

外国直接投資と中国の生産性

—— 予備的クロスセクション分析 ——

関口 末夫
李 聖華

1. 分析の目的とあらまし

中国経済は、外国からの直接投資と技術移転をテコに高度成長を続けているが、それが定量的にどの程度かとなると、必ずしも確実な見通しを与える研究はない。困難の背景には、直接投資や技術移転にかんする詳細なデータが公表されていないという事実がある。また、直接投資が国内生産にどの程度の影響を与えているかを見るときに必要な、国内の経済データも、信頼できる公表データが少くないことも影響している。

本稿は、中国の省別のデータを用いてパネルデータ分析を行う準備として、いくつかの時点のクロスセクション分析を行う。その概略をあらかじめ示しておく、次のようになる。

1) 省別のデータとして、直轄市や自治区を含めて29地域のGDPデータがある。この地域の詳細は付録1に説明してあるが、以下では直轄市や、自治区を含めた地域を、略して「地区」と呼ぶ。それぞれの地区について、最近は、GDPだけでなく、粗および純資本ストックデータが公表されている¹⁾。また労働力データが、就業者と峻別できない形だが、利用可能である。「労働力」と「就業者数」は異なる概念だが、公表されている労働力は、しばしば、産業別（1次産業、2次産業）労働力というふうに発表されているため、むしろ、「就業者数」に相当するようである。外国からの直接投資は、1980年代にはいると、省別にも集計されているが、「地区」によっては、1980年代半ばまでは、実績がゼロなのか、あるいは統計が存在しないのか欠損していることがある。投資データと粗および純資本ストックの推計自体、重大な課題だが、これは外部の研究者にとっては至難の課題である。本稿では、公表されたデータについて、チェックはするが、データ推計自体には立ち入らない。

2) 中国の生産性（基本的には全要素生産性を考察する）を外国からの直接投資がどの程度高めているかを、次のように予備的分析する。

第一に、すべての変数の自然対数をとって、 $\ln Y = C + \alpha \ln K + \beta \ln L$ というダグラス型生産関数を考える。 α と β は資本と労働の生産弾力性を意味し、 C という項は全要素生産性

である。クロスセクションの「地区」データを用いて、ダグラス型の生産関数を推定し、各観測値から推定値を差し引いた残差を、資本と労働以外の要素で説明する。このとき、全データに共通のCを推定せずに、 $RESID = \ln Y - (\alpha \ln K + \beta \ln L)$ として、この残差 RESID が外国直接投資残高 (SFDI) によって説明されるかどうか確かめる。実は、外国直接投資 (FDI) が量的にそれほど明確な影響を与えているか不確かであるから、たとえば、その「地区」が直轄市のように中央政府から特別の扱いを受けているか、あるいはその「地区」が沿海地域に立地して、外国との交渉にさらされているかどうかなどの要因も検討する。

3) いま述べた残差が、外国直接投資残高 (実際の残高は実行投資額から外国への還流や減価償却分を差し引かなければならないが、公表データにはそのようなデータはない。そこで、本稿では、「地区」別に直接投資実行額が調べられた年からの投資の累積額を求めて、それを各時点の外国直接投資残高とみなす。) によってどの程度説明されるか確かめる。言い換えると、国内の資本残高 K と就業者数 L だけから推定された生産関数による推定値と各観測値との差 (先に述べた RESID) が累積外国直接投資額によってどれだけ説明されるか検討する。これが第一の検討事項である。

4) 検討結果を先取りして述べるならば、この残差 RESID は直轄市ダミー変数 Dummy 1 (直轄市は 1, そうでない「地区」はゼロ) ではさほど説明できない。これに対して、「沿海地区」ダミー変数 Dummy 2 (前項と同様の 1 とゼロ) は、RESID をかなり説明する。さらに、ダミー変数でなく、累積外国直接投資 (SFDI) を導入すると、RESID (残差) はいっそうよく説明されるようになることが判明した (表 1 A)。

5) 前項の作業は、本来の生産関数に定数項 (中立的な技術進歩項) を含まないから、「地区」別にこの定数項相当部分が残差になる。この残差が、その「地区」の「地区特性」かあるいは外国直接投資によって説明されるか、どうかを見たものである。他方、次のような特定化も可能である。すなわち、中立的技術進歩の項を各「地区」に共通のものとして推定する。言い換えると、生産関数に定数項を含めるのである。そしてそのように推定された生産関数の推定値と実績値の差 (実績値マイナス推定値) は中国全体の平均的な技術進歩項を超えた技術進歩あるいは、平均以下の技術進歩部分を、「地区」特性や外国直接投資で説明する (表 1 B)。

6) このような、予備的検討結果から、外国直接投資は、有意に残差を説明することが判明した。その度合いは、沿海ダミーのような「地区」特性変数よりも明確であることが分かった。そこで、次の段階では、SFDI をあたかもダグラス型生産関数の中の一般の資本設備とは別の一つの要素として導入することも考えられる。すなわち、最初から、中国の生産関数を $\ln Y = \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma \ln SFDI$ という形で推定することになる。理論的には国内の資本残高 K は SFDI も含むわけだから、この部分を取り除かなければならないが、そのよう

なデータは存在しない²⁾。そのような直接的な計測結果が、表 2 に要約されている。

7) 推定結果を先取りして結論の概要を述べるならば、外国直接投資を生産関数に導入すると、中国の省別の生産をかなりの精度で説明できることが判明した。直接投資累積額は、外国からの資本の流入ばかりでなく、「経営資源」を持ち込むので、資本 (K) の増加とは別の一つの生産要素として、生産に貢献する。どの程度生産を増加させるかが、数量的に明らかになった。

8) 前項までの分析は、29 の地区 (直轄市、省および自治区) に関して、1992 年のクロスセクション・データと、2002 年のクロスセクション・データを用いた分析であった。次の検討は、1990 年から 2002 年までの各地区の時系列データと、各年次の多地域のデータ (クロスセクション・データ) をプールした、パネルデータ分析である。

9) パネルデータ分析では、一部の地域の直接投資データに欠損があるので、これらの地区のデータを割愛して、全データが揃う 21 地区だけを取り上げる。21 地区に関して、13 年次 (1990-2002) のデータがあるので、 $21 \times 13 = 273$ 個の標本がある。このような数の標本のもとで、前に推定した生産関数を再推定する。パネル分析では、各地区の特徴と、各年次の特徴を検討できる。われわれの推定作業から、いずれも意味のある推定結果が得られた。その詳細説明は本文にゆだねる。

2. 事実発見の要約

1) 2002 年の中国の生産関数

はじめに、中国 29 の直轄市、省、自治区の GDP、粗資本ストック K、就業者数 L から、中国の生産関数を推定する。推定方法は OLS である³⁾。表 1 A は、その推計結果を要約している。表の上段は、生産関数を、 $\ln Y = \alpha \ln K + \beta \ln L$ という形、すなわち定数項なしで計測したものを出発点とする。ただし、ここで、Y は GDP である。定数項なしの生産関数も、推定の精度は十分高い。各要素の生産弾力性の t 値は十分大きく、おおむね、1% の危険率で有意である。この結果によると、資本の生産弾力性が、約 0.72、労働の生産弾力性が、0.32 である。この結果から見ると、 $\alpha + \beta$ はほぼ、1 であり、規模にかんして収穫一定の様相を示している。さて、各「地区」の実績 GDP から、この関数による推定値を差し引いたものを「残差」とする。この残差がプラスならば、その「地区」の生産は中国平均の生産よりも大きく、全要素生産性が高いことを意味する。

この残差が、何によって説明されるか。われわれが注目する直接投資 (累積外国直接投資 SFDI) で説明してみよう。それが、表 1 A 第 2 列である。

ここでは、RESID ($\ln Y$ の残差) $= a + b \times \ln SFDI$ という形で残差を説明しようとしている。(左の残差を説明する回帰式 (1) と記したもの。) 自由度調整済み決定係数は、0.508

表 1 生産関数の推定とその残差を SFDI 等で説明する回帰式
ダミー変数以外はすべて自然対数。

表 1 A

2002年データ	生産関数		左の残差を説明		左の残差を説明	
	係数	その t 値	する回帰式(1)	その t 値	する回帰式(2)	その t 値
R bar**2	0.917838		0.508217		0.189077	
S.E. of Estimate	0.26480552		0.18226687		0.234051085	
定数項			-0.511801371	-5.21631	-0.101152143	-1.83358
粗資本残高 K	0.716542777	10.60245				
就業者数 L	0.323937839	4.54949				
沿海ダミー-Dummy2					0.245771986	2.74382
累積外国直接投資 SFDI			0.120056521	5.47136		

表 1 B

2002年データ	生産関数		左の残差を説明		左の残差を説明	
	係数	その t 値	する回帰式(3)	その t 値	する回帰式(4)	その t 値
R bar**2	0.923049		0.267797		0.073902	
S.E. of Estimate	0.256269883		0.211310166		0.23764743	
定数項	-0.80796011	-1.68185	-0.357962459	-3.14693	-0.062042683	-1.10763
粗資本残高 K	0.780068668	10.32828				
就業者数 L	0.365378828	4.99282				
沿海ダミー-Dummy2					0.163567073	1.79844
累積外国直接投資 SFDI			0.085290779	3.35273		

と低下するが、定数項、lnSFDI 項の係数の t 値ともに 5 以上で、有意度は高い。これに対して、沿海「地区」を 1 とし、そうでない「地区」をゼロとするダミー変数で、同様なことを試みる。その結果が回帰式 (2) である。ダミー変数の係数の t 値も危険率 1% で有意である。しかし、回帰式 (1) の SFDI で説明したほうが係数の t 値が顕著に高い。総括すれば、外国直接投資は、中国の各「地区」の全要素生産性のバラツキをよく説明していると言える。

ここまでの作業は、資本投入と労働投入で説明できないもの全体が各「地区」でバラツキているのを、外国直接投資累計額で説明してきた。次には、中国の生産関数自体に定数項を導入して、平均的な全要素生産性を求める。そしてこの平均的な全要素生産性からの乖離部分を外国投資で説明してみよう。これが表 1 B である。

定数項を導入した生産関数では、自由度は、26 に低下する。定数項の t 値は、1.68 だから、5% 水準では有意である。自由度調整済みの決定係数は、0.92 で、定数項なしのとき

よりは向上する。資本と労働の生産弾力性はともに上昇し、それぞれの t 値は、ともに 1% 水準で十分に有意である。

他方、平均的な全要素生産性がすでに生産関数で推定されているためか、この平均からの乖離分を外国直接投資で説明しようとするので、残差を説明する回帰式の精度は低下する。回帰式 (3) が直接投資で残差を説明するもので、回帰式 (4) は「沿海地区」ダミーで説明する式である。回帰式 (3) は自由度調整済み決定係数は、0.268 に低下し、回帰式 (4) の場合はさらに、0.074 まで低下する。決定係数は低下するが、外国直接投資の係数は、1% 水準で有意である。

ここでは、標準的な生産関数を推定し、実績が推定値から乖離している部分を、外国直接投資で説明するという方法で検討してきた。その結果、外国直接投資は、有意に残差を説明することが分かった。

そこで、これだけ有意に生産性にプラスの影響を与えているならば、外国資本（累積外国直接投資）も一つの生産要素として直接生産関数を推定するのが適切と思われる。

2) 1992 年と 2002 年の生産関数（外国投資残高を含む関数）

$\ln Y = \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma \ln SFDI$ という形で、1992 年と 2002 年の中国の生産関数を推定してみよう。いずれの記号も既出だが、確認のために記すと、Y は GDP、K は、粗資本ストック、L は就業者数、SFDI は累積外国直接投資である⁴⁾。

1992 年と 2002 年を選んだ理由は、中国の統計が、古い時点ほど欠損値が多くなり、累積外国直接投資残高として、意味のあるデータは 1990 年代以降になるからである。1992 年と 2002 年の 10 年間の間にどれだけの変化があったかを知る興味もある。

表 2 A は、資本ストックとして粗資本ストック (K)、純資本ストック (netK) を用いたときの生産関数を比較してある。表 2 A のパネル (1) が 1992 年の分析であり、上段が粗資本ストック (K) を用いた推定式、下段が純資本ストック (netK) を用いた推定式である。パネル (2) は同じ形式の 2002 年の分析結果である。

2-1) 1992 年データ

1992 年データによる分析結果は、2002 年の分析結果に比べて、おおむね推定の精度は低い。その原因が、統計の不備によるのか、あるいは、中国市場で、古い時期ほど市場機構が働かないためか、あるいはその両方のためか、現段階では判定しがたい。まず、SFDI を含まない生産関数で定数項がないものを見ると、自由度調整済み決定係数 R_{bar}^{**2} は、0.604 で定数項を含むものよりも高い。(以下決定係数はすべて自由度調整済みなので、この言葉を省略する。) 定数項の t 値は低く、また他の係数の t 値も定数項がない方が高い。したがって、定数項はない (e^0) と見る方がよい。

ところで、netK と L の生産弾力性は、それぞれ、0.69 と 0.32 でおよそ、規模に関して

表 2 A 外国直接投資と中国の生産関数 (省別データ) クロスセクション分析
沿海ダミー変数以外のすべての変数は自然対数をとっている。

表 2 A パネル (1)

1992年データ	基本的な生産関数			沿海ダミーを含む生産関数			累積 FDI を含む生産関数		
	係数の値	係数の t 値	係数の値	係数の t 値	係数の値	係数の t 値	係数の値	係数の t 値	
粗資本残高による分析									
Rbar**2	0.595563		0.604046		0.690149		0.565242		
SE of Estimate	0.565649239		0.559686088		0.495106142		0.5411824		
定数項	0.618450189	0.65858							
粗資本残高 K	0.632038024	3.34030	0.657281929	3.58506	0.497449348	2.90572	0.477427952	2.37742	
労働力 (就業者) L	0.253380525	1.37195	0.315293721	2.00451	0.419564259	2.92045	0.427643556	2.62412	
沿海ダミー Dummy2					0.574547027	2.91598			
累積 FDI							0.148850256	1.91151	
純資本残高による分析									
Rbar**2	0.60700		0.61164		0.692801		0.567031		
SE of Estimate	0.557592472		0.554292639		0.492982816		0.540067551		
定数項	0.757388376	0.82545							
純資本残高 netK	0.667516375	3.49846	0.691877524	3.69215	0.522933528	2.95645	0.505056821	2.40391	
労働力 (就業者) L	0.235309578	1.28754	0.317863347	2.09036	0.422748404	3.01632	0.429428038	2.67611	
沿海ダミー Dummy2					0.562544514	2.85190			
累積 FDI							0.141930832	1.79795	

注) Rbar**2は自由度調整済み決定係数, S.E. of Estimate は推定値の標準誤差, FDI は外国直接投資。

単位は, 資本残高は億元, 労働力 (就業者数) は万人, 外国直接投資は億米ドル, 沿海ダミーは沿海部の省が1で, その他はゼロ。

収穫一定と見られる。この生産関数に、「沿海地区」ダミーを導入すると、決定係数は、向上して、0.693 に上昇する。係数の有意性は十分高く、資本、労働、地区ダミーともに、 t 値がおおよそ 3 近くで、0.5%水準でも有意である（自由度 26）。

他方、「沿海地区」ダミーを落として、外国投資累計 SFDI（対数値）をいれると、決定係数は、0.567 に低下し、各変数の係数の t 値は 5%水準では十分有意だが、「地区特性」よりは、説明力は低下する⁵⁾。

純資本ストックを資本変数にしても、おおむね同様な結果が得られるが、おおむね粗資本ストックのときよりは推定の精度は幾分向上する。ただし、ほんのわずかな上昇であり、おそらく有意な差はないと思われる。累積外国直接投資は、1992 年の段階では、まだ中国の生産性向上にそれほど顕著な影響を与えていなかったのだろうか？

2-2) 2002 年データ

2002 年データで同様な分析をすると（表 2 A のパネル（2））、決定係数は 0.9 以上にいきよに向上する。資本ストックとして、粗資本ストックをとり、SFDI を導入すると、決定係数は、0.971 に上昇し、これが、パネル（2）の決定係数の最高値になる。このとき、 K の生産弾力性は 0.56、 L の生産弾力性は 0.40 となり、SFDI の弾力性は 0.17 となる。それぞれの t 値は各、11.99、9.05、7.05 だから、0.1%水準でも有意である。興味深いことには、今度は 1992 年とは異なって、「沿海地区」ダミーよりは説明力が高い（「沿海地区」ダミーも t 値は 2.81 で有意性は高いが、7.05 には、はるかに及ばない）。

この様相は、資本を K としても、 $\text{net}K$ としても大差はない。国内資本と労働だけの生産関数の定数項はともにマイナスだが、これは、 $e^{-0.8}$ や、 $e^{-0.5}$ だから、定数項の値は規模も小さい。そしてゼロから有意に離れているとは思われない。そして、SFDI を導入すると、GDP は大部分説明されてしまう。

2-3) 10 年間の比較

2 時点のクロスセクション・データから、生産関数のパラメーターが有意に変化したかどうかは、検定できる。ここでは、簡単な構造変化テストの結果を述べておく。

1992 年データセットと 2002 年データセットをプールして、プールした全体の生産関数を $\ln Y = \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma \ln \text{SFDI}$ という形の回帰式で推定し、これと、1992 年データセットおよび 2002 年データセット別々に推定した回帰式を推定し、それぞれの残差平方和を比較して、Chow の F 検定量を求める。この検定結果によると、1992 年と 2002 年とではパラメーターが有意に変わったかは、14%の危険率で Yes、しかし 10%の危険率では有意差はない（表 2 B 参照）。1992 年に比べると、2002 年には、生産関数の精度は高まり、資本と外国直接投資累計の係数は上昇し、労働の係数は低下しているが、係数の有意差は、いま述べた程度のものである。

統計的検定を離れて、以下では記述的にこれまでの観測結果の経済的な意味合いを考察し

表2 A パネル (2)

2002年データ	基本的な生産関数			沿海ダミーを含む生産関数			累積FDIを含む生産関数		
	係数の値	係数のt値	係数の値	係数のt値	係数の値	係数のt値	係数の値	係数のt値	係数のt値
粗資本残高による分析									
Rbar**2	0.923049		0.917838		0.934559		0.970703		
SE of Estimate	0.256269588		0.26480524		0.236328456		0.158125264		
定数項	-0.807960114	-1.68185							
粗資本残高 K	0.780068668	10.32828	0.716542777	10.60245	0.653548249	10.15694	0.555791819	11.99115	
労働力 (就業者) L	0.365378828	4.99282	0.323937839	4.54949	0.375956578	5.67628	0.395431978	9.04667	
沿海ダミー-Dummy2					0.277318572	2.81050			
累積FDI							0.169867910	7.05130	
純資本残高による分析									
Rbar**2	0.919944		0.919642		0.931039		0.968637		
SE of Estimate	0.261389968		0.261881508		0.242601749		0.163605555		
定数項	-0.499586204	-1.04959							
純資本残高 netK	0.807250072	10.07603	0.769150763	10.74907	0.70501720	9.82700	0.596816785	11.51535	
労働力 (就業者) L	0.343687272	4.51013	0.314555665	4.42397	0.36531457	5.26721	0.39052943	8.50827	
沿海ダミー-Dummy2					0.240162999	2.33708			
累積FDI							0.165335595	6.57111	

注) Rbar**2は自由度調整済み決定係数, S.E. of Estimateは推定値の標準誤差, FDIは外国直接投資。

単位は, 資本残高は億元, 労働力 (就業者数)は万人, 外国直接投資は億米ドル, 沿海ダミーは沿海部の省が1で, その他はゼロ。

表2 B 1992年と2002年の生産関数の構造変化テスト (Chow-Test 1)

Linear Regression-Estimation by Least Squares

Dependent Variable LGDP

Usable Observations 28 Degrees of Freedom 25

Total Observations 58 Skipped/Missing 30

Centered R**2 0.597446 R Bar**2 0.565242

Standard Error of Estimate 0.5411824001

Sum of Squared Residuals 7.3219597546

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LK	0.4774279519	0.200817758	2.37742	0.0253986
2. LLABOR	0.4276435560	0.162966333	2.62412	0.014598
3. LSFDI	0.1488502560	0.077870655	1.91151	0.0674681

Linear Regression-Estimation by Least Squares

Dependent Variable LGDP

Usable Observations 29 Degrees of Freedom 26

Total Observations 58 Skipped/Missing 29

Centered R**2 0.972796 R Bar**2 0.970703

Standard Error of Estimate 0.1581252640

Sum of Squared Residuals 0.6500935774

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LK	0.5557918189	0.046350187	11.991	0
2. LLABOR	0.3954319780	0.043710228	9.0467	0
3. LSFDI	0.1698679102	0.024090299	7.0513	0.00000017

Linear Regression-Estimation by Least Squares

Dependent Variable LGDP

Usable Observations 57 Degrees of Freedom 54

Total Observations 58 Skipped/Missing 1

Centered R**2 0.877315 R Bar**2 0.872771

Standard Error of Estimate 0.4056732347

Sum of Squared Residuals 8.8868217590

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LK	0.6484701869	0.07682447	8.4409	0
2. LLABOR	0.2857998811	0.062473021	4.5748	0.00002829
3. LSFDI	0.1728569501	0.041766013	4.1387	0.0001232

Chow-Test-1 F-statistic

F (3,51) = 1.95070 with Significance Level 0.13315895

よう。まず、生産関数の自由度調整済みの決定係数は、定数項ありでも、なしでも、ともに2002年の方が顕著に高くなる(0.6台から、0.9台に上昇する)。生産関数の当てはまりが向上することは、資本と労働が有効に利用されて、生産との対応が向上していることを意味しよう。中国企業の経営効率は、かつて、「親方五星紅旗」のもとで、資本の利用も、労働利用も効率的でなく、とりわけ、労働力は余剰労働力を抱えていたと言われるが、そのような状況では、要素投入データと生産量との対応は曖昧になる。1992年といえば、改革開放が国家の基本方針となった1979年から12-13年経過した時期だが、こうした政治方針が経済に浸透するには10年以上の時間がかかっても不思議ではない。

次に、記述の煩雑化を避けるために、有意性の高い定数項なしの生産関数に限定して、各要素の生産弾力性に注目しよう。すると、1992年では、資本の生産弾力性と労働の生産弾力性が、それぞれ、0.66-0.69と0.32だったが、2002年では各、0.72-0.77と0.31-0.32となった。資本の生産弾力性は上昇し、他方、労働の生産弾力性は、ほとんど変化ない(幅をつけた係数は粗資本ストックと純資本ストックを用いた推定のバラツキを反映している)。余剰労働力を抱えていると、労働の生産弾力性は低くなって当然である。ただし、先に述べたように厳密な統計的検定では、パラメーターの構造変化はこの2時点で10%の危険率では有意差はないという結果になっている。

外国直接投資累計額(SFDI)が関数に導入されると、一般的に、資本の生産弾力性(netKあるいはgrossKの弾力性)がSFDIの生産弾力性に一部分吸収されるのであろう。資本の生産弾力性が低下し、労働の生産弾力性が上昇している。労働の生産弾力性が上昇する必然性はないと思われるが、具体的に係数をみると次のようになる。

再び、煩雑化を避けるために、粗資本ストックを用いた回帰式に限定して計測結果を比較する⁹⁾。1992年には、資本の弾力性は0.48、労働の弾力性は0.43、SFDIの弾力性は0.15になる。他方、2002年には、それぞれ、対応する弾力性は、0.56、0.40、0.17になる。資本の生産弾力性、SFDIの生産弾力性ともに上昇し、労働の生産弾力性は低下している。ただし、これらの係数に有意差はほとんどない。

1992年では粗資本ストックと、就業者数だけからなる生産関数に比べて、SFDIを導入した生産関数の \bar{R}^2 は低下するが、2002年に関しては、逆に上昇している。中国の生産関数がより精度高く推定できると同時に、外国直接投資の生産への寄与がより明確になったことを意味するだろう。

3. パネル分析

本節では、前節までで扱った29「地区」ではなくて、最初の21「地区」の13年間のデータを用いて、累積外国直接投資(SFDI)を含む中国の生産関数、省別の生産関数を推定す

付表 1 データ説明

番号	地域名	番号	地域名	番号	地域名		変数名	単位
1	北京市	11	浙江省	21	海南省	GDP	国内総生産	億元
2	天津市	12	安徽省	22	四川省	FDI	直接投資	億ドル
3	河北省	13	福建省	23	貴州省	K	固定資産原値	億元
4	山西省	14	江西省	24	雲南省	NETK	固定資産淨値	億元
5	内モンゴ	15	山東省	25	陝西省	LAB	労働力	万人
6	遼寧省	16	河南省	26	甘肅省	DUMMY1	直轄市ダミー	
7	吉林省	17	湖北省	27	青海省	DUMMY2	沿海省ダミー	
8	黒竜江省	18	湖南省	28	寧夏	SFDI	FDI 累計	億ドル
9	上海市	19	広東省	29	新疆	Kgross	K と同じ	
10	江蘇省	20	広西			冒頭の L は自然対数の意。		

注：直轄市ダミーは、北京、上海、天津は 1，その他省はゼロとなる。

沿海地区ダミーは、沿海省は 1，その他はゼロ。

出所：中国統計年鑑各年版，中国長期統計年鑑 2002 年版，
新中国 50 年統計資料匯編 1999 年版。

る。パネル分析の基礎的な事柄は、森棟公夫（1999）を参照している。パネル回帰式および、パネル分析上の固定効果分析，ランダム効果分析，およびパネルデータ変換を用いた固定効果分析のプログラムは、Estima 社の RATS version 5.0 に依拠している。

使用する中国の「地区」データは前節まで用いたものと同じであるが、今度は各地区にわたって、1990 年から 2002 年までの年次データである。前節で用いた 29 地区に比べて 8 地区を落として 21 地区になったのは、8 地区については SFDI データが数年間欠損となるので、そのために、全体の標本数を減らすことを避けたからである。また割愛した「地区」は外国直接投資に関しては統計が不備であることが示唆するように、外国直接投資も多くない地区である。その詳細は付表 1（このうち 22 番から 29 番までを割愛した。）

ここでは、前節で確認した 1992 年と 2002 年という 2 時点のクロスセクション分析から、21 地区 13 年間（1990-2002 年）のプールされたデータ（標本数 $21 \times 13 = 273$ ）を扱うことになるが、推定する生産関数は、これまでと同様ダグラス型生産関数であり、自然対数の線形関数である。手順としては、最初に、1）固定効果（fixed effect）モデルと、ランダム効果（random effect）モデルをパネル回帰式で推定する。固定効果分析では、定数項は時間に関係なく一定とされるので、定数項なしの関数となる。次に、2）地区ダミー変数付きの固定効果分析を行う。説明変数の係数は全体で共通だが、「地区」の特性は、当該地区番号のとき 1 で、その他のときはゼロになる「地区」ダミー変数の係数として推定される。最後に、3）パネルデータ変換値（先のパネル回帰の時間分散と「地区」分散統計量を用いて変数変換する）を使って、OLS で固定効果分析を行う⁷⁾。

表3 パネルデータの基本統計量

Series	Obs	Mean	Std Error	Minimum	Maximum
NO	273	11.000000	6.066422	1.000000	21.000000
GDP	273	2648.370733	2253.909562	102.490000	11769.730000
KGROSS	273	2065.134176	1773.223090	38.780000	9550.470000
LAB	273	2237.315348	1312.488490	304.620000	5571.700000
SFDI	273	112.631054	197.657548	0.130000	1448.160000
LGDP	273	7.522918	0.896614	4.629765	9.373286
LKGROSS	273	7.250874	0.960761	3.657905	9.164346
LLAB	273	7.489420	0.736076	5.719065	8.625455
LSFDI	273	3.710702	1.575989	-2.040221	7.278049

(注 NOは「地区」番号である。その他の変数については本文および付表1参照。)

3-1) 計測結果

データの基本統計量は、表3に示したとおりである。ドル建て表示のままのSFDI（累積外国直接投資額）は、平均値で112.6億ドル、粗資本ストックの平均値は2065億元である。いまは、各年次の為替レートで外国投資を元建てに換算して、それを累計して元建て累積投資額を作るという操作はしてない。外国投資から形成される資本ストックは、元建ての資本ストックとは別の生産要素だとして扱う。推定結果は、表4に要約してある。

はじめに、固定効果（Fixed Effect）分析をすると、固定効果分析では、定数項は時間に関係なく、共通で一定とみなすので、定数項は落ちて、表（4-1）のようになる⁸⁾。21の「地区」にかんして、1990年から2002年までの13年次のパネルデータを定数項なしでパネル回帰推定（RATSではProgressプログラムと言う）すると、自由度調整済み決定係数は、0.993で労働以外の項の係数はきわめて高い有意度で推定される。Kの生産弾力性は0.66、SFDIの生産弾力性は0.18でt値はそれぞれ、26.7、12.0である。これに対して、労働の生産弾力性は0.08でt値は0.92と低く、ゼロから有意に離れているとは言えない。

次に、ランダム効果推定に移ると、今度は定数項が入って、表（4-2）のような結果を得た。これもRATSのProgressコマンドを使う。すると、定数項は、約0.5017だが、そのt値は1.148と低く、これは有意度0.25だから、ゼロであるという帰無仮説を危険率25%でも棄却できない。ゼロから有意に離れているとは言えない。ただし、労働の生産弾力性は、0.205（t値は、3.60で、危険率1%で有意にゼロから離れている。以下括弧内は同じくt値を示す）、資本Kと外国直接投資累積額（SFDI）の生産弾力性はそれぞれ、0.67（28.45）、0.18（12.59）となった。自由度調整済み決定係数は、前項と同じで、0.993である。

以上が、RATSのパネル回帰推定による推定結果であるが、固定効果分析は、地区ダミー変数を用いて、パネルデータをPRegressでなく、OLSによっても推定できる。これ

表 4 パネルデータの固定効果, ランダム効果, 独立化変換後各推定結果

(4-1) Panel Regression-Estimation by Fixed Effects (固定効果の推定)

Dependent Variable LGDP

Panel (13) of Annual Data From 1//1990 : 01 To 21//2002 : 01

Usable Observations 273 Degrees of Freedom 249

Centered R**2 0.993693 R Bar**2 0.993111

Standard Error of Estimate 0.0744193742

Sum of Squared Residuals 1.3790225708

Regression F (23,249) 1705.8156

Significance Level of F 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LKGROSS	0.6616882142	0.0248205984	26.65883	0.00000000
2. LLAB	0.0793300867	0.0861021912	0.92135	0.35776054
3. LSFDI	0.1824557931	0.0151985931	12.00478	0.00000000

(4-2) Panel Regression - Estimation by Random Effects (ランダム効果推定)

Dependent Variable LGDP

Panel (13) of Annual Data From 1//1990 : 01 To 21//2002 : 01

Usable Observations 273 Degrees of Freedom 269

Centered R**2 0.993637 R Bar**2 0.993566

Standard Error of Estimate 0.0719209318

Sum of Squared Residuals 1.3914348963

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.5017188428	0.4370057489	1.14808	0.25093433
2. LKGROSS	0.6661288122	0.0234107157	28.45401	0.00000000
3. LLAB	0.2053181751	0.0569850771	3.60302	0.00031455
4. LSFDI	0.1761039872	0.0139850340	12.59232	0.00000000

が, 表 (4-3) である。この場合, 各変数の係数はどの地区にも共通で, その値は変数番号 1 から 3 までに示してある。これは, 表 (4-1) と同じである。この表で変数番号 4 以降が, 地区ダミー変数で, それぞれ該当する地区のとき, この定数項となる。ちなみに, 読み方の一例を示すと, Idummies (1) は, 北京市の定数項であり, 北京市の場合, 定数項は 1.207456 (t 値 2.105) でこのダミー変数は危険率 5% で有意である。ほとんどすべての地区で, 危険率 10% 以内で, 定数項は有意だが, 例外が一つある。それは地区番号 2 (天津市) である⁹⁾。

最後に表 (4-4) は, ランダム効果と固定効果の分析の時に計算された誤差の分散を用いて, データ変換をした後に, 定数項つき回帰式を再推定した結果を示す。各変数の係数は表 (4-2) と同じだが, 決定係数, 各変数の係数の t 値, 誤差の平方和などは変数変換によって少し異なっていることが分かる。しかし, この方法でも, 推定式は危険率 0.1% でも有意であることが証明されている。

外国直接投資と中国の生産性

(4-3) Linear Regression-Estimation by Least Squares (地区番号ダミ一定数項付き推定)

Dependent Variable LGDP

Panel (13) of Annual Data From 1//1990 : 01 To 21//2002 : 01

Usable Observations 273 Degrees of Freedom 249

Centered R**2 0.993693 R Bar**2 0.993111

Standard Error of Estimate 0.0744193742

Sum of Squared Residuals 1.3790225708

Regression F (23,249) 1705.8156

Significance Level of F 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LKGROSS	0.6616882142	0.0248205984	26.65883	0.00000000
2. LLAB	0.0793300867	0.0861021912	0.92135	0.35776054
3. LSFDI	0.1824557931	0.0151985931	12.00478	0.00000000
4. IDUMMIES (1)	1.2074564859	0.5735601268	2.10520	0.03627622
5. IDUMMIES (2)	0.8555995946	0.5457366858	1.56779	0.11820045
6. IDUMMIES (3)	1.6609390969	0.7206524475	2.30477	0.02200262
7. IDUMMIES (4)	1.1980776657	0.6518689228	1.83791	0.06726669
8. IDUMMIES (5)	1.6230093548	0.6308257179	2.57283	0.01066718
9. IDUMMIES (6)	1.1252730968	0.6708217522	1.67745	0.09470837
10. IDUMMIES (7)	1.2133863538	0.6331290640	1.91649	0.05644734
11. IDUMMIES (8)	1.4225673636	0.6594369468	2.15725	0.03194363
12. IDUMMIES (9)	1.0875331137	0.5902436265	1.84252	0.06658860
13. IDUMMIES (10)	1.5455550693	0.7211347667	2.14323	0.03306427
14. IDUMMIES (11)	1.7731889970	0.6975380940	2.54207	0.01162680
15. IDUMMIES (12)	1.7176081608	0.7163022294	2.39788	0.01722724
16. IDUMMIES (13)	1.6069136801	0.6432801991	2.49800	0.01313558
17. IDUMMIES (14)	1.6594332262	0.6733336256	2.46450	0.01439642
18. IDUMMIES (15)	1.5824665514	0.7452172518	2.12350	0.03469862
19. IDUMMIES (16)	1.7069852230	0.7528238946	2.26744	0.02422086
20. IDUMMIES (17)	1.5742363385	0.6966373175	2.25976	0.02470060
21. IDUMMIES (18)	1.7117394395	0.7191578224	2.38020	0.01805663
22. IDUMMIES (19)	1.2955777230	0.7145871940	1.81304	0.07102917
23. IDUMMIES (20)	1.5956138410	0.6849272421	2.32961	0.02062697
24. IDUMMIES (21)	1.3692676339	0.5054206584	2.70916	0.00721357

(4-4) Linear Regression-Estimation by Least Squares (独立化変換後の再推定)

Dependent Variable LGDPFIX

Panel (13) of Annual Data From 1//1990 : 01 To 21//2002 : 01

Usable Observations 273 Degrees of Freedom 269

Centered R**2 0.985666 R Bar**2 0.985506

Standard Error of Estimate 0.0737012453

Sum of Squared Residuals 1.4611739872

Regression F (3,269) 6165.8536

Significance Level of F 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. CONSTFIX	0.5017188428	0.4353881047	1.15235	0.25020092
2. LKGROSSFIX	0.6661288122	0.0233240573	28.55973	0.00000000
3. LLABFIX	0.2053181751	0.0567741380	3.61640	0.00035662
4. LSFDFIX	0.1761039872	0.0139332662	12.63910	0.00000000

3-2) パネル分析総括

以上のことから、中国 21 地区、1990 年-2002 年のパネルデータから、各地区でも、中国全体でも、外国直接投資累計額が、生産にかなり顕著なプラス効果を生んでいたことが分かった。第 2 節までに行った 2 時点のクロスセクション分析に限定せずに、プールされた時系列・クロスセクション・データによって、精度の高い生産関数が推定され、その中で外国直接投資累計額が有意に生産拡大効果を発揮していたことは、ひとつの重要な事実発見であろう。また、パネルデータから、労働の生産弾力性がランダム効果の場合有意だが、0.205 と小さく、資本 K (同弾力性 0.67) と外国直接投資累計額 SFDI (同 0.18) の弾力性に比べて小さいことは、いまだに余剰労働の存在が示唆されているのではないかと推察される。

4. 結 語

この研究ノートは中国における外国直接投資と国内生産の定量的な関係を、生産への外国直接投資累計額の寄与という形で検討した。国内資本データ、労働統計、外国直接投資などのデータに深く立ち入って検討しなければならない問題も多数あるが、さしあたり利用可能なデータで、予備的な推定作業をしたものである。その結果、1992 年と 2002 年という 2 時点のクロスセクション分析 (29 地区) では、1992 年では生産関数の推定精度も低いが、それでも有意性はあり、2002 年になると有意性の高い生産関数が推定できた。そして外国直接投資累計額は、生産に有意なプラス効果を持っていたことが分かった。ただし、1992 年と 2002 年では構造変化があったという仮説 (推定式の係数が有意に変化したという仮説) は危険率 10% では支持されない。言い換えれば、2 時点の計測結果の差は、有意性は高くはないことが分かった。

標本数を増やして、21 地区、13 年間のプールされたデータ (パネルデータの標本数 273) に当てはめて、行ったパネル回帰分析では、生産関数はもっと有意性が高い形で計測された。データの欠損が多い地区をはずしたため地区数は 29 から 21 に減少したが、時系列データは、2 時点だけではなく、13 年次をとったが、外国直接投資累計額を含む生産関数は、極めて高い有意性を持つことが分かった。そして、中国の生産において、生産弾力性が高いのは、資本 K (弾力性約 0.67-0.70)、外国直接投資累計額 SFDI (弾力性約 0.18) であり、労働の生産弾力性は、高い場合でも 0.20 程度だということが分かった¹⁰⁾。

注

- 1) データの詳細は、付録 1 に説明してある。
- 2) K から SFDI を引いた場合の推定は後に行う。
- 3) 中国の統計でも、純資本ストック (固定資産純値) netK も利用可能だが、生産関数を推定す

外国直接投資と中国の生産性

ると、粗資本ストックの方が当てはまりがよいことが判明したので、本稿では粗資本ストックを用いたケースだけ説明する。実際に生産に寄与するのは、減価償却後の簿価資本ストックではなくて、償却前の資本ストックが有効なことは大いにあり得ることである。

- 4) ただし、外国直接投資は、1986年からの実行額を当該年度まで累計したものである。本来ならば、SFDIをKから差し引かなければならないが、ドル建てで記録したSFDIを元建てに換算するときには為替レートを用いなければならない。現段階では、KとSFDIは別種の要素とみなして回帰計算する。ところで、基本統計量が示すように、ドル建てSFDIはKの規模に比べると平均値でKの5%程度の規模である。
- 5) 「沿海地区」ダミーとSFDIを同時に導入すると、一方の符号条件が満たされなくなることも分かった。
- 6) 粗資本ストックと純資本ストックを用いた分析でも、推定結果はおおむね変わらないが、2002年の当てはまりがよい粗資本ストックを取り上げる。
- 7) この変数変換に関しては、森棟公夫(1999) p 206-207 参照。またRATSのプログラムに関しては、RATS version.5.0 Users' Guide Chapter 14 参照。
- 8) RATSではこのような回帰式はProgress (Panel Regression) というプログラムが行う。
- 9) 地区番号をダミー変数にした固定効果分析の結果は、各地区で、資本と労働、外国投資の寄与が共通の結果を生むとしたならば、地区ダミー変数に地区特性が反映される。その解釈は、別の機会に論じる。
- 10) 外資系企業では余剰労働力は抱えないだろうが、国内企業、とりわけ国営企業はまだ余剰労働力を抱えて、一部社会保障的な役割も果たしているかもしれない。

参考文献

1. 森棟公夫、『計量経済学』、東洋経済新報社、1999年、p 202~208。
2. 浅野 哲・中村二郎、『計量経済学』、有斐閣、200年、p 223~235。
3. 関口末夫、『パソコンで学ぶマクロ経済学』、勁草書房、1996年、p 173~180。
4. Estima, Users' Guide, RATS Verion 5, 2000年, Chapter 14, p 421~518.

(研究ノート完 2004年9月)