

我国中老年人劳动供给特征研究

牟俊霖, 宋 湛

(首都经济贸易大学 劳动经济学院, 北京 100070)

摘 要: 本文根据 CHARLS 数据, 研究了我国中老年人的劳动供给特征, 发现: 影响农村和城市的中老年人劳动供给的因素存在显著差异; 不论在城市还是农村, 劳动收入对劳动供给都有正向的影响; 从我国目前的阶段来看, 向后弯曲的劳动供给曲线是不存在的; 非劳动收入对农村和城市的中老年劳动者劳动供给的影响都存在“门槛效应”, 但是具有不同的特征, 即在农村劳动供给与非劳动收入正相关, 而在城市二者呈现“V”型关系。

关键词: 中老年人; 劳动供给; 收入效应; 门槛效应

中图分类号: C913.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2012) 04-0055-09

An Analysis of Labor Supply of Middle-aged and Elderly People in China

MOU Jun-lin, SONG Zhan

(School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: Basing on the data of CHARLS, this paper analyzes the labor supply of middle-aged and elderly people in China. The result shows that: (1) the factors that affects the labor supply of rural and urban middle-aged and elderly people is quite different. (2) the correlation of non-labor income and labor supply for middle-aged and elderly people is positive in urban and rural areas, Backward-bending Labor Supply Curve is not existed. (3) There is a threshold effect of the influence of non-labor income on the labor supply for rural and urban middle-aged and elderly people. In addition, the correlation between non-labor income and labor supply for rural middle-aged and elderly people is positive, while the correlation for urban middle-aged and elderly people is “V” shape.

Keywords: middle-aged and elderly people; labor supply; income effect; threshold effect

一、引言

随着我国人口老龄化的逐步来临, 老年人口在我国人口中的比重将逐步上升。据估算, 我国人口

收稿日期: 2012-02-21; 修订日期: 2012-04-22

基金项目: 北京市教育委员会社科计划面上项目“促进我国就业增长的战略研究”(SM201110038001); 国家自然科学基金“工资粘性和技术进步的特征对劳动者份额的影响: 理论分析与政策模拟”(71073033)。

作者简介: 牟俊霖(1979-), 四川荣县人, 首都经济贸易大学劳动经济学院讲师, 经济学博士。研究方向: 劳动经济。

老龄化水平在 2015 年将达到 16%，2020 年达到 17.8%，2025 年达到 21%^[1]。与此同时，我国的人口抚养比也将随之逐渐上升，在未来的十年中我国将面临越来越严重的劳动供给短缺问题^[2]。在各产业中，农业劳动力供给短缺的问题可能会更为突出。根据蔡昉的研究，目前农村剩余劳动力半数以上超过了 40 岁，而新生代的年轻劳动力更倾向于到城市从事第二产业和第三产业，因而劳动力在产业间分布的不平衡加剧了未来农业劳动力的稀缺，可能带来产业发展的失衡和我国粮食安全等一系列连锁问题^[3]。在我国人口计划生育政策没有出现较大改变的情况下，解决我国未来劳动力尤其是农村劳动力短缺和老年人抚养负担过重的问题，只能通过增加老年人劳动供给的方法来实现。

目前，国际上关于退休年龄的制度，大体上有强制退休和弹性退休两种基本的方式。前者是指达到某一年龄才能退休也必须退休，后者则是把劳动者的退休年龄与未来的养老金联系起来，劳动者可以根据自己的身体状况和经济状况自行决定退休的年龄。弹性退休的机制逐渐成为各国普遍采取的政策措施。在我国因为存在二元的城乡劳动力市场，使得退休政策更为特殊。在城市，为解决一直以来供大于求的劳动力就业问题，国家主要采取强制退休制度，然而在农村，由于没有养老保险制度，所以也没有关于退休的制度安排。显然，当前适应城乡分割的传统的退休制度不能适应未来人口老龄化和劳动力市场一体化发展的需要。正是在这样的背景下，我们使用中国健康与养老追踪调查数据（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS），研究我国中老年人的劳动供给特征，可以为劳动力市场政策的调整提供参考依据，也可以为我国养老退休制度改革提供依据。

二、文献与方法

经典的劳动供给理论认为，收入效应和替代效应是决定劳动供给行为的根本经济因素。工资上涨对劳动供给的影响取决于收入效应和替代效应的大小，如果替代效应大于收入效应，工资上升，劳动力供给增加；如果收入效应大于替代效应，劳动供给随工资上升而开始减少，因此，工资上涨对劳动供给的影响方向不确定。非劳动收入对劳动供给的影响主要取决于收入效应，即非劳动收入增加，由于收入效应的存在，劳动供给会减少。根据基本的理论，在实证研究中，所有与劳动供给相关的研究都是以方程（1）为基础的：

$$h_i = \beta w_i + \gamma V_i + \lambda X + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， h_i 为劳动者的劳动供给时间， w_i 为工资率，或者称为劳动收入， V_i 为非劳动收入。根据前面的理论分析，我们认为 β 系数正负号待定， γ 系数一般为负数； X 是其他控制变量。当然，我们把方程（1）适当变形，就可以估计劳动者的劳动参与率 L ：

$$LFP_i = \beta w_{0i} + \gamma V_i + \lambda X + \eta_i \quad (2)$$

其中， LFP_i 是劳动参与率， w_{0i} 是劳动者在劳动力市场上所能找到的工作的工资水平， V_i 为非劳动收入， X 为其他控制变量。方程（2）中 β 系数应该为正数，因为此时工资上涨带来的收入效应为 0，替代效应起主要作用，因而工资上涨会增加劳动参与率。对该劳动供给方程的估计必须解决以下两个计量方面的问题。一是选择性偏差问题。在调查的样本中，总是存在着有一部分劳动者的劳动时间不能观察到，但是实际上，退出劳动力市场的劳动者的工资并不为零，而是等于他们的保留工资，只是保留工资我们观测不到。许多经验研究把这些劳动时间为零的样本删除了，直接估计能够观察到劳动时间的样本，结果估计出来的劳动供给与工资、非劳动收入的关系是不准确的，存在较大的偏差。直到赫克曼（Heckman）提出纠正样本偏差的方法后，经验研究中才普遍使用该方法纠正选择性偏差^[4]。二是内生性问题。比如，劳动者的工资和劳动供给时间之间存在相互影响的可能性，即高工资使得劳动者的供给时间增加，而劳动者的劳动时间增加也有助于劳动者工资提高，此时工资就是具有内生性的，使得误差 ε_i 与 h_i 存在相关性，即 $\text{cov}(h_i, \varepsilon_i) \neq 0$ ，此时的估计就存在一定的偏误。经济研究中一般使用工具变量方法来解决此问题。

在已有的文献中，有的文献纠正了选择性的偏差，有的纠正了内生性的偏差，但是同时纠正样本

选择性的偏差和内生性的偏差问题的文献还很少见^①，因此，本文尝试使用逆米尔斯比来同时纠正这两种偏差，这是本文的一个创新点。

国际上关于劳动供给实证分析的研究相当丰富，这些研究发现，工资对劳动供给的弹性为正，而非劳动收入对劳动供给的影响在不同性别和不同国家间存在较大差异^[5]。与青年人群体相比，老年人的劳动供给在个体之间差异更大且波动性更强，这一现象一部分可以用年龄、健康状况等非经济因素来解释，还有一部分可以用家庭经济状况、工作经验积累、劳动工资收入、帮助子女从事家务劳动等经济因素来解释。然而，在我国，微观的劳动力供给研究相对比较稀少。陆铭和葛苏勤借助个人劳动供给决策模型论证了我国转轨前后个人劳动供给的变化，认为改革激励了偏好收入的劳动者超过企业的最低劳动要求提供劳动量，从而使得偏好闲暇的劳动者退出劳动力市场^[6]。郭继强在劳动者存在最低必要支出约束的假设下，对经典的后弯劳动力供给曲线进行了修正，从实证角度说明了我国次级劳动力市场右下倾斜的劳动力供给曲线确实存在^[7]。此外，涉及我国老年人劳动供给行为的研究，着重考察了劳动者的年龄、受教育年限、养老金水平、社会关系、健康状况等因素^[8-10]，目前很少有研究分析经济因素对我国中老年人劳动供给的影响。雷晓燕用美国的数据分析了中老年女性在帮助子女方面的劳动力供给行为的变化^[11]。

与国际上研究中老年人劳动供给的文献相比，我国的研究相对稀少，我们还不清楚工资、非劳动收入对中老年人劳动供给的影响，这也使得我国的退休和养老政策的改革缺乏理论和实证依据。本文使用可靠的微观数据对这一问题进行深入研究，以加深我们对我国中老年人劳动供给特征的理解。

三、数据说明与描述性分析

本文使用的数据是由北京大学国家发展研究院中国经济研究中心主持的项目（CHARLS）^②。根据 CHARLS 调查数据，我们整理出 18 个研究劳动参与和劳动供给的变量（见表 1）。

表 1 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量	均值	标准差	最小值	最大值
劳动时间（小时）	2105.024	4030.460	0	6000	非劳动收入（万元/年）	0.331	11.034	-261.080	215.213
户口	1.200	0.400	1	2	村个体户比例（%）	0.120	0.200	0	1.200
劳动参与率	0.690	0.460	0	1	村企业就业人数（%）	0.190	0.470	0	4.170
性别	0.480	0.500	0	1	村平均收入（千元/年）	5.125	510.106	0	22.408
年龄（岁）	58.380	9.640	40	80	是否正规部门	0.150	0.350	0	1
工作经验（年）	15.942	8.410	0	60	工作合同情况	0.360	0.950	0	4
自评健康	3.000	0.940	1	5	是否有医疗保险	0.020	0.140	0	1
过去是否失业	0.060	0.230	0	1	土地类型	0.360	0.480	0	1
劳动收入（万元/年）	2.091	29.273	0	1250	村固定资产投资（元/年）	92.050	367.300	-2.380	2609.445
教育（年）	3.900	4.170	0	16					

数据一共包含 2565 个样本，其中城市样本 501 个，农村样本 2064 个。样本中年均劳动时间为 2105 小时，周均劳动时间约为 40 小时，基本上与我国目前每周工作 5 天、每天 8 小时的工时制度安排相一致。样本中劳动参与率为 69%，总体而言比较低，这主要是因为本样本中的劳动者平均年龄为 58.38 岁，退休年龄人口的比重很大，导致样本总体的劳动参与率较低。样本中男性 1323 人，女性 1242 人，性别比基本均衡。样本的平均年龄为 58.38 岁，样本覆盖了 40~80 岁的人群，工作经验为 0~60 年不等，但是平均工作年限在 16 年左右。自我评价的健康状况为 3，即多数人的健康状况为一般。过去有失业经历的劳动者大约有 150 人。样本人均年收入大约为 2 万元，人均非劳

① 根据笔者掌握的文献来看，暂未发现有文献同时纠正这两种偏差。
② 该项目对我国 45 岁以上的中老年人进行两年一次的追踪调查，旨在收集一套老年家庭和个人的高质量微观数据，用以分析我国人口老龄化的问题，是我国目前研究老年人口最权威的数据库，详细的数据说明可以参考其网站 <http://charls.ccer.edu.cn/charls/cindex.asp>

动收入为 0.33 万元/年。村平均收入为 5125 元/年，村人均固定资产投资为 92 元/年。村个体户比例、村企业就业、正规部门就业人数、拥有医疗保险的人数相对较少，其占总样本比重的均值分别为 0.12、0.19、0.15 和 0.02。样本中无劳动合同的有 2209 人，占样本总数的 86%。从教育水平来看，没有受过教育的劳动者达到了 1074 人，小学教育水平达到了 927 人，初中 329 人，高中 202 人，高中以上仅有 33 人。可见中老年人群体的受教育水平低、工作收入不稳定。

四、劳动参与与计量分析

1. 劳动参与率与年龄和劳动收入关系的直观分析

我们首先采用图形分析以观察劳动参与率与年龄和收入之间的关系。首先，我们求出每个年龄阶段劳动参与率的平均值，然后画出劳动参与率与年龄之间的关系图，其次，再把收入从低到高分 15 个组，求出每个组的劳动参与率，然后画出劳动参与率与收入之间的关系图（见图 1）。

从图 1 中我们可以看到，随年龄的增大，我国城乡劳动参与率逐年下降，这符合老年人劳动参与率的变化规律。从农村和城市的差异来看，农村人口劳动参与率在 60 岁前后没有出现显著的、突然的下降，而城市人口劳动参与率到 60 岁以后开始下降的幅度较大，这反映了法定退休制度对我国城市人口劳动参与率的影响。

从劳动收入与劳动参与率之间的关系来看，不论是在农村还是在城市，二者之间都存在正相关关系，这也符合劳动参与决策的理论：因为劳动收入越高，劳动收入增长的替代效应发挥作用，闲暇的机会成本上升，劳动者越倾向于增加劳动参与率。但是农村收入对劳动参与率的影响呈现一个先迅速上升再平缓增加的趋势，而城市劳动收入对劳动参与率的影响呈现稳步上升的趋势。

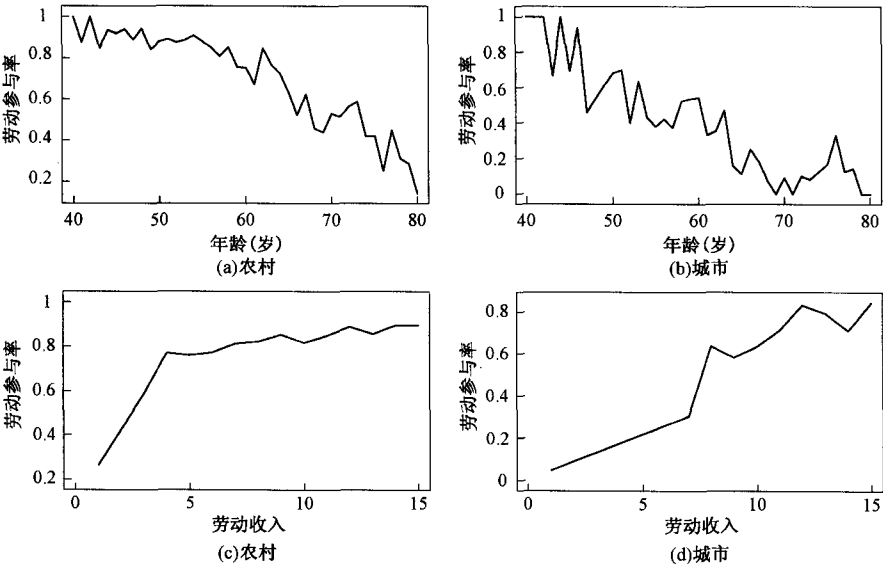


图 1 劳动参与率与年龄和劳动收入之间的关系

说明：(a)、(b) 为劳动参与率随年龄的变化趋势，其中 (a) 为农村，(b) 为城市；
(c)、(d) 为劳动参与率随劳动收入的变化趋势，其中 (c) 为农村，(d) 为城市。

2. 对我国中老年人劳动参与率的计量分析

根据前面的方程 (2)，我们分农村和城市，同时使用 OLS 回归和 Probit 回归两种方法，对老年人的劳动差异进行计量分析，结果参见表 2。我们首先分析影响城乡中老年人劳动参与率的主要影响因素。然后，我们再集中讨论农村和城市的中老年人劳动参与的差异。

由表 2 可见，性别对劳动参与率有重要的影响，不论是在农村还是城市，男性的劳动参与率都高

于女性，这也与已有的经验研究的结论相一致。年龄对劳动参与率的影响显著为负，更重要的是，年龄的弹性系数在所有变量中最大，也就是说年龄是影响中老年人劳动参与率最为重要的因素。如果直接把经验带入模型，其系数不显著，但是更进一步的分析表明，经验对劳动参与的影响的趋势是服从幂函数为 1/2 的关系，因此，我们把经验取平方根，再带入模型进行回归分析，发现工作经验的平方根在农村是显著的，而在城市则不显著。从回归结果来看，经验对劳动参与率的影响主要体现在初始阶段，即在劳动者刚刚参加劳动的前几年，其工作经验越长，劳动参与率越高，但是随工作经验的增加，对劳动参与率的影响逐渐减弱。健康状况对农村劳动参与率的影响显著为负，即健康状况越差，劳动参与率越低。劳动收入对劳动参与率的影响，在农村地区显著为正数，这符合前面图 1 的结果，也符合劳动收入提高增加劳动参与率的理论分析结果。

此外，是否拥有正式工作、村中个体户比重、村企业就业比重以及村人均收入水平等变量对农村劳动参与率的影响是显著的，其中是否拥有正式工作对劳动参与率的影响显著为正，而村个体户比重、村中企业就业比重以及村人均收入水平等对劳动参与率的影响显著为负，因为这三个变量代表了村庄的经济发展水平。经济水平越高的村庄，居民收入水平越高，由于收入效应的存在，使得该部分居民相对于贫困村庄的居民，劳动参与率下降。这种现象还可以解释为，经济发展水平越高、乡镇工业越发达的村庄，其居民更有可能通过出租土地或者兴办工厂而获得大量的非劳动收入，从而降低了这些居民的劳动参与率。

从城市与农村的中老年人劳动参与率的影响因素来看，二者存在较大的差异，这种差异主要体现在系数的大小，而不是符号上，因此，我们认为影响农村和城市劳动者劳动供给的理论基础是一样的，但是由于我国农村和城市劳动力市场的机制不一样，导致了各因素的系数大小存在显著的差异。对于城市的中老年劳动者而言，性别和年龄是影响其劳动参与率的主要因素，而其他因素并不显著；对于农村劳动者而言，除了年龄和性别之外，其他因素，比如健康、经验也是影响农村劳动者劳动参与率的主要因素。不仅如此，性别和年龄对城市的中老年人劳动参与率的影响程度均大于对农村的中老年人劳动参与率的影响程度。

出现这种差异的主要原因是，城市存在男性 60 岁退休、女性 55 岁退休的机制，因此，在城市男性和女性的劳动参与存在较大差异，而且由于存在强制退休，因而年龄对劳动参与率的影响也很大。另外，城市劳动者一般从事相对稳定的工作，一旦拥有了工作，其他因素，比如自评健康、劳动收入、村或者街道的其他因素对城市居民的劳动参与率的影响就不显著了。

表 2 对城乡劳动参与率的两种分析结果				
变量	农村		城市	
	OLS	Probit	OLS	Probit
性别	0.080 *** (0.011)	0.075 *** (0.011)	0.279 *** (0.042)	0.708 *** (0.125)
年龄	-1.181 *** (0.066)	-0.970 *** (0.083)	-1.892 *** (0.243)	-5.492 *** (0.905)
经验平方根	0.355 *** (0.034)	0.270 *** (0.035)	0.042 (0.084)	0.154 (0.242)
自评健康	-0.210 *** (0.037)	-0.190 *** (0.036)	0.002 (0.138)	0.102 (0.395)
过去是否停止工作	-0.004 (0.003)	-0.004 * (0.002)	0.024 ** (0.011)	0.062 ** (0.026)
劳动收入	0.007 ** (0.004)	0.012 * (0.006)	0.007 * (0.004)	0.020 (0.014)
非劳动收入	-2.50e -05 (0.0002)	6.55e -05 (0.0003)	-0.0022 (0.0043)	-0.0008 (0.0069)
非劳动收入平方	0.0003 (0.0007)	0.0061 (0.0070)	-0.0006 (0.0039)	-0.0036 (0.0113)
是否正规部门	0.035 *** (0.004)	0.076 *** (0.009)	0.274 *** (0.024)	
村个体户的比重	-0.012 ** (0.006)	-0.014 ** (0.005)	0.030 (0.040)	0.123 (0.107)
村企业就业比重	-0.016 *** (0.004)	-0.014 *** (0.004)	-0.045 ** (0.021)	-0.327 *** (0.111)
村人均收入水平	-0.076 *** (0.013)	-0.074 *** (0.013)	-0.039 (0.039)	-0.089 (0.113)
Observations	2.144	2.144	519	411
R-squared	0.294		0.484	

注：1. ***表示 1% 水平显著，**表示 5% 水平显著，* 表示 10% 水平显著；2. 括号内为标准误。

五、劳动供给的计量分析

1. 劳动供给与劳动收入和非劳动收入关系的图形分析

为了分析劳动供给与劳动收入和非劳动收入之间的关系，我们也是把劳动收入和非劳动收入分为 15 个等级，计算每个等级的平均劳动时间，得到图 2。

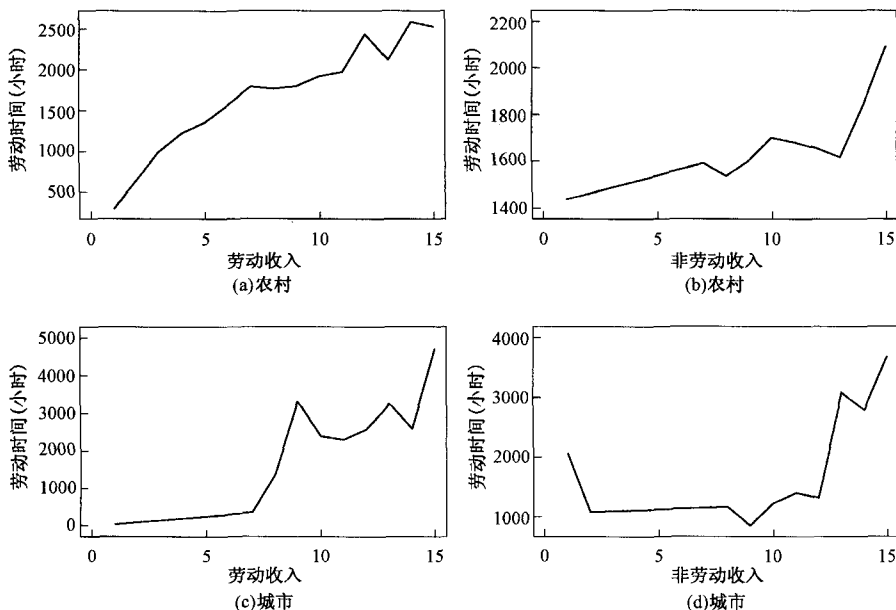


图 2 劳动供给与劳动收入、非劳动收入之间的关系

说明：(a)、(c) 为劳动时间随劳动收入的变化趋势，其中 (a) 为农村，(c) 为城市；
(b)、(d) 为劳动时间随非劳动收入的变化趋势，其中 (b) 为农村，(d) 为城市。

根据图 2，劳动供给与劳动收入之间呈正向相关关系，劳动收入的弹性系数在农村较大，而在城市较小。然而，非劳动收入对劳动供给的影响在农村和城市存在一定的差异，其显著的特点是：随着农村的中老年劳动者非劳动收入的增加，其劳动供给不断增加；随着城市的中老年劳动者非劳动收入的增加，其劳动时间先减少，然后再增加。因此，在下面的计量回归分析中，我们需要对农村和城市分别引入非劳动收入的断点，以观察不同的非劳动收入水平对劳动供给的影响是否存在显著差异。

2. 劳动供给函数的计量分析

计量分析中我们分别进行了四个方程的回归分析。首先进行 OLS 分析，其目的是为我们后面的分析提供基准，其次我们使用 Heckman 两步法纠正自选择偏差，然后使用工具变量方法来解劳动收入的内生性问题，最后我们同时使用 Heckman 和工具变量法来纠正值选择，解决内生性问题（这是目前估计劳动供给中最为准确的方法）。经过调整后，我们发现不同的估计方法的系数存在较大的差异，以劳动收入系数为例，OLS 估计与 $Iv_heckman$ 估计系数之间相差两倍，如果不纠正自我选择偏差和内生性问题，我们就会错误地估计劳动供给函数，从而得出有偏的结论。

有以下几个技术方面的问题需要说明：其一，我们使用 Heckman 两步法纠正自我选择偏差，得到逆米尔斯比 IMR，在 OLS 模型中加入 IMR 估计就可以纠正自我选择偏差，我们在工具变量方法中加入 IMR 能够在解决内生性问题的同时纠正自我选择偏差。第二，关于劳动收入和非劳动收入的内生性问题，在单独检验劳动收入的内生性时，在 10% 的显著性水平上有内生性，如果同时检验劳动收入和非劳动收入的内生性，则二者在 5% 的水平上存在内生性问题。为了保证工具变量的正确性我们分别进行了不能识别检验 ($LM = 485$)、识别不足的 Cragg-Donald 检验 ($Wald = 77$)，以及过度识别检验 ($Sargan\ statistic = 9.18, P = 0.32$)，这些检验表明我们的工具变量选择是合理而正确的。第

三，关于非劳动收入的断点，我们经过不断的尝试，发现在农村非劳动收入为 6000 元/年，城市非劳动收入为 20000 元/年的时候，断点前后的回归系数都非常显著。经过上面方法的调整，最终形成如表 3 的回归结果。我们首先分析农村劳动供给函数，然后再对比农村和城市劳动供给函数的差异。

从农村的中老年劳动力供给的影响因素来看，性别有显著的影响，男性的劳动供给比女性的多 12.9 个百分点；年龄有负的影响，其弹性系数为 -1.335 ，这表明随年龄的增大，劳动供给会不断减少，而且年龄也是影响劳动供给的最主要的因素。经验对农村劳动供给的影响不显著；健康有负的影响，即健康越差的劳动者，其劳动供给时间越短；过去失业的经历或者过去停止过劳动的经历，都对劳动者的劳动供给有负的影响；正规部门劳动者的劳动时间显著地低于非正规部门劳动者的劳动时间；劳动合同对劳动时间也有显著的影响，拥有正式合同、合同工、临时工、小时工等劳动身份的劳动者的劳动时间比没有合同的劳动者的劳动时间更长；同样的，拥有医疗保险的劳动者的劳动时间多于无医疗保险的劳动者；村土地类型也会影响劳动供给时间，具体而言，山区的劳动者比平原地区的劳动者的劳动时间要长；此外，村个体户的比重、村中企业就业比重、村的人均投资、村人均收入对劳动供给有正的影响。

与农村劳动供给相比较，影响城市的中老年劳动者劳动供给的多数因素并不显著，比如年龄、性别、自评健康、过去是否失业情况、村/街道个体户比例、村/街道人均投资等因素不再影响劳动供给时间，而影响城市劳动供给的主要因素有非劳动收入、是否正规部门就业、土地类型以及街道人均收入水平。之所以有很多影响农村劳动供给的因素在城市中不显著，是因为城市劳动者一般都是从事固定的工作，工作的时间不会随年龄、性别、健康等因素发生很大的变化，这符合我国的实际情况，也充分说明我国城市劳动供给具有较强的制度刚性。

劳动收入对农村的中老年人劳动供给的影响显著为正，其弹性系数为 0.055 。劳动供给的劳动收入弹性显著为正，但是弹性系数绝对值不大，这与国际上估计的劳动供给的劳动收入弹性为负数的结论有显著的差异，表明劳动收入对我国农村劳动者劳动供给的影响以替代效应为主，其收入效应是次要的。劳动收入对城市中老年人劳动供给的影响不显著，这可以从图 2 中得到验证，这也是由于城市劳动者的劳动时间比较固定，劳动时间一般不会随劳动收入的增加而增加；正如前面所述，这也与城市中的制度刚性有关。

3. 非劳动收入在城乡间的“门槛效应”

非劳动收入对中老年人劳动供给的影响在农村和城市都具有显著的“门槛效应”，也就是说，在劳动者的非劳动收入达到或超过某一数值后，非劳动收入对劳动供给的影响会发生变化。

在农村，当非劳动收入小于 6000 元/年的时候，非劳动收入的弹性系数为 0.00155 ，当非劳动收入大于 6000 元/年时候，非劳动收入的弹性系数增加了 12 倍，变为 0.0194 。在城市，非劳动收入对劳动时间的影响呈“V”形变化规律：在小于 20000 元/年的时候，弹性系数为 -0.0472 ；但是当非劳动收入大于 20000 元/年的时候，其弹性系数为 0.124 。

非劳动收入对劳动供给的影响，虽然在城乡之间存在较大差异，但其共同点是：农村非劳动收入跨过 6000 元/年、城市非劳动收入跨过 20000 元/年的门槛的时候，非劳动收入的弹性显著为正。这不仅不符合非劳动收入对劳动供给的理论预测，而且与绝大多数国际上其他国家和地区的经验研究的结论不一致，这正是本文的新的发现。

为什么农村和城市居民的非劳动收入超过一定的门槛后，非劳动收入提高而劳动供给会显著增加呢？可能有两个方面的原因：一是，非劳动收入进入较高阶段后，意味着劳动者可以有更多的资源投入人力资本或工作的寻访中，而后者往往意味着收入和劳动供给的进一步增加。二是，较高的非劳动收入一般不是通过政府补贴和救济获得的，而是主要通过劳动者的投资和资产而获得的。这种非劳动收入体现了对过去收入和投资的回报，或者说正是因为劳动者过去的劳动时间很长，使得积累的劳动收入较多，现行的非劳动收入增长，因此，非劳动收入较高的劳动者在劳动力市场上具有较强优势，

表3 劳动供给函数的四种方法估计

变量	农村				城市			
	OLS	Heckman	Iv	Iv + Heckman	OLS	Heckman	Iv	Iv + Heckman
性别	0.107 *** (-0.037)	0.139 *** (-0.051)	0.102 *** (-0.037)	0.129 ** (-0.051)	-0.047 (-0.164)	-0.115 (-0.240)	0.010 (-0.160)	-0.042 (-0.232)
年龄	-1.073 *** (-0.221)	-1.452 *** (-0.470)	-1.010 *** (-0.224)	-1.335 *** (-0.473)	1.056 (-0.771)	1.409 (-1.216)	1.236 (-0.760)	1.505 (-1.144)
经验	0.147 (-0.173)	0.256 (-0.210)	0.165 (-0.172)	0.257 (-0.213)	0.821 * (-0.443)	0.802 * (-0.460)	0.679 (-0.432)	0.665 (-0.431)
自评健康	-0.194 * (-0.110)	-0.240 * (-0.132)	-0.173 (-0.124)	-0.213 * (-0.132)	-0.301 (-0.400)	-0.289 (-0.433)	-0.238 (-0.430)	-0.227 (-0.405)
过去是否失业	-0.016 * (-0.008)	-0.017 ** (-0.008)	-0.015 * (-0.008)	-0.017 ** (-0.008)	-0.043 (-0.037)	-0.047 (-0.041)	-0.033 (-0.036)	-0.037 (-0.038)
劳动收入	0.025 ** (-0.012)	0.025 * (-0.013)	0.056 ** (-0.022)	0.055 ** (-0.022)	0.002 (-0.015)	0.002 (-0.015)	-0.004 (-0.017)	-0.003 (-0.017)
非劳动收入	0.0017 *** (-0.0005)	0.0017 *** (-0.0005)	0.0015 *** (-0.0005)	0.0016 *** (-0.0005)	-0.0470 *** (-0.0180)	-0.0469 ** (-0.0190)	-0.0473 *** (-0.0182)	-0.0472 *** (-0.0181)
非劳动收入断点	0.0227 *** (-0.007)	0.0227 *** (-0.007)	0.0193 *** (-0.007)	0.0194 *** (-0.007)	0.1260 ** (-0.057)	0.1260 ** (-0.060)	0.1240 ** (-0.056)	0.1240 ** (-0.056)
是否正规部门	-0.299 *** (-0.110)	-0.299 *** (-0.110)	-0.303 *** (-0.113)	-0.303 *** (-0.112)	-0.648 *** (-0.210)	-0.710 ** (-0.283)	-0.654 *** (-0.211)	-0.701 *** (-0.262)
是否正式员工	0.012 (-0.008)	0.013 (-0.008)	0.013 * (-0.008)	0.013 * (-0.008)	0.032 (-0.092)	0.025 (-0.098)	0.049 (-0.091)	0.044 (-0.092)
是否合同员工	0.033 ** (-0.016)	0.034 ** (-0.017)	0.034 ** (-0.016)	0.035 ** (-0.017)	0.046 (-0.054)	0.043 (-0.057)	0.040 (-0.053)	0.039 (-0.053)
是否临时工	0.157 ** (-0.076)	0.164 ** (-0.077)	0.161 ** (-0.076)	0.167 ** (-0.077)	0.050 (-0.046)	0.046 (-0.049)	0.048 (-0.045)	0.045 (-0.045)
是否小时工	0.025 * (-0.013)	0.027 * (-0.014)	0.026 * (-0.013)	0.027 ** (-0.014)	0.003 (-0.007)	0.002 (-0.008)	0.003 (-0.007)	0.003 (-0.007)
是否医疗保险	0.010 *** (-0.003)	0.010 *** (-0.003)	0.009 *** (-0.003)	0.009 *** (-0.003)	0.082 (-0.059)	0.084 (-0.063)	0.090 (-0.058)	0.092 (-0.059)
土地类型	0.102 *** (-0.035)	0.100 *** (-0.035)	0.102 *** (-0.035)	0.101 *** (-0.035)	0.118 (-0.072)	0.123 (-0.077)	0.152 ** (-0.073)	0.156 ** (-0.073)
村个体户比例	0.071 *** (-0.019)	0.071 *** (-0.019)	0.071 *** (-0.019)	0.071 *** (-0.019)	0.022 (-0.114)	0.021 (-0.123)	-0.025 (-0.113)	-0.025 (-0.110)
村企业就业比重	0.085 *** (-0.014)	0.085 *** (-0.014)	0.084 *** (-0.014)	0.084 *** (-0.014)	-0.138 (-0.092)	-0.144 (-0.098)	-0.159 * (-0.096)	-0.165 (-0.098)
村人均投资	0.049 *** (-0.010)	0.049 *** (-0.011)	0.049 *** (-0.013)	0.049 *** (-0.013)	-0.007 (-0.016)	-0.006 (-0.016)	-0.003 (-0.015)	-0.003 (-0.015)
村人均收入	0.167 *** (-0.052)	0.167 *** (-0.053)	0.149 *** (-0.053)	0.149 *** (-0.053)	0.270 ** (-0.130)	0.272 ** (-0.133)	0.254 ** (-0.121)	0.256 ** (-0.122)
IMR		0.105 (-0.123)		0.089 (-0.110)		-0.114 (-0.290)		-0.087 (-0.272)
是否迁移人口			0.007 (-0.005)	0.007 (-0.005)			-0.136 *** (-0.049)	-0.135 *** (-0.049)
Obs	1549	1549	1549	1549	211	211	211	211
R ²	0.13	0.13	0.12	0.12	0.2	0.2	0.23	0.23

注：1. ***表示1%水平显著，**表示5%水平显著，*表示10%水平显著；2. 括号内为标准误。

这种优势使得这些劳动者更难退出劳动力市场。如果假定劳动者个人对劳动和闲暇的偏好没有发生较大改变，那么我们可能观察到非劳动收入与现行劳动时间成正比，即劳动者倾向于工作更多的时间。

六、结论与讨论

本文发现农村和城市的中老年人的劳动参与决策和劳动供给具有完全不同的机制。在农村由于劳

动力市场具有非排他性、非竞争性, 劳动者的劳动供给具有更大的自由和灵活性, 农村的中老年人的劳动供给更符合经济理论中对理性经济人的描述, 劳动者的性别、年龄、经验、健康、收入、非劳动收入、村的经济水平都对农村劳动者的劳动参与和劳动供给具有重要的影响。

城市的中老年人劳动供给由于受到工作场所、工时制度、退休制度以及劳动力市场的充分竞争等因素的影响, 使得城市的中老年劳动者的劳动参与和劳动供给具有较强的刚性。影响劳动者劳动参与和劳动供给的因素较少, 且劳动供给与劳动参与的变化也不够灵活。就我国目前的情况来看, 这与自由灵活的劳动供给理论为基础的理论模型有一定的差异。具体而言, 性别和年龄是影响城市劳动者劳动参与的主要因素, 而非劳动收入和是否正规部门的工作是影响劳动供给的主要因素。

本文的主要发现是劳动收入对中老年劳动者劳动供给的影响为正数, 这种现象在农村非常显著, 在城市虽然没有通过显著性检验, 然而根据图 2 所描述的关系, 我们有理由相信, 劳动收入的增加不会减少劳动供给。这一点说明, 从我国目前的阶段来看, 向后弯曲的劳动供给曲线是不存在的。这主要是因为, 我国居民的收入水平普遍不高, 人们对闲暇的估价水平还不高, 因而随着劳动收入的增长, 人们并不愿意消费更多的闲暇, 即收入效应较小; 而随着劳动收入的提高, 闲暇的机会成本提高, 劳动者愿意增加劳动供给, 即替代效应显著。

非劳动收入对中老年劳动者劳动供给的影响, 在农村和城市存在较大的差异: 在农村二者是严格的正相关, 在城市二者呈现“V”型关系。因此, 在我国, 非劳动收入增加, 劳动供给减少的特征也不是普遍存在的, 此特征仅仅对于城市中依靠非劳动收入生活的低收入劳动者是适合的, 对于广大的农村居民和城市居民而言, 非劳动收入的增加不会减少其劳动供给, 反而会促使劳动者付出更多的劳动, 以获取更多的劳动收入, 这种非劳动收入对劳动者劳动供给的激励尤其体现在非劳动收入达到某个较高的阶段之后。

针对农村的中老年人, 通过提高其收入水平的方式, 比如粮食补贴政策, 不仅可以提高农村的中老年劳动者的收入水平, 减少劳动供给在产业间的分布不平衡, 而且可以增加农村居民的劳动供给, 缓解我国农村人口老龄化和农村劳动力不足问题。针对城市的中老年人, 建议尝试国际普遍推行的弹性退休的制度, 并对中老年人的非劳动收入予以保护和激励, 从而促进有工作意愿的中老年人跨过增加劳动供给的非劳动收入的门槛, 主动增加劳动供给。

参考文献:

- [1] 任强, 侯大道. 人口预测的随机方法: 基于 Leslie 矩阵和 ARMA 模型 [J]. 人口研究, 2011, (2).
- [2] US Department On Health and Human Services. Why Population Aging Matters: A Global Perspective, National Institute On Aging [R], 2009.
- [3] 蔡昉. 破解农村剩余劳动力之谜 [J]. 中国人口科学, 2007, (2).
- [4] James J. Heckman. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. Econometrica, 1979, 47 (1).
- [5] Orley Ashenfelter, David Card. Handbook of Labor Economics [M]. Elsevier Science B. V., 1999: 1598 - 1610.
- [6] 陆铭, 葛苏勤. 经济转轨中的劳动供给变化趋势: 理论、实证及含义 [J]. 上海经济研究, 2000, (4).
- [7] 郭继强. 中国城市次级劳动力市场中民工劳动供给分析——兼论向右下方倾斜的劳动供给曲线, 中国社会科学, 2005, (5).
- [8] 张翼. 受教育水平对退休老年人再就业的影响 [J]. 中国人口科学, 1999, (4).
- [9] 钱鑫, 姜向群. 中国城市老年人就业意愿影响因素分析 [J]. 人口学刊, 2006, (5).
- [10] 车翼, 王元月, 马驰骋. 老年劳动者供给行为的 logistic 经验研究 [J]. 数量经济与技术经济, 2007, (1).
- [11] 雷晓燕. 中老年女性劳动供给及代际转移在子女间的差异 [J]. 人口与经济, 2009, (6).

[责任编辑 方志]