

中国の地域間人口・労働力移動と 市場ポテンシャル

青 木 浩 治

1 はじめに

改革・開放後の中国における地域間人口・労働力移動は、戸籍制度の残存にもかかわらず次第に活発化しており、デフレが進行した90年代末以降、それまでの郷鎮企業による労働力吸収に代わる新しい農村労働力吸収メカニズムとなりつつある (Cai, Park and Zhao, 2004; Du et al., 2005)。あるいは同じことを中国の国内経済統合という視点から見ると、依然限定的ではあるものの、財市場に加えて労働市場の国内統合が徐々に進展しつつあるということである。そして、戸籍制度の壁を越えて定住を伴う都市化の進行が不可欠の段階がやがて到来するものと考えられる。戦後の日本経済の経験が示唆するように、農業部門から非農業部門への労働力移動が中国の低農業生産性の根本要因である土地の希少性を克服し、その結果として成長の果実を広く国民に均霑させる鍵となるからである。またこの過程において、同時に大規模な都市化と地域間人口・労働力移動が発生するものと予想される。そして、この都市化こそが中国の積年の課題である内需主導成長への転換契機になるのであろう。この意味で、今後の中国経済を展望する上で地域間・産業間の人口・労働力移動のメカニズムならびにそのインパクトを分析しておく必要性は高い。

本稿は、以上の分析関心から中国の地域間人口・労働力移動のメカニズム

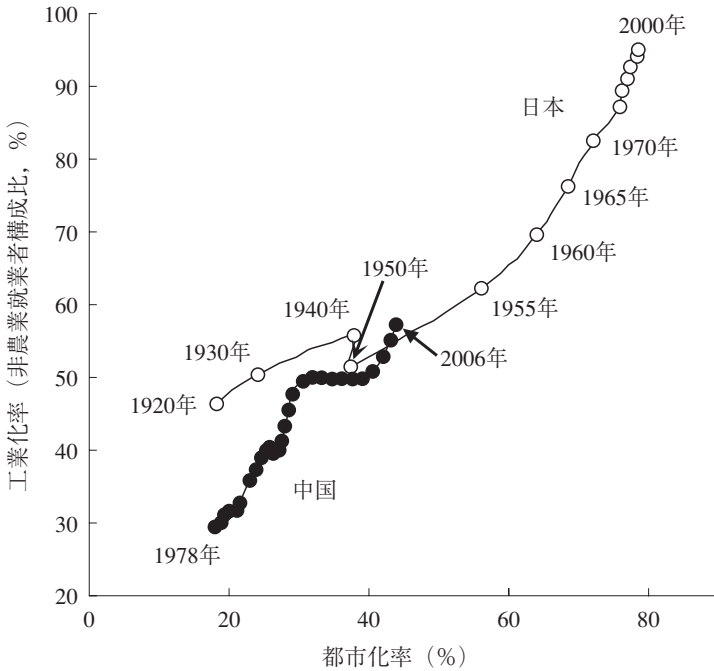
を分析する一つの試みである。中国の労働力移動の分析事例はおびただしい数にのぼるものの（丸川，2002；巖，2005；Du et al., 2005；Johnson, 2003；Poncet, 2006；Poncet and Zhu, 2003；Zhang and Song, 2003；Zhu, 2002），特に「新しい経済地理学（New Economic Geography: NEG）」の枠組みに依拠しつつ，従来あまり注目されてこなかったNEGのキー変数である「市場ポテンシャル」の役割に焦点を当てた分析を行ってみたい。Hanson（2005），Head and Mayer（2004, 2006），Redding and Venables（2004）等の分析から容易に予想されるように，中国においても地域間の賃金格差や一人当たり所得格差はかなりの程度市場ポテンシャルの相違によって説明可能であり，したがって地域間人口・労働力移動の決定因の背後にこうした地域による基礎的諸条件の差が潜んでいるはずである。本稿の主要課題は，中国の地域別市場ポテンシャルおよび価格指数のおそらく最初の体系的な計測結果に基づいて，中国の一級行政区間の人口・労働力移動の分析を行うことである。その結果，中国の地域間人口・労働力移動はNEGが示唆するメカニズムによって基本的に進行していることを示してみたい。

本稿の構成は次の通りである。まず，次節において中国の地域間人口・労働力移動の現状を，戦後日本の経験を交えて簡単に素描する。続く3節においてわれわれが依拠する理論枠組みを説明し，4節において推定結果を報告する。5節は結論を簡潔に要約している。

2 中国の地域間人口・労働力移動

戦後日本の経験を引き合いに出すまでもなく，経済発展は同時に経済・社会構造の質的変容を伴うものである。なかでも工業化（もしくは産業化）と都市化の同時進行が決定的重要性を持つことは広く知られており，体制移行国であるとともに発展途上国でもある中国にとって，この経験則を踏まえておくことは，その現状と今後の方向性を確認する上できわめて重要な作業と

図1 工業化・都市化の日程比較



資料) 日本は総務庁統計局ホームページ，中国は国家統計局編『中国統計年鑑』各年版，および国家統計局・労働和社会保障部ホームページ。

考えられる。

図1は、1920年代以降の日本の工業化・都市化の足跡と、改革・開放以降の中国のそれとを重ね合わせたものである。ここで、工業化の程度は非農業部門従業員構成比により、都市化の程度は都市化率（全人口に占める都市人口の割合）によってそれぞれ測られている。地域差を捨象した平均像という限界に留意しなければならないとしても、この図は改革・開放後中国の到達点と今後の目指すべき方向性の双方を明確にしているように思われる。第一に、改革・開放後平均10%近い経済成長を30年間にわたって実現してきたも

の、現在の中国の到達点は依然日本の1950年代前半段階である。ちなみに東京オリンピック（1964年）と大阪万博（1970年）の開催時点における日本のポジションと、2008年に北京オリンピック、2010年に上海万博開催を控えている現在の中国のそれとの違いにも注目すべきである。明らかに現在の中国は、当時の日本に遠く及んでいない。⁽¹⁾したがって第二に、今後中国の経済・社会において就業・居住面での工業化と都市化が一層進展していく余地はきわめて大きい。確かに東部の一部大都市の光景は先進国経済のそれとあまり異ならなくなっているものの、胡鞍鋼の「一個国家、四個世界」論（中国という一つの国に四つの異なった世界が並存するとの議論）が的確に描写するように、それは中国の一側面（第一世界）にすぎない。そして全体として見た場合の中国は、実はこれからと考えられるのである。⁽²⁾

(1) 東京オリンピック開催直後の1965年時点における日本の非農業就業者比率は76.5%、都市化率は68.5%であったのに対し、2006年時点における中国のそれは、それぞれ57.4%、43.9%である。

(2) 吉川（1992）が主張するように、日本の戦後高度経済成長が基本的に都市化の飽和によって終わったと考えることが許されるならば、日本の経験は少なくとも労働力面から判断して、今後中国の高度経済成長が非農業就業者比率80%、都市化率70%の水準に到達するまで可能ということを示唆している（現状は2006年時点で前者が57%、後者が44%段階である）。

ちなみに中国の都市化が農村部における土地利用制度や戸籍制度の残存等により遅れているとの議論が散見される。この点を確認するため、一つの参考として2004年時点における世界137ヶ国の都市化率（ u %）と一人当たり国民所得（ y 、購買力平価ベース）の関係を世銀データを使って推定してみると、次のような結果が得られる。ここで経済発展水準の割に都市化が進行しているラテン・アメリカ18ヶ国を捉えるためのダミー D_{LA} 、砂漠・乾燥地域のゆえにやはり都市化が過度に進行していると考えられる中近東・北アフリカ12ヶ国ダミー D_{Arid} に加え、中国ダミー D_{China} を説明変数に加えている（カッコ内は不均一分散頑健標準誤差から計算された t 値。残差の変動範囲を制限しないため $100-u$ で都市化率を基準化している）。

$$\ln \{u/(100-u)\} \\ = -5.575 + 0.661 \ln(y) + 0.682 D_{LA} + 0.794 D_{Arid} - 0.569 D_{China} \quad \text{adjR}^2 = 0.622 \\ (-12.8) \quad (12.8) \quad (4.29) \quad (3.50) \quad (-8.28)$$

ひるがえって戦後日本の経験を振り返ってみると、地域間・産業間の大規模な人口・労働力移動、あるいは平たく言うところの「昭和の民族大移動」が、分配面での平等化を伴った高度経済成長という世界史上稀有な現象によって決定的重要性を持っていた。部分的に異論はありうるものの、特に日本の高度経済成長は①戦前期の輸出主導成長とは異なり、基本的に新製品の普及と産業成長を軸とする内需主導成長であったこと、そして②その基本メカニズムの核心部分は、吉川（1992、第2章）が主張するように「都市化」であったことを認識しておくことが重要である。地方から沿海都市部への定住型人口・労働力移動が都市部における住宅・耐久財需要を誘発し、これが家電・自動車等の耐久消費財産業や鉄・石油化学等の素材産業の成長を促した。またこれら重化学工業部門は新しい技術をアメリカから輸入してそれを設備投資に体化させ、その完成品が都市部の新規需要を満たしていった。その結果さらに労働力需要が拡大し、地方から都市部への一層の人口・労働力移動が引き起こされた。まさに民族大移動が中核となって Matsuyama (2002) の言う「大衆消費社会」が出現したのである。そしてこの過程において、農村部における過剰な人口・希少な土地という日本が永らく苦悶してきた課題が克服され、むしろ過疎が問題視されるまでに至った。1961年の農業基本法による農産物価格支持制度や1954年に始まる地方交付税制度といった制度的な裏付けもあったものの、貧しい日本の農村というイメージを払拭し、経済成長の恩恵が全国津々浦々に均霑した（つまり格差が縮小した）基本的メカニズムがこの人口・労働力移動による土地の希少性緩和であったことは否定し難い事実であろう。

この推定結果、特に中国ダミー D_{China} の係数推定値が示しているように、中国の都市化率はその経済発展水準の割には低いとの印象は、タイほど極端ではないものの実証的にも一応支持されるようである。なお、この推定結果を用いて中国の現在の一人当たり所得に見合う都市化率を計算すると54%となり、1.4億人程度の人口移動によりその水準が実現可能である。

このように、戦後日本の高度経済成長のコア部分は地域間・産業間の人口・労働力移動にあった。これに対して、中国はどのようなであろうか？ 計画期では戸籍制度によって都市と農村は分断され、居住の自由はもとより職業選択の自由すら認められていなかった。当時の中国は、都市部の単位、農村部の人民公社体制という異なった社会構造が併存する二元社会であったと言っている。

こうした歴史的経緯から出発して、中国は次第に人口・労働力移動の余地を拡大していく。⁽³⁾ その最初のブレークスルーは1984年1月の中共中央一号文件ならびに同年10月の「農民の集鎮への戸籍転出に関する通知」であった。およそ住居や職業選択の自由などなかった社会に、狭い範囲ながらも転籍・転職による人口・労働力移動が公式に認められたのである。そして、この規制緩和がその後の郷鎮企業の飛躍的成長と農村部における1億3千万人もの非農業就業機会を創出する制度的背景であったことはよく知られている。

しかし、郷鎮企業の雇用吸収力も90年代半ばでほぼ限界に達してしまった。モノ不足を背景として作れば何でも売れる時代が終わったからである。その結果として、郷鎮企業の多くは所有制形態の転換を含みリストラを強いられ、この農村部における構造変化により1997年から2002年の6年間、農村労働力の非農業分野への移転が頓挫し、中国の農業就業者構成比は50%の水準で足踏み状態となってしまった。⁽⁴⁾ 「離土不離郷」という言葉で象徴される中国流

(3) 中国の地域間人口・労働力移動の制度的背景の変遷について、例えば李(2006)が有益である。

(4) その一方で、都市化は不断なく進行した(図1を参照)。しかしその動因について、それまでの中小規模都市の人口肥大化から人口100万以上の大都市への人口集中へと質的な変化が見られる。例えば都市人口増加の内容を観察すると、人口100万人以上の都市(現在170以上)の人口の増加が全都市人口増加に占める割合は1982-90年が45.8%、1990-96年が50.4%であったが、その後の1996-2004年ではその割合は実に96.5%に上昇した(国家統計局人口和就業統計司編『中国人口統計年鑑』各年版による)。このように、近年の都市化は大都市に偏っている。

の農村工業化路線は、ここにその歴史的転機を迎えるのである。

その一方で、農村労働力は狭い農村部を超えて、近隣の都市、あるいは遠く沿海部の大都市へとその移動の範囲を広げていく。その最初の足がかりは1985年7月の暫住証制度の導入であり、1994年からはこの戸籍転籍を伴わない暫住移動が制度化され、地元の公安当局（警察）に流動人口証明を提出した後、移動先で暫住証明（および雇用者による就業許可証）を取得すれば省を超えて比較的自由に移動が可能となった（1994年11月の労働部「農村労働力の省間移動就業に関する規定」）。また、農産物流通の自由化と1993年の食糧配給制の廃止もそれを後押しする重要な制度環境の変化であった。食糧配給切符がなければ食糧が調達できず、都市での生活そのものが不可能であった（したがって農民の出稼ぎが食糧調達の面から不可能であった）計画期の制度が、これをもって名実ともに消滅したのである。

表1は、中国の地域間人口移動を「期間人口移動（5年前と現在の常住地が異なる5歳以上人口数）」に絞ってまとめたものである⁽⁵⁾。なお、常住者の定義ならびに移動の範囲が統計によって異なっていることに注意しよう。特に2000年人口センサス以降では移動の範囲が従来の県レベル以上から郷鎮・街道レベルに引き下げられたため、見かけの人口移動数が急増している。しかし省間の移動はこの定義変更によって影響を受けないため、年度間の比較は可能と判断される。この表によると、1987年での省間移動は627万人（5歳以上人口比0.6%）であったものが1995年では1,066万人（同0.9%）、2000

(5) ただしいつ現在の常住地に移動したかは問われない。なお、その他使用される人口移動データとして、戸籍移動を伴わない人口移動をとらえた「暫住移動人口（流動人口）」や2000年人口センサスから作成が開始された「生涯移動人口（生まれた地域と現常住地の異なる人口統計）」が利用可能である。また、OD表が得られる農村労働力の移動については労働和社会保障部培訓就業司・国家統計局農村社会経済調査総隊（2001, 2002）があり、丸川（2002, 第2章）はこのデータに基づく分析事例である。

表1 中国の期間人口移動

単位：万人

中国		内訳			常住者定義	移動範囲
時点	移動人口数	省内から	他省から	外国から		
1987年	3,053.26	2,422.06	626.50	4.70	半年以上	市・鎮・県間
1990年	3,412.76	2,302.57	1,106.54	3.65	1年以上	市・鎮・県間
1995年	3,322.97	2,256.91	1,066.09	—	半年以上	市・鎮・県間
2000年	12,759.41	9,356.89	3,398.12	2.21	半年以上	郷鎮・街道
2005年	13,495.42	9,691.21	3,804.21	—	半年以上	郷鎮・街道
対5歳以上人口比						
時点	移動人口	省内から	他省から	外国から	5歳以上人口数	
1987年	3.2%	2.5%	0.6%	0.0%	96,866.28	
1990年	3.4%	2.3%	1.1%	0.0%	101,407.22	
1995年	2.9%	2.0%	0.9%	—	114,657.00	
2000年	10.7%	7.9%	2.9%	0.0%	118,742.77	
2005年	11.1%	8.0%	3.1%	—	121,348.40	
日本						
日本		内訳			常住者定義	移動範囲
時点	移動人口数	県内から	他県から	外国から		
1980年	2,621.94	2,017.48	596.47	5.97	3ヶ月以上	市町村
1990年	2,950.70	2,022.60	888.90	39.20	3ヶ月以上	市町村
2000年	3,334.99	2,496.05	838.94	62.32	3ヶ月以上	市町村
対5歳以上人口比						
時点	移動人口数	県内から	他県から	外国から	5歳以上人口数	
1980年	22.4%	17.2%	5.1%	0.1%	11,698.90	
1990年	25.3%	17.3%	7.6%	0.3%	11,679.20	
2000年	27.6%	20.7%	6.9%	0.5%	12,079.32	

注) 期間移動人口とは5年前の常住地と現在の常住地が異なる5歳以上人口を指す(中国の場合、戸籍の変更を伴う移動とそうでない移動の両方を含む)。

資料) 中国は国家統計局人口統計司編『中国1987年1%人口抽樣調査資料』中国統計出版社, 1988年, 國務院人口普查弁公室・国家統計局人口統計司編『中国1990年人口普查資料: 第四冊』中国統計出版社, 1993年, 全国人口抽樣調査弁公室編『1995年全国1%人口抽樣調査資料』中国統計出版社, 1996年, 國務院人口普查弁公室・国家統計局人口和社会科技統計司編『中国2000年人口普查資料(下冊)』中国統計出版社, 2002年, 國務院全国1%人口抽樣調査領導小組弁公室・国家統計局人口和就業統計司編『2005年全国1%人口抽樣調査資料』中国統計出版社, 2007年。日本は総理府統計局『日本統計年鑑』1982・1992・2006年による。

中国の地域間人口・労働力移動と市場ポテンシャル

年にはその3倍の3,398万人（同2.9%）に、そして2005年では実に3,804万人（同3.1%）へと激増している。このように、中国の地域間人口・労働力移動は90年代後半から急増しており、現在では省内を含めて1.5億人に近いオーダーに達しているとみられる。

第二に、省間人口・労働力移動の地域構成を整理した表2が示しているように、移動の流れが「内陸部から東部沿海部への移動」に大きくシフトしている。より具体的には、1987年時点における内陸部から東部（新区分による11省）への移動は全省間移動の36.3%を占めていたにすぎず、内陸部内部での移動シェア32.1%とほぼ拮抗していた（残り15.8%が東部内部、16.0%が東部から内陸部への移動であった）。しかし、この内陸部から東部への人口移動比重はその後次第に上昇し、1995年時点では48.4%、2000年時点では64.7%、さらに2005年では67.9%へと、中国の地域間人口移動の太宗を占めるに到っている。中国国内の地域間人口・労働力移動は徐々に拡大の趨勢を見せる一方で、同時にそれが広域化していると言えよう。

ちなみに表1には、同じ期間移動人口統計がとれる日本の国勢調査の結果が示されている。一般に日本国内の人口移動性はアメリカやオーストラリア、韓国と同じように比較的高いことが知られている（その逆が欧州である。Obstfeld and Peri (1998)）。移動範囲の定義が異なるため直接的な比較は困難であるものの、例えば日本の2000年時点における移動人口総数は5歳以上人口の27.6%を占めていた。これに対し、同年の中国のそれは10.7%であり、また中国の省間移動の割合2.9%は日本の県間移動の割合6.9%の半分以下である。このように、中国国内の人口移動性はその絶対規模が大きいために非常に高く見え、また実際にその程度が次第に高まっていることは事実であるけれども、人口規模をコントロールした相対規模で観察する限り、現在の日本の水準には達していないと見るべきであろう。⁽⁶⁾

表2 中国の地域間人口移動

単位：%

		1987年		送出地域		合 計
		東部 11	中部 8	西部 12		
受入地域	東部 11	15.8	21.5	14.8		52.0
	中部 8	10.0	7.6	7.1		24.6
	西部 12	6.0	5.8	11.6		23.3
	合 計	31.8	34.8	33.4		100.0
		1990年		送出地域		合計
		東部 11	中部 8	西部 12		
受入地域	東部 11	19.6	17.4	17.5		54.6
	中部 8	9.8	7.0	7.2		24.0
	西部 12	5.6	5.0	10.8		21.4
	合 計	35.1	29.4	35.5		100.0
		1995年		送出地域		合計
		東部 11	中部 8	西部 12		
受入地域	東部 11	16.7	27.8	20.6		65.1
	中部 8	5.4	4.9	4.4		14.7
	西部 12	4.2	6.0	10.0		20.2
	合 計	26.3	38.8	35.0		100.0
		2000年		送出地域		合計
		東部 11	中部 8	西部 12		
受入地域	東部 11	12.6	40.4	24.3		77.3
	中部 8	3.3	3.2	2.7		9.2
	西部 12	2.8	3.9	6.8		13.6
	合 計	18.7	47.5	33.8		100.0
		2005年		送出地域		合計
		東部 11	中部 8	西部 12		
受入地域	東部 11	13.6	42.1	25.8		81.6
	中部 8	4.6	2.1	1.5		8.1
	西部 12	3.9	2.5	3.9		10.3
	合 計	22.2	46.7	31.1		100.0

注) 省間移動人口合計を100とする構成比(省内移動を含まない)。地域区分は内蒙古・広西壮族自治区を西部に含める新基準によっている。

資料) 表1と同じ。

3 理論枠組み

それではこうした中国国内の人口・労働力移動の要因をどのように理解すればよいのであろうか？ 以下ではその要因を、新しい経済地理学のパーセクティブから分析してみたい。

3.1 市場ポテンシャルと賃金

その出発点は、NEG モデルに共通する賃金と市場ポテンシャルの関係を導くことである。いま中国国内の地域をインデックス i ($i=1, 2, \dots, K$) で区別し、各地域には農業と呼ばれる同質財産業と工業と呼ばれる産業の二つの産業が存在するとしよう。そして農業品をニューメレールに選択する。一方、工業は多くの差別化財からなり、地域 i に立地する企業が生産する製品バラエティ総数（企業総数）を n_i で定義する。農業財と工業財についてはコップ・ダグラス型の効用関数を仮定し、工業製品消費については CES タイプの集計関数を想定しよう。このときよく知られているように、 i 地域に立地する特定企業の製品バラエティに対する j 地域の需要量は $q_{ij} = (t_{ij}p_i)^{-\sigma} (P_j)^{1-\sigma} E_j$ によって与えられる。ここで p_i は i 地域に立地する企業の工場出荷価格であり、 $t_{ij}-1$ は i 地域から j 地域への移出（輸出）にかかる冰山 (iceberg) 型輸送コスト、 E_j は j 地域の工業製品名目総支出、 $\sigma (>1)$ は共通の代替弾力性、 P_j は次式によって定義される j 地域の工業製品集計価格指数である。

$$(P_j)^{1-\sigma} = \sum_{i=1}^K n_i (t_{ij}p_i)^{1-\sigma}$$

企業のサイズは全体の中では非常に小さく、集計価格に及ぼすインパクトを

(6) Kwon and Spilimbergo (2005) によると、中国に限らず旧社会主義諸国の国内人口移動性は一般に低いようである。

無視して価格設定を行う。 c_i を*i*地域における限界費用と定義すると、*i*地域に立地する特定企業の粗利潤は $\pi_i = \sum (p_i - c_i) t_{ij} q_{ij}$ であるので、最適工場出荷価格は仕向け地に共通の $p_i = c_i / \{1 - 1/\sigma\}$ に決定される。

新たに記号を

$$G_j = \sum_{i=1}^K n_i (t_{ij} c_i)^{1-\sigma} \quad (1)$$

で定義し、以下においてこの変数 G_j を「価格指数」と呼ぶ。なお、ありうる混乱を回避するため、以下では P_j を「生計費指数」と呼ぶことにするが、両者の間には $(1 - \sigma^{-1})^{\sigma-1} G_j = (P_j)^{1-\sigma}$ という一対一の（逆の）関係があることに注意しよう。⁽⁷⁾

一方、NEGのキー変数である市場アクセス可能性を $\phi_{ij} = (t_{ij})^{1-\sigma}$ により、また市場ポテンシャルを

$$MP_i = \sum_{j=1}^K \phi_{ij} \frac{E_j}{G_j} \quad (2)$$

によりそれぞれ定義する。企業は新規参入に際して F_i の固定費用を負担しなければならない。そうすると企業の総利潤は簡潔に

$$\pi_i = \frac{1}{\sigma} (c_i)^{1-\sigma} MP_i - F_i \quad (3)$$

(7) 実際の推定において利用可能な変数は価格指数 G であり、生計費指数 P の推計にはさらに代替弾力性情報が必要である。したがって以下では価格指数 G を中心に分析を進める。

と表現可能である。

生産要素は労働のみとし、 i 地域に立地する企業の限界費用と固定費用を

$$c_i = \beta W_i, \quad F_i = \gamma W_i \quad (i = 1, 2, \dots, K)$$

と仮定する。ここで W_i は賃金、 α, γ は地域に共通のパラメーター（物量単位の労働投入量）である。例えば代表的な NEG モデルである Krugman (1991), Fujita et al. (1999) のように地域間の労働移動の不完全性を仮定すると、競争均衡条件 $\pi_i = 0$ は短期的には製品バラエティ調整ではなく賃金調整によって実現されるので、(3)式より

$$W_i = \left(\frac{\beta^{1-\sigma}}{\gamma\sigma} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (MP_i)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (4)$$

というよく知られた賃金方程式 (wage equation) ⁽⁸⁾ が得られる。このように、各地域の賃金水準を決定するファンダメンタルズの一つは、当該地域の市場ポテンシャルである。例えば、内外の経済統合進展により、市場アクセス可能性でウェイト付けした特定地域の総実質市場規模（つまり市場ポテンシャル）が増加したとしよう。すると、その地域では企業利潤が増加するので労働需要が増加し、その結果として競争圧力により賃金が高騰する。ひどく単純ではあるものの、以上が賃金方程式(4)の背後にある経済ロジックである。

(8) もっとも、多くの NEG モデルのように、農業労働者が同一地域内を含めて移動不可能と仮定することは、分析上はともかく、あまり現実的とは言えない。この非現実性を克服する一つの方法は、Puga (1999) のように農業部門の収穫逓減を仮定することによって農業労働者の移動可能性と地域間の賃金格差の発生を整合化することであろう。なお、この競争均衡条件の実現メカニズムに関する理論・実証分析として Head and Mayer (2006) が有益である。

しかし、こうした市場ポテンシャルの差によって引き起こされた賃金格差は、他地域からの人口・労働力移動を誘引するであろう。そして、これが経済力(9)の集積をもたらすことになる。

3.2 移動先地域の選択

そこで次に、地域間の人口・労働力移動を考える。いま、ある地域 j に居住する人が就業・居住地の選択を考えており、その決定は移住先地域 i から得られる利得 Y_{ji}

$$Y_{ji} = V_{ji} + e_i \quad (i=1, 2, \dots, K)$$

を最大にするという基準により行われると仮定しよう。ここで V_{ji} は地域 i の就業・居住から得られる期待所得であり、 P_{jobi} を地域 i における就業確率、 $Mcost_{ji}$ を現在の常住地域 j から選択された地域 i までの移動コストと新たに定義して、それを

(9) 厳密に言えば、実質市場ポテンシャルも賃金の関数であるので、内生性の問題が発生する (Hanson, 2005; Brakman et al., 2006)。しかし、ここでは敢えてフル・モデルを明示せず、より直感に訴え易い解釈を選択している。第二に、投入要素は労働だけでなく中間財をも考慮しよう。例えば、家計の効用関数と同様に Armington タイプの集計関数を中間財について仮定し、労働と中間財のコップ・ダグラス型合成生産要素により生産が行われると仮定してみよう。このとき最小投入コストは、 μ を労働支出シェアと定義すると、 $W^\mu P^{1-\mu}$ に比例する。したがって、(5)式の左辺はこの合成投入価格指数に取って代わられるので、賃金は価格指数 P (もしくは G) にも依存する。このとき、市場ポテンシャルを通じたルートは「後方連関効果」、(中間財) 価格指数を通じたルートは「前方連関効果」と呼ばれる。しかし、名目賃金ではなく実質賃金によって労働移動の誘因を考える限り、この中間財投入を考慮するか否かは推定されたパラメーターの解釈を変えるだけで、以下の議論の骨格そのものは変わらない。

$$V_{ji} = \log \left\{ P_{job_i} \times \frac{W_i}{P_i^\alpha} \times M_{cost_{ji}}^{-1} \right\} = \log \left\{ P_{job_i} \times \frac{(1-\sigma^{-1})^\alpha W_i}{G_i^{\alpha/(1-\sigma)}} \times M_{cost_{ji}}^{-1} \right\}$$

と特定化する（同一地域内での移動の場合 $M_{cost_{ji}}=1.0$ とする⁽¹⁰⁾）。なお、 α ($1 > \alpha > 0$) は工業品支出シェアであり、また、 e_i は就業・居住地 i の諸特性の個人的認識に関する確率的要素である。したがって個人は $V_{ji} > V_{jk}$ for all k ($k \neq i$) のとき i 地域を就業・居住地として選択する。このとき確率変数 e_i が互いに独立でかつ同じ第一種極値 (type I extreme-value) 分布に従うと仮定すれば、 i 地域が選択される確率は

$$Pr \{M_{ji}\} = e^{V_{ji}} / \sum_{k=1}^K e^{V_{jk}}$$

により与えられる (Maddala, 1983, pp. 59-61)。そして j 地域の人口を L_j とすると、十分大きい人口の下では大数の法則により、 j 地域から i 地域への総移動人口数は $migr_{ji} = Pr \{M_{ji}\} L_j$ となる。そうすると、 j 地域内部の移動 $migr_{jj} = Pr \{M_{jj}\} L_j$ を考慮し、(4)式をも加味すれば、

$$\begin{aligned} \log \left(\frac{migr_{ji}}{migr_{jj}} \right) &= const. + \log \left(\frac{P_{job_i}}{P_{job_j}} \right) + \frac{1}{\sigma} \log \left(\frac{MP_i}{MP_j} \right) \\ &\quad + \frac{\alpha}{\sigma-1} \log \left(\frac{G_i}{G_j} \right) - \log \{M_{cost_{ji}}\} \end{aligned} \quad (5)$$

という関係式を得る（定数部分は $const.$ に集約している）。この(5)式が以下の推定の基本式であり、その最大の特徴は、新しい経済地理学の二つのキ

(10) W/P^α は労働のみを保有する家計の間接効用に一致する。

一変数（市場ポテンシャルと集計価格指数）を説明変数に導入していることである。⁽¹¹⁾なお、通常の（ややアドホックな）重力モデル・タイプの推定式とは異なり、移動先ならびに送出し地域の人口規模が推定式に現われていないことに注意しよう。

一方、われわれは間接効用 V_{ji} が移動先の生計費指数 P_j^a でデフレートした実質賃金に依存していると仮定した。しかし、この仮定は暗黙のうちに定住型の労働力移動を前提しているという意味で、中国の実態から乖離しているかもしれない。実際、出稼ぎが主要動機である場合、稼得所得は生活に必要な部分を除いて出身地に送金される（もしくは貯蓄される）ので、移動先の生計費指数ではなく送出し地域におけるそれでデフレートすることが適切であろう。この場合には、(5)式右辺の第4項がゼロに退化するので不要となる。

4 推 定

4.1 データとスペシフィケーション

次に、実際の推定手順を説明する。まず人口移動フロー ($migr_{ji}$) として、既に2節で説明した人口サンプル調査・人口センサスの期間人口移動を採用する。ただし1987サンプル調査の結果は後に触れる移民連鎖指数の作成に使用するので、分析の対象は1990、1995、2000、2005年の四年である。また1987・95年データでは西藏自治区にデータ欠損があるため、整合性維持の観点から西藏自治区を除いた29省を分析対象とした（重慶・四川は統合した）。⁽¹²⁾

(11) Crozet (2004) は、われわれの枠組みと非常に類似したモデルに基づいて EU 域内の人口移動を分析し、集計価格指数の役割（(5)式右辺第四項）を分析・強調している。しかし彼は市場ポテンシャルの役割には直接言及していない。

(12) 使用したデータの出所は次の通りである。国家統計局人口統計司編『中国1987年1%人口抽样调查资料』中国統計出版社、1988年、国务院人口普查办公室・国家統計局人口統計司編『中国1990年人口普查资料：第四册』中国統計出版社、1993年、

次に、就業確率の代理変数として、都市部登録失業率 U_i を採用する。ただし、中国の登録失業率は農業戸籍保有者を除外した地元都市戸籍保有者のみを対象としていること、第二に下崗や非自発的な早期退職、待業青年、あるいは登録漏れを十分反映していない等の問題が指摘されている (Giles et al., 2005; Xue and Zhong, 2003)。しかし、丸川 (2002) に従ってデータが得られる2000年について登録失業率に下崗を加味した修正失業率を採用して予備推定を実施してみたところ、登録失業率による結果とほとんど差はなかった⁽¹³⁾ので、四ヶ年通期でデータが利用可能な都市部登録失業率を採用することにした。

一方、Crozet (2004), Poncet (2006), Poncet and Zhu (2003) に従い、移動コスト関数を

$$Mcost_{ji} = (Distance_{ji})^d \exp\{-b \times Adjacency_{ji}\} \quad (b > 0, d > 0)$$

と特定化する。ここで $Distance_{ji}$ は二地域間の距離 (Km) であり、市場ポテンシャルの推計との整合性を維持するため、丸川 (2002)、巖 (2005) の使用した鉄道距離や Poncet (2006), Poncet and Zhu (2003) の実測道路距離ではなく、一級行政区首都間の greater circle distance を使用した。また $Adjacency_{ji}$ は二地域が省境を接していれば1.0、そうでなければ0.0の隣接ダミーである。なお、本稿のキー変数である省別市場ポテンシャルおよび価

全国人口抽様調査弁公室編『1995年全国1%人口抽様調査資料』中国統計出版社、1996年、国務院人口普查弁公室・国家統計局人口和社会科技統計司編『中国2000年人口普查資料(下冊)』中国統計出版社、2002年、国務院全国1%人口抽様調査領導小組弁公室・国家統計局人口和就業統計司編『2005年全国1%人口抽様調査資料』中国統計出版社、2007年。

(13) データの出所は国家統計局人口和就業統計司・労働和社会保障部規劃財務司編『中国労働統計年鑑』中国統計出版社1997年および2006年である。なお、データが公表されていない2005年の上海の登録失業率は2004年計数を使用した。

格指数の計測は煩雑であり、青木（2005）に詳述されているので、ここでは省略する。

他方、移動先の決定における情報利用可能性の重要性が多くの研究によって指摘されており、特に先発者からの情報提供や現地コミュニティへのアクセス等を反映した「移民連鎖（migration chain）」現象が広く観察されることが分かっている。この点は中国も例外ではないので、巖（2005）に従い、前回実施された人口サンプル調査もしくは人口センサスの地域別移出先構成比 *Migration Chain_{ji}* によりこの特性を捉えることにする。⁽¹⁴⁾

最後に、中国固有の要因として、大・中都市において行われてきた人口・労働力流入規制の役割を明示する。実際、1977年に始まった「農転非」政策や、90年代初頭より上海・深圳で導入された「藍印戸籍制度（本地人の赤色スタンプ戸籍に対し、外地人の戸籍受け入れを青色スタンプで認める制度）」等の戸籍転籍に関わる規制ばかりでなく、他都市の都市戸籍保有者も含めて外地人に対する差別的な料金徴収や就業規制、さらには賃金・社会保障制度等の就労条件差別、子弟の教育サービス・アクセス差別等が行われている（Liu, 2005; Meng and Zhang, 2001; OECD, 2005）。しかし、こうした受入地域における規制の役割を捉えることは不可欠の作業であるものの、残念ながら現時点ではその存在ばかりかその強弱をもカバーした包括的な指標は利用可能でない。そこで、本稿では試みに受入地域の全職工に占める国有部門職

(14) 1987年人口サンプル調査は海南省を広東省に含めているので、海南省からの移民数ならびに同省への移民数が不明である。われわれはこの問題を次のように処理した。まず海南省への移民と同省からの移民は、広東省の移民データに1987年時点の人口ウェイトを適用して広東省と海南省に割り振った。次に、省間移動は1987年の広東省省内意同数（223.08万）に90年人口センサスから得られる広東省と海南省の省内移動（281.4万人）ならびに二省間移動（137.8万人）の合計に占める省間移動の割合を乗じた値510.4万人を1987年の広東・海南省間の移動とみなし、これを1990年の「海南省→広東省（7.6万人）」と「広東省→海南省（6.2万人）」の構成比で割り振った。

工の割合をその代理変数と考え、 $Regulation_i$ として説明変数に加える。⁽¹⁵⁾ 国有部門の比重の高い地域ほど地元の雇用問題が深刻であること、そして地方政府は地元の都市戸籍者の雇用確保を最優先課題として社会・労働政策を実施してきたと考えられるからである。

要約すると、 j を以前の常住地域、 i を現在の常住地域と約束すれば、われわれの具体的な推定式は

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{migr_{ji}}{migr_{jj}}\right) = & a_0 + a_1 \log\left(\frac{MP_i}{MP_j}\right) + a_2 \log\left(\frac{G_i}{G_j}\right) + a_3 \log(Distance_{ji}) \\ & + a_4 Adjacency_{ji} + a_5 MigrationChain_{ji} \\ & + a_6 \log\left(\frac{U_i}{U_j}\right) + a_7 Regulation_i + u_{ji} \end{aligned} \quad (6)$$

と定式化できる。ここで u_{ji} は攪乱項であり、パラメーターの期待される符号条件は $a_1, a_4, a_5 > 0$, $a_3, a_6, a_7 < 0$ である。また出稼ぎが主要動機である場合、価格指数項の係数 a_2 は有意にゼロと異ならないはずである。

4.2 推定結果

推定は残差の不均一分散の可能性を考慮して、ウェイト付最小自乗法 (Weighted Least Squares: WLS) によった。また結果は省略されているが、5年前の定住地域による固定効果を入れて推定を行っている。⁽¹⁶⁾

(15) 代替的に、都市部就業者に占める国有部門就業者構成比が1994年より利用可能であるが、職工ベース計数とこの人口変動サンプル調査結果とは高い相関があるので、1990・1995・2000・2005年の四ヶ年を通じて利用可能な国有部門職工比率を採用する。データの出所は国家統計局国民経済総合統計司編『新中国五十五年統計資料匯編』中国統計出版社、2005年、国家統計局編『中国統計年鑑』中国統計出版社、2006年である。

(16) 結果は省略するが、ランダム効果モデルを帰無仮説、固定効果モデルを対立仮説とする Hausman の specification test を実施したところ、帰無仮説はすべての推定において1%の有意水準で棄却された。

推定結果は表3に整理されており、表の(1)-(4)式は推定式(6)をWLSにより推定した結果である。これら推定結果きわめて良好であり、理論通りの結果が得られている。特にすべての年にわたって、市場ポテンシャルおよび価格指数項がともに正でかつ統計的に有意に推定されていることは興味深い。しかし、先に進む前に、二つのNEG変数の内生性のチェックを最初に行っておこう。実際、中国における省間人口・労働力移動は、全体としては総人口の数%程度にすぎないものの、一部地域、特に出稼ぎが集中する北京市、上海市および広東省において現存人口・労働力に対し無視できない規模となっている。⁽¹⁷⁾ こうした人口・労働力流入は、企業・製品バラエティ数や所得を変化させることによって市場ポテンシャルや価格指数に影響を及ぼしうるので、内生性の可能性を事前にチェックしておくことが望ましい。

そのため、Head and Mayer (2006)、Knaap (2006)、Redding and Venables (2004)の示唆に従い、市場ポテンシャルおよび価格指数の操作変数として、中国の政治・経済中心地と考えられる北京市、上海市および香港 SAR までの各省省都からの距離(北京・上海市は自己の距離)の対数値を採用する。⁽¹⁸⁾ ちなみに、市場ポテンシャルを操作変数に回帰させた第一段階の推定によると、いずれの距離変数も1%の有意水準でマイナスに推定されており、推定式の決定係数も0.65前後であった。また価格指数に関する結果も同様であり、

(17) 例えば、2000年(2005年)時点における省外からの流入人口の常住人口に対する割合は、北京市が13.3%(14.6%)、上海市が12.9%(17.0%)、そして広東省が13.7%(13.0%)であった(2000年人口センサス、および2005年1%調査による)。

(18) 国際経済を分析対象としたRedding and Venables (2004)ではアメリカ、ブリュッセル、日本までの距離が、欧州を分析対象としたHead and Mayer (2004)ではブリュッセルまでの距離(および二地域間の距離の逆数の合計で定義される中心性指標)が、アメリカ国内を分析対象としたKnaap (2006)ではニューヨーク州およびカリフォルニア州までの距離が操作変数として採用されている。ちなみに代替的な操作変数としてHead and Mayer (2006)によって提案された中心性指標や中国の主要ハブ港までの最短距離も有効である。しかし三つの地域までの距離が第一段階の推定において最も説明力が高かったので、ここではこの操作変数を選択した。

表3 推定結果

説明変数	1990年		1995年		2000年		2005年		1990年		1995年		2000年		2005年	
	WLS (1)	WLS (2)	WLS (3)	WLS (4)	W2SLS (5)	W2SLS (6)	W2SLS (7)	W2SLS (8)	W2SLS (5)	W2SLS (6)	W2SLS (7)	W2SLS (8)	W2SLS (7)	W2SLS (8)	W2SLS (8)	
log (Market Potential)	0.219 (0.063)***	0.406 (0.096)***	0.408 (0.063)***	0.413 (0.070)***	0.262 (0.112)**	0.653 (0.178)***	0.246 (0.099)**	0.113 (0.103)	0.262 (0.112)**	0.653 (0.178)***	0.246 (0.099)**	0.113 (0.103)	0.262 (0.112)**	0.653 (0.178)***	0.246 (0.099)**	0.113 (0.103)
log (Price Index)	0.156 (0.053)***	0.286 (0.072)***	0.097 (0.046)**	0.150 (0.052)***	-0.065 (0.069)	0.291 (0.105)***	-0.047 (0.062)	0.212 (0.071)***	-0.065 (0.069)	0.291 (0.105)***	-0.047 (0.062)	0.212 (0.071)***	-0.065 (0.069)	0.291 (0.105)***	-0.047 (0.062)	0.212 (0.071)***
log (Distance)	-0.511 (0.064)***	-0.345 (0.093)***	-0.340 (0.063)***	-0.365 (0.068)***	-0.557 (0.065)***	-0.404 (0.102)***	-0.377 (0.067)***	-0.339 (0.072)***	-0.557 (0.065)***	-0.404 (0.102)***	-0.377 (0.067)***	-0.339 (0.072)***	-0.557 (0.065)***	-0.404 (0.102)***	-0.377 (0.067)***	-0.339 (0.072)***
Adjacency	0.639 (0.097)***	0.426 (0.141)***	0.560 (0.100)***	0.593 (0.105)***	0.318 (0.098)***	0.443 (0.148)***	0.441 (0.102)***	0.577 (0.107)***	0.318 (0.098)***	0.443 (0.148)***	0.441 (0.102)***	0.577 (0.107)***	0.318 (0.098)***	0.443 (0.148)***	0.441 (0.102)***	0.577 (0.107)***
Migration Chain	0.082 (0.006)***	0.137 (0.009)***	0.093 (0.005)***	0.089 (0.005)***	0.088 (0.006)***	0.130 (0.010)***	0.101 (0.005)***	0.093 (0.005)***	0.088 (0.006)***	0.130 (0.010)***	0.101 (0.005)***	0.093 (0.005)***	0.088 (0.006)***	0.130 (0.010)***	0.101 (0.005)***	0.093 (0.005)***
log (Unemployment)	-0.134 (0.067)**	-0.0001 (0.091)	-0.400 (0.087)***	-0.067 (0.167)	-0.323 (0.085)***	0.133 (0.135)	-0.473 (0.090)***	0.025 (0.173)	-0.323 (0.085)***	0.133 (0.135)	-0.473 (0.090)***	0.025 (0.173)	-0.323 (0.085)***	0.133 (0.135)	-0.473 (0.090)***	0.025 (0.173)
Regulation	-0.019 (0.005)***	0.003 (0.007)	-0.018 (0.004)***	-0.022 (0.003)***	-0.033 (0.006)***	0.015 (0.012)	-0.037 (0.005)***	-0.032 (0.0047)***	-0.033 (0.006)***	0.015 (0.012)	-0.037 (0.005)***	-0.032 (0.0047)***	-0.033 (0.006)***	0.015 (0.012)	-0.037 (0.005)***	-0.032 (0.0047)***
Sargan (p-values)	0.177	0.060	0.014	0.003												
Wu-Hausman (p-values)	0.000	0.015	0.000	0.000												
adjR ²	0.703	0.532	0.724	0.694	0.691	0.534	0.706	0.689	0.691	0.534	0.706	0.689	0.691	0.534	0.706	0.689
NOB	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812

注) 推定方法はウエイト付き最小自乗法 (WLS) とウエイト付き2段階最小自乗法 (W2SLS)。操作変数は相対市場ポテンシャル・相対価格指数以外の全ての説明変数 (定数項を含む) に加えて、北京・上海・香港の三つの地域までの距離 (北京・上海は自己の距離) の相対比対数を使用した。Sargan は過剰識別制約テスト結果, Wu-Hausman は市場ポテンシャル・価格指数項の外生性に関する Wu-Hausman のスベシフィケーション・テスト結果 (操作変数を加えた第一段階の予測誤差を説明変数に加えた場合の予測誤差に関する Wu-Hausman のスベシフィケーション・テスト結果 (操作変数を加えた第一段階の予測誤差を説明変数に加えた場合の予測誤差にゼロとの帰無仮説の下でのテスト結果))。いずれも p 値のみを掲載している。カッコ内の計数は推定値の標準誤差。

*** 1% の水準で有意 ** 5% の水準で有意 * 10% の水準で有意

表3 推定結果 (続き)

説明変数	1990年		1995年		2000年		2005年		1990年		1995年		2000年		2005年		
	W2SLS (9)	W2SLS (10)	W2SLS (11)	W2SLS (12)	W2SLS (13)	W2SLS (14)	W2SLS (15)	W2SLS (16)	W2SLS (17)	W2SLS (18)	W2SLS (19)	W2SLS (20)	W2SLS (21)	W2SLS (22)	W2SLS (23)	W2SLS (24)	
<i>log(Market Potential)</i>					0.215 (0.100)**	0.747 (0.171)**	0.200 (0.076)**	0.292 (0.083)**									
<i>log(Price Index)</i>	0.008 (0.006)	0.376 (0.101)**	0.047 (0.049)	0.257 (0.057)**													
<i>log(Distance)</i>	-0.495 (0.063)**	-0.237 (0.093)**	-0.320 (0.066)**	-0.320 (0.070)**	-0.535 (0.061)**	-0.487 (0.094)**	-0.355 (0.061)**	-0.438 (0.066)**									
<i>Adjacency</i>	0.506 (0.100)**	0.442 (0.145)**	0.451 (0.105)**	0.580 (0.108)**	0.544 (0.094)**	0.336 (0.141)**	0.459 (0.100)**	0.529 (0.107)**									
<i>Migration Chain</i>	0.094 (0.006)**	0.146 (0.009)**	0.106 (0.005)**	0.094 (0.005)**	0.087 (0.006)**	0.133 (0.010)**	0.101 (0.005)**	0.090 (0.005)**									
<i>log(Unemployment)</i>	-0.390 (0.080)**	-0.149 (0.107)	-0.486 (0.092)**	0.070 (0.170)	-0.285 (0.074)**	-0.038 (0.119)	-0.466 (0.089)**	-0.120 (0.167)									
<i>Regulation</i>	-0.038 (0.006)**	-0.010 (0.010)	-0.043 (0.005)**	-0.034 (0.004)**	-0.030 (0.005)**	-0.003 (0.010)	-0.036 (0.005)**	-0.037 (0.004)**									
<i>Sargan</i> (p-values)	0.746	0.164	0.131	0.039	0.541	0.125	0.046	0.000									
<i>Wu-Hausman</i> (p-values)	0.000	0.006	0.000	0.001	0.016	0.018	0.000	0.000									
adjR ²	0.682	0.523	0.691	0.684	0.696	0.522	0.708	0.687									
NOB	812	812	812	812	812	812	812	812									

注) 推定方法はウェイト付き最小自乗法 (WLS) とウェイト付き2段階最小自乗法 (W2SLS)。操作変数は相対市場ポテンシャル・相対価格指数以外の全ての説明変数 (定数項を含む) に加えて、北京・上海・香港の三つの地域までの距離 (北京・上海は自己の距離) の相対比対数を使用した。*Sargan* は過剰識別制約テスト結果、*Wu-Hausman* は市場ポテンシャル・価格指数項の外生性に関する *Wu-Hausman* のスベシフィケーション・テスト結果、*Wu-Hausman* は市場ポテンシャル・価格指数項の相対比対数に関する *Wu-Hausman* のスベシフィケーション・テスト結果 (操作変数を加えた第一段階の予測誤差を説明変数に加えた場合の予測誤差に関する *Wu-Hausman* のスベシフィケーション・テスト結果 (操作変数を加えた第一段階の予測誤差を説明変数に加えた場合の予測誤差に関する *Wu-Hausman* のスベシフィケーション・テスト結果))。いずれも *p* 値のみを掲載している。カッコ内の計数は推定値の標準誤差。

*** 1%の水準で有意 ** 5%の水準で有意 * 10%の水準で有意

決定係数は0.80前後であった。そして、操作変数（およびモデル）の適切性をチェックするため、過剰識別制約テストも行ってみた（表の *Sargan* 統計量を参照）。それによると、2000・2005年の推定に難があるものの、5%の有意性基準で観察する限り、操作変数が適切との帰無仮説はその他の年については棄却されていない（代替的な特定化による推定式の欄も参照）。

次に、これらを操作変数として市場ポテンシャルおよび価格指数の外生性のテストを行って見たところ、表3の下段の *Wu-Hausman* に示されているような結果が得られた（テストは第一段階の予測誤差を説明変数に加えた推定によっており、*p* 値のみを掲載した）。この結果によると、市場ポテンシャルおよび価格指数が外生変数との帰無仮説は全てのケースで棄却されている。このことはまた、WLSによる推定結果は、表面上は非常に良好であるものの、それは見せかけのものである可能性が高いことを示唆している。

そこで、これら距離変数に加え、定数項、距離の対数、隣接ダミー、移民連鎖、失業率、移動先の規制を操作変数とした2段階最小自乗法（W2SLS）により推定を行ってみた。結果は表の(5)-(8)式に整理されており、それによると1990年・2000年について価格指数項が有意に推定されていない。一方、市場ポテンシャルを除外し、価格指数に焦点を絞った推定結果が表の(9)-(12)式に示されている。この結果によってもやはり1990年・2000年において価格指数項が有意に推定されていない。このように、欧州域内の移民の決定因についてこの価格指数の効果を強調した *Crozet* (2004) の分析結果とは異なり、中国では移動先地域の生計費指数の役割は明確でないと見えよう。

既述のように、この結論は中国の移民の性格を想起すれば比較的しやす。実際、中国の地域間人口・労働力移動の太宗は出稼ぎと考えられ、その稼得所得のかなりの部分は送金（もしくは貯蓄）されている。出稼ぎ先での実質所得というよりも、送出し地域の生計費基準による実質所得が問題なのである。以上の予備的なチェックを踏まえ、以下では価格指数項を除外し

た(13)-(16)式の推定式により結果を報告することにする。

まず、われわれの最大の関心事項である市場ポテンシャルに関わる係数推定値は、符号条件を満たし、かつ1%もしくは5%の水準で統計的に有意に推定されている⁽¹⁹⁾。既に説明したように、一般に市場ポテンシャルの高い地域では比較的高い賃金が形成される。その結果として、人口・労働力はこうした市場ポテンシャルが高い地域に移動する傾向があり、われわれの結果はこうしたNEG的な人口・労働力移動メカニズムが中国において働いていることを示唆していると言えよう。ただし、市場ポテンシャル項の係数推定値の逆数が代替弾力性との解釈を採用すれば、それは1.3から5.0とやや低めに推定されている。

一方、距離弾力性の推定値からも明らかなように、遠隔地域への移動は抑制される傾向にある⁽²⁰⁾。興味深いことに、われわれの距離弾力性推定値（絶対値）はCrozet（2004）による欧州5ヶ国のケース（イタリアの-0.24からオランダの-1.1に分布、5ヶ国平均で-0.71）よりも幾分低めとなっており、このことはまた、中国国内の人口・労働力移動が少なくとも距離の面で

(19) 第一段階において市場ポテンシャルおよび価格指数を推計し、その推計値に基いて人口・労働力移動決定因に関する推定が行われているという意味で、われわれの推定方法は広くみられる二段階アプローチである。しかし第二段階目の推定値の標準誤差は第一段階の推定における推定誤差を考慮していないため、一般に真のそれを過小評価しているかもしれない。しかし、Pagan（1984）によって示されているように、パラメーター推定値の有意性（つまりパラメーターの値がゼロという帰無仮説の真偽）のみが問題であれば、第二段階の推定から計算された標準誤差によるテストは一般に正しいテストとなる（パラメーターの値がゼロとの帰無仮説の下では、第一段階目の推定誤差=0を前提することになる）。また、われわれの推定方法は操作変数法であるので、Pagan（1984）が示唆する問題の解決方法に沿っている。

(20) もっとも、実際には新疆ウイグル自治区への（おそらく入植・開墾や資源開発の現場労働を目的とした）移動は相変わらず活発であり、中国の例外的事例となっている。なお、詳細は省略するが、全国ベースの行商ネットワークで有名な浙江省からの移動は、特に説明困難なアウトライヤーではない。

欧州ほどの制約を伴っていないことを示唆している。ただし同じ人口・労働力移動データを使用した Poncet (2006), Poncet and Zhu (2003) による弾力性推定結果は -1.0 に近い値となっており、必ずしもわれわれの結果と整合的でない。その一つの理由は移民連鎖を明示的に推定しているか否かの違いであり、それを明示的に組み込むことによって弾力性推定値（の絶対値）は小さく推定されるようである。⁽²¹⁾しかし第二に、距離弾力性の推定値（の絶対値）は明らかに低下傾向を示しており、このことはまた、中国における人口・労働力移動の広域化という事実と整合的である。⁽²²⁾また、隣接ダミー変数の推定結果も予想通りのものであり、人口・労働力移動の多くは隣接する地域からのそれであるという事実を裏付けている。

第三に、移民連鎖は中国においても地域間人口移動を左右するやはり重要なファクターであり、表の *MigrationChain* 項の推定結果が示しているように、この効果は頑健かつ高度に有意であった。実際、推定結果によると、1987年から2005年の18年間にわたって移動先分布には正の相関が持続しており、このことはまた、中国の主要移動先である北京市、上海市、広東省等への人口・労働力移動パターンが固定化しつつあることを意味している。

第四に、都市部失業率で捉えた就業可能性の効果は、ほぼ予想通りのものであった。ただしその強弱が時期によって異なっている。実際1990年は天安門事件に続く不況の年であり、当時の「盲流」現象を引き合いに出すまでもなく、人口移動は移動先の就業可能性に非常に敏感に反応していた。しかし、

(21) 例えば移民連鎖を明示した嚴 (2005, p. 92) の結果によると、距離弾力性は -0.1 から -0.5 の範囲に分布しており、われわれの推定結果と整合的である。一方、省間の農村労働力移動を分析対象とした丸川 (2002, p. 61) の結果によると、距離弾力性は -2.7 程度と非常に高く推定されている。しかし嚴 (2005) と全く同じ距離データを使用しているものの、その推定では移民連鎖が明示的でない。

(22) Du et al. (2005) は、中国貧困県のミクロ・データを用いて同様の結果を示している。

実態はともかくとして二桁成長に沸いていた1995年時点では、符号条件は満たしているものの有意に推定されていない。その一つの解釈は、1994-96年の農産物価格引き上げ政策等により農村部の経済状態が比較的小康を保っていたということであろう。ところが2000年時点になると、この移動先の就業可能性の影響が強く現れている（符号条件を満たし、かつ1%の水準で有意に推定されている）。1997年からの農産物価格の大幅下落や郷鎮企業の不振等を背景とした農村部のデフレは、国有企業のリストラに直面した都市部とともに深刻化しており、農村労働力は移動先の就業可能性に敏感に反応しながら出稼ぎ先を選択していたものと考えられる。しかし、事態が大幅に好転した2005年では、再び就業確率変数は有意でなくなっている。

最後に、国有部門職工構成比で代理された移動先地域の規制は、1995年を除いて符号条件を満たし、かつ統計的に有意に推定されている。なお、1990年と2000年が有意という結果は、やはり当該時期の経済情勢を反映していると考えられる。既述のように1990年は不況の年であり、また2000年は国有企業改革に伴う下崗がピークに達した年であった。特に後者の2000年においてこの効果が大きく現れており、この結果は都市部の雇用環境悪化に対する地方政府の政策対応を強く反映していると考えられる。また、2005年はブームに沸いた年であるが、東北部のように国有部門のリストラに伴う雇用情勢が依然思わしくない地域が残存していることを反映しているであろう。このように、特に都市部の雇用情勢が厳しい年において流入規制が有効に働いていたとの仮説は、実証的にも支持されていると言えよう。

以上のように、中国の地域間人口・労働力移動の決定要因に関する推定結果は価格指数の影響を除いてほぼ理論予測通りのものであり、このことはまた中国の人口・労働力移動のメカニズムがNEGの想定するそれと整合的であることを意味している。

5 結 論

本稿は NEG の理論枠組みに沿って、中国の地域間人口・労働力移動の決定要因を分析した。特に市場ポテンシャルおよび価格指数という NEG のキー変数を明示的に活用した推定を行ってみたところ、価格指数は有意でないものの、市場ポテンシャルが中国の地域間人口・労働力移動メカニズムのファンダメンタルズとしてクルーシャルに関わっていることが示された。もちろんわれわれが着目した二つの新しい変数（市場ポテンシャルと集計価格）の内生化という問題は残される。しかし、「市場ポテンシャルの高い地域に生産要素が集中する」という NEG の基本命題が妥当すること、したがって常識通り中国において集積の力学が作用し始めていることが人口・労働力移動面から浮き彫りにされたのではないかと考えられる。

参 考 文 献

- 青木浩治, 2005. 「中国の対内直接投資に関する実証分析：市場ポテンシャルの役割」 Mimeo. (5月).
- 李天国, 2006. 「中国における就業と労働市場」 深尾光洋編『中国経済のマクロ分析：高成長は維持可能か』日本経済新聞社, 第6章：187-223.
- 丸川知雄, 2002. 『シリーズ現代中国経済3：労働市場の地殻変動』名古屋大学出版会.
- 巖善平, 2005. 『中国の人口移動と民工：マクロ・ミクロ・データに基づく計量分析』勁草書房.
- 吉川洋, 1992. 『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社.
- 労働和社会保障部培訓就業司・国家統計局農村社会経済調査総隊, 2001. 「1999年中国農村労働力就業及流動状況」 (<http://www.lm.gov.cn>).
- 労働和社会保障部培訓就業司・国家統計局農村社会経済調査総隊, 2002. 「2000年中国農村労働力就業及流動状況」 (<http://www.lm.gov.cn>).
- Brakman, S., H. Garretsen and M. Schramm, 2006. Putting new economic geography to the test: Free-ness of trade and agglomeration in the EU regions. *Regional Science and Urban Economics* 36(5) (September): 613-635.
- Cai, F., A. Park and Y. Zhao, 2004. The Chinese labor market. Preliminary draft prepared for the second conference on China's Economic Transition: Origins, Mechanisms, and

- Consequences, Pittsburgh. (<http://www.economics.utoronto.ca/brandt/>)
- Crozet, M., 2004. Do migrants follow market potential? An estimation of a new economic geography model. *Journal of Economic Geography* 4(4) (August): 439-458.
- Du, Y., A. Park and S. Wang, 2005. Migration and rural poverty in China. *Journal of Comparative Economics* 33(4) (December): 688-709.
- Fujita, M., P.R. Krugman and A.J. Venables, 1999. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. MIT Press; Cambridge MA.
- Fujita, M and T. Mori, 2005. Frontiers of the new economic geography. *IDE Discussion Paper* No. 27 (April).
- Giles, J., A. Park and J. Zhang, 2005. What is China's true unemployment rate? *China Economic Review* 16(2): 14-170.
- Hanson, G.H., 2005. Market potential, increasing returns, and geographical concentration. *Journal of International Economics* 67(1) (September): 1-24.
- Head, K. and T. Mayer, 2004. Market potential and the location of Japanese investment in the European Union. *Review of Economics and Statistics* 86(4) (November): 959-972.
- Head, K. and T. Mayer, 2006. Regional wage and employment responses to market potential in the EU. *Regional Science and Urban Economics* 36(5) (September): 573-594.
- Hering, L. and S. Poncet, 2006. Market access impact on individual wages: Evidence from China. Mimeo. (<http://team.univ-paris1.fr/teamperso/sponcet/index.htm#Travau>)
- Johnson, D.G., 2003. Provincial migration in China in the 1990s. *Chian Economic Review* 14(1): 22-31.
- Knaap, T., 2006. Trade, location, and wages in the United States. *Regional Science and Urban Economics* 36(5) (September): 595-612.
- Krugman, P., 1991. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy* 99(3) (June): 483-499.
- Liu, Z., 2005. Institution and inequality: The *hukou* system in China. *Journal of Comparative Economics* 33(1) (March): 133-157.
- Maddala, G.S., 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Matsuyama K., 2002. The rise of mass consumption societies. *Journal of Political Economy* 110(5) (October): 1035-1070
- Meng, X. and J. Zhang, 2001. The two-tier labor market in urban China: Occupational segregation and wage differentials between urban residents and rural migrants in Shanghai. *Journal of Comparative Economics* 29(3) (September): 485-504.
- Naughton, B., 2007. *The Chinese Economy: Transition and Growth*. The MIT Press; Cambridge MA and London.
- Obstfeld M. and G. Peri, 1998. Regional nonadjustment and fiscal policy: Lesson for EMU. *NBER Working Paper* No. 6431 (February).

- OECD, 2005. *OECD Economic Surveys: China*. OECD; Paris (September).
- Pagan, A. 1984. Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. *International Economic Review* 25(1) (February): 221-247.
- Poncet, S., 2006. Provincial migration dynamics in China: Borders, costs and economic motivations. *Regional Science and Urban Economics* 36(3) (May): 385-398.
- Poncet, S. and N. Zhu, 2003. Globalization, labour market and internal migration: Evidence from China. CERDI, mimeo. (http://www.cerdi.org/Pibli/DOC_ED/2003.19.pdf)
- Puga, D., 1999. The rise and fall of regional inequalities. *European Economic Review* 43(2) (February): 303-334.
- Redding, S. and A. Venables, 2004. Economic geography and international inequality. *Journal of International Economics* 62(1) (January): 53-82.
- Tabuchi T. and J.-F. Thisse, 2002. Taste heterogeneity, labor mobility and economic geography. *Journal of Development Economics* 69(1) (October): 155-177.
- Xue, J. and W. Zhong, 2003. Unemployment, poverty and income disparity in urban China. *Asian Economic Journal* 17(4) (December): 383-405.
- Zhang, K.H. and S. Song, 2003. Rural-urban migration and urbanization in China: Evidence from time-series and cross-section analyses. *China Economic Review* 14(4): 386-400.
- Zhu, N., 2002. The impacts of income gaps on migration decisions in China. *China Economic Review* 13(2-3): 213-230.