

# 财政分权对人口流动的影响

## ——基于人口老龄化背景的分析

庞伟 孙玉栋

(中国人民大学公共管理学院,北京 100872)

**摘要:**在我国人口快速老龄化的背景下,本文分析了财政分权对人口流动的影响机理,并利用面板数据,实证研究了省以下财政分权对人口流动的门槛效应。结果表明:当老龄化水平较低时,纵向的财政分权可以促进人口大量迁入,而地方政府间横向财政自主度差异程度却对流动人口规模表现出显著的负面影响。当老龄化水平超过门槛值后,政府间横向差异和纵向财政分权收入指标的影响不再显著,但财政分权支出指标对人口流入产生明显抑制作用。中央政府应根据各地区的老龄化程度进行地方政府间财政改革,并通过改革户籍制度、推动国家级城市群建设和调整落实人口老龄化政策等措施,进一步提高人口流动性。

**关键词:**流动人口;财政分权;老龄化;门槛效应

**中图分类号:**F812.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)01-0118-08

流动人口作为生产力的基本要素,能够优化资源配置,促进经济增长<sup>[1]</sup>。根据《中国流动人口发展报告 2017》,2016 年我国流动人口规模为 2.45 亿人,比 2015 年末减少了 171 万人。当前绝对规模的减少,主要是受到户籍制度、公共服务供给等经济社会政策的影响<sup>[2]</sup>。十九大报告指出,要“破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制弊端。”财政是国家治理的基础和重要支柱。我国现行的财政体制是以假定人口不流动为前提的,这造成我国上级政府对下级政府公共产品资源的分配方式都是以户籍人口为基数。此外,财政分权会加剧政府间竞争,从而进一步加重地方政府对基础设施等“显性公共物品”的偏好,流动人口就更加难以获得所需要的教育、医疗等基本公共服务,最终导致劳动力要素的流失,制约当地经济的可持续发展。另一方面,人口老龄化既会改变我国政府财政支出的规模与结构<sup>[3]</sup>,也会通过推动产业发展、限制房价上涨对人口流动产生影响<sup>[4][5]</sup>。因此,为提高人口流动性、促进经济可持续发展,政府间财政关系与人口老龄化是需要同时考虑的因素。本文基于我国人口快速老龄化的现实背景,研究分析财政分权对人口流动的影响机理,这对促进我国人口合理有序流动具有重要的现实意义和理论意义。

**收稿日期:**2018-09-26

**基金项目:**教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“经济新常态下社会事业财政投入重大问题研究”(17JZD014);北京市社会科学基金重大项目“京津冀基本公共服务协同发展研究”(18ZDA10)

**作者简介:**庞伟(1989—),男,重庆黔江人,中国人民大学公共管理学院博士生;  
孙玉栋(1965—),男,黑龙江嫩江人,中国人民大学公共管理学院教授。

## 一、文献综述

一般来看,财政体制与当地的经济增长、公共服务供给以及户籍管制水平、房地产价格等因素存在明显的联系,因而财政分权能够通过影响流动收益和流动成本的方式,促进或者抑制人口流入或者流出。黄燕芬和张超指出由于行政层级的差异,上级政府以“上收财权”这种集权方式可以挤占低行政层级城市的财政资源,造成城市间经济社会发展的不平衡,从而促使流动人口向行政层级更高的城市集中<sup>[6]</sup>。张丽等的研究发现,2000年以来地方财政对人口长期迁移的作用进一步增强<sup>[7]</sup>。席鹏辉和梁若冰认为省以下财政自给率的提高,能够减少上级财政的财政攫取,有利于将新增的财政收入用于地方公共品供给<sup>[8]</sup>。杨晓军则指出提高城市公共服务质量有利于促进人口向城市流动<sup>[9]</sup>。曾永明和张利国的研究发现由于受到“户地双歧视”,农民工的工资率减损更大,这不利于劳动力要素的流入<sup>[10]</sup>。丁菊红则指出财政分权程度与户籍管制水平直接相关,且随着财政分权水平提高,地区户籍管制水平会随之降低,人口的流动性会相应提高<sup>[11]</sup>。此外,黄燕芬和张超指出过高的房价和租金会成为反向推力,不利于人口流入<sup>[6]</sup>。但张佐敏等人认为地方政府在教育、科技以及城市维护建设等方面的财政支出能够削弱高房价对城市劳动力人口的“驱逐”效应,进而降低人口迁移的成本<sup>[12]</sup>。

另一方面,人口老龄化不仅会通过产业结构、房地产价格等间接影响人口流动,还会倒逼财政收支刚性调整,从而使得财政体制对人口流动性的影响发生变化。钟若愚认为人口老龄化可以推动第三产业发展,从而促进劳动力的转移<sup>[13]</sup>。郭娜和吴敬的研究认为,虽然人口数量的增长的确是推动我国房地产价格上涨的重要因素,但老龄化程度的加剧会减弱这种正向影响使房价下跌<sup>[5]</sup>。另外,赵彤研究发现我国人口老龄化程度越高,地区人均社会保障支出以及社会保障支出占GDP的比重就会越高<sup>[14]</sup>。张丽等指出,过度的社会保障支出严重挤占了公共教育支出,相对减少了地方人力资本的投入,减弱了财政对人口迁移的正向影响<sup>[7]</sup>。甘行琼等则认为要使地方政府的公共服务供给能够适应人口流动的趋势,就应该依据事权划分的激励原则,由中央政府承担部分与人口流动密切相关的支出责任<sup>[15]</sup>。

从以上的文献回顾可以看出,我国的财政体制对人口流动性能够产生显著的影响,而人口快速老龄化也会促使财政收支发生变化。但大多文献在分析政府间财政关系对人口流动的影响的同时,忽视了人口老龄化与财政分权的联系,由此得到的政策建议背后的理论逻辑是不够严谨的。基于此,本文认为可以从两个方面深入研究:一是由于地方公共服务主要由基层政府提供,人口流动也以省内为主,对劳动力流动的作用更为直接,因此本文将省以下财政分权作为研究对象;二是不同的老龄化水平下,财政支出结构会有所不同。本文认为在这一前提下,相同的财政分权水平下对人口流动的影响也并不一致。因而本文将在总结与梳理财政分权对人口流动影响机理的基础上,充分考虑人口老龄化的影响,分析不同老龄化水平下省以下财政分权对人口流动的门槛效应。

## 二、理论模型与研究假设

### (一)流动人口规模的动态优化

借鉴 Lichtenberg 和 Ding 的理论模型<sup>[16]</sup>,本文先分析流动人口对地方经济增长的影响。假设在  $t$  期,地区流动人口  $M_t$  与当地的劳动力人口存在一定的比例关系,劳动力人口为  $L_t = \theta M_t$ ,  $\theta > 0$ 。流动人口为地方官员经济竞争带来的效用为:

$$Y_t = AL_t = A\theta M_t = A'M_t \quad (1)$$

式(1)中,  $A' > 0$ , 且为常数。这一收益可以被视为人口作为生产力要素所带来的经济增长。根据前文所述,地方政府吸引流动人口需要付出一定的成本,如棚户区改造等。模型将成本函数记为  $C(M_t)$ , 且  $C'(\cdot) > 0$ ,  $C''(\cdot) > 0$ 。杨晓军指出上一期流动人口规模会对当期流动人口规模产生影响<sup>[9]</sup>, 到  $t+1$  期时,地区流动人口规模为:

$$M_{t+1} = M_t + \gamma M_t = (1 + \gamma) M_t \quad (2)$$

式(2)中,  $\gamma > 0$ 。把地方官员从流动人口  $M_t$  获得的收益记为  $V(M_t)$ , 则:

$$V(M_t) = \max_{R_t} \{ A' M_t - C(M_t) + \alpha V(M_{t+1}) \} \quad (3)$$

式(3)中,  $\alpha$  表示未来的经济绩效对地方官员的激励程度,  $0 < \alpha < 1$ 。由于流动人口与经济增长之间的关系, 地方官员所要面临的流动人口动态优化问题就是在预算约束条件(1)下, 通过选择  $M_t$ , 使  $V(M_t)$  最大化。

## (二) 政府间财政关系的引入

在晋升锦标赛中追求更高经济绩效的地方官员, 会增加当地的基础设施建设支出, 实现经济的短期快速增长。安苑和王珺指出当可支配人均财政资源超过一定的门限值后, 地方政府才会增加公共服务支出<sup>[17]</sup>。因此, 本文认为财政收入分权程度越高的地区, 或者支出分权程度越低的地区, 经济绩效对地方官员的激励相对较小。假设  $M^0$ 、 $M^1$ 、 $M^2$  分别表示财政收入分权水平低、中、高时对流动人口的需求规模,  $\alpha^0$ 、 $\alpha^1$ 、 $\alpha^2$  分别表示在相同的支出分权水平、不同的收入分权水平下, 未来经济绩效对地方官员的效用大小, 则  $\alpha^2 < \alpha^1 < \alpha^0$ 。当流动人口的边际成本等于边际效益时, 式(3)可以整理得到:

$$C'(M_t) = \alpha^i \cdot [C'(M_{t+1}) + A'] \quad (4)$$

通过变量代换, 此 Euler 方程的稳态水平为:

$$C'(M^0) = \frac{\alpha^0 (1 + \alpha^1 + \alpha^1 \alpha^2)}{1 - \alpha^0 \alpha^1 \alpha^2} \cdot A' \quad (5)$$

$$C'(M^1) = \frac{\alpha^1 (1 + \alpha^2 + \alpha^0 \alpha^2)}{1 - \alpha^0 \alpha^1 \alpha^2} \cdot A' \quad (6)$$

$$C'(M^2) = \frac{\alpha^2 (1 + \alpha^0 + \alpha^0 \alpha^1)}{1 - \alpha^0 \alpha^1 \alpha^2} \cdot A' \quad (7)$$

根据  $C''(\cdot) > 0$ ,  $\alpha^2 < \alpha^1 < \alpha^0$ , 可以证明  $M^0 > M^1 > M^2$ 。因此, 当财政收入分权水平越低, 下级政府所获得可支配财政资源越少时, 对人口流动性的需求则会更大。由此, 本文提出第一个研究假设:

H<sub>1</sub>: 当财政收入分权水平越高, 或者支出分权水平越低时, 地区内流动人口的规模越大。

## (三) 老龄化程度的引入

随着老龄化水平的提高, 社会保障支出的刚性增长会迫使地方政府减少其他财政支出, 导致地区对劳动力的吸引力下降。本文假定  $\epsilon^1$ 、 $\epsilon^2$  分别表示老龄化程度较低和较高时, 地方政府为吸引流动人口所增加的机会成本, 根据分析可知,  $\epsilon^2 < \epsilon^1$ 。因此, 修正后的成本函数  $C_x(M_t)$  为:

$$C_x(M_t) = \epsilon^i \cdot C(M_t) \quad (8)$$

由于  $1/\epsilon^2 > 1/\epsilon^1$ , 说明在政府间财政关系保持稳定时, 老龄化程度较高时财政分权对流动人口的吸引力会弱于老龄化程度较低时财政分权的影响效应。基于以上分析, 提出本文第二个研究假设:

H<sub>2</sub>: 不同的老龄化水平下, 同一省以下财政分权水平对人口流动的影响并不一致。

## 三、研究方法、变量说明与样本选择

### (一) 研究方法

1. 固定效应模型。随机效应模型的假设之一是解释变量与个体效应无关, 但这种假设在现实生活中是不成立的。固定效应模型不需要基于这种假设, 因而更适合于面板分析<sup>[18]</sup>。为了减少个体特征和时间效应对模型产生的影响, 本文选用双向固定效应模型分析财政分权对流动人口的影响, 模型如下:

$$L \text{ mig}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ Fed}_{it} + \beta X_{it} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{it} \quad (9)$$

式(9)中, 被解释变量  $L \text{ mig}_{it}$  为  $t$  年地区  $i$  的流动人口规模, 核心解释变量为  $\text{Fed}_{it}$ , 表示纵向财政分权指标和横向政府间差异程度,  $X_{it}$  是模型的控制变量,  $u_i$ 、 $\lambda_t$  为个体、时间的异质性截距项,  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项。

2. 门限效应模型。传统采用分组检验的研究方法, 既不能检验门限的个数, 更不能有效估计出准

确的门限值,也无法对不同样本回归结果的差异性进行显著性检验。Hansen 提出的非动态面板门限回归则可以解决这些问题。关于门限的显著性检验,假设只存在一个门限值,本文在式(9)的基础上建立了不同老龄化水平下财政分权对流动人口的门限效应模型,如下所示<sup>[19]</sup>:

$$Lmig_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fed_{it} \times I(\text{old} < \gamma) + \alpha_2 Fed_{it} \times I(\text{old} \geq \gamma) + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (10)$$

式(10)中,old 为门限变量,表示 i 省份第 t 年的人口老龄化程度;I(·) 为特征函数。 $\gamma$  为门限值。以上的分析方法仅仅考虑了存在一个门限的情况,但在实际经济分析过程中经常存在多个门限值。当存在两个门限值时,式(10)则可以修改为:

$$Lmig_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fed_{it} \times I(\text{old} \leq \gamma_1) + \alpha_2 Fed_{it} \times I(\gamma_1 < \text{old} \leq \gamma_2) + \alpha_3 Fed_{it} \times I(\text{old} > \gamma_2) + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

式(11)中,门限值  $\gamma_1 < \gamma_2$ 。根据单门限的估计和检验方法,在假定单门限模型中  $\hat{\gamma}_1$  为已知的前提下,再进行  $\gamma_2$  的检验。当  $\hat{\gamma}_2$  对应的门限值残差平方和最小时,再对  $\hat{\gamma}_2$  进行门限效应的检验。当需要搜索确认第三个甚至更多个门限值时,可以重复以上步骤,直到拒绝门限效应检验的原假设为止<sup>[20]</sup>。

## (二)变量说明

1.被解释变量。杨晓军的研究中采用各省市城区暂住人口数量作为流动人口的代理变量<sup>[9]</sup>,借鉴这一方法,本文则将历年《中国城市建设统计年鉴》中各城区暂住人口数作为流动人口数,并将该数据取对数,记为 Lmig。

2.核心解释变量。财政分权指标主要包括财政收入分权指标、支出分权指标和自主度指标三类。本文利用《中国城市统计年鉴》、各省、直辖市和自治区统计年鉴、统计局数据库中的相关数据,计算了省以下财政收入分权与支出分权水平,即:

$$\text{财政收入分权指标 Rev} = \frac{\text{省级以下政府一般公共预算收入}}{\text{全省(直辖市、自治区)一般公共预算收入}}$$

$$\text{财政支出分权指标 Exp} = \frac{\text{省级以下政府一般公共预算支出}}{\text{全省(直辖市、自治区)一般公共预算支出}}$$

横向财政关系表现为同级政府间财政自主度的差异,因而本文先计算了各市级政府财政自主度 = 当地一般公共预算收入 / 一般公共预算支出,再根据变异系数的计算方法得到横向政府间财政自主度差异系数,用 Rre 表示。

3.门限变量。按照世界卫生组织对老龄化社会标准的定义,本文根据统计局数据库中 65 岁及以上人口占地区总人口的比重衡量我国各省份的人口老龄化水平,并作为门限变量,用 old 表示。

4.控制变量。本文将党代会召开的虚拟变量 Ppc 与人均外商投资直接利用额 Pfdi 分别代表政治周期与政府竞争,作为本文的控制变量。当地区党代会在 t 期召开,  $Ppc_{it} = 1$ , 否则取 0;  $Pfdi =$  地区人均外商直接投资实际利用额 / 年末常住人口,数据来源于统计局数据库。

## (三)样本选择

由于 2003 年我国中央与地方的所得税收入分享比例进行过调整,因此本文的研究基期定为 2004 年。而湖南、青海、海南、新疆和西藏关于地市级政府财政收支的统计数据不全,本文不做考虑。表 1 为各变量的描述性统计。

## 四、实证结果分析

### (一)政府间财政关系对人口流动的影响

根据表 2 模型(1)~(3)的结果可以看出,尽管横向的财政自主度变异系数对人口流动的影响并不显著,但我国省以下财政收入分权与支出分权指标都能促进流动人口的迁入,即地市级(区县级)政府的一般公共预算收入的比重越高,或者一般公共预算支出比重越高,当地的流动人口规模都会增加。从影响系数来看,财政收入分权指标 Rev 仅为支出分权指标 Exp 的 1/3 左右,即省以下政府承担更多的事权与支出责任所吸引的流动人口,远大于获得更多财政收入所吸引到的规模。

表 1

各变量描述性统计

变量	代码	平均值	标准差	最小值	最大值	obs
流动人口规模	Lmig	5.1760	1.1234	0.3365	7.7999	338
财政收入分权	Rev	0.7379	0.1431	0.3739	0.9741	338
财政支出分权	Exp	0.7256	0.1278	0.3388	0.9327	338
财产自主度变异系数	Rre	0.3727	0.1484	0.0985	0.8418	338
人口老龄化水平	Old	0.0950	0.0175	0.0547	0.1540	338
当年党代会	Ppc	0.1893	0.3924	0.0000	1.0000	338
人均外商直接投资实际利用额 (百万美元/万人)	Pfdi	0.2599	0.4079	0.0057	3.0341	338

表 2

省以下政府间财政关系对人口流动的影响

	被解释变量:流动人口规模					
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
解释变量						
Rev	2.0110 *** (0.6758)	1.7300 ** (0.7060)	1.7447 ** (0.7075)	1.9542 *** (0.6621)		1.6927 ** (0.6921)
Exp	5.8964 *** (0.6638)	6.2509 *** (0.7127)	6.2526 *** (0.7136)	5.3954 *** (0.6629)		5.7275 *** (0.7110)
Rre		-0.7006 (0.5171)	-0.6906 (0.5181)		0.3449 (0.5511)	-0.6508 (0.5069)
控制变量						
Ppc			-0.0315 (0.0625)	-0.0539 (0.0613)	-0.0381 (0.0722)	-0.0508 (0.0613)
Pfdi				0.5791 *** (0.1487)	0.9549 *** (0.1703)	0.5753 *** (0.1486)
常数项 $\alpha_0$	-0.5863 (0.5084)	-0.3751 (0.5311)	-0.3838 (0.5320)	-0.3194 (0.5242)	4.8077 *** (0.2105)	-0.1245 (0.5246)
个体固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
obs	338	338	338	338	338	338
Hausman 检验	16.37 ***	18.00 ***	19.54 ***	15.33 ***	15.37 ***	15.43 **
Adjust R <sup>2</sup>	0.3158	0.3198	0.3204	0.3486	0.2193	0.3520
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:(1) \*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)括号内为稳健标准误。

为进一步确定政府间财政关系对人口流动的影响,检验模型的稳健性,本文采用变换控制变量的方法进行分析。根据模型(4)~(6)结果所示,各指标的显著性影响并没有发生变化,可以认为模型通过了稳健性检验。

一般来说,财政收入分权水平越高,下级政府所获得的财政资源就越多,改善当地公共服务供给的意愿和财力就越强,流动人口因此不断迁入。随着事权与支出责任的增加,下级政府的可支配财力会相对减少,因此不太可能将有限的财政资金用于公共服务,导致对流动人口的吸引力减弱。但根据模型结果,财政支出分权水平对流动人口迁入不仅具有正向促进作用,这种影响还远大于财政收入分权,本文认为可以从以下3个方面进行解释。

首先,分税制改革后,由于行政层级在资源配置上的优势,上级政府通过“上收财权、下放事权”的方式,使得下级政府只能获得较少的财政收入,同时,承担较多的财政事权。而且越到基层政府,这种错配现象越为严重。但行政层级越低,追求政治晋升的地方官员越多,政治竞争导致的经济竞争更为激烈。

其次,当下级政府分享的财政收入一定时,事权与支出责任的增加使得可支配财政收入减少,因此地方政府会更积极主动地招商引资,这就导致了横向的政府间竞争,并且承担的财政事权越多,这

种激励会越强烈。随着城镇化的推进,政府不仅能够给予社会资本更多的投资机会,还能通过税收优惠或者提供更低价格的土地等方式降低成本,从而促进社会资本成立更多的企业,提供更多的就业岗位。而对于流动人口来说,由于我国户籍制度的限制,无论迁往何地,所能享受的公共服务都不可能与本地户籍人口相同,因此相对于工作机会,各地公共服务改善对促进流动人口迁入的作用可能十分有限。在这样的前提下,流动人口会更愿意选择能提供更好的工作机会或者更高福利待遇的地区。

最后,提高财政支出分权水平,会加大城市与农村之间以及不同城市之间的差异。承担更多的事权意味着刚性支出的增加,地方政府会将有限的财政资金投入到产出更多的城镇地区,进而拉大城市与农村之间的差距。托达罗建立的城乡二元人口流动模型表明,城乡差距越大,流动人口所预期的收入差异就越大,人口流动的可能性越高<sup>[21]</sup>。因此,大量农村劳动人口将从农村转移至城镇,以获得更多的收入。

## (二)老龄化背景下政府间财政关系对人口流动的门限效应

1.政府间财政关系对人口流动的门限估计结果。包括上述研究在内的国内大部分文献,都是假定各地区人口的年龄结构相同且不变,因此总人口的流动性是保持稳定的。由于大量流动人口向行政层级更高、经济发展更好的地区聚集,各个省份的老龄化程度并不一致。在同样的财政分权水平下,由于老龄化程度的不同而导致财政支出结构的不同,会制约城市对流动人口的吸引力。基于此,本文分别对模型(4)和(5)进行门限效应检验,并估计其门限值,如表3所示。

表3 门限效应检验和门槛值估计

		模型(4)		模型(5)	
		单一门限	双重门槛	单一门限	双重门槛
门槛变量	门限值 1	0.1008	0.0774	0.1008	0.0774
old	门限值 2		0.1008		0.1008
SSE		144.3902	151.2110	185.4548	181.4874
LR 检验		29.3203 ***	7.1217	18.5108 ***	6.2520
Bootstrap P 值		0.0000	0.2760	0.0000	0.1800

注:(1)\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)P值采用bootstrap法重复500次模拟得出。

对模型(4)进行单门槛检验,其LR检验估计量为29.3203,而通过bootstrap法重复500次得到的P值为0.0000,说明在1%显著性水平强烈拒绝不存在门槛效应的原假设。进一步检验是否存在双门槛效应时发现P值并不显著,由此可知模型(4)有且仅有一个门限值。同理,根据检验结果,模型(5)也只存在单门限效应,并且模型(4)和(5)的人口老龄化门限估计值均为0.1008。

2.纵向财政关系的门限效应分析。根据表4模型(4)结果可以看出,地区老龄化水平达到门限值前,财政分权对流动人口规模的影响与固定效应模型结果一致。但超过老年人口占比超过门限值后,财政收入分权指标的影响仅表现出弱显著性,而财政支出分权指标在5%的显著性水平上对人口流动产生显著的负向影响,即当地区老龄化水平超过10.08%以后,省级以下政府承担的事权与支出责任越多,不仅不能吸引更多的流动人口迁入,反而会导致人口的大量流出。

表4 老龄化背景下政府间财政关系对人口流动的门限估计结果

		纵向政府间关系 模型(4)	横向政府间关系 模型(5)
解释变量			
Rev	(Old < 0.1008)	4.1782 *** (0.7183)	
	(Old > 0.1008)	-1.2904 * (0.7016)	
Exp	(Old < 0.1008)	13.3301 *** (2.4626)	
	(Old > 0.1008)	-10.7559 *** (2.2841)	
Rre	(Old < 0.1008)		-1.9749 *** (0.5355)
	(Old > 0.1008)		-0.1323 (0.4312)
控制变量			
	Ppc	-0.1547 (0.1558)	-0.2344 (0.1754)
	Pfdi	1.5085 *** (0.1690)	1.5291 *** (0.1752)
	obs	338	338
	P-value	0.0000	0.0000

注:(1)\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(2)Old为门限变量人口老龄化水平;(3)括号中数字为标准差。

老龄化程度加重后,财政支出分权对流动人口规模产生显著的负向影响,本文认为可以从以下方面进行解释:第一,老年人口的增加,会使得地方政府必须增加社会保障、医疗卫生等财政支出。在经济增速放缓、省市两级政府所分享的财政收入比例一致的前提下,省以下政府事权与支出责任的增加会减缓空间城镇化的速度,阻碍人口的流入。第二,政府财政投资的减少,并没有削弱对社会投资的“挤出效应”,反而使得大量资本流出。老年人口的增加,劳动人口占地区总人口的比重下降,这必然促使企业的用工成本大幅提高,促使企业外迁。最终当地工作机会减少,流动人口也会随之减少。第三,下级政府承担的财政事权增加,不仅压缩了基础设施建设支出,也使得地方政府无法获取足够的资金实现产业的升级转型,进一步限制了当地经济发展。第四,从省际层面来看,中青年劳动力向经济更发达的省份聚集,这些地区的经济增速、工作机会和工作待遇等都优于老龄化程度较高的省份。

3.横向财政关系的门限效应分析。表4模型(5)的结果表明,地市级(区县级)政府财政自主度变异系数 Rre 对流动人口规模也表现出门限效应。周黎安和吴敏指出区域内财政自主度差异程度越高,省级政府进一步上收财权的可能性越大<sup>[22]</sup>。当老龄化程度低于 10.08% 时,省级政府上收财权会使得下级政府财政收入分权指标下降,根据模型(4)财政收入分权的正向促进效应,此时区域内财政自主度差异水平增加会不利于流动人口的迁入。而且横向自主度变异系数越大,省级政府上收财权后用于转移支付的资金就会越多,从而挤占了省级政府用于 GDP 增长的财政资源,致使省际间流动人口减少。当老龄化水平超过 10.08% 后,转移支付增加会降低省以下政府的财政支出分权水平,从而对人口流入产生正向促进作用,但这也减少了省级政府经济建设资金,降低了对省际流动人口的吸引力,最终导致影响并不显著。

## 五、结论与政策建议

本文建立理论模型分析了老龄化背景下财政分权对人口流动的影响机理,并在此基础上,通过实证研究,分析了省以下财政分权对人口流动的门限效应。结果表明,在老龄化门限值前,纵向和横向财政分权指标都能对人口流动产生显著的影响,不过纵向的财政分权是促进人口的流入,横向的财政分权却是加快人口的流出;在门限值后,横向财政关系的影响不再显著,纵向财政分权支出指标则表现出对人口流入显著的抑制作用。基于模型结果和研究结论,本文认为可以从以下几个方面进一步提高人口流动性。

第一,完善分税制制度安排,合理划分省以下各级政府的财权和事权,按照财权与事权相匹配的原则,积极推动税权划分。省级政府应根据省以下各个地区老龄化水平,划分各个地区各级政府所应该承担事权。对于老龄化程度较高的地区,省级政府可以承担更多的支出责任。其次,按照财权与事权相匹配的原则,对各级政府的税收进行划分。并且可以借鉴德国、加拿大等国家的横向转移支付制度,将一部分增值税收入用于缩小地区间财力差异,以保障经济欠发达地区的基本公共服务供给。

第二,逐步改革户籍制度,给予流动人口市民待遇。首先,户籍制度导致的属地化的管理方式,尽管使得流动人口难以获得同等的公共服务,但是能将公共服务的供给责任落实到该级政府。出于短期内户籍制度大幅调整的可能性并不大,可以按照非户籍常住人口的不同类型,实行差异化的落户政策,从而增加流动人口市民化的机会。其次,对财力欠发达地区建立城镇建设用地增加规模、财政转移支付等同农业转移人口市民化挂钩机制,以提高其财政自主水平。最后,中央可以成立相应的社会调查评价机构,充分采纳当地居民对当地公共服务的意见和评价,将其纳入政治晋升的考核指标中,提高地方官员对公共服务供给的重视程度。

第三,推动落实国家级城市群建设,通过其辐射作用,实现公共服务均等化。资源的有限和不足决定了当前我国不能采用平均化的方式实现公共服务均等化。按照改革开放以来的经验,短期我国应该集中一部分财政资源用于国家级城市群建设,促进经济的高质量发展,吸引更多的劳动人口。在中长期要通过产业结构调整、产业转移等方式,实现特大城市、大城市与周边小城市的协同发展,将经济发达的流动人口逐步引导到中小城市。

第四,积极应对人口老龄化,调整相关政策。可以按照财政承受能力的强弱,对新生儿实行相应的奖励政策。其次,中央应当承担科技、教育等公共产品更多的支出责任,以促进人力资本投入的增加。再次,积极推动第三方商业养老保险顶层设计,通过个人所得税税前扣除的方式鼓励参与商业养老保险,降低老年人口的养老风险,增加整个家庭的消费需求。最后,通过政府与社会合作资本的方式,大力扶持养老产业发展,在满足老龄人口的养老需求的同时,提供更多的工作的机会,吸引劳动力人口的不断流入。

#### 参考文献:

- [1] 周建明. 高流动社会与属地化管理体制下的公共产品供给[J]. 学术月刊,2014,(2):86—92.
- [2] 夏纪军. 人口流动性、公共收入与支出——户籍制度变迁动因分析[J]. 经济研究,2004,(10):56—65.
- [3] 刘穷志,何奇. 人口老龄化、经济增长与财政政策[J]. 经济学(季刊),2012,(10):119—134.
- [4] 沈坤荣,余红艳. 地方公共政策的结构效应——基于人口老龄化视角的分析[J]. 经济理论与经济管理,2013,(12):5—13.
- [5] 郭娜,吴敬. 老龄化、城镇化与我国房地产价格研究——基于面板平滑转换模型的分析[J]. 当代经济科学,2015,(3):11—17.
- [6] 黄燕芬,张超. 城市行政层级视角的人口流动影响机理研究[J]. 中国人口科学,2018,(1):33—45+126.
- [7] 张丽,吕康银,王文静. 地方财政支出对中国省际人口迁移影响的实证研究[J]. 税务与经济,2011,(4):13—19.
- [8] 席鹏辉,梁若冰. 省以下财政分权对县级公共产品供给水平影响研究:以福建省为例[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2014,(6):27—37.
- [9] 杨晓军. 城市公共服务质量对人口流动的影响[J]. 中国人口科学,2017,(2):104—114.
- [10] 曾永明,张利国. 户籍歧视、地域歧视与农民工工资减损——来自2015年全国流动人口动态监测调查的新证据[J]. 中南财经政法大学学报,2018,(5):141—150.
- [11] 丁菊红,邓可斌. 财政分权、软公共品供给与户籍管制[J]. 中国人口科学,2011,(4):44—52.
- [12] 张佐敏,邝雄,戴玲. 高房价对劳动力人口的“驱逐”方式——基于中国35个大中城市的实证分析[J]. 现代经济探讨,2018,(2):1—9.
- [13] 钟若愚. 人口老龄化影响产业结构调整的传导机制研究:综述及借鉴[J]. 中国人口科学,2005,(1):169—174.
- [14] 赵彤. 供需视角下的政府社会保障支出及其影响因素分析[J]. 经济问题探索,2018,(5):17—24.
- [15] 甘行琼,刘大帅,胡朋飞. 流动人口公共服务供给中的地方政府财政激励实证研究[J]. 财贸经济,2015,(10):87—101.
- [16] Lichtenberg, E., Ding, C. Local Officials as Land Developers: Urban Spatial Expansion in China[J]. Journal of Urban Economics, 2008,66(1):57—64.
- [17] 安苑,王珺. 财政分权与支出偏向的动态演进——基于非参数逐点估计的分析[J]. 经济学家,2012,(7):42—50.
- [18] Yi, H., Feiock, R.C. Renewable Energy Politics: Policy Typologies, Policy Tools, and State Deployment of Renewables[J]. Policy Studies Journal, 2014,(3):391—415.
- [19] Hansen, B.E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999,93(2):345—368.
- [20] 吕延方,王冬,陈树文. 进出口贸易对生产率、收入、环境的门限效应——基于1992—2010年我国省际人均GDP的非线性面板模型[J]. 经济学(季刊),2015,(2):704—730.
- [21] Todaro, M.P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries[J]. American Economic Review, 1969,59(1):138—148.
- [22] 周黎安,吴敏. 省以下多级政府间的税收分成:特征事实与解释[J]. 金融研究,2015,(10):64—80.

(责任编辑:肖加元)