

养老保障的劳动供给效应*

程 杰

内容提要:基于劳动参与模型和劳动供给模型,本文利用农村住户抽样调查数据探讨养老保障制度对劳动行为决策的影响。研究表明,养老保障制度存在明显的劳动供给效应,养老保险覆盖降低了劳动参与率和劳动供给时间,尤其对于农业劳动供给的影响更明显;养老保险待遇具有更强的收入效应,激励农村居民降低劳动供给,尽管养老保险待遇并不会大幅度降低农业劳动参与率,但农业劳动供给水平将会显著下降。不同类型养老保障制度的劳动供给效应存在差异,新农保制度更倾向于将农村居民留在农业农村,城镇职工养老保险和农民工综合保险倾向于激励他们转移到城镇从事非农就业,失地农民养老保险则鼓励他们直接退出劳动力市场。社会保障制度正在加速劳动力市场转变,需要构建与中国劳动力市场和经济发展相适应的社会保障体系。

关键词:养老保障 劳动供给 劳动参与率

一、引言与文献评述

社会保障不仅具有提高居民福利水平的基本功能,还发挥着保障劳动力市场可持续运行的重要功能。较早建立社会保障体系的发达国家正在承受着持续加重的养老金负担,同时又面临劳动参与率持续下降,长期经济增长乏力,这引发了关于养老保障体系与劳动力市场关系的探讨。中国也已经跨入中等收入发展阶段,长期以来支撑中国经济增长的“人口红利”逐渐消失,二元经济结构的刘易斯转折点已经到来,农村剩余劳动力不再无限供给,农业内部也出现了劳动力短缺(蔡昉,2010;蔡昉、都阳,2011)。与此同时,社会保障体系改革加快,农村养老保障制度开始全面建立,2009年新型农村养老保险制度在全国范围内试点实施,目前已经实现制度全覆盖,在快速城镇化和劳动力流动推动下,部分农村居民已经参加城镇职工基本养老保险、农民工综合保险、被征地农民社会保险等各类养老保险。养老保障制度对正处在深刻变化的劳动力市场产生何种影响?是否会降低农村居民劳动参与率或使其更快退出劳动力市场?这一议题既关系到中国养老保障体系的改革与发展,又涉及到中国劳动力市场建设和未来长期经济增长。

一般来看,养老保障激励劳动者退出劳动力市场或降低劳动供给水平。理论上,养老保障可以放松行为主体的预算约束,提高当期或预期的收入水平,降低劳动或储蓄动机,尤其对于即将退休和已经退休的中老年人,养老保障激励他们更早地退出劳动力市场,或者降低为获得收入的劳动供给水平。劳动经济学研究者较早开始关注政府社会保障和福利政策对劳动行为影响,美国的劳动参与率(尤其是中老年人)在20世纪经历了持续下降,直到80年代下降趋势停止(Gendell,2008);整个欧洲国家劳动参与率在最近几十年也表现出下降趋势(Axel,2000)。社会保障制度被认为是美国老年人劳动参与率长期下降的主要原因这一,越来越慷慨的社会保障制

* 程杰,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100028,电子信箱:chengjie@cass.org.cn。本文得到了国家自然科学基金“养老医疗保障对农村中老年人的劳动供给效应”(71103198)、国家自然科学基金 NSFC-CGIAR 项目“人口变化、城乡人口流动和中国的农业与农村发展”(713111025)和世界银行项目“中国农村居民养老保险制度研究”(324241)资助。感谢世界银行人类发展局社会保护部王德文博士提供的研究支持和宝贵意见。感谢匿名审稿人的建设性意见,文责自负。

度提高了福利待遇,激励了老年人提前退休(Santos & Ferreira,2004)。Andrew(1998)发现二战后养老金覆盖率扩大可以解释这一时期劳动参与率下降的25%。Blau & Goodstein(2010)发现20世纪60—70年代养老金水平大幅提高仅能解释劳动参与率下降的较小部分,而90年代劳动参与率的提高则可以被养老金削减解释1/4到1/2。发展中国家也存在类似的情况。南非养老金是1/3南非家庭的重要收入来源,Bertrand et al.(2003)发现有养老金的三代家庭的青壮年劳动参与率明显较低;巴西养老金改革降低了养老金申请标准,提高了养老金收益,从而显著地影响了农村劳动者劳动行为,享受养老金使55—64岁农村劳动者退出劳动力市场的概率提高38%(Filho,2008)。不管养老保障制度能够多大程度上解释劳动参与率的下降,制度对劳动者的劳动供给行为产生了影响,这基本达成了共识。劳动既是个体效应函数的核心要素,又是国民经济增长函数的核心变量,这决定了社会保障的劳动供给效应研究成为了一个重要议题。

从另一个角度来看,降低养老保障水平将激励劳动者增加劳动供给。人口老龄化导致的养老金负担问题激发了现收现付制养老金体系改革,推迟法定退休年龄、削减养老金水平成为广泛的政策措施,这成为老年人增加劳动供给的激励因素(Martin,2010)。Krueger & Pischke(1992)利用当前人口调查(Current Population Survey,CPS)数据估计了20世纪70—80年代养老保障对老年人劳动供给的影响,特别关注了美国1977年社会保障法案导致的未曾预料的养老保障水平的大幅度削减,即“福利切口”(benefit notch),结果表明,改革显著地影响了老年人的劳动供给行为。Vere(2011)利用健康和退休研究(Health and Retirement Study,HRS)面板数据发现,改革后保障收益的削减以及不确定性激励了退休后的老年人继续工作。1983年美国国会通过决议,1938年之后出生群体的国家法定退休年龄每年延长2个月。Mastrobuoni(2009)研究发现,改革导致劳动供给增加,更多的人在达到法定退休年龄后继续工作。日本1985年社会保障改革削减了养老金水平并且提高了享受福利的年龄要求。Takashi Oshio et al.(2009)研究发现,相对于没有实施社会保障改革的模拟水平,1985年改革后的20年左右男性老年劳动力增长了0.7%—6.7%,女性老年劳动力增长了0.6%—2.2%。澳大利亚(Kudrna & Woodland,2011)、新西兰(Maloney,2000)、西班牙(Martin & Marcos,2010)等经验研究也得到类似结论,削减养老保障水平的改革将激励中老年人增加劳动供给。劳动参与反应比劳动时间反应更重要,可观察到的劳动供给变化是由劳动参与变化导致的(Heckman,1993),因此,关于社会保障的劳动供给效应研究很多集中于劳动参与率变化。

但是,养老保障也可能通过提高就业投资增加劳动供给。社会保障对劳动供给可以同时产生收入效应和替代效应,得到养老金的人可能将养老金用于扩大人力资本投资、就业创业投资,从而提高就业能力和就业机会。养老金可能削减一定年龄段人口的劳动供给,而增加另一些年龄段人口的劳动供给。Ruhm(1996)发现养老金提高了50岁后期到60岁前期的劳动参与,而削减了65—69岁老人的劳动参与。imrohoroglu & Kitao(2009)构建了一个世代交替一般均衡模型研究美国社会保障改革对劳动跨期替代弹性的影响,发现改革对总劳动供给没有明显影响,但是,改革导致了一个显著的劳动供给分配效应,个人将工作时间更多地从年轻时期转移到退休之前的老年时期。Posel et al.(2006)研究发现,对于享受南非养老金的家庭,农村妇女显著地更倾向于成为迁移劳动者,即增加了劳动供给,主要的解释是养老金能够帮助克服迁移的收入约束,也可能使祖母抚养孙子女,从而使壮年妇女可以迁移。

养老保障的劳动供给效应在不同群体中存在差异。由于个体的异质性特征,社会保障对不同群体劳动供给的影响也存在差异。Blau(1997)认为家庭中的配偶可能具有异质性特征,养老金收益对老年已婚妇女的劳动供给产生了负面影响,而对老年已婚男性的劳动供给产生了微弱的正面影响。Klaauw & Wolpin(2008)研究表明,若养老保障收益削减25%,将导致62岁以下人劳动供给出现下降,其中已婚的人下降2%—3%,单身的人下降5%—7%,而62—69岁之间的人每年劳动

时间出现较大增长,已婚和单身的分别提高12%和8%。Liebman et al. (2009)研究发现,52岁以上接近退休年龄的劳动者对社会保障税费与收益的边际变化反应更敏感。社会保障对不同生产率水平的劳动力的劳动供给影响也存在差异,更加慷慨的福利政策将提高劳动者的非劳动收入,对于生产率较低的劳动者影响可能更为明显(Freebairn & Warren, 2010)。

因此,一方面养老保障能够增加当期或预期收入,按照劳动供给理论的收入效应,这将激励主体将更多时间用于闲暇而减少劳动,即劳动供给负效应。另一方面,养老保障也可能通过放松预算约束增加就业投资机会,通过提高劳动的边际报酬发挥类似于工资率的替代效应,这将激励劳动者增加劳动供给,即劳动供给正效应。中国养老保障体系尚处在改革发展的初期阶段,尤其农村养老保障制度初步建立,相关研究更多集中在制度设计本身,如政策模式、参保激励、财务可持续性等,关于制度的经济社会效果评价研究略显不足,部分研究涉及健康、储蓄以及贫困等方面(封进、宋铮, 2007; 何立新等, 2008), 尚未充分关注到养老保障与劳动决策之间关系。Giles et al. (2012)利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据观察中国45岁以上中老年人的退休行为,发现养老金是其中一个显著的影响因素。中国的养老保障究竟是否存在劳动供给效应? 养老保障对农村劳动供给的收入效应和替代效应哪个更大? 这些正是实证研究需要回答的问题。

二、数据与方法

(一)调查方法与样本分布

本研究以四川省成都市为调查区域,成都市的养老保障制度经历了快速发展演变的过程,尤其2007年被国务院批准为全国统筹城乡改革配套试验区之后,养老保障改革作为其中重要内容得以加快推进。主要经历以下发展历程:2003年之前只有城镇职工养老保险制度和老的农村养老保险,2003年建立了农民工综合社会保险,2004年建立了被征地农民社会保险制度,2007年开始探索新型农村养老保险制度,2008年开始建立城镇居民养老保险制度,2010年开始整合制度建立城乡居民养老保险制度。成都市的养老保障制度改革过程中,几乎涵盖了全国范围内出现的各类保险制度,而且,率先探索实施城乡统一的养老保险制度,可以视为全国养老保障体系改革的浓缩。

通过设计结构化调查问卷,以农村住户为调查对象,全面地了解生产生活情况和养老保障状况,2011年3—5月进行了试调查,6—9月份开展全面抽样调查。为保证调查样本代表性,抽样方案设计为四阶段抽样,每一阶段均严格采用与规模成比例的概率抽样(PPS)方法。第一阶段,从成都市下辖区县中抽取三个被调查县(市);第二阶段,在三个被调查县(市)中,每县(市)再抽取三个被调查乡镇;第三阶段,在每一个抽中的乡镇中,再抽取三个被调查行政村;第四阶段,从行政村的所有村民组中抽取10个村民组,再从每个村民组抽取6—7个拟调查家庭户。

最终实际调查样本量为1309户,调查人数为4802人,经过问卷审核、复核后全部为有效样本。其中,男性和女性分别占50.8%和49.2%,50—59岁和60岁及以上中老年人分别占到16.7%和18.4%,农业户口占到81.6%。参加各类养老保险的总人数为1392人,总体养老保险覆盖率为36.5%。其中,新型农村养老保险覆盖率为11.7%,失地农民养老保险覆盖率为17.9%,部分农村居民参加了城镇职工养老保险或农民工综合保险,覆盖率分别为3.9%和1.5%,还有少部分参加老农保和商业保险。本研究的统计分析和模型估计都将进行加权处理。^①

(二)模型结构与估计方法

农户劳动行为决策的理论探讨一般基于农户模型。Becker(1965)建立了初步框架,假定农户的

^① 抽样调查的数据分析有必要进行加权调整。按照本研究的四阶段抽样方案,根据各阶段抽样对象的人口规模计算生产权重,权重赋值对应到每个村民组,即每个村民组内每户的权重相同,不同村民组农户之间的权重不同。

表1 主要变量的统计描述

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
<i>LP</i>	总体劳动参与	0.77	0.42		
<i>LP^f</i>	农业劳动参与	0.48	0.50		
<i>LPⁿ</i>	非农劳动参与	0.46	0.50		
<i>LS</i>	总体劳动供给(天)	181.6	140.2	0.0	360.0
<i>LS^f</i>	农业劳动供给(天)	81.1	119.5	0.0	360.0
<i>LSⁿ</i>	非农劳动供给(天)	103.9	134.6	0.0	360.0
解释变量					
<i>coverage</i>	养老保险覆盖	0.40	0.49		
<i>beneficiary</i>	养老待遇享受	0.16	0.36		
<i>pension</i>	养老待遇水平(万元)	0.04	0.25	0.0	7.0
<i>landfund</i>	耕地保护基金	0.61	0.49		
<i>NRP</i>	参加新农保	0.13	0.34		
<i>ORP</i>	参加老农保	0.01	0.10		
<i>UEP</i>	参加城镇职工保险	0.03	0.18		
<i>LFP</i>	参加失地农民保险	0.18	0.39		
<i>MCP</i>	参加农民工保险	0.01	0.11		
<i>OCP</i>	参加其他养老保险	0.00	0.05		
<i>sex</i>	男性	0.50	0.50		
<i>age</i>	年龄(周岁)	38.72	20.65	16.0	100.0
<i>edu</i>	教育水平(年)	6.47	3.99	0.0	18.0
<i>married</i>	已婚	0.75	0.43		
<i>hukou</i>	农业户口	0.79	0.41		
<i>party</i>	党员	0.05	0.22		
<i>health</i>	健康状况(1~5)	3.95	1.02	1.0	5.0
<i>household</i>	家庭规模(人)	4.58	1.25	1.0	8.0
<i>dependency</i>	家庭抚养比	0.59	0.55	0.0	4.0
<i>income</i>	家庭人均收入(万元)	0.80	1.20	-1.2	32.6
<i>income^f</i>	人均农业收入(万元)	0.04	0.13	-1.3	3.0
<i>incomeⁿ</i>	人均非农收入(万元)	0.59	1.09	0.0	30.0
<i>asset</i>	家庭人均资产(万元)	4.02	6.31	0.0	100.0

注:(1)家庭抚养比指少儿和老人总抚养比,即家庭成员中16岁以下儿童和60岁及以上老人总人数除以劳动年龄(16-59岁)人数。(2)人均农业收入和家庭人均收入出现负数,表示农业生产经营亏损。(3)健康状况1-5表示从很差到很好。(4)无最值的变量为哑变量(1=是,0=否)。

劳动参与模型(labor participation model)和劳动供给模型(labor supply model)。劳动时间加总测量不可避免地存在误差,导致劳动时间数据比劳动参与率数据可靠性弱(Huffman & El-Osta,1997),因此,不少研究集中于劳动参与模型研究(Ahearn et al.,2006)。在数据可靠性能更好保证时,劳动供给模型的解释

时间配置服从家庭效用最大化原则,家庭时间被分为三个部分:闲暇时间、农业劳动时间和非农业劳动的时间。Singh et al.(1986)对其进行了扩展并构建了现代农户经济分析的基本框架。本研究的关键目标在于解释养老保障的劳动供给效应,同样以农户模型为分析框架,将养老保障因素引入预算约束和生产技术条件中:

$$\begin{aligned} \text{Max} U &= U(Y, E) \text{ s. t. } T = LS^f \\ &+ LS^n + E, LS^f, LS^n, E \geq 0 \\ Y &= w_n LS^n + p_y Y_f - p_x X_f + \\ &E(P) + V, Y_f = f(LS^f, X_f, H, Z) \end{aligned}$$

其中,效用函数 U 取决于收入 Y 和闲暇 E ; 时间分配中,全部时间 T 由农业劳动时间 LS^f 、非农劳动时间 LS^n 和闲暇 E 构成; 预算约束中,全部收入 Y 由农业收入、非农收入、养老保障预期收入 $E(P)$ 以及其他转移支付 V 构成, p_y 和 p_x 分别表示农业产出价格和农业投入价格, Y_f 和 X_f 分别表示农业产出和农业投入。我们不再进行理论模型的最优化求解,重点从理论框架上解释养老保障对劳动决策的作用机制。首先是收入效应,即 $\partial LS / \partial E(P) < 0$; 第二是替代效应,即 $\partial LS / \partial E(P) > 0$ 。收入效应或替代效应究竟谁更大? 这需要经验研究来回答。

经验模型中,被解释变量劳动供给可以通过劳动参与率和劳动供给时间来反映,即构建劳动参与模型(labor

性优势更突出(Hennessy & Rehman, 2008)。本研究使用的数据经严格的抽样调查获得,调查过程得到良好控制,劳动供给数据质量较好,我们同时使用劳动参与模型和劳动供给模型。

劳动参与模型试图解释总体劳动参与率 LP 、农业劳动参与率 LP^f 和非农劳动参与率 LP^n 的决定过程。劳动参与决策表示过去一年内是否从事过一天以上有收入的劳动,包括农业与非农劳动,农户可以从事兼业活动。解释变量中,养老保障是重点关注因素,从养老保障覆盖和养老保障待遇两个视角去观察,其中,养老保障覆盖用是否参加保险 *coverage* 表示,养老保障待遇分别用是否享受养老待遇 *beneficiary* 和养老待遇水平 *pension* 衡量。理论上,劳动行为决策的核心变量是劳动边际报酬或工资率,但农户经济中既包括了类似于厂商的农业经营活动,又包括了一般劳动者的非农就业活动,因此,难以直接地衡量农户的劳动边际报酬或工资率,我们基于农户的家庭视角,以家庭人均收入 *income*、人均农业收入 *income^f* 和人均非农收入 *incomeⁿ* 分别作为替代变量。其他控制变量包括个人与家庭特征等。表 1 呈现了相关变量情况。

劳动参与模型的被解释变量 $LP^{f,n}$ 表示总体(农业或非农)劳动参与决定,为哑变量,估计方法首先采用 probit,并使用稳健标准差应对可能的异方差问题。考虑到养老保险参与可能与劳动参与行为存在内生性问题,我们采用 ivprobit 方法再估计,具体使用了 Newey's 两阶段估计方法。工具变量选择耕地保护基金 *landfund*。成都市 2007 年探索设立的“耕地保护基金”主要鼓励农村居民参加养老保险,农户通过直接参加保险并抵扣缴费的方式享受基金补贴,①享受耕地保护基金直接关系到农户参保行为,但并不直接影响农户劳动决策。这一独创的政策变量具有很好的相关性和外生性性质。第一阶段估计中 *landfund* 在 1% 的水平上显著影响农户参保决策,符合工具变量的要求,不存在弱工具变量问题。只用到了一个工具变量,不存在过度识别检验问题。

劳动供给模型的被解释变量 $LS^{f,n}$ 表示总体(农业或非农)劳动供给时间,为非负连续变量,估计方法首先采用 OLS,并使用稳健标准差应对可能的异方差问题。考虑到劳动供给时间为受限被解释变量,而且是典型的左边断尾,我们拟采用 Tobit 模型进行估计,以解决可能存在的样本选择偏差问题。经典的 Tobit 模型采用最大似然估计(MLE),这种方法估计结果有效性较好。Heckman 两阶段方法采用联立系统方程估计,要求两阶段方程的解释变量不能完全相同,而且两个方程残差项必须符合双重正态分布,否则估计结果会变动很大。我们也尝试采用了 Heckman 两阶段方法,但估计结果的稳定性较弱,因此放弃 Heckman 两阶段估计而选择传统的 Tobit 估计。内生性问题同样可能存在于劳动供给模型中,我们仍然选择耕地保护基金 *landfund* 作为工具变量,采用 ivTobit 两阶段方法进行估计。

不同类型养老保险的制度设计有所差别,对农户的劳动供给效应也可能存在差异。因此,实证分析还将分别估计新农保 *NRP*、老农保 *ORP*、城镇职工保险 *UEP*、失地农民保险 *LFP*、农民工保险 *MCP* 以及其他养老保险 *OCP* 对劳动参与和劳动供给的影响,实证模型结构与前面基本一致。

三、实证结果分析

(一)养老保障与劳动供给的基本关系

参加养老保险的农户平均劳动供给水平要低于未参加养老保险的农户。根据调查样本分析显示,农户总体劳动参与率为 76.9%,参加养老保险的农户劳动参与率为 66.7%,未参加养老保险的

① 根据政策规定,愿意承担耕地保护责任的农户可以享受补贴,标准为 300—400 元/亩,一般情况下不允许直接领取现金,要求符合参保条件的家庭成员平均分摊补贴,分别用于支付养老保险缴费。因此,这项政策直接激励农户参保,但同时较大程度上消除了自愿选择动机。该项政策率先在金堂县试点实施,2011 年实现制度全覆盖,但尚未实现农户家庭全覆盖。政策具体实施细节可以参见《成都市耕地保护基金使用管理办法(试行)》(成府发[2008]8 号)。

劳动参与率为 83.6%；劳动供给时间也表现出类似的特征，总体劳动供给时间平均为 181.6 天，参加养老保险的农户劳动供给时间为 164.8 天，而未参加养老保险的农户劳动供给时间为 191.8 天。劳动参与率和劳动供给时间分布图直观地显示（见图 1），参加养老保险的农户总体劳动参与率分布曲线更靠左，劳动参与率相对更低，劳动供给时间的分布图更有意思，在总体劳动时间大约 150 天以下的样本中，参加养老保险的农户劳动供给时间分布曲线更靠下，反映出在就业不充分、劳动强度较小的情况下，参加养老保险的农户总体劳动供给时间更少，而在 200 天以上的样本中情况恰相反，参加养老保险的农户总体劳动供给时间更多。

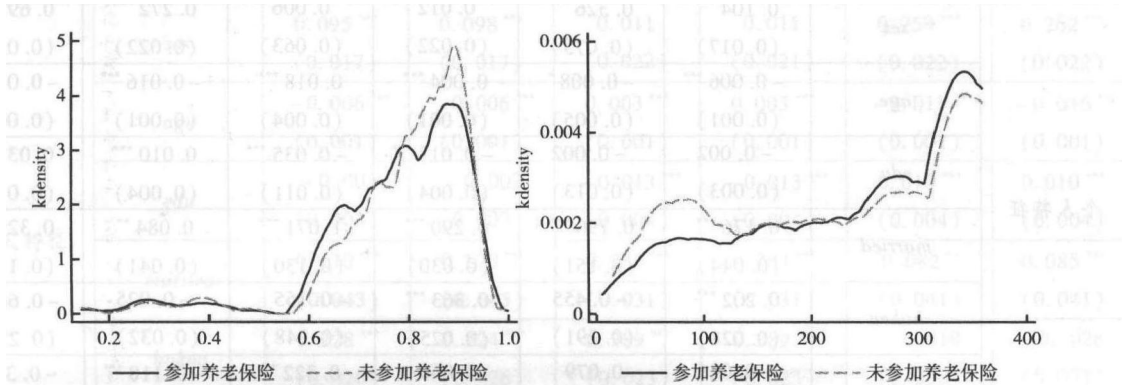


图 1 养老保险覆盖与总体劳动参与率和劳动供给时间的分布关系

注：(1)左图为总体劳动参与率的分布，右图为总体劳动供给时间的分布。(2)劳动参与率根据调查样本个体的劳动参与状态计算得到每个年龄的平均劳动参与率，再根据是否参加养老保险分别描绘所有年龄的劳动参与率核密度分布。

从年龄分组来看（见表 2），参加养老保险与未参加养老保险的年轻人总体劳动参与率相差不大，随着年龄增长，参保与未参保两组的劳动参与率差距明显扩大，50—59 岁的总体劳动参与率分别为 57.6% 和 91.3%，60 岁及以上分别为 43.1% 和 66.4%。农业劳动参与率与非农劳动参与率表现出类似的特征，养老保险覆盖对于接近或已经达到退休年龄的中老年人影响更明显，50—59 岁的参保者和未参保者的农业劳动参与率分别为 42.4% 和 83.4%，同一年龄段的非农劳动参与率分别为 23.7% 和 28.9%。从劳动供给时间来看，50—59 岁的参保者和未参保者的总体劳动供给时间分别为 142.3 天和 206.7 天，60 岁及以上的总劳动供给时间分别为 98.5 天和 133.2 天，两者差异比较明显。

表 2 养老保险覆盖与劳动参与率和劳动供给时间（分年龄段）

	总体劳动参与率 (%)		农业劳动参与率 (%)		非农劳动参与率 (%)	
	未参保	参保	未参保	参保	未参保	参保
20—29 岁	79.3	82.2	29.7	19.1	65.1	72.2
30—39 岁	89.7	84.9	48.3	27.6	69.1	77.0
40—49 岁	92.2	83.0	72.4	46.1	48.2	54.2
50—59 岁	91.3	57.6	83.4	42.4	28.9	23.7
60 岁及以上	66.4	43.1	61.4	37.8	11.0	10.5
	总体劳动供给 (天)		农业劳动供给 (天)		非农劳动供给 (天)	
	未参保	参保	未参保	参保	未参保	参保
20—29 岁	188.6	192.1	42.5	19.8	149.6	171.2
30—39 岁	218.1	222.0	62.5	36.4	165.2	186.8
40—49 岁	209.3	214.5	113.1	92.2	103.4	125.1
50—59 岁	206.7	142.3	154.4	85.3	54.1	56.7
60 岁及以上	133.2	98.5	118.0	76.6	20.1	22.5

(二) 劳动参与模型估计

表 3 劳动参与模型的实证估计结果显示(见表 3 和表 4),主要控制变量的估计结果与一般的理论
养老保障覆盖的劳动参与模型估计结果

	解释变量	总体劳动参与模型 LP		农业劳动参与模型 LP^f		非农劳动参与模型 LP^n	
		probit	ivprobit	probit	ivprobit	probit	ivprobit
养老保险	<i>coverage</i>	-0.066 *** (0.019)	-3.388 *** (0.803)	-0.103 *** (0.024)	-2.772 *** (0.682)	-0.002 (0.026)	-1.705 *** (0.632)
个人特征	<i>sex</i>	0.104 *** (0.017)	0.326 *** (0.075)	0.012 (0.022)	0.006 (0.063)	0.272 *** (0.022)	0.695 *** (0.057)
	<i>age</i>	-0.006 *** (0.001)	-0.008 * (0.005)	0.004 *** (0.001)	0.018 *** (0.004)	-0.016 *** (0.001)	-0.031 *** (0.004)
	<i>edu</i>	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.013)	-0.013 *** (0.004)	-0.035 *** (0.011)	0.010 *** (0.004)	0.038 *** (0.010)
	<i>married</i>	0.176 *** (0.044)	0.790 *** (0.151)	0.290 *** (0.030)	1.071 *** (0.130)	0.084 ** (0.041)	0.329 *** (0.115)
	<i>hukou</i>	0.202 *** (0.028)	-0.455 (0.291)	0.363 *** (0.025)	0.165 (0.248)	-0.025 (0.032)	-0.664 *** (0.230)
	<i>party</i>	-0.026 (0.042)	0.079 (0.189)	0.066 (0.057)	0.322 * (0.168)	-0.118 *** (0.048)	-0.331 ** (0.152)
健康状况	<i>health_2</i>	0.151 *** (0.032)	1.223 *** (0.299)	0.223 *** (0.085)	0.992 *** (0.269)	0.215 * (0.110)	0.485 * (0.283)
	<i>health_3</i>	0.213 *** (0.034)	1.468 *** (0.287)	0.304 *** (0.079)	1.209 *** (0.261)	0.317 *** (0.100)	0.789 *** (0.271)
	<i>health_4</i>	0.245 *** (0.043)	1.540 *** (0.294)	0.279 *** (0.082)	1.180 *** (0.266)	0.350 *** (0.099)	0.877 *** (0.276)
	<i>health_5</i>	0.244 *** (0.044)	1.183 *** (0.273)	0.307 *** (0.081)	0.972 *** (0.250)	0.321 *** (0.102)	0.640 ** (0.262)
家庭特征	<i>household</i>	-0.029 *** (0.007)	-0.059 * (0.031)	-0.059 *** (0.009)	-0.112 *** (0.027)	-0.011 (0.010)	-0.001 (0.024)
	<i>dependency</i>	0.028 * (0.015)	-0.033 (0.073)	-0.028 (0.020)	-0.157 *** (0.062)	0.055 *** (0.022)	0.019 (0.057)
经济因素	<i>income</i>	0.028 ** (0.014)	0.149 *** (0.033)				
	<i>income^f</i>			0.349 *** (0.101)	1.035 *** (0.236)	-0.277 ** (0.119)	-1.047 *** (0.212)
	<i>incomeⁿ</i>			-0.017 * (0.011)	-0.050 * (0.030)	0.107 *** (0.028)	0.297 *** (0.029)
	<i>asset</i>	-0.006 *** (0.002)	0.013 (0.011)	-0.018 *** (0.003)	-0.008 (0.010)	0.002 (0.002)	0.027 *** (0.009)
pseudo R ²	0.16		0.19		0.24		
	Wald 检验		31.94 [0.000]		25.43 [0.000]		9.52 [0.002]
	观测值数	3355	3355	3373	3373	3351	3351

注:圆括号值表示稳健标准差,方括号值表示 Wald 外生性卡方检验 p 值;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;ivprobit 估计的 R² 没有统计意义,不作报告(以下各表同)。probit 估计结果为边际效应,ivprobit 估计结果为回归系数。

表4 养老保障待遇享受的劳动参与模型估计结果

	解释变量	总体劳动参与模型 LP		农业劳动参与模型 LP ^f		非农劳动参与模型 LP ⁿ	
		待遇享受	待遇水平	待遇享受	待遇水平	待遇享受	待遇水平
养老保险	<i>beneficiary</i>	-0.044 ** (0.025)		0.016 (0.030)		-0.136 *** (0.032)	
	<i>pension</i>		-0.053 * (0.030)		-0.042 (0.045)		-0.295 *** (0.097)
个人特征	<i>sex</i>	0.095 *** (0.017)	0.098 *** (0.017)	0.011 (0.022)	0.011 (0.021)	0.259 *** (0.022)	0.262 *** (0.022)
	<i>age</i>	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	-0.015 *** (0.001)	-0.016 *** (0.001)
	<i>edu</i>	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.013 *** (0.004)	-0.013 *** (0.004)	0.010 *** (0.004)	0.010 *** (0.004)
	<i>married</i>	0.170 *** (0.043)	0.170 *** (0.043)	0.285 *** (0.031)	0.284 *** (0.031)	0.082 ** (0.041)	0.085 *** (0.041)
	<i>hukou</i>	0.228 *** (0.026)	0.224 *** (0.026)	0.389 *** (0.023)	0.389 *** (0.023)	-0.018 (0.030)	-0.026 (0.031)
	<i>party</i>	-0.035 (0.039)	-0.036 (0.040)	0.067 (0.051)	0.068 (0.051)	-0.147 *** (0.045)	-0.146 *** (0.045)
健康状况	<i>health_2</i>	0.146 *** (0.034)	0.147 *** (0.033)	0.213 ** (0.084)	0.210 ** (0.084)	0.204 * (0.113)	0.203 * (0.109)
	<i>health_3</i>	0.208 *** (0.035)	0.210 *** (0.034)	0.296 *** (0.078)	0.291 *** (0.079)	0.306 *** (0.102)	0.311 *** (0.098)
	<i>health_4</i>	0.231 *** (0.044)	0.233 *** (0.043)	0.264 *** (0.081)	0.258 *** (0.081)	0.331 *** (0.102)	0.340 *** (0.099)
	<i>health_5</i>	0.238 *** (0.045)	0.240 *** (0.045)	0.308 *** (0.080)	0.301 *** (0.080)	0.305 *** (0.105)	0.313 *** (0.101)
家庭特征	<i>household</i>	-0.031 *** (0.007)	-0.032 *** (0.007)	-0.062 *** (0.009)	-0.061 *** (0.009)	-0.008 (0.010)	-0.010 (0.010)
	<i>dependency</i>	0.029 ** (0.015)	0.028 ** (0.015)	-0.020 (0.020)	-0.019 (0.020)	0.041 ** (0.022)	0.037 * (0.022)
经济因素	<i>income</i>	0.017 * (0.011)	0.017 * (0.011)				
	<i>income^f</i>			0.370 *** (0.099)	0.367 *** (0.100)	-0.270 *** (0.107)	-0.261 ** (0.108)
	<i>incomeⁿ</i>			-0.020 ** (0.010)	-0.019 ** (0.010)	0.084 *** (0.022)	0.084 *** (0.022)
	<i>asset</i>	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.019 *** (0.003)	-0.019 *** (0.003)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
pseudo R ²	0.148	0.148	0.182	0.183	0.232	0.228	
观测值数	3440	3440	3458	3458	3436	3436	

注:估计结果为边际效应(以下各表同)。

框架和大多数经验研究基本吻合,我们重点关注养老保障因素,具体从养老覆盖(*coverage*)和养老待遇两个角度观察,养老待遇又从养老待遇享受(*beneficiary*)和养老待遇水平(*pension*)两个方面去分析。工具变量法 *ivprobit* 两阶段估计与 *probit* 估计结果基本一致,养老保险覆盖变量在 1% 的显著性水平上通过检验,估计系数均为负,说明在控制了个人特征、健康状况、家庭特征以及经济状况等变量情况下,参加养老保险将倾向于降低农户的劳动参与率,尤其对于农业劳动参与率的影响更为明显,以 *probit* 估计的边际效应来看,参加养老保险将使农户的农业劳动参与率下降 10.3%,总体劳动参与率下降 6.6%。Giles et al. (2012) 利用 CHARLS 数据构建了劳动参与模型并同样采用了 *probit* 估计,控制变量中的养老金因素也显著地影响农村中老年人的总体劳动参与率,但并没有区分农业与非农劳动。

与参保行为不同,过去一年养老待遇享受与养老待遇水平主要由保险制度决定,而并不受到劳动决策行为直接影响,内生性问题影响不大,我们倾向于以 *probit* 估计方法为主。模型估计结果显示,享受养老金的农户倾向于降低非农劳动参与率和总体劳动参与率,而且,养老金待遇越高的农户降低非农和总体劳动参与率的激励更大,以 *probit* 估计的边际效应来看,享受养老保险待遇将使农户的非农劳动参与率下降 13.6%,总体劳动参与率下降 4.4%。但是,享受养老待遇和养老待遇水平在农业劳动参与模型中都不显著,当前的养老保障水平可能并不足以改变他们的农业劳动参与决策。

我们进一步观察不同类型养老保险制度的劳动参与效应,实证模型基本结构与前面总体模型保持一致,模型估计选择 *probit* 估计方法。实证结果表明(见表 5),新农保制度将激励农户降低非农劳动参与率,但对农业劳动参与率和总体劳动参与率存在显著正面效应,从这个角度来看,目前正在全国实施的新农保制度更倾向于将农户留在农业农村中。城镇职工基本养老保险制度显著地激励农户降低农业劳动参与率、提高非农劳动参与率,农民工综合保险制度也倾向于激励农户从事非农劳动活动,而且具有提高总体劳动参与率的作用,这主要由于这两项保险制度设计与非农就业活动有着直接关联。失地农民养老保险制度显著地降低农户的农业劳动参与率以及总体劳动参与率,主要由于该项保险制度设计适用于被征地的农户,全部或部分失去土地的农户倾向于选择退出农业生产,但并未由此明显地增加非农活动,该项制度具有显著地激励农户退出劳动力市场的作用。

表 5 不同类型养老保险的劳动参与效应的估计结果

养老保险类型	总体劳动参与模型 LP	农业劳动参与模型 LP^f	非农劳动参与模型 LP^n
<i>NRP</i> 新农保	0.049*** (0.017)	0.070** (0.029)	-0.060* (0.037)
pseudo R^2	0.09	0.13	0.22
<i>ORP</i> 老农保	0.025 (0.059)	0.054 (0.094)	-0.172** (0.080)
pseudo R^2	0.15	0.18	0.23
<i>UEP</i> 城镇职工养老保险	0.037 (0.037)	-0.106** (0.054)	0.089* (0.049)
pseudo R^2	0.15	0.18	0.23
<i>LFP</i> 失地农民养老保险	-0.162*** (0.027)	-0.199*** (0.031)	-0.018 (0.033)
pseudo R^2	0.17	0.20	0.23
<i>MCP</i> 农民工综合保险	0.130** (0.038)	-0.028 (0.077)	0.313*** (0.096)
pseudo R^2	0.15	0.18	0.23
<i>OCP</i> 其他养老保险	0.106 (0.066)	0.111 (0.150)	0.201 (0.176)
pseudo R^2	0.15	0.18	0.23

注:其他控制变量与前面总体养老保障覆盖的劳动参与模型一致,考虑到篇幅限制,其他控制变量的估计结果省略。

(三) 劳动供给模型估计

表 6 在农业劳动供给模型中, OLS 和 ivTobit 估计结果基本一致(见表 6), 养老保险覆盖变量均通过养老保险覆盖的劳动供给模型估计结果

	解释变量	总体劳动供给模型 LS		农业劳动供给模型 LS'		非农劳动供给模型 LS''	
		OLS	ivTobit	OLS	ivTobit	OLS	ivTobit
养老保险	<i>coverage</i>	-6.695 (6.058)	-13.779* (7.804)	-7.793* (4.783)	-26.393*** (9.421)	-3.629 (5.354)	-0.323 (11.543)
个人特征	<i>sex</i>	32.732*** (5.331)	43.961*** (6.876)	-7.532 (4.125)	-7.755 (8.325)	43.682*** (4.840)	109.729*** (10.148)
	<i>age</i>	-2.023*** (0.236)	-2.867*** (0.324)	0.766*** (0.194)	1.648*** (0.375)	-2.876*** (0.207)	-7.585*** (0.541)
	<i>edu</i>	-0.660 (0.951)	-0.786 (1.257)	-4.067*** (0.757)	-7.879*** (1.486)	3.179*** (0.800)	6.403*** (1.808)
	<i>married</i>	45.043*** (9.631)	63.372*** (12.510)	34.480*** (6.203)	115.883*** (18.505)	18.161** (9.064)	61.696*** (16.176)
	<i>hukou</i>	41.460*** (7.883)	66.491*** (11.032)	62.105*** (4.417)	188.508*** (14.853)	-23.071*** (7.382)	-38.240*** (14.020)
	<i>party</i>	12.899 (14.497)	14.363 (18.822)	24.595** (11.198)	44.189** (21.001)	-13.954 (11.581)	-36.308 (24.618)
健康状况	<i>health_2</i>	44.547* (23.953)	84.068** (41.271)	26.994 (21.526)	69.725 (45.012)	14.418 (11.409)	94.292* (57.874)
	<i>health_3</i>	55.055** (23.192)	105.980*** (40.179)	25.355 (20.701)	84.345** (43.817)	33.801*** (11.332)	169.330*** (56.025)
	<i>health_4</i>	60.857*** (23.160)	113.215*** (40.127)	20.967 (20.649)	74.353* (43.795)	39.654*** (11.120)	180.640*** (55.669)
	<i>health_5</i>	50.385** (23.194)	101.579*** (40.138)	17.123 (20.462)	71.956* (43.722)	34.141*** (11.566)	164.836*** (55.848)
家庭特征	<i>household</i>	-5.513** (2.256)	-9.423*** (2.943)	-7.120*** (1.807)	-18.678*** (3.549)	1.300 (2.059)	-3.850 (4.482)
	<i>dependency</i>	2.137 (4.753)	5.642 (6.004)	-9.515*** (3.660)	-17.745*** (7.146)	11.837*** (4.452)	21.829** (9.752)
经济因素	<i>income</i>	15.750*** (3.578)	18.693*** (4.362)				
	<i>income'</i>			75.338*** (18.084)	136.421*** (29.607)	-42.174** (21.686)	-90.964* (50.015)
	<i>income''</i>			-4.014* (2.293)	-7.491 (4.967)	24.461*** (4.262)	39.989*** (6.715)
	<i>asset</i>	-0.975** (0.517)	-1.675** (0.716)	-1.838 (24.474)	-7.734*** (1.286)	1.020** (0.509)	1.549* (0.928)
	R ²	0.10		0.16		0.25	
	Wald 检验		26.52 [0.000]		25.10 [0.000]		7.99 [0.005]
	观测值数	3265	3265	3368	3368	3272	3272

了显著性检验,估计得到的边际效应为负,说明在控制了个人特征、健康状况、家庭特征以及经济状况等变量情况下,参加养老保险将倾向于降低农户的农业劳动时间。但是,养老保险覆盖在非农劳动供给模型中没有通过显著性检验,说明养老保险覆盖对非农劳动供给水平没有显著影响,意味着农户并不会因为参加养老保险而明显地减少非农劳动时间。在总体劳动供给模型中,养老保险覆盖在 ivTobit 估计中通过了显著性检验,说明参保覆盖总体上倾向于降低农户的总体劳动供给水平。

参与养老保险且能够有条件享受养老金的农户主要是接近退休年龄的中老年人,养老金作为一项转移支付可以放宽预算约束,一般情况下倾向于激励劳动者用闲暇替代劳动,从而减少劳动供给或退出劳动力市场,即养老金表现出更强的收入效应。实证模型估计结果也证实(见表7),享受

养老待遇将使农户的非农劳动供给时间减少 45.5 天,总体劳动供给时间减少 24.7 天,但对农业劳动供给时间影响不明显。养老待遇水平的劳动供给负效应更为突出,在农业劳动、非农劳动以及总体劳动供给模型中均通过了显著性检验,这意味着随着养老金水平的提高,中老年农户倾向于降低农业、非农以及总体的劳动供给时间。不同类型养老保险对农户劳动供给水平的影响也存在显著差异,模型估计结果与前面劳动参与模型基本一致,不再报告具体结果。

表 7 养老保障待遇的劳动供给模型估计结果

	解释变量	总体劳动供给模型 LP		农业劳动供给模型 LP ^f		非农劳动供给模型 LP ^a	
		待遇享受	待遇水平	待遇享受	待遇水平	待遇享受	待遇水平
养老保险	<i>beneficiary</i>	-24.683*** (10.620)		-1.689 (11.356)		-45.509*** (14.881)	
	<i>pension</i>		-51.405*** (16.969)		-37.413** (19.135)		-64.352*** (28.980)
个人特征	<i>sex</i>	41.230*** (6.852)	42.191*** (6.845)	-8.210 (8.242)	-8.347 (8.219)	105.886*** (10.090)	107.425*** (10.109)
	<i>age</i>	-2.852*** (0.331)	-2.884*** (0.326)	1.511*** (0.377)	1.592*** (0.373)	-7.298*** (0.528)	-7.521*** (0.509)
	<i>edu</i>	-0.899 (1.254)	-0.834 (1.253)	-7.887*** (1.463)	-7.787*** (1.461)	6.469*** (1.796)	6.424*** (1.803)
	<i>married</i>	63.052*** (12.455)	63.427*** (12.441)	114.663*** (18.642)	113.990*** (18.589)	61.177*** (16.220)	63.116*** (16.143)
	<i>hukou</i>	70.742*** (10.550)	68.670*** (10.591)	197.822*** (14.344)	197.370*** (14.305)	-36.128*** (13.432)	-39.583*** (13.555)
	<i>party</i>	11.695 (16.792)	11.736 (16.852)	48.116*** (18.788)	49.051*** (18.775)	-44.051** (23.380)	-44.136* (23.601)
健康状况	<i>health_2</i>	80.275** (41.484)	78.939** (41.026)	66.771 (44.345)	65.772 (44.591)	87.567 (58.991)	86.393 (57.438)
	<i>health_3</i>	102.001*** (40.452)	101.196*** (40.068)	82.058* (43.221)	79.946* (43.503)	163.097*** (57.177)	163.979*** (55.859)
	<i>health_4</i>	105.355*** (40.393)	104.459*** (40.067)	69.316* (43.180)	66.810 (43.473)	171.625*** (56.844)	173.977*** (55.736)
	<i>health_5</i>	97.860** (40.427)	96.723** (40.094)	72.517* (43.153)	69.638* (43.451)	157.449*** (57.032)	159.200*** (55.906)
家庭特征	<i>household</i>	-9.503*** (2.993)	-9.620*** (3.000)	-19.538*** (3.524)	-19.315*** (3.519)	-2.352 (4.428)	-3.010 (4.444)
	<i>dependency</i>	3.795 (6.060)	3.211 (6.045)	-15.898** (7.018)	-15.615** (6.981)	16.509* (9.777)	14.978 (9.785)

续表 7

	解释变量	总体劳动供给模型 LP		农业劳动供给模型 LP^f		非农劳动供给模型 LP^a	
		待遇享受	待遇水平	待遇享受	待遇水平	待遇享受	待遇水平
经济因素	<i>income</i>	14.786*** (4.124)	14.970*** (4.157)				
	<i>income^f</i>			138.717*** (29.786)	137.528*** (29.775)	-87.912* (46.893)	-86.466* (47.373)
	<i>income^a</i>			-8.341* (4.640)	-7.983* (4.664)	34.572*** (6.052)	34.709*** (6.105)
	<i>asset</i>	-1.575** (0.706)	-1.535** (0.707)	-7.869*** (1.241)	-7.812*** (1.236)	1.849** (0.924)	1.903** (0.923)
	pseudo R ²	0.11	0.11	0.14	0.14	0.15	0.15
	观测值数	3350	3350	3453	3453	3357	3357

注：采用 Tobit 估计，估计结果为边际效应。

四、结论与政策含义

本研究将养老保障制度融入劳动参与模型和劳动供给模型，利用农村住户抽样调查数据观察养老保障制度的劳动供给效应。研究表明，养老保障覆盖显著地影响农户的劳动供给行为，总体上倾向于降低劳动参与率和劳动供给水平，尤其对于农业劳动参与率影响更突出；养老保障待遇也呈现出较强的收入效应，倾向于激励农户减少劳动时间或更快地退出劳动力市场。但是，不同类型养老保险制度的劳动供给效应存在差异，新农保制度更倾向于将农户留在农业农村中，而不是转移到城镇非农部门，而城镇职工养老保险制度和农民工综合保险制度更倾向于鼓励农户脱离农业和农村，积极转移到城镇从事非农就业，失地农民养老保险制度则更加激励农户直接退出劳动力市场。

养老保障制度存在明显的劳动供给效应，这对于未来社会保障制度改革、城乡劳动力市场建设以及长期经济增长具有重要的政策寓意。过去十多年，中国养老保障体系处于框架设计和制度探索阶段，研究和政策部门主要关注于制度设计和系统内部运行，没有重视其对于整个经济社会系统的深刻影响。首先，社会保障制度改革要更加重视经济社会效果评价。在技术水平没有明显改进的情况下，劳动供给下降必然影响潜在经济增长，中国目前正处在社会保障体系快速发展阶段，更容易过于强调其福利功能，而忽视劳动力市场和经济增长的协调功能。不同养老保险制度的供给效应差异明显，也正是目前中国社会保障制度碎片化、不成熟的表现，城乡之间、群体之间的保障制度衔接和统一有待尽快完善。

其次，社会保障制度正在加速劳动力市场根本性转变。在农业农村内部，养老保障制度总体上激励农村居民更早地退出劳动，以中老年人为主体的农业劳动力市场将面临更加突出的供给不足，这将迫使农业生产方式加快转变，更多地用机械替代劳动，扩大经营规模，提高农业生产率水平。劳动力市场 and 经济发展也将面临类似挑战，社会保障制度将加速劳动力供给下降，加快“人口红利”的消失，这也必将迫使经济发展方式的转变，资本和技术加快替代劳动，经济增长的驱动基础将从依靠生产要素投入和农业向非农业转变的资源重新配置效应，转向依靠全要素生产率从而实现劳动生产率的提高(蔡昉, 2011)。在这一过程中，社会保障制度既有可能降低劳动供给水平，也有可能发挥提高人力资本水平的功能，这需要在良好的制度设计中付出更多努力。

再次，寻求与劳动力市场 and 经济发展相适应的社会保障制度。中国无法走欧洲福利国家模式，这不仅因为财政负担压力，更关键在于对劳动供给和经济潜在增长的负面效应，福利过度将使中国陷入“中等收入陷阱”的风险加大。为了努力实现整体福利最大化，社会保障制度改革需要去解决

对劳动供给的最小程度扭曲,设计合理的保障制度、确定适度的保障水平(Fuster,2007)。中国经济发展的特殊历程和阶段性特征要求我们充分关注社会保障制度与劳动供给之间的关系,如何构建“就业友好型”的社会保障制度是中国经济社会发展所需要考虑的重要议题。

参考文献

- 蔡昉,2010:《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期。
- 蔡昉,2011:《中国的人口红利还能持续多久》,《经济学动态》第6期。
- 蔡昉、都阳,2011:《工资增长、工资趋同与刘易斯转折点》,《经济学动态》第9期。
- 封进、宋铮,2007:《中国农村医疗保障制度:一项基于异质性个体决策行为的理论研究》,《经济学季刊》第3期。
- 何立新、封进、佐藤宏,2008:《养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据》,《经济研究》第10期。
- Alan B. Krueger and Jörn-Steffen Pischke,1992,“The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation”, *Journal of Labor Economics*, Vol.10(4):412—437.
- Alfonso R. Sanchez Martin and Virginia Sanchez Marcos,2010,“Demographic Change and Pension Reform in Spain: An Assessment in a Two-Earner OLG Model”, *Fiscal Studies*, Vol.31(3):405—452.
- Alfonso R. Sanchez Martin,2010,“Endogenous Retirement and Public Pension System Reform in Spain”, *Economic Modelling*, Vol.27:336—349.
- Andrew A. Samwick,1998,“New Evidence on Pensions, Social Security, and the Timing of Retirement”, *Journal of Public Economics*, Vol.70:207—236.
- Axel Borsch-Supan,2000,“Incentive Effects of Social Security on Labor Force Participation: Evidence in Germany and across Europe”, *Journal of Public Economics*, Vol.78:25—49.
- Becker, G. S.,1965,“A Theory of the Allocation of Time”, *Economic Journal*, Vol.75:493—517.
- Bertrand, Marianne, Sendhil Mullainathan, and Doug Miller,2003,“Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa”, *World Bank Economic Review*, Vol.17(1):27—50.
- Christopher J. Ruhm,1996,“Do Pension Increase the Labor Supply of Older Men?”, *Journal of Public Economics*, Vol.59:157—175.
- David Blau, and Ryan Goodstein,2010,“Can Social Security Explain Trends in Labor Force Participation of Older Men in the United States?”, *Journal of Human Resources*, Vol.45(2):328—363.
- David M. Blau,1997,“Social Security and the Labor Supply of Older Married Couples”, *Labour Economics*, Vol.4:373—418.
- Dorrit Posel, James A. Fairburn, and Frances Lund,2006,“Labour Migration and Households: A Reconsideration of the Effects of the Social Pension on Labour Supply in South Africa”, *Economic Modelling*, Vol.23:836—853.
- George Kudrna and Alan D. Woodland,2011,“Implications of the 2009 Age Pension Reform in Australia: A Dynamic General Equilibrium Analysis”, *Economic Record*, March, 1—18.
- Giovanni Mastrobuoni,2009,“Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities”, *Journal of Public Economics*, Vol.93:1224—1233
- Heckman, J.,1993,“What Has Been Learnt about Labor Supply in the Past Twenty Years”, *American Economic Review*, Vol.83:116—21.
- Hennessy T. C., and T. Rehman,2008,“Assessing the Impact of the ‘Decoupling’ Reform of the Common Agricultural Policy on Irish Farmers’ Off-farm Labour Market Participation Decisions”, *Journal of Agricultural Economics*, Vol.59:41—56.
- Huffman Wallace and Hisham El-Osta,1997,“Off-farm Work Participation, Off-farm Labor Supply and On-Farm Labor Demand of U. S. Farm Operators”, Iowa State University Staff Paper No.290, December.
- Irineu Evangelista de Carvalho Filho,2008,“Old-age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil”, *Journal of Development Economics*, Vol.86:129—146.
- James P. Vere,2011,“Social Security and Elderly Labor Supply: Evidence from the Health and Retirement Study”, *Labour Economics* (forthcoming).
- Jeffrey B. Liebman, Erzo F. P. Luttmer, David G. Seif,2009,“Labor Supply Responses to Marginal Social Security Benefits: Evidence from Discontinuities”, *Journal of Public Economics*, Vol.93:1208—1223.
- John Freebairn and Diana Warren,2010,“Retirement Incomes and Employment Decisions of the Mature Aged”, *Australian Economic Review*, Vol.43(3):312—320.
- John Giles, Dwen Wang, and Wei Cai,2012,“The Labor Supply and Retirement Behavior of China’s Older Workers and Elderly in Comparative Perspective”, *Aging in Asia: Finding from New and Emerging Data Initiatives*. Edited by James P. Smith and Malay

Majumdar. The National Academies Press, Washington, D. C.

Luisa Fuster, 2007, "Elimination of Social Security in a Dynastic Framework", *Review of Economic Studies*, Vol. 74, 113—145.

M. C. Ahearn, H. El-Osta, and J. Dewbre, 2006, "The Impact of Coupled and Decoupled Government Subsidies on Off-farm Labor Participation of US Farm Operators", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 88:393—409.

Marcelo Rodrigues dos Santos and Pedro Cavalcanti Ferreira, 2004, "The Effect of Social Security, Demography and Technology on Retirement", *Economics Working Papers (Ensaio Economicos da EPGE)* No. 683.

Murray Gendell, 2008, "Older Workers; Increasing Their Labor Force Participation and Hours of Work", *Monthly Labor Review*, Vol. 131(1):41—54.

Selahattin Imrohorglu and Sagiri Kitao, 2009, "Labor Supply Elasticity and Social Security Reform", Center for Retirement Research at Boston College (CRR) Working Papers No. 2009—5, January.

Singh, I., L. Squire, and J. Strauss, 1986, *Agricultural Household Models: Extension, Applications, and Policy*, The Johns Hopkins University Press.

Takashi Oshio, Akiko Sato Oishi, and Satoshi Shimizutani, 2009, "Social Security Reforms and Labour Force Participation of the Elderly in Japan", *Japanese Economic Review*, 1—23.

Tim Maloney, 2000, "The Impact of Welfare Reform on Labour Supply Behaviour in New Zealand", *Labour Economics*, Vol. 7:427—448.

Wilbert van der Klaauw, and Kenneth I. Wolpin, 2008, "Social Security and the Retirement and Savings Behavior of Low-income Households", *Journal of Econometrics*, Vol. 14:21—42.

The Effect of Old-age Security on Labor Supply

Cheng Jie

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Science)

Abstract: Based on labor participation model and labor supply model, this paper investigates the effects of old-age security on labor supply by using rural household survey. The results show that old-age security system has a remarkable effect of labor supply. Covering the old-age insurances tends to decrease labor participation rate and labor supply level, especially for agriculture labor supply. The pension has a rather prominent income effect, which stimulate rural residents to reduce labor supply. Although pension doesn't decrease agricultural labor participation rate, may reduce agricultural labor supply level. Various types of old-age security system have different effects of labor supply. The New Rural Pension tends to encourage rural residents stay in agriculture and rural, but the Urban Employee Pension and the Migrant Workers Comprehensive Pension tend to motivate them move to urban and engage in non-farm employment, and the Landless Farmer Pension tends to them quit from the labor market. Social security system is accelerating change of the labor market, we should seek to a social security system adapting with current labor market and economic development in China.

Key Words: Old-age Security; Labor Supply; Labor Participation Rate

JEL Classification: D13, J22, H55

(责任编辑:松木)(校对:晓鸥)