

中国省际人口迁移与经济发展水平关系的非线性分析

杨未然, 刘金典, 程名望

(同济大学 经济与管理学院, 上海 200093)

[摘要] 文章采用31省市2006—2015年面板数据,建立空间计量模型,研究了中国跨省人口净流入与相对经济发展水平之间的非线性关系。研究表明:人口净流入与相对经济发展水平具有显著的空间外溢性。从全国来看,人口净流入与相对经济发展水平之间存在先上升后下降的倒U型关系,且除北京、天津和上海三市外,其余省市均位于拐点的左侧,表明经历了人口大规模流入阶段之后,北京、天津和上海三市逐步进入人口逆城市化的流出阶段,而其余省市仍处于人口净流入与相对经济发展水平正相关的阶段,持续提升相对经济发展水平,是吸引人口迁入的重要因素。分区域来看,相对经济发展水平对人口净流入的影响具有异质性,在东部和中部地区,二者关系依然呈倒U型,且拐点与全国模型的差异很小;在西部地区,二者关系呈正U型。据此,进一步将二者关系划分为流失期、抑制期、虹吸期和结构调整期这四个时期。另外,城镇登记失业率对人口净流入有负效应,平均受教育水平和第三产业占GDP比例的上升则对人口净流入有正效应。

[关键词] 相对经济发展; 人口净流入; 空间计量模型; 溢出效应

[中图分类号] C92-05; F061.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2020)03-0029-11

一、引言

改革开放以来,大规模的人口迁移成为中国经济发展和城市化进程中的一个典型特征。中国卫生计生署发布的历年中国流动人口发展报告显示,2011—2017年间,中国流动人口始终保持在年均2亿人以上,2017年的流动人口规模更高达2.45亿人^①。大规模的人口迁移推动跨地区劳动力要素的优化配置,但也给流入地和流出地的经济发展造成异质性的影响。发达区域的人口集聚为其经济发展提供丰富的人力资本,但对城市公共服务和公共管理形成巨大的压力;但是欠发达省份面临劳动力流失之困,甚至出现“空心城”“空心村”等现象,伴随着劳动力这种最活跃的生产要素和消费需求主体的流失,人口流失与经济衰退形成累积循环的恶化态势。^[1-2]2017年各省对人才的“争抢”愈演愈烈,“新一线城市”展开了一轮以解决户口、住房补贴等优惠政策来吸引人才的“争夺战”^②,但人才依然向北上广等东部发达省市流动,中西部地区却面临人才流失的困境,区域协调发展受到人力资源分布不均衡的危害。那么,人口迁移与相对经济发展之间是什么关系?东部地区的人口集聚会持续多久?中西部地区如何走出劳动力流失的困境?本研究对于上述问题的回答,具有重要的现实意义和政策价值。

对人口迁移的决策分析多基于“推力—拉力”分析框架,该理论将人口迁移决策归因于迁出地的排斥力(推力)和迁入地的吸引力(拉力)共同作用的结果。^[3-5]在该框架下,已有文献将人口迁移的动力归结为地理、经济和社会等因素。^[6-8]从人口迁移与经济发展水平的关系来看,首先,地理学第一定律(Tobler's First

[收稿日期] 2020-04-09

[基金项目] 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(15JZD026)、国家自然科学基金项目(71673200;71873095)。

[作者简介] 杨未然(1969—),男,山东威海人,同济大学博士研究生,主要研究方向:城市经济,企业重组与运营;刘金典(1992—),男,河南商丘人,同济大学经济与管理学院博士研究生,主要研究方向:可持续发展经济学;程名望(1975—),男,山东东明人,管理学博士,同济大学经济与管理学院教授,博导,主要研究方向:宏观经济与社会政策分析。

Law of Geography)指出:“所有事物都与其他事物相关联,较近事物比较远事物关联度更强。”^[9]流入地和流出地地理越临近,社会文化差异越小,迁移距离越短,迁移成本和社会融入成本也越低。据此,省际人口净流入与相对经济发展水平之间应该具有一定的空间相关性。其次,新古典经济学和新家庭迁移理论基于个人(或家庭)迁移收益最大化和区域劳动力需求差异对劳动者的迁移行为进行分析,研究发现劳动力的迁移率和迁移人数与迁入地的预期收入呈正相关关系。^[10-12]刘易斯认为城市高于农村的劳动生产率是人口流入城市的源动力。^[13]托达罗引入了“期望收益”来解释城市失业与农村劳动力流入并存的经济现象。^[14]一般的,相对经济发展水平较高的地区,劳动力的预期收入相对其他区域更高。区域人口迁移是区域内外经济发展水平综合作用的结果,区域的绝对经济发展水平是人口净流入的影响因素,但这并不全面,该区域相对于其他地区的相对经济发展水平是更深层次的动力因素。若一区域相对其他地区的经济发展水平更高,预期收入更高,区域内人口外流的动力被削弱,而区域外人口流入区内的引力被加强,两种力综合作用下,会形成人口净流入的迁移格局;若一区域相对其他地区的经济发展水平较低,预期收入更低,区域内人口外流的动力被加强,而区域外人口流入区内的引力被削弱,两种力综合作用下,会形成人口净流出的迁移格局。但人口集聚和经济集聚后期也会产生负外部性,诸如环境污染、交通拥挤和高房价等因素的出现会形成人口流入的阻力因素。^[15-16]据此,人口净流入与绝对经济发展水平之间关系并不显著。但人口净流入与相对经济发展水平之间存在一定的相关关系,且很可能存在非线性的倒U型关系,即随着相对经济发展水平的提升,人口净流入经历一个先上升后下降的过程。从影响人口迁移的其它因素来看,已有文献可以归结为三点:第一,迁入地的就业机会的多寡、物价指数的高低和城市公共服务水平等是劳动力迁移决策的重要影响因素。一般的,迁入地的就业机会愈多,预期收益越高,迁入的劳动力也越多。第二,迁入地年龄结构、社会风俗、户籍政策、教育水平等社会因素对劳动者的迁移决策的影响也受到学者的关注。^[17-21]劳动力所受的教育水平越高,其跨区域迁移的能力也越强,其迁往更高人力资本集聚区域的动力和可能性也就越大,人口迁移也可视为一种“人力资本投资”,知识具有显著的正外部性,劳动力倾向于与具有更高知识水平的人做邻居。^[22-24]第三,劳动力市场分隔理论认为劳动力市场分割造成城市存在正规和非正规两种部门,正规部门雇佣高技能劳动力生产高端品,并提供较高的工资和福利。而非正规部门则雇佣低技能劳动力生产低端品,提供较低的工资和福利。流动劳动力的技能水平和劳动力市场的分割成为劳动力迁移的影响因素。^[25-27]迁移人口中大量的农村转移劳动力,其知识和技能水平不高,一般从事对技术水平要求不高的服务行业,区域内第三产业占GDP比例越高,对低技能劳动力的吸纳能力也越强。

就已有文献看,国内外学者从经济学、社会学、人口学和地理学的角度研究了人口迁移的动力因素,得出大量有益的结论。但从相对经济发展水平和人口净流入的角度分析尚不够深入。基于此,在梳理人口迁移动力因素的基础上,本文建立面板回归模型和空间计量模型检验人口迁移与经济发展水平的关系,并采用工具变量法处理内生性问题,全域研究证实二者呈显著的倒U型特征,分区域研究表明二者具有一定的区域异质性,最终依据实证结果将二者关系演化归结为4个阶段。本文的贡献和创新有三点:第一,人口流动本质上是劳动力资源的跨区域优化配置,一省的人口流动不可避免地受周边省份的影响,空间因素对人口迁移的影响不容忽视。本文采用空间计量分析方法,充分考虑了区域人口迁移的空间交互影响;第二,不同于以往学者采用绝对经济发展指标,本文采用经济发展水平的相对指标,该指标的优势在于不仅能测度一区域对区域外人口的引力高低,又能反映区域内人口流出的动力大小,比绝对指标更合适和更全面;第三,重点考察人口净流入与相对经济发展水平的非线性关系,深化了对二者关系的研究,为中国大规模的人口迁移背后的经济动因提供了一种可能的解释,并为各省根据相对经济发展水平制定人口政策提供依据。

二、描述性统计分析

(一)人口迁移和相对经济发展水平关系

图1为2015年人口迁移和相对经济发展水平象限图,第一个象限代表相对经济发展水平与人口迁移双高类型,用HH表示;第二象限代表经济发展水平低而人口迁移高的组合类型,用LH表示;第三象限代表

① 中国卫生和计划署官方网站:<http://www.nhfp.gov.cn/zhuz/index.shtml>。

② 《2017城市商业魅力排行榜》新一线城市为:成都市、杭州市、武汉市、重庆市、南京市、天津市、苏州市、西安市、长沙市、沈阳市、青岛市、郑州市、大连市、东莞市、宁波市。

人口迁移与经济发展水平双低类型,用 LL 表示;第四象限表示经济发展水平高而人口迁移低的组合类型,用 HL 表示。

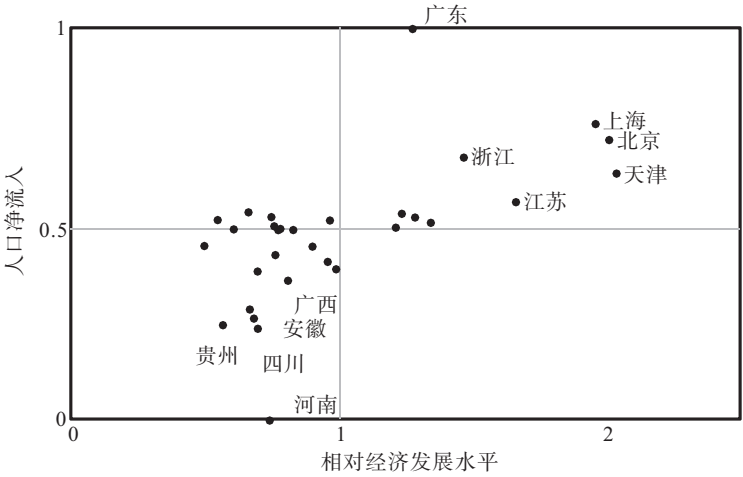


图 1 2015 年人口净流入和相对经济发展描述统计图

基于图 1 的省际经济发展水平与人口迁移分类情况见表 1。由表 1 可知,除内蒙古外,位于 HH 象限的均为东部发达省份,且人口流入数量前 5 位的省市分别为广东省、上海市、北京市、浙江省、天津市。落入 LH 象限的省份均为中西部省份,且人口流动基本处于平衡状态,即人口流入和人口流出基本持平。落入 LL 象限的省份除河北和广西外,均为中西部省份,人口流出数量排名前 5 的省份分别为河南、四川、贵州、安徽和广西。没有省份落入 HL 象限。综合来看,相对经济发展水平与人口净流入数量之间存在一定的正相关关系,经济发展水平较高的地区人口净流入的数量也较多。

表 1 省际经济发展水平和人口迁移分类情况

象限	省 份
HH	广东 上海 北京 浙江 天津 江苏 辽宁 福建 内蒙古 山东
LH	山西 黑龙江 云南 吉林 新疆 青海 西藏 宁夏 海南
LL	甘肃 陕西 河北 湖北 重庆 江西 湖南 广西 安徽 贵州 四川 河南

图 2 为 2006—2015 年人口迁移与相对经济发展水平关系的象限图,四象限的解释与图 1 呈现一致性特征。大部分省份落入一三象限,即相对经济发展水平高的地区伴随着较多的人口净流入;而经济发展水平低的地区伴随较多的人口净流出。散点图呈现显著的倒 U 型趋势,经济发展水平与人口净流入间的关系为先上升后下降的倒 U 型关系,下文将通过空间计量分析进一步验证。

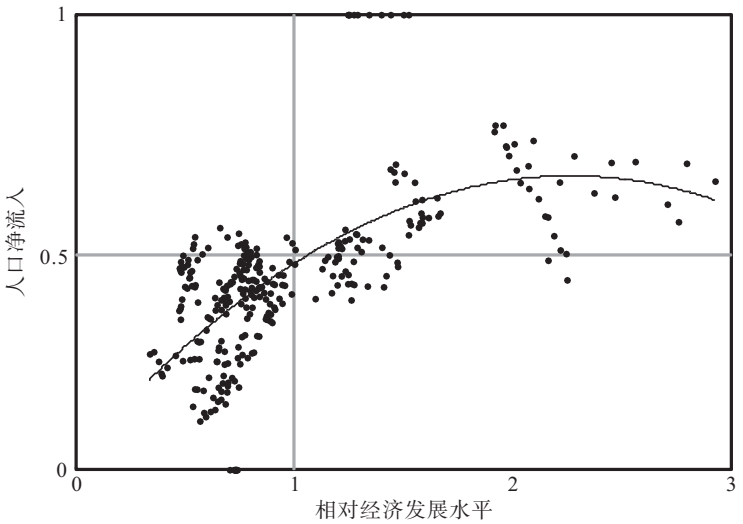


图 2 2006—2015 人口净流入和相对经济发展描述统计图

(二)全局 Moran'I 指数及分析

本文采用全局的 Moran's I 指数对我国 31 省市的人口流动和经济发展水平的全局空间相关性进行检验,该指数的计算方法如式(1)所示:

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式(1)中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, i, j 代表特定地区, n 为地区数, W_{ij} 为空间权重矩阵。该指数取值范围为 $[-1, 1]$, 其值大于 0 表明具有正向空间相关性, 且越接近于 1, 其正向相关性越强; 该指数值小于 0 表明具有负向空间相关性, 值越小, 其负向相关性越强。如表 2 所示, 人口流动的 Moran'I 指数均通过 10% 的显著性检验, 且指数值均显著为正, 这说明区域间的人口流动具有显著的空间正相关, 采用空间计量模型能更好地反映人口流动的区域溢出效应, 使得估计结果更加稳健。经济发展水平的 Moran'I 指数均通过 1% 的显著性检验, 且指数为正, 说明区域间的经济发展水平之间也具有一定的空间相关性。

表 2 2006—2015 年人口迁移和经济发展水平的 Moran'I 值

年份	人口迁移		经济发展水平	
	Moran'I	P(I)	Moran'I	P(I)
2006	0.1469	0.0480	0.4214	0.0010
2007	0.1625	0.0390	0.4191	0.0030
2008	0.1634	0.0470	0.4249	0.0020
2009	0.1682	0.0300	0.4268	0.0030
2010	0.1464	0.0580	0.4373	0.0020
2011	0.1566	0.0410	0.4344	0.0020
2012	0.1389	0.0600	0.4225	0.0010
2013	0.1481	0.0510	0.4117	0.0020
2014	0.1435	0.0580	0.3961	0.0010
2015	0.1350	0.0810	0.3951	0.0030

(三)局域空间相关性分析

采用局域莫兰指数来测度人口迁移和经济发展水平的局域相关性,该指数的计算见式(2)。Moran 散点图(图 3)能更直观地反映二者的空间集聚特征。

$$I_i = \sum W_{ij} Z_i Z_j \quad (2)$$

式(2)中, Z_i, Z_j 为标准化后的区域观测值, W_{ij} 为标准化后的空间权重矩阵。该指数取值范围不局限于 $[-1, 1]$, 当 $I_i > 0$ 时表示区域 i 的高(低)值被周围的高(低)值所包围; 当 $I_i < 0$ 时表示区域 i 的高(低)值被周围的低(高)值所包围。

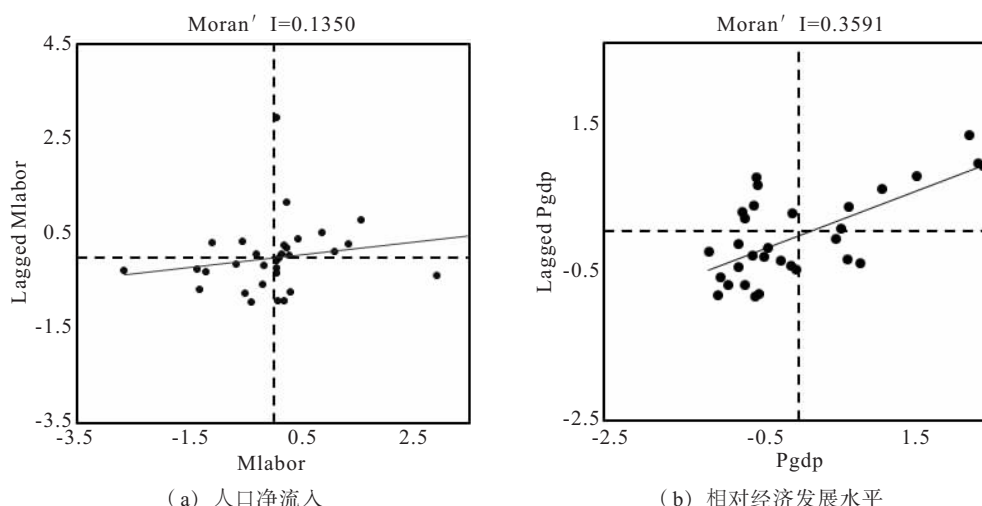


图 3 2015 年人口净流入和相对经济发展水平的 Moran 散点图

如图 3 所示,4 个象限分别对应高一高、低一高、低一低和高一低四种集聚类型。2015 年,人口迁移和相对经济发展水平的大部分省份均落入一三象限,反映二者均具有较强的空间溢出效应。

三、模型构建、指标选取与数据来源

基于推拉理论、文献综述和统计性描述分析,建立如下计量模型:

$$\begin{aligned} mlabor_{it} &= \lambda W * mlabor_{it} + X_{it}\beta_1 + CV_{it} * \beta_2 + c_n + u_{it} \\ u_{it} &= \rho W * u_{it} + v_{it} \quad (t = 1, 2, \dots, T) \end{aligned} \tag{3}$$

式(3)中: $mlabor_{it}$ 为被解释变量,反映一省某年的劳动力净流入数量; X_{it} 为核心解释变量,包括相对经济发展水平($pgdp$)及其平方项($pgdp2$); CV_{it} 为控制变量,根据上文的文献综述,包括 3 个细分变量,分别是城镇登记失业率($unem$)、人均受教育程度($educ$)和产业结构($indu$); λ 为空间滞后项的系数; β_1 和 β_2 为解释变量和控制变量的系数向量; u_{it} 为空间误差项; v_{it} 为扰动项。当 $\lambda = 0$ 且 $\rho = 0$ 时,该模型为普通面板计量模型;当 $\lambda \neq 0$ 且 $\rho = 0$ 时,模型为空间自回归模型(SAR);当 $\lambda = 0$ 且 $\rho \neq 0$ 时,模型为空间误差模型(SEM)。具体来说, $mlabor_{it}$ 反映的劳动力净流入既可能取正值,也可能取负值,为方便模型的估计与分析,本文采用极差标准化的方法把人口净流入的值投影到 $[0,1]$,这意味着人口净流入越少,该值就越靠近 0,反之则相反。 $pgdp$ 反映的是一省某年的相对经济增长水平,由该省的人均 GDP 与全国平均水平的比值来衡量。为了验证人口净流入与绝对经济发展水平之间的关系,引入绝对经济发展水平(eco)及其平方项($eco2$),绝对经济发展水平由实际人均 GDP 的对数值来衡量。 $unem$ 为城镇登记失业率,一定程度上反映劳动力失业的风险和找到合适工作的难度。 $educ$ 代表六岁以上人口的平均受教育年限,此指标作为衡量知识的外溢性强度的替代指标。 $inds$ 衡量一省第三产业占 GDP 的比例,不同产业结构对劳动力的吸纳能力具有一定的差异,该比例较高的产业结构,一般会给流入劳动力提供更多的就业机会。在与周围具有更高知识和技能的劳动力的交流和学习中,劳动力可以获得人力资本的正外部性。

本文的数据均收集整理自历年《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》,人均 GDP 均为以 2006 年为基期的价格指数调整的实际值。

四、回归结果及分析

(一)普通面板回归结果及分析

表 3 展示了人口净流入对绝对经济发展水平的回归结果,除模型(1)和模型(7)外,核心解释变量经济发展水平(eco)及其平方项($eco2$)的系数均未通过显著性检验,且其系数的正负也随加入控制变量的不同而变动,估计结果不具有稳定性,表明人口净流入与绝对经济发展水平的关系是否显著不能充分验证。那么,人口净流入与相对经济发展水平之间存在显著关系吗?其关系是倒 U 型关系吗?本文接下来采用普通和空间计量对该疑问进行验证。

表 3 绝对经济发展水平回归结果

变量	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) RE	(7) FE	(8) RE
eco	0.341**	0.068	0.164	-0.042	0.165	-0.044	0.266**	0.066
	(2.126)	(0.449)	(1.057)	(-0.295)	(1.119)	(-0.331)	(2.053)	(0.551)
$eco2$	-0.007	0.006	-0.001	0.009	-0.004	0.006	-0.007	0.002
	(-0.734)	(0.720)	(-0.061)	(1.106)	(-0.501)	(0.776)	(-0.987)	(0.267)
$unem$			-0.042***	-0.051***	-0.038***	-0.045***	-0.022***	-0.030***
			(-5.624)	(-7.323)	(-5.426)	(-6.702)	(-3.488)	(-4.925)
$educ$					0.026***	0.029***	0.014***	0.018***
					(5.584)	(6.310)	(3.368)	(4.262)
$indu$							0.005***	0.005***
							(9.170)	(8.811)

变量	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) RE	(7) FE	(8) RE
cons	-2.010*** (-2.945)	-0.667 (-1.037)	-0.816 (-1.197)	0.261 (0.428)	-0.774 (-1.197)	0.247 (0.434)	-1.578*** (-2.750)	-0.548 (-1.051)
hausman	43.210***		14.210***		7.710		17.490***	
R ²	0.364	0.358	0.429	0.420	0.487	0.481	0.608	0.600
N	310	310	310	310	310	310	310	310

注:括号内为估计系数的 T 值;*、**、*** 分别代表 10%、5%及 1%的显著性水平

不考虑人口流动的空间交互影响,基于全国数据的回归结果见表 4。从系数显著性来看,模型(1)到模型(8)的核心解释变量均在 5%的水平上显著。且人口净流入(*mlabor*)与相对经济发展水平(*pgdp*)之间呈先上升后下降的关系,与散点图反映的关系表现出一致性。模型(3)到模型(8)的控制变量城镇登记失业率(*unem*)、平均受教育水平(*educ*)和产业结构(*inds*)也都在 1%的显著性水平上显著。根据模型(8)显示,失业率每上升 1 个单位,人口净流入会下降 0.030 个单位;平均受教育程度每上升 1 单位,人口净流入会上升 0.023 个单位;第三产业占比上升 1 个单位,会使人口净流入上升 0.005 个单位。逐步加入控制变量之后,并未改变核心解释变量系数的方向,系数的大小比起模型(1)和(2)有一定的下降,模型整体的解释能力得到了提升,说明控制变量的加入使得估计更加准确和稳健。

需要进一步说明的是,经济发展水平与劳动力流动之间表现出较强的反向因果关系,国内经典文献也证实劳动力流动是重要的经济增长因素之一,^[28-29]这会导致内生性问题,扭曲普通回归的估计结果。工具变量的选择需要满足以下两个条件:(1)与内生变量高度相关;(2)与被解释变量不直接相关。而信息技术发展水平和市场化进程是省域经济发展的重要驱动力。^[30-31]但这两个因素并不会直接作用于劳动力流动,而是通过改变省域经济发展水平和平均收入水平,从而作用于劳动力流动。模型(9)汇报了以互联网普及率的对数值(*lintp*)和市场化指数(*mark*)作为工具变量的估计结果。工具变量通过不可识别检验、弱工具变量检验和过度识别检验,选择具有合理性和有效性。分析可知,考虑到相对经济发展水平与劳动力净流入的反向因果倾向,二者之间仍呈现倒 U 型关系,且拐点在 *pgdp*=2.112 时达到,大部分省份仍位于拐点左侧,即相对经济发展水平是人口净流入的动因之一。

表 4 普通面板数据回归结果表

变量	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) RE	(7) FE	(8) RE	(9) IV
<i>pgdp</i>	0.564*** (8.654)	0.590*** (10.125)	0.279*** (3.950)	0.356*** (5.666)	0.141** (2.125)	0.215*** (3.527)	0.263*** (4.167)	0.298*** (5.234)	1.261*** (6.390)
<i>pgdp2</i>	-0.150*** (-9.520)	-0.155*** (-10.507)	-0.081*** (-4.714)	-0.096*** (-6.088)	-0.048*** (-2.961)	-0.063*** (-4.132)	-0.066*** (-4.418)	-0.074*** (-5.273)	-0.298*** (-6.540)
<i>unem</i>			-0.056*** (-7.478)	-0.053*** (-7.287)	-0.044*** (-6.297)	-0.042*** (-6.089)	-0.032*** (-4.806)	-0.030*** (-4.773)	0.018 (1.440)
<i>educ</i>					0.032*** (7.746)	0.031*** (7.432)	0.025*** (6.163)	0.023*** (5.910)	0.005 (0.81)
<i>indu</i>							0.004*** (7.313)	0.005*** (7.941)	0.284*** (7.35)
cons	0.046 (0.991)	0.026 (0.532)	0.440*** (6.489)	0.372*** (5.655)	0.212*** (3.112)	0.160** (2.337)	-0.044 (-0.618)	-0.071 (-1.016)	—
hausman	1.650		7.220*		44.550***		7.880		
R ²	0.249	0.249	0.376	0.373	0.487	0.485	0.571	0.571	0.189
N	310	310	310	310	310	310	310	310	310

注:①括号内为估计系数的 T 值;*、**、*** 分别代表 10%、5%及 1%的显著性水平;

②模型(9)工具变量的不可识别检验 Anderson canon. corr. LM statistic=53.903,P 值显著小于 0.01,拒绝不可识别原

假设;弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald F statistic=32.687,远大于 Stock-Yogo weak ID test 的特征值 19.93(10% maximal IV size),拒绝弱工具变量的原假设;过度识别检验的 Sargan statistic=0.020,对应的 P 值为 0.8889,接受工具变量与误差项无关的原假设。综合以上检验结果,互联网普及率的对数值(*lintp*)和市场化指数(*mark*)是相对经济发展水平的合理的工具变量

(二)空间计量回归结果及分析

1. 全域性分析

正如上文所述,各省的人口流动和经济发展水平都要受到邻省的影响,空间均质性假定不能得到满足。基于此,基于空间计量的全国模型的回归结果见表 5。模型(1)到模型(4)的空间权重矩阵为空间邻接矩阵 W_{ij} ,其中,模型(1)和模型(2)为空间自回归模型估计结果,模型(3)和模型(4)为空间误差模型估计结果。模型(5)到(8)采用空间逆距离权重矩阵 M_{ij} ,且模型(5)和(6)为空间自回归模型估计结果,模型(7)和(8)为空间误差模型估计结果。空间计量模型的估计结果并未改变核心解释变量的系数方向,但 *pgdp* 系数的大小低于表 4 中模型(8)的估计结果,这说明控制空间因素之后,相对经济发展水平对人口净流入的影响会降低。无论采取何种空间权重矩阵(包括 W_{ij} 和 M_{ij}),模型(1)到(8)的核心解释变量均通过 1% 的显著性检验,且 *pgdp* 的系数为正,*pgdp2* 的系数为负,*mlabor* 与相对经济发展之间依然保持倒 U 型关系。控制变量系数也均通过 10% 的显著性检验,且作用的方向与普通面板回归的结果具有一致性,估计的结果比较稳健。模型(2)和模型(6)的空间滞后项 $w * mlabor$ 的系数均为正,且通过 1% 的显著性检验,说明邻省的人口净流入会通过空间外溢作用影响本省的人口净流入。模型(4)和模型(7)的空间误差项 $e * mlabor$ 的系数均为正,且均通过 1% 的显著性检验,说明模型的误差项之间存在正的空间相关性。针对空间效应是否显著的 Wald 检验均在 1% 水平上显著,说明空间因素对人口净流入的影响是不容忽视的,若不考虑空间因素的作用,则估计的结果倾向于高估 *pgdp* 对人口流入的影响。

在空间邻接权重矩阵 W_{ij} 下, LM_{lag} 、 LM_{error} 和 Robust LM_{lag} 、Robust LM_{error} 均通过 1% 的显著性检验,且 Robust LM_{error} 比 Robust LM_{lag} 更显著,应采取空间误差模型。又 hasuman 检验未拒绝原假设,所以采用模型(4)作为最终分析的模型。此时,曲线的拐点出现在 *pgdp*=1.960 时,仅有 3 个省市位于拐点右侧,分别是北京、上海和天津。控制变量均在 1% 的水平上显著,且城镇登记失业率(*unem*)每上升 1 个单位,人口净流入下降 0.021 个单位;平均受教育水平(*educ*)每上升 1 个单位,人口净流入上升 0.022 个单位;第三产业占 GDP 比例(*inds*)每上升 1 个单位,人口净流入上升 0.004 个单位。

逆距离空间权重矩阵 M_{ij} 下, LM_{lag} 、 LM_{error} 和 Robust LM_{error} 均通过 5% 的显著性检验,但 Robust LM_{lag} 未通过显著性检验,根据 Elhoust 的模型选择机制,应采用空间误差模型;^[32] 又因 hausman 检验的结果在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,故采用模型(7)作为最终分析的模型。此时,拐点出现在 *pgdp*=2.127 时,同样仅有北京、上海和天津位于拐点的右侧。控制变量中,城镇登记失业率通过 5% 的显著性检验,且其每上升 1 个单位,人口净流入下降 0.014 个单位;平均受教育水平通过 10% 的显著性检验,且其每上升 1 单位,人口净流入上升 0.010 个单位;第三产业占 GDP 比例在 1% 的显著性水平上显著,且其每上升 1 个单位,人口净流入上升 0.002 个单位。不同的空间权重矩阵下,核心解释变量的系数大小虽有微小的改变,但其与人口净流入的关系方向始终保持一致。说明估计结果具有较强的稳定性。

表 5 全国模型的空间计量模型回归结果

变量	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) RE	(7) FE	(8) RE
<i>pgdp</i>	0.155*** (2.605)	0.225*** (3.929)	0.180*** (2.678)	0.247*** (4.148)	0.161*** (2.990)	0.190*** (3.657)	0.183*** (3.196)	0.240*** (4.532)
<i>pgdp2</i>	-0.046*** (-3.272)	-0.059*** (-4.345)	-0.050*** (-3.287)	-0.063*** (-4.523)	-0.038*** (-2.997)	-0.045*** (-3.587)	-0.043*** (-3.270)	-0.054*** (-4.383)
<i>unem</i>	-0.021*** (-3.341)	-0.021*** (-3.441)	-0.021*** (-3.224)	-0.021*** (-3.225)	-0.015*** (-2.676)	-0.016*** (-2.860)	-0.014*** (-2.300)	-0.013*** (-2.217)
<i>educ</i>	0.015*** (4.010)	0.016*** (4.250)	0.023*** (4.746)	0.022*** (4.662)	0.007* (1.939)	0.008** (2.191)	0.010* (1.925)	0.010* (1.900)

变量	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) RE	(7) FE	(8) RE
<i>indu</i>	0.003*** (5.407)	0.004*** (6.508)	0.004*** (5.286)	0.004*** (6.395)	0.002*** (3.533)	0.002*** (4.219)	0.002*** (3.168)	0.003*** (4.147)
<i>cons</i>		-0.0580 (-0.838)		-0.0350 (-0.481)		-0.0380 (-0.581)		0.100 (1.325)
<i>w * mlabor</i>	0.423*** (6.869)	0.329*** (5.322)			0.639*** (10.846)	0.577*** (9.407)		
<i>e * malbor</i>			0.480*** (5.241)	0.438*** (4.755)			0.804*** (16.499)	0.791*** (15.334)
<i>sigma-e</i>	0.025*** (23.453)	0.026*** (23.058)	0.026*** (23.102)	0.026*** (23.028)	0.023*** (23.507)	0.023*** (23.269)	0.024*** (23.272)	0.024*** (23.128)
<i>sigma-u</i>		0.156*** (7.276)		0.135*** (7.626)		0.173*** (7.599)		0.137*** (7.589)
hausman	38.400		0.030		8.50		24.36***	
logL	625.497	601.581	615.681	597.478	648.008	621.722	639.561	620.729
Wald	47.190***	28.320***	27.470***	22.610***	117.640***	88.490***	272.230***	235.130***
Pesudo R ²	0.014	0.179	0.440	0.460	0.073	0.116	0.475	0.478
LM _{lag}		33.144*** (0.000)				6.361** (0.012)		
LM _{error}		80.992*** (0.000)				4.631** (0.031)		
R LM _{lag}		10.968*** (0.001)				0.030 (0.862)		
R LM _{error}		58.816*** (0.000)				10.963*** (0.001)		
N	310	310	310	310	310	310	310	310

注：除 LM 统计量外(括号内为 P 值)，括号内均为估计系数的 T 值；*、**、*** 分别代表 10%、5% 及 1% 的显著性水平

2. 分区域分析

不同区域间相对经济发展水平和人口净流入之间关系是否具有异质性呢？在空间逆距离权重矩阵 M_{ij} 下，基于东中西部各区域的空间计量回归结果如表 6 所示。其中，模型(1)和(2)分别为东部地区的空间自回归模型和空间误差模型估计结果；模型(3)和(4)分别是中部省份估计结果；模型(5)和(6)分别是西部省份估计结果。模型(2)中，东部省份的相对经济发展水平 $pgdp$ 及其二次项 $pgdp^2$ 均通过 1% 的显著性检验，人口净流入与相对经济发展之间仍然呈倒 U 型关系，且拐点出现在 $pgdp=1.985$ 时，与全国模型的 1.960 相差甚微。控制变量的系数除 $educ$ 外均通过 5% 的显著性检验，系数方向与全国模型一致。中部省份的相对经济发展水平 $pgdp$ 的系数通过 5% 的显著性检验，但其二次项未通过显著性检验，人口净流入与相对经济发展仍呈倒 U 型关系，且拐点在 $pgdp=1.888$ 时达到。控制变量除城镇登记失业率 $unem$ 外均通过 1% 的显著性检验，且系数方向与全国模型一致。西部地区的核心变量系数均通过 1% 的显著性检验，但人口净流入与相对经济发展之间呈正 U 型关系，且拐点出现在 $pgdp=0.800$ 时，2015 年除宁夏、新疆、重庆和陕西外均处于拐点的左侧。

基于以上分析，我们将经济发展和人口流动的关系演化归纳为 4 个时期：流失期、抑制期、虹吸期和结构调整期。在流失期时，一省经济发展尚处于起步阶段，所提供的就业岗位有限，职业收入水平较低，劳动力被迫跨区域流动以寻找更适合的职位，谋求更高的收入水平。因此，经济发展水平的提高并不能马上扭转人口外流局面，形成经济发展与人口外流并存现象：当经济发展水平接近并达到第一个拐点时 ($pgdp=0.800$)，人口外流进入抑制期，此时，就业机会和收入水平的提升形成对省内人口的吸引力，人口外流得到一定程度的抑制；当经济发展跨越第一个拐点后，相对经济发展开始展现出强劲的虹吸效应，此时经济发展速度加快，发展活力释放出对人口的强劲吸引力，区域内人口回流和区域外人口的大量涌入导致人口净流入的快速上

升,如广东、浙江和江苏等省份正处于人口的虹吸期;而当经济发展跨越第二个拐点($pgdp=1.985$)后,人口流动将进入结构调整期,城市的规模并不能无限扩大,规模经济效应也将走向拥挤效应的反面,经济发展对绝对人口数量的容纳已经耗尽,高技能劳动力的大量涌入,挤出低技能劳动力,形成人口规模总量的轻微下降和城市人力资本结构的调整,如北京、上海和天津三个直辖市已进入人口的结构调整期。

表 6 分区域空间模型回归结果

变量	(1) RE	(2) RE	(3) RE	(4) FE	(5) RE	(6) FE
$pgdp$	0.135* (1.683)	0.193*** (2.583)	0.540** (2.028)	0.560** (2.114)	-1.050*** (-5.987)	-1.287*** (-8.795)
$pgdp2$	-0.034* (-1.938)	-0.045*** (-2.782)	-0.143 (-1.278)	-0.153 (-1.395)	0.769*** (6.930)	0.804*** (9.431)
$unem$	-0.019*** (-2.653)	-0.016** (-2.337)	-0.012 (-0.715)	-0.017 (-1.014)	-0.032*** (-4.296)	-0.016** (-1.987)
$educ$	0.005 (0.773)	0.008 (0.938)	0.037*** (3.014)	0.041*** (3.702)	0.007** (2.019)	0.004 (0.843)
$indu$	0.004*** (5.442)	0.005*** (6.083)	0.006*** (3.976)	0.006*** (4.785)	-0.001 (-0.268)	-0.002*** (-3.179)
$cons$	0.0510 (0.419)	0.119 (0.996)	-0.554*** (-2.666)		0.581*** (6.356)	
$M * mlabor$	0.489*** (6.503)		0.106 (0.670)		0.585*** (5.914)	
$e. mlabor$		0.703*** (9.321)		0.0590 (0.287)		0.877*** (24.664)
$sigma u$	0.189*** (4.797)	0.147*** (4.847)	0.117*** (3.851)		0.135*** (4.342)	
$sigma e$	0.019*** (14.430)	0.019*** (14.251)	0.029*** (12.514)	0.030*** (12.724)	0.017*** (12.816)	0.015*** (12.663)
hausman	0.460	2.750	0.854	84.050***	6.710	13.42**
logL	259.558	260.307	166.823	169.937	229.119	236.512
Wald	42.290***	86.890***	0.450	0.08	34.98***	608.300***
Pesudo R ²	0.039	0.355	0.388	0.452	0.123	0.029
N	120	120	90	90	100	100

注:括号内为估计系数的 T 值;*、**、*** 分别代表 10%、5%及 1%的显著性水平

五、结论与评述

本研究采用 2006—2015 年 31 省市面板数据,充分考虑了人口迁移的空间溢出效应,分别运用普通面板回归和空间面板回归方法,对全国及东中西部各区域的人口净流入和相对经济发展水平之间的关系进行分析,并采用工具变量法对内生性问题做出处理。主要的研究结论如下:首先,各省份之间人口净流入和经济发展存在显著的空间外溢效应和空间交互影响,区域周边省份人口净流入和相对经济发展水平会影响本区域的人口流动。其次,绝对经济发展水平对人口净流入的影响并不显著,综合反映区域内外拉力和推力的相对经济发展水平对人口净流入的影响稳定且显著,并且二者呈现倒 U 型曲线关系,工具变量识别出二者关系具有显著的因果效应。本文对曲线拐点的研究表明,位于拐点右侧的省市仅有北京、上海和天津,其他省份均处于曲线的左侧,说明相对经济发展水平远高于其他地区的北京、上海和天津三个城市,经历了人口大规模流入的阶段之后,逐步进入人口逆城市化的流出阶段,而其余大部分省市仍处于人口净流入与相对经济

发展水平正相关的阶段,持续提升相对经济发展水平,是吸引人口迁入的重要因素。倒 U 型曲线特征的一个可能的解释是,在经济发展水平快速上升的开始阶段,该区域倾向于为劳动力提供更多的就业机会和更高的工资水平,经济的规模效益和集聚效益得到释放,诸如高房价、环境污染、交通拥堵等拥挤效应尚未显现,区内劳动力的就地就业的意愿增强,对区外劳动力也形成强劲的吸引力;但是经济发展水平达到一定程度之后,拥挤效应开始显现,“大城市病”导致的居民生活水平的负面影响开始对人口流入形成一种排斥力,进而降低人口流入的吸引力。再次,对经济发展水平和人口流动二者关系的演化,可以归纳为 4 个阶段,分别是流失期、抑制期、虹吸期和结构调整期。流失期内要着重以活跃经济和创造就业为导向,增强对区域内劳动力的吸引。处于抑制期时,要促进人才与经济良性互动,形成二者的相互促进。在虹吸期时,应充分吸收和利用人口大量涌入所带来的人口红利效应,并采取全方位的人才扶持政策,引入有利于省域发展的各类人才,促进经济由规模扩张向高质量发展转型。当进入虹吸期以后,应着眼于劳动力人力资本的调整,进一步优化劳动力市场环境,在全球视野下,吸引高技能劳动力流入区域,促进区域内整体人力资本的进一步提升,形成带动区域经济增长的极。最后,城市登记失业率与人口净流入之间呈显著的负相关关系。失业率的上升提高了流入人口找工作的难度,增加了区内人口失业的风险,流入劳动力的预期收入面临更大的不确定性,从而降低人口净流入数量。因此,就业不能得到保障的人口迁入必然是短期的,只有释放经济发展活力,并为流入人口创造就业岗位才是吸引人才的根本途径。平均受教育水平对人口净流入有显著的正效应。人才集聚产生的知识和技术的外溢性,对集聚区内劳动力产生正外部效应,人口迁移中的一个典型表现是“人往高处走”,即劳动力倾向于迁往那些有较多高技能人才和高工资水平的区域,这种迁移也可以视为劳动力对人力资本的一种投资。加大城乡教育投资,促进区域人力资本的积累,也是吸引人才流入的重要途径。第三产业占 GDP 比例与人口净流入之间呈显著的正相关关系。第三产业的吸纳就业能力强,对劳动力的技能水平要求具有多样性,低技能人口也可找到合适的工作岗位。大力发展城市服务业,是城市化和农民工市民化的重要路径。

[参 考 文 献]

- [1] 张广胜,田洲宇. 改革开放四十年中国农村劳动力流动:变迁、贡献与展望[J]. 农业经济问题,2018(7):23—35.
- [2] 程名望,刘金典. 中国劳动力省际转移特征及其影响因素——基于博弈论视角[J]. 人口与经济,2019(2):28—43.
- [3] RAVENSTEIN E G. The laws of migration[J]. Journal of the statistical society of London,1885,48(2):167—235.
- [4] LEE E S. A Theory of Migration[J]. Demography, 1966,3(1):47—57.
- [5] FLOWERDEW R, AITKIN M. A method of fitting the gravity model based on the poisson distribution[J]. Journal of regional science, 1982,22(2):191—202.
- [6] 王桂新,潘泽瀚,陆燕秋. 中国省际人口迁移区域模式变化及其影响因素水——基于 2000 和 2010 年人口普查资料的分析[J]. 中国人口科学,2012(5):2—13.
- [7] 刘生龙. 中国跨省人口迁移的影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究,2014(4):83—98.
- [8] 杨传开,宁越敏. 中国省际人口迁移格局演变及其对城镇化发展的影响[J]. 地理研究,2015(8):1492—1506.
- [9] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. Economic Geography, 1970,46(sup1):234—240.
- [10] KOHN R, VEDDER R, CEBULA R. Determinants of interstate migration, by race, 1965—1970[J]. Annals of Regional Science, 1972,7(1):100—112.
- [11] COURCHENE T J. Interprovincial migration and economic adjustment[J]. Canadian Journal of Economics, 1970,3(4):550—576.
- [12] CEBULA R J, VEDDER R K. A note on migration, economic opportunity, and the quality of life[J]. Journal of Regional Science, 1973,13(2):205—211.
- [13] LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labour[J]. The Manchester School, 1954,22(2):139—191.
- [14] TODARO M P. A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries[J]. American Economic Review, 1969,59(1):138—148.
- [15] 张可,汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出[J]. 中国工业经济,2014(6):70—82.

- [16] 杨仁发. 产业集聚能否改善中国环境污染[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(2):23—29.
- [17] SCHULTZ T W. Investment in human capital[J]. *Economic Journal*, 1961,82(326):1—17.
- [18] SEEBORG M C, JIN Z, ZHU Y. The new rural-urban labor mobility in China: causes and implications[J]. *Journal of Socio-Economics*, 2000,29(1):39—56.
- [19] FLEISHER B M. Labor laws and regulations in China[J]. *China Economic Review*, 2003,14(4):426—433.
- [20] FAN C C. The state, the migrant labor regime, and maiden workers in China[J]. *Political Geography*, 2004,23(3):283—305.
- [21] HERTEL T, ZHAI F. Labor market distortions, rural-urban inequality and the opening of China's economy[J]. *Economic Modelling*, 2006,23(1):76—109.
- [22] ZHANG K H, SONG S. Rural-urban migration and urbanization in China: evidence from time-series and cross-section analyses[J]. *China Economic Review*, 2003,14(4):386—400.
- [23] 王秀芝,孙妍. 我国城镇化进程中“迁移谜题”的解释——人力资本差异视角[J]. 人口与经济, 2015(3):57—67.
- [24] 曾旭晖,郑莉. 教育如何影响农村劳动力转移——基于年龄与世代效应的分析[J]. 人口与经济, 2016(5):35—46.
- [25] YAP L Y. The attraction of cities: a review of the migration literature[J]. *Journal of Development Economics*, 1977,4(3):239—264.
- [26] DUSTMANN C, FADLON I, WEISS Y. Return migration, human capital accumulation and the brain drain[J]. *Journal of Development Economics*, 2011,95(1):58—67.
- [27] PHAN D, COXHEAD I. Inter-provincial migration and inequality during Vietnam's transition[J]. *Journal of Development Economics*, 2010,91(1):100—112.
- [28] 常进雄,朱帆,董非. 劳动力转移就业对经济增长、投资率及劳动收入份额的影响[J]. 世界经济, 2019(7):24—45.
- [29] 程名望,贾晓佳,仇焕广. 中国经济增长(1978—2015):灵感还是汗水? [J]. 经济研究, 2019(7):30—46.
- [30] 樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011(9):4—16.
- [31] 蔡跃洲,张钧南. 信息技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. 经济研究, 2015(12):100—114.
- [32] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels[J]. *International Regional Science Review*, 2014,37(3):389—405.

(责任编辑:蒋萍)

Nonlinear Analysis of the Relationship between Inter-province Migration and China's Economic Development

YANG Wei-ran, LIU Jin-dian, CHENG Ming-wang

(School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200093)

Abstract: This study establishes the spatial econometric model and investigates the nonlinear relation between population net inflow and the relative economic development of the provinces in China with the help of the panel data of 31 provinces and cities from 2006 to 2015. The results show that there is a significant spatial spillover effect between net population inflow and economic development, and in the whole country, there is an inverted U type relationship between the two. Apart from Beijing, Tianjin and Shanghai, the rest of provinces and cities are located on the left side of the inflection point of this U type. In different regions, the impact of relative economic development on the net inflow of population is heterogeneous. It is still an inverted U type and shares similar inflection point with the national model in eastern and central regions. However, it is a positive U curve in western region. Therefore, the relation between economic growth and labor migration can be further divided into four periods: drainage period, inhibition period, siphon period and structural adjustment period. The registered urban unemployment rate has negative effects on the net population inflow, while the average education level and the proportion of the third industry to GDP have positive effects on it.

Key words: relative economic development; net population inflow; spatial econometric model; spillover effect