

第4章 中国の食料自給政策

ー労働移動制約と農業生産性向上のポリシー・ミックスー

伊藤順一

1. はじめに

1970年代後半から始まった中国の改革・開放政策は、農村における人民公社の解体、生産請負制の導入によって先鞭がつけられた。多くの実証研究は、1980年代における農業の急速な発展、生産性の向上が制度改革の賜であることを示唆している(McMillan et al., 1989; Fan, 1991; Lin, 1992; Wen, 1993)⁽¹⁾。しかしこのことは、中国農業から市場歪曲的な政策が一掃されたことを意味しない。中国は2001年12月に念願のWTO加盟を果たしたが、食料自給の維持を完全に放棄したわけではないのである⁽²⁾。

食料自給を達成するために、とく東アジア諸国でとられてきた政策は、価格支持、補助金の交付であるが(Anderson et al., 1986)、この点に関して中国は例外的な存在である。改革・開放を境として、中国の農産物価格政策は農業搾取から中立、保護へと転換したが、1990年代後半以降、価格決定は基本的に市場メカニズムに委ねられている(Carter, 1997; Huang et al., 2004)⁽³⁾。後の分析で示すとおり、農産物価格、農業の交易条件は、食料の供給量を規定する非常に重要なファクターであるが、中国政府は賢明にも、そこへの介入を断念したのである。食料増産の手段として本稿が注目するのは、労働移動に対する制度的な制約と生産性向上に対する政府のコミットメントである。

人民公社が設立された1958年、中国政府は都市住民の経済的な利益を保護する目的で戸籍(戸口)制度を制定し、それ以降、農村から都市への人口(労働)移動と職業選択の自由を厳しく制限してきた。制度は徐々に緩和されつつあるが、農村には依然として大量の過剰労働力が滞留している。Gilbert and Wahl (2003), Anderson et al. (2004), Carter and Estrin (2005)が指摘するように、中国の食料供給能力は、労働市場の不完全性と不可分の関係にあり、戸籍制度が存続することで、同国の農業生産が維持されているという側面は否定できない(Carter, 1997)。一方、農業生産性の向上は、食料増産の最もオーソドックスな方法であり、インフラ整備、研究開発といった公共投資をその具体的な手段とする。政府がそうした事業に介入できる経済学的な根拠は、いうまでもなく「市場の失敗」である。問題は、こうした政策と労働移動に対する制度的な制約との関係である。つまり、戸籍制度による農業労働力の滞留が、食料自給を達成するほどに効果的であれば、とりわけ財政基盤の弱い中国では、政府の公共投資に対する誘因が損なわれるかもしれない⁽⁴⁾。そこで本稿では生産関数を分析ツールとして、政府の労働市場に対する介入と生産性向上に対する関与といった観点から、中国における食料自給政策のポリシー・ミックスを検討する。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では、生産関数の特定化とデータ加工について説明する。第3節では、生産関数の推計結果を示す。第4節では、推計結果にもとづいて、

2つのポリシー・オプションの相互依存関係を論ずる。そして、最終節で結論と政策的含意を述べる。

2. 生産関数の特定化とデータ

農業の生産構造を数量的に捉える方法として、最も頻繁に用いられてきたのは、コブ＝ダグラス (Cobb-Douglas) あるいはトランス・ログ (trans log) 型生産関数である。しかし、周知の多重共線性問題 (multicollinearity problem) により、推計された生産関数は正則性条件を満たさない場合が多い。要素需要関数との連立推計により、妥当なパラメータを得ることは可能だが、要素需要関数を導出するためには、投入要素に関する利潤極大化を仮定しなくてはならない。生産者の最適化行動自体が疑わしければ、こうした計量経済学のテクニックは無益なものとなる。そこで本稿では荏開津 (1979) を参考にしながら、以下の分離型コブ＝ダグラス (Separated Cobb-Douglas, SCD) を用いる。

$$Q = \exp(\alpha_0 + \alpha_x x + \alpha_y y + \alpha_z z) V^{\alpha_V} E^{\alpha_E} S^{1-\alpha_V-\alpha_E} \equiv \exp(a) V^{\alpha_V} E^{\alpha_E} S^{\alpha_S} \quad (1)$$

$$S = \exp(\beta_0 + \beta_x x + \beta_y y) L^{\alpha_L} K^{\alpha_K} \equiv \exp(b) L^{\alpha_L} K^{\alpha_K} \quad (2)$$

(1)式の Q , V , E , S はそれぞれ、農業生産量、肥料、農村使用電力、農地面積を表す。また x , y , z はそれぞれ、農業の GDP シェア、農業生産額の農林牧漁業生産額に占める割合、灌漑率を表す。後者の3つの変数は、要素投入以外の要因がもたらす攪乱をコントロールするために導入された。(2)式の L , K はそれぞれ農業労働、資本を表す。 α_x ($X = V, E, S, L, K$) が1より小さい正数であれば、推計された生産関数は正則性条件を満たす。

ところで、恒等式として $d \ln(Q/L) = d \ln(Q/S) + d \ln(S/L)$ が成り立つが、Hayami and Ruttan (1985) が指摘するように、 $d \ln(Q/S)$ と $d \ln(S/L)$ のどちらが Q/L の上昇に貢献するかは、経済の発展段階や要素賦存に依存する。土地に対する人口圧力が高く、非農業部門の雇用吸収力が弱い途上国では、土地インフラの整備や土地節約的な技術開発に多くの資源を費やし、土地生産性の上昇が図られる。一方、農業労働力が稀少な先進国では、農業労働力の機会費用の上昇と、それにとまなう農業労働力の流出により、機械 (M) 技術が積極的に採用され、資本・労働比率が上昇する。その結果、農地転用が制限され、農地面積が一定に保たれる限り、土地・労働比率が上昇する。説明の便のために $\alpha_L + \alpha_K = 1$ を仮定し、(2)式を $S/L = \exp(b)(K/L)^{\alpha_K}$ と書き換えると、労働から資本への代替および $\exp(b)$ の上昇が、土地・労働比率を上昇させることが分かる。要するに、SCD は農業の技術選択と要素賦存の関係を理解する上で、きわめて有益な関数型であるといえる。

BC 関数については、 V , E , S に関する一次同次性を仮定した。したがって、(1)式を $Q/S = \exp(a)(V/S)^{\alpha_V} (E/S)^{\alpha_E}$ と書き換えると、土地生産性が単位面積当たりの中間投入

財に関する増加関数であり、その増加速度は次第に低下することが分かる（収穫逓減法則）。一方、M 関数は労働と資本を代替的に用いて、農地を耕起するという技術関係を表している。灌漑面積率は土地生産性にも影響を及ぼすと仮定したので、(2)式には含まれない。なお、Hayami and Ruttan (1985)によって提起された「誘発的技術進歩仮説」に従えば、労働に比して土地が稀少な中国では、BC 技術の進歩が農業成長の原動力であるという仮説が成り立つ（Wu and Meng, 1996）。

本稿では『中国統計年鑑』の省データを用いて生産関数を推計する。技術進歩のバイアスを捉える目的で、推計は 1985 年、1990 年、2001 年の 3 か年について別々に行った。生産量としては、1985 年固定価格評価の農業生産額を用いた。肥料投入としては純成分の重量を用いた。肥料以外の中間投入財として、農薬、種苗等が考えられるが、データの制約により農村使用電力で代替した。農業労働力としては、農林牧漁業労働力を用いた⁽⁵⁾。資本投入としては、農業機械動力（ K_1 ）と役畜頭数（ K_2 ）を用いた。耕起技術の近代化にともなって、 K_2 から K_1 への代替が進行したと予想される。

農地面積については、国家統計局が『中国統計年鑑』で公表している数字に問題がある（Ash and Edmonds, 1998; Smil, 1999）。『農地調査』の 1996 年データと比較すると、『中国統計年鑑』の数字は全国合計で 34% 過小である。統計局もその事実を認めており、1997 年以降、農地面積の数字を公表していない。にもかかわらず、『中国統計年鑑』を利用して農業の生産関数を推計している研究は、政府公表値をそのまま用いている。これが推定結果にバイアスをもたらしていることは明白である。そこで本稿では、『農地調査』が実態を反映しているとみなし、農地面積を省単位で推計した⁽⁶⁾。第 1 表は推計結果の要約であり、過小推計の程度を推計値に対する公表値の比率で表した。過小推計の程度は年々低下しているが、とくに南部でその程度は依然として大きい（各省ごとの推計結果は補表を参照）。政府公表値でみると、1990～2001 年の間に農地面積は 9567 万 ha から 9954 万 ha へと増加しているが、修正値でみると、13015 万 ha から 12726 万 ha へと減少している。近年における農地の他用途転用は周知であるから、政府公表値が実態を反映していないのは明らかである。

第 1 表 農地面積の過小推計

	1985	1991	1996	2001
平均	1.442	1.360	1.342	1.278
北東部	1.285	1.302	1.245	1.246
北部	1.300	1.154	1.154	1.112
北西部	1.520	1.404	1.401	1.163
中東部	1.311	1.299	1.259	1.216
南東部	1.673	1.489	1.490	1.496
南西部	1.977	1.871	1.876	1.894

注. 1985 年の数値は Ash and Edmonds (1998) による。地域分類は補表を参照。

3. 推計結果

(1), (2)式の推計では、説明変数に関する2つの内生性の問題を解決する必要がある。1つは農業労働と農地面積の関係である。中国では急速な都市化と経済発展にともなって、農地の他用途転用が進行しているが、それにより請負耕作権を失う農民が急増している。つまり、(2)式とは反対の因果関係が疑われる。そこで本稿では農村労働力を操作変数として推計を行い、Hausman 検定により農業労働の内生性をテストした。もう1つは同時方程式推計に起因する問題である。これは(1), (2)式の構造から明かであるが、構造方程式の攪乱項が相関をもつことを考慮して、3段階最小2乗法(3SLS)を用いて推計を行った。Hausman 検定の結果、1%の有意水準で帰無仮説を棄却することはできなかった(p 値としては、1985年、1990年、2001年で0.328, 0.416, 0.454であった)。したがって、労働投入の内生性は問題とはならない。

第2表が推計結果である⁽⁷⁾。決定係数の値も高く、当てはまりは良好である。農業GDPシェアの推定値は2001年のBC関数を除き、統計的に有意ではなかった。農業生産額の農林牧漁業生産額に占める割合の推定値は、BC関数で正、M関数で負であり、すべての計測式で有意である。灌漑率の推定値は統計的にゼロと有意差を持ち、かつ正である。これは灌漑率の上昇が土地生産性を上昇させるという通説と矛盾しない。生産要素の係数の符号は理論と整合的であり、おおむね有意であった。さらに、 $\alpha_L + \alpha_{K_1} + \alpha_{K_2} < 1$ が成立しており、 $1 - \alpha_L - \alpha_{K_1} - \alpha_{K_2}$ はゼロと有意差を持つ。つまり、M技術は規模に関して収穫逡減を示す。

第3表は構造変化に関するワルド(Wald)検定の結果である⁽⁸⁾。 p 値は、1985~2001年、1990~2001年で構造変化が起きたことを示している。とくに、1985~2001年については α_x , β_0 , α_{K_2} の期間差が、1990~2001年については α_x , α_z , α_{K_2} の期間差が、それぞれゼロと有意差を持っている。また、有意性は低いけれども $\Delta(\alpha_V + \alpha_E)$ は正であり、 $\Delta\alpha_S$ は負であることから、BC技術変化のバイアスは、中間投入要素使用的、土地節約的であることが分かる。かかる事実、技術変化が稀少で高価な資源を節約する方向に偏向するという、誘発的技術進歩仮説の妥当性を示すものである。一方、M技術については、役畜から機械への代替、すなわち耕起技術の近代化が起きたことを示唆している。

4. 生産性の上昇と労働移動制約

生産関数の推計結果を利用して、本節では、食料自給率を現在の水準に維持するために必要とされる生産性の上昇率(Required Productivity Increase, RPI)を定義する。そのためには、SCDを制約条件とする生産者の最適化行動から、供給関数と要素需要関数を導く必要がある。また、RPIは後に示すように、農産物の需要予測、生産要素の可変性、農産物価格および要素価格の変化に依存する。労働力を含む希少資源が農外へ大量に流出し、農業の交易条件が悪化すれば、食料の増産、国内自給の維持は困難なものとなる。交易条件の悪化が農業労働力の流出を促すという側面はあるけれども、本稿では、制度的な要因(

第2表 生産関数の推計結果

	1985	1990	2001
定数項 (α_0)	-1.447*** (-3.37)	-1.500*** (-3.63)	-0.783** (-1.97)
農業 GDP シェア (α_x)	0.886 (1.35)	-0.063 (-0.10)	3.062*** (3.53)
農業生産額シェア (α_y)	-0.878** (-2.38)	-1.062*** (-2.63)	-1.368*** (-3.05)
灌漑率 (α_z)	0.713*** (2.66)	0.752*** (3.10)	0.510*** (2.60)
肥料 (α_v)	0.398*** (4.02)	0.486*** (4.43)	0.362*** (3.44)
電力 (α_E)	0.169 (1.30)	0.018 (0.16)	0.282*** (3.72)
農地 (α_S)	0.432*** (6.41)	0.497*** (6.88)	0.356*** (5.06)
定数項 (β_0)	2.265*** (3.80)	1.558** (2.46)	0.781 (1.20)
農業 GDP シェア (β_x)	-0.602 (-0.75)	-0.677 (-0.85)	0.511 (0.42)
農業生産額シェア (β_y)	2.340** (2.46)	3.386*** (3.86)	3.851*** (4.81)
労働 (α_L)	0.275* (1.80)	0.435*** (2.89)	0.418*** (3.37)
農業機械 (α_{K_1})	0.147 (0.82)	0.047 (0.28)	0.291** (2.10)
役畜 (α_{K_2})	0.360*** (4.76)	0.289*** (2.74)	0.037 (0.89)
修正済み決定係数 (BC)	0.974	0.969	0.968
修正済み決定係数 (M)	0.888	0.906	0.889
標本数	29	30	31

注. *, **, ***はそれぞれ, 10%, 5%, 1%水準で有意であることを意味する。括弧内の数字は t 値を表す。

第3表 構造変化に関するワルド (Wald) 検定の結果

	1985-2001	1990-2001
定数項 (α_0)	1.29	1.56
農業 GDP シェア (α_x)	4.00**	8.59***
農業生産額シェア (α_y)	0.71	0.26
灌漑率 (α_z)	0.38	0.60
肥料 (α_v)	0.06	0.67
電力 (α_E)	0.56	3.89**
農地 (α_S)	0.60	1.93
定数項 (β_0)	2.82*	0.73
農業 GDP シェア (β_x)	0.59	0.67
農業生産額シェア (β_y)	1.48	0.15
労働 (α_L)	0.53	0.01
農業機械 (α_{K_1})	0.40	1.29
役畜 (α_{K_2})	13.96***	4.93**
P 値	0.00	0.00

注. 基準となる χ^2 値は、10%、5%、1%水準でそれぞれ 2.71、3.84、6.63 である。

戸籍制度) の関与を重視し、この2つを独立した現象として扱う。

近年の農業交易条件についてであるが、農産物価格は 1996 年をピークに低下し続け、その後7年間で20%以上低下した。一方、農業生産資材価格は同期間中に低下したが、その下落率は10%に満たない(数字は『中国統計年鑑』)。要するに、農業の交易条件は近年、悪化傾向を示している。

労働市場については、農工間に賃金格差が存在し、農業から非農業セクター(農村から都市)への労働移動によって、その格差が縮小すると仮定する(Lewis, 1954)。中国を対象として農業の生産関数を推計した Cook (1999), Yang and Zhou (1999)によれば、農業労働力の限界価値生産力は非農業賃金よりもはるかに低く、農業が過剰就業の状態にあることを示唆している。

(1) 完全自給を達成する生産性の上昇率

労働力を含むすべての生産要素が可変的であれば、生産者の利潤極大化行動から農産物の供給関数と農業労働需要関数が以下のように導かれる。

$$Q^* = \left[A \left(\frac{p}{u} \right)^{\alpha_V} \left(\frac{p}{e} \right)^{\alpha_E} \left(\frac{p}{\tilde{w}} \right)^{\alpha_S \alpha_L} \left(\frac{p}{r} \right)^{\alpha_S \alpha_K} \right]^{\frac{1}{\alpha_S(1-\alpha_L-\alpha_K)}} \quad (3)$$

$$L^* = \frac{\alpha_S \alpha_L p Q^*}{\tilde{w}} \quad (4)$$

ここで、 $A = e^{a+\alpha_S b} \alpha_V^{\alpha_V} \alpha_E^{\alpha_E} (\alpha_S \alpha_L)^{\alpha_S \alpha_L} (\alpha_S \alpha_K)^{\alpha_S \alpha_K}$ である。(3)式の p , u , e , r はそれぞれ、農産物価格、肥料価格、電力料金、資本のレンタル価格を表す。 $\tilde{w}$ は農村賃金を表し、都市賃金 (w) より低いと仮定する。すなわち、 $\tilde{w} < w$ である。

次に、労働投入が固定的で、利潤が労働以外の生産要素に関して極大化される場合を想定する。供給関数は、

$$Q^{**} = \left[A' \left(\frac{p}{u} \right)^{\alpha_V} \left(\frac{p}{e} \right)^{\alpha_E} \left(\frac{p}{r} \right)^{\alpha_S \alpha_K} L^{\alpha_S \alpha_L} \right]^{\frac{1}{\alpha_S(1-\alpha_K)}} \quad (5)$$

となる。ここで、 $A' = e^{a+\alpha_S b} \alpha_V^{\alpha_V} \alpha_E^{\alpha_E} (\alpha_S \alpha_K)^{\alpha_S \alpha_K}$ である。さらに、労働と資本が固定的な場合、供給関数は次のようになる。

$$Q^{***} = \left[A'' \left(\frac{p}{u} \right)^{\alpha_V} \left(\frac{p}{e} \right)^{\alpha_E} L^{\alpha_S \alpha_L} K^{\alpha_S \alpha_K} \right]^{\frac{1}{\alpha_S}} \quad (6)$$

ここで、 $A'' = e^{a+\alpha_S b} \alpha_V^{\alpha_V} \alpha_E^{\alpha_E}$ である。

現在の食料自給率を m で表し、将来もこの値が維持されると仮定すれば、将来の需給均衡条件としては、 $Q = mD$ (D は総需要) である。したがって、 $d \ln Q = d \ln D$ が成立する場合に限り、自給率は現在の水準に維持される。ここで(3), (4)式を時間で微分した後、これらに $d \ln Q / dt = d \ln D / dt \equiv \delta$ を代入すれば、RPI が次式で与えられる。

$$dT = \delta - \frac{1}{\alpha_S(1-\alpha_L-\alpha_K)} \left[\alpha_V d \ln \left(\frac{p}{u} \right) + \alpha_E d \ln \left(\frac{p}{e} \right) + \alpha_S \alpha_L d \ln \left(\frac{p}{\tilde{w}} \right) + \alpha_S \alpha_K d \ln \left(\frac{p}{r} \right) \right] \quad (7)$$

生産関数の推計結果から $\alpha_S(1-\alpha_L-\alpha_K) > 0$ である。(7)式より、 $\tilde{w}$ の上昇、交易条件の悪化が RPI を上昇させることが分かる。

労働投入が完全には調整されない場合の RPI としては、(5)式より以下のように表される。

$$dT' = \delta - \frac{1}{\alpha_s(1-\alpha_k)} \left[\alpha_v d \ln \left(\frac{p}{u} \right) + \alpha_e d \ln \left(\frac{p}{e} \right) + \alpha_s \alpha_k d \ln \left(\frac{p}{r} \right) + \alpha_s \alpha_L d \ln L \right] \quad (8)$$

ここで、 $\alpha_s(1-\alpha_k) > 0$ である。(8)式に明らかなとおり、農業労働力の流出 ($d \ln L < 0$) は RPI を上昇させる。ここで次式を仮定する。

$$d \ln L = \theta d \ln L^* \quad (0 \leq \theta < 1). \quad (9)$$

$d \ln L^*$ は利潤極大化に対する農業労働力の移動率を表している。したがって、(9)式は労働力の移動が不完全であることを意味している ($d \ln L^* < d \ln L < 0$)。 $\theta = 1$ であれば、RPI は(7)式で表される。なお、 dT は $dT'|_{\theta=1}$ と一致しないが、包絡線定理 (envelope theorem) から次式が成立する。

$$d(dT)/d(d \ln p) = d(dT')/d(d \ln p)|_{\theta=1}$$

$$d(dT)/d(d \ln \tilde{w}) = d(dT')/d(d \ln \tilde{w})|_{\theta=1}$$

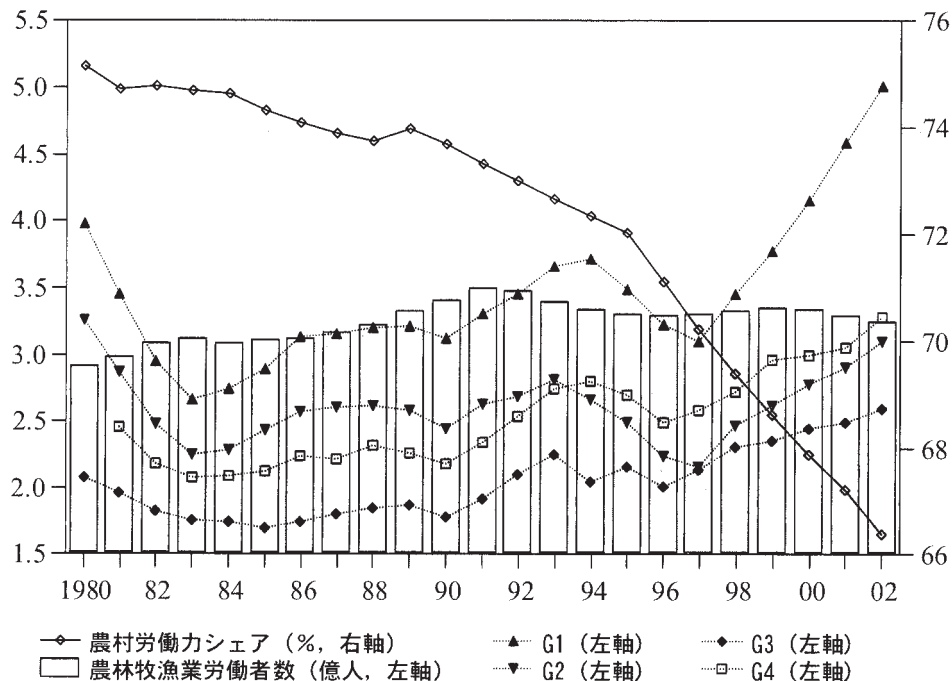
他方、労働と資本が完全には調整されない場合、(6)式から RPI は、

$$dT'' = \delta - \frac{1}{\alpha_s} \left[\alpha_v d \ln \left(\frac{p}{u} \right) + \alpha_e d \ln \left(\frac{p}{e} \right) + \alpha_s \alpha_L d \ln L + \alpha_s \alpha_K d \ln K \right] \quad (10)$$

となる。ここで、 $d \ln L = d \ln K = 0$ を(10)式に代入すれば、(2)式から明らかなように、 dT'' は農地面積が一定の場合の RPI を表す。

(2) パラメータ

第1図は、過去 20 年間における農村労働市場の変化を、就業状態、農工間の賃金格差から概観したものである。全就業者に占める農村労働力のシェアは、1980 年の 75% から 2002 年の 66% へと低下したが、農林牧漁業就業人口は 1991 年の 3 億 5 千万人をピークとして、その後減少するものの、依然として 3 億人を超えている。同図の G1~G3 は農工間の賃金（所得）格差を表している。格差の測定方法であるが、農村家計 1 人当たりの純所得を基準とし、比較の対象となる非農業賃金として、G1：非農業部門における労働者の平均賃金、G2：集団所有制企業の平均賃金、G3：郷鎮企業（農村工業）の平均賃金を用いた。G1 の格差が最も大きい理由は、国有企業の平均賃金が集団所有制企業、郷鎮企業のそれよりも高いからである。補表では、2002 年における G3 の計算値を各省ごとに示したが、最小で北京の 1.63、最大で貴州の 3.75 と、省内でも大きな格差が観察される。G4 は年間 1 人当たり消費支出でみた都市と農村の格差である。いずれの指標をとるにせよ、格差には



第1図 中国の農村労働市場と賃金格差

資料：『中国統計年鑑』、『中国郷鎮企業統計 1979-2002』。

循環的な変動が観察される。1990年代後半以降についてみれば、格差は縮小することなく、むしろ拡大する傾向を示している⁽⁹⁾。こうした現象には、多くの要因が関係していると思われるが、Chan and Zhang (1999), Zhao (1999), Liu (2005)は、戸籍制度の関与を強く主張している⁽¹⁰⁾。反面からいえば、格差は制度の撤廃によって大幅に縮小すると考えられるのである。

農村労働力の自由な移動は w を低下させ、 $\tilde{w}$ を上昇させる。Carter and Estrin (2005)は、現在の賃金格差が3:1であることを前提に、中国のWTO加盟、労働市場の自由化の影響を試算している。彼らは労働者の技能、教育レベルを考慮すれば、労働市場の完全自由化により、格差は3:2にまで縮小するとした上で、農村労働力の25%が都市に流入し、その結果、農村賃金は21%上昇し、都市賃金は36%低下すると予想している。二重経済(dualism)の状態が即座に是正されるとは考えがたいから、本稿では農村賃金($\tilde{w}$)が年率2%で上昇すると仮定する。ちなみにこの想定の下で、賃金格差が3:2となるまでには $\ln(1.21)/\ln(1.02)=9.6$ 年を要する。

農業交易条件の将来予測についてであるが、農産物価格の動向は中国国内の需給のみならず、国際市場との統合の程度にも依存する。Rozelle and Rosegrant (1997)によれば、中国の穀物輸入が急増しても、国際価格が上昇する可能性は低いという点で、専門家の意見は一致している。そこで本稿では、賃金以外の生産要素価格は変化しないと仮定し、 $d \ln p = -0.02, -0.01, 0$ として、これを将来の交易条件の変化とみなす。

次に、農産物需要の変化率(δ)であるが、Rosegrant et al. (1995), World Bank (1997)は、

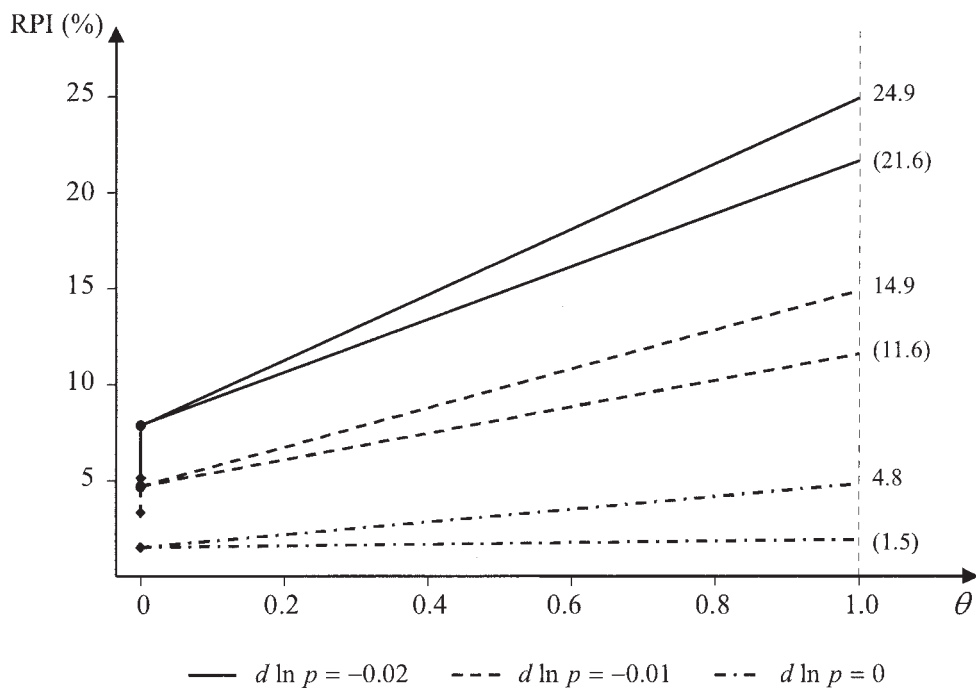
1990年代後半から2020年の間に、中国の穀物需要が50%増加すると予測している。これを年率に換算し $\delta = 0.015$ とする。最後に、FAO統計によれば、2001年における中国の主要品目別食料自給率としては、穀物で99.6%、でんぷん質塊根類で95.6%、野菜で101.2%であり、この時点ではほぼ自給（ $m=1$ ）を達成していたとみなし得る。

（3）食料自給の可能性

第2図は θ とRPIの関係を表している。2001年を以下で行うシミュレーション分析の基準年とみなし、PRIの計算では同年の生産関数の推定値を利用した。各 $d \ln p$ に対して、曲線群の上が $d \ln \tilde{w} = 0.02$ 、下が $d \ln \tilde{w} = 0$ の場合の結果である。(7)~(9)式に明らかとなおり、 $d \ln \tilde{w}$ が低下すれば、RPI曲線は下方にシフトする。 $\theta = 0$ における軌跡の端点◆は、労働と資本が固定的（ $d \ln L = d \ln K = 0$ ）な場合、●は労働が固定的（ $d \ln L = 0$ ）で、資本が可変的な場合に対応する。 $\theta = 0$ の下で、 $d \ln p = 0$ であれば、◆と●は一致し、そのときのRPIは δ に等しい。

想定されたパラメータの範囲内では、 $d \ln L^* < 0$ が常に成立する。したがって、(8)、(9)式に明らかとなおり、RPIは θ の増加関数となる。このことは、農業労働力の可変性が高まるほど（ θ が上昇するほど）、交易条件の悪化を原因とする減産の程度が増大し、その結果、自給率を維持するために必要とされる生産性の上昇率が高まることを示唆している。要するに、ル・シャトリエ（LeChatelier）の原理にもとづいて、RPIが変化すると解釈されるのである⁽¹¹⁾。

第2図で特筆すべきは、RPIと $d \ln p$ の関係である。たとえば、 $d \ln \tilde{w} = 0.02$ を前提と



第2図 労働移動制約とRPIの関係

して、交易条件が2%悪化すると予想される場合、労働移動が完全に自由（ $\theta=1$ ）であれば、現在の食料自給率を維持するためには、農業の生産性は年率で24.9%上昇する必要がある。この値は労働が固定的な場合には7.9%、労働と資本が固定的な場合には5.1%へと、それぞれ低下する。交易条件が1%悪化する場合、これらの数字は、それぞれ14.9%、4.7%、3.3%となる。そして、交易条件が変化しない場合、仮に労働移動が完全に自由であっても、RPIは4.8%にとどまる⁽¹²⁾。要するに、RPIは交易条件に大きく依存するのである。なお、農産物需要の変化率（ δ ）はRPI直線の切片を規定するにすぎず、上の結論には大きな影響を及ぼさない。

θ とRPIの関係は、食料自給のポリシー・ミックスにほかならないが、問題はRPIの実現可能性である。ここではそれを実績値で近似できると仮定し、生産関数の推計結果から総合生産性（TFP, total factor productivity）を計算した⁽¹³⁾。具体的には(1), (2)式の時間微分、すなわち、

$$\begin{aligned} \frac{d \ln Q}{dt} = & \frac{da}{dt} + \alpha_S \frac{db}{dt} + \sum_{X=V,E,S} \ln X \frac{d\alpha_X}{dt} \\ & + \sum_{X=V,E} \alpha_X \frac{d \ln X}{dt} + \alpha_S \sum_{Y=L,K} \left[\ln Y \frac{d\alpha_Y}{dt} + \alpha_Y \frac{d \ln Y}{dt} \right] \end{aligned} \quad (11)$$

からTFPの成長率は計算される。ここで、

$$\frac{da}{dt} = \frac{d\alpha_0}{dt} + \sum_{m=X,Y,Z} \left[\alpha_m \frac{dm}{dt} + m \frac{d\alpha_m}{dt} \right], \quad \frac{db}{dt} = \frac{d\beta_0}{dt} + \sum_{n=X,Y} \left[\beta_n \frac{dn}{dt} + n \frac{d\beta_n}{dt} \right]$$

である。

(11)式右辺は、以下に示すように中立的技術進歩（NTC）、偏向的技術進歩（BTC）、要素投入変化（FI）、灌漑率変化（IR）に分解される。

$$\begin{aligned} \text{NTC} &= \frac{d\alpha_0}{dt} + \alpha_S \frac{d\beta_0}{dt} + \sum_{n=X,Y} \alpha_X \frac{dn}{dt} + \alpha_S \sum_{n=X,Y} \beta_n \frac{dn}{dt} \\ \text{BTC} &= \sum_{X=V,E,S} \ln X \frac{d\alpha_X}{dt} + \alpha_S \sum_{Y=L,K} \ln Y \frac{d\alpha_Y}{dt} + \sum_{m=X,Y,Z} m \frac{d\alpha_m}{dt} + \alpha_S \sum_{n=X,Y} n \frac{d\beta_n}{dt} \\ \text{FI} &= \sum_{X=V,E} \alpha_X \frac{d \ln X}{dt} + \alpha_S \sum_{Y=L,K} \alpha_Y \frac{d \ln Y}{dt} \\ \text{IR} &= \alpha_Z \frac{dz}{dt} \end{aligned}$$

また、(1)式の時間微分から、BCに関する中立的技術進歩（ NTC_{BC} ）と偏向的技術進歩（ BTC_{BC} ）が次式で与えられる。

$$NTC_{BC} = \frac{d\alpha_0}{dt} + \sum_{n=x,y} \alpha_x \frac{dn}{dt}, \quad BTC_{BC} = \sum_{X=V,E,S} \ln X \frac{d\alpha_X}{dt} + \sum_{m=x,y,z} m \frac{d\alpha_m}{dt}.$$

一方、M に関する中立的技術進歩（ NTC_M ）と偏向的技術進歩（ BTC_M ）については、 $NTC_M = NTC - NTC_{BC}$ ， $BTC_M = BTC - BTC_{BC}$ で与えられる。

第4表 成長会計分析の結果 (%)

	1985-2001	1990-2001
実質農業生産額の成長率	5.37	6.25
中間投入財の寄与	3.81	2.27
労働の寄与	-0.01	-0.13
資本の寄与	0.05	-0.26
中立的技術進歩	-0.71	3.47
BC	3.46	6.93
M	-4.17	-3.47
偏向的技術進歩	3.36	2.28
BC	-0.55	-0.98
M	3.92	3.26
灌漑率の寄与	0.49	0.42
誤差	-1.63	-1.80

第4表は、(11)式にもとづく成長会計分析の結果である。パラメータについては第2表の生産関数の推計結果を利用し、変数については全国平均値を用いた。1990～2001年の実質農業生産額の成長率が1985～2001年のそれよりも高い理由は、後者が農業生産の停滞期（1985～90年）を含んでいるからである。停滞の原因としては、政府の農産物市場への介入、農業インフラに対する過小投資、技術効率性の低下、生産請負制効果の枯渇などが指摘されている（Wen, 1993; Huang and Rozelle, 1996; Kalirajan et al., 1996; Fan and Pardey, 1997）。以下では1990～2001年の推計結果を利用する。

第4表に明らかなおとおり、実質農業生産額の増加に最大の貢献をなしているのは、BC 中立的な技術進歩であり、とりわけ $d\alpha_0/dt$ の貢献が大きい。一方、BC 偏向的技術進歩の貢献はマイナスであり、 $\sum_{m=x,y,z} m(d\alpha_m/dt) = 6.70$ ， $\sum_{X=V,E,S} \ln X(d\alpha_X/dt) = -7.68$ となっ

ている。 $\sum_{X=V,E,S} \ln X(d\alpha_X/dt)$ がマイナスとなる最大の原因は、BC 技術変化が土地節約的な

偏向性を持つからである。M 技術進歩については、中立項が-3.47%，偏向項が3.26%であり、合計で-0.21%の貢献である。通常、M 技術進歩は稀少化する農業労働力を資本で代替する過程で起こると考えられている。沿岸部を除くほとんどの農村で、農業部門には大量

の過剰労働力が滞留していると考えられているから、M 技術の退歩は驚くに値しない。

中間投入財の貢献は 2.27% となっており、BC 技術進歩に次ぐ大きさである。灌漑率の全国平均値は期間内に 6 ポイント上昇し、2001 年には 36.4% に達したが、その貢献としては 0.42% にとどまる。農業労働力は期間内に減少したので、その貢献はマイナスである。また資本については、生産関数の推定値が役畜から機械への代替、すなわち耕起手段の近代化を示唆しているが、農業成長に対する貢献はマイナスである。なお、以上の結果は Fan and Pardey (1997) と矛盾しない。

成長会計分析の結果、1990 年代における農業生産性の上昇率としては 6% であり、内訳としては、BC 技術進歩が 6.0%、M 技術進歩が -0.2%、灌漑率が 0.4% である。生産性の上昇率としては非常に高いけれども、この値を以下の分析で用いる。

RPI=6 を第 2 図に重ね合わせると、RPI 曲線との交点が定まり、それに対応する θ が食料自給率を維持するために必要となる労働移動制約を表す。たとえば、 $d \ln p = 0$ 、 $d \ln \tilde{w} = 0.02$ の場合、RPI=6 は RPI 曲線の下に位置する。このことは、労働市場を完全に自由化しても、農産物の供給量が自国の需要量を上回ることを意味している。ところが交易条件が 1% 悪化すると、労働移動の完全自由化 ($\theta = 1$) と食料自給率の維持は両立せず、たとえ $d \ln \tilde{w} = 0$ の場合であっても、自給率維持のためには、 θ を 0.2 程度にまで絞り込まなくてはならない。交易条件がさらに悪化し、 $d \ln p = -0.02$ となった場合、RPI=6 は第 2 図の線分 ◆—● 上で RPI 曲線と交わる。要するに、食料自給率を維持するためには、労働力のみならず、農地の他用途利用をも制限しなくてはならない。

以上のことから、将来、農業交易条件の悪化が見込まれる場合、自給率を現状の水準に維持するためには、農業に投下されている生産要素の農外への流出を厳しく制限しなくてはならないことが分かる。しかし、そうした政策は、資源配分の効率性を損なうと同時に、農民の所得向上機会を奪っているという点で不公正でさえである。

5. 結論

本稿の目的は生産関数分析を用いて、中国における食料自給政策のポリシー・ミックスを検討することにある。多くのファクターがこの問題には関係しているが、分析では、労働移動に対する制度的な制約と、農業生産性の向上に対する政府の誘因に焦点を絞り、その相互作用が食料自給政策に及ぼす影響を考察した。

成長会計分析の結果、1990～2001 年の農業成長に最大の貢献をなしたのは BC 技術進歩であることが明らかとなった。そして、同期間の生産性上昇率 (6%) が将来も継続するという前提で、食料自給率を現在の水準に維持するために必要となる労働移動制約の程度を計算した。分析の結論は以下のようにまとめられる。

農業の交易条件が好転すると予想される場合、労働移動の完全自由化と食料の国内自給は両立する。反対に、交易条件が悪化すると予想される場合、労働移動を完全に自由化すれば、自給率維持のために必要とされる生産性の上昇率は 6% を大きく上回る。さらに、

交易条件悪化の程度が高まれば、農業労働力のみならず、農地の他用途転用をも制限しなくてはならない。要するに、中国の食料供給能力は農業の交易条件に大きく依存するが、それが改善、悪化どちらの方向に振れるにせよ、資源移動を厳しく制限すれば、食料は自給され、農産物の輸出さえも可能である。このことは、戸籍制度にもとづく労働移動制約が、食料自給率を維持する上で、きわめて効果的な政策であることを示唆している。その結果、財政基盤の脆弱な中国では、農業インフラや研究開発に対する過小投資が危惧されるのである。

冒頭で述べたとおり、農村労働市場の展開と食料の増産・自給は不可分の関係にあり、一般論としては市場開放（市場の自由化）が適切な選択であると思われる。つまり、中国政府は食料の国内自給を断念し、国際市場への依存度を高め、農村労働力の流動化を図るべきである。本稿の分析は、とくに農業交易条件の悪化が予想される場合に、労働市場への政府介入が強化される可能性を示唆しており、これを強く戒めるものである⁽¹⁴⁾。

補表 農地面積の推計値と賃金格差

		農地面積 (万 ha)				G3
		1985	1990	1996	2001	2002
		13,970.0	13,015.2	13,003.9	12,726.4	
		(n.a.)	(9,567.3)	(9,689.5)	(9,954.3)	2.59
北京	N	53.0	41.3	34.4	30.1	1.63
天津	N	62.0	49.2	48.6	47.6	2.47
河北	N	751.0	694.4	688.3	683.0	1.91
山西	N	614.0	467.5	458.9	429.0	3.26
内モンゴル	NW	683.0	687.4	820.1	709.1	3.10
遼寧	NE	451.0	425.8	417.5	416.7	2.12
吉林	NE	536.0	555.1	557.8	561.1	2.25
黒竜江	NE	1136.0	1,133.2	1,177.3	1,232.0	1.75
上海	CE	39.0	33.9	31.5	29.4	1.93
江蘇	CE	548.0	518.6	506.2	497.4	1.71
浙江	CE	262.0	227.0	212.5	210.9	1.98
安徽	CE	611.0	609.1	597.2	588.6	2.61
福建	SE	165.0	140.7	143.5	133.4	2.00
江西	CE	276.0	305.5	299.3	296.1	2.12
山東	N	914.0	788.9	768.9	755.3	1.85
河南	N	896.0	828.6	811.0	825.5	2.17
湖北	CE	444.0	513.8	495.0	479.2	2.45
湖南	CE	499.0	404.2	395.3	391.3	2.62
広東	SE	549.0	359.1	327.2	316.6	1.82
広西	SE	434.0	434.7	440.8	443.5	2.53
海南	SE	-	77.2	76.2	75.6	2.30
重慶	SW	-	-	-	231.3	3.13
四川	SW	1,114.0	936.7	916.9	637.2	2.06
貴州	SW	491.0	494.3	490.4	488.5	3.75
雲南	SW	579.0	632.4	642.2	695.3	2.79
西藏	SW	38.0	35.9	36.3	37.1	n.a.
陝西	NW	559.0	540.7	514.1	453.9	2.51
甘肅	NW	588.0	501.1	502.5	492.7	2.62
青海	NW	88.0	67.4	68.8	65.3	2.19
寧夏	NW	184.0	124.2	126.9	129.9	2.12
新疆	NW	406.0	387.4	398.6	343.9	2.60

資料：『中国統計年鑑』、各省『統計年鑑』、『農地調査』、『注億郷鎮企業統計 1978-2002』。

注：海南省は広東省から 1988 年に、重慶は四川省から 1997 年にそれぞれ独立した。1985 年の推計値は Ash and Edmonds (1998) による。

〔注〕

- (1) 改革・開放政策は、農業部門における戸別生産請負制の導入と同時に始まった。改革後も農地は依然として集団が所有したが、請負制の導入により、農業所得の残余請求権は農家に帰属するようになり、生産者の生産性向上に対する誘因が高まったと考えられている。
- (2) 1990 年代初頭に農業生産が停滞すると、中央政府は各省における食料需給と農産物市場の安定化を、省長の責任において行わせる「省長責任制」を施行した。その結果、1995 年の穀物生産量は急増し、食料の国内自給が維持された。しかし、この政策は、農業生産、農地利用に関する生産者の誘因を歪め、計画経済への回帰を意味していたと批判されている。
- (3) Yang and Tyers (1989)は、かりに中国が価格支持政策によって食料自給を図った場合、それにとまなう経済的な損失が GDP の 2～3 % に達すると予測している。また World Bank (1997, p. 63)は、中国が価格支持政策によって 95 % の食料自給率を達成した場合、2020 年における中国国内の農産物価格は、国際価格に比べて 40 % 割高になると試算している。
- (4) 世界銀行の Word Development Indicators によれば、中国中央政府の歳入は対 GDP 比率で 10 % に満たない。各国間比較から中国政府の財政基盤はきわめて脆弱であるといえる。
- (5) 請負耕作制の下では、農林牧漁業に従事する労働者（農村住民）全員に農地が配分される。したがって、農林牧漁業に従事する労働者数を生産関数の説明変数とした。ただし、データの制約により、労働力としての質、強度（労働時間）などは考慮されていない。Wu and Meng (1996)は、独自に収集した調査データを用いて生産関数を推計しているが、そこでは労働力の質が考慮されている。
- (6) 農地面積の推計方法としては、以下のとおりである。まず、1996 年における『農地調査』と『中国統計年鑑』の農地面積統計から、各省ごとに転換（誤差）率を計算する。この転換率を 1991 年の農地面積データ（『中国統計年鑑』）に乗じて推定値を得る。しかし、『中国統計年鑑 2002』には、『農地調査』の数字がそのまま掲載されているため、この方法を 2001 年推計に適用することはできない。そこで、各省が独自に公表している農地面積に転換率を乗じて推計値を得た。『農地調査』後に修正値を公表している省については、省の公表値をそのまま用いた。
- (7) 通常の CD 型を用いて農業の生産関数を推計した。2001 年の推計結果は以下のとおりである（括弧内は t 値を表す）。

$$\ln Q = \underset{(-0.81)}{-0.391} + \underset{(2.47)}{3.050} x - \underset{(-2.16)}{1.314} y + \underset{(2.14)}{0.633} z + \underset{(2.68)}{0.349} \ln V + \underset{(2.91)}{0.294} \ln E + \underset{(3.32)}{0.385} \ln S$$

$$+ \underset{(0.39)}{0.048} \ln L - \underset{(-0.63)}{0.076} \ln K_1 - \underset{(-0.001)}{0.000} \ln K_2 \quad \text{Adj. } R^2 = 0.959$$

一次同次制約を課しているが、資本の推定値がマイナスであり、生産関数は well-behaved ではない。1985 年、1990 年についてもマイナスの推計値が得られた。

- (8) Chow テストは 2 つの回帰式が同じ分散をもつことを前提としているため、適用できない（Greene, 2003）。
- (9) 所得格差が拡大した一つの要因として、郷鎮企業の雇用吸収力が減少したことが挙げられる。郷鎮企業の雇用者数の全国合計は 1996 年の 1 億 3500 万人をピークに減少している（『中国郷鎮企業年鑑』）。
- (10) 恒久的に出身農村を離れた農民は耕作権を失う。農地制度と戸籍制度は制度的な補完関係にあるといえる。戸籍制度以外に農業労働力の流出を妨げている要因としては、就業サーチ・コスト、労働者の教育レベル、移動費用、都市における就業・生活面における不確実性などが指摘されているが（Kanbur and Zhang, 1999; Rozelle et al., 1999）,

Chan and Zhang (1999), Zhao (1999)は戸籍制度が主要な要因であることを実証的に明らかにした。Liu (2005)はそうした差別的な制度により、農民が都市労働市場への参入障壁となり、師弟の教育投資に対する誘因をも奪っている」と指摘する。

- (11) ル・シャトリエの原理に従うと、供給の価格弾力性について、以下の関係が成立する。

$$0 < \partial \ln Q''' / \partial \ln p < \partial \ln Q'' / \partial \ln p < \partial \ln Q' / \partial \ln p \text{ である。}$$

- (12) Yang and Tyers (1989)は GLS モデルを用いて、1983～95 年間の交易条件が不変という前提で、食料自給を達成するために必要となる生産性の上昇率を計算している。労働移動制約に対する仮定は判然としないが、その値は米、麦、粗粒穀物でそれぞれ 1.3%, 4.8%, 5.3% であった。Felloni et al.(2003)は、自給のための生産性上昇率を 1996～2005 年で 5 % 以上と予測した。ただし、労働移動制約に関する仮定が曖昧である。彼らは中国で GM 技術が採用されたとしても、食料自給の維持が困難であると結論づけている。

- (13) 総合生産性 (TFP) の成長率 $d \ln(TFP)$ は、生産関数が規模に関して収穫一定であれば、技術進歩率 (TF) に等しい (Antle and Capalbo, 1988), ここで、規模弾力性を ε で表すと、 $d \ln(TFP) = TP + (1 - \varepsilon) d \ln Q$ が成立する。BC 技術に関しては一次同次を仮定したが、M 技術に関しては、推計結果から収穫逡減であるから、全体としては収穫逡減である。したがって、中国農業に関していえば、技術進歩率は TFP 成長率を過小評価する。

- (14) Anderson et al.(2004)によれば、WTO 加盟により、農工間の所得格差は拡大したが、農村・農業への過小投資は、所得分配の問題をさらに深刻化させる。

〔引用文献〕

- Anderson, K., Hayami, Y., and Honma, M. (1986) "The Growth of Agricultural Protection." In K. Anderson and Y. Hayami eds. *The Political Economy of Agricultural Protection: East Asia in International Perspective*. Sydney: Allen & Unwin Inc., pp. 17-30.
- Anderson, K., Huang, J., and Ianchovichina, E. (2004) "Will China's WTO Accession Worsen Farm Household Incomes?" *China Economic Review* 15: 443-456.
- Antle, J.M., and Capalbo, S.M. (1988) "An Introduction to Recent Developments in Production Theory and Productivity Measurement." In S.M. Capalbo and J.M. Antle eds. *Agricultural Productivity Measurement and Explanation*. Washington, D.C.: Resources for the Future, pp. 17-95.
- Ash, R.F., and Edmonds R.L. (1998) "China's Land Resources, Environment and Agricultural Production." *China Quarterly* 156: 836-879.
- Carter, C.A. (1997) "The Urban-Rural Income Gap in China: Implications for Global Food Markets." *American Journal of Agricultural Economics* 79: 1410-1418.
- Carter, C.A., and Estrin, A.J. (2005) "Opening of China's Trade, Labour Market Reform and Impact on Rural Wages." *World Economy* 28: 823-839.
- Chan, K.W., and Zhang, L. (1999) "The Hukou System and Rural-Urban Migration in China: Processes and Changes." *China Quarterly* 160: 818-855.
- Cook, S. (1999) "Surplus Labour and Productivity in Chinese Agriculture: Evidence from

- Household Survey Data.” *Journal of Development Studies* 35(February): 16-44.
- 荻開津典生 (1979) 「低成長経済と農業の可能性」『農業経済研究』第 51 卷第 2 号, 52～60 ページ。
- Fan, S. (1991) “Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture.” *American Journal of Agricultural Economics* 73: 266-275.
- Fan, S., and Pardey, P.G. (1997) “Research, Productivity, and Output Growth in Chinese Agriculture.” *Journal of Development Economics* 53: 115-137.
- Felloni, F., Gilbert, J., Wahl, T.I., and Wandschneider, P. (2003) “Trade Policy, Biotechnology and Grain Self-Sufficiency in China.” *Agricultural Economics* 28: 173-186.
- Gilbert, J., and Wahl, T. (2003) “Labor Market Distortions and China’s WTO Accession Package: An Applied General Equilibrium Assessment.” *Journal of Comparative Economics* 31: 774-794.
- Greene, W. H. (2003) *Econometric Analysis: Fifth Edition*. New Jersey: Prentice Hall.
- Hayami, Y., and Ruttan, V.W. (1985) *Agricultural Development: An International Perspective. Revised and Expanded Edition*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Huang, J., and Rozelle, S. (1996) “Technological Change: Rediscovering the Engine of Productivity Growth in China’s Rural Economy.” *Journal of Development Economics* 49: 337-369.
- Huang, J., Rozelle, S., and Chang, M. (2004) “Tracking Distortions in Agriculture: China and its Accession to the World Trade Organization.” *World Bank Economic Review* 18: 59-84.
- Kalirajan, K.P., Obwona, M.B., and Zhao, S. (1996) “A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth before and after Reforms.” *American Journal of Agricultural Economics* 78: 331-338.
- Kanbur, R., and Zhang, X. (1999) “Which Regional Inequality? The Evolution of Rural-Urban and Inland-Coastal Inequality in China from 1983 to 1995.” *Journal of Comparative Economics* 27: 686-701.
- Lin, J. Y. (1992) “Rural Reforms and Agricultural Growth in China.” *American Economic Review* 82: 34-51.
- Lewis, W.A. (1954) “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour.” *Manchester School of Economics and Social Studies* 22: 139-191.
- Liu, Z. (2005) “Institution and Inequality: The Hukou System in China.” *Journal of Comparative Economics* 33: 133-157.
- McMillan, J., Whalley, J., and Zhu, L. (1989) “The Impact of China’s Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth.” *Journal of Political Economy* 97: 781-807.
- Rosegrant, M.W., Agcaoili-Sombilla, M., and Perez, D.N. (1995) “Global Food Projections to 2020: Implications for Investment.” Food, Agriculture, and the Environment Discussion Paper No. 5. International Food Policy Research Institute, Washington D.C.

- Rozelle, S., Guo, L., Shen, M., Hughart, A., and Giles, J. (1999) "Leaving China's Farms: Survey Results of New Paths and Remaining Hurdles to Rural Migration." *China Quarterly* 158: 367-393.
- Rozelle, S., and Rosegrant, M.W. (1997) "China's Past, Present, and Future Food Economy: Can China Continue to Meet the Challenges?" *Food Policy* 22: 191-200.
- Smil, V. (1999) "China's Agricultural Land." *China Quarterly* 158: 414-429.
- Wen, G.J. (1993) "Total Factor Productivity Change in China's Farming Sector: 1952-1989." *Economic Development and Cultural Change* 42: 1-41.
- World Bank (1997) *China 2020: Development Challenges in the New Century*. Washington, D.C.: World Bank.
- Wu, H.X., and Meng, X. (1996) "The Direct Impact of the Relocation of Farm Labour on Chinese Grain Production." *China Economic Review* 7: 105-122.
- Yang, D.T., and Zhou, H. (1999) "Rural-Urban Disparity and Sectoral Labour Allocation in China." *Journal of Development Studies* 35(February): 105-132.
- Yang, Y., and Tyers, R. (1989) "The Economic Costs of Food Self-Sufficiency in China." *World Development* 17: 237-253.
- Zhao, Y. (1999) "Labor Migration and Earnings Differences: The Case of Rural China." *Economic Development and Cultural Change* 47: 767-782.