

农村公共支出视野中的代际收入流动研究

韩军辉^{1,2}

(1.西南交通大学 经济管理学院, 成都 610031; 2.重庆科技学院 管理学院, 重庆 401331)

摘要: 基于具有分层结构的CHNS数据,运用两水平统计模型重点考察了农村公共支出对9省(区)农村家庭代际收入流动的影响。研究发现,在控制子女的属性变量后,代际收入流动在一定程度上受省(区)间公共支出水平的影响;结果同时表明,代际间收入流动性较弱。建议在增加公共支出的同时,应进一步考虑优化公共支出结构,从而为农村子女的发展创造更多的平等机会。

关键词: 代际流动; 多水平统计模型; 政府公共支出

中图分类号: F062.6

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2010)01-0051-04

一、引言

代际收入流动研究的是父辈收入与其成年子女的经济收入之间的相关性。从一般意义上讲,可以把它理解为“财富”在两代人之间的传递或继承问题。如果两代人之间若存在比较强的收入相关性,那么就意味着比较弱的代际收入流动性,换句话说就是父辈收入对子女收入的影响非常大。上述情况实际上类似一种“世袭罔替”式的社会。Das, Mausumi^[1](2007)指出父母对子女的投资在代际收入流动方面起着重要的作用,贫困家庭的父母不但在“能力方面”比较缺乏,而且也不太“情愿”为子女进行更多的人力资本投资,这在一定程度上导致了贫穷在代际间的延续。Susan E. Mayer, Leonard M. Lopoo^[2](2007)等认为这种倾向于社会出身和家庭背景的收入分配方式在一定程度上会阻碍经济增长。事实上,许多发达国家的政府公共支出对贫困家庭的人力资本投资起到了重要的补充作用,成为子女积累“能力”的重要途径。那么在我国,尤其是比较落后的广大农村地区,又是怎样的情况呢?目前,这方面的研究很少。

基于上述考虑,本文以9省(区)农村中农户家庭子女作为分析对象,试图将农村公共支出变量纳入代际收入流动的分析框架,进而探讨它们之间的关系。文章第二部分为简单的文献回顾,第三部分为数据来源和模型设定,第四部分为估计结果报告,最后为本文的结论与探讨。

二、文献回顾

Sewell 和 Hauser^[3](1975)、Becker 和 Tomes^[4]

(1979)、Solon^[5](1992)和 Zimmerman^[6](1992)、王海港^[7](2005)、何晓琦和邓晓岚^[8](2006)、姚先国和赵丽秋^[9](2007)等国内外学者对代际收入流动进行了详细考察。在国内外文献中,一般做法是将父辈与子女的年龄以及年龄的平方和职业、受教育年限等相关变量作为控制变量加入到模型中,然后测量父辈收入与子女收入之间的关系。文献中所涉及到的变量只有代表个体特征的微观低层次(水平)的变量,而对于宏观较高层次(水平)的场景变量则涉及很少,最多是把地区虚拟变量看作是宏观较高层次(水平)的场景变量来检验代际收入流动性在地区间的差异^[10]。事实上,在社会经济交往如此频繁的信息社会,每个人已经不是孤立的个体。每个家庭中子女的行为决策和经济收入不仅受其本身特征变量的影响,同时还会受到社会环境的影响。本文正是基于这样一种思路,在原有涉及微观低层次(水平)变量研究的基础上,把省(区)间政府公共支出这一高层次(水平)的场景变量纳入多水平统计模型,来研究代际收入流动性是否受该场景变量的影响。

农村公共支出按职能划分主要包括财政农业投资性支出和服务性支出,前者具有政府投资或者公共投资的性质,带来更多的经济性,主要包括支援农村生产支出和农林水利气象等部门事业费等;而服务性支出,具有较为明显的社会公益性,主要包括政府在教育、医疗卫生、金融服务、培训、社会保障等方面的支出。由于数据的限制,本论文所指的公共支出主要是指上述第一类。

三、数据来源和两水平统计模型设定

(一)数据来源

收稿日期: 2009-08-02

作者简介: 韩军辉(1976—),男,西南交通大学经济管理学院博士研究生,重庆科技学院管理学院讲师。E-mail: kjcyyk@126.com

本文所用数据主要包括两部分。一是选取中国健康和营养调查数据库(CHNS)中部分数据,该部分数据主要用于两水平模型中的第一水平模型研究;另一部分数据主要涉及各省(区)农村公共支出,主要来源于历年中国统计年鉴的分地区财政支出并经过计算整理而得到,这一变量的详细说明请参考下面的模型设定部分,在模型中该变量作为第二水平的场景变量来研究其对代际收入流动的影响。从所使用的数据来看,本文与韩军辉^[9](2009)所做的研究有较大的差别,本研究重点考察了农村公共支出对9省(区)农村家庭代际收入流动的影响,而后者则主要检验了代际收入流动性是否存在地区间差异?

事实上,研究代际流动问题对数据的要求非常苛刻。因为它至少需要包含生活在同一家庭的两代人的相关信息,比如说教育状况、收入状况、职业以及家庭规模等变量。本文所用的中国健康和营养调查数据库(CHNS)中《中国健康和营养调查—住户调查》的家庭收入抽样调查数据是通过采用多层次随机抽样方法,以家庭为样本单位,除了选取每个省的省城和较低收入的城市外,在每个省依据收入分层(高、中、低)和一定的权重抽取4个县。每个县抽取县城和按收入分层抽取了3个村落,每个村20户,本数据库主要对全国8个省(区)(辽宁省、江苏省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、广西省和贵州省)进行抽样调查。2000、2004以及2006年的数据还包括黑龙江省。具体来讲,本文分别在上述9省(区)中选取刚刚参加工作的子女作为研究对象,因为这一阶段子女的收入最有可能体现父亲投资的初始效果,然后选择与子女相匹配的父亲。为了保证一定的样本量,上述对子女和父亲的“选择”是在CHNS数据库横跨1989~2006年之间进行的,即父亲和子女没必要从同一年份的数据中抽取,但必须保证他们生活在同一个省(区)。这样我们才可以把某省(区)内子女收入看作是组内数据,进而利用多水平统计模型。本文最终得到的是一组横截面数据,这一点也与韩军辉(2009)的研究不同。表1为主要变量的描述性统计,在实际运行模型中,我们把表1中少数没有配对的“父子”删除。需要指出的是,当某位户主拥有2个或2个以上子女时,我们只保留了长子(长女)的相关信息,这样选取样本数据可能会影响估计结果,因为在农村“重男轻女”的现象比较严重,父亲更愿意对儿子投资。若忽略了“次子”的信息,那么“长女”的收入很可能不是父亲的真实投资意愿的表达。在本文用到的(CHNS)数据中,父亲为大多数家庭的户主。因此,为了整理数据的方便,本文中户主与父亲意义相同^[11]。

表1 主要变量描述统计

省(区)	变量	样本量	均值	标准差
辽宁	儿子收入	116	7.694 6	1.388 0
	父亲收入	114	8.029 3	1.331 1
黑龙江	儿子收入	94	7.807 4	1.211 2
	父亲收入	95	8.073 3	1.114 2
江苏	儿子收入	222	7.750 6	1.377 1
	父亲收入	226	8.105 7	1.037 6
山东	儿子收入	183	7.661 3	1.117 3
	父亲收入	184	7.787 8	1.087 6
河南	儿子收入	223	7.520 4	1.222 6
	儿子收入	214	7.694 0	0.962 2
湖北	儿子收入	154	7.384 7	1.356 8
	父亲收入	158	7.742 5	1.115 1
湖南	儿子收入	138	7.598 5	1.521 4
	父亲收入	136	8.131 4	1.147 0
贵州	儿子收入	271	7.165 6	1.004 2
	父亲收入	274	7.469 4	0.920 0
广西	儿子收入	255	7.437 3	1.319 8
	父亲收入	254	7.614 7	1.152 7

(二) 两水平统计模型设定

中国健康和营养调查(CHNS)实际上是家庭层面的微观数据,呈现出明显的分层结构。即个体、家庭等这些低层次单位嵌套于较高层次单位,比如社区、省份等。在具有分层结构的数据中,常常存在组内相关问题。即同一组内的个体,在很多方面相似,呈现出一种“窝别效应”。在统计学中,这种现象称为组内同质,即组内个体间是非独立的,而组内同质也意味着组间异质,即个体在组间存在变异。这一特征显然违背了经典的线性统计模型所要求的等方差性和独立性的基本假设。多层数据中存在的非独立性特征可以用组内相关系数(ICC)来测量。研究显示,即便是很小的ICC也会在统计检验中导致犯第一类错误的概率,从而错误地拒绝真的统计假设^[12]。因此,如果数据集的ICC或组间方差统计显著,应当考虑对其进行多水平数据的分析。

利用空模型进行检验是设定多水平模型的前提。因为,只有在确定了数据存在显著性的组内相关后,才有必要继续进行多水平模型的建模。因此,本文的思路是首先建立空模型,然后再建立横截面数据下的两水平统计模型。

$$\text{空模型} \quad Y_i = A_{0j} + e_i, A_{0j} = B_{00} + u_{0j}$$

两水平统计模型:

第一水平模型为

$$Y_i = D_{00} + D_{02} \times \text{age} + D_{03} \times \text{gender} + D_{04} \times \text{occupation} + D_{05} \times \text{bmi} + D_{06} \times \text{edu} + u_{0j} + C_{1j} \times Y_i^f + e_i$$

第二水平模型为

$$D_{00} = E_{01} \times GS + u_{0j}$$

$$C_{1j} = D_{10} + D_{11} \times GS + u_{1j}$$

其中, Y_i^s 为子女收入的对数值; 教育变量(edu)为最高受教育程度; 小学毕业为 1, 初中毕业为 2, 高中毕业为 3, 中等技术学校、职业学校毕业为 4, 大专或大学毕业为 5; 职业变量(occupation)按照 Goldthorpe 职业分类表进行的等级分类; 健康变量(bmi)采用国际通用的健康指数, 具体计算方法为体重(kg)与身高(cm)平方的比值^[9]; Y_i^f 为户主 3 年平均收入的对数值。第一水平模型主要是将 Y_i^f 变量引入方程来考察代际收入流动性的情况, 并控制了子女个体属性变量(诸如教育、职业、健康状况、年龄等)的影响。第二水平模型主要检验代际收入流动是否受到一些相关高层次(水平)场景变量的影响, 这里主要考虑了各省(区)间公共支出变量。该变量用 GS 表示, 可通过中国统计年鉴的分地区财政支出数据构造

$$GS_i = \frac{\sum_{t=1989}^{2006} \frac{ESAP_{it} + ECDA_{it} + EOE_{it}}{P_{it}}}{7}$$

其中, $i=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9$; 分别代表上述 9 省(区); $t=1989, 1991, 1993, 1997, 2000, 2004, 2006$ 年; ESAP 代表支援农村生产支出; ECDA 代表农业综合开发支出; EOE 代表农林水利气象等部门事业费; P 为农业人口数量。

四、模型估计结果

利用 SAS9.0 软件对上述空模型和两水平模型编程并进行估计, 表 2 和表 3 分别报告了空模型参数估计结果、两水平模型参数估计结果。

表 2 空模型参数估计结果

参数	估计值	标准差	P 值
第二水平方差	0.162 5	0.029 0	0.031 0
第一水平方差	1.575 1	0.049 5	<0.000 1

表 2 报告了第一水平水平残差方差的估计值为 1.575 1 ($P < 0.000 1$), 第二水平随机截距方差的估计值 0.162 5 ($P = 0.031 0$), 组内相关系数 (ICC) = 0.093 5, 这说明 9 省(区)子女收入中大约有 10% 的总变异是由于调查地点不同引起的。由上面分析可知, 即便是很小的 ICC 也会在统计检验中导致犯第一类错误的可能性, 因此有必要进一步建立多水平模型。

表 3 为两水平模型参数的估计结果, 包括固定效应和随机效应两部分。

表 3 估计结果显示, 在固定效应部分中, 公共支出变量对因变量子女收入的主效应为 0.017 8, 但仅在 0.1 水平上显著。跨层交互作用效应(父亲收入 \times 公共支出)为负值, 并且在 0.1 水平上同样显著, 这

表 3 两水平模型参数估计结果

类别	变量	估计值	标准差	P 值
固定效应	截距	6.217 5	0.612 6	<0.000 1
	公共支出	0.017 8	0.004 1	0.066 0
	父亲收入	0.207 6	0.017 6	0.005 1
	父亲收入 \times 公共支出	-0.034 9	0.003 1	0.086 3
	子女年龄	0.002 0	0.000 2	0.325 4
	子女性别	-0.319 5	0.056 8	<0.000 1
	子女教育	0.109 9	0.002 9	<0.000 1
随机效应	子女健康	0.018 7	0.007 2	0.001 0
	子女职业	0.099 9	0.011 2	<0.000 1
	截距方差	8.097 8	1.397 5	<0.000 1
	截距斜率协方差	-1.021 5	0.218 9	<0.000 1
	斜率方差	0.143 7	0.006 5	<0.000 1
	残差	0.819 5	0.004 7	<0.000 1

说明户主收入与子女收入之间的关系在一定程度上受省区间公共支出水平差异的影响。另外, 控制了子女的相关属性变量后, 父亲的收入对子女收入的主效应为 0.207 6, 在 0.01 水平上高度显著。这说明“财富”在两代人之间存在一定的继承性, 或者说父亲收入与子女收入之间存在较强相关性, 代际收入流动性较弱。个体属性变量中只有年龄变量不显著, 其他均在 0.01 水平上显著。另外, 性别变量的效应为负, 并且在 0.01 统计水平上高度显著, 这说明子女收入在性别上有很大的差异。

五、总结与局限

本文将公共支出变量纳入代际收入流动的分析框架, 以 9 省(区)农村地区农户家庭子女作为分析对象, 运用两水平统计模型重点考察了农村公共支出对代际收入流动的影响。主要得到以下结论:

分析结果表明, 跨层交互作用效应(父亲收入 \times 公共支出)为负值, 这说明户主收入与子女收入之间的关系在一定程度上受省区间公共支出水平差异的影响, 即公共支出水平比较高的省区, 代际间的收入相关性表现出较强的减小趋势。针对此情况, 建议政府在增加公共支出的同时, 更应该注意优化支出结构, 适当增加公共医疗资源的供给, 提供更多的职业培训, 从而为农村地区子女的发展创造更多的平等机会。

另外, 在控制了子女的职业、教育、年龄、性别等属性变量后, 户主收入与子女收入之间存在一定的相关性。这也意味着农村地区代际收入流动性较小, 两代人之间的财富呈现出一定的继承性。这一结论实际上描述了这样一种事实, 即在我国的广大农村地区为年轻子女提供了较少的发展机会, 大多数年轻子女更多依赖其父辈和家庭, 尤其是对于一些贫

困家庭来说,贫穷很可能在世代之间重复。

总之,从方法上来看,本研究考虑了数据的分层结构,并且将公共支出变量纳入代际收入流动的分析框架。然而,对这一问题的研究是复杂的。一般来说,(1)户主可以通过教育、健康以及社会资本等途径来影响子女的收入,但本文并没有讨论代际收入

流动的路径问题。(2)公共财政政策对于富裕家庭与贫困家庭的效果应该是有差别的。(3)还在一定时期内,公共支出比例结构的变化对同一家庭子女的效果也应该随时间变化而有所变化,这些都是本文的局限与不足之处,也是今后需要进一步研究的方向。

参考文献:

- [1] Das Mausumi. Persistent inequality: an explanation based on limited parental altruism[J]. Journal of Development Economics, 2007,84(1):251-270.
- [2] Mayer S E, Lopoo L M. Government spending and intergenerational mobility[J]. Journal of Public Economics, 2007,4(3):1-20.
- [3] Sewell W, R Hauser. Education, occupation and earnings:achievement in the early career[M]. New York:Academic Press,1975: 237-245.
- [4] Becker Gary S, Nigel Tomes. An equilibrium theory of distribution of income and intergenerational mobility[J].Journal of Political Economy, 1979,87(6):1 153-1 189.
- [5] Solo G. Intergenerational income mobility in the united states[J]. The American Economic Review, 1992, 82(3):393-408.
- [6] Zimmerman David J. Regression toward mediocrity in economic stature [J]. American Economic Review, 1992,82(3):409-29.
- [7] 王海港. 中国居民收入分配的代际流动[J]. 经济科学, 2005, 146(2):18-25.
- [8] 何晓琦, 邓晓岚. 跨代收入流动及其评估[J]. 统计研究, 2006, 23(6):39-43.
- [9] 姚先国, 赵丽秋. 中国代际收入流动与传递路径研究:1989-2000 [EB/OL]. (2006-07-29)[2009-07-05]. http://www.lepp.org.cn/soft/images/100296_1.pdf.
- [10] 韩军辉. 中国农村地区代际收入流动的多水平统计模型分析[J]. 统计与信息论坛, 2009, 24(8):18-20.
- [11] 邢春冰. 中国农村非农就业机会的代际流动[J]. 经济研究, 2006, 41(9):103-108
- [12] 王济川, 谢海义, 姜宝法. 多层统计分析模型——方法与应用[M]. 北京:高等教育出版社, 2008:9-11.

On Intergenerational Income Mobility in the View of Rural Government Spending

HAN Jun-hui^{1,2}

(1.Economy & Management, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031;

2.College of Management, Chongqing University of Science & Technology, Chongqing 401331)

Abstract: Based on the CHNS data set which has the multilevel construction, the paper emphatically analyze the influence of the regional government spending on the intergenerational correlation of incomes using two-level Statistical Models in nine provinces or regions of rural China. The results indicate, after controlling individual characteristic variables, the Intergenerational Income Mobility in Rural China is influenced by the government spending. The results also find that the intergenerational correlation is strong, which means the Intergenerational Income Mobility is weak. At last, certain measures have been proposed that the government should increase spending, optimizing the spending construction simultaneously, in order to provide more opportunities for children.

Key words: intergenerational mobility; multilevel statistical model; government spending

[责任编辑:孟青]