

地方公共品供给对劳动力迁移的影响

——基于广东省的实证

潘静

(中山大学岭南学院, 广东广州 510275)

摘 要：在中国城市化进程加快、劳动力迁移浪潮高涨、户籍政策正逐步放开的背景下，本文提出基于地级市层面的数据对蒂布 (Tiebout) 模型进行实证检验的命题，分析地方公共品供给对劳动力迁移的影响。本文使用广东省 2004~2011 年 21 个地级市面板数据实证发现，基础设施、教育服务水平对劳动力净迁移 (即净迁入) 具有显著的正向影响，公路通车里程增长率越高，普通中学师生比越高，则劳动力净迁移率越高，“用脚投票”机制得到体现。而受公共品的拥挤效应等机制的作用，医疗卫生服务水平、空气质量水平对劳动力净迁移的影响并不显著。

关键词：劳动力迁移；公共品；蒂布模型

中图分类号：F241.2 **文献标识码：**A

一、引言

伴随着经济的发展和城市化进程的加快，2000 年以来，中国地区之间的劳动力迁移和流动形成高涨的浪潮。据 2010 年第六次全国人口普查数据^①（下文简称“六普”），在全国范围内，五年前常住地与现住地发生变动的人口达 11989 万，占全国总人口的 9%，比 2000 年第五次全国人口普查时的比例增长了 8 倍。而作为第一人口大省的广东，劳动力迁移和流动的规模更大。“六普”数据显示，五年前常住地和现住地在广东省内发生变动的人口有 775.4 万；五年前常住地在广东省外其他省区，而现住地在广东的人口达 138.9 万，占全国

^① 数据来源于《中国 2010 年人口普查资料》，中国统计出版社，2012。

省际人口变动的1/4。

劳动力迁移与公共品供给息息相关。从个体行为来看,地方公共品供给水平是人们选择居住地所考虑的因素之一;从地方政府角度来看,地方公共品是政府之间支出竞争的政策工具之一,地方政府通过有效提供公共品,吸引劳动力等资源的流入,实现人口集聚与当地经济集聚相匹配;从区域融合角度来看,与户籍制度相捆绑的公共服务能够实现多大程度的松绑,将影响劳动力等资源的有效流动,继而影响中国的城乡结构和城市化进程。

在半个世纪前,Tiebout(1956)就提出了一个探讨地方公共品供给与劳动力迁移的基准模型。该模型认为地区公共品和税收的数量组合会影响人口流动,居民通过“用脚投票”,选择公共品和税收水平合适的社区,在这种机制下,地方政府就可以实现公共品的有效供给。而国内基于中国数据直接针对蒂布模型的实证研究较少。这一方面是因为国内劳动力迁移数据较为缺乏;另一方面是长期受户籍制度的制约,劳动力并非完全自由流动,蒂布机制的应用十分有限。然而,近20年以来,中国户籍政策正逐步放开,从上世纪90年代推出“蓝印户口政策”,到2001年以来开放小城镇户口,再到2010年以来推行居住证制度、积分入户制度等。随着户籍政策的松绑,蒂布模型在中国存在发挥机制的可能。

基于以上的研究背景,本文以广东省的数据为例,实证检验蒂布模型“用脚投票”机制是否发挥作用,探讨地方公共品供给对劳动力迁移的影响。

二、文献综述

蒂布模型探讨了地方公共品供给与劳动力迁移的关系,它实质提出了“地方公共品完全竞争的市场理论”。经过半个多世纪,一方面,学术界存在对蒂布模型基本假设与现实矛盾的争议;但另一方面,这种争议也引发了对蒂布机制的实证研究。国外对蒂布模型的实证研究主要有两类文献:一是从资本化的角度,间接检验地方公共品的供给对地方财产价值的影响^①;二是从人口迁移的角度,直接检验地方公共品供给对劳动力迁移率的影响。

从资本化的角度对蒂布模型进行间接检验的文献例如:Oates(1969)针对美国新泽西东北部城镇的样本,实证发现地方财产价值与实际税率间呈显著的负相关关系,而与公立学校的生均教育费支出之间表现为显著正相关关系。Gramlich and Rubinfeld(1982),Epple and Sieg(1999),Rhode and Strumpf(2003)等基于不同的样本,也做了类似的检验。

从人口迁移的角度对蒂布机制进行直接检验的文献主要有:Banzhaf and Walsh(2008)运用美国街区层面的普查数据,探讨空气质量的变化对人口密度和平均收入的影响,证实对于环境质量这种公共品来说,地区环境质量越好,越能吸引人口迁入。Kahn(2000)实证发现,环境管制政策的实施使得洛杉矶及其周边地区烟雾减少,进而吸引人口流入。Binet(2003)基于法国27个市1987~1996年财政竞争的面板数据研究发现,当地政府增加公共品

^① 劳动力迁入的增加,会增加住房需求,进而提高当地的财产价值。

供给或降低税率的政策能够吸引外来移民,而移民数的变化对地方财政支出变量几乎没有影响。Day (1992) 基于1962~1981年加拿大各省的数据实证得出,省际人口迁入率与省级人均教育支出、人均医疗支出存在正相关关系。除以上基于宏观数据的经验研究外,国外也有少数对蒂布机制经验研究是基于微观数据开展的,例如, John et al. (1995), Dahlberg and Fredriksson (2001), Borrow (2002)。

国内与蒂布机制相关的研究主要渗透于财政分权、税收竞争的文献中(乔宝云等, 2005; 张军等, 2007; 郭庆旺、贾俊雪, 2009), 而直接针对蒂布模型的实证研究寥寥无几。从资本化角度研究的见于梁若冰、汤韵 (2008), 它基于中国 35 个大中城市数据, 检验了地方公共品供给与房价的关系。从人口迁移角度研究的见于付文林 (2007), 它基于第五次人口普查的省际数据实证发现, 地方公共服务水平的提高会引起高学历户籍人口迁入的增加, 并在统计意义上具有显著影响, 而地方公共服务对于中等学历和低学历移民比率的影响并不显著。

相对于资本化角度的研究, 人口迁移角度的研究对蒂布机制的解释力更强一些。^①然而, 国内现有的对劳动力迁移和公共品供给的实证研究, 只运用了某次全国人口普查的省际人口迁移数据, 这没有很好地反映劳动力流动机制的动态变化, 也没有深入到市县层面研究劳动力迁移与地方公共品供给的关系。而现实中, 省际人口迁移数据忽视了省内城市之间的异质性, 其研究层面不够深入。这体现在: 从个体行为看, 人们作出居住地的选择, 往往是市县层面的, 而非省份层面的; 从地方政府行为看, 地方公共品的供给主体是市县级, 而非省级。本文的研究正是基于地级市层面, 使用的是2004~2011年广东省21个地级市构成的面板数据, 并反映劳动力迁移的动态变化。之所以以广东省为例, 一方面是因为广东是人口大省, 劳动力迁移和流动规模也较大, 且广东各地级市在劳动力迁移和公共品供给方面具有一定的代表性; 另一方面是因为数据的可获得性, 广东省有公布连续八年以上的关于地级市劳动力迁移的数据。

三、广东省劳动力迁移的特征

对于全国省际人口迁移的情况, 根据“六普”关于现住地和五年前常住地的省级数据, 迁入东部沿海省区的人口比率较高, 人口迁入比率^②居前八位的依次是上海、北京、浙江、广东、天津、福建、江苏、海南, 都是东部省区; 而居后五位的是吉林、湖南、甘肃、黑龙江、河南, 其中四个是中部省区。对于广东省各地级市劳动力迁移的情况, 下文将考察关于各地级市劳动力迁移的比率、时间趋势以及来源地分布的特征。

^① 资本化角度研究仅反映了蒂布模型存在的一个静态结果, 没有反映蒂布机制的动态过程, 且居住人口数与房价的关系值得商榷, 这将影响对蒂布模型间接检验的结果。

^② 人口迁入比率=五年前常住地在 A 省区外的地区而现住地在 A 省区的人口数/A 省区的常住人口数

据表 1, 2004~2012 年, 广东省净迁移率、省内净迁移率、省外净迁移率^①较高的前七位地级市都在珠三角地区, 而非珠三角地区地级市的这三个比率都较低。作为经济特区的深圳的人口净迁移率明显高于广东省的其他地级市。

图 1 反映了 2004~2012 年广东省各地级市平均净迁移率的变动态势。在 2004~2012 年间, 广东省各地级市的净迁移率、省内净迁移率、省外净迁移率总体上呈现先上升后下降的趋势, 净迁移率从 2004 年的 7.66‰ 上升至 2006 年的 9.92‰, 然后下降至 2010 年的 4.87‰, 2012 年降至 -0.04‰。省内净迁移率从 2004 年的 2.41‰ 上升至 2006 年的 5.01‰, 然后下降至 2012 年的 -1.65‰。省外净迁移率从 2004 年的 5.25‰ 下降至 2012 年的 1.61‰。广东省的省外净迁移率总体上高于省内净迁移率。图 1 中反映的 2004~2006 年广东省各地级市平均净迁移率上升的态势, 可能与 2004 年前后广东逐渐开放小城镇户口、取消“农转非”的计划指标等放宽户籍限制政策的推行有一定关联; 而导致 2006 年后净迁移率下降的一个可能原因是迫于早几年放宽户籍限制所带来城镇人口过快增长的压力, 广东部分地级市逐渐通过取消“购房入户”等收紧户籍限制的政策来控制外来人口的落户, 继而导致净迁移率下降。

表 1 广东省各地级市 2004~2012 年净迁移率平均值 (单位: ‰)

排序	地区	净迁移率	省内净迁移率	省外净迁移率	排序	地区	净迁移率	省内净迁移率	省外净迁移率
1	深圳	61.58	21.74	39.84	11	茂名	0.47	0.35	0.11
2	珠海	24.36	7.57	16.79	12	汕尾	0.24	0.21	0.03
3	东莞	13.12	5.97	7.14	13	汕头	0.20	-0.41	0.61
4	惠州	10.08	5.95	4.12	14	阳江	-0.02	-0.61	0.59
5	广州	9.81	3.63	6.18	15	梅州	-0.06	-0.64	0.59
6	中山	6.50	3.33	3.17	16	清远	-0.10	-0.76	0.66
7	佛山	5.69	3.15	2.54	17	韶关	-0.34	-0.65	0.31
8	揭阳	2.25	0.40	1.85	18	云浮	-0.44	-1.07	0.63
9	肇庆	0.95	0.38	0.56	19	潮州	-0.73	-1.39	0.66
10	湛江	0.70	0.69	0.01	20	江门	-1.57	-0.83	-0.74
					21	河源	-2.65	-4.00	1.36

注: 根据《广东统计年鉴》(2005~2013) 各地级市 2004~2012 年净迁移率、省内净迁移率、省外净迁移率计算平均值所得, 并按净迁移率由高到低排序。此处的净迁移率按户籍

^① 净迁移率、省内净迁移率、省外净迁移率均为“净迁入率”的含义, 详见本文“数据与变量说明”部分。

人口计算。

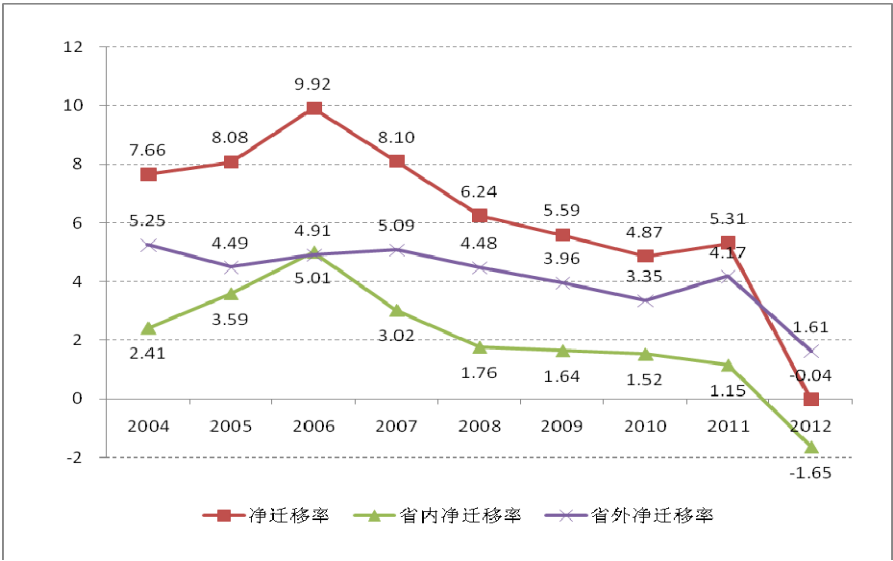


图 1 2004~2011 年广东省各地级市平均净迁移率（单位：‰）^①

表 2 广东省各地级市外来劳动力五年前的常住地分布（2006~2010 年）

区域	现住地	五年前常住地				区域	现住地	五年前常住地			
		第一	第二	第三	第四			第一	第二	第三	第四
珠三角	广州	湖南	广西	湖北	四川	西翼	湛江	广西	四川	湖南	湖北
	深圳	湖南	湖北	广西	四川		茂名	广西	贵州	湖南	四川
	珠海	湖南	广西	河南	湖北		阳江	广西	湖南	云南	贵州
	佛山	广西	湖南	四川	湖北	东翼	汕头	江西	四川	河南	福建
	东莞	湖南	广西	湖北	河南		潮州	湖南	四川	贵州	福建
	中山	广西	湖南	四川	湖北		揭阳	江西	四川	湖南	湖北
	惠州	湖南	四川	湖北	广西		汕尾	四川	湖南	重庆	湖北
山区	江门	广西	湖南	四川	湖北	山区	韶关	湖南	江西	四川	广西
	肇庆	广西	湖南	四川	贵州		梅州	江西	湖南	湖北	广西
							清远	湖南	广西	四川	河南
							河源	湖南	四川	江西	广西
							云浮	广西	四川	湖南	贵州

^① 数据来源于《广东统计年鉴》（2005-2013）。根据广东省各地级市的净迁移率、省内净迁移率、省外净迁移率的数据计算平均值所得。

注：数据来源于《广东省 2010 年人口普查资料》。现住地在广东省各地级市、五年前常住地在省外的人口数除以对应的现住地常住人口数，计算得到迁移变动率。把迁移变动率按从高到低排序，上表对应列出前四位的五年前常住地的外省省份。

对于广东省各地级市外来劳动力来源地的分布情况，根据五年前常住地在省外、现住地在广东的省级层面数据计算，从省外迁入广东省的劳动力主要来源于广西（5.10‰）、湖南（4.46‰）、湖北（2.74‰）、江西（2.62‰）。^①广东西翼地区的从省外迁入的劳动力主要来源于广西，东翼地区的从省外迁入的劳动力主要来源于江西、四川，北部山区的从省外迁入的劳动力主要来源于湖南，珠三角地区的从省外迁入的劳动力主要来源于湖南、广西等。（见表 2）

四、广东省劳动力迁移的实证分析

基于对现有文献的研究和广东省劳动力迁移现状的分析，我们提出实证命题和建立实证模型，探讨广东省劳动力净迁移^②与地方公共品供给之间的关系；并分别对劳动力省内净迁移与省外净迁移、珠三角地区和非珠三角地区的劳动力净迁移做进一步的实证分析。

（一）实证命题

根据蒂布模型的机制，辖区公共品供给水平相对于税收水平的高低会影响劳动力迁移，辖区公共品供给水平相对于税收水平越高，则迁入该辖区的劳动力越多。而中国内地实行统一的税制，税制结构以流转税为主体，与迁入地人口和物业相关的个人所得税、物业税等所占的比例较小，这使得各地方税收水平相当。可得：

命题 1：辖区的净迁移率与辖区的公共品供给水平呈正相关关系。

对蒂布模型机制的直接检验涉及劳动力迁移，而影响劳动力迁移的动因是多方面的。较早考察劳动力迁移动因的理论见于“移民—引力”模型，它考察迁入地与迁出地的距离、人口规模对两地间劳动力迁移的影响^③（Zipf, 1946; Gallaway and Vedder, 1971）。在劳动力迁移与流动的文献中，收入水平、工资水平、获得工作的机会、地区经济发展水平常被看作是劳动力迁移的主要动力（Todaro, 1969; Borjas, 1994; Lucas, 2004; 严善平, 2007; He and Gober, 2003）。据此可得：

命题 2：辖区的净迁移率与个人在辖区的工资收入水平、获得工作的机会、辖区的经济发展水平呈正相关关系。

^① 数据来源于《广东省 2010 年人口普查资料》。根据现住地在广东、五年前常住地在省外的人口数除以对应外省省份的常住人口数计算所得。

^② “净迁移”指迁入人口与迁出人口相抵后的情况，即“净迁入”。

^③ 鉴于广东省内各地级市与迁出地的距离差异相对于各省区之间与迁出地的距离差异较小，且广东省人口迁移的面板数据没有披露迁出地的信息，所以，下文关于广东省地级市的实证模型未把迁入地与迁出地距离纳入其中。下文实证模型数据用迁移率而非迁移人数，考虑了人口规模因素。

住房是影响人们迁移决策的重要的私人产品。在预算约束下,以住房为代表的辖区私人产品价格越高,个人获得的效用便越小,人们迁入该辖区的意愿便越低。王春艳、吴老二(2007),高波等(2012)的研究也表明,城市房地产价格与劳动力流动具有显著的相关关系。由此可得:

命题3:辖区的净迁移率与以住房为代表的私人产品的价格水平呈负相关关系。

(二) 数据与变量说明

本文使用的是2004~2011年广东省21个地级市构成的面板数据,数据来源于《广东统计年鉴》(2005~2012)、《中国城市统计年鉴》(2005~2012)、广东省环境信息GIS综合发布平台^①。

基于上文的理论框架,本文建立如下的实证模型:

$$mov_{jt} = \beta_0 + \beta_1 G_{jt} + \beta_2 wage_{jt} + \beta_3 um_{jt} + \beta_4 gdp_{jt} + \beta_5 ex_{jt} + \beta_6 hous_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

其中, j 表示广东省21个地级市, t 表示2004~2011年, ε 是随机扰动项。

本文用净迁移率作为衡量劳动力净迁移的指标,并细分为省内净迁移率和省外净迁移率。

mov: 净迁移率,即一定时期(通常为一年)内人口迁入迁出相抵后(迁入人口减迁出人口)与迁入地同期平均人口^②之比。(%)

mov_ip: 省内净迁移率,即一定时期(通常为一年)内,从省内其他地区迁入人口和迁往省内其他地区人口之差与迁入地同期平均人口之比。(%)

mov_op: 省外净迁移率,即一定时期(通常为一年)内,从省外迁入人口和迁往省外(含出国)人口之差与迁入地同期平均人口之比。(%)

对于所关注的变量地方公共品(G),本文选取基础设施、教育、医疗卫生、环境保护这四类典型的公共品作为研究对象。不同于现有文献(付文琳,2007)采用各类财政支出作为衡量公共品的指标,本文侧重对公共品的有效供给的衡量,选取公共品实物量的指标,而非财政支出的指标。

road: 本地区公路通车里程增长率(%)

edu: 普通中学师生比,即普通中学专任教师数与在校学生数之比。

med: 按常住人口计算的每万人拥有医师人数

api: 空气污染指数^③,该指数的数值越大,表示空气污染程度越高。

本文实证模型的控制变量包括三类:一是衡量工资收入和获得工作机会的变量,包括工资水平、失业率;二是衡量地区经济发展水平的变量,包括地区生产总值增长率、净出口额;

^① 广东省环境信息GIS综合发布平台: <http://www-app.gdepb.gov.cn/EQPublish/CityAirQuality.aspx>

^② 平均人口按年末户籍人口与年初户籍人口的平均值计算。

^③ 空气污染指数,根据广东省环境信息GIS综合发布平台上的各地级市每日空气污染指数计算平均数得到各地级市的年平均的空气污染指数。

三是衡量私人产品价格水平的变量，以房产价格为代表。

wage：从业人员平均实际劳务报酬，按城镇单位从业人员平均劳务报酬除以以2000年为基期计算的居民消费价格指数计算。（元）

um：年末城镇登记失业率（%）

gdp：人均地区生产总值增长率（%）

ex：净出口额，按出口总额减去进口总额计算，用于衡量地区外向型经济的程度。（亿美元）

hous：住宅每平方米实际价格，按住宅每平方米名义价格除以以2000年为基期计算的居民消费价格指数计算，其中住宅每平方米名义价格等于住宅实际销售额除以实际销售面积。（元）

（三）基本模型的估计结果

表 3 反映了基本模型的估计结果。模型（1）和（6）把四类公共品变量都纳入其中，模型（1）控制了地区固定效应，模型（6）控制了地区固定效应和时间固定效应。模型（2）~（5）依次分别把基础设施、教育、医疗卫生、环境保护纳入其中。表 4 反映了劳动力净迁移与各类公共品供给之间关系的格兰杰因果检验的结果。

对于公共品供给与劳动力净迁移的关系，表 3 结果显示，在考察的四类公共品中，公路基础设施与劳动力净迁移在 1%的显著性水平下具有正相关关系，公路通车里程增长率每上升 1%，净迁移率上升 4.5~5.2‰；表 4 反映的格兰杰因果检验表明，在 5%的显著性水平下，公路基础设施是劳动力净迁移的格兰杰原因。中等教育的估计系数在 10%的显著性水平下为正值，普通中学师生比每上升 1%，净迁移率上升 1.56~2.55‰，当地的中等教育专任教师相对于学生人数配备得越充足，劳动力迁入该地区的比率越高。公路基础设施、中等教育这两类公共品的供给体现了蒂布模型的“用脚投票”机制，印证了本文的研究命题 1。而另外两类公共品，即医疗卫生、环境保护对劳动力净迁移的影响在统计上并不显著。在滞后一期或两期的格兰杰因果检验中，医疗卫生服务水平不是劳动力净迁移的格兰杰原因，而是劳动力净迁移的结果。对此，一种可能的解释是劳动力迁入的增加使得医疗卫生资源的拥挤，继而导致医疗卫生这种公共品供给水平下降。

对于其他控制变量与劳动力净迁移的关系，表 3 结果显示，平均实际劳务报酬和失业率的系数表现出与预期一致的符号，且在统计上显著。平均实际劳务报酬每上升 1000 元，净迁移率上升 0.3‰。失业率每上升 1%，净迁移率下降 3.6~4.1‰。这说明工资收入水平和就业机会是影响劳动力迁移的重要因素，印证命题 2 中“辖区的净迁移率与个人在辖区的工资收入水平、获得工作的机会呈正相关关系”的结论。人均 GDP 增长率的估计系数表现出与预期相反的符号，且在统计上不显著。^①这表明劳动力净迁移的方向并非从经济增长率低的地

^① 严善平（2007）的研究得到类似的结论：在 90 年代后半期经济增长率与人口迁移率的关系模型中，经济增长率的系数为负，且有些系数在统计上不显著。这可能与中国劳动力流动存在制度障碍有关，经济增长

区流向经济增长率高的地区。对于广东这一外向型经济特征明显的省份,净出口额与劳动力净迁移表现出正向关系。这表明外向型经济程度越高,劳动力迁入比率越高。房价与人口净迁移率在 1% 的显著性水平下呈现负相关关系,且结果相当稳健。这印证命题 3,表明当地房价越高将对劳动力迁入起抑制作用。

表3 基本模型的估计结果^①

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>road</i>	4.6425*** (1.2765)	4.5394*** (1.2783)				5.2104*** (1.9351)
<i>edu</i>	156.56* (85.611)		168.69* (87.905)			255.48** (116.35)
<i>med</i>	-0.1990 (0.2761)			-0.1868 (0.2876)		-0.2167 (0.2831)
<i>api</i>	0.0315 (0.0558)				0.0295 (0.0580)	-0.0141 (0.0666)
<i>wage</i>	0.0003* (0.0002)	0.0003*** (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	-0.0005 (0.0003)
<i>um</i>	-4.1013** (1.8991)	-3.6919* (1.8963)	-3.7876* (1.9574)	-3.6889* (1.9871)	-3.5914* (1.9786)	-2.7432 (1.9478)
<i>gdp</i>	-0.0314 (0.0513)	-0.0182 (0.0508)	-0.0153 (0.0524)	-0.0071 (0.0528)	-0.0112 (0.0535)	0.0969 (0.0603)
<i>ex</i>	0.0202** (0.0010)	0.0174* (0.0089)	0.0204** (0.0095)	0.0138 (0.0096)	0.0152 (0.0093)	0.0192* (0.0104)
<i>hous</i>	-0.0027*** (0.0005)	-0.0027*** (0.0005)	-0.0027*** (0.0005)	-0.0027*** (0.0006)	-0.0028*** (0.0006)	-0.0030*** (0.0005)
常数项	14.081* (8.0941)	18.665*** (6.2746)	14.781** (6.9406)	21.526*** (7.1389)	17.755** (7.5265)	28.130** (11.579)
地区固定效应	有	有	有	有	有	有

率高的地区,对人口迁入的限制往往越大,因而净迁移率反而越低。

^① 模型(1)~(6)的 Hausman 检验结果均支持使用固定效应模型。构建模型(1)(含地区固定效应)和模型(6)(含地区和时间固定效应)之间的 F 统计量表明,模型(6)的时间效应不显著,而选择模型(1)更为恰当。对基本模型减少 1 年或 2 年的样本做检验,估计结果变化不大,能够通过稳健性检验。

时间固定效应	无	无	无	无	无	有
观测值	168	168	168	168	168	168
调整的R ²	0.9364	0.9356	0.9317	0.9301	0.9300	0.9394

注：***、**、*分别表示通过显著水平为1%、5%、10%的统计检验；括号内为标准误。

表4 格兰杰因果检验的结果

滞后阶数	证明结论	<i>road</i>	<i>edu</i>	<i>med</i>	<i>api</i>
一阶滞后	$G \rightarrow mov$	4.7012**	0.0032	0.0560	0.2139
	$mov \rightarrow G$	0.8012	0.0629	12.697***	0.6181
二阶滞后	$G \rightarrow mov$	3.3233**	0.3800	1.5345	0.2370
	$mov \rightarrow G$	1.1885	0.0983	6.3178***	0.7411

注：对 2004~2011 年面板数据，为了少损失自由度，选取一阶滞后和二阶滞后进行检验；上表报告的是检验的 F 统计值；***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的统计检验；如果统计显著可证明第二列的结论成立， $G \rightarrow mov$ 表示公共品供给是劳动力净迁移的格兰杰原因， $mov \rightarrow G$ 表示劳动力净迁移是公共品供给的格兰杰原因。

（四）分区域模型的估计结果

劳动力净迁移按区域范围可分为省内净迁移和省外净迁移。表 5 中模型（7）（8）反映了广东省内各地级市之间的劳动力净迁移（省内净迁移，*mov_ip*）以及广东省与其他省份之间的劳动力净迁移（省外净迁移，*mov_op*）的估计结果。对于公共品供给与劳动力净迁移的关系，表 5 结果显示，公路基础设施对省内劳动力净迁移具有显著性影响，广东省某地级市的公路通车里程增长率越高，则从省内其他地级市迁入该市的劳动力比率越高，可见，发展地区基础设施所带来的交通便利性能够吸引省内劳动力迁入。中等教育的师资配比对外省净迁移具有显著影响，但对省内净迁移的影响在统计上不显著。空气质量对外省净迁移的估计系数符号与预期相反，空气质量越差的地区，其人口净迁移率反而越高。对于其他控制变量的影响，结果显示工资水平、就业机会对于省外净迁移的影响在统计上显著，但对于省内净迁移的影响并不显著，这说明工资水平和就业机会对吸引广东省外劳动力流入具有影响。房价无论对省内净迁移还是省外净迁移都具有显著的负向效应。

表 5 分区域模型的估计结果

(7)	(8)	(9)	(10)
省内净迁移	省外净迁移	珠三角地区	非珠三角地区

<i>road</i>	4.2584*** (0.9180)	0.3840 (0.5979)	2.9382 (3.1990)	5.5144*** (1.1814)
<i>edu</i>	84.937 (61.567)	71.622* (40.102)	333.53** (128.89)	-63.214 (155.18)
<i>med</i>	-0.1220 (0.1985)	-0.0770 (0.1293)	-0.0132 (0.5320)	-0.3011 (0.3268)
<i>api</i>	-0.0252 (0.0401)	0.0567** (0.0261)	0.1520 (0.1060)	-0.0059 (0.0620)
<i>wage</i>	0.0001 (0.0001)	0.0001* (0.0000)	0.0000 (0.0003)	0.0007*** (0.0002)
<i>um</i>	-1.7702 (1.3657)	-2.3311*** (0.8896)	-13.111*** (3.8628)	-0.6722 (2.0526)
<i>gdp</i>	-0.0077 (0.0369)	-0.0237 (0.0240)	-0.2351* (0.1386)	-0.0136 (0.0490)
<i>ex</i>	0.0145** (0.0069)	0.0056 (0.0045)	0.0242* (0.0126)	0.1850* (0.0827)
<i>hous</i>	-0.0016*** (0.0004)	-0.0011*** (0.0002)	-0.0028*** (0.0007)	-0.0029*** (0.0007)
常数	7.8584 (5.8209)	6.2230 (3.7914)	37.293*** (13.130)	5.7405 (11.426)
地区固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	无	无	无	无
观测值	168	168	72	104
调整的R ²	0.8151	0.9635	0.9460	0.8648

注：***、**、*分别表示通过显著水平为1%、5%、10%的统计检验；括号内为标准误。

表 5 中模型 (9) (10) 反映了按经济区域划分为珠三角地区和非珠三角地区两个子样本的估计结果。对于各项公共品供给，中等教育对珠三角地区劳动力净迁移具有显著的正向效应，普通中学的师生比每提高 1%，人口净迁移率提高 3.3%，可见，教育这种公共品供给水平的提高能够较大幅度地吸引劳动力流入珠三角地区。公路基础设施发展速度对非珠三角

地区劳动力净迁具有显著的促进作用。与基本模型的结果一致,医疗卫生、空气质量无论对珠三角地区还是非珠三角地区的影响都不显著。对于其他控制变量的影响,从平均实际劳务报酬和失业率的估计结果看,对于珠三角地区,劳动力净迁移更多的是看重就业机会;而对于非珠三角地区,劳动力净迁移更多的是看重工资水平。

五、结论

本文使用广东省 2004~2011 年 21 个地级市面板数据对蒂布模型进行实证检验,分析基础设施、教育、医疗卫生、环境保护与广东省劳动力迁移的关系,主要得到如下结论。

第一,公路基础设施对劳动力净迁移具有显著的正向影响,且是劳动力净迁移的格兰杰原因,公路通车里程增长率每上升 1%,净迁移率上升 4.5~5.2%,“用脚投票”机制得到体现。公路基础设施对劳动力净迁移的影响比教育、医疗卫生等公共品对劳动力净迁移的影响更为显著,其背后的机制或许与地方政府竞争机制有关。地方政府围绕 GDP 增长目标而竞争,普遍存在重视生产性公共品,轻视民生类公共品的支出偏向(傅勇、张晏,2007)。这种支出偏向表现在地方政府把更多的资源投入到基础设施建设中,借助良好的基础设施,吸引劳动力等资源的流入,促进本地区经济增长。

第二,中等教育服务水平对劳动力净迁移具有显著的正向影响,普通中学师生比每上升 1%,净迁移率上升 1.56~2.55%,特别是对于珠三角地区,中等教育服务水平与劳动力净迁移率的正相关关系更为显著,这在一定程度上体现了蒂布机制。

第三,医疗卫生服务水平对劳动力净迁移的影响并不显著,且估计系数显示两者负相关。这背后的机制在于医疗卫生等公共品大多属于“竞争性”的公共资源,劳动力的大量流入会给当地医疗卫生等公共资源带来“拥挤效应”,使得当地医疗卫生服务水平下降。这反映了劳动力市场整合过程中存在两种对立的效应:一方面,吸收优质人力资源的迁入,使得人口集聚与经济集聚相匹配,有利于提高当地的 GDP 增长水平;但另一方面外来劳动力迁入又会增加当地公共品的“拥挤成本”,同时因我国税制结构的约束,迁入人口的增加并不能给当地带来等比例税收收入的增加以分摊公共品的成本,地方政府便利用户籍政策对劳动力流入进行限制,于是形成当前劳动力迁移中的结构性障碍。这两种效应的相互作用,将影响地方政府对户籍制度背后的公共福利实行多大程度松绑的决策。

第四,空气质量水平对劳动力净迁移的影响并不显著。这背后可能的原因一方面是在当前的人均收入水平下,人们选择居住地更多考虑的是工资收入、社会福利等经济性因素,而

对环境质量的关注较少；另一方面是尽管人们主观上考虑到环境因素，但因客观因素制约而不能如愿迁移。这有待利用微观个体数据做进一步检验。

[参考文献]

- [1] Banzhaf, H. S. and Walsh, R.P., Do People Vote with Their Feet? An Empirical Test of Tiebout's Mechanism, *American Economic Review*, 2008, 98(3): 843-863.
- [2] Binet, M. E. Testing for Fiscal Competition among French Municipalities: Granger Causality Evidence in a Dynamic Panel Data Model. *Regional Science*[J]. 2003, 82: 277-289.
- [3] Borjas, G. J. The Economics of Immigration.[J]. *Journal of Economic Literature*, 1994, 32(4): 1667-1717.
- [4] Borrow, L. School Choice through Relocation: Evidence from the Washington, D. C. Area[J]. *Journal of Public Economics*, 2002, 86(1): 155-189.
- [5] Day, K. M. Interprovincial Migration and Local Public Goods[J]. *The Canadian Journal of Economics*, 1992, 25(1): 123-144.
- [6] Dahlberg, M. and P. Fredriksson. Migration and Local Public Services[Z]. Department of Economics of Uppsala University, Working Paper, Dec, 2001.
- [7] Epple, D. and H. Sieg. Estimating Equilibrium Models of Local Jurisdictions[J]. *Journal of Political Economy*, 1999, 107(4): 645-681.
- [8] Gallaway, L. E. and R. K. Vedder. Mobility of Native Americans[J]. *The Journal of Economic History*, 1971, 31(3): 613-649.
- [9] Gramlich, E. M. and D. L. Rubinfeld. Micro Estimates of Public Spending Demand Functions and Tests of the Tiebout and Median-Voter Hypotheses[J]. *Journal of Political Economy*, 1982, 90(3): 536-560.
- [10] He Canfei and P. Gober. Gendering Interprovincial Migration in China. *International Migration Review*, 2003, 37(4): 1220-1251.
- [11] John, P., K. Dowding and S. Biggs. Residential Mobility in London: A Micro-Level Test of the Behavioural Assumptions of the Tiebout Model. *British Journal of Political Science*, 1995, 25(3): 379- 397.
- [12] Kahn, M. E. Smog Reduction's Impact on California County Growth. *Journal of Regional Science*, 2000, 40(3): 565 - 582.
- [13] Lucas, R. E. Life Earnings and Rural-Urban Migration. *The Journal of Political Economy*, 2004, 112(S1).
- [14] Oates, W. E. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis. *Journal of Political Economy*, 1969, 77(6): 957-971.
- [15] Rhode, P. W. and K. S. Strumpf. Assessing the Importance of Tiebout Sorting: Local Heterogeneity from

1850 to 1990. *American Economic Review*, 2003, 93(5): 1648-1677.

[16] Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5): 416-424.

[17] Todaro, M. P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *The American Economic Review*, 1969, 59 (1): 138-148.

[18] Zipf, G. K. The P1 P2/D Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons. *American Sociological Review*, 1946, 11(6).

[19] Yin Por Chen . 财政分权下的地方经济发展、地方公共品拥挤效应和劳动力流动——以1982-1987年为例 . 世界经济文汇, 2009, (4): 36-51.

[20] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点. 经济研究, 2010, (4): 4-13.

[21] 蔡昉. 人口迁移和流动的成因、趋势与政策. 中国人口科学, 1995, (6): 8-16.

[22] 付文林. 人口流动的结构性障碍: 基于公共支出竞争的经验分析. 世界经济, 2007, (12): 32-40.

[23] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价. 管理世界, 2007, (3): 4-22.

[24] 高波, 陈健, 邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级. 经济研究, 2012, (1): 66-79.

[25] 郭庆旺, 贾俊雪. 地方政府间策略互动行为、财政支出竞争与地区经济增长. 管理世界, 2009, (10): 17-27.

[26] 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. 世界经济, 2008, (10): 71-83.

[27] 乔宝云, 范剑勇, 冯兴元. 中国的财政分权与小学义务教育. 中国社会科学, 2005, (6): 37-46.

[28] 王春艳, 吴老二. 人口迁移、城市圈与房地产价格——基于空间计量学的研究. 人口与经济, 2007, (4): 63-67.

[29] 严善平. 中国省际人口流动的机制研究. 中国人口科学, 2007, (1): 71-77.

[30] 张军, 高远, 傅勇, 张弘. 中国为什么拥有了良好的基础设施. 经济研究, 2007, (3): 4-19.

The Effect of Local Public Goods on Labor Migration

--An Empirical Study of Guangdong Province

PAN Jing

(Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou, 510275)

Abstract: As China's urbanization process speeds up, the scale of migration becomes larger, and the restriction on China's household registration system goes relaxed. This paper aims to test Tiebout's mechanism based on China's city level data and analyze the relationship between labor migration and the provision of local public goods. Using the panel data set of 21 cities in Guangdong province from 2004 to 2011, we find a positive impact of infrastructure and education on net migration. The higher the growth rate of highway mileage is, or the higher the teacher to student ratio is, the higher the net migration rate is. This shows that people vote with their feet. However, because of the crowding effect, the impacts of medical service and air quality on migration are not significant.

Key Words: labor migration, public goods, Tiebout model

收稿日期：2014-01-01

作者简介：潘静，中山大学岭南学院博士研究生。

基金项目：国家社会科学基金一般项目“珠三角劳动力市场研究”(12BJY044)；广东省自然科学基金项目“珠三角劳动力市场发展与产业转型升级研究”(S2012010010746)；感谢中央高校基本科研业务费专项资金资助(13wkpy11)。

【本期编辑：关红玲】