

中国省际居民迁移与地方公共支出 ——基于引力模型的经验研究

汤 韵^{1,2}, 梁若冰³

(1. 厦门大学 台湾研究院, 福建厦门 361005; 2. 集美大学 工商管理学院, 福建厦门 361005;
3. 厦门大学 财政系, 福建厦门 361005)

摘 要:文章运用居民迁移的引力模型对我国省级居民迁移与地方公共支出的相关性进行了实证研究。通过对1990年以来的人口普查和抽样调查面板数据的回归分析发现:地方公共支出差异在2000年之前的居民迁移中作用不显著,而在2000年、2005年的迁移中有显著影响。对于迁入地、迁出地地方公共支出,2000年之前的迁移主要受迁入地的拉力作用,而在2000年之后则主要受迁出地的推力作用。

关键词:省际居民迁移;地方公共支出;引力模型

中图分类号:F061.5;F810.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)11-0016-10

一、引言:省级居民迁移与地方公共支出

美国经济学家和地理学家 Tiebout(1956)在提出著名的“用脚投票”理论之后,引发了学界对地方公共品供给中效率问题的关注。一般而言,对 Tiebout 模型的经验考察始于 Oates(1969)的“地方服务资本化”研究,其核心逻辑是地方公共服务水平会影响居民的居住地选择,而居民的迁移活动则可能影响当地房产的价值,从而巧妙地解决了地方公共品供给中居民偏好的显示问题。在我国,对 Tiebout 机制的研究才刚刚起步,一方面由于我国缺乏“用手投票”和“用脚投票”的制度安排(乔宝云等,2005);另一方面关于 Tiebout 模型的经验研究本身仍然存在很多问题。例如,在资本化研究中,对用脚投票机制中居民偏好的显示通过居住地选择及其产生的资产价格变动来进行,而影响这些变量的因素往往不仅仅是地方公共服务的提供水平,如何控制其他相关因素的影响对数据质量和研究方法提出了较高的要求。尽管如此,随着我国公共财政制度的逐步建立,以及由此引发的学术研究的不断深入,国内学者已经开始对 Tiebout 机制在我国的适用性进行了有益的探索。

收稿日期:2009-06-24

基金项目:国家自然科学基金项目(70803014)

作者简介:汤 韵(1979—),女,福建霞浦人,厦门大学台湾研究院博士生,集美大学工商管理学院讲师;

梁若冰(1972—),男,山东蓬莱人,经济学博士,厦门大学财政系副教授。

例如,梁若冰和汤韵(2008)利用大中城市房价与地方公共支出与服务的面板数据,考察了地方公共品提供水平对当地房价的影响。当然,作为验证 Tiebout 机制有效性的经验分析,公共服务资本化研究过于间接,而且也无法体现居住地选择的动态均衡,因此越来越多的研究开始集中在居民迁移方面。与资本化研究相比,居民迁移研究更直接、更清晰地体现了地方公共品对“用脚投票”中“脚”,即迁移行为的影响。本文的目的就是通过考察我国省际居民迁移来找出地方公共支出在其中的作用,从而获得关于 Tiebout 机制的更进一步的经验证据。

二、对“用脚投票”机制研究的考察与梳理

由于体现了竞争性均衡的概念,因此迁移率研究比资本化研究对 Tiebout 有着更大的解释力度。而且,后者很难区分族群、收入、性别等群体差异对迁移行为的影响,而前者则很容易做到这一点。早期的 Tiebout 迁移经验研究主要针对美国(加拿大)的州际(省际)或市际迁移进行,考察范围主要是地方财政支出或税率差异对不同群体居民迁移行为的影响。例如,Day (1992)考察了加拿大省际迁移的情况,发现各省的地方公共支出差异在居民迁移行为中的作用非常显著,而且省际公共品供给差异可以部分地由工资差异来弥补,即为防止劳动力流出或吸引劳动力流入,公共品供给水平较低的地区通过提高工资率弥补公共服务方面的不足;Yu(1995)对 1990 年美国州际迁移的研究发现,地方福利和税收负担每增加一个百分点,则迁移率分别增加 0.4 个百分点和降低 1.32 个百分点,表明两者对迁移起了完全相反的作用;Cebula 和 Alexander(2006)的研究也得出了相似的结论,他们发现区域的净迁入率是该地区用于小学和初中的生均支出的增函数以及州家庭收入税负的减函数。

因数据质量与计量技术的限制,早期基于加总数据的 Tiebout 经验研究的主要缺陷是只能找到变量之间的相关性,而无法真正证明它们之间的因果关系。而且,对于加总数据来说,另一个不易解决的是数据内生性问题。近年来,随着微观调查方法和微观计量技术如离散选择模型的逐步完善和广泛应用,利用家庭及个人等微观数据进行的 Tiebout 经验研究逐渐涌现出来。基于微观数据的研究具有十分明显的优势,可以通过对家庭或个人的问卷调查,直观而明确地了解地方公共品供给在他们的居住地选择、住房购买等行为上的作用,从而找到变量之间具有确定性的直接联系,而且也能很好地解决数据内生性问题。

虽然关于 Tiebout 迁移的经验研究在欧美国家开展得非常广泛且深入,但在我国却迟迟没有出现类似的研究工作。究其原因,一是由于我国缺乏促使地方政府在公共品提供上进行竞争的激励机制,分权化改革的目标也仅集

中于促进地方经济发展,因而地方政府并不关心辖区居民对地方公共服务是否满意;二是自新中国建立以来,我国对区域间的人口迁移一直采取非常严格的管制、限制和控制政策,只是在改革开放以后尤其是 20 世纪 90 年代后期,这种限制才慢慢随着户籍制度的逐渐放开而有所松动,但仍然保持着较高的限制水平,从而阻碍着人口流动;三是缺乏相关的迁移数据,即便是省际的迁移数据都十分缺乏,更不用说城市迁移数据或家庭调查数据了。本文的目的就是利用有限的数据库,来考察当前我国省际居民迁移是否存在 Tiebout 所描述的“用脚投票”机制,从而为更加深入的后续研究工作提供一定基础。

三、引力模型的提出与相关数据处理

尽管微观计量技术对于分析 Tiebout 迁移有着无可比拟的优越性,但由于微观数据的可得性问题,本文仍然选用加总数据来考察省际居民迁移与地方公共品之间的关系,从而在加总层面上考察 Tiebout 迁移在中国的存在性。一些研究发现(Lewer, 2008; Karemera 等, 2000),引力模型(又称重力模型)在应用加总数据进行迁移决定因素的回归分析时有着较好的解释力。该模型最早出现在国际贸易领域(Tinbergen, 1962),其最初表达式可以表述为: $Trade_{ij} = f[(GDP_i \times GDP_j) / DIST_{ij}]$,即国际贸易额与两国经济总量正相关且与两国距离负相关。在考察区域间的人口迁移方面,我们可以采用 Lewer 等(2008)提出的人口迁移引力方程,也即:

$$\begin{aligned} \ln Migration_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Pop_{it-1} + \beta_2 \ln Pop_{jt-1} + \beta_3 (pcGDP_{it-1} / pcGDP_{jt-1}) \\ & + \beta_4 (pcFisc_{it-1} / pcFisc_{jt-1}) + \beta_5 (pric_{it-1} / pric_{jt-1}) \\ & + \beta_6 (weath_{it-1} / weath_{jt-1}) + \beta_7 (expsh_{it-1} / expsh_{jt-1}) \\ & + \sigma \ln Dist_{ij} + \theta Border_{ij} + \lambda_1 PRD_j + \lambda_2 YRD_j + \lambda_3 BT_j \\ & + \gamma_1 etow_{ij} + \gamma_2 etoc_{ij} + \gamma_3 ctow_{ij} + \gamma_4 ctoc_{ij} \\ & + \gamma_5 wtoe_{ij} + \gamma_6 wtoc_{ij} + \delta_i + \mu_j + \epsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

其中:Pop 为人口,pcGDP 为人均区域 GDP,pcFisc 为人均区域财政支出,pric 为价格水平,weath 为气候水平,expsh 为区域出口占 GDP 比重,Dist 为迁入迁出省份省会城市间的物理距离;Border 为迁入迁出省份相邻虚拟变量,相邻为 1,不相邻为 0;PRD、YRD 和 BT 分别为迁入地为珠三角(广东省)、长三角(江苏、浙江、上海)和京津地区(北京、天津)的虚拟变量;etow、etoc、ctow、ctoc、wtoe 和 wtoc 分别表示由东部迁往西部和中部、由中部迁往西部和东部以及由西部迁往东部和中部的虚拟变量,i 表示迁出地,j 表示迁入地,t 为时间; δ_i 、 μ_j 和 ϵ_{ijt} 分别表示时间虚拟、省际固定效应和残差项。由(1)式可知,我们将省际迁移的对数值表达为主要变量的迁出迁入省份间比值的函数。其中,人均 GDP 和地区出口比重体现的是区域间的经济发展差异,人均财政支出表示区域间公共品差异,价格水平表示区域间生活成本差异,气候

表现的是区域间的自然宜居性差异。此外,由于居民的迁移决定往往早于迁移行为,因此影响其决定的变量可以被视为是一种前定变量,为体现这种时间差异,本文对解释变量均取滞后一年的数据。需要注意的是,本文采用物价水平而非收入税税率来代表生活成本,原因在于我国并不存在显著的省际(收入)税率差异,而税收竞争往往表现为隐性的外资优惠和地方保护措施,这种竞争对居民迁移没有直接关系,而且很难准确量化,因而此处不考虑其影响。

根据(1)式,我们可以分析迁入与迁出地之间的差异对居民迁移行为的影响,但并不能分别体现两类地区变量的具体影响。事实上,因为有时迁入和迁出地的地方公共服务对迁移者的作用可能是不对等的,因此需要我们既要考察迁移者的迁入地,又要了解迁出地的公共服务相关变量。Sharp(1986)在对美国住宅与城市发展署(US Department of Housing and Urban Development)的普查数据进行计量分析时发现,在城市居民的居住地选择(迁入)方面,住房质量与价格、教育质量和相对税率是他们考虑的主要因素;而在迁出方面,公共服务的重要性则不可忽视,因而 Tiebout 机制中公共服务与税率差异在居民进行居住地选择时起的作用并不对等。这一点在 Fox 等(1989)的研究中获得了证实,他们发现财政因素(公共服务)在推动人们离开某地时的作用要大于吸引人们迁往某地,这是因为比较起将要迁往的地区,人们更为了解其居住已久地区的财政情况。因此,我们也采用了 Karemera 等(2000)的迁移引力模型,将详细的迁入和迁出地变量纳入到回归方程中,由此可得(2)式:

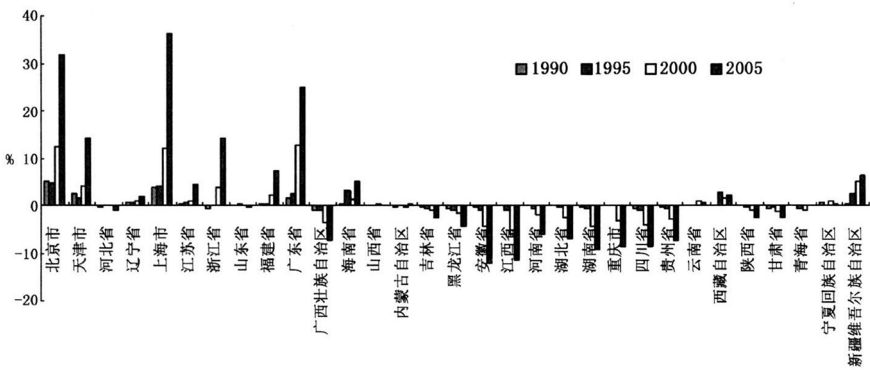
$$\begin{aligned} \ln \text{Migration}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Pop}_{it-1} + \beta_2 \ln \text{Pop}_{jt-1} + \beta_3 \ln \text{pcGDP}_{it-1} + \beta_4 \ln \text{pcGDP}_{jt-1} \\ & + \beta_5 \ln \text{pcFisc}_{it-1} + \beta_6 \ln \text{pcFisc}_{jt-1} + \beta_7 \ln \text{pric}_{it-1} + \beta_8 \ln \text{pric}_{jt-1} \\ & + \beta_9 \ln \text{weath}_{it-1} + \beta_{10} \ln \text{weath}_{jt-1} + \beta_{11} \ln \text{expsh}_{it-1} \\ & + \beta_{12} \ln \text{expsh}_{jt-1} + \sigma \ln \text{Dist}_{ij} + \theta \text{Border}_{ij} + \lambda_1 \text{PRD}_{ij} \\ & + \lambda_2 \text{YRD}_{ij} + \lambda_3 \text{BT}_{ij} + \gamma_1 \text{etow}_{ij} + \gamma_2 \text{etoc}_{ij} + \gamma_3 \text{ctow}_{ij} \\ & + \gamma_4 \text{ctoc}_{ij} + \gamma_5 \text{wtoc}_{ij} + \gamma_6 \text{wtoc}_{ij} + \delta_t + \mu_i + \epsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式中的变量含义同(1)式,表1为各变量的描述性统计量。为分析地方公共支出对居民迁移的影响,我们采用如下数据来源:首先,居民的迁移数据来自1990年、2000年全国1/10人口普查数据和1995年、2005年1/100人口抽样调查数据;其次,地方GDP、人口数据、人均地方财政支出和地区出口数据来自各年份的《中国统计年鉴》;第三,对各省物价水平的确定,由于我国只有各省物价指数的时序数据,缺乏省际横向比较,因此本文采用了折中策略,即假定1978年各省物价水平均为100,从而根据其时序数据计算出不同年份的各省物价指数,数据来自《新中国五十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》;第四,各省气候变量用省会城市的年平均气温来表示,数据也来自《中国统计年鉴》;最后,根据省会城市的经纬度通过球面公式直接计算出城市间的物理距离,并以此表示省际距离。某些省份在某些年份的数据有缺失,如西藏和海南在1995年和2005

表 1 数据的描述性统计量

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Migration_{it}$	3 248	8.581	2.158	0.000	15.319
$pcGDP_i/pcGDP_j$	3 221	1.375	1.306	0.055	18.290
$pcFisc_i/pcFisc_j$	3 248	1.279	1.078	0.023	8.131
$pric_i/pric_j$	3 136	1.009	0.168	0.408	2.449
$expsh_i/expsh_j$	3 248	2.156	3.220	0.000	39.116
$weath_i/weath_j$	3 248	1.184	0.743	0.187	4.872
$\ln Pop$	3 248	17.304	0.793	15.310	18.542
$\ln pcGDP$	3 248	8.586	0.950	6.689	10.850
$\ln pcFisex$	3 248	6.470	0.996	4.593	9.133
$\ln pric$	3 248	5.805	0.284	5.223	6.207
$\ln expsh$	3 248	2.239	0.891	0.799	4.538
$\ln weath$	3 248	2.548	0.412	1.528	3.127
$\ln Dist$	3 248	6.824	0.733	4.456	8.376

年的迁出数据无法获得,本文将其舍弃;同时,四川省 1990 年和 1995 年的数据含重庆市,为使其具有时序连贯性,本文对 2000 年和 2005 年的四川与重庆数据进行合并,最终得到了 N 为 784、T 为 4 的共 3 248 个观察值的平衡面板数据。



数据来源:1990 年、2000 年全国 1/10 人口普查数据和 1995 年、2005 年 1/100 人口抽样调查数据。

图 1 省际净迁移率的变化:1990—2005 年

此外,虚拟变量的应用主要体现了中国在改革开放后地区人口迁移的演变模式。如图 1 所示,中、西部地区是主要的移民迁出地,而东部地区则在省际迁移中成为主要的目的地,其中尤以珠三角、长三角和京津地区为重要迁入地,我们将通过虚拟变量 PRD、YRD、BT、etow、etoc、ctow、ctoe、wtoc 和 wtoc 分别表示这种省际人口迁移的空间变化趋势。省际迁移在 20 世纪 90 年代和 2000 年后的变化非常显著(Fan, 2005)。2000 年以前的人口迁移规模很小,除了北京和上海,多数省份的净迁移率均低于(+/-)3%。而到了 2000 年,无论是净迁入还是净迁出的省份,净迁移率均大幅上升,尤其是在 2005 年,有 1/3 省份的净迁移率达到了 10%左右,其中北京、上海更是超过了 30%。表明随着我国经济的迅

速发展与户籍限制的不断放宽,区域间移民活动表现出日益活跃的趋势。

四、实证结果分析

本文采用双向(two-way)面板回归法构建模型,根据方程(1)获得了不同估计方法下的回归结果(见表2)。回归结果中的第一列为混合 OLS 回归,作为基准结果;第二列为随机效应回归结果;第三至第五列为根据 Rogers(1993)的方法进行的调整的固定效应回归结果,其中第四、第五两列分别为 20 世纪 90 年代中期和 2000—2005 年的分段估计结果。首先,本文在计量模型设定方面进行了选择,通过 Breusch-Pagan LM 检验和 F 检验,可知面板模型存在随机效应和固定效应,从而无法采用混合 OLS 进行估计;其次,通过 Hausman 检验,可知其结果拒绝了随机效应和固定效应无差异的零假设,从而选择固定效应模型;最后,对固定效应模型进行的 Wald 检验和 Wooldridge 检验,发现无法拒绝模型存在异方差和一阶序列自相关的零假设,因而需要对回归模型设定进行调整。一般来说,我们可以对存在异方差和自相关的面板数据采取 FGLS(Feasible Generalized Least Square)估计或根据 Rogers(1993)进行 FE 估计的稳健回归。

表 2 省际差异面板数据回归结果(方程 1)

变量、方法 时间段	Pooled OLS	RE	FE(Rogers)		
	1990—2005 年	1990—2005 年	1990—2005 年	1990—1995 年	2000—2005 年
$\ln\text{Pop}_{it-1}$	0.884 *** (0.039)	0.317 *** (0.044)	-0.119 *** (0.038)	-0.086 * (0.050)	-3.906 *** (0.844)
$\ln\text{Pop}_{jt-1}$	0.637 *** (0.038)	0.475 *** (0.050)	0.204 *** (0.066)	0.199 *** (0.066)	6.105 *** (0.898)
$\text{pcGDP}_{it-1}/\text{pcGDP}_{jt-1}$	-0.018 (0.030)	-0.025 (0.023)	-0.001 (0.021)	0.037 (0.092)	0.086 * (0.046)
$\text{pcFisc}_{it-1}/\text{pcFisc}_{jt-1}$	-0.074 * (0.041)	-0.074 * (0.039)	0.048 (0.045)	-0.037 (0.076)	-0.208 ** (0.106)
$\text{pric}_{it-1}/\text{pric}_{jt-1}$	0.609 *** (0.162)	0.506 *** (0.145)	0.185 * (0.112)	0.159 (0.120)	1.928 *** (0.626)
$\text{expsh}_{it-1}/\text{expsh}_{jt-1}$	0.028 *** (0.007)	0.007 (0.006)	-0.021 *** (0.005)	0.000 (0.008)	-0.003 (0.008)
$\text{weath}_{it-1}/\text{weath}_{jt-1}$	-0.133 *** (0.041)	-0.101 * (0.059)	-0.683 *** (0.137)	-1.064 *** (0.292)	-0.273 ** (0.122)
$\ln\text{Dist}_{ij}$	-0.021 (0.047)	-0.102 (0.078)			
Border_{ij}	1.857 *** (0.082)	1.848 *** (0.136)			
PRD_j	1.389 *** (0.144)	1.473 *** (0.224)			
YRD_j	1.270 *** (0.089)	1.282 *** (0.147)			
BT_j	1.696 *** (0.112)	1.520 *** (0.181)			
ctoe_{ij}	0.547 *** (0.084)	0.711 *** (0.137)			
ctow_{ij}	-0.097 (0.100)	0.022 (0.164)			

续表 2 省际差异面板数据回归结果(方程 1)

变量、方法 时间段	Pooled OLS	RE	FE(Rogers)		
	1990—2005 年	1990—2005 年	1990—2005 年	1990—1995 年	2000—2005 年
wtoe _{ij}	0.430*** (0.097)	0.191 (0.157)			
wtoc _{ij}	-0.144 (0.102)	-0.345** (0.167)			
etoc _{ij}	-0.139 (0.092)	0.042 (0.146)			
etow _{ij}	-0.218** (0.106)	-0.075 (0.163)			
Constant	-18.437*** (0.889)	-5.382*** (1.166)	15.187 (9.670)	34.241*** (3.918)	-30.200* (15.832)
Observations	3 136	3 136	3 136	1 568	1 568
Number of pair		784	784	784	784
R-squared	0.508	0.515	0.408	0.169	0.251
B-P LM test		1 719.91***			
F-test			14.70***		
Hausman test			119.39***		
Woodridge test			10.16***		
Wald test			4.5e+7***		

注:括号中数字为稳健标准误;***、**和*分别表示显著性水平为0.01、0.05和0.1;年度虚拟变量系数值未列入表中。

表 2 第四列各变量的回归系数中,人均地方公共支出比的影响并不显著。但是当我们将时间段分为 1990—1995 年和 2000—2005 年两个时间段进行回归,就会发现 1990—1995 年的变量系数依然不显著,而 2000—2005 年的变量系数显著为负,表明地方公共支出差异在 2000 年后的人口迁移中起了一定的作用,即迁出地与迁入地在该指标上的差距越大,人口迁移量就越大。而在 2000 年之前,这种差异的影响并不显著。导致这种结构性变化的原因,可能与各省对居民迁移的管制逐渐放松有关。很多城市在 20 世纪 90 年代后期实施了户籍迁移制度的改革,以迁移准入制取代实施了 40 多年的指标控制制,从而为居民的户籍迁移创造了较为有利的条件。值得注意的是,地区人均 GDP 差异的作用并不十分显著,可能原因有两个:一是该变量并非为人均收入的恰当指标,二是我国省际收入差异在居民迁移中的作用不显著。其他变量中,价格差异、出口份额差异与气候差异的系数符号与我们的判断相吻合,即生活费越低、出口份额越大以及温度越高的地区对迁移者的吸引力越大。其中,最为显著且稳健的是地区气温差异,显示北方居民有向南迁移的显著趋势。此外,由表 2 第三列可知,向长三角、珠三角和京津地区的迁移都是显著的,而且由中部向东部迁移的系数也是显著为正,表明我们前文讨论的居民迁移的时空趋势与事实相符。

为考察迁入、迁出省份的具体变量对居民迁移的影响,我们对回归方程(2)进行了 FGLS 和 FE 回归,结果见表 3。其中,地方人均公共支出的回归系数与我们的预期基本相符,迁出地与迁入地的作用分别为负向和正向(除 1990—1995 年的迁出地系数为不显著的正值外),表明我国居民迁移时也可能出现了 Sharp(1986)和 Fox(1989)提及的现象。当然,某些变量的固定效应回归结果显

表 3 迁入、迁出地变量面板数据回归结果（方程 2）

变量、方法 时间段	FGLS		FE(Rogers)	
	1990—1995 年	2000—2005 年	1990—1995 年	2000—2005 年
lnPop _{it-1}	0.473 *** (0.026)	0.956 *** (0.019)	0.060 (0.119)	-4.295 *** (0.849)
lnPop _{jt-1}	0.761 *** (0.021)	0.859 *** (0.016)	0.596 *** (0.098)	5.975 *** (0.979)
lnpcGDP _{it-1}	0.238 *** (0.053)	0.612 *** (0.022)	0.268 (0.198)	0.298 ** (0.139)
lnpcGDP _{jt-1}	0.674 *** (0.072)	0.326 *** (0.041)	-0.190 (0.274)	0.230 ** (0.095)
lnpcFisc _{it-1}	-0.493 *** (0.065)	-0.829 *** (0.039)	0.164 (0.295)	-0.640 *** (0.195)
lnpcFisc _{jt-1}	0.375 *** (0.056)	0.676 *** (0.056)	1.166 *** (0.205)	0.217 (0.220)
lnpric _{it-1}	0.730 *** (0.107)	1.694 *** (0.098)	0.078 (0.262)	1.844 ** (0.729)
lnpric _{jt-1}	-1.030 *** (0.118)	0.624 *** (0.139)	-0.184 (0.223)	-2.433 ** (1.063)
lnexps _{it-1}	0.160 *** (0.021)	-0.095 *** (0.012)	0.022 (0.084)	-0.018 (0.032)
lnexps _{jt-1}	-0.007 (0.029)	0.097 *** (0.023)	0.004 (0.085)	0.191 ** (0.074)
lnweath _{it-1}	-0.044 (0.030)	-0.200 *** (0.030)	1.062 (0.733)	-0.099 (0.297)
lnweath _{jt-1}	0.209 *** (0.038)	0.078 *** (0.028)	2.560 *** (0.843)	0.481 ** (0.200)
lnDist _{ij}	-0.104 *** (0.025)	-0.185 *** (0.023)		
Border _{ij}	2.057 *** (0.036)	1.652 *** (0.034)		
PRD _j	0.313 *** (0.085)	0.797 *** (0.078)		
YRD _j	0.583 *** (0.038)	0.383 *** (0.053)		
BT _j	0.899 *** (0.053)	0.743 *** (0.067)		
ctoe _{ij}	0.244 *** (0.034)	0.743 *** (0.045)		
ctow _{ij}	0.168 *** (0.043)	0.197 *** (0.037)		
wtoe _{ij}	0.391 *** (0.057)	0.593 *** (0.052)		
wtoc _{ij}	0.192 *** (0.060)	0.086 * (0.048)		
etoc _{ij}	0.005 (0.042)	-0.038 (0.028)		
etow _{ij}	0.032 (0.057)	0.142 *** (0.035)		
Constant	-15.160 *** (1.577)	-42.501 *** (1.088)	11.745 (7.828)	-16.192 (22.343)
Observations	1 568	1 568	1 568	1 568
Number of pair	784	784	784	784
R-squared			0.226	0.258

然不如 FGLS 回归结果显著。而比较有意思的情况是,同样一个变量在两个时间段里所起的作用并不相同。具体而言,对于地方公共支出,1990—1995 年居民迁移主要受迁入地拉力的作用,而 2000—2005 年则主要受到迁出地推力的影响。其他变量中,价格差异和出口份额差异的影响基本上只在 2000—2005 年才显著。对于前者来说,迁出地的价格越高、迁入地的价格越低,对迁移的正向作用越大;而外向型程度越大的省份对迁移的吸引力就越大,但并没有显著的相关性表明该指标对迁出有影响;同样,气候越温暖的地区对迁入者也越有吸引力,但对迁出者没有显著影响。

由表 2、表 3 回归结果可观察到影响省际迁移的主要因素及其作用。就人均公共支出变量而言,其作用在考察期内整体上并不显著,但当我们将考察期以 2000 年为界分为两段,那么其作用则表现出逐渐显著的趋势。为了进一步区分迁出和迁入地地方公共变量的影响,我们又根据方程(2)进行了细分变量的回归,同样发现两个时间段中迁入地和迁出地支出变量作用的显著性差异,如人均 GDP、物价、出口份额等变量的影响在 2000 年前均不显著,而在 2000 年后则变得显著起来。其中,地方公共支出变量的作用更是体现了迁出地和迁入地作用的转换,由之前迁入地的拉力作用转换为迁出地的推力作用。也正是由于这种时间上的变化,导致了该变量在整个时间跨度上的影响并不显著。由此可见,Tiebout 机制在我国省际迁移中有可能存在,尤其是在 2000 年以后的居民迁移中,该机制的影响日益显著。

五、结论与政策建议

本文考察了 1990 年后省际迁移中地方人均公共支出的作用,发现在 2000 年后的迁移显著地受地方公共支出差异的影响,而当我们把差异变量进一步区分为迁入地和迁出地变量时,发现地方人均公共支出的作用在两个时间段内的作用是不同的,但总体上显著。这说明,在我国省际居民迁移中有可能出现 Tiebout(1956)宣称的“用脚投票”机制,这在目前缺乏“用手投票”机制的前提下,显得格有现实意义。当然,本研究也存在着较明显的不完善之处。首先,我们采用的加总数据抹杀了省际差异与城乡差异的区别。当前,我国的居民迁移很大程度上是农村居民向城市的迁移,而城乡之间的地方公共服务差异可能要远大于各省之间的差异,在这种情况下,关于更低级别行政区域(如市级)的迁入或迁出研究可能是一个较好的替代选择。其次,因缺乏低级别行政区域的迁移数据,本文只能用地方人均公共支出替代地方公共品的供给水平,而支出指标中有很多项目是与地方居民享受的地方公共服务没有直接关系,因此对我们考察的结论可能会产生一定的影响。此外,由于缺乏不同收入水平的居民迁移数据,本文无法判断公共支出差异对不同阶层的影响。事实上,这是财政诱导迁移研究中的一项重要内容。实际上,低收入者对地方福利支出的关注要远高于高

收入者，而后者则更关注地方税率的高低；同样，对迁入地政府来说，他们更愿意接受高收入者而排斥低收入者，因为前者可以扩大税基从而增加地方税收收入，而后者只能增加公共支出成本，对税收的贡献明显弱于前者。在我国，地方政府的某些政策已经体现出了这种偏好。例如，很多城市对于本地商品房的外地户籍购买者发放本市户口，而不对符合低收入要求的外来打工者提供廉租房，就是一个户籍倾斜政策的例子。这种收入差异对迁移行为和迁移政策的影响，应是我们下一步研究的重点。

参考文献：

- [1] 蔡昉．劳动力迁移的两个过程及其制度障碍 [J]．社会学研究，2001，（4）：44—51.
- [2] 蔡昉．城乡收入差距与制度变革的临界点 [J]．中国社会科学，2003，（5）：16—25.
- [3] 梁若冰，汤韵．地方公共品供给中的 Tiebout 模型：基于中国城市房价的经验研究[J]．世界经济，2008，（10）：71—83.
- [4] 乔宝云，范剑勇，冯兴元．中国的财政分权与小学义务教育[J]．中国社会科学，2005，（6）：37—46.
- [5] 夏纪军．人口流动、公共收入与支出[J]．经济研究，2004，（10）：52—65.
- [6] Lewer, Joshua J, Van den Berg, Hendrik. A gravity model of immigration [J]. Economics Letters, 2008, 99(1): 164—167.

Inter-provincial Migration and Local Public Expenditure in China: An Empirical Study Based on the Gravity Model

TANG Yun^{1,2}, LIANG Ruo-bing³

- (1. Taiwan Research Institute, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
- 2. School of Business Administration, Jimei University, Xiamen 361005, China;
- 3. Department of Public Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Based on the gravity model, the paper studies the relationship between inter-provincial migration and local public expenditure in China. Through the regression analysis on panel data of national census and sample survey since 1990, it finds that the difference of local public expenditure does not have significant effects on inter-provincial migration before 2000, while in 2000 and 2005 it has significant effects on migration. Furthermore, before 2000, the inter-provincial migration is mainly due to the local public expenditure in areas where the migrants move from, and after 2000, the inter-provincial migration is mainly due to the local public expenditure in areas where the migrants move to.

Key words: inter-provincial migration; local public expenditure; gravity model

（责任编辑 许 柏）