

動	向
解	析

中国における農民収入の増加に伴う食糧生産量の変化に関する一考察

河原昌一郎・明石光一郎

1. はじめに（問題意識と研究課題）

農民収入と食糧生産量との関係は、一般的に、農民収入が比較的低く食糧生産に依存する割合が大きいときは正の相関関係を示すものと言ってよい。ところが、経済発展による他産業収入機会の拡大等とともに農民収入がある程度にまで増加すると、農民は各種の理由によって労働生産性の低い食糧生産からの離脱を強め、農民収入の増加にしたがって食糧生産量は逆に減少するようになることが考えられる。すなわち、農民収入の増加と食糧生産量との関係について言えば、従来の正の相関関係から負の相関関係へと構造変化を起こすこととなる。

負の相関関係に変化した地域は、通常、今後の食糧増産は困難であろう。かえって、当該地域の経済成長とともに、食糧の減産または食糧需給ギャップの拡大が加速化されることとなり、食糧増産政策推進上の大きな課題となることも考えられる。

ところで、こうした構造変化が中国ですでに現実的に生じていることが統計的にも確認できるのであろうか。また生じているとすれば、どの地域で生じ、それが今後の中国の食糧政策にどのような含意を有しているのであろうか。

本稿では、こうした問題意識の下に、中国の統計から観察される農民収入の増加と食糧生産量との関係について、構造変化の検定を行い、構造変化の現状を明らかにする。

また、当該検定結果を基にして、各省を一定のグループに分けてその特性を分析することとし、今後の中国食糧政策に対する含意について考察する。

2. 構造変化の検定

（1）中国全国の動向

図1は、改革開放後、中国で農家経営請負制が全国的に普及し、人民公社がほぼ解体された1983年から現在までの農民収入と食糧生産量との推移を示したものである。

農民1人当たり純収入を中国全国で見れば、1993年まで継続的に緩やかに増加してきたが、1994年から1996年にかけて大きく増加し、1996年以降は再び緩やかな増加傾向を

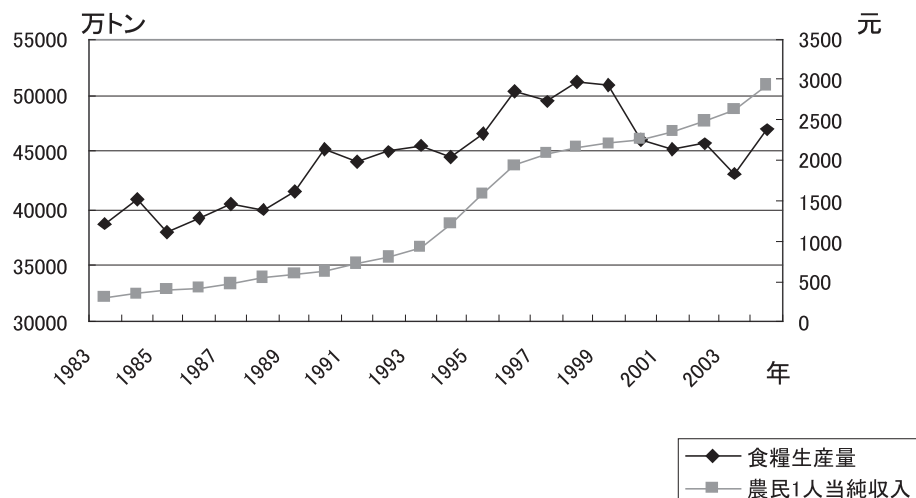


図1 農民収入と食糧生産量の推移（全国）

資料：中国農業年鑑各年

示すという推移をたどっている。農民1人当たり純収入が1994年から1996年にかけて大きく増加したのは、主として食糧価格の上昇によるものである。たとえば、水稻の1994年、1995年、1996年の契約買付価格は、それぞれ前年比44.8%、22.5%、22.0%引き上げられており、また、これら各年の農民1人当たり純収入増加分のうち、第一次産業増加分の占める比率は、それぞれ63.5%、60.7%、56.3%となっている⁽¹⁾。

一方、中国の食糧生産量にはこれまで1984年、1990年、1996年の3度のピークがあったが、同図から明らかとなおり、こうした周期的な変動を繰り返しながらも第3回目のピーク時である1996年までは増加傾向で推移してきた。ところが、1996年以降になると、それ以前とは動きが異なり、1999年まで4年連続でピークを持続した後、2000年からは生産量の低迷が始まっている。

すなわち、中国全国で見れば、1996年以前は農民収入の増加とともに食糧生産量も増加していたが、1996年以降は農民収入が引き続き増加する一方で、食糧生産量はピーク時の5億トンにまで回復することはなく、基本的に4億トン台の後半で推移する状況となっている。

このように、図1からは、中国では1996年を境として、農民収入と食糧生産量との関係に構造変化が生じていると見ることができそうである。

そこで、以下では、こうした動きが全国で一律に進んでいるのか、それとも地域によって動きに差があるのかということを統計的に検証するため、まず各省（省級自治区、市を含む。以下同じ。）ごとに農民収入と食糧生産量との関係の構造変化を検定する。また、検定結果から農民収入と構造変化の有無にどのような特徴が見られるのかを分析する。

（２）構造変化の検定方法

各省ごとの食糧生産量と農民収入の関係の構造変化の検証は、構造変化の F 検定すなわち Chow・テスト（Chow test）の方式を用いて行った。

ここで時系列データは、各年の中国農業年鑑による 1983 年から 2003 年までの各省ごとの農民 1 人当たり純収入および食糧生産量である。

上記のとおり、中国全体で見れば、1996 年を境として農民収入と食糧生産量との関係に構造変化が生じているように見えることから、1996 年を分割時点として定め、1983 年から 1995 年までを増加期、1996 年から 2003 年までを転換期として構造変化の検定を行うこととした。1995 年までを増加期と呼ぶことにしたのは食糧生産量と農民収入がともにこの期間は増加していたと考えられるためであり、1996 年から 2003 年までを転換期としたのはこの期間において両者の関係に一定の転換があったと考えられるためである。

検定は、原則として全ての省⁽²⁾を対象として行うこととしたが、気象、地理的条件等が他地域と異なり、食糧生産が少ないチベット、青海、新疆、内蒙古、海南については除外した⁽³⁾。

増加期、転換期および全期間の回帰分析は、それぞれ各省の農民 1 人当たり純収入を説明変数とし、食糧生産量を被説明変数として実施した。

本検定で用いた F 値算出の公式は次のとおりである。

$$F = \{ (SSR - (SSR1 + SSR2)) / (SSR1 + SSR2) * \{ n1 + n2 - 2(k + 1) \} \} / (k + 1)$$

SSR：全期間の残差平方和

SSR1：増加期の残差平方和

SSR2：転換期の残差平方和

n1：増加期のサンプル数 = 13

n2：転換期のサンプル数 = 8

k：説明変数の数 = 1

（３）検定結果と考察

１）検定結果による分類

構造変化の有無については、F 分布表の有意水準 1 % の数値（自由度（2, 17））で判定した。すなわち、F 値が 6.11 以上であれば構造変化があったものとし、6.11 未満のものはなかったものとした。

構造変化がなかった省の検定結果と農民収入は表 1 のとおりである。表では、農民収入が少ない順から省を配列した。

同表で明らかなおとおり、構造変化がなかった甘粛、陝西、雲南、貴州、寧夏、四川、山西、河南、安徽、広西、湖南の 11 省は、1996 年の農民 1 人当たり純収入が 1800 元に足りない中国で最も所得の低い省である。したがって、これら 11 省を 1 つのグループとして分類し、本稿では「無変化低所得グループ」と呼ぶこととする。

また、同じく構造変化がなかった吉林、遼寧、黒竜江の 3 省は、中国東北地方にあり、

表1 検定結果と農民収入（構造変化がなかった省）

省	F値	全期間回帰 分析係数	農民収入 (元)	省	F値	全期間回帰 分析係数	農民収入 (元)
甘肅	2.765	0.168	1100.6	河南	1.230	0.659	1579.2
陝西	3.061	0.048*	1165.1	安徽	1.910	0.222	1607.7
雲南	0.798	0.386	1229.3	広西	0.752	0.179	1703.1
貴州	0.475	0.362	1276.7	湖南	5.286	0.012*	1792.3
寧夏	1.339	0.084	1397.8	吉林	2.528	0.313	2125.6
四川	0.843	0.344	1453.4	遼寧	0.221	0.095*	2150.0
山西	0.990	0.049*	1557.2	黒竜江	2.335	0.573	2181.9

注(1) 農民収入は1996年の農民1人当たり純収入である。

(2) 回帰分析係数のうち有意（5％）でないものは、数値の右肩に＊を付した。

表2 検定結果と農民収入（構造変化があった省）

省	F値	増加期 回帰分 析係数	転換期 回帰分 析係数	農民収 入（元）	省	F値	増加期 回帰分 析係数	転換期 回帰分 析係数	農民収 入（元）
湖北	14.525	0.241	－0.999	1863.6	江蘇	22.241	－0.009*	－0.913	3029.3
江西	6.777	0.080*	－0.502	1869.6	広東	6.577	－0.095*	－0.615	3183.5
河北	28.700	0.675	－0.624	2055.0	浙江	32.782	－0.109	－0.407	3463.0
山東	19.994	0.968	－0.992	2086.3	北京	36.467	算出不能	－0.095	3562.0
福建	13.222	0.060*	－0.220	2492.5	上海	24.910	－0.006*	－0.081	4846.1
天津	18.876	0.043	－0.060	2999.7					

注. 表1の注に同じ。

農民1人当たり純収入も2100元台と共通しているので、これら3省を「東北グループ」として分類する。

次に、構造変化があった省の検定結果と農民収入は表2のとおりである。省の配列は表1と同様であるが、表2では増加期から転換期への構造変化の内容を明らかにするため、各期の回帰分析係数⁽⁴⁾を示した。

湖北、江西、河北、山東、福建、天津の6省は、農民1人当たり収入が1800元以上3000元未満の間にあり、増加期においては農民収入と食糧生産量に正の相関関係があったが、転換期には負の相関関係に変化した。したがって、これら6省を「正負変化グループ」として分類する。

江蘇、広東、浙江、北京、上海の5省は、農民1人当たり収入が3000元以上の最も豊かな省である。これら5省は、増加期においてすでに農民収入と食糧生産量に負の相関関係が見られていたが、転換期になって負の係数が大きく拡大しているので「負係数拡大グループ」として分類する。

なお、検定結果では、構造変化があった省の転換期の回帰分析係数は全て負となっており、正から正への構造変化（たとえば正の係数が大きく減少する等）は見られなかった。

2) 検定結果の考察

以上の検定結果で明らかなおとおり、中国では、農民収入の一定額以上への増加とともに

に、食糧生産量の減少すなわち農家の食糧生産からの離脱が発生、拡大する現象が統計的に明確に現れている。無変化低所得グループの例で見られるように、農民収入が低いときは、農民収入が増加しても食糧生産からの離脱を引き起こすことはない。農民収入の増加が食糧生産からの離脱を引き起こす現象は、1996年の農民1人当たり純収入が1800元を超えてから見られるようになっている。なお、1996年農民1人当たり純収入が2100元台の東北グループが食糧生産からの離脱現象を起こしていないのは、この地域では他地域に比較して食糧生産規模が大きく、農民収入のほとんどを食糧生産に依存し、他産業就業機会も少ないためであると考えられる。

正負変化グループでは、他産業就業機会の増加等によって農民収入が増加し、増加期では起こっていなかった食糧生産からの離脱が転換期では発生するようになった。食糧生産からの離脱の要因としては、他産業への転業、農地転用、他作物への転作、食糧生産の忌避（耕作放棄）等、各種のものが考えられよう。一方では、食糧生産を継続している農家ももちろん多い。ただし、個々の農家の対応はともかく、省単位で見れば、農民収入の増加に伴って食糧生産量が減少するという現象が統計的に観察されるのである。

負係数拡大グループは、もともと農民収入が高く、増加期から生じていた食糧生産からの離脱が、転換期においてさらに加速され、拡大したものである。

一定の農民収入に達した省で統計的に観察される農民収入と食糧生産量との負の相関関係は、今後の経済成長とともに中国の食糧生産量が減少する方向に向かうことを示唆するものであり、その影響は大きい。そこで、次に、各グループ別に、現実に食糧生産の離脱がどのように進んでいるのかを検討し、中国の食糧政策に対する含意を探ることとしたい。

3. 中国の食糧政策に対する含意

(1) 食糧生産離脱に関するグループ別の動向

食糧以外の作物を含めた総播種面積および食糧播種面積の動向を、1996年を境として、1996年を1983年と対比したものおよび2003年を1996年と対比したものをグループ別に整理したものが表3である。

1996年以前すなわち増加期においては、負係数拡大グループ以外は総播種面積、食糧播種面積はともにわずかではあるが増加しており、特に無変化低所得グループの総播種面積増加率が比較的大きく、農業生産活動が拡大していることがわかる。2003年以降すなわち転換期になると東北グループ以外は農業生産活動が低迷し、正負変化グループおよび負係数拡大グループでは総播種面積および食糧播種面積がともに減少している。特に食糧播種面積の減少率は大きい。また、無変化低所得グループでも食糧播種面積の減少が見られるようになっている。

次に、1996年以降の食糧播種面積が総播種面積に占める比率（食糧播種面積比率）をグループ別に示したのが図2である。

表3 グループ別播種面積増減率

グループ	1996年の1983年対比		2003年の1996年対比	
	総播種面積 増減率(%)	食糧播種面積 増減率(%)	総播種面積 増減率(%)	食糧播種面積 増減率(%)
無変化低所得	11.01	0.15	2.89	- 6.16
東北	0.97	3.45	10.04	2.73
正負変化	5.45	0.06	- 6.22	- 21.33
負係数拡大	- 11.58	- 18.15	- 12.35	- 29.97

注：増減率は筆者計算

資料：中国農業年鑑各年

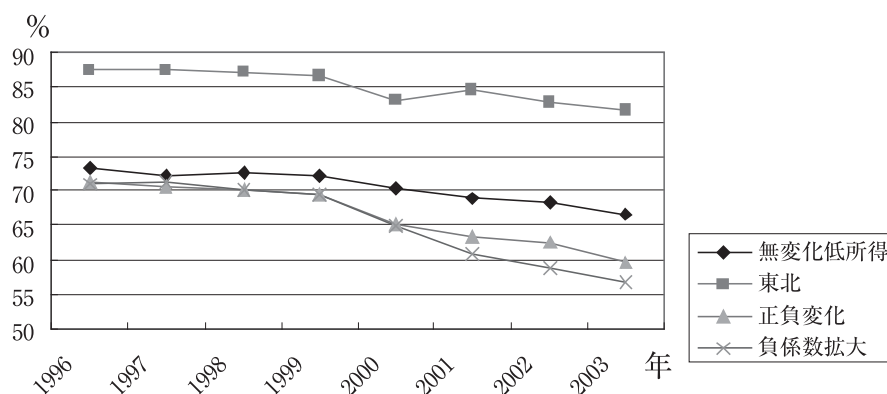


図2 食糧播種面積が総播種面積にしめる比率

注：比率は筆者計算

資料：中国農業年鑑各年

図から明らかとなおり、食糧播種面積比率が際立って高い東北グループを別にすれば、無変化低所得、正負変化、負係数拡大の各グループの食糧播種面積比率は1997年までは大きな差は見られない。1998年以降、無変化低所得グループと正負変化、負係数拡大グループとの間で徐々に差が見られるようになり、2000年以降はその差が急速に拡大している。最近では3グループの差が明瞭となっているが、やはり無変化低所得グループと正負変化、負係数拡大グループとの差が大きい。

総播種面積の減少は、農業生産そのものから撤退する離農を意味するが、食糧生産比率の低下は、食糧から他作物への転作を示しているため、食糧生産からの離脱はあっても離農を意味するものではない。食糧生産離脱は、離農および他作物への転作によって生じる。そこで、表3および図2から、グループ別の食糧生産離脱および離農の動向を整理すれば表4のとおりとなる。

増加期においては、負係数拡大グループ以外では、食糧生産離脱も離農も基本的に見られない。増加期にあっては、負係数拡大グループにおいても食糧播種面積比率は無変化低所得グループや正負変化グループと変わらないことから、食糧生産からの離脱は他作物への転作ではなく、多くは他産業への転換、農地転用等による離農で進んだものと考えられる。

表4 グループ別の食糧生産離脱、離農の動向

グループ	増加期		転換期	
	食糧生産離脱	離農	食糧生産離脱	離農
無変化低所得	×	×	△	×
東北	×	×	×	×
正負変化	×	×	◎	△
負係数拡大	○	○	◎	○

注：×…当該現象が見られないかごく少ない。

△…当該現象が一部で見られる。

○…当該現象が相当程度見られる。

◎…当該現象が多く見られる。

資料：筆者作成

転換期では、構造変化があった正負変化グループおよび負係数拡大グループでの食糧生産離脱が著しい。そして、この食糧生産離脱は、離農だけではなく、かなりの部分が他作物への転作によるものである。転換期には、無変化低所得グループにおいても一部で食糧生産からの離脱が見られるが、この食糧生産離脱は、総播種面積は減らずに食糧播種面積比率の減少が見られることから、他作物への転作によるものと考えられる。

以上のように、正負変化、負係数拡大グループを中心として、転換期では経済成長による国民所得の増加とともに経済性に優れた他作物への転作という動きが顕著となり、この動きと従来からあった離農とが合わさって食糧生産からの離脱が大きく進んだのである。

(2) 食糧生産離脱と食糧政策

食糧生産離脱が他作物への転作で進んでいる場合は、政策的に食糧生産を優遇すること等によって、食糧生産の回復を図ることは理論的には可能である。しかしながら、現実的には他作物への転作であれ、離農であれ、一度食糧生産離脱が起これば食糧生産を回復させることは一般的に困難であると考えられる。収入が増加して割に合わない労働を忌避する傾向が強まるとなさらばであろう。

そこで、ここでは、食糧生産離脱が著しい正負変化、負係数拡大グループの中国食糧生産に占める比率等を検討することによって、今後の食糧政策への含意を検討する。

図3は、2003年の食糧生産量の比率をグループ別に示したものであり、図4は各グループの食糧の単収の推移を示したものである。

構造変化があった正負変化、負係数拡大グループの食糧生産量は、合わせると全国生産量の3分の1以上を占め、土地生産性（単収）も高く、これまで中国の食糧供給に大きな役割を果たしてきた地域である。ただし、これらの地域は、土地条件に恵まれているため他作物への転作も容易であり、一方で農地の改廃も進むと考えられることから、放置すれば、今後農民収入の増加とともに食糧生産離脱が急速に進行して食糧生産量が減少することが想定される。したがって、中国が現在の食糧生産量を維持するためには、この地域の食糧生産離脱を最小限に食い止める必要がある。そのためには、少なくとも他作物の生産

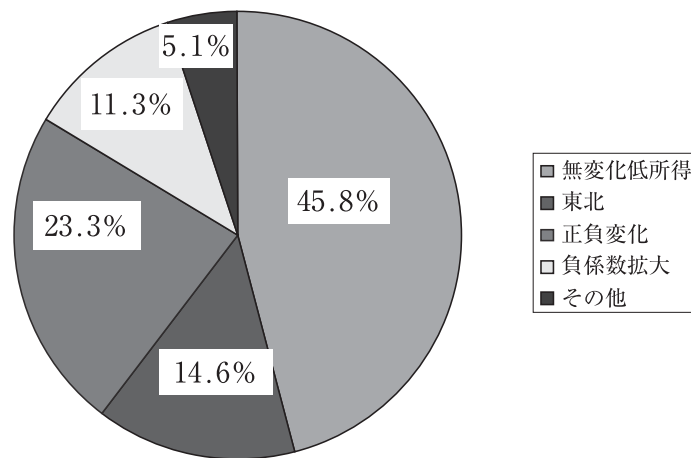


図3 2003年食糧生産量の比率 (全国100)

注：比率は筆者計算。合計が100にならないのは四捨五入のため。
資料：中国統計年鑑2004

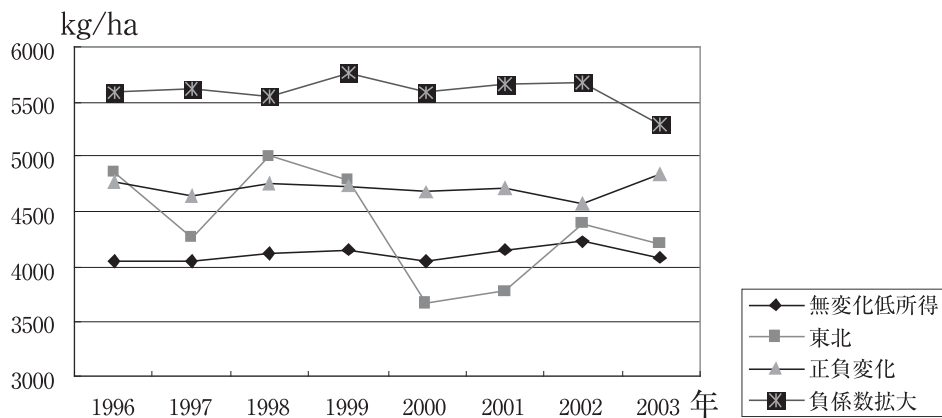


図4 各グループの食糧単収の推移

注：各グループの食糧生産量を食糧作付面積で除して算出
資料：中国農業年鑑各年

よりも食糧生産が有利となるような政策の実施が必要であるが、前述したように現実にはそのことは困難であると考えられ、また現在の1号文件食糧施策⁽⁵⁾も食糧主産地育成等に重点が置かれていてそのような内容とはなっていない。

構造変化がなかった無変化低所得グループは全国生産量の約46%を占めるが、土地生産性（単収）は低く、耕地の外延的拡大もそれほど多くは期待できない。一方でこの地域においても他作物への転作による食糧生産離脱は始まっていることから、この地域での食糧生産の維持・増産をめざすためには、食糧生産が有利となるための何らかの施策が必要

である。そのためには、まずこの地域で生産する食糧の品質を改善し、消費地で競争力のある食糧を生産することが前提とされよう。

東北グループは、全国生産量の約 11%を占める地域であり、コメを中心に食糧生産基地としての地位を固めつつあるが、単収の推移からわかるように自然条件等から生産が不安定な面がある。ただし、4つのグループの中では食糧生産離脱が起こっていない唯一のグループであり、食糧生産への支援が農民収入の増加と食糧増産に直接結びつき、政策効果が最も高いと考えられる地域である。

以上のとおり、中国では農民収入の増加とともに、東北グループを除き、今後食糧生産からの離脱がさらに進行していく事態が想定されることから、食糧生産を維持するためには食糧生産に対する何らかの支援策が不可避となっていると考えられる。しかしながら、その政策効果は限られたものであろう。

4. 終わりに（今後の課題）

本稿は、農民収入の増加と食糧生産量とは統計的に一定の関係が見られるのではないかと考えから、そのことをチョウ・テストによって各省ごとに検定し、さらに検定結果に基づいて各省をグループ分けして中国食糧政策に対する含意を検討したものである。

検定結果によって、中国では農民収入と食糧生産量には比較的明瞭な相関関係が見られることが明らかとなった。また、各グループの食糧生産離脱の状況を検討することによって、中国では農民収入の増加とともに、食糧生産を維持するための支援策が求められるようになっていくが、その政策効果は必ずしも高くないと考えられることを指摘した。

ただし、こうした農民収入と食糧生産量との統計的関係は、中国特有のものなのか、それとも日本や他国でも一般的に見られるのか、もし中国に特有の現象があるとすればそれは何なのかということについては研究できなかった。今後の課題としたい。

注

- (1) 中国農業部『1997 中国農業発展報告』中国農業出版社、1997 年、p 118, p 126。なお、農民 1 人当たり純収入の増加分のうちの第一次産業増加分の占める比率は筆者計算。
- (2) 四川省については、1997 年以後、四川省と重慶に分離するが、1997 年以後の重慶の食糧生産量は四川省に繰り入れ、農民 1 人当たり純収入については郷村人口数で加重平均した数値とし、期間を通じて四川省として検定を行った。
- (3) これら除外した地区の食糧生産量の総計が全国生産量に占める比率は 2003 年において 5.1%である。
- (4) 係数は各省の食糧生産量の規模によって左右されるので、係数の絶対値に意味はないが、変化の程度や方向を知る上では有益である。
- (5) 中共中央 2004 年 1 号文件「農民収入の増加を促進することに関する若干の政策的意見」に基づき実施されている食糧施策。2005 年にも基本的に同趣旨の 1 号文件が発出されている。1 号文件施策は、「市場による価格形成」および「主産地育成」という従来の食糧改革政策の基礎の上に、食糧増産のために主産地等を対象として農家直接補助等の政策を実施しようとするもの。