中国農業全要素生産性およびその地域間収束性の分析

山口 三十四*・姚 万 軍**

Total Factor Productivity of Chinese Agriculture, its Convergence and Technological Diffusion among Regions

Mitoshi Yamaguchi (Department of Economics and Information, Onomichi University)

Wan Jun Yao (Department of Economics, Nankai University)

In China, there is still a very wide economic gap among the Eastern, Middle and Western regions. The same is true for their respective agricultural economic conditions as well. Therefore, we calculated the total agricultural factor productivity among 28 provinces in China from 1983 to 2002. Then, we found that there are big differences of total agricultural factor productivities among regions. Also, we found that there are β and σ convergences for the Chinese agricultural total factor productivity among regions. Therefore, we could find the diffusion of technologies from East region to two other regions. However, the speed of diffusion is still slow and unstable. From these

facts, first, we concluded that it is very important to increase the agricultural total factor productivity of the Middle and Western regions to increase Chinese agricultural output. Second, China still suffers much damage from natural disasters and bad climatic conditions. Therefore, she has to strengthen the agricultural infrastructure so as to avoid the big damages caused by natural disasters. Third, the speed of diffusion to Middle and Western regions was slow and unstable as stated above. Therefore, we need to increase Chinese and foreign investments, to strengthen the infrastructure, and also to increase the level of education in order to speed up the diffusion.

1. はじめに

中国の地域間格差の実証分析は、先行研究として、精力的に行われてきた。その典型例としては、J. Chen and B.M. Fleisher [1996] や E. Gundlach [1997]、日本でも加藤弘之 [1997]、中兼和津次 [1996] やその他のものがある。また、反対の意見もあるが、多くの学者は中国経済には地域間格差が存在し、しかもその格差は益々拡大しているとみなしている¹⁾。ところで、R.J. Barro and X. Sala-i-Martin [1992] の内生的経済成長論では、生産技術は外生的に与えられたものではなく、研究開発や教育によるものだとし

ている。そのため、一人当たり所得が収束しない各国間では、全要素生産性の成長が長期的な収束性を決定することになる。そこで、全要素生産性の収束問題は今でも盛んに研究されている。技術が先導しているベンチマーク国や地域の技術進歩により、技術の遅れている国や地域がそれぞれの生産性を改善し、より高い生産性の成長を持ち、ベンチマーク国や地域に追いつく点を技術の収束と言っている。そして、技術の収束は地域間所得格差を緩和、解消するように働くと考えられている。中国農業の全要素生産性に関しては、J.Y. Lin [1987]、K.P. Kalirajan, M.B. Obwona and S. Zhao [1996]、W. Mao and W.W. Koo [1997] 等がある。しかし、これまでの論文は、主として改革の効果を中心に行われてきた。そして、

* 尾道大学経済情報学部

** 南開大学経済学部

中国の農業技術の収束性に関する論文は今後を待つ状態であった。そこで、本稿は中国農業の全要素生産性を計測し、その地域間格差と地域間の全要素生産性の収束性に関して検証を行うことにする。

2. 中国農業の現状と理論的背景

中国の経済は 1978 年の改革開放以来、大きく成長してきた。中国国家统计局と世界銀行の統計によると、1978 年から 2003 年までの 25 年間、中国経済の年平均成長率は 9.3% で、1978 年の価格で計算した 2002 年の GDP は 1978 年の GDP の 8.5 倍まで増加したことになる。一方、嚴善平 [1997] 等によると 1979 年から今までの農村経済改革は、4 つの段階に分けられる。1979 年から 1984 年までは「聯産承包責任制改革」（一定の生産量の達成を請け負わせる「生産高請負制」を導入し、請負費を納入させ、経営を任せる「経営請負制」への改革のこと）、1985 年から 1988 年までは「農産物の流通システム改革」、1989 年から 1992 年までは「マクロ経済インフレ抑制、産業構造調整と労働力など生産物資の農業への還流と「売糧難」対策」、1992 年から今日までは「組織再建と制度・法律の整備、農産物流通の完全な市場化、郷鎮企業の財産権の明確化等市場経済メカニズムに準ずるさまざまな新体制の構築」という 4 つの段階である。また、農業総生産の全国平均成長率は 5.8% であったが、東部の 6.1% に対し、中部は 5.7%、そして、西部は 5.4% であった。

一方、生産要素面では、作付面積と農業就業者数は中部と西部が正の成長であったのに対し、東部は負の成長であった。これは東部が第 2 次および第 3 次産業の発達により、土地や農業労働力を吸収していったからであった。一方、中部と西部の経済は遅れ、増加した人口はいまだ大部分が、農業に従事している状態である。そして食糧を求めため、さらに農業用地を拡大しようとしている。そして、自然条件と政府政策の偏向性等により、経済は地域間で大きな格差が生じるようになっている。さらに、中国科学院地理研究所の中国農業資源区公室（中国農業資源区画室）²⁾ [1999] 等の分析によると、中国経済は東部、中部と西部の 3 つの経済地帯に分けることができる。そこで、一産業である農業生産も、この 3 つの地域間に格差が存在するか否かは、経済全体と比較する意味からも、重要なことであろう。

それゆえ、本稿ではこの分類に従って、生産関数法と包絡線法による全要素生産性の計測を通じ、地域間格差の研究を行うことにする。

(1) 全要素生産性の理論

全要素生産性の計測方法は生産関数法と包絡線法 (DEA) の 2 つがよく使われている。生産関数法と包絡線法はそれぞれ長所と欠点とを持っている。そこで、本稿では第 1 に、生産関数法を用いて全要素生産性を推定し、その上で第 2 に、包絡線法（マルムクィスト指数）も用い、生産関数法の頑健性を検証する。まず、次のようなコブダグラス生産関数を仮定する。

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln B_{it} + \beta_4 \ln F_{it} + u_{it} \quad (1)$$

ここで、資料は中国農業年鑑の中の、 Y ：農業総生産額、 K ：農業機械の総動力、 L ：農業就業者数、 B ：作付面積、 F ：化学肥料、 i ：省を表す（資料の詳細は 5 頁を参照。また、規模に関する収穫一定と仮定し、稲作地帯にダミーを入れ、従属変数を労働生産性に直した推定結果は $\beta_1 = 0.475$ (17.95)、 $\beta_2 = -0.100$ 、 $\beta_3 = 0.151$ (3.807)、 $\beta_4 = 0.468$ (15.778) であった。ここで、労働の弾力性は、一般的に行われているように、1 より他の推定値の合計を差し引いたものから得られたものである）。また、全要素生産性 TFP_{it} は $TFP_{it} = EXP(u_{it})$ から計測される。つづいて、CRS (Constant Return to Scale) を取り扱う CCR (Charnes=Cooper=Rhodes) モデルは双対関係より、次のようにして得られる。

目的関数 $Min \theta$,

$$\text{制約条件} \quad -\sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + \theta x_{ik} \geq 0 \quad \sum_{r=1}^s y_{rj} \lambda_j - y_{rk} \geq 0 \quad (2)$$

$\lambda_j \geq 0$ ($j=1, 2, \dots, n$) ($i=1, 2, \dots, m; y=1, 2, \dots, s$)
ここで、 y —産出物、 x —投入物である。そして、包絡線法は、Fare (1994) のマルムクィスト指数を利用し、全要素生産性の時系列的な変化を計る。マルムクィスト指数は次のように定義されている。

$$m(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \left[\frac{d^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d^t(x_t, y_t)} \times \frac{d^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2}$$

つまり、全要素生産性の成長指数 $\frac{TFP_{t+1}}{TFP_t}$ は t 期の生産フロンティア (d^t) で計った技術効率性値と $t+1$ 期の生産フロンティア (d^{t+1}) で計った技術効率性

値の幾何平均となっている。

(2) 収束性

一方、新古典派の意味での、収束に関する検定方法はクロスセクション（横断面）分析法とタイムシリーズ（時系列）分析法の2方法がある。まず最初に、クロスセクション分析法は W. Baumol [1986] をはじめ、Barro and Martin [1992] などにより使われていた。そして、クロスセクション分析法の収束性には β 収束と σ 収束の2つの概念により計られている。 β 収束とは貧困状態にある経済が裕福な経済より急速に成長し、その結果、一人当たり所得は貧困状態にある経済が裕福なものに追いつくというものである。 σ 収束とは一組の国家あるいは地域の一人あたり所得の標準偏差の程度が傾向的に低下するものである。具体的には、 β 収束モデルは、次のようにして計られる。

$$\Delta TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFP_{i0} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、 ΔTFP_{it} は0期から t 期までの平均成長率、 TFP_{i0} は初期 TFP 値である。 β_1 が負で、 t 値も有意であれば、貧困状態にある経済が裕福なものに追いつくという意味で β 収束といわれている。一方、 σ 収束モデルは、 $STR(TFP_{it}) = \sigma_0 + \sigma_1 time + \varepsilon_t$ 式を用いて計られる。ここで、 STR は標準偏差である。 β 収束と同様に、 σ_1 が負、 t 値も有意であれば、 σ 収束である。

(3) 時系列分析

これまで、クロスセクション分析法により、多くの分析が行われてきたが、経済パフォーマンスの短期動学移行過程と長期定常状態を区別できず、クロスセクション分析法で収束と認めても、それは長期的には定常であるかどうか判断できないという問題があった。そこで、G.M. Carlinio and L.O. Mills [1993] などにより、時系列分析が盛んに行われるようになった。その時系列分析でよく使われる言葉は絶対収束と条件付収束である。絶対収束とは長期的に裕福な経済の一人当たり所得と貧困経済の一人当たり所得との差が確率的に0に近づくことを意味している。一方、条件付収束というのは、裕福な経済の一人当たり所得と貧困経済状態の一人当たり所得差が0に近づくのではなく、ある定数に近づくというものである。すなわち、各国や各地域の、制度、自然条件や文化等の違いで、裕福な経済と貧困経済の一

人当たり所得差は、裕福な経済の一人当たり所得と貧困経済状態にある一人あたり所得差が、ある一定な水準を保ちながら、定常状態となる長期的な傾向を持つが、これが条件付収束である。ところが、この分析は時系列分析であるため、単位根検定が必要である。そこで、ここではラグを含む ADF (Augmented Dickey-Fuller) タイプの AR (Autoregressive Process) 単位根検定法を用いることにする。

1) AR 単位根検定

$$\text{モデル 1} \quad \Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$\text{モデル 2} \quad \Delta Y_t = c + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (5)$$

ここで、 c ：定数項、 ρ ：係数、 P ：拡張項次数、 u_t ：ホワイトノイズ、 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ である。 P 拡張項次数は AIC (Akaike's Information Criterion) と SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion) 情報量により決まってくる。帰無仮説は $H_0: \rho = 0$ で、単位根を持つ、すなわち、 Y_t が非定常時系列である。一方、対立仮説は $H_1: \rho < 0$ で、単位根を持たず、 Y_t が定常時系列である。

2) パネルデータ単位根検定

上の ADF タイプの単位根検定は、限られたデータのもとでは検出力が低いという問題があった。従って、仮に帰無仮説を棄却できなくても、それは弱い検出力の理由による可能性を持っていた。そこで、A. Levin and C.F. Lin [2002] はパネルデータを用いた AR 単位根検定の検出力がこの問題点を大幅に改善することを証明した。検定の対象となるモデルは次のようなものである。

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \sum_{l=1}^{P_l} \gamma_{il} \Delta Y_{it-l} + \alpha_{mi} d_{mt} + u_{it} \quad (6)$$

$i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T, m=1, 2, 3$ 。また、検定は、以下の式によりスタートする。

$$\hat{e}_{it} = \Delta Y_{it-1} + \sum_{l=1}^{P_l} \hat{\pi}_{il} \Delta Y_{it-l} + \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (7)$$

$$\hat{v}_{it-1} = Y_{it-1} + \sum_{l=1}^{P_l} \hat{\pi}_{il} \Delta Y_{it-l} + \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (8)$$

ただし、 d_{1t} は定数項とタイムトレンドを含まず、 d_{2t} は定数項を含む、 d_{3t} は定数項とタイムトレンドを含むケースを表す。単位根を持つ帰無仮説に対し、 t 検定量³⁾ は次のようになる。

$$t_p^* = \frac{t_p - NT\hat{S}_N\sigma_{\hat{\varepsilon}}STD(\hat{\rho})\mu_m^*\hat{T}}{\sigma_m^*\hat{T}} \quad (9)$$

この検定の帰無仮説は単位根を持ち、 Y_{it} は非定常となる。一方、対立仮説は単位根を持たず、 Y_{it} は定常となる。

3) 単位根検定を用いた収束の計量モデル

収束の計量モデルは A.N. Mukherjee and Y. Kuroda [2003] モデルの例に習い、次のような式で計測を行った。 $\ln TFP_{it} = \gamma_i + \lambda \ln D_{it} + \ln TFP_{it-1} + \varepsilon_{it}$ (10) ここで、 $\frac{1}{D_{it}} = \frac{TFP_{it-1}}{TFP_{it}}$ である。また、ベンチマーク地域の全要素生産性から i 地域の全要素生産性を引き、整理すると

$$\ln \hat{TFP}_{it} = (\gamma_i - \gamma_i) + (1 - \lambda) \ln \hat{TFP}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

となる。 TFP_{it} は 1 とするベンチマークの地域の全要素生産性であり、 $\hat{TFP}_{it}$ はベンチマークの地域の全要素生産性と観測地域の全要素生産性の比である。ここで、(11) 式より、

$$\Delta \ln \hat{TFP}_{it} = (\gamma_i - \gamma_i) - \lambda \ln \hat{TFP}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

となる。この式の $-\lambda$ が負であれば、1 期前の $\hat{TFP}_{it-1}$ が、1 より大きい (すなわち、 i 地域の $t-1$ 期の TFP_{it-1} がベンチマーク地域の $t-1$ 期の TFP_{it-1} より小さい) 場合は、 $\Delta \ln \hat{TFP}_{it}$ は低下 (i 地域の t 期の TFP_{it} がベンチマーク地域の t 期の TFP_{it} に近づくことを意味) となり、格差が縮まることになる。それゆえ、後進地域は先進地域にキャッチアップし、技術が収束することを意味している。そこで、この式に対し、単位根検定を行い、定常であれば、この技術が収束し、後進地域は先進地域に対するキャッチアップしている結果となる。その逆に、定常でなければ、この技術の収束性を検出できなく、後進地域は先進地域に対してキャッチアップしているとは言えない結論となる。

3. 全要素生産性と収束に関する計測結果

(1) データの説明

本論文では、中国 28 省のデータを使用し、分析を行っている。ここで、投入物は農業機械、労働力、土地と化学肥料であり、産出物は農業総生産額 (この資料の農業総生産額には、牧畜業と水産業も含んでいる) である。遺憾ながら、チベットは十分な

データがないため、やむなく省略し、また海南省は広東省に、重慶市は四川省に、データの不足により組み入れられている。また、データの期間は 1982 年から 2002 年までの 21 年間で採られている。一方、機械は中国各省の農業用総動力をとり、単位は 1000 KW で測られている。ここで、単位が馬力の場合は 1 馬力 = 667 KW へと換算を行っている。また労働力は第 1 次産業の、つまり耕種農業、林業、牧畜業、水産業の合計した就業者数であり、単位は 1000 人である。さらに、土地は農産物の作付け面積であり、単位は 1000 ヘクタールとなっている。また単位が μ の場合には、 $1 \mu = 0.667$ ヘクタールとして換算されている。また、化学肥料は純量で換算された化学肥料使用量であり、単位は万トンである。さらに、農業総生産額は 1978 年の価格で実質化し、単位は億元を用いている。そして、以上のデータは『中国農業年鑑』の 1983 年から 2003 年のものをとっている。

(2) 全要素生産性に関する計測結果

前節のような理論背景の下に、全要素生産性成長率の計測を行った。その結果から、次のような結論が得られることになった。まず第 1 に、上述のように、1982 年から 2002 年までの 21 年間の全国の農業総生産の成長率は、年平均 5.8% であった。また、作付面積は 0.2%、化学肥料は 6%、農業機械は 5.9%、農業就業者数は 0.1% の年平均成長率で増加したが、表 1 が示すように、全要素生産性は 0.4% (最下段の右下) の成長率であった。そのため、これまでの農業総生産の成長は、全要素生産性によるというよりは、生産要素の投入拡大によるものであったと言えよう。第 2 に、表 1 および図 1 (生産関数法の表 1 の結果の頑強性をチェックするため、計測した DEA 計測結果の図 1 は、表 1 をサポートする結果となっている) が示すように、全要素生産性は 1982 年～84 年の年平均成長率は 0.012、1985 年～88 年は 0.043、1989 年～92 年は -0.06、1993 年～96 年は 0.044、1997 年～2002 年は 0.004 とプラスの成長を持っている。特に、1985 年～88 年と 1993 年～96 年の両期間は 0.043 と 0.044 と、高い成長率をもっていることがわかった。

まず 1982 年～84 年では、Lin [1987] と Kalirajan, Obwona and Zhao [1996] が言うように、農村改革の効果があり、前述の「聯産承包責任制」が農民の生

表 1. 生産関数法による全要素生産性の成長率

	1983 年	1984 年	1985 年	1986 年	1987 年	1988 年	1989 年	1990 年	1991 年	1992 年	1993 年	1994 年	1995 年	1996 年	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	幾何平均
東部	0.140	-0.122	0.157	-0.065	0.061	0.135	-0.136	-0.108	0.054	0.039	0.116	0.172	0.008	-0.056	-0.004	-0.005	-0.006	0.050	0.060	0.055	0.020
北京	0.384	-0.221	0.293	-0.153	0.040	0.343	-0.136	-0.162	0.046	0.026	0.088	-0.017	0.009	-0.101	-0.070	0.016	0.075	0.103	0.197	0.125	0.032
天津	0.054	-0.387	0.236	0.142	0.129	0.018	-0.128	-0.104	0.017	-0.147	0.079	0.105	-0.053	-0.119	-0.058	0.054	-0.077	0.027	0.065	0.062	-0.014
河北	0.049	-0.167	0.066	-0.068	0.068	0.105	-0.057	-0.076	-0.025	0.059	0.013	0.254	0.161	-0.152	0.011	-0.006	0.030	0.018	0.082	0.011	0.014
遼寧	0.264	-0.156	0.002	0.051	0.178	0.189	-0.219	-0.022	0.041	0.037	0.185	0.153	0.025	-0.030	-0.043	0.025	0.006	0.058	0.104	0.059	0.039
上海	0.105	-0.292	0.282	-0.193	-0.009	0.281	-0.111	-0.230	0.257	0.138	-0.047	0.269	-0.008	0.011	0.420	-0.055	-0.166	0.132	0.056	0.159	0.032
江蘇	0.103	-0.096	0.093	-0.009	0.017	0.100	-0.179	-0.090	-0.073	0.080	0.221	0.228	-0.032	-0.089	-0.114	-0.003	-0.001	0.040	0.052	0.048	0.009
浙江	0.052	-0.064	0.099	-0.117	0.054	0.034	-0.124	-0.097	0.051	0.056	0.250	0.173	-0.044	-0.052	-0.026	0.053	-0.006	0.096	0.032	0.027	0.018
福建	0.148	-0.031	0.210	-0.158	0.082	0.168	-0.169	-0.097	0.083	0.015	0.235	0.220	0.028	-0.045	-0.024	0.035	0.012	0.057	0.066	0.023	0.037
山東	0.187	0.009	0.076	-0.032	0.049	0.046	-0.144	-0.049	0.111	-0.023	-0.067	0.340	0.021	-0.004	-0.085	-0.081	-0.005	0.038	0.061	0.010	0.018
広東	0.130	0.068	0.320	-0.079	0.063	0.137	-0.201	-0.122	0.067	0.090	0.234	0.065	-0.047	0.005	-0.036	0.068	0.059	-0.002	-0.065	0.050	0.034
広西	0.065	0.001	0.047	-0.098	0.000	0.067	-0.031	-0.134	0.018	0.096	0.089	0.100	0.033	-0.035	-0.017	-0.161	0.006	-0.017	0.011	0.026	0.001
中部	0.036	-0.026	0.014	-0.073	0.018	0.065	-0.159	-0.035	-0.074	0.025	0.066	0.253	-0.029	-0.023	-0.059	-0.065	-0.023	0.052	0.037	0.036	-0.004
山西	-0.069	-0.225	-0.052	-0.150	-0.016	0.231	-0.086	-0.118	-0.165	0.068	0.062	0.182	0.051	-0.030	-0.102	0.006	-0.141	0.079	-0.040	0.137	-0.026
内蒙古	-0.158	0.010	-0.026	-0.106	-0.011	0.195	-0.191	-0.062	-0.056	-0.009	0.046	0.266	-0.118	-0.045	-0.113	0.054	-0.029	0.038	-0.021	0.013	-0.022
吉林	0.204	-0.105	-0.115	-0.084	0.064	0.079	-0.262	0.054	-0.084	0.031	0.154	0.438	-0.077	0.008	-0.079	0.071	0.002	-0.046	0.087	-0.012	0.007
黒龍江	0.071	-0.090	-0.040	-0.016	-0.138	-0.025	-0.221	0.189	-0.099	0.042	-0.028	0.342	0.022	0.012	-0.049	-0.215	-0.090	0.008	0.159	0.035	-0.015
安徽	0.133	0.017	0.100	0.025	0.040	0.057	-0.173	-0.119	-0.172	0.087	0.126	0.243	-0.035	-0.136	0.025	-0.073	0.027	0.024	-0.038	0.066	0.006
江西	0.053	-0.007	0.021	-0.113	0.027	0.029	-0.090	0.016	-0.032	0.081	0.155	0.205	-0.073	-0.006	-0.050	-0.029	-0.011	0.108	0.014	0.016	0.013
河南	0.068	-0.102	0.125	-0.020	0.255	-0.017	-0.138	-0.167	-0.037	0.014	-0.002	0.191	0.121	0.017	-0.089	-0.011	0.016	0.025	0.031	-0.007	0.009
湖北	-0.033	0.036	0.075	-0.048	-0.015	0.048	-0.095	-0.058	-0.057	-0.016	0.002	0.280	-0.081	-0.047	-0.042	-0.116	0.069	0.050	0.063	0.006	-0.002
湖南	0.013	0.144	0.042	-0.101	0.042	-0.035	-0.137	-0.012	-0.004	0.020	0.068	0.217	-0.040	0.014	-0.018	-0.101	-0.048	0.040	0.036	0.030	0.006
寧夏	0.073	0.065	0.005	-0.114	-0.067	0.086	-0.199	-0.070	-0.032	-0.070	0.076	0.162	-0.056	-0.016	-0.069	-0.234	-0.027	0.191	0.077	0.074	-0.013
西部	0.020	0.032	0.095	-0.062	0.095	0.106	-0.172	-0.082	-0.047	0.000	0.011	0.169	-0.017	-0.087	-0.077	-0.025	-0.002	0.008	0.035	0.024	-0.004
四川	0.023	0.039	0.047	-0.109	0.139	0.115	-0.104	-0.075	-0.021	0.061	0.072	0.167	-0.046	-0.069	-0.058	-0.060	-0.024	0.032	0.058	0.076	0.010
貴州	0.010	0.059	0.075	-0.088	0.075	0.240	-0.155	-0.142	-0.015	0.042	-0.136	0.124	0.077	-0.026	-0.068	-0.053	-0.052	-0.014	0.046	-0.003	-0.005
雲南	-0.088	0.066	0.071	-0.106	0.119	0.105	-0.159	0.100	-0.094	-0.030	-0.009	0.042	0.064	-0.067	-0.065	-0.027	0.174	-0.078	-0.003	0.023	-0.002
陝西	-0.068	-0.012	0.015	0.014	0.115	0.048	-0.166	-0.143	-0.018	-0.036	0.037	0.018	-0.089	0.009	-0.097	-0.030	0.069	0.048	0.033	0.051	-0.020
甘肅	0.153	-0.123	0.122	-0.065	0.141	0.147	-0.286	-0.121	-0.015	0.048	-0.001	0.321	-0.007	-0.114	-0.118	-0.023	-0.025	0.017	0.044	-0.007	-0.004
青海	0.056	0.212	0.258	-0.056	-0.018	-0.004	-0.165	-0.096	-0.078	-0.011	0.033	0.262	-0.062	-0.144	-0.074	0.000	-0.076	-0.029	0.114	0.013	0.000
新疆	0.051	-0.020	0.075	-0.022	0.094	0.093	-0.169	-0.098	-0.089	-0.072	0.082	0.250	-0.053	-0.198	-0.056	0.016	0.055	0.077	-0.047	0.016	-0.006
全国	0.065	-0.038	0.088	-0.066	0.058	0.102	-0.156	-0.075	-0.022	0.021	0.064	0.198	-0.012	-0.055	-0.046	-0.032	-0.011	0.036	0.044	0.038	0.004
1983 年～84 年の 平均成長率 = 0.012																					
1985 年～88 年の 平均成長率 = 0.043																					
1989 年～92 年の 平均成長率 = -0.060																					
1993 年～96 年の 平均成長率 = 0.044																					
1997 年～2002 年の 平均成長率 = 0.004

図 1. 全要素生産性の成長率および DEA と CD (コブ・ダグラス) 型生産関数法の比較

産意欲を向上させたため、プラスの成長となっている。また 1985 年～88 年では、都市部改革と農村郷鎮企業の急成長が農産物の生産と需要の両方に影響し、生産技術の進歩を促進したと思われる。しかし、1989 年～91 年のマイナス成長 (-0.063) は「聯産承包責任制」の政策効果が低下した点や、マクロ経済の過熱、郷鎮企業の成長停滞より生じたと思われる。逆に、1992 年からの全面開放政策の実施は、政策的に農業生産を促進し、0.044 という大きな成長となった。しかし、1997 年に、タイが発火点となったアジアの通貨・金融危機が生じ、中国経済にも大きな影響を与えたのであった。しかも、1998 年の夏は 1954 年以来の最大規模の洪水に見舞われるという痛手があった。さらに、年末の食糧価格の契約買付価格と保護価格はともに前年度より低下し、一方農民と都市住民の所得格差、地域間格差、産業格差

等、経済のアンバランスと WTO 加盟後の国際競争などの影響で 1997 年以降の農業生産の全要素生産性が停滞したと考えられる。また、中国の改革は旧ソ連とは異なり、漸進的に問題を解決する方法を採ってきた。すなわち、政策を修正しながら発展させ、問題が生じると、さらに政策を修正し、再び発展させるという繰り返しであった。その結果、全要素生産性も正と負と、サインやコサインのように、上下の成長になったと思われる。

第 3 に、全要素生産性は東部では 1.12、中部では 0.95、さらに西部では 1.02 となり、3つの地域間に地域格差があることが分かった(図 1 の下図を参照)。そこで、この格差が統計的に成立するか否かについて次の検定を行った。(1) 式より $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ であるため、全要素生産性も $TFP_{it} = EXP(u_{it}) \sim N(e^{\sigma_u^2/2}, 1 + e^{\sigma_u^2} [e^{\sigma_u^2} - 1])$ という正規分布

表 2. 地域間の収束性検定のための計測値

平均 ($\bar{TFP}$)	分散 (S^2)	標本数 (N)	格差検定	検定量 (Z)
1.12	0.07	231	東中間	6.65
0.95	0.07	210	東西間	4.13
1.02	0.05	147	中西間	-2.64

に従うことが知られている⁴⁾。そこで東部、中部と西部間の全要素生産性の平均の差があるか否かの検定を行った。ここで、検定統計量 $Z = (\bar{TFP}_k - \bar{TFP}_p) / \sqrt{S_k^2 / N_k + S_p^2 / N_p} \sim N(0, 1)$ であり、 k, p は東、中、西部 ($k \neq p$) である。 $\bar{TFP}_k$ は k 地域の TFP 平均値、 S_k^2 は k 地域の TFP の分散、 N_k は k 地域の標本数である。その検定結果は次のとおりとなった。これにより、1%、1%と5%の有意水準で東中部、東西部と中西部間に格差があることが確認できた。これは姚万軍＝山口三十四 [2006] で分析したように、機械装備率、国外投資、牧畜業割合と糧食作付面積比率、被害面積と非識字率等が、農業生産の全要素生産性に影響し、地域間に不均衡をもたらす重要な要因となっているからである。そこで、つづいて農業生産の全要素生産性の不均衡を分析するために、地域間の収束性を検定することにする。表 2 は地域間の収束性を検定するための計測値である。

(3) 収束に関する計測結果

1) β 収束と σ 収束結果

そこで、これらのモデルと表 2 の計測値を使って全要素生産性の低い地域が高い地域に追いつくか否

かの計測を行った。表 3 の係数の負の推定値が示すように、全期間では β 収束の結果が得られた。その値は -0.032, t 値は -2.75 で、5%水準で有意であった。この結果、全期間内では初期の全要素生産性の低い地域が速く成長していることが分かった。しかし、より短期的に 4 つの期間、1983 年～87 年、1988 年～92 年、1993 年～97 年、1998 年～2002 年に分けて推定した結果、1983 年～87 年以外は有意な結果は得られなかった。また、1998 年～2002 年は係数が有意ではないが、正であるという結果となった。これは中国の農村改革が漸進的なもので、問題を解決しながら辿るという政策の不安定性のためと思われる。それゆえ、短期的には個々の政策の影響が非常に大きく、収束関係が弱くなったのであろう。しかし、全体として見ると、1 つ 1 つの政策の影響が弱まり、比較的安定的な収束性が見られたのである。また、表 3 が示すように、全要素生産性の標準偏差が縮小したか否かをみる σ 収束の計測結果は、係数が -0.002, t 値は -3.575 であり、1%水準で有意であった。つまり、長期的には時間の経過につれ、各省の全要素生産性の標準偏差は縮小したことが分かった。これは全期間で比較的安定な β 収束である要因とも一致し、それをサポートするものである。

2) 時系列およびパネルデーターの ADF 検定結果

まず、最初に、2.3 の時系列分析の理論背景の下に、時系列データを用い、東部と中部（東中）、東部と西部（東西）、中部と西部（中西）間の収束性を調べたのが表 4 である。定数項を含めないモデル

表 3. β 収束と σ 収束に関する計測結果

	従属変数	独立変数	係数	t 値	p 値	重相関 R
(1) β 収束	ΔTFP (1983-87)	切片	0.093	3.182	0.004	0.481
		TFP82	-0.079	-2.796***	0.010	
	ΔTFP (1988-92)	切片	0.010	0.396	0.695	0.296
		TFP87	-0.038	-1.582	0.126	
	ΔTFP (1993-97)	切片	0.042	1.417	0.168	0.103
		TFP92	-0.017	-0.529	0.602	
	ΔTFP (1998-02)	切片	-0.002	-0.122	0.904	0.179
		TFP97	0.016	0.929	0.362	
	ΔTFP (1983-2002)	切片	0.038	3.130	0.004	0.475
		TFP1982	-0.032	-2.752**	0.011	
(2) σ 収束	標準偏差	切片	0.107	12.806	0.000	0.644
		time	-0.002	-3.575***	0.002	

表 4. 時系列およびパネルデータによる単位根検定結果

(1) 時系列	モデル 1 (定数項・タイムトレンドを含まない)		モデル 2 (定数項を含む)	
	係数	P 値	係数	P 値
東中	0.243	0.747	-1.447	0.539
東西	0.588	0.835	-0.087	0.938
中西	-0.888	0.319	-1.242	0.635
(2) パネルデータ	モデル 1 (定数項・タイムトレンドを含まない)		モデル 2 (定数項を含む)	
	係数	P 値	係数	P 値
東部	-2.220	0.013**	-2.898	0.002***
中部	-0.676	0.250	-1.070	0.142
西部	1.161	0.877	-0.471	0.319
東中	-1.340	0.090*	-6.211	0.000***
東西	-1.098	0.136	-1.243	0.107
中西	-1.050	0.147	-0.611	0.270

1 と定数項を含めたモデル 2 の二つの方法で推定を行った。その結果、モデル 2 では係数は負であったが、モデル 1 とモデル 2 はともに有意な結果が得られなかった。その理由としては、時系列期間が 21 年間しか存在しないため、その検出力が極めて低い点があげられよう。そこで、検出力を高めるため、上述の「時系列分析のパネルデータ単位根検定」の理論的背景の下に、パネルデータ（表 1 で用いた 1983 年～2002 年までの期間と 28 省と市のデータ）を用いて検定することにした。その結果、表 4 のパネルデータの ADF 検定結果では、モデル 1 ($m=1$) では東部の地域内と東中部の地域間がそれぞれ有意水準 5% と 10% で収束することがわかった (P 値は値自体が有意水準を表す。例えば表 4 の (2) パネルデータの東部の P 値は 0.013 であるが、これは 1.3% で有意なことを表している。それゆえ、表 4 の * は 1%, ** は 5%, *** は 10% で有意なことを示している)。また、有意水準を 15% へと下げると、東西部、中西部も収束することがわかった。

一方、モデル 2 ($m=2$) では、東部地域内と東中部、東西部地域間の収束検定量の有意水準が上昇した。それ以外にも、中部の地域内でも 15% 有意水準であるが、収束することとなった。これは東部が第 2 次、第 3 次産業と同様、第 1 次産業の農業も開放の最先端で、諸先進国から投資や技術などを受け入れて来たことを示している。しかも、農業の全要素生産性に関しては、東部の地域内はベンチマークである遼寧省の値へと収束していた。ところが、中部と西部は中国の内陸に位置し、先進国からの投資や

技術等の受け入れが困難で、インフラ設備など公共条件も悪く、技術が遅れている状態である。しかも、計測結果は中部と西部は各地域内での収束よりも、東部の値へと収束することを示している。上述のように、表 4 で示したパネルデータの ADF 検定は表 3 で示した単なる時系列の ADF 検定より検出力が大幅に上がっているが、期間が 21 年間しかなかったことが 10% 程度の有意水準しか得られなかったことの理由と思われる。しかし、中部と西部はあまり強くはないが、東部に次第に収束し始めていることが示されたのである。

4. おわりに

中国全体の全要素生産性平均成長率は 0.4% で、そのうち、東部は 2% と大きかったが、中部と西部は -0.4% とマイナス成長であった。全体として、全要素生産性は屈折した成長と地域間格差が存在していることが計量的に明らかになった。さらに、中国の 1982 年～2002 年までの農業の全要素生産性に関しては、 β 収束と σ 収束となることがわかった。また、中部と西部は東部に技術的にキャッチアップしていることが実証の結果わかった。そこで、本稿の計測分析より、第 1 に、中部と西部の農業全要素生産性を増進することは、中国の農業生産増加に大きな意味を持っていること。第 2 に、農業の全要素生産性には地域間格差が存在すること。第 3 に、1982 年から 2002 年までは、その技術に収束性が認められること等がわかった。しかし、 β 収束と σ 収束の係数が負であるが、その絶対値が小さかった点、ま

たパネルデータの収束検定量の有意水準が低いことより、収束はいまだスピードが遅く、不安定であることも判明した。それゆえ、各地域の自身の技術を向上させる以外にも、技術の伝播を促進することがきわめて重要である。そこで、技術が遅れている地域にインフラ設備の一層の発展、国外投資の積極的導入や教育のより大きな普及が重要であろう。

注 1) 一方、これ迄の新古典派成長理論では、技術進歩と人口成長を外生変数とし、生産要素の限界生産力の逡減により、世界の国々の一人当たり所得は収束することが導き出されている。ところが、80年代に入ると、米国を始めとする先進国経済は停滞せず、安定的に成長し続ける事態となっている。逆に、理論的には経済成長が速いとみなされた発展途上国のアフリカ等は、ほとんどが高成長とはほど遠い、負の成長となった。また、中進国といわれた東アジアの韓国、台湾、香港、シンガポール等の経済は高度成長に入り、国民の生活水準も大幅に上昇した。

2) 全国農業資源源区划辦公室、中国科学院地理研究所 [1999] を参照。

3) ただし、(7) 式および (8) 式には、不均一分散が存在するため、 $\hat{e}_{it}, \hat{v}_{it}$ について残差を調整し、標準化を行う。

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{ui}}, \tilde{v}_{it} = \frac{\hat{v}_{it}}{\hat{\sigma}_{ui}} \quad (2-1)$$

ここで、 $\hat{\sigma}_{ui}^2 = \frac{1}{T - \bar{p}_i - 1} \sum_{t=\bar{p}_i+2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\rho} \hat{v}_{it-1})^2$ である。

また $\tilde{e}_{it} = \rho \tilde{v}_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it}$ である。 (2-2)

最後に、(2-2) 式を最小二乗法で推定するが、標本数は $N\bar{T}$ である。 $\bar{T} = (T - \bar{p} - 1)$ (2-3)

$$\bar{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{p}_i \quad (2-4)$$

4) Campbell, J.Y., A.W. Lo and A.C. Mackinlay, (1997) 〈祝迫得夫等訳 (2003 年)〉16 ページを参照、変形した。

参考文献

- [1] R.J. Barro and X. Sala-i-Martin, "Convergence", *The Journal of Political Economy*, Vol. 100 (1992), pp. 223-251.
- [2] W. Baumol, "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show", *American Economic Review*, Vol. 76 (1986), pp. 1072-1085.
- [3] J.Y. Campbell, A.W. Lo and A.C. Mackinlay, "The Econometrics of Financial Market" (Princeton University Press, 1997), (祝迫得夫等訳『ファイナンスのための計量分析』共立出版社, 2003 年).
- [4] G.M. Carlino and L.O. Mills, "Are U.S. Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32 (1993), pp. 335-346.
- [5] A. Charnes, W.W. Cooper and E. Rhodes "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, Vol. 2 (1978), pp. 429-444.
- [6] J. Chen and B.M. Fleisher, "Regional Income Inequality and Economic Growth in China", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 22 (1996), pp. 141-164.
- [7] E. Gundlach, "Reginal Convergence of Output Per Worker in China: A Neoclassical Interpretation", *Asian Economic Journal*, Vol. 22 (1997), pp. 179-204.
- [8] K.P. Kalirajan, M.B. Obwona and S. Zhao, "A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: the Case of Chinese Agricultural Growth before and after Reforms", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78 (1996), pp. 331-338.
- [9] A. Levin and C.F. Lin, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108 (2002), pp. 1-24.
- [10] J.Y. Lin, "The Household Responsibility System Reform in China: A Peasant's Institutional Choice", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69 (1987), pp. 410-415.
- [11] W. Mao and W.W. Koo, "Productivity Growth, Technological Progress, and Efficiency Change in Chinese Agriculture after Rural Economic Reforms: A DEA Approach", *China Economic Review*, Vol. 8 (1997), pp. 157-174.
- [12] A.N. Mukherjee and Y. Kuroda, "Productivity growth in Indian agriculture: is there evidence of convergence across states?", *Agricultural Economics*, Vol. 29 (2003), pp. 43-53.
- [13] 加藤弘之「中国の市場経済化と地域格差」, 『国民経済雑誌』第 171 巻第 4 号, 1997 年, 57-79 頁.
- [14] 厳善平『中国農村・農業経済の転換』勁草書房, 1997 年.
- [15] 全国農業資源区划辦公室、中国科学院地理研究所著『中国農村経済区划: 中国農村経済区域發展研究』科学出版社, 1999 年.
- [16] 中兼和津次「中国の地域格差とその構造一問題の整理と今後の発展に向けて」, 『アジア経済』第 37 巻第 2 号, 1996 年, 2-34 頁.
- [17] 姚万軍=山口三十四「中国農業における全要素生産性と技術効率性に関する分析」, 『国民経済雑誌』194 巻第 5 号, 2006 年, 17-30 頁.

(受理日: 2007 年 9 月 29 日)