

中国農業の選択的拡大

——生産補助政策下における作物選択の合理性——

伊 藤 順 一¹

Diversification of Agricultural Production in China: Economic Rationality of Crop Choice under the Producer Subsidy Program

Junichi ITO (Kyoto University)

Dietary habits of Chinese people have transformed drastically over the past few decades, due to rapid economic growth, urbanization, and globalization. In order to maximize agricultural income, farmers have to diversify their product from staples towards food groups with positive income elasticities of demand, such as vegetables and fruits. This paper examines the economic rationale of the diversification, using an output distance function approach. The empirical results show that, as compared to vegetables and fruits, grains have been produced excessively, since the Producer Subsidy Program was implemented in 2004. In addition, the Program has a negative effect on technical efficiency. Our empirical findings suggest that China's policy goal of grain self-sufficiency is to the detriment of agricultural production in terms of technical and allocative efficiencies.

Key words : production diversification, Chinese agriculture, output distance function

1. はじめに

1961年にわが国で制定された「農業基本法(旧法)」は、農業の向かうべき新たな道を明らかにし、農業に関する政策の目標を定めている(全国農業会議所1961)。選択的拡大とは、この法律が農業部門の産出構成について示した重要なキーワードである。食料消費の変化に対し無差別な増産ではなく、消費パターンの変化に即した生産、すなわち、需要の増加が見込まれる農産物を選択的に拡大する必要性が、当時の日本では強く認識されていたのである(土屋1997)。

Pingali(2006)によれば、近年アジア諸国でも、持続的な経済成長や急速に進む都市化、グローバリゼーションの影響により、食生活に構造的な変化がみられる。小売業の近代化やサプライ・チェーンの垂直統合も、こうした動きに拍車をかけている。言い古されてはいるけれども、食の洋風化・多様化が日本の近隣諸国でも、深く進行しているのである。したがって、

農業の選択的拡大は1960年代の日本に固有な政策課題ではなく、中国もその例外ではない。

断るまでもなく、選択的拡大は政策的な率先を必要とせず、市場メカニズムの作用がそれを代行する。経済成長に伴い所得弾力性の大きな作物の需要曲線が右方にシフトし、当該財の価格が上昇すれば、農業収益の拡大を目指す農家は、それに合わせて栽培する作物を変化させるからである(荏開津1976)。このことから明らかなように、消費パターンに即した作物構成の変化は、消費者のみならず生産者の利益にも適っている。しかし、国内自給を目的として主食用穀物の生産が奨励され、それに農家が反応すれば、作物構成は消費パターンから乖離する。

歴史を振り返れば、中国政府は1960年代から、軍事的な関心や輸送手段の未整備、人口の急増などを理由に、地域単位での食糧(穀物)自給を目指してきた(Christiansen 2009)。また1995年に施行された「米袋省長責任制」は、省内における食糧確保と農産物市場の安定化を省長の責任において実施するよう定めている。さらに2008年に国务院が採択した「国家食糧安全保障中長期計画綱要」は、食糧自給率95%の維

¹京都大学
jito@kais.kyoto-u.ac.jp

持と食糧用農地の確保を謳っている（註1）。しかしながら、経済成長の過程で農業労働の機会費用が上昇すれば、農業経営規模が零細な国・地域の穀物生産は比較優位を失う。実際に中国の食糧自給率（重量換算）は2000年以降急速に低下し、2001年からの2年間は90%を下回り、2003年には85%にまで急落する（FAOSTAT）。このような事態に対し中国政府は、2004年から直接支払いによる生産補助政策を導入し、食糧の増産と農家所得の向上を図っている。

はたして中国農業は食糧自給という政策目標を達成しながら、需要の増加が見込まれる作物を選択的に拡大することができるだろうか。両者は必ずしも矛盾する概念ではないけれども、資源の制約や比較優位の構造を考慮すれば、両立は多くの困難を伴うように思える。WTO（World Trade Organization）加盟国として、残された政策のオプションも限られている。結論を先取りして言えば、産出の配分効率性は2000年代半から急速に悪化する。つまり、生産補助政策の導入と同時に作物選択の合理性が著しく損なわれ、食糧偏重の兆しが顕在化するのである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では中国とFAOの公表統計を利用しながら、農業生産の動向を概観し、第3節ではフロンティア産出距離関数（frontier output distance function）の概要を述べる（註2）。中国農業を対象に産出距離関数（ODF）を計測した例としては、Brümmer et al. (2006)、Carter et al. (2001) などがあるが、具体的な農業政策を問題としておらず、配分効率性の時系列的な推移も計測されていない。第4節でODFの推計方法と結果を示し、第5節で計測結果を検討する。最終節で結論と政策的含意を述べる。

2. 農業生産の動向と農業政策

1) 農業生産

第1表は耕種農業部門を3つに分け、その生産動向や需給バランス、農地利用の変化を示したものである。データの出所は『中国統計年鑑』とFAOSTATである。第1部門は食用穀物で、内訳はコメ、麦類、芋類、第2部門は加工・飼料用作物で、内訳はトウモロコシと大豆を含む油糧作物、第3部門は野菜と果実である。

本稿の分析は終始この分類に従うこととする。中国では第1部門の作物にトウモロコシと豆類を加えたものを「糧食（食糧）」と呼び、その生産量を計算する際、芋類の重量を5分の1倍して加算している。しかし、ここではそのような操作は行っていない。選択的拡大という観点からいえば、畜産部門を考慮する必要があるが、本稿では農地利用において食糧生産と競合しない農産物を分析の対象から除外した。畜産物の自給率は近年ほぼ100%を維持しているから（FAOSTAT）、畜産物に対する需要の拡大は、間接的に飼料用作物の需要動向に反映されると考えてよい。

第1表の自給率とは、生産量を消費量で除した値である。栽培面積割合とは、各部門の栽培面積をすべての作物の栽培面積で除した値である。したがって、3部門の合計は100%とはならない。生産額割合は3部門の構成比であり、各部門の生産額は、FAOSTATから得られる品目別生産者価格に生産量を乗じて計算した。第1部門は9品目、第2部門は8品目、第3部門は42品目（野菜20品目、果実22品目）から成る。

食用穀物である第1部門の生産量は、1980～90年代には順調に増加したが、1999年の5.07億トンピークに、その後停滞ないし減少している（註3）。生産量がこのような傾向を示しているにもかかわらず、自給率が高く維持される理由は、食用穀物に対する需要が減少しているからである。第2部門の生産量は1980年以降ほぼ一貫して増加している。2000年代に入り自給率が低下した原因は、食用油と飼料に対する需要が増加したからにはほかならない（現在、トウモロコシをバイオ燃料の原料として使用することは制限されている）。食料消費の高度化に伴い、こうした農産物に対する需要は今後、間違いなく増加すると見込まれる。第3部門の生産量については、野菜のデータが『中国統計年鑑』にはなく、果実については2002年まで、メロンの生産量が同統計に含まれていない。第1表の数字はFAOSTATによる（第3部門のデータ加工については後述する）。野菜と果実は過去30年間で、3部門の中で最も生産量が増加した作物であり、期間中、自給率は100%を超えている。

第1部門の栽培面積は1995年までは全体の過半を占めていたが、2009年には41.5%にまで低下した。

（註1） 池上（2006）によれば、「95%というのはあくまで糧食の自給率に関する数字であって、食料全般の自給率に関する目標といったものは、中国には存在しない」。

（註2） 要素投入に関する配分効率性は、投入距離関数（input distance function）を用いて定義される。

（註3） 第1部門と第2部門の生産量データは『中国統計年鑑』を利用した。FAOSTATとの誤差は両部門とも1%に満たない。

第1表 部門別の農業生産

| | 第1部門（食用穀物） | | | | 第2部門（加工・飼料用穀物） | | | | 第3部門（野菜・果実） | | | |
|------|--------------|------------|---------------|--------------|----------------|------------|---------------|--------------|--------------|------------|---------------|--------------|
| | 生産量 (億トン) | 自給率 (%) | 栽培面積 割合(%) | 生産額 割合(%) | 生産量 (億トン) | 自給率 (%) | 栽培面積 割合(%) | 生産額 割合(%) | 生産量 (億トン) | 自給率 (%) | 栽培面積 割合(%) | 生産額 割合(%) |
| 1980 | 3.53 | 96.1 | | | 0.84 | 92.5 | | | 0.65 | 101.3 | | |
| 1985 | 3.98 | 97.6 | | | 0.98 | 103.6 | | | 1.10 | 100.7 | | |
| 1990 | 4.37 | 100.5 | | | 1.33 | 106.5 | | | 1.53 | 100.7 | | |
| 1991 | 4.29 | 101.5 | 54.5 | 50.9 | 1.37 | 106.5 | 28.3 | 19.1 | 1.59 | 100.8 | 7.9 | 30.0 |
| 1995 | 4.65 | 97.3 | 50.7 | 47.9 | 1.57 | 95.6 | 31.4 | 19.4 | 2.54 | 100.7 | 11.8 | 32.8 |
| 2000 | 4.84 | 96.0 | 46.5 | 38.8 | 1.58 | 84.5 | 32.7 | 17.3 | 4.21 | 100.6 | 15.5 | 43.9 |
| 2001 | 4.61 | 90.6 | 44.0 | 32.2 | 1.67 | 87.2 | 33.5 | 18.7 | 4.49 | 100.8 | 16.3 | 49.1 |
| 2002 | 4.60 | 90.4 | 43.1 | 29.2 | 1.75 | 88.5 | 33.6 | 18.7 | 4.81 | 101.0 | 17.1 | 52.2 |
| 2003 | 4.34 | 87.4 | 41.0 | 31.5 | 1.67 | 82.9 | 34.1 | 19.8 | 4.95 | 101.4 | 18.0 | 48.7 |
| 2004 | 4.60 | 92.9 | 41.3 | 35.9 | 1.89 | 89.4 | 34.3 | 18.0 | 5.13 | 101.6 | 17.8 | 46.1 |
| 2005 | 4.63 | 95.5 | 41.8 | 35.1 | 1.96 | 88.2 | 34.5 | 17.0 | 5.33 | 101.8 | 17.9 | 47.9 |
| 2006 | 4.37 | 94.5 | 42.3 | 30.5 | 2.06 | 91.1 | 34.4 | 18.0 | 5.59 | 101.8 | 17.6 | 51.4 |
| 2007 | 4.47 | 96.8 | 42.0 | 26.2 | 2.05 | 87.8 | 34.3 | 14.3 | 5.88 | 102.2 | 18.1 | 59.5 |
| 2008 | 4.65 | 98.8 | 41.5 | 25.3 | 2.25 | 89.0 | 35.1 | 14.4 | 6.20 | 102.0 | 18.3 | 60.3 |
| 2009 | 4.72 | 95.7 | 41.5 | 25.9 | 2.22 | 86.3 | 35.8 | 15.2 | 6.39 | 101.8 | 18.6 | 58.9 |

資料：FAOSTAT, 『中国統計年鑑』。

註：第1部門の内訳はコメ、麦類、芋類、第2部門の内訳はトウモロコシと大豆を含む油糧作物である。芋類は重量をそのまま加算した。栽培面積割合の合計は2009年で95.9%である。一方、生産額割合は3部門の構成比である。

一方、第2および第3部門の栽培面積割合はこの間ほぼ直線的に上昇している。ただし2009年時点で、第2、第3部門の割合はそれぞれ35.8%、18.6%にとどまる。つまり、中国国内で最も広い面積を使って栽培されている作物は、依然として食用穀物である（現在、単品の作物としてはトウモロコシの栽培面積シェアが最も高い）。

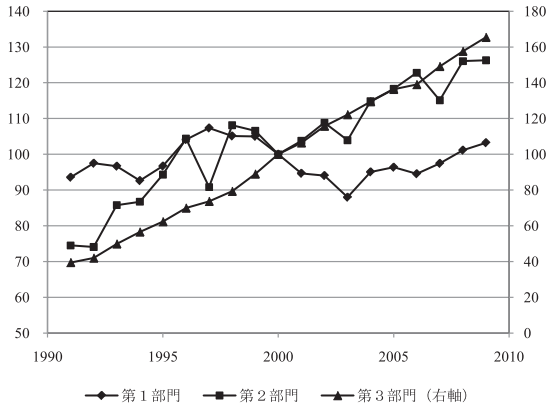
生産額割合については1991～2009年の間、第1部門が50.9%から25.9%まで半減し、第3部門が30.0%から58.9%へと倍増している。第2部門の構成比は低下傾向にある。部門間にみられる栽培面積割合と生産額割合のアンバランスは、金額ベースの土地生産性が作物間で異なることを意味する。部門間の土地生産性の格差は年々拡大しており、現時点で第3部門の

土地生産性が飛び抜けて高く、第2部門が最も低い。もっとも、野菜・果実作の土地生産性が高いのは、労働集約的な作物の特徴であり、中国に特有な現象というわけではない。

2) 農産物価格

第1図は生産者価格のラスパイレス指数（2000年数量基準）を部門別に示したものである。データ・ソースとしては『全国農産品成本収益資料汇编』（以下、『資料』）も考えられたが、本稿では財の範囲が広いFAOSTATを利用した（註4）。Huang et al. (2009), 池上 (1994), Martin (2001) らによれば、中国の農産物価格政策の一大転機は、保護価格制度が導入された1991年に訪れた。人民公社の時代から食糧政策の目的は、消費者である都市住民に安価な農産

(註4) FAO統計によれば、2000年にトウモロコシの生産者価格が急騰しているが（前後の年のおよそ3倍）、『資料』や『中国統計年鑑』からは、このような事実は確認されない。FAO統計の誤りであると判断し、この部分については『資料』の価格上昇率で接続した。『資料』から得られる第1部門の価格データは、コメと小麦に限られる。



第1図 部門別農産物の生産者価格指数 (2000年基準)
 注: FAOSTAT を基に筆者が独自に推計した。

物を供給することになったが、同年を境に保護の対象が消費者から生産者へと徐々に変化したのである。第1図に示す通り、1991年から96年まで、とくに第2部門の価格が著しく上昇した。

保護価格による無制限買付は、逆ざやの補填、備蓄費用の負担を政府に強いるものとなった。このような状況下で、農業保護の削減を条件とするWTOへの加盟(2001年)を控えた政府は農産物市場への直接介入を断念し、自由化政策へと舵を切る。その結果、穀物の生産者価格は1990年代後半から2000年代前半にかけて停滞する。一方、第3部門の価格は期間中、ほぼ直線的に上昇している。その主な原因は需要の増加にあるが、品目の変化も無視できない。栽培される作物が重量野菜から西洋野菜へとシフトし、後者が前者に比べて高級品であるため、重量当たりの単価が上昇したのである。第1、第2部門については、現在でも主産地を中心に買付制度(後述)が実施されているが、最近の価格は需給を反映していると考えてよい(Huang et al. 2009)。なお、自給率が低下している第2部門(現状では大豆)については、国際価格の影響を無視できない(Yang et al. 2008)。

主要穀物の中で中国が国際競争力を維持している作物はコメだけである。運賃や船荷保険料を無視すれば、小麦は国際価格の1.0~1.5倍の範囲にあり、トウモロコシは、辛うじてCIF価格で競争力を維持している状態にある(池上2007)。大豆は2000年代に入り、国内供給量の半分以上を輸入に依存しており、その割合は2009年現在75%に達する。一方、大豆以上に国際価格との乖離が大きいトウモロコシは年度により、輸出超過になっているが、その理由は国内に膨大な量の在庫が蓄積されていたこと、大豆とは異なり国家買

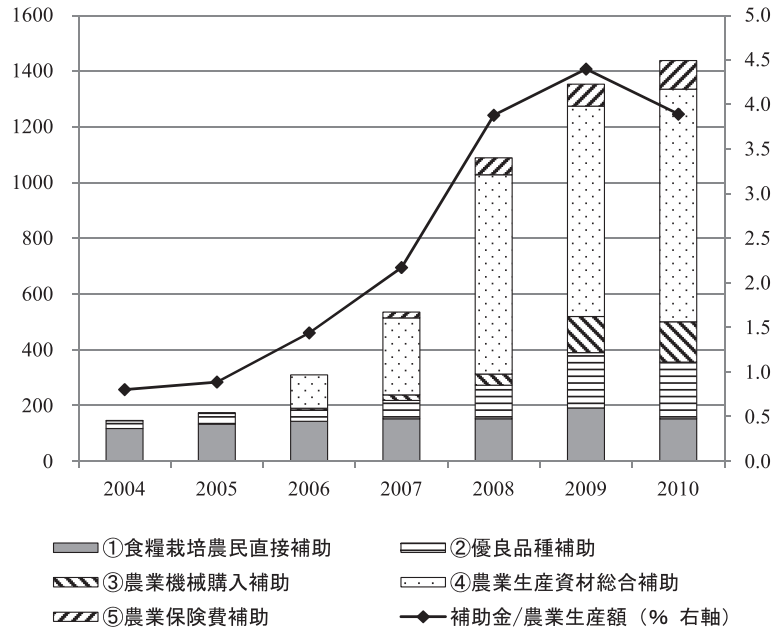
易の対象となっていることなどが関係している(寶劔2010; 河原2010)。

3) 農地政策と生産補助政策

いうまでもなく、作物構成は農地利用の仕方に大きく依存する。中国における国土利用施策の目的や内容は「全国土地利用総体計画綱要」に具体的に記されている。「綱要」は土地の用途や都市建設の計画に重要な根拠を与えており、「土地管理法」(1986年制定)を運用するための綱領的な文書である。2006~2020年の「綱要」は、2010年と2020年の耕地面積をそれぞれ、18.18億ムーと18.05億ムー(1ムー=1/15ha)に保つと定めている。また、食糧生産のための基幹農地である「基本農地」(原語は「基本農田」)が期間内に15.6億ムーを下回らないよう維持すると述べている。時間は前後するが、1994年に施行された「基本農田保護条例」と4年後に公布された新「条例」は、農地の取用・転用を厳しく制限すると同時に、地力の向上や土壤汚染の対策にも言及している。それを徹底させるために新「条例」は、県・郷鎮政府が「土地利用総体計画」を作成し、上級政府がそれを監督することを義務づけている。さらに、「条例」や「綱要」の上位法令である「土地管理法」の改正法(1999年施行)は省内において、造成面積を上回る農地の潰廃を禁じている(「占補平衡政策」)。土地政策の究極的な目的は「基本農地」を確保し、それにより食糧の自給を堅持することにあるとあってよい(陳2011; Lichtenberg et al. 2008)。

こうした厳しい規制にもかかわらず、第1、第2部門の栽培面積割合の合計は、1990年代半から2003年まで低下の一途をたどっている。第1表にはないが、食糧の栽培面積割合はさらに急速に低下している。ところが、2004年に生産補助政策と最低買付価格制度が施行されると、こうした動きは劇的に変化する。とくに食糧の栽培面積は1999~2003年の4年間で1,375万ha(12.2%)減少したが、その後の6年間で958万ha(9.6%)増加した。

第2図は生産補助政策の補助金支給額の推移を示している。補助政策は以下の5つの事業から成り立っている(以下の説明は農林水産省(2011)を参考にした)。①食糧栽培農民直接補助、②優良品種補助、③農業機械購入補助、④農業生産資材総合補助、⑤農業保険費事業。支給総額は2004年の145億元から2010年には1,438億元まで増加し、2006年から本格始動した④の事業費が、2010年時点で総支給額の58%を占める。③の事業では、農業機械購入価格の30%を超えて補助しないという基準が設定されている。また②



第2図 生産補助政策の事業費 (億元)

資料：農林水産省 (2011)。

と③については、種子・機械販売業者に補助金を支払い、業者が販売価格を割り引くという形でも実施されている。つまり、生産補助政策は農家への直接支払いの形式をとりながら、農業生産資材の購入を促すという側面を強くもつ。

補助政策は早い事業であれば、2002年から試験的に導入され、次いで食糧の主産地へ、最近では全国へと広がった。補助金は主に作付面積を基準に交付され、なかには大規模経営農家だけに支給を限定する事業もあるが、交付額が最も多い④は、すべての食糧栽培農家が助成の対象となっている。補助金は中央政府と地方政府から支出されるが、前者の負担割合が圧倒的に高い。従来、農業財政の主たる支出項目は食糧価格補填であったが(寶劔 2003)、生産補助政策の交付額はそれに迫る勢いであり、2008年には国家農業歳出額の20%を突破した(草野他 2010)。

生産補助政策とはほぼ同時期に導入された最低買付価格制度と臨時買付保管制度は、食糧の主産地を中心として、省政府の裁量により実施されている。前者はコメと小麦を、後者は主にトウモロコシと大豆を対象として、市場価格が買付価格を下回った場合にのみ発動

される。残念ながら補助金の支出額は不明であるが、こうした一連の政策により、農民の増産に対するインセンティブが高まったことは想像に難くない、とくにその傾向は補助金が傾斜的に配分された主産地で顕著である(註5)。ただし、これらの政策はWTO農業協定の「黄の政策(amber box)」に分類されると考えられるから(註6)、基準年の国内助成合計量(AMS: Aggregate Measurement of Support)がゼロの中国は、デミニミス(de minimis)の8.5%を超過することができない(Cheng et al. 2008)。第2図に示すように、2010年における補助金の農業生産額に対する比率は、生産補助政策だけで3.9%に達する。

3. 距離関数と技術・配分効率性

1) 確率論的フロンティア距離関数と技術効率性

Lovell et al. (1994), Coelli et al. (2000), O'Donnell et al. (2005)らに依拠しながらODFの概要を述べる。いま、次のような生産可能性集合

$$P(X) = \{Y \in R^M : X \text{ can produce } Y\}$$

を想定すると(X : 投入ベクトル, Y : 産出ベクトル), ODFが

(註5) 2009年の食糧生産量は、河南省、黒竜江省、山東省、江蘇省、四川省、安徽省、河北省の合計ではほぼ半分を占め、これら7省の食糧栽培面積は、2003~2009年の6年間で12.9%増加した。

$$D_o(X, Y) = \min\{\theta : (Y/\theta) \in P(X)\}$$

と定義される。

ODF は産出に関して 1 次同次、非減少かつ凸関数、投入に関して減少かつ準凸関数という性質をもつ。1 次同次制約より $\ln \lambda D_o(X, Y) = \ln D_o(X, \lambda Y)$ となるから、 $\lambda = 1/Y_1$ とすれば、

$$\ln Y_1 = -\ln D_o(X, Y/Y_1) + \ln D_o(X, Y) \quad (1)$$

を得る。 $D_o(X, Y)$ は最大 1 の正数であるから、 $u = \ln D_o(X, Y)$ は最大値がゼロの非正の値をとる。これを技術効率性の指標とみなし、(1) 式を以下のように書き換える。

$$\ln Y_1 = -\ln D_o(X, Y/Y_1) + u + v \quad (2)$$

本稿の分析では、耕種農業部門を 3 つに分けているので、第 i 部門の生産量を Y_i で表し、 $Y_j^* = Y_j/Y_1$ ($j=2, 3$) とし、さらに $-\ln D_o(X, Y/Y_1)$ をトランス・ログ (trans-log) で特定化すれば、(2) 式は

$$\begin{aligned} \ln Y_1 = & \alpha_0 + \sum_k \alpha_{ki} \ln X_{ki} + \sum_l \alpha_{li} \ln X_{li} + \sum_m \beta_m \ln Y_{mi} + \sum_n \beta_{mn} \ln Y_{ni} \\ & + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \alpha_{kl} \ln X_{ki} \ln X_{li} + \frac{1}{2} \sum_m \sum_n \beta_{mn} \ln Y_{mi} \ln Y_{ni} \\ & + \sum_k \sum_m \gamma_{km} \ln X_{ki} \ln Y_{mi} + \gamma_i t + \gamma_i t^2 + u_i + v_i \quad (3) \end{aligned}$$

となる (t は時間の変数)。 u は平均 μ 、分散が一定の切断正規分布 (i.i.d. $N(\mu, \sigma_u^2)$)、 v は平均ゼロ、分散が一定の正規分布 (i.i.d. $N(0, \sigma_v^2)$) を表す。(2) 式のパラメータには対称性条件から $\alpha_{ki} = \alpha_{ik}$ 、 $\beta_{mn} = \beta_{nm}$ の制約が付く。

2) 配分効率性

シェパード (Shephard) のレンマを ODF に適用すれば、第 k 部門における産出の帰属価格 (imputed price) r_k が次式で与えられる。

$$\frac{\partial D_o(X, Y)}{\partial Y_k} = r_k(X, Y) \quad (4)$$

したがって、第 k 財の生産者価格を p_k とすれば、取

益最大化の 1 階条件は

$$\frac{r_m}{r_n} = \frac{p_m}{p_n} \quad (5)$$

と表される (註 7)。これに反し、たとえば $r_2/r_3 > p_2/p_3$ は、第 2 財が第 3 財に対して過剰に生産されていることを意味する。

(1)、(4) 式から、

$$\frac{\partial \ln D_o}{\partial \ln Y_j} = -\frac{\partial \ln Y_1}{\partial \ln Y_j} \equiv \beta_j^{TL} \quad (j=2, 3)$$

であり、ODF が output に関して 1 次同次であるから、

$$\frac{\partial \ln D_o}{\partial \ln Y_1} \equiv \beta_1^{TL} = 1 - \sum_{j=2}^3 \beta_j^{TL}$$

を得る (註 8)。ODF は産出に関して非減少関数であるから、 $\beta_i^{TL} \geq 0$ ($i=1, 2, 3$) を満たさなくてはならない。

最後に (5) 式から、産出に関する配分効率性の指標が次式で与えられる。

$$AE_{mn} = \frac{r_m/r_n}{p_m/p_n} = \frac{\beta_m^{TL}/\beta_n^{TL}}{p_m Y_m/p_n Y_n}$$

この値が 1 よりも大きければ (小さければ)、第 m 部門の生産は過剰 (不足)、第 n 部門の生産は不足 (過剰) であると判断される。

4. 距離関数の推計方法と結果

本節では 1991~2009 年の省・直轄市・自治区データを用いて (3) 式を推計する。利用する資料は主に『中国統計年鑑』である。1998 年に重慶市が四川省から独立したが、推計ではこの 2 つを統合したデータを用いた。したがって、横断面のサンプル数は 30 である。各部門の生産量は重量 (万トン) を用いた。ただし第 3 部門については同統計を利用できないため、FAOSTAT から 2 品目 (野菜と果実) の全国生産量を求め、それを栽培面積割合で案分し各省の生産量を推計した (註 9)。野菜・果実は労働集約的な作物であるから、労働力割合で案分することも考えられるが、そのようなデータは存在しない。したがって、第 3 部門の省別生産量については問題を残している。野菜・

(註 6) Huang et al. (2011) は、生産補助政策の増産効果を否定しており、それゆえ同政策は WTO 農業交渉の「緑の政策 (green box)」であると述べている。補助金が耕作者ではなく農地請負権者に支給されることが多いから (馮他 2009)、同政策は生産を刺激しないというのが彼らの主張の根拠である。しかし、補助金が実際の作付面積を基準に支給されている以上、生産補助政策は「黄の政策」に分類されると考えられる。また仮に「緑の政策」であるとしても、要素市場が不完全で経営と家計が未分離であれば、直接支払いは生産の決定に影響するし、これらの条件が満たされなくとも、固定支払いは穀物生産の総体条件に作用し、農家の参入・退出行動を左右することがある。

(註 7) 距離関数を $D_o(Y_1, Y_2, X) = \theta$ で表し、これを技術的な制約として、農業収益の最大化問題を解けば (5) 式を得る。

(註 8) ODF が 1 次同次関数であるから、 $D_o(\lambda Y) = \lambda D_o(Y)$ が成立する。両辺の対数を取り、 λ で微分した後 $\lambda = 1$ と置けば、 $\sum \partial \ln D_o / \partial \ln Y_j = 1$ を得る。

果実の生産量については、『各省統計年鑑』の利用も考えられるが、ほとんどの省で1990年代のデータが入手できず、最近年についても一部の省ではデータを公表していない。付図1は2001年の推定値と省データを比較したものである。明らかに省統計と推定値の間には齟齬があり、2008年についても同様な傾向が観察された。一方、生産量の全国合計はFAO統計と『中国農業発展報告』でほぼ一致しているから、省統計の過大推計は明らかである。Gale (2002)によれば、野菜・果実に限らず、省政府が公表する生産統計は過大となる傾向が強いという。

生産要素は肥料、労働、機械、農地の4種類とした。肥料投入量は純成分の重量(万トン)を用いた。中間投入財としては他に、農薬、種苗等が考えられるが、データの制約によりここでは肥料のみとした。労働は農業部門に投入された労働者数とした。機械は農業用機械動力(万kw)を用いた。3部門の要素投入量はYao et al. (2001)に倣い、『中国統計年鑑』の数字(全投入量)を、各年・各省の全栽培面積に占める3部門の栽培面積の割合で案分して推計した(案分率は全国平均で各年とも90%を超える)。農地は3部門の栽培面積とした。距離関数の説明変数としてはこのほかに、技術進歩を捉えるための時間(Time)、灌漑面積比率(Irrigation)、自然災害指数(Damage: 災害指定を受けた農地のうち、実際に被害を被った面積の割合)を追加した。投入・産出データに制約はあるものの、(3)式の推計式には部門間・省間の技術格差と時系列の技術変化が反映されると考えてよい。

第2表が(3)式の計測結果である(註10)。左半分が産出距離関数をコブ=ダグラス(Cobb=Douglas: CD)型で特定化した場合、右半分がトランス・ログ(TL)型で特定化した場合の結果である。パラメータの推定は時間不変(time invariant)で観察不能なデータの影響を除去するために、パネル分析を用いた。多くの2次項の推定値がゼロと有意差をもつから、帰

無仮説の検定結果を示すまでもなく、距離関数をTL型で特定化することの意義は明らかである。推計された距離関数は、ほとんどの変数領域で X の減少関数、 Y の非減少関数となっている。また、全国平均のすべての領域で産出に関する凸性条件、すなわち収益最大化の2階条件を満たしている(ただし全データのうち、124のオブザベーションがこの条件を満たしていない)。一方、投入に関する準凸性条件は全国平均でも満たされていない(註11)。

5. 計測結果の検討

各省の技術効率性と配分効率性の期間平均を第3表に示した。Chen et al. (2008)は本稿と同じ資料を用いて、1990~2003年の技術効率性をDEA分析に基づき計測している。計測期間がやや異なるものの、同論文と本研究の技術効率性(期間平均)の相関係数は0.63であった。一方、Carter et al. (2001)は、1986~95年のデータを用いて、穀物と商品作物の間の配分効率性を計測している。ODFをCD型で特定化しているため、部門間・省間の技術格差には制約があるけれども、そこで計算された配分効率性と本研究の AE_{23} (加工・飼料用作物と野菜・果実の間の配分効率性)の相関係数は0.71であった(註12)。要するに、ODFから計測される2つの効率性は先行研究の結果と大きく矛盾しない。

1) 技術効率性の決定要因

第4表は技術効率性に関する回帰分析の結果である。被説明変数は各年・各省の技術効率性である。説明変数の選択は資料の制約を受け、また内生性の問題を残しているが、ポイントとなるのは政策ダミーと技術効率性の関係である。「栽培面積シェア」とは、各省の農作物栽培面積を全国値で除した値である。「栽培面積/農業労働」とは、栽培面積を農業労働者数で除した値、つまり、土地・労働比率を表す。「農業機械/農業労働」とは、農業用機械動力を農業労働者数で除し

(註9) 2003年以降については、全省の果実生産量と果実栽培面積のデータが入手できる。両者の相関係数は0.7程度であった。(3)式の推計で用いられる栽培面積は3部門の合計値であるため、第3部門の生産量と栽培面積が完全に相関するという事態は避けられる。

(註10) (3)式の説明変数に時間の2乗項(t^2)を含めると、全国平均データの一部で農業機械投入に関する単調性条件($\partial D_0/\partial X_k < 0$)を満たさない。本稿の距離関数から計測される技術進歩率は期間平均で1.3%であったが、これはJin et al. (2010)が1985~2004年の穀物部門について計測した技術進歩率にほぼ等しい。

(註11) 欧州の鉄道データを用いてODFを推計したO'Donnell et al. (2005)でも、すべてのデータ領域で投入要素に関する準凸性条件が満たされない。同論文には正則性条件を満たすODFの推計方法が示されている。

(註12) Carter et al. (2001)が計算した配分効率性と AE_{13} の間には相関関係が存在しない。なお、配分効率性に基づく生産過剰・不足の判定について同論文には重大な過誤がある。

第2表 距離関数の推計結果

| | CD 型 | | TL 型 | |
|---------------------|-----------|--------|-----------|--------|
| | 推定値 | z-値 | 推定値 | z-値 |
| ln(fer) | 0.069** | 2.36 | 0.303*** | 6.47 |
| ln(lab) | 0.186*** | 6.22 | 0.075* | 1.72 |
| ln(cap) | 0.072*** | 3.22 | 0.064** | 2.05 |
| ln(lad) | 0.734*** | 20.54 | 0.484*** | 5.98 |
| ln(sec.2) | -0.307*** | -25.87 | -0.290*** | -13.71 |
| ln(sec.3) | -0.253*** | -19.31 | -0.313*** | -14.24 |
| Time | -0.016*** | -2.65 | 0.011*** | 3.90 |
| ln(fer)*ln(lab) | | | -0.013 | -0.17 |
| ln(fer)*ln(cap) | | | -0.166*** | -2.69 |
| ln(fer)*ln(lad) | | | 0.040 | 0.30 |
| ln(fer)*time | | | -0.008** | -2.00 |
| ln(lab)*ln(cap) | | | -0.148*** | -2.59 |
| ln(lab)*ln(lad) | | | -0.199* | -1.79 |
| ln(lab)*time | | | 0.016*** | 3.38 |
| ln(cap)*ln(lad) | | | 0.183** | 2.00 |
| ln(cap)*time | | | -0.009*** | -3.38 |
| ln(lad)*time | | | -0.005 | -0.76 |
| ln(fer)*ln(fer) | | | 0.204* | 1.90 |
| ln(lab)*ln(lab) | | | 0.270*** | 2.74 |
| ln(cap)*ln(cap) | | | 0.148*** | 3.18 |
| ln(lad)*ln(lad) | | | -0.104 | -0.51 |
| ln(sec.2)*ln(fer) | | | 0.101*** | 3.34 |
| ln(sec.2)*ln(lab) | | | 0.059* | 1.88 |
| ln(sec.2)*ln(cap) | | | 0.028 | 1.31 |
| ln(sec.2)*ln(lad) | | | -0.210*** | -4.44 |
| ln(sec.2)*time | | | -0.006*** | -3.65 |
| ln(sec.3)*ln(fer) | | | -0.091** | -2.09 |
| ln(sec.3)*ln(lab) | | | -0.055 | -1.35 |
| ln(sec.3)*ln(cap) | | | 0.047 | 1.61 |
| ln(sec.3)*ln(lad) | | | 0.115** | 2.23 |
| ln(sec.3)*time | | | 0.005** | 2.18 |
| ln(sec.2)*ln(sec.3) | | | 0.014 | 0.82 |
| ln(sec.2)*ln(sec.2) | | | -0.112*** | -5.69 |
| ln(sec.3)*ln(sec.3) | | | -0.107*** | -5.18 |
| Irrigation | -0.023 | -0.32 | -0.196** | -2.54 |
| Damage | -0.059** | -2.03 | -0.044** | -2.10 |
| Const. | 0.278** | 2.26 | 0.257*** | 2.80 |
| Sigma ² | 0.015 | | 0.036 | |
| Gamma | 0.458 | | 0.904 | |
| Log likelihood | 505.91 | | 727.51 | |
| 標本数 | 569 | | 569 | |

註：***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを意味する。fer：肥料，lab：労働，cap：資本，lad：栽培面積，sec.2：第2部門，sec.3：第3部門。1995年のチベットの第3部門生産量データが欠けているため，1サンプルが推計から脱落した。

第3表 各省の技術効率性と配分効率性の期間平均

| | 技術効率性 | | AE ₁₂ | | AE ₁₃ | | AE ₂₃ | |
|-----------|-------|-------|------------------|-------|------------------|------|------------------|------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 北京市 | 0.978 | 0.002 | 1.82 | 0.29 | 3.89 | 1.48 | 2.18 | 0.81 |
| 天津市 | 0.754 | 0.015 | 1.56 | 0.22 | 4.00 | 0.97 | 2.56 | 0.48 |
| 河北省 | 0.680 | 0.019 | 1.21 | 0.15 | 3.20 | 1.29 | 2.68 | 1.12 |
| 山西省 | 0.572 | 0.023 | 1.08 | 0.14 | 2.50 | 0.77 | 2.31 | 0.54 |
| 内モンゴル自治区 | 0.743 | 0.016 | 0.99 | 0.13 | 2.58 | 0.60 | 2.63 | 0.66 |
| 遼寧省 | 0.829 | 0.011 | 1.35 | 0.11 | 2.14 | 0.59 | 1.60 | 0.48 |
| 吉林省 | 0.811 | 0.012 | 1.54 | 0.13 | 1.30 | 0.43 | 0.84 | 0.28 |
| 黒竜江省 | 0.809 | 0.012 | 0.88 | 0.08 | 2.72 | 1.77 | 3.15 | 2.04 |
| 上海市 | 0.939 | 0.004 | 1.40 | 0.82 | 3.33 | 1.53 | 3.68 | 3.27 |
| 江蘇省 | 0.671 | 0.019 | 0.80 | 0.17 | 2.10 | 0.93 | 2.94 | 1.95 |
| 浙江省 | 0.749 | 0.015 | 2.22 | 1.74 | 3.32 | 1.83 | 2.57 | 1.68 |
| 安徽省 | 0.593 | 0.022 | 0.71 | 0.13 | 1.80 | 0.79 | 2.62 | 1.32 |
| 福建省 | 0.976 | 0.002 | | | | | | |
| 江西省 | 0.587 | 0.022 | 0.41 | 0.05 | 2.46 | 1.09 | 5.94 | 2.28 |
| 山東省 | 0.850 | 0.010 | 1.18 | 0.14 | 2.57 | 1.09 | 2.18 | 0.92 |
| 河南省 | 0.706 | 0.017 | 0.93 | 0.14 | 2.06 | 0.82 | 2.22 | 0.86 |
| 湖北省 | 0.647 | 0.020 | 0.60 | 0.06 | 2.01 | 0.84 | 3.39 | 1.46 |
| 湖南省 | 0.680 | 0.019 | 0.58 | 0.08 | 2.26 | 1.02 | 4.07 | 2.14 |
| 広東省 | 0.883 | 0.008 | 9.02 | 11.67 | 3.14 | 1.16 | 0.85 | 0.63 |
| 広西省 | 0.602 | 0.022 | 0.57 | 0.06 | 2.91 | 1.18 | 5.15 | 2.04 |
| 海南省 | 0.798 | 0.013 | 1.85 | 1.02 | 3.02 | 1.26 | 1.40 | 0.97 |
| 四川省・重慶市 | 0.914 | 0.006 | 0.52 | 0.06 | 1.69 | 0.74 | 3.33 | 1.61 |
| 貴州省 | 0.660 | 0.019 | 0.54 | 0.06 | 1.70 | 0.81 | 3.16 | 1.60 |
| 雲南省 | 0.571 | 0.023 | 0.73 | 0.11 | 1.75 | 0.64 | 2.48 | 1.11 |
| チベット自治区 | 0.536 | 0.024 | 1.73 | 1.47 | 2.00 | 0.94 | 1.53 | 0.86 |
| 陝西省 | 0.608 | 0.021 | 0.89 | 0.12 | 2.28 | 0.93 | 2.55 | 0.98 |
| 甘肅省 | 0.626 | 0.021 | 0.63 | 0.09 | 2.34 | 0.85 | 3.86 | 1.69 |
| 青海省 | 0.546 | 0.023 | 0.81 | 0.12 | 2.05 | 0.74 | 2.61 | 1.14 |
| 寧夏回族自治区 | 0.582 | 0.022 | 0.95 | 0.16 | 2.00 | 0.76 | 2.19 | 1.03 |
| 新疆ウイグル自治区 | 0.584 | 0.022 | 0.70 | 0.14 | 1.94 | 0.73 | 3.04 | 1.80 |

註：福建省の配分効率性は、産出に関する単調性を満たしていないので、計算から除外した。

た値である。「第1～第3部門の特化係数」は、補論の(A.1)式を用いて計算した。「時間」とは、暦年から2000を引いた値である。「保護価格政策期ダミー」とは、1991～99年を1とするダミー変数、「生産補助政策期ダミー」とは、2004～09年を1とするダミー変数である。

第1列が変量効果モデルの推計結果であるが、被説

明変数がゼロと1で切断されているため、トービット・モデル(Tobit model)の結果を第2列に示した(註13)。推定値の大きさが2つの計測方法により異なるが、符号に重大な齟齬をきたしていないので、以下の考察はトービット・モデルに基づく。「保護価格政策期ダミー」の推定値はゼロと有意差をもたないが、それ以外の推定値はすべて5%水準以上で有意である。

第4表 技術効率性に関するパネル分析

| | 変量効果 | | トービット | |
|------------------------|----------|-------|----------|-------|
| | 推定値 | z-値 | 推定値 | z-値 |
| 栽培面積シェア | 0.341*** | 3.28 | 1.654*** | 14.49 |
| 栽培面積/農業労働 | 0.011*** | 3.04 | 0.025*** | 4.46 |
| 農業機械/農業労働 | 0.004*** | 6.84 | 0.003*** | 5.01 |
| 第1部門の特化係数 | 0.036*** | 10.54 | 0.103*** | 28.33 |
| 第2部門の特化係数 | 0.018*** | 6.49 | 0.046*** | 17.93 |
| 第3部門の特化係数 | 0.011*** | 7.68 | 0.044*** | 41.11 |
| 時間 | 0.002*** | 20.28 | 0.003*** | 13.52 |
| 保護価格政策期ダミー | -0.001 | -0.67 | 0.000 | 0.20 |
| 生産補助政策期ダミー | -0.002** | -2.42 | -0.003** | -2.14 |
| 定数 | 0.627*** | 34.06 | 0.345*** | 93.92 |
| overall R ² | 0.176 | | — | |
| Likelihood | — | | 1750.7 | |
| 標本数 | 569 | | 569 | |

註：***, **はそれぞれ, 1%, 5% 水準で有意であることを意味する。パネル・データは変量効果モデルを選択した。

「栽培面積シェア」の正の符号は、全国の栽培面積に占める割合が高い省、つまり、農業が盛んな地域ほど技術効率性が高いことを意味している。「栽培面積/農業労働」および「農業機械/農業労働」の推定値はともにプラスであるから、農家の経営規模が大きく、資本装備率の高い省ほど技術効率性が高いといえる(註14)。「特化係数」の推定値はすべて正であり、主産地形成がフロンティアへの接近を促すことを示唆している。「時間」の推定値は0.003であるが、有意性は高い。時間の経過とともに技術効率性が改善する原因としては、農業経営に関する習熟効果が考えられる(註15)。「生産補助政策期ダミー」の係数は、マイナスで有意(5%水準)であった。つまり、政策に誘導された要素投入の増加はフロンティアからの乖離を助長する。

2) 配分効率性の推移

第3図は配分効率性の全国平均値を各年で計算した結果である。計算式は

$$AE_{mn}(1) = \frac{\beta_m^{TL} / \beta_n^{TL}}{p_m Y_m / p_n Y_n}$$

を用いた。 $p_i Y_i (i=m, n)$ は部門ごとに個別品目の生産者価格と生産量の積を足しあげて計算した。一方、第*i*部門作物の平均単価(第*i*部門の生産額を生産量で除した値)を p_i とすれば、配分効率性の指標は次式からも計算できる。

$$AE_{mn}(2) = \frac{r_m / r_n}{p_m / p_n}$$

$AE_{mn}(2)$ に基づく配分効率性を付図2に示した。第3図と付図2の比較から明らかなように、 $AE_{mn}(1)$ と $AE_{mn}(2)$ はほぼ一致している。また付図2には

(註13) 技術効率性や配分効率性の回帰分析ではトービットを用いることが一般的である。たとえば Chavas et al. (2005), Coelli et al. (2002) を参照。

(註14) 「栽培面積/農業労働」と「農業機械/農業労働」については2乗項を追加して回帰式を推計したが、有意な結果を得ることはできなかった。機械装備率が技術効率性に及ぼす影響は、Monchuk et al. (2010) とは逆の結果であるが、Chen et al. (2008) や Chen et al. (2009) とは一致する。また Tian et al. (2000) によれば、農場規模と技術効率性の関係は、コメについては本稿と同様にプラスであるが、小麦についてはマイナスである。

(註15) Foster et al. (1995) によれば、習熟効果の実態は知識のスピル・オーバーや農家の模倣行動である。本稿で計測された技術効率性は多くの省で時間の経過とともに上昇している。これは Zhang et al. (2011) の結果とは異なる。彼らは技術効率性が低下した原因として、要素市場の未発達、戸籍制度の存続や農地制度の不備を指摘しているが、こうした制度が年々後退しているとは考えにくい。

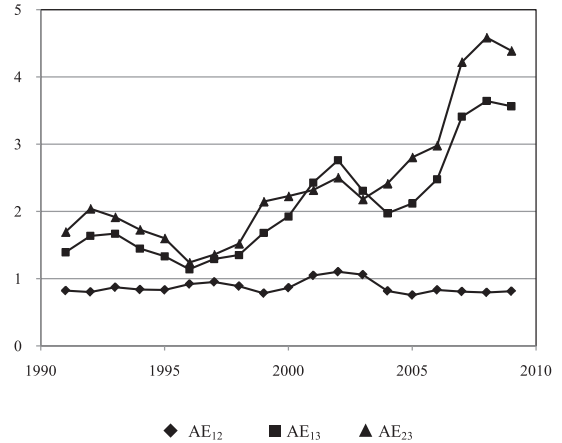
『資料』の価格データから計算された $AE_{mn}(2)$ を示した。価格に関するデータ・ソースの違いは以下の結論に影響しない。第3図から期間中、第1部門の生産は第2部門に対してやや不足、第1、第2部門の生産は第3部門に対して過剰であることがわかる。つまり、穀物から野菜・果実への作物転換により農業収益は増加するが、その傾向は最近年ほど著しい(註16)。

3つの配分効率性指標は1990年代半に1に接近する。これは1990年代前半に、第1、第2部門作物の生産者価格が上昇したからである。これを需給均衡価格への接近とみなせば、1990年代半の状態は正常な価格条件の下で、農家の作物選択が合理的となったことを意味する。一方、2000年代半から穀物生産が過剰となった原因は、作物転換が不十分だったからである。そもそも、野菜・果実の穀物に対する相対価格が上昇したにもかかわらず、第3部門へのシフトが十分に進まないのは何故であろうか。

第3図に示す通り、 AE_{13} と AE_{23} が上昇し始めた2000年代半は、生産補助政策と買付制度がスタートした時期と一致する。つまり、補助金を伴う農業政策が穀物生産を刺激した結果、作物選択に歪みが生じた可能性が高いのである。この関係については次項の分析で再度触れる。 AE_{12} の期間平均は0.87であるから、第1部門に対する第2部門の過剰はさほど深刻ではない。ただし既述の通り、加工・飼料用作物の生産は近年急速に国際競争力を失いつつあるから、今後、第2部門(とくにトウモロコシ)の国内自給を維持しようとすれば、配分効率性の悪化は避けられない(註17)。

3) 配分効率性の決定要因

第5表は配分効率性に関する回帰分析の結果である。各部門の生産者価格に関するデータが省レベルでは利用できないため、被説明変数は $AE_{mn}(2)$ を用いた。また、 $AE_{12}(2)$ については分散が小さいため分析を断念した。技術効率性に関する分析と同じ理由により、推計はトビーット・モデルを用いた。省レベルで利用できるデータが限られているため、説明変数は第4表の分析と重複するが、ここでは「時間」に代わり「農業収入依存度」を加えた(註18)。これは農民1人当たりの農業経営収入を純収入で除した値である(デー



第3図 配分効率性

タの出所は『中国統計年鑑』)。この値が大きいほど、収入面で農業に依存する程度が高いことを意味する。全国平均でみると、依存度は1991年の83%から2009年には49%まで低下している。当然、農業収入の依存度が高い地域ほど、合理的な作物選択を行っていると考えられる。

配分効率性が非負かつ1以下の観察数は、 $AE_{13}(2)$ で15、 $AE_{23}(2)$ で39にとどまる。したがって、回帰係数がマイナスの変数は配分効率性を改善すると考えてよい ($0 \leq AE_{mn}(2) < 1$ のデータを除外して回帰分析を行っても、係数の符号と有意性は変化しない)。第5表に示す通り、全国の栽培面積に占める比率が高い省ほど配分効率性は悪化する。つまり、農業が盛んな省ほど穀物の生産が過剰となりやすい。ただし、推定値は有意ではない。「栽培面積/農業労働」と「農業機械/農業労働」の符号は、 AE_{13} と AE_{23} で反対である。これらの変数が圃場条件等の代理変数となっている可能性もあり、解釈を留保したい。「特化係数」の推定値からは、以下のことがいえる。まず、第1部門への特化が進んだ地域ほど AE_{13} は1に接近する。つまり、作物選択は適正なものとなる。ただし、推定値はゼロと有意差をもたない。同様に、第2部門への特化が進んだ地域ほど、加工・飼料用作物生産の過剰の程度は軽減される。「第3部門の特化係数」の推定値はとも

(註16) 中国の食料供給に関しては、多くの論者が資源の効率的な利用や農業所得の最大化といった観点から、国内比較優位に基づく農業の多角化、つまり穀物から商品作物への転換を主張している (Martin 2001; Wen 2006; Yang 2006)。ただし、2000年代に入り、野菜の1人当たり消費量の成長が鈍化しており、野菜の中で最も栽培面積シェアが高い葉菜類の消費は、飽和状態に近づきつつある (河原他 2007)。

(註17) 第2部門の生産をもっぱら価格支持政策で奨励し、それに農家が反応すれば、配分効率性は必ずしも悪化しない。

(註18) 「時間」が配分効率性の要因分析から欠落する理由は、「農業収入依存度」との相関が強いためである。

第5表 配分効率性に関するパネル分析（トービット）

| | AE ₁₃ | | AE ₂₃ | |
|------------|------------------|-------|------------------|-------|
| | 推定値 | z-値 | 推定値 | z-値 |
| 栽培面積シェア | 2.500 | 0.62 | 7.265 | 0.63 |
| 栽培面積/農業労働 | -0.088 | -0.28 | 2.709*** | 5.02 |
| 農業機械/農業労働 | 0.261*** | 4.98 | -0.164** | -2.01 |
| 第1部門の特化係数 | -0.179 | -0.68 | — | — |
| 第2部門の特化係数 | — | — | -1.889*** | -4.85 |
| 第3部門の特化係数 | 1.057*** | 6.82 | 1.524*** | 6.61 |
| 農業収入依存度 | -0.838* | -1.73 | -3.963*** | -5.16 |
| 保護価格政策期ダミー | -0.759*** | -8.08 | -0.215 | -1.54 |
| 生産補助政策期ダミー | 0.281*** | 3.23 | 1.244*** | 9.49 |
| 定数 | 1.702*** | 3.11 | 3.714*** | 4.08 |
| Likelihood | -511.0 | | -740.2 | |
| 標本数 | 519 | | 519 | |

註：***, **, *はそれぞれ, 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを意味する。なおこの分析には、距離関数の産出に関する正則性条件を満たさない標本は含まれていない。その結果、およそ9%の観察値が除外された。

にプラスで有意であるが、これは第3部門に特化している地域でも、穀物生産が過剰となりやすいことを意味している。いいかえれば、野菜・果実へのさらなる特化の必要性を示唆している。

「農業収入依存度」の推定値は2つともマイナスで、有意性も高い。収入面で農業に依存する度合いが強いほど、配分効率性を改善しようとする農家のインセンティブが高まる点は首肯し得る。2つの「政策期ダミー」から、配分効率性は保護価格政策期には改善したが、生産補助政策期には悪化していることがわかる。要するに、様々な要因をコントロールしてもなお、生産補助政策期に配分効率性は悪化している。

6. 結 論

本稿の目的は産出距離関数の推計を通して、中国農業の産出に関する配分効率性、つまり作物選択の合理性を明らかにすることにあった。計測された配分効率性は、食用および加工・飼料用穀物の生産が野菜・果実に比べ、相対的に過剰であることを示している。とくにその傾向は、生産補助政策がスタートした2000年代半以降顕著となった。また同時期に技術効率性も悪化している。このことは、食糧自給を目的とする政府の要素市場への介入が、技術フロンティアと最適な

作物構成からの乖離を助長したことを示唆している。

かかる現象の背後にある農家の意思決定については、家計モデル (household model) に基づくミクロ分析を必要とするが、配分非効率な作物選択は農業所得の最大化とは矛盾し、死荷重 (deadweight loss) の発生を不可避なものとする。食糧自給を重視する中国政府が、この厚生上の損失を絶対的な必需品である穀物を国内で供給するための経費、つまり食料安全保障のコストとみなすのであれば、その負担を誰に負わせるかという問題を慎重に検討しなければならない (註19)。生産補助政策の直接支払いが、食糧生産農家の逸失収益をどの程度補填しているかは判然としない。

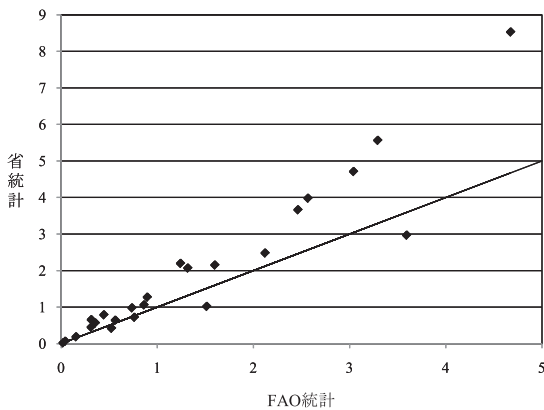
生産補助政策と買付制度が、WTO 農業協定のどの「ボックス」に該当するかについては、議論の余地があるけれども、仮に「黄の政策」に分類されなくても、こうした政策の継続には自ずと限界がある。デミニミスとの関わり以外にも国内支持のさらなる削減が、農業モダリティの枠組みに盛り込まれているからである。主食用穀物の自給を重視する農政のスタンスは、北東アジア地域に共通するが、国際規律はその実現を阻んでおり、市場メカニズムに基づく選択的拡大を強く迫っている (註20)。

(註19) 今後も高い経済成長が続けば、中国におけるフード・セキュリティの核心は貧困層の食料アクセスから、不測の事態への備えという側面を強くするものと思われる。このことに関する論点整理は生源寺 (2006) を参照。

付表1 農業生産の地域集中度

| | 1991 | 1995 | 2000 | 2005 | 2009年 |
|-------------|------|------|------|------|-------|
| 第1部門 | 11.0 | 11.4 | 10.4 | 12.6 | 12.9 |
| コメ | 38.7 | 38.8 | 35.6 | 36.3 | 35.9 |
| 小麦 | 27.9 | 29.4 | 33.5 | 37.9 | 39.2 |
| 芋類 | 21.5 | 22.5 | 24.9 | 32.2 | 38.5 |
| 第2部門 | 18.8 | 17.0 | 15.6 | 17.2 | 18.3 |
| トウモロコシ | 30.6 | 30.6 | 28.0 | 29.6 | 30.0 |
| 大豆 | 32.7 | 25.8 | 28.8 | 33.3 | 39.0 |
| 油糧作物(大豆を除く) | 16.7 | 17.3 | 16.9 | 17.4 | 19.8 |
| 第3部門 | 19.6 | 21.5 | 20.8 | 20.1 | 19.8 |
| 野菜 | 17.2 | 17.8 | 18.3 | 18.5 | 18.4 |
| 果実 | 35.1 | 34.4 | 34.7 | 34.2 | 34.6 |
| 綿花 | 47.7 | 46.2 | 49.7 | 50.3 | 51.0 |
| たばこ | 35.4 | 44.9 | 41.3 | 45.7 | 47.0 |

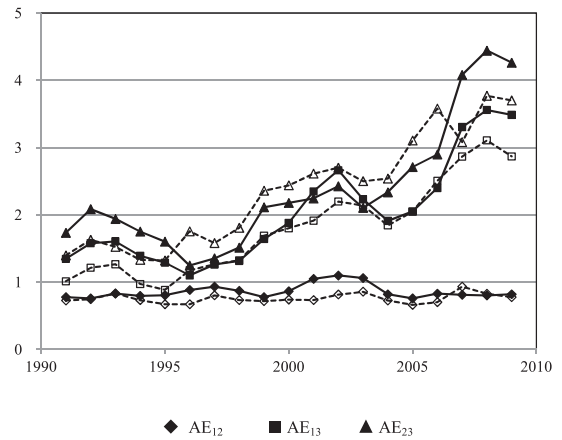
注：『中国統計年鑑』を基に、筆者が独自に計算した。



付図1 野菜・果実生産量推計(千万トン)

資料：『各省統計年鑑』。

注：福建省、江西省、広西省、重慶市、四川省、貴州省、雲南省が欠落している。



付図2 配分効率性

注：点線は『全国農産品コスト収益資料編』の価格データを用いた場合の計測結果。

補論. 農業生産の地域特化

地域特化をどのような指標で測るのかについては議論のあるところだが、ここでは栽培面積を用いた。 A_{ij} を j 省(地域)における i 作物の栽培面積とすれば、 j 省における i 作物の特化係数 (SC_{ij}) が次式で与えられる。

$$SC_{ij} = \frac{A_{ij} / \sum_i A_{ij}}{\sum_j A_{ij} / \sum_i \sum_j A_{ij}} \quad (A.1)$$

各省の特化係数は必ず1を中心に分布する。 j 省が i 作物の生産に特化するほど、 SC_{ij} の値は大きくなり、全体として i 作物の地域特化が進むほど、 SC_{ij} の分散

(註20) 中国は途上国の関税や国内支持の削減に関する「特別かつ異なる待遇 (S&D: special and different treatment)」を行使する権利を放棄している (Cheng 2008)。したがって、農業の比較劣位化がさらに進行すれば、今後中国政府はWTO規程を所与として行動するのではなく、その形成に強くコミットする可能性がある。

は大きくなる。一方、 i 作物の地域集中度係数 (RC_i) が次式で与えられる (武藤 1985)。

$$RC_i = 50 \sum_j \left| \frac{A_{ij}}{\sum_j A_{ij}} - \frac{\sum_i A_{ij}}{\sum_i \sum_j A_{ij}} \right| \quad (A.2)$$

地域集中度係数は全国の集計値として定義される。

(A.1) 式を (A.2) 式へ代入すれば、

$$RC_i = \frac{50}{A} \sum_j \left(\left| SC_{ij} - 1 \right| \sum_j A_{ij} \right) \quad (A.3)$$

を得る (A は全国の農産物栽培面積)。 (A.3) 式に明らかな通り、 i 作物の地域特化が進むほど、つまり、 SC_{ij} の分散が大きくなるほど RC_i の値は大きくなり、逆の場合は小さくなる。付表 1 が地域集中度の計算結果である。

部門別にみると、地域特化が進んだのは第 1 部門だけであり、第 2、第 3 部門では特化はほとんど進行していない。ただし、個別品目についてみると様相が異なる。第 1 部門では、コメの地域特化は後退し、反対に小麦、芋類の特化は急速に進行している。第 2 部門については、トウモロコシの集中度係数はほぼ一定、大豆は上昇、油糧作物はわずかに上昇している。第 3 部門については、野菜の集中度係数が若干上昇しているのに対し、立地の固定性が強い果実の係数は野菜よりも高く、期間中ほぼ一定である。第 1～第 3 部門の農産物の地域集中度係数は、綿花やたばこ比べると小さく、穀物や野菜が全国至る所で栽培されていることがわかる。商品作物への転換が進まない理由としては、灌排水を含めた土地条件や栽培技術の普及、生産要素の賦存状態や市場へのアクセスなどが関係しているが、本文で示したように、農業政策の影響も無視できない。

[付記] 本稿の執筆にあたり、西村元孝氏、古橋元氏 (以上、農林水産省) より貴重な資料の提供を受けた。河原壽氏 (独立行政法人農畜産業振興機構)、倪鏡氏 (社団法人 JC 総研)、TEA 春季大会 (九州大学) の参加者からは貴重なご指摘を賜った。記して謝意を表したい。なお、本稿は科学研究費助成事業基盤研究 (B) (課題番号 24380123) による研究成果の一部である。

引用文献

Brümmer, B., Glauben, T. and Lu, W. (2006) Policy Reform and Productivity Change in Chinese Agriculture: A Distance Function Approach, *Journal of Development Economics*, 81(1), 61-79.
Carter, C. A. and Estrin, A. (2001) Market Reforms versus

Structural Reforms in Rural China, *Journal of Comparative Economics*, 29(3), 527-541.
Chavas, J. P., Petrie, R. and Roth, M. (2005) Farm Household Production Efficiency: Evidence from The Gambia, *American Journal of Agricultural Economics*, 87(1), 160-179.
Chen, P., Yu, M., Chang, C. and Hsu, S. (2008) Total Factor Productivity Growth in China's Agricultural Sector, *China Economic Review*, 19(4), 580-593.
陳錫文 (2011) 「当前農業形勢与農村政策」 http://www.snzg.cn/article/2011/1117/article_26276.html.
Chen, Z., Huffman, W. E. and Rozelle, S. (2009) Farm Technology and Technical Efficiency: Evidence from Four Regions in China, *China Economic Review*, 20(2), 153-161.
Cheng, F. (2008) China: Shadow WTO Agricultural Domestic Support Notifications, *IFPRI Discussion Paper*, 00793.
Cheng, J., Wu, L. and Dawson, R. W. (2008) Blue Box Policy Reform in the Doha Round Negotiations: Effects and China's Position, *China & World Economy*, 16(5), 83-102.
Christiansen, F. (2009). Food Security, Urbanization and Social Stability in China, *Journal of Agrarian Change*, 9(4), 548-575.
Coelli, T. and Perelman, S. (2000) Technical Efficiency of European Railways: A Distance Function Approach, *Applied Economics*, 32(15), 1967-1976.
Coelli, T., Rahman, S. and Thirtle, C. (2002) Technical, Allocative, Cost and Scale Efficiencies in Bangladesh Rice Cultivation: A Non-parametric Approach, *Journal of Agricultural Economics*, 53(3), 607-626.
荏開津典生 (1976) 「施設園芸の経済的可能性」加藤讓編『現代日本農業の新展開』御茶の水書房, 163-179.
馮鋒・杜加・高牟 (2009) 「基於土地流動市場的農業補貼政策研究」『農業經濟問題』, 7月号, 22-25.
Foster, A. D. and Rosenzweig, M. R. (1995) Learning by Doing and Learning from Others: Human Capital and Technical Change in Agriculture, *Journal of Political Economy*, 103(6), 1176-1209.
Gale, F. (2002) China's Statistics: Are They Reliable? Gale, F. (Ed.), *China's Food and Agriculture: Issues for the 21st Century*, Economic Research Service/USDA, 50-53.
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』アジア経済研究所研究双書 503号, 27-85.
寶劍久俊 (2010) 「中国のトウモロコシ供給・需要体制と食糧安全保障政策」清水達也編『「食料危機」と途上国におけるトウモロコシの需要と供給』アジア経済研究所調査研究報告書, 107-146.
Huang, J., Liu, Y., Martin, W. and Rozelle, S. (2009) Changes in Trade and Domestic Distortions Affecting China's Agriculture, *Food Policy*, 34(5), 407-416.
Huang, J., Wang, X., Zhi, H., Huang, Z. and Rozelle, S. (2011) Subsidies and Distortions in China's Agriculture: Evidence from Producer-Level Data, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 55(1), 53-71.
池上彰英 (1994) 「中国における食糧流通システムの転換」

- 『農業総合研究』, 48(2), 1~52.
- 池上彰英 (2006) 「人口大国中国の食料戦略」『農業と経済』, 臨時増刊号, 41~48.
- 池上彰英 (2007) 「中国の食料安全保障政策」『農業と経済』, 臨時増刊号, 143~148.
- Jin, S., Ma, H., Huang, J., Hu, R. and Rozelle, S. (2010) Productivity, Efficiency and Technical Change: Measuring the Performance of China's Transforming Agriculture, *Journal of Productivity Analysis*, 33(3), 191-207.
- 河原壽・吉田由美 (2007) 「中国における野菜生産・輸出の動向(北部地域)と農産物安全対策」独立行政法人農畜産業振興機構, 海外調査報告.
- 河原昌一郎 (2010) 「主要国における食料需給の状況(1)ー中国の食糧需給の基本的動向ー」『平成20年度世界の食料需給の中長期的な見通しに関する研究 研究報告書』農林水産政策研究所, 26~39.
- 草野栄一・小山修 (2010) 「中国の食糧生産補助政策と品目別供給対応」『2010年度日本農業経済学会論文集』, 517~524.
- Lichtenberg, E. and Ding, C. (2008) Assessing Farmland Protection Policy in China, *Land Use Policy*, 25(1), 59-68.
- Lovell, C. A. K., Richardson, S., Travers, P. and Wood, L. L. (1994) Resource and Functionings: A New View of Inequality in Australia, Eichhorn W. (Ed.), *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, Springer-Verlag, 787-807.
- Martin, W. (2001) Implications of Reform and WTO Accession for China's Agricultural Policies, *Economics of Transition*, 9(3), 717-742.
- Monchuk, D. C., Chen, Z. and Bonaparte, Y. (2010) Explaining Production Inefficiency in China's Agriculture Using Data Envelopment Analysis and Semi-Parametric Bootstrapping, *China Economic Review*, 21(2), 346-354.
- 武藤和夫 (1985) 「農産生産・価格政策の展開ーとくに野菜の主産地形成を中心にー」逸見謙三・加藤讓共編『基本法農政の経済分析』明文書房, 257~280.
- 農林水産省 (2011) 「中国における農業生産者の所得補償政策と価格支持政策」『海外農業情報調査分析(アジア)報告書』大臣官房国際部国際政策課, 1~85.
- O'Donnell, C. J. and Coelli, T. J. (2005) A Bayesian Approach to Imposing Curvature on Distance Functions, *Journal of Econometrics*, 126(2), 493-523.
- Pingali, P. (2006) Westernization of Asian Diets and the Transformation of Food Systems: Implications for Research and Policy, *Food Policy*, 32(3), 281-298.
- 生源寺真一 (2006) 『現代日本の農政改革』東京大学出版会.
- Tian, W. and Wan, G. (2000) Technical Efficiency and Its Determinants in China's Grain Production, *Journal of Productivity Analysis*, 13(2), 159-174.
- 土屋主造 (1997) 『農業経済学』東洋経済新報社.
- Wen, G. J. (2006) How Well will China Handle its Demand for Grain when it Peaks? Dong, X. Y., Song, S. and Zhang, X. (Eds.), *China's Agricultural Development: Challenges and Prospects*, Ashgate, 207-239.
- Yang, J., Qiu, H., Huang, J. and Rozelle, S. (2008) Fighting Global Food Price Rise in the Developing World: The Response of China and its Effect on Domestic and World Markets, *Agricultural Economics*, 39(3), 453-464.
- Yang, W. (2006) Reforms, Risks and Crop Diversification in Chinese Provinces: Commercial Crops versus Grain Crops, Dong, X. Y., Song, S. and Zhang, X. (Eds.), *China's Agricultural Development: Challenges and Prospects*, Ashgate, 255-273.
- Yao, S., Liu, Z. and Zhang, Z. (2001) Spatial Differences of Grain Production Efficiency in China, 1987-1992, *Economics of Planning*, 34(1, 2), 139-157.
- 全国農業会議所 (1961) 『農業基本法ーその背景と内容の解説ー』農林省監修.
- Zhang, Y. and Brümmer, B. (2011) Productivity Change and the Effects of Policy Reform in China's Agriculture since 1979, *Asian-Pacific Economic Literature*, 25(2), 131-150.

(2012年2月6日受付, 2013年2月4日受理)

要旨：中国では持続的な経済成長や急速に進む都市化、小売業の近代化やサプライ・チェーンの垂直統合により、近年食生活に構造的な変化がみられる。このような状況下で、農業収益の拡大を目指す農家は、消費パターンの変化にあわせて栽培する作物を変化させる必要がある。本稿では産出距離関数の推計を通して、中国農業の産出に関する配分効率性、つまり作物構成の経済合理性を検討した。計測結果は食用および加工・飼料用穀物の生産が、野菜・果実に比べ相対的に過剰であることを示しており、その傾向は生産補助政策がスタートした2000年代半から顕著となった。また、同時期に技術効率性も悪化している。このことは、食糧自給を目的とする政府の要素市場への介入が、技術フロンティアと最適な作物構成からの乖離を助長したことを示唆している。

キーワード：選択的拡大, 中国農業, フロンティア産出距離関数