	0.09	0.36	0.62	0.72	0.87	1.15	1.90
	機械家畜比率	9.58	25.32	66.72	85.29	60.57	123.96	388.48
安徽	生産量	310.32	457.31	442.40	407.40	456.60	410.10	477.83
	労働時間	106.72	111.84	88.00	97.60	98.32	88.08	62.56
	資本労働比率	0.02	0.23	0.09	0.15	0.29	0.32	1.83
	機械家畜比率	0.29	3.14	0.31	0.75	1.43	1.32	12.48
河南	生産量	452.88	524.13	457.00	351.80	427.30	388.00	517.71
	労働時間	188.40	190.88	149.60	167.20	86.88	93.52	83.44
	資本労働比率	0.06	0.12	0.15	0.14	0.34	0.31	0.83
	機械家畜比率	1.57	N.A	N.A	N.A	N.A	234.01	N.A
寧夏	生産量	469.21	493.07	583.90	538.40	569.20	608.00	544.17
	労働時間	189.68	155.68	134.40	137.60	140.48	128.88	102.88
	資本労働比率	0.07	0.14	0.24	0.21	0.27	0.45	1.07
	機械家畜比率	0.53	1.80	4.07	4.36	9.72	16.58	N.A

出所)『全国農産品成本収益資料匯編』(各年)。

注) (1) 当該表に掲載されている各変数の単位・定義は, 表2に準じる。

(2) 1992年の江蘇省のデータは欠損しているため, 代わりに1993年のデータを掲載した。

(3) 機械家畜比率は, 機械投入費用を家畜用役費用で除して得た。

(4) 機械家畜比率について, N.Aは家畜用役費用が観察されなかったことを指す。

を伴っていた事であることが分かる。2009年まで, この傾向は持続し, いくつかの省では, 家畜用役の利用がなくなるところまで, 機械投入の代替を伴いながら, 資本労働比率の上昇が生じた。

単位当たり生産量は, 必ずしも全ての省で劇

的に上昇しているわけではない。いくつかの省については, 2009年において, 2003年の落ち込みから2000年代前半の生産水準ようやく回復したということのみ言えるかもしれない。しかし, そのような回復は, 生産要素の投入構造が労働集約的なものから, 資本集約的な生産方法

表4. 1 畝当たり雇用労働賃金、農業税、平均価格、補償収入、純利潤の各省変化（1992-2009）

(単位：元)

		1992	1998	2002	2003	2004	2005	2009
遼寧	雇用労働賃金	N.A.	27.62	22.90	24.30	25.49	30.39	45.06
	農業税	11.20	22.61	35.62	47.24	21.90	0	0
	平均価格	0.72	1.37	1.16	1.36	1.77	1.90	2.24
	補償収入	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	26.18	24.76	80.64
	純利潤	169.02	270.17	131.81	222.71	381.00	371.49	432.15
吉林	雇用労働賃金	N.A.	18.99	20.84	21.18	22.08	24.16	55.42
	農業税	7.48	22.65	38.37	33.24	0	0	0
	平均価格	0.70	1.40	0.99	1.15	1.68	1.83	2.21
	補償収入	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	27.30	33.15	111.70
	純利潤	153.62	306.96	38.85	103.09	394.81	407.88	292.38
黒竜江	雇用労働賃金	N.A.	25.62	21.81	22.33	26.15	33.05	77.06
	農業税	5.90	15.92	36.64	28.34	0	0	0
	平均価格	0.70	1.30	0.98	1.14	1.63	1.64	2.18
	補償収入	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	24.61	26.67	67.62
	純利潤	132.12	188.86	5.18	140.52	361.16	272.62	252.12
江蘇	雇用労働賃金	N.A.	22.26	22.16	23.52	25.13	32.83	50.29
	農業税	8.60	21.73	41.25	33.77	16.53	0	0
	平均価格	0.90	1.42	1.05	1.48	1.75	1.80	2.03
	補償収入	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	21.18	21.49	67.85
	純利潤	272.10	293.91	113.84	210.22	451.28	324.35	403.92
安徽	雇用労働賃金	N.A.	30.03	20.47	22.22	25.82	29.63	52.98
	農業税	5.09	22.26	29.34	30.19	16.31	0	0
	平均価格	0.58	1.38	0.92	1.37	1.59	1.61	1.90
	補償収入	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	30.00	16.01	77.12
	純利潤	144.09	237.89	78.35	192.47	277.39	190.48	242.68
河南	雇用労働賃金	N.A.	17.17	7.36	14.79	11.65	28.27	48.53
	農業税	5.70	10.38	25.35	25.22	16.32	0	0
	平均価格	0.85	1.64	1.19	1.53	1.80	1.96	2.27
	補償収入	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	0	7.33	36.20
	純利潤	286.37	422.21	112.85	98.22	416.97	293.68	456.06
寧夏	雇用労働賃金	N.A.	19.30	25.13	24.90	22.80	29.23	59.21
	農業税	5.35	28.72	29.69	30.22	26.17	0	0
	平均価格	0.72	1.43	1.11	1.30	1.67	1.79	2.11
	補償収入	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	12.48	16.71	78.34
	純利潤	183.17	300.07	133.46	226.83	401.47	496.87	269.26

出所)『全国農産品成本収益資料匯編』(各年)。

注) (1) 雇用労働賃金とは、雇用労働者が標準労働日に(一日8時間労働に基準化する)得た総報酬を指す。総報酬には、労働賃金に加え、飲食費、宿泊費なども含む。雇用労働賃金は、農村消費者物価指数で実質化した。

(2) 純利潤の定義は、ジャポニカ米の総生産額から総費用を減じたものである。総費用には表2に掲げた生産の直接費用だけでなく、農家経営上の間接費用、農業税も含まれている。間接費用には、例えば生産物の販売輸送に必要な人件費も含まれる。なお純利潤は実質化していない。2003年以前の純利潤算出には、2005年版調査資料掲載の換算式を利用した。

(3) 1992年の純利潤は欠損しているため1993年の値を掲載している。同様に、2009年の補償収入は欠損しており、2008年の値を掲載した。

(4) 表3と同様、1992年の江蘇省については1993年の値を掲載した。

へ確実に変化した上で、達成されたものである事が分かる。このように、表3からは、労働時間の低下、機械投入の増加と言った意味での農業の近代化が2003年以降、急速に進んできていることが分かった。

次に、表4では、1992年から2009年にかけてのジャポニカ米生産についての、雇用労働賃金、農業税、ジャポニカ米のキロ当たり平均価格、補償収入、純利潤の各省変化を示した。2002年までの状況を見ると、各省共通して、農業税の負担が年々高まっていたことが分かる。またジャポニカ米の販売価格については、前節で議論したように90年代後半の国内消費水準に比して過剰生産が続いた影響から伸び悩んでいた。特に2002年には、価格水準が最悪の落ち込みを見せ、それに伴い農家の純利潤も急落し、黒竜江省では、純利潤が、単位面積当たり5.18元と一桁にまで減少した。2003年にはマクロのジャポニカ米生産量が落ち込んだ事を指摘したが、農家の単位当たりの収益状況は2002年以前と比べて、2003年には改善してきていることが分かる。その背景には、農作物価格の上昇によるところが大きい。この価格上昇については前に議論したように、90年代後半の過剰生産で積み上がった国が管理する備蓄用食糧の内、放出できる部分を供給しつくしたため、価格上昇に転じたと考えられる。一方、生産量は落ち込んでいることから、農家の総収益は減少していると考えられる<sup>14</sup>。

大きな変化が見られるのは、2004年以降である。2004年には、その年の農業政策の方針を打ち出す中央農村工作会議において、2003年までの農業生産量の低迷、農家所得の減少を受け、農業生産量の増大と農家所得向上を強く促進することが表明された<sup>15</sup>。この方針に従い、農業

14 表4の各変数は単位栽培面積あたりで表示されており、減少したとしても、総栽培面積が増加すれば、農家単位の純利潤は増加する可能性がある。しかし、2.1節で議論したように、2003年までは総栽培面積は減少しており、当該議論は問題無く成立すると考えられる。

保護政策が次々と打ち出された。

まず2004年には、吉林省と黒竜江省で農業税が廃止され、その他の省でも河南、寧夏を除いて半減した。そして、2005年以降は、標本地域全省で農業税が廃止された<sup>16</sup>。次に、平均価格についても、2003年以降、継続的に上昇してきた事が分かる。その背景は、繰り返しになるが、食糧の国内需給バランスの要因に加え、寶劔（2010、159-160ページ）の指摘するように、2004年から実施されたコメの「最低買付価格」の設定も価格の底上げに貢献したと考えられる<sup>17</sup>。

最後に、2004年以降には、補助金の直接支払い（補償収入）が大規模に行われ、その額は、2008年まで急速に増加した事が分かる。補助金支払いは、主に以下の4点について行われた<sup>18</sup>。

- 15 「中央農村工作会議在京召開一全面部署2004年農業和農村工作一」『人民日報』2003年12月26日。一方、池上（2009、48-49ページ）は農業保護政策の基本方針は、2002年1月の中央農業工作会議において打ちだされた「多予、少取、放活」（多く与え、少なく取り、制限を緩めて活性化する）にまとめられると指摘している。
- 16 2004年7月の農業税改革は以下による。「國務院關於做好2004年深化農村稅費改革試點工作的通知」（2004年7月21日國務院發布）『中華人民共和國國務院公報』2004年9月20日、第26号。この中では、吉林省、黒竜江省で農業税を廃止することが明記された。同様に、2005年7月には、次の通知を發布し、より広範囲の省での農業税率の撤廃方針を示した。「國務院關於做好2005年深化農村稅費改革試點工作的通知」（2005年7月11日國務院發布）『中華人民共和國國務院公報』2005年8月30日、第24号。
- 17 「最低買付價格」の設定を示したのは以下による。「國務院決定採取有力措施大力發展糧食生產—加大糧食主產區減免農業稅的力度，對重點糧食品種實行最低收購價格制度一」『糧油市場報』2004年4月1日。また、たとえばジャポニカ米については、「最低買付價格」の設定をはじめて示したのは、「國家發展和改革委員會 財政部 國家糧食局 中國農業發展銀行關於公布2005年中糧稻和粳稻最低收購價格的通知」（2005年4月12日國家發展和改革委員會價格司公布）『中國經濟導報』2005年4月30日。
- 18 前者の3つは以下による。「國務院關於進一

具体的には、直接所得補償、そして、優良種の種子、農機具の購入に対する補助に加え、農業生産資材総合直接補助金の支給の4つである。4つ目の農業生産資材総合直接補助金とは、2006年以降支給されたもので、2006年に国内の石油価格が引き上げられたのに伴い、農業用ディーゼル油や化学肥料、農業用ビニールの価格の上昇に対する補償措置として直接支給された補助金である。池上（2009, 51-54ページ）の指摘するように、これら4つの補助金は、農家に対する多方面の直接所得補償の性格が強い政策であるだけでなく、その支給規模も2009年時点で約1231億元と大きく、農業並びに農民に対する保護政策としての意義は大きい。このように表3で見たような、2004年以降、農業機械投入が増加していた理由は、2004年に実施されたこうした農業補助政策の影響が考えられる。

このように農業税の廃止、食糧価格の上昇、補助金の支給についてそれぞれ見てきたが、それら政策変化に伴う影響は、純利潤の上昇に顕著に反映されている。この純利潤の上昇は、農機具購入に対する誘因を一層高めると同時に、労働供給を収縮させ、表3で示した資本労働比率の上昇をもたらしたと言えるだろう。また表4では、農家における雇用労働者の賃金の推移も示している。この雇用労働者の賃金の上昇は、表3における資本労働比率の変化と、強く相関していることがうかがえる。

このような考察から、2004年に生じた沿海地域における農民工の労働力不足が顕在化し、農民工の賃金上昇が生じた状況の背後には、確かに農村でも農業の雇用賃金の上昇を伴っていることが分かった。しかしそれは農村の過剰労働力が枯渇したためではなく、農業部門において

生産性が向上したためであると考えられる。それに伴い、農業労働者の都市への労働供給に対する留保賃金の上昇が生じていたことがうかがわれる<sup>19</sup>。

次節では、生産関数を推計することによって、実際に農業部門に依然として過剰労働力が存在するかどうかを検討したい。

### 3. データおよび推計モデルとその推計結果

生産関数の推計には、『建国以来全国主要農産品コスト収益資料匯編下冊』と『全国農産品コスト収益資料匯編』から得たデータを用いる。観測期間は、1992年から2009年の18年間である。7省（遼寧・吉林・黒竜江・江蘇・安徽・河南・寧夏）のアンバランスパネルデータを用いて推計を行い、ジャボニカ米（粳米）の生産高（主産品産量）を被説明変数に用いる。また説明変数は、資本用役・農業労働時間・ジャボニカ米作付面積である。変数の具体的な定義については表5にまとめた。

ここでは次のような推計式を用いて分析を行う。

$$(1) \quad \log Y_{it} = \alpha + \beta \log L_{it} + \gamma \log K_{it} + \delta \log T_{it} + v_i + \xi_t + \epsilon_{it}^{20}$$

ただし  $i$  及び  $t$  は、それぞれ省及び年を表す指標である。 $\alpha$  は定数項、 $v_i$ 、 $\xi_t$  はそれぞれ省および年度の観測不可能な固定効果を表す。 $v_i$  によって各省に固有の（経年変化しない）技術、生産性などの要因の効果をコントロールする。また  $\xi_t$  によって全省共通のマクロ経済要因のコントロールが可能になる。 $\epsilon_{it}$  は誤差項である<sup>21</sup>。

まず我々は、(2) 式を用いて、パネルデータ

歩深化糧食流通体制改革的意見」(2004年5月23日國務院發布)『中華人民共和國國務院公報』2004年7月31日, 第21号。農業生産資材総合直接補助金は以下による。「切実保護農民利益 穩定農民種糧收益—財政部有關負責人就實行農業生産資料増支綜合直補政策答問—」『經濟日報』2006年4月12日。

19 本稿と同様に、『全国農産品コスト収益資料匯編』を利用し、2004年以降における農民工の賃金上昇は、農業サイドの生産性上昇によるものであると論じた既存研究には、田島（2008）がある。

20 当初、説明変数として肥料投入を加えていたが、資本との多重共線性が疑われたため、最終的な推計では当該変数を落とした。また、両変数間の相関係数も0.701と高いものになっていることを確認した。

表5. 生産関数推計に用いる変数の定義

変数	単位	記号	
ジャポニカ米（粳米）生産量	キログラム	Y	主産品産量を用いる。
農業労働時間	時間	L	用工数量（総労働時間数）を用いる。
資本用役		K	資本用役総額を価格指標で割り、実物化した。資本用役総額は、小農具購入修理費（農業用棚制作材料費も含む）、機械投入費、家畜用役費を各年集計して求めた。価格指標は、小農具、機械化農具、家畜の価格を資本用役総額に対するそれぞれの費用額で加重して求めた。
ジャポニカ米作付面積	ヘクタール	T	中国農業部ホームページ上にある『歴年全国農業統計提要』（ <a href="http://www.agri.gov.cn/sjzl/nongyety.htm">http://www.agri.gov.cn/sjzl/nongyety.htm</a> ）に掲載されているジャポニカ米作付面積を用いる。しかしこのデータは3年分（2001年から2003年）しか利用できない。そこでまずその3カ年の作付面積のコメの総作付面積に占める平均割合を算出した。それからその作成した割合をコメの総作付面積に乗じることにより各年の欠損データを補った。

- 注) (1) 『建国以来全国主要農産品成本収益資料匯編1953-1997 下冊』と『全国農産品成本収益資料匯編』のデータは、すべて毎畝換算（1畝は15分の1ヘクタール）になっている。したがって、説明変数として利用した「ジャポニカ米作付面積」をそれぞれの変数に掛け、データをマクロの変数化した。
- (2) 2005年の『全国農産品成本収益資料匯編』においてはじめて、「工份」の時間への換算式が掲載され1「工份」=8時間という換算式が提示された。当該換算式は2004年に定義されたものであり、2004年より前には必ずしも当該換算式に沿ってデータが収集されたとは考えられない。しかし、1「工份」=8時間という換算式が提示されたこと自体重要であり、第一次接近として2004年以前の1「工份」の平均が8時間であったとみなし、労働時間を作成している。
- (3) 機械作業費・畜力費について、それらの投入は、生産に関する活動のみに対して行われた。
- (4) 小農具購入修理費（農業用棚制作材料費も含む）は、2004年以降は、工具材料費および修理維持費用にそれぞれ変更された。

分析の手法である固定効果推定量と変量効果推定量を推計した。なお比較のため、固定効果を

含まず、各省のデータを毎年蓄積したデータによる OLS (pooled OLS) も推計した。

推計結果は、表6に示されている。(1)は pooled OLS による係数推計値を表す。(1)の結果を見ると、表3で見たように、農業労働時間の減少、家畜用役に代わって機械投入が増加している現状を反映し、労働時間、及び資本用役の係数推計値が有意にプラスの値を得た。(2)、及び(3)は、省別の固定効果を含んだ固定効果モデルと変量効果モデルを推計した結果である。これらの結果からは、省別の固定効果、つまり

21 また、本稿では、係数推計値の検定に用いる標準誤差について、パネルデータには、ほぼ必ず生じている、分散不均一性と系列相関に頑健な標準誤差を計算した。既存研究における農業生産関数推計では、この分散不均一性と系列相関へ適切に対処していると言及しているものは存在せず、既存研究における労働の弾力性推計値の標準誤差は過少推計されている可能性がある。

省別の農業技術の差異をコントロールすると、農業労働時間、及び資本の係数推計値は、有意性が保たれたが、係数推計値の大きさが小さくなった。これは、省別の農業技術の差異をコントロールしなければ、欠落変数バイアスにより、係数推計値に上方バイアスが生じていたことが分かる。また土地には、下方バイアスが生じている。

次に(4)では、省別の固定効果に加えて、年ダミーをコントロールした。その結果、(2)、(3)の係数推計値と比較して、資本と土地には、大きな違いが生じていない一方、農業労働時間の係数推計値について、(2)、(3)では、下方バ

イアスが生じていたことが分かる。

また(5)－(8)では、農業労働時間、及び資本用役が内生変数であると考えられるため、操作変数推定を行った。(5)の推計結果を見ると、係数推計値の内生性バイアスは、(2)の省別固定効果をコントロールした時の係数推計値の欠落変数バイアスと比較すると、逆方向のバイアスが生じていたことが分かる。すなわち、農業労働時間と資本の係数推計値には下方バイアスがかかり、土地には、上方バイアスが生じていた。以下(6)－(8)では、(2)－(4)と同様に、一元配置の固定効果モデル及び変数効果モデル、そして二元配置固定効果モデルを推定した。そ

表6. (1)式の推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Pooled	Fixed	Random	Fixed	IV Pooled	IV Fixed	IV Random	IV Fixed
Log L(農業労働時間)	0.2533*** (0.0718)	0.0979** (0.0468)	0.0849* (0.0486)	0.1521** (0.0642)	0.3164*** (0.1020)	0.2303** (0.1147)	0.2172* (0.1179)	0.3806*** (0.1014)
Log K(資本用役)	0.2445*** (0.0192)	0.0951*** (0.0340)	0.1345*** (0.0241)	0.0838* (0.0495)	0.2615*** (0.0360)	0.1706*** (0.0647)	0.2072*** (0.0465)	0.1209 (0.0879)
Log T(作付面積)	0.5250*** (0.0647)	0.9854*** (0.0815)	0.8219*** (0.0480)	0.9315*** (0.1080)	0.4570*** (0.1103)	0.7762*** (0.1912)	0.6224*** (0.1441)	0.6856*** (0.2006)
定数項	3.9167*** (0.5179)	4.2171*** (0.4562)	4.9976*** (0.4806)	4.0830*** (0.6029)	3.4834*** (0.7633)	3.3251*** (0.7876)	4.0742*** (0.8542)	2.7647*** (0.4831)
省ダミー	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
年ダミー	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes
観測回数	125	125	125	125	125	125	125	125
R-squared	0.9910	0.9962	0.9542	0.9968	0.9909	0.9958	0.9579	0.9964
F 統計量(H <sub>0</sub> : all $\nu_i$ and all $\xi_i=0$ ) (pooled vs Fixed)		26.04 [0.00]		7.75 [0.00]		14.62 [0.00]		5.87 [0.00]
F 統計量(H <sub>0</sub> : all $\xi_i=0$ ) (Fixed without $\xi_i$ vs Fixed with $\xi_i$ )				1.12 [0.34]				1.13 [0.34]
頑健な変数効果モデルの妥当性の検定 (Fixed vs Random)			8.46 [0.00]				12.36 [0.00]	
外生性の検定(労働)					-0.25 [0.01]	-0.14 [0.21]	-0.13 [0.18]	-0.32 [0.09]
外生性の検定(資本)					0.06 [0.19]	-0.03 [0.67]	-0.02 [0.74]	-0.11 [0.36]
Cragg and Donald(1993) 統計量					32.28	22.92		7.47
Stock and Yogo(2005) 臨界値 (有意水準5%)					(7.03)	(7.03)		(7.03)

注) \*\*\*は1%, \*\*は5%水準で有意, \*は1%水準で有意であることを表している。

(1) 丸括弧内は標準誤差, 角括弧内はp値をそれぞれ示している。推計には、分散不均一、及び系列相関に頑健な標準誤差を用いた。

(2) Cragg and Donald 統計量は、複数の回帰変数が内生変数であると疑われる時に、それら操作変数が弱い操作変数 (weak instrument) であるかどうかを検定するものである。その検定統計量は Stock and Yogo (2005) における第一段階推定におけるF統計量行列の最小固有値 (G<sub>F</sub>) として計算される。上記(6)列において、Stock and Yogo (2005) における内生性が疑われる回帰変数 (Y) には農業労働時間、資本用役、外生変数である回帰変数 (X) には作付面積および省ダミー、操作変数として用いた除外される外生変数 (Z) として、農業労働時間、資本用役の1期ラグ変数を利用した。Cragg and Donald 統計量の有意水準は、Stock and Yogo (2005) で提示されている。この検定の結果、操作変数が弱いという帰無仮説は5%水準で棄却された。なお、当該統計量は STATA, xtivreg2 コマンドを利用し計算したものである。(7)列の操作変数法による変数効果推定量は当該コマンドでは推定できないため、ここでは Cragg-Donald 統計量を示していない。

(3) 本表においてハウスマン検定は二種類表れるため、変数効果モデルの妥当性の検定、外生性の検定と区別した。

これらの係数推計結果を見ると、(2)－(4)と整合的な符号に、欠落変数バイアスが生じていたことが分かった<sup>223</sup>。

22 表6に掲載のある一連のモデル特定化の検定結果については、本文中で議論すると煩雑になるため、以下脚注内で議論を進める事とする。また、(1)－(4)間のモデルの比較の手順および検定結果は(5)－(8)間のもので一致しており、重複を回避するためここでは(5)－(8)間のモデル選択の議論のみ説明する。最初に、(6)、(7)の固定効果モデルと、変量効果モデル間のモデル選択として、頑健ハウスマン検定を行ったところ、説明変数と固定効果の間に相関が無いとする帰無仮説は1%水準で棄却された(我々は Wooldridge, 2002 pp. 288-291が提示した頑健なハウスマン検定を用いた)。この結果、以下では変量効果推定量ではなく欠落変数バイアスを考慮した固定効果推定量を基準にモデル選択の議論を進める。

そこで、次に、固定効果推定量と pooled OLSの結果を比較するため、(5)と(6)、(5)と(8)のモデルをF検定により比較すると、全ての省別ダミー、ないし、全ての省別ダミーおよび全ての年ダミーが有意にゼロと異なるという帰無仮説は1%水準で棄却された。この結果、pooled OLSではなく固定効果推定量を用いたモデル(6)または(8)が採択されることが分かった。

最後に固定効果推定量の内、一元配置モデルあるいは二元配置モデルのどちらが採択されるかF検定により比較する。そこで、(6)と(8)のモデルを比較すると、全ての年ダミーが有意にゼロと異なるという帰無仮説は10%水準でも棄却できなかった。これは年ダミーを入れることにより、全省共通のマクロ経済要因のコントロールすることは非常に重要ではあるが、検定の結果、全ての年ダミーが有意にゼロと異なるという統計的証拠はないことを含意している。その結果、最終的に、(5)－(8)のモデル間では(6)の一元配置固定効果モデルが採択されることが分かった。

23 表6(6)列の一元配置固定効果モデルについて、労働・資本が内生変数であるかどうかを検定するためハウスマン検定を行った。その結果、労働・資本それぞれについて、第二段階推計において、第一段階推計の残差の係数推計値に関するt統計量は、両側検定の有意水準10%でも、係数推計値がゼロという帰無仮説を棄却できなかった。したがって、労働・資本は内生変数という統計的証拠はなかった。しかし、あ

ここで労働の生産弾力性について、中国の農業生産関数推計を行った先行研究のうち、観測期間が本稿と似通った既存研究の推計結果を本稿の推計結果と比較する。まず本稿と同じデータを用いた推計結果では、Wang (2010, p.151 Table 1)は、0.183 (1980-2004), 0.337 (2005-2008)という推計結果を得た。これは我々の変数の内生性を考慮した推計結果と近い結果となった。次に、『中国農村統計年鑑』から得たデータに基づく推計結果を見ると、Islam and Yokota (2008, p.381 Table 2)は、1989-2005年にかけての観測期間で、0.121という結果を得た。また南・馬 (2009, 8ページ 表2)は、0.307であった。我々の推計結果もこれら先行研究の係数推計値の範囲内にあり、妥当なものと判断できる。次節以降では、パネルデータのモデル選択の検定結果に加え、内生性バイアスの除去を考慮し、一元配置固定効果モデル(6)の推計結果を利用して議論を進めていくことにする<sup>245</sup>。

る変数が内生変数であるかどうかのハウスマン検定は、帰無仮説の棄却域が狭くなる方向に、サイズの歪みが生じている事が分かっており (Guggenberger, 2010)、ハウスマン検定において、内生変数である統計的証拠が無いと判断されたとしても、操作変数推計を実行する事は意義がある。なお、ここでは内生変数の数と操作変数の数が、一つずつで過不足ない識別 (Just Identified) になっているため、過剰識別制約検定を行うことはできない。

24 上記脚注で、肥料投入が資本との間に多重共線性が生じていることがうかがわれるため、最終的な推計で落とすことを言及した。ここで、たとえば、表6(6)列の定式化で推計した際、肥料投入を追加的に加えると、労働の生産弾力性の係数推計値は、0.2539となった。これは表6(6)列における推計値0.2303と概ね変わらなかった。しかし標準誤差は0.1147から0.1447へと大きくなり、係数推計値がゼロと異なるかどうかの帰無仮説に対しt検定を実行すると、当初5%水準で棄却できていたが、10%水準に落ちた。また資本の生産弾力性値は0.1706から0.2334と大きくなった上、標準誤差は0.0647から0.2309と3倍近くになった。係数推計値がゼロと異なるかどうかの帰無仮説に対しt検定を



4. 労働の限界生産物価値の推計

(2)

$$w^* = \hat{\beta} p \frac{Y}{L}$$

労働の限界生産物価値は、生産関数の推計によって得た労働の生産弾性値の推計値を用いて、次のように求める。

$\hat{\beta}$ には、内生性を考慮した表6(6)列の一元配置固定効果モデルにおける推計結果を用いた。その結果は、表7に示した。ジャポニカ米生産

表7. ジャポニカ米生産に関する労働の限界生産物価値の推計、及び市場賃金との比較(1998-2009)  
(単位：元/時間)

	遼寧			吉林			黒竜江			江蘇		
	vMPL	wage	%	vMPL	wage	%	vMPL	wage	%	vMPL	wage	%
1998	1.74	3.45	49.7%	1.74	2.37	26.9%	2.13	3.20	33.4%	1.80	2.78	35.3%
1999	1.72	3.05	43.7%	1.54	2.24	31.4%	1.88	2.92	35.7%	1.38	2.76	50.0%
2000	1.61	3.42	53.0%	1.59	3.16	49.6%	1.67	2.78	39.9%	1.47	2.71	45.9%
2001	1.60	2.82	43.3%	1.47	2.39	38.5%	1.56	2.33	33.1%	1.85	2.82	34.3%
2002	1.56	2.86	45.3%	1.31	2.60	49.8%	1.38	2.73	49.5%	1.74	2.77	37.0%
2003	1.95	3.04	36.0%	1.38	2.65	47.9%	2.04	2.79	27.0%	2.10	2.94	28.7%
2004	2.55	3.19	20.0%	2.77 <sup>a</sup>	2.76	-0.3%	3.13	3.27	4.3%	3.08	3.14	2.1%
2005	2.97	3.80	21.7%	3.23 <sup>a</sup>	3.02	-6.9%	3.36	4.13	18.6%	2.96	4.10	27.8%
2006	3.28	4.24	22.7%	3.81 <sup>a</sup>	3.73	-2.1%	4.32	4.92	12.2%	3.29	4.80	31.5%
2007	3.16	4.34	27.2%	3.11	4.23	26.4%	3.98	5.51	27.8%	3.55	4.87	27.2%
2008	3.60	4.87	26.1%	3.90	5.54	29.7%	4.99	8.07	38.2%	3.92	5.89	33.5%
2009	4.68	5.63	16.9%	4.32	6.93	37.7%	6.08	9.63	36.9%	4.50	6.29	28.4%
平均	2.53	3.73		2.51	3.47		3.04	4.36		2.64	3.82	
	安徽			河南			寧夏					
	vMPL	wage	%	vMPL	wage	%	vMPL	wage	%	vMPL	wage	%
1998	1.30	3.75	65.3%	1.04	2.15	51.7%	1.19	2.41	50.8%			
1999	1.12	2.18	48.5%	1.07	N.A	N.A	1.19	N.A	N.A			
2000	0.85	2.70	68.4%	0.54	N.A	N.A	1.07	2.74	60.8%			
2001	1.00	3.38	70.4%	1.00	N.A	N.A	1.15	3.06	62.5%			
2002	1.06	2.56	58.4%	0.83	0.92	9.2%	1.11	3.14	64.7%			
2003	1.31	2.78	52.8%	0.74	1.85	59.9%	1.17	3.11	62.4%			
2004	1.70	3.23	47.4%	2.04 <sup>a</sup>	1.46	-40.1%	1.56	2.85	45.2%			
2005	1.72	3.70	53.4%	1.87	3.53	47.0%	1.94	3.65	46.8%			
2006	1.76	5.00	64.7%	2.07	4.12	49.8%	2.12	4.19	49.4%			
2007	2.27	5.04	55.0%	2.22	4.46	50.3%	2.04	5.10	60.1%			
2008	2.46	6.14	59.9%	2.22	5.77	61.6%	2.20	5.58	60.7%			
2009	3.35	6.62	49.5%	3.25	6.07	46.5%	2.57	7.40	65.3%			
平均	1.66	3.92		1.57	3.37		1.61	3.93				

出所)『全国農産品コスト収益資匯編』(各年)。

注) (1) ここでの市場賃金は、表4で示した雇用労働賃金と同じものである。92年から97年までの市場賃金データは欠損している。表4と同様、市場賃金は、『中国農村統計年鑑』の農村居民消費価格分類指数の総合値を用い、実質化した。

(2) 各省の左列からジャポニカ米生産農家の限界生産物価値(vMPL)、市場賃金(wage)を示した。また、両者がどれだけ近づいたのかを示すため市場賃金に占める両者の差の割合を示す列(%)を設けた。

(3) 限界生産物価値が、市場賃金を上回っている箇所には、右上にaを付した。

の雇用労働力の賃金(以下では市場賃金と呼ぶ)は、1998年以降から掲載されるようになっていく。これを見ると、概ね、労働の限界生産物価値は、市場賃金より低いという結果を得た。また、東部沿海地域の江蘇省・東北3省の労働の限界生産物価値は、中部および内陸地域よりも高かった。これは、表2、及び表3で見たように、東北3省では農業機械の利用による相対的に省力化の進んだ農業が行われていること、及び東部沿海地域では相対的に資本の要素価格が廉価であるために、相対的に資本集約的な農業

が行われていることを示しているためと考えられる。

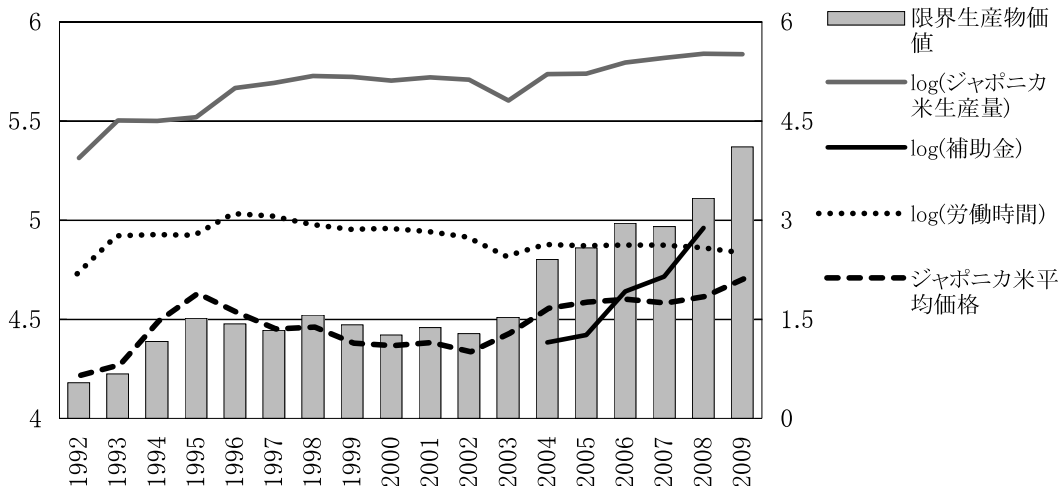
一方、2004年以降、吉林省及び河南省において、労働の限界生産物価値が市場賃金を上回っていること、そして黒竜江省、江蘇省において両賃金が接近していることは注意しなければならない。この背景を考察するため、図5で限界生産物価値を構成する各変数の経年変化を示した。ここから、2004年以降限界生産物価値が、上昇した要因を考えると、2節で議論したように第一に国内で需要超過に陥ったためジャポニカ米価格が2004年以降急上昇していること、第二に価格の上昇や補助金支給の増加などの農業保護政策の影響から生産量が増加していること、第三に補助金支給により農業機械の急速な普及進展に伴い、農業労働投入時間の減少に拍車がかかっていることが考えられる。

再び表7に戻ると、2005年以降において、確かに市場賃金は、それ以前と比べて、明らかな上昇を見せているが、吉林省を除き、労働の限界生産物価値と市場賃金の差は、2003年以前の

図5. 限界生産物価値を構成する各変数の経年変化 (1992-2009)

単位: 対数目盛

単位: 元/時間



出所) 推計結果および『全国農産品コスト収益資料匯編』(各年)。

注) (1) ジャポニカ米生産量、補助金、労働時間は、分析に用いた7省の平均値を掲載している。また表5で指摘した通り「ジャポニカ米作付面積」をそれぞれの変数に乘じ、データをマクロの変数化したものである。

(2) 限界生産物価値およびジャポニカ米平均価格は、7省の平均値を掲載している。

水準に戻っており、両賃金が均等化している様子は見受けられない。なお表7には掲載していないが、7省のジャポニカ米の労働の限界生産物価値の全平均は、2.22元であった。この推計した労働の限界生産物価値を先行研究と比較すると、既存研究の農業及び耕種業の労働の限界生産物価値よりも、ジャポニカ米農家の労働の限界生産物価値は高くなった。たとえばCook (1999, p.32, Table 5)<sup>26</sup>は農業の労働の限界生産物価値を推計し、時給1.231元となった。他方Zeng (2005, p.148, Table 6,7)<sup>27</sup>は、農業が1.13元、耕種業が0.33元という労働の限界生産物価値を得た。この考えられる理由の一つは、ジャポニカ米の単価が他の農作物よりも相対的に高いことが挙げられる<sup>28</sup>。

### 5. 限界生産物価値と各種賃金との賃金差の検定

最後に、農家の労働の限界生産物価値が、市場賃金と比べて有意に低いといえるかどうかの検定を行う。ここではSonoda and Maruyama (1999)の手順に沿い、まず、以下の方程式を推定する。なお、一連の仮説検定で利用されるデータは、表7で示されたデータである。

$$(3) \quad \ln w_i^* = a + b \ln w_i,$$

26 Cookの農業の定義には、小麦・トウモロコシ・綿花・野菜・果物・畜産を含む。

27 Zengのデータには、耕種作物・野菜・果物・畜産を含む。

28 『全国農産品コスト収益資料匯編』に掲載されている、1998年から2009年までの主要作物の1キロあたり平均出荷価格を比較すると、小麦1.29元、トウモロコシ1.08元、インディカ米1.31元、ジャポニカ米1.52元であった。

ただし  $w_i^*$  ( $i = 1, 2, \dots, N, N = 80$ ) は、ジャポニカ米生産の労働の限界生産物価値を指す。また  $w_i$  はジャポニカ米生産の市場賃金を指す。この時、以下の仮説検定を行う。帰無仮説は  $H_0: a = 0$  and  $b = 1$  対立仮説は  $H_1: a \neq 0$  or  $b \neq 1$  とする。そこで(3)式を最小二乗法で推計し、F検定を実行するとその帰無仮説は1%水準で棄却された。

次に、労働の限界生産物価値の平均値が市場賃金の平均値より有意に低いといえるかどうかの仮説検定を行う。この時、平均値の差の検定の検定統計量は以下である<sup>29</sup>。

$$(5) \quad n^{\frac{1}{2}} \left( \frac{\bar{D}}{s_D} \right) \sim n(0, 1)$$

ただし、 $\bar{D}$ は比較する両賃金の差の標本平均、 $s_D$ は比較する両賃金の差の標本標準偏差を表している。この検定統計量は13.99となり、賃金差の平均値に有意な差が無いとする帰無仮説が1%有意水準において棄却された。したがって、それぞれ統計的に有意に、労働の限界生産物価値は市場賃金よりも低いことが確かめられた<sup>30</sup>。

29 ここで比較する賃金が統計的に独立かどうかの検定を行った。その検定統計量は、 $T = \frac{\rho(n-2)^{\frac{1}{2}}}{(1-\rho^2)^{\frac{1}{2}}} \sim t(n-2)$  ただし  $\rho$  は、比較する賃金間の相関係数を表す。この検定統計量は11.12となり、比較する賃金が統計的に独立であるとする帰無仮説が1%有意水準において棄却された。

したがって、比較する両賃金は統計的に独立でない。この結果から、以後の議論では対応のある2変数に関する検定を利用することとする。  
30 最後に我々は、対応のある2変数の組について、賃金差の中央値が等しいかどうかを検定するウィルコクソンの符号付順位和検定を行った。その検定統計量は7.69となり、対応のある2変数の組について、賃金差の中央値が等しいとする帰無仮説が1%有意水準において棄却された。

表8. 労働の限界生産物価値と市場賃金の同等性の検定

限界生産物価値 vs 市場賃金 (N=80)	
$\log w_{i \text{ hourly}}^* = -0.4220 + 0.9027 \log w_{i \text{ market}}$	$R^2 : 0.5676$
(0.118) (0.089)	$F(2, 78) = 123.27$

注) 括弧内は標準誤差を表す。

## 6. 結論

本稿は、中国において、2000年代前半におけるルイス転換点を通過したとする説に対して、ジャポニカ米生産の省レベルパネルデータを基に再検討を行ったものである。具体的には、中国における主要なジャポニカ米生産地域である7省について、その農家の労働の限界生産物価値を推計した。そして我々は労働の限界生産物価値と市場賃金との間で賃金差の検定を実行した。その結果、統計的に有意にジャポニカ米生産農家の労働の限界生産物価値がその市場賃金より低いことが確かめられた。

こうした結果からの含意は、対象とした各省における、ジャポニカ米生産農家は2009年末において、まだ人員過剰状態にあり、自分の持っている土地で働くよりも、労働者として出稼ぎを行い、獲得する労働賃金の方が高いという状態が生じているということである<sup>31</sup>。なお、本稿の結論は対象とした各省における、ジャポニカ米生産に限定されたものであり、他の主要作物についても分析を進め、中国経済全体におけるルイス転換点の全体像を明らかにしなければならない。少なくとも、インディカ米、小麦、トウモロコシといった主要作物について同様の検証を行うことは本稿の重要な今後の課題である。

また経済の転換点を越えたとする既存研究では、2004年に生じた沿海地域において農民工が減少し、労働集約産業における労働賃金の上昇

が見られるのは、農村の過剰労働力が枯渇したためである、という主張が行われてきた。しかし、本稿の結果から考察されるのは、2004年以降の農民工の減少、都市における労働集約産業における労働賃金の上昇の理由は、農村の過剰労働力が枯渇したためではなく、農業生産性の上昇と、それに伴う都市への労働供給に対する留保賃金の上昇のためであったと考えられる。このような一連の経済環境の変化が、実際に収穫労働に従事する農民工の留保賃金を上昇させ、都市における農民工の労働供給を収縮させたかどうかについての計量的分析についても今後の課題としたい。

## 引用文献

### 〔日本語文献〕

- 寶劍久俊 (2003) 「中国における食糧流通政策の変遷と農家経営への影響」高根務編『アフリカとアジアの農産物流通』アジア経済研究所。
- 寶劍久俊 (2010) 「農民工就業の変化と農村消費市場」渡辺利夫・21世紀政策研究所監修、朱炎編『国際金融危機後の中国経済—内需拡大と構造調整に向けて』勁草書房。
- 池上彰英 (2009) 「農業問題の転換と農業保護政策の展開」池上彰英・寶劍久俊編『中国農村改革と農業産業化』アジア経済研究所。
- 丸川知雄 (2010) 「中国経済は転換点を迎えたのか?—四川省農村調査からの示唆」『大原社会問題研究所雑誌』No. 616, 2010年2月, 1-13ページ。
- 南亮進 (1970) 『日本経済の転換点—労働の過剰から不足へ』創文社。
- 南亮進・馬欣欣 (2009) 「中国経済の転換点—日本との比較—」『アジア経済』第50巻第12号, 2-20ページ。
- 農林水産省 (2010) 『海外食料需給レポート2009』農林水産省, ([http://www.maff.go.jp/j/zyukyu/jki/j\\_rep/annual/2009/pdf/2009\\_kannrenn.pdf](http://www.maff.go.jp/j/zyukyu/jki/j_rep/annual/2009/pdf/2009_kannrenn.pdf))。
- 劉徳強 (2010) 「労働市場の転換点と新たな発展段階」渡辺利夫・21世紀政策研究所監修、朱炎編『国際金融危機後の中国経済—内需拡大と構造調整に向けて』勁草書房。
- 田島俊雄 (2008) 「無制限労働供給とルイス的転換点」『中国研究月報』第62巻第2号, 40-

31 非農業雇用機会が制約的であるかどうか、並びに過剰労働力が存在するかどうかについては、さらに詳しい分析が必要である (たとえば、Mulyo and Fukui (2006) を参照)。本稿では、データの制約から、労働供給関数を推計することができなかったため、このような分析を行うことができなかった。ミクロデータを用いた、今後の課題としたい。なお、中国においては、マクロデータについても、第一次産業から他産業への労働移動データは、センサスの行われた1996年、2006年を除いて、省別データが公開されていない。

45ページ。

山口真美 (2009) 「農村労働力の非農業就業と農民工政策の変遷」池上彰英・寶劔久俊編『中国農村改革と農業産業化』アジア経済研究所。

[中国語文献]

蔡昉 (2007) 「破解農村剰余労働力之謎」『中国人口科学』第2期4月, 2-7頁。

[英語文献]

Cai, Fang, Albert Park and Yaohui Zhao (2008), "The Chinese Labor Market in the Reform Era," in Brandt, Loren and Thomas G. Rawski. eds., *China's Great Economic Transformation*, Cambridge: Cambridge University Press.

Cai, Fang and Meiyang Wang (2010), "Growth and Structural Changes in Employment in Transition China," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 38, No.1, pp. 71-81.

China Center for Economic Research (2010), "Special Issue: Debating the Lewis Turning Point in China," *China Economic Journal*, Vol. 3, Issue 2.

Cook, Sarah (1999), "Surplus Labor and Productivity in Chinese Agriculture: Evidence from Household Survey Data," *Journal of Development Studies*, Vol. 35, No. 3, pp. 16-44.

Cragg, John G. and Stephen G. Donald (1993), "Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models," *Econometric Theory*, Vol. 9, Issue 2, pp. 222-240.

Fleisher, Belton M., Robert Fearn and Zhen Ye eds., (2011), "Symposium: Has China Passed the Lewis Turning Point," *China Economic Review*, Vol. 22, Issue 4, pp. 535-625.

Guggenberger, Patrik (2010), "The Impact of a Hausman Pretest on the Asymptotic Size

of a Hypothesis Test," *Econometric Theory*, Vol. 26, Issue 2, pp. 369-382.

Islam, Nazrul and Kazuhiko Yokota (2008), "Lewis Growth Model and China's Industrialization," *Asian Economic Journal*, Vol. 22, No. 4, pp. 359-396.

Lewis, W. Arthur (1954), "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour," *The Manchester School*, Vol. 22, No. 2, pp. 139-191.

Mulyo, Jangkung Handoyo and Seiichi Fukui (2006), "Testing the Separation Hypothesis in Rural Java: Revisited," *Journal of Rural Problem*, Vol. 42, No. 2, pp. 224-236.

Sonoda, Tadashi and Yoshihiro Maruyama (1999), "Effects of the Internal Wage on Output Supply: A Structural Estimation for Japanese Rice Farmers," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81, No. 1, pp. 131-143.

Stock, James H. and Motohiro Yogo (2005), "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", in Andrews, Donald W. K. and James. H. Stock. eds., *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge: Cambridge University Press.

Wang, Meiyang (2010), "The Rise of Labor Cost and the Fall of Labor Input: Has China Reached Lewis Turning Point," *China Economic Journal*, Vol. 3, No. 2, pp. 137-153.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.

Zeng, Tao (2005), *Chinese Agricultural Household Farming Efficiency and Off-Farm Labor Supply*, Ph. D Dissertation, North Carolina State University.

(いなだ みつお・京都大学大学院経済学研究科)  
(やまもと ひろみ・京都大学名誉教授)

## The Economic Turning Point in the Chinese Economy: Evidence from Provincial Panel Data of Chinese Japonica Rice Cultivation

Mitsuo Inada (Graduate School of Economics, Kyoto University)

Hiromi Yamamoto (Professor Emeritus, Kyoto University)

Keywords: Lewis Turning Point, Agricultural Production Function, Panel Data

JEL Classification Numbers: J31, O11, O13

This study reinvestigates the question of whether the Chinese economy passed the “Lewis turning point” in the early 2000s. The implication of reaching the turning point is that the rural labor surplus which is a source of comparative advantage of low labor cost in China is exhausted. This suggests that future economic growth is constrained by the contraction of labor intensive sectors, such as textile and processing industries. We estimated an agricultural production function more accurately from province-level panel data on Japonica rice production costs during the 1992–2009 period in order to appropriately control differences by province in agricultural technology and to address the issue of endogeneity in input choice. Then we examined the existence of rural labor surplus in terms of differentials between the value of marginal product of labor (VMPL) and our proposed measure of the “subsistence wage” (on farm hired wage).

After testing wage differentials by various statistical techniques, we obtained a statistical proof that, on average, the VMPL fell below the farm hired wages. These results show that Japonica rice farmers in sample provinces still have labor surplus in the end of 2009. In some provinces, the VMPL for Japonica rice production substantially exceeded hired wages in 2004 and later years. However, qualitative findings suggest that this was caused not by the exhaustion of the rural surplus labor supply, as claimed in previous studies, but by a series of generous agricultural protection policies implemented by the central government starting in 2004 such as the abolishment of agricultural tax, the establishment of guaranteed prices of farm products, and the introduction of direct subsidies, which raised agricultural productivity and increased reservation wages for farmers’ labor supply in urban areas.