

“新农保”对农村老年人 劳动供给及福利的影响^{*}

解 垚

(山东大学 经济学院, 山东 济南 250199)

摘 要:文章基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的两期面板数据,采用差分一断点方法,系统实证评估了我国“新农保”对农村老年人劳动力供给、消费及主观福利的影响。研究结果显示:(1)“新农保”对农村总消费及耐用品消费增长有正向作用,但统计不显著;对食品、衣着、保健、医疗及其他非耐用品的消费基本没有影响。(2)农村老年人劳动供给决策和劳动供给时间不受“新农保”政策的影响。(3)“新农保”对反映心理健康的抑郁指数没有任何作用。(4)农村男性和女性老年人的劳动供给决策、劳动供给时间及抑郁指数也没有因为“新农保”而产生变化。其原因可能在于“新农保”这种补助强度不大的外部干预政策难以在短期内对老年人的劳动供给及福利产生影响,这也恰恰说明就提高农村老年人的福利而言,“新农保”制度建设仍然任重道远。

关键词:新农保;劳动供给;消费;心理健康

中图分类号:F812.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)08-0039-11

一、引 言

21世纪以来,中国人口老龄化趋势日益明显。据全国老龄委预测,到2050年,老年人口总量将超过4亿,老龄化水平推进到30%以上。与此同时,北京大学国家发展研究院2013年6月发布的《中国健康与养老追踪调查》数据显示,全国有22.9%的60岁以上老年人的消费水平位于贫困线以下,农村老人的福利水平更加低下。近年来,政府在社会养老改革方面进行了探索,2009年9月国务院开始新型农村社会养老保险(以下简称“新农保”)的试点工作,标志着中国农村社会养老保障体系进入了一个新的发展阶段。此后,“新农保”试点工作在全国有序铺开,截至2012年底,参保人数已达到4.6亿。

新农保制度的目标是建立覆盖城乡居民的社会保障体系,扩大国内消费需求,促进家庭和谐,实现农村居民老有所养。那么,新农保制度实施后,农村家庭总消费、各分项消费以及农村老人的心理健康福利是否会有所改变?新农保对农村老年人的劳动供给决策和劳动时间又会产生何种影响?这些问题的解答对公共政策的制定具有重要的现实意义,本文将根据中国健康与养老追踪调查(CHARLS)微观面板数据,探讨上述这些重要问题。

二、文献综述

研究发展中国家公共转移支付(养老金)对劳动力市场影响的文献较少,而且结论不一。

收稿日期:2015-04-20

基金项目:全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目(201202);教育部新世纪优秀人才支持计划项目(NCET-13-0343);山东省社会科学规划研究项目(14BJJ02);山东省自然科学基金项目(ZR2014GM001)

作者简介:解垚(1971—),男,山东临清人,山东大学经济学院教授,经济学博士。

Case(1998)认为养老金对劳动供给的扭曲效应不存在,其原因在于发展中国家有比较高的失业率和就业不足。对发展中国家特别贫困的家庭而言,养老金不能满足生活需要,劳动供给的扭曲效应就更难以出现(Pedro, 2012)。Carvalho (2008)、Neeraj (2014)和 Mariano (2012)分别对巴西、印度和阿根廷的研究则表明,养老金使得老年人退出劳动力市场的概率增加。Juarez(2010)对墨西哥的研究发现了截然不同的结论,指出养老金并没有改变劳动力供给行为。产生这些相左结论的原因可能在于:如果养老金收益使得闲暇相比于消费更廉价,那么老人留在劳动力市场中的概率就会下降。相反,如果个体对总收入有较强偏好,那么养老金对劳动供给可能就没有影响。此外,养老金还可能对家庭中青壮年的劳动供给和家庭结构等产生影响。这些竞争机制使得养老金对老年劳动力供给的效应研究具有更多的实证特征。

养老金的行为影响文献中,再分配效应是其研究的重要内容。Martinez(2005)对玻利维亚一项针对 65 岁以上老人的公共转移支付的研究发现,接受者的食品消费会显著增加,对贫困家庭而言,可能会将公共转移支付投资于食品生产或其他小规模生产活动,进而增加了此类产品的供给。当然,这种额外收入也可能用于人力资本投资。Case(1998)检验了南非的非缴费型养老金对食品消费、衣着消费、住房消费、教育消费、健康消费、交通消费、汇款、保险及储蓄的再分配效应,研究结论显示,养老金对食品消费、教育消费、交通消费及储蓄有再分配效应。Neeraj (2014)认为印度的养老金收入主要被用于医疗和教育消费。Sebastian(2014)指出墨西哥的养老金使家庭消费增长 20% 左右。另外,该研究还发现养老金对老年人的心理健康也有显著影响,会使老人的抑郁值下降 12%。

养老金对家庭内部的再分配也可能起到一定作用,家庭其他成员的劳动、教育、私人转移支付行为和家庭结构可能会因养老金而改变。比如,Sebastian(2014)发现非缴费型养老金对物质福利产生了正向影响,但并没有对劳动力年龄内的家庭其他成员的劳动供给产生负向影响。养老金还会使儿童入学率增加和劳动供给减少(Edmonds, 2006)。Duflo(2003)研究发现与领取养老金的奶奶生活在一起的年龄较小的孙女,其体重除以身高的比重增加(孙子则不尽然)。养老金增加使得不与父母同住的子女给予父母的私人转移支付减少(Ward-Batts, 2000; Jensen, 2003; Fan, 2010)。Edmonds(2005)对南非的研究发现,养老金并没有维持老年黑人的独立性,养老金获益者会改变其家庭居住安排。Pedro(2012)则认为墨西哥的养老金并没有改变家庭结构。

国内学者对新农保政策效应评估的研究集中于两个方面:一是新农保与农村家庭代际支持和农村居民养老模式关系的研究(陈华帅, 2013; 程令国, 2013; 张川川, 2014)。二是新农保对农村老年劳动力供给的研究(黄宏伟, 2014)。这些文献丰富了新农保的研究内容,为本文的研究提供了重要的参考价值。然而,现有文献均没有涉及新农保与家庭总消费、各分项消费和主观健康之间关系的内容,且已有文献基本采用截面数据,对内生性问题的处理不足。与前人的研究相比,本文的探索在于:第一,基于微观面板数据,使用差分一断点方法来研究新农保对农村老年人劳动供给及福利的影响,较好地控制了内生性问题,所得结论具有稳健性和可信性。第二,借助回归分析结果,对新农保对农村老年人劳动供给、消费及主观福利的影响效应进行了定量计算,为准确评估新农保的政策效应提供了重要参考。

三、数据来源

基于 2008 年和 2012 年两轮中国健康与养老追踪调查(*China Health and Retirement*

Longitudinal Study, CHARLS) 面板数据估计新农保对农村老年人劳动供给、消费^①及抑郁指数主观福利^②的效应。值得指出的是, 2012 年的 CHARLS 数据没有提供社区调查数据, 我们结合家庭调查问卷中个体回答有关新农保的问题,^③ 确定一个社区是否实行了新农保制度, 即首先选择 2012 年实行新农保社区样本, 然后再匹配两个年份的平衡面板数据。数据预处理后共有 2 892 个样本(即 1 446 个个体参与了两轮数据调查)。表 1 汇报了 2012 年以年龄划分的有无养老金资格的结果变量均值以及个体的一些基本特征变量均值的对比情况, 表 1 从左到右描述了在 60 岁左右, 年龄带宽下降情况下的三个年龄分组的均值。表 1 各分组中的前两列是小于 60 岁没有养老金资格和大于 60 岁具有养老金资格的变量均值, 各分组中的第三列是有无养老金资格的结果变量和基本特征变量差异的 *P* 值。

表 1 均值描述

	有无养老金资格年龄:50—69 岁			有无养老金资格年龄:55—64 岁			有无养老金资格的年龄:57—62 岁		
	没有 50—59	有 60—69	<i>P</i> 值	没有 55—59	有 60—64	<i>P</i> 值	没有 57—59	有 60—62	<i>P</i> 值
ln 总消费	9.76	9.54	0	9.75	9.67	0.31	9.66	9.68	0.83
ln 食品消费	8.96	8.63	0	8.99	8.78	0.03	8.89	8.78	0.38
ln 衣着消费	6.73	6.52	0.01	6.66	6.62	0.7	6.52	6.75	0.13
ln 保健消费	6.86	6.74	0.5	6.82	6.99	0.38	6.86	7.06	0.43
ln 医疗消费	5.63	5.87	0.53	5.83	6.14	0.51	5.61	6.33	0.21
ln 耐用品消费	7.99	7.5	0	7.91	7.62	0.19	7.78	7.78	0.97
ln 其他非耐用品消费	8.37	8.38	0.88	8.36	8.43	0.48	8.28	8.42	0.21
上周是否工作	0.8	0.67	0	0.78	0.72	0.1	0.79	0.73	0.18
每天工作时间	7.96	5.77	0	7.63	6.21	0	7.69	6.44	0.04
CES-D	8.51	9.76	0.01	8.57	9.03	0.48	8.54	9.01	0.58
收到养老金	0	0.21	0	0.01	0.18	0	0.01	0.18	0
男性	0.48	0.51	0.31	0.5	0.53	0.43	0.48	0.49	0.89
小学以下	0.77	0.91	0	0.84	0.94	0	0.88	0.94	0.06
初中	0.13	0.06	0	0.07	0.04	0.07	0.05	0.02	0.15
家庭人口	3.24	3.48	0.02	3.23	3.53	0.05	3.2	3.72	0
在婚	0.86	0.79	0	0.83	0.84	0.84	0.84	0.85	0.86
ln 去除养老金家庭人均收入	8.66	8.11	0	8.7	8.25	0	8.68	8.34	0.03

注: 60 岁以下个体收到养老金可能是由于自报年龄和身份证年龄不一致所致。^④

表 1 中的前 1—3 列显示, 没有养老金资格 50—59 岁组的总消费对数为 9.76, 有养老金资格 60—69 岁组的总消费对数为 9.54, 消费差异比较显著, 食品消费、衣着消费和耐用品消费的差异也比较显著, 有无养老金资格的劳动供给与抑郁指数之间的差异同样比较显著。当然, 有无养老金资格分组结果变量之间的显著差异, 可能并不是由于养老金所驱使, 其他变量可能也起作用, 比如教育程度、家庭人口和人均收入等基本特征变量之间的差异就非常显著。表 1 还显示, 随着年龄带宽的缩小, 有无养老金资格组的结果变量之间的差异方向和差异程度有所改变, 而且有无养老金资格组的总消费之间及各消费分项之间的差异、劳动供给之间的差异、抑郁指数之间的差异变得基本上不再显著, 上述这些结果说明揭示养老金与

① 价值量指标统一为 2012 年价格。

② 抑郁指数(Center for Epidemiological Survey, Depression Scale, CES-D)采用 CHARLS 调查中的 10 个有关问题的答案汇总计算。上周因一些小而烦恼、做事时很难集中精力、感到情绪低落、觉得做任何事都很费劲、对未来充满希望、感到害怕、睡眠不好、很愉快、感到孤独、觉得我无法继续我的生活, 对这十个问题的答案选择均为(1)很少或者根本没有(<1 天);(2)不太多(1—2 天);(3)有时或者说有一半的时间(3—4 天);(4)大多数的时间(5—7 天)。负面情绪答案为(1)赋值为 0 分、(2)赋值为 1 分、(3)赋值为 2 分、(4)赋值为 3 分, 正面情绪答案为(4)赋值为 0 分、(3)赋值为 1 分、(2)赋值为 2 分、(1)赋值为 3 分。10 个问题答案汇总得分即为抑郁指数。总分小于 10 分表明无抑郁, 大于 10 分则表明有抑郁。

③ 这些问题包括: 是否参加了新型农村社会养老保险、没有参加新型农村社会养老保险的原因(比如某个社区中的个体回答本地还没有开展新型农村社会养老保险)、从什么时候加入新型农村社会养老保险(新农保)、是否已经领取了新型农村社会养老保险(新农保)发放的养老金、从哪年哪月开始领取新型农村社会养老保险待遇。

④ 农村社区负责人登记社区居民年龄时往往采用估计方法。

农村老年人劳动供给、消费及主观福利之间是否存在因果关系是十分重要的。

四、研究设计

定义 Y 为我们关心的结果变量:农村老人劳动供给、消费和抑郁指数。同时,定义一个二元哑变量,是否领取了新农保发放的养老金(下文简称养老金)作为一种处理,本文的目的是识别处理对结果变量的效应。但是,我们并不能同时观测到个体收到养老金情况下的结果变量(比如劳动供给)以及在反事实情况下即没有收到养老金情况下的结果变量(比如劳动供给)。养老金资格依赖于年龄 A ,年龄在截断点 $\bar{A}$ 处往往是非连续的,进而就可以使用断点回归(*regression discontinuity design, RDD*)来分析养老金资格对结果变量的效应,定义 D_A 等于 1 时为处理个体,否则 D_A 等于 0,即 60 岁或刚超过 60 岁的个体 D_A 赋值为 1,而那些比 60 岁稍稍年轻的个体 D_A 赋值为 0。

$$Y = \alpha + \beta D_A + f(A - \bar{A}) + U_1 \quad (1)$$

其中: β 为养老金对 Y 的影响, $f(A - \bar{A})$ 是断点回归中年龄 A 与截断点 $\bar{A}$ 之间差异的多项式,代表年龄与结果变量(如劳动供给)之间潜在的非线性关联。 RDD 识别假定认为截断点 $\bar{A}$ 左右两侧的个体具有相同的特征,如具有相同的社会经济状况,换言之,个体年龄比具备养老金资格的截断点年龄或大或小,完全可视为一随机冲击,因为个体年龄一般不能被操纵。虽然识别假定并不能直接进行验证,但如果在截断点附近个体的基本特征相同,一般认为 RDD 识别假定成立。我们在实证分析部分将验证识别假定是否成立。

然而,在公共政策要求具有同样资格条件下, RDD 估计的公共政策变动效果可能会出现偏误,如“老农保”和“新农保”政策的受益条件均为 60 岁以上。为消除这种偏误,本文结合两个因素进行分析:其一,养老金资格在 $\bar{A} = 60$ 岁处的非连续变动;其二,时间 T 在 $\bar{T} = 2009$ 年(9 月份)出现了政策变动,即该年实施了“新农保”政策。养老金对结果变量的效应由两部分的差分构成,第一部分是具不具有养老金资格,第二部分是政策变化前后。基于 Grembi (2011)和 Miguel(2013)提出的差分—断点(*difference-in-discontinuity*)方法,有下式:

$$D = \begin{cases} 0 & \text{如果 } A < 60, T < 2009.9 \\ 0 & \text{如果 } A < 60, T \geq 2009.9 \\ 1 & \text{如果 } A \geq 60, T \geq 2009.9 \end{cases} \quad (2)$$

其中:处理 D 等于 1,表明个体年龄在 2009 年(9 月份)后的年龄大于等于 60 岁,否则 D 为 0。定义 $D_T = I[T \geq 2009]$,该函数表示时间在 2009 年(9 月份)后等于 1,否则为 0,那么处理效应也可表示为 $D = D_T \times D_A$ 。且定义 $A^* = A - 60$,那么局部线性回归方程可表示为:

$$Y = \delta_0 + \delta_1 A^* + D_A (\gamma_0 + \gamma_1 A^*) + D_T [\alpha_0 + \alpha_1 A^* + D_A (\beta_0 + \beta_1 A^*)] + U_2 \quad (3)$$

其中: β_0 为养老金对结果变量的处理效应。除线性方程外,本文还使用了如下非线性形式:

$$Y = \sum_{k=0}^p \delta_k A^{*k} + D_A \left(\sum_{k=0}^p \gamma_k A^{*k} \right) + D_T \left[\sum_{k=0}^p \alpha_k A^{*k} + D_A \left(\sum_{k=0}^p \beta_k A^{*k} \right) \right] + U_3 \quad (4)$$

其中:时间截断和年龄截断的交叉乘积 $D_T \times D_A$ 的系数 β_0 为养老金对结果变量的处理效应。

实证分析部分,式(1)和式(4)中我们使用了个体年龄与断点年龄 60 岁之间的距离二阶多项式回归,并添加了个体的一些特征如教育程度、家庭人口和性别等控制变量,不同年龄带宽的引入是为了检验估计结果是否稳健。

五、实证分析

(一)设计有效性检验。检验公共转移支付效应的实验设计是否有效,主要的标准是看实验设计是否具有控制实验的特征,即接受公共转移支付的实验组和没有接受公共转移支付的对照组是否具有随机特征。检验实验设计是否具有控制实验的特征,要求检验个体的基本特征(如性别)在年龄截断点处是否平衡,因为接受公共转移支付(养老金)的资格在 60 岁门槛值处是非连续的,还要求检验年龄分布在断点处是否平滑。见表 2。

表 2 平衡性检验

	年龄带宽分组的局部线性回归				年龄带宽分组的二阶多项式			
	15	10	5	3	15	10	5	3
男性	0.041 (0.042)	0.056 (0.051)	0.071 (0.076)	0.126 (0.125)	0.069 (0.063)	0.067 (0.081)	0.242 (0.158)	0.191 (0.133)
小学以下	-0.037* (0.022)	-0.027 (0.028)	-0.028 (0.041)	-0.021 (0.068)	-0.2 (0.034)	-0.037 (0.044)	-0.039 (0.086)	0.000 (0.06)
初中	0.043** (0.019)	0.023 (0.022)	0.008 (0.03)	-0.002 (0.054)	0.01 (0.027)	0.022 (0.035)	0.002 (0.07)	0.03 (0.05)
家庭人口	0.051 (0.151)	0.08 (0.185)	0.099 (0.276)	-0.431 (0.436)	0.101 (0.228)	0.107 (0.294)	-0.525 (0.551)	-0.75 (0.511)
在婚	-0.006 (0.03)	-0.013 (0.04)	-0.052 (0.061)	-0.127 (0.101)	-0.019 (0.05)	-0.039 (0.066)	-0.189 (0.128)	-0.08 (0.100)
去除养老金后家庭人均收入对数	-0.298 (0.127)	-0.247 (0.155)	-0.153 (0.232)	0.157 (0.382)	-0.173 (0.193)	-0.019 (0.249)	0.212 (0.480)	-0.193 (0.407)

注:括号内为标准差。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%水平下显著。

表 2 结果由式(1)设定获得,即把每一个基本特征变量对表示年龄的二元哑变量进行回归,年龄二元哑变量中 1 代表 60 岁以上,年龄带宽分组的二阶多项式是个体年龄与 60 岁之间差异的二阶多项式。由前表 1 可见,无论是使用局部线性或二阶多项式回归,还是使用哪种年龄带宽,实验组和对照组的每一个基本特征变量的差异在统计上基本都不显著,这意味着这些基本特征变量在截断点处是平衡的。同理,个体在截断点 60 岁左右处的随机性特征要求年龄分布在截断点处分布比较平滑;反之,如果在截断点处存在一个跳跃,那就表示年龄可能被操纵。我们利用微观数据,画出了年龄操纵检验图(见图 1),从图 1 中可见,截断点处并没有出现明显的跳跃。上述这些检验表明实验设计比较有效。

(二)主要结果。我们首先画出接受养老金概率的函数图形,概率是年龄多项式 RDD 的函数(见图 2),图 2 显示,接受养老金的概率在截断点 60 岁处有一个非连续的增长,而且该效应十分显著。除了图形说明外,表 3 还利用 2008—2012 年

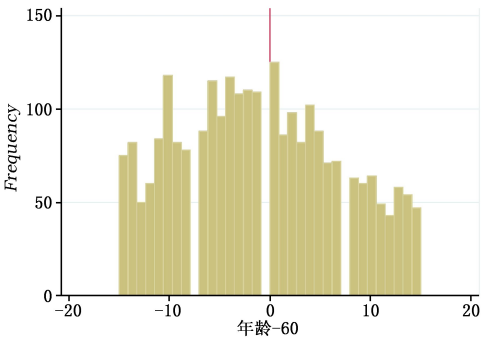


图 1 年龄操纵检验

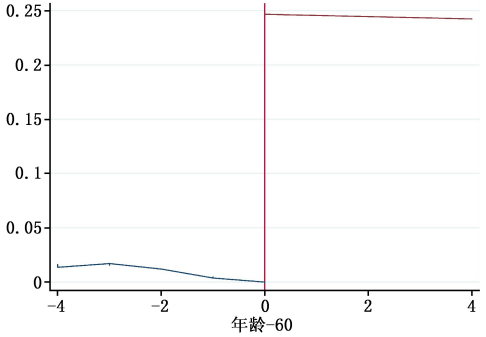


图 2 模糊断点回归第一阶段

注:横轴为年龄-60,纵轴为收到公共转移支付(养老金)的概率。

的全部微观面板数据及分性别样本数据,基于式(1)估计了养老金对消费、劳动供给及主观福利影响的 RDD 回归结果。表 3 前四列是局部线性回归结果,后四列是年龄与门槛值之间距离及交叉项的二阶多项式回归结果。依据 Imbens(2009)的带宽选择规则,我们在局部线性回归和二阶多项式回归中变动了年龄带宽来验证结果的敏感性。

表 3 断点回归

	年龄带宽分组的局部线性回归				年龄带宽分组的二阶多项式			
	15	10	5	3	15	10	5	3
ln 总消费	0.022 (0.074)	0.052 (0.090)	0.006 (0.132)	0.211 (0.220)	0.070 (0.111)	0.037 (0.142)	0.240 (0.273)	0.115 (0.229)
ln 食品消费	-0.0266 (0.084)	0.052 (0.102)	0.097 (0.145)	0.432 * (0.241)	0.105 (0.125)	0.097 (0.157)	0.442 (0.303)	0.266 (0.270)
ln 衣着消费	-0.011 (0.100)	0.012 (0.122)	0.086 (0.186)	0.302 (0.306)	0.036 (0.152)	0.112 (0.200)	0.225 (0.392)	-0.103 (0.312)
ln 保健消费	0.555 * (0.287)	0.658 ** (0.333)	0.594 (0.437)	1.762 ** (0.763)	0.737 * (0.399)	0.480 (0.478)	1.512 (0.960)	1.280 (0.837)
ln 医疗消费	-0.179 (0.201)	-0.24 (0.243)	-0.47 (0.355)	-0.163 (0.597)	-0.341 (0.297)	-0.556 (0.384)	0.137 (0.770)	0.279 (0.648)
ln 耐用品消费	0.451 * (0.245)	0.496 * (0.298)	0.766 * (0.425)	1.663 ** (0.690)	0.666 * (0.364)	0.791 * (0.445)	2.082 ** (0.850)	0.639 (0.837)
ln 其他非耐用品消费	0.003 (0.094)	-0.1 (0.114)	-0.27 (0.173)	-0.265 (0.281)	-0.212 (0.142)	-0.257 (0.185)	-0.36 (0.357)	-0.341 (0.297)
上周是否工作	0.072 * (0.037)	0.06 (0.046)	-0.003 (0.072)	-0.135 (0.118)	0.053 (0.059)	-0.032 (0.077)	-0.18 (0.148)	0.056 (0.123)
其中:男性	0.053 (0.042)	0.018 (0.053)	-0.073 (0.084)	-0.245 * (0.140)	-0.021 (0.068)	-0.111 (0.090)	-0.318 * (0.173)	-0.120 (0.139)
女性	0.069 (0.060)	0.081 (0.074)	0.039 (0.114)	-0.117 (0.185)	0.095 (0.094)	0.015 (0.121)	-0.167 (0.235)	0.105 (0.190)
每天工作时间	-0.067 (0.451)	-0.3 (0.552)	-0.64 (0.801)	-1.937 (1.316)	-0.479 (0.677)	-0.903 (0.858)	-2.18 (1.655)	0.847 (1.449)
其中:男性	-0.381 (0.604)	-0.723 (0.739)	-1.286 (1.089)	-2.451 (1.791)	-1.039 (0.906)	-1.622 (1.168)	-3.669 (2.250)	-0.221 (2.02)
女性	0.024 (0.633)	-0.119 (0.777)	-0.229 (1.107)	-2.213 (1.807)	-0.181 (0.965)	-0.439 (1.186)	-2.00 (2.27)	0.932 (2.060)
CES-D	0.261 (0.630)	0.21 (0.758)	0.126 (1.123)	-0.716 (1.868)	0.061 (0.941)	0.386 (1.211)	-1.33 (2.351)	0.225 (1.868)
其中:男性	-0.294 (0.764)	-0.464 (0.911)	-0.753 (1.349)	-0.102 (2.307)	-0.800 (1.129)	-0.695 (1.476)	-1.164 (2.899)	1.816 (2.227)
女性	0.901 (1.028)	0.969 (1.245)	1.217 (1.873)	-0.607 (3.086)	0.958 (1.550)	1.604 (1.977)	-0.141 (3.790)	-1.257 (3.100)

RDD 回归结果显示,养老金对农村老人总消费有正向的影响,在局部线性回归中,当年龄带宽为 3 岁时,养老金促使农村老人消费增长最大,达到 21%;年龄带宽为 5 岁时,养老金促使消费增长最小,只有 0.6%。在二阶多项式回归中,当年龄带宽为 5 岁时,养老金促使消费增长最大,达到 24%;年龄带宽为 10 岁时,养老金促使消费增长最小,达到 3.7%。但无论是采用局部线性还是二阶多项式回归,也无论是采用哪种年龄带宽,养老金对农村老人总消费的正向影响均未显示统计显著性。在分项消费中,除了局部线性回归中带宽为 3 岁时养老金对农村老人食品消费有正向影响且在 5%的统计水平上显著外,其他年龄带宽下的局部线性回归或二阶多项式回归系数均未有统计显著性。养老金对农村老人衣着消费的影响也没有明确方向,而且衣着消费的系数也未显示统计显著性。养老金对农村老人健身锻炼及产品器械和保健品这些保健消费品在局部线性回归中基本上表现出了显著的正向效应,但二阶多项式回归的系数基本上没有统计显著性。养老金对农村老人医疗消费影响的系数符号有正有负,且均未显示统计显著性。养老金对农村老人耐用品的消费基本上表现出了正向的显著性(除二阶多项式年龄带宽为 3 岁外)。养老金对农村其他非耐用品消费的影响方向均为负向,但没有表现出统计显著性。

养老金对农村老人劳动供给决策的影响方向不甚明确,在局部线性回归中,上周是否工作的系数符号有正有负;在二阶多项式回归中,上周是否工作的系数符号也有正有负,养老

金对劳动供给决策的影响基本上未显统计显著性。分性别的样本中,养老金对农村男性和女性老人劳动供给决策的影响与对总样本的影响基本相同,并基本未显统计显著性。养老金对总样本农村老人劳动供给时间的影响基本上与其对劳动供给决策的影响相同,方向不明确且均未有统计显著性。在农村老年男性样本中,劳动供给时间的系数均为负号但未显统计显著性,养老金对农村老年女性劳动供给时间的影响方向有正有负且均未有统计显著性。养老金对全样本或分性别样本中的抑郁指数的影响基本上没有任何作用,这同时也说明农村老人抑郁的产生可能并非仅仅由于经济原因,更可能是由多方面原因所致。

正如前文所述,使用式(3)和式(4)的差分—断点方法对养老金的效应进行评估会更有说服力,表4利用2008—2012年的全部微观面板数据及分性别样本数据,基于式(3)和式(4)估计了养老金对消费、劳动供给及主观福利影响的差分—断点回归结果。表4前四列是局部线性回归结果,后四列是年龄与门槛值之间距离及交叉项的二阶多项式回归结果。我们还在局部线性回归、二阶多项式回归中变动了年龄的带宽来验证结果的敏感性。

表 4 差分—断点回归

	年龄带宽分组的局部线性回归				年龄带宽分组的二阶多项式			
	15	10	5	3	15	10	5	3
ln 总消费	0.230 *** (0.082)	0.245 *** (0.095)	0.246 ** (0.121)	0.264 * (0.147)	0.209 (0.204)	0.334 (0.248)	0.514 (0.488)	0.003 (0.456)
ln 食品消费	—0.124 (0.098)	—0.106 (0.116)	—0.145 (0.150)	—0.161 (0.184)	—0.200 (0.235)	—0.184 (0.294)	—0.255 (0.548)	—0.850 (0.538)
ln 衣着消费	0.318 *** (0.103)	0.376 *** (0.119)	0.348 ** (0.151)	0.288 (0.181)	0.463 * (0.258)	0.447 (0.321)	0.815 (0.615)	—0.615 (0.593)
ln 保健消费	0.343 (0.269)	0.379 (0.321)	0.156 (0.444)	0.060 (0.595)	0.381 (0.962)	0.998 (0.994)	—0.131 (2.330)	0.996 (0.867)
ln 医疗消费	—0.744 ** (0.321)	—0.572 (0.355)	—0.180 (0.458)	0.129 (0.563)	1.566 (1.118)	2.270 (1.624)	3.212 (3.638)	1.849 (2.408)
ln 耐用品消费	1.042 *** (0.242)	1.180 *** (0.293)	1.434 *** (0.397)	1.896 *** (0.469)	0.219 (0.743)	0.656 (0.954)	—1.342 (1.839)	1.553 (1.589)
ln 其他非耐用品消费	0.759 *** (0.095)	0.795 *** (0.110)	0.952 *** (0.146)	1.117 *** (0.171)	0.410 (0.225)	0.410 (0.272)	0.298 (0.517)	0.179 (0.517)
上周是否工作	—0.001 (0.040)	—0.029 (0.048)	—0.041 (0.063)	—0.066 (0.077)	0.025 (0.102)	0.024 (0.128)	—0.052 (0.238)	—0.503 ** (0.245)
其中:男性	0.033 (0.045)	—0.001 (0.055)	—0.003 (0.074)	—0.037 (0.089)	0.132 (0.118)	0.168 (0.144)	0.416 (0.271)	—0.187 (0.282)
女性	—0.031 (0.062)	—0.035 (0.072)	0.012 (0.094)	0.027 (0.115)	—0.128 (0.165)	—0.158 (0.210)	—0.501 (0.401)	—0.739 * (0.387)
每天工作时间	0.297 (0.489)	—0.020 (0.573)	0.073 (0.741)	0.168 (0.888)	—0.042 (1.351)	—0.056 (1.722)	—0.867 (3.328)	—2.825 (2.868)
其中:男性	0.185 (0.657)	—0.048 (0.791)	0.375 (1.059)	0.425 (1.304)	1.232 (1.837)	2.018 (2.270)	7.686 * (4.358)	0.907 (4.004)
女性	0.511 (0.681)	0.259 (0.780)	0.528 (1.000)	0.969 (1.153)	—2.243 (1.830)	—2.870 (2.368)	—8.537 * (4.673)	—5.895 (3.720)
CES-D	0.906 (0.643)	0.967 (0.734)	1.116 (0.917)	0.887 (1.117)	0.147 (1.685)	—0.866 (2.064)	—4.806 (4.045)	—5.647 (3.717)
其中:男性	0.628 (0.780)	0.583 (0.888)	0.367 (1.109)	0.017 (1.355)	0.157 (2.195)	0.343 (2.635)	—2.824 (5.143)	—2.686 (4.700)
女性	1.205 (1.050)	1.334 (1.188)	1.502 (1.522)	1.504 (1.894)	0.816 (2.668)	—1.693 (3.333)	—9.536 (6.680)	—10.727 * (5.894)

由表4可见,在局部线性回归中,养老金对农村老人总消费均显示出了较为显著正向影响,而且随着年龄带宽的增加,总消费的系数值在减小,从年龄带宽为3岁的26.4%减小到年龄带宽为15岁的23%。在二阶多项式回归中,养老金对农村老人总消费虽然仍显示正向影响,但无论在哪种带宽条件下均未显示统计显著性。从分项消费看,养老金对农村老人食品消费的影响符号均为负,但均没有表现出统计显著性;养老金对衣着消费的影响在局部线性回归中基本表现出了较为显著的正向效应,但在二阶多项式回归中,衣着消费的系数在所列年龄带宽下基本没有统计显著性;养老金对保健消费和医疗消费基本没有显著影响;在局部线性回归中,养老金对耐用品消费的影响表现出了显著的正向效应,且均在1%的统计

水平上显著,随着年龄带宽的缩小,耐用品消费系数在增加,但在二阶多项式回归中,耐用品消费的系数无论在何种带宽条件下基本未显示统计显著性;在局部线性回归中,养老金对其他非耐用品消费的影响表现出了显著的正向效应,且均在 1% 的统计水平上显著,随着年龄带宽的缩小,其他非耐用品消费的系数在增加,但在二阶多项式回归中,其他非耐用品消费的系数无论在何种带宽条件下基本都未显示统计显著性。

局部线性回归中,养老金对农村老人劳动供给决策的影响为负但并不显著,而在二阶多项式回归中,农村老人劳动供给决策的系数符号却有正有负,且大多未显统计显著性。分性别的样本中,养老金依然没有对农村老人男、女劳动供给决策产生显著的影响;二阶多项式回归方程中,养老金不显著地减少了农村老人的劳动供给时间,但在局部线性回归中,劳动供给时间的符号方向变得不明确,也未显示统计显著性。分性别的样本中,养老金对农村男性和女性老人的劳动供给时间基本没有显著影响。除了二阶多项式年龄带宽为 3 岁时养老金对农村的女性老人抑郁有抑制作用外,抑郁指数的系数无论是在全部样本中还是分性别样本中均没有统计显著性。

断点回归和差分断点回归的结果均表明,养老金使得农村老人总消费及耐用品消费增加,但增加的效应在统计上并不显著;养老金对农村老人的食品、衣着、保健、医疗及其他非耐用品的消费基本没有作用;养老金对农村老人全部样本及分性别样本的劳动供给和抑郁指数均没有影响;养老金在对农村老人劳动供给及主观福利影响方面都没有出现性别的异质性效应。为何会出现这些结论?其背后的机制是什么呢?我们试图结合新农保的保障水平及农村老人的养老观念进行讨论。表 5 汇报了基于 CHARLS 数据的农村老人领取养老金的分布及养老观念的情况。

由表 5 上半部分可见,农村老人每月领取养老金的数额在 60 元以下的比例达到 75%,而且一些地区养老金缴费还实行与子女绑定的政策,在子女不能为老人缴纳养老保险金时,领取养老金的老人自己缴费(或称父母为子女缴费)的比例达到 50%,无论是站在包含子女的大家庭的角度还是个体的角度,老人对减去缴费后的养老金收入的评价可能比领到的养老金更低,杯水车薪的养老金就难以发挥显著的消费功能。

表 5 下半部分汇报了实行新农保政策前的 2008 年样本和 2012 年新农保社区样本老人养老观念的对比情况。在 2008 年老人认为依靠养老金或退休金养老的比重只有 5%,依靠子女养老的比重高达 85%,而在 2012 年实行新农保的社区中老人认为依靠养老金或退休金养老的比重上升到 22%,依靠子女养老的比重下降为 68%。这种观念的变化可能反映了新农保政策的积极效应,即养老金对农村老人总消费产生了一些微弱的正向推动(尽管统计上不显著)。养老金还使得耐用品消费微弱增加(尽管仍没有表现出统计显著性)，“花甲”之年后增加耐用品消费,有悖于生命周期理论,这可能是农村老年人在年轻时由于家庭拖累或收入所限等原因,耐用品添置受阻,领取养老金后可能会释放年轻时无法满足的这类消费需求。况且,这种耐用品还可能以遗产的形式留给下一代,在老人的自利和利他动机驱使下耐用品消费可能出现些许增加。表 5 下半部分还显示,尽管老人养老观念中依靠子女养老的

表 5 养老金分布及养老观念

每月领取养老金分布			
55 元以下 17.84 %	55—60 元 57.30 %	60—200 元 14.59 %	200 元以上 10.27 %
您最主要依靠什么养老			
2008 年样本	比率 %	实行新农保 社区样本	比率 %
子女	85.37	子女	68.28
储蓄	4.88	储蓄	4.05
养老金或退休金	5.44	养老金或退休金	21.57
商业养老保险	0.07	商业养老保险	0.52
其他	4.25	其他	5.59

注:在 2008 年出现依靠养老金养老的选项可能是老农保存在的原因所致。

比重出现下降,但仍有近 7 成的老人认为子女是最主要的养老方式,在养老主要还是靠子女的观念支配下,新农保这种补助强度不大的外部干预政策难以在短期内使农村老人的主观福利快速得到改善。即使对新农保政策有稳定的预期,由于农村老人的“活到老,干到老”的劳作习惯及给予子女的遗产动机,农村老年人的劳动供给也没有出现明显的下降。上述分析表明,农村老年人福利改进与政府方、子女方乃至整个社会伦理文化观念均有关联,社会养老替代家庭养老可能会需要较长的时日。

此外,养老金对农村老人劳动供给没有显著影响,也从另一个侧面验证了养老金对心理健康(抑郁指数)没有影响这个结论的稳健性。成年人失业的研究文献表明,不工作这个情况常常会伴以对生活的低满意度及较高的压抑程度(Blanchflower, 2004; Kahneman, 2004)。没有工作对成人心理健康会造成两方面的影响:第一,不能找到工作的悲哀效应;第二,时间构成效应(*time-composition*),是指当个体能把更多的时间投入到更快乐的活动时,所产生的幸福感(Knabe, 2010; Krueger, 2012)。随着年龄增长,时间构成效应变得越来越重要,如果养老金为时间构成效应较大的农村老年人提供了切实的经济安全保障,就会促使农村老年人退出劳动力市场而享受生活。

(三)稳健性检验。稳健性检验中,我们使用安慰剂实验,假设农村领取养老金年龄资格为 65 岁的实验结果会如何变化,表 6 汇报了截断点年龄为 65 岁时差分一断点的回归结果。

表 6 安慰剂实验:截断点年龄为 65 岁

	年龄带宽分组的局部线性回归				年龄带宽分组的二阶多项式			
	15	10	5	3	15	10	5	3
ln 总消费	0.034 (0.102)	0.005 (0.122)	—	—	−0.257 (0.212)	−0.381 (0.246)	—	—
ln 食品消费	−0.166 (0.118)	−0.072 (0.144)	—	—	−0.091 (0.236)	−0.154 (0.271)	—	—
ln 衣着消费	0.203 (0.134)	0.233 (0.166)	—	—	−0.310 (0.307)	−0.301 (0.360)	—	—
ln 保健消费	−0.518 (0.367)	−0.361 (0.452)	—	—	7.507 *** (2.063)	−0.318 (0.617)	—	—
ln 医疗消费	−1.596 *** (0.405)	−0.989 ** (0.406)	—	—	0.726 (0.931)	0.937 (1.140)	—	—
ln 耐用品消费	0.433 * (0.241)	0.220 (0.288)	—	—	−0.148 (0.748)	−0.193 (0.888)	—	—
ln 其他非耐用品消费	0.608 *** (0.119)	0.520 *** (0.139)	—	—	−0.366 (0.260)	−0.379 (0.301)	—	—
上周是否工作	0.005 (0.05)	−0.000 (0.062)	—	—	−0.006 (0.114)	−0.033 (0.132)	—	—
其中:男性	0.023 (0.057)	0.011 (0.067)	—	—	−0.006 (0.124)	−0.069 (0.136)	—	—
女性	0.034 (0.082)	0.025 (0.100)	—	—	0.017 (0.182)	0.050 (0.209)	—	—
每天工作时间	0.861 (0.625)	0.654 (0.743)	—	—	0.148 (1.317)	−0.272 (1.522)	—	—
其中:男性	0.298 (0.726)	−0.03 (0.852)	—	—	−1.315 (1.716)	−1.893 (2.011)	—	—
女性	1.935 * (1.058)	1.784 (1.259)	—	—	1.591 (1.878)	1.484 (2.104)	—	—
CES-D	0.671 (0.853)	0.003 (1.069)	—	—	−1.841 (1.986)	−2.09 (2.375)	—	—
其中:男性	0.071 (1.127)	−0.449 (1.445)	—	—	−3.127 (2.591)	−3.731 (3.121)	—	—
女性	0.889 (1.264)	0.032 (1.559)	—	—	−0.809 (3.053)	−1.740 (3.611)	—	—

注:—代表回归系数值缺省。

表 6 和表 4 的结果对比有以下特点:年龄带宽小于 5 岁时,局部线性回归和二阶多项式结果变量的系数值均出现了缺省;总消费、耐用品消费的二阶多项式回归的系数均为负号;尽管养老金对其他结果变量的影响基本上不显著,但结果变量的系数符号大多与表 4 的符

号相异。这些结果说明前述分析结果比较稳健。

六、结 论

本文基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)两期面板数据,采用差分—断点方法,评估新型农村社会养老保险对农村老年人劳动力供给、消费及主观福利的影响,结果显示:新农保对总消费及耐用品的消费增长有正向作用,但统计不显著;对食品、衣着、保健、医疗及其他非耐用品的消费基本没有影响;农村老年人劳动供给决策和劳动供给时间不受新农保政策的影响;新农保对反映心理健康的抑郁指数没有任何作用;性别分组的结果也表明,男性、女性老人的劳动供给决策、劳动供给时间及抑郁指数没有因为新农保而产生变化。结论背后的原因可能在于新农保这种补助强度不大的外部干预政策难以在短期内对老年人的劳动供给及福利产生影响,这也说明就提高农村老年人的福利而言,新农保制度建设仍然任重道远。

相应的政策含义是,公共财政应该增加新农保基础养老金,建立养老金调整机制,为农村老年人提供切实的经济安全保障。本文研究还表明,60 岁以上农民领取新农保养老金的比例并不是太高,这也会限制新农保政策的效果,新农保政策在扩大覆盖面上还需要继续推进。将第二代的参保与第一代的收入捆绑在一起,可能会使老年人为了子女缴纳养老保险费,解除捆绑式的参保方式对提高农村老年人的福利也有积极影响。此外,考虑到地区差异和收入差异等因素,实现新农保和城市居民养老保险并轨,建立城乡一体化社会保障体系不可能一步到位,可以选择同质性较强的地区进行试点,逐步完善新农保制度,为最终实现城乡社会保障均等化奠定基础。

本文还存在以下问题值得探讨,尽管使用的面板数据样本量接近3 000,调查地区既包含东部发达地区(浙江)也包含西部不发达地区(甘肃),样本具有一定的代表性,但毕竟不是全国样本,使用涵盖劳动、消费和主观福利等变量的具有代表性的大规模面板数据,是本文需要改进的地方。此外,新农保对家庭内部再分配效应的研究,比如新农保对家庭其他成员的劳动、教育及主观福利有何影响,也是在数据完善时需要进一步研究的问题。

* 作者感谢编辑及专家提出的宝贵修改意见,当然,文责自负。

主要参考文献:

- [1]陈华帅,曾毅.“新农保”使谁受益:老人还是子女? [J]. 经济研究,2013,(8):55—67.
- [2]程令国,张晔,刘志彪.“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗? [J]. 经济研究,2013,(8):42—54.
- [3]黄宏伟,展进涛,陈超.“新农保”养老金收入对农村老年人劳动供给的影响[J]. 中国人口科学,2014,(2):106—115.
- [4]张川川,陈斌开.“社会养老”能否替代“家庭养老”? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据[J]. 经济研究,2014,(11):102—115.
- [5]Borrelli M, Sartarelli M. Does a cash transfer affect elderly labour supply? Evidence from age discontinuities in Bolivia[R]. Working Paper, 2013.
- [6]Bosch M, Guajardo J. Labor market impacts of non-contributory pensions: The case of Argentina's moratorium [R]. Working Paper, 2012.
- [7]de Carvalho F. Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil[J]. Journal of Development Economics, 2008, 86(1): 129—146.
- [8]de Oliveira P, Kassouf A. Impact evaluation of the Brazilian non-contributory pension program Beneficio de

- Prestação Continuada (BPC) on family welfare[R].Working Paper, 2012.
- [9]Dorfman M C,Wang D, O’Keefe P,et al. China’s pension schemes for rural and urban residents[R]. Working Paper, 2013.
- [10]Fan E. Who benefits from public old age pensions? Evidence from a targeted program[J].Economic Development and Cultural Change, 2010,58(2):297—322.
- [11]Galiani S,Gertler P,Bando R. Non-contributory pensions[R]. Working Paper,2014.
- [12]Grembi V, Nannicini T, Troiano U. Do fiscal rules matter? A difference-in-discontinuities design[R]. Working Paper,2011.
- [13]Imbens G, Kalyanaraman K. Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator[R]. Working Paper,2009.
- [14]Juarez L. The effect of an old-age demogrant on the labor supply and time use of the elderly and non-elderly in Mexico[J].The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, 2010,10(1):1—27.
- [15]Kaushal N. How public pension affects elderly labor supply and well-being: Evidence from India[J]. World Development , 2014,56: 214—225.
- [16]Knabe A, Rätzl S, Schöb R,et al. Dissatisfied with life but having a good day: Time-use and well-being of the unemployed[J].The Economic Journal, 2010, 120(547): 867—889.
- [17]Krueger A, Mueller A. The lot of the unemployed: A time use perspective[J].Journal of the European Economic Association, 2012,10(4):765—794.

The Influences of New Rural Pension Scheme on Elderly Labor Supply and Well-being in Rural Areas

Xie E

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250199, China)

Abstract: Based on the two-period panel data of CHARLS, this paper employs difference-in-discontinuity technique to systematically make an empirical study of the effects of new rural pension scheme on elderly labor supply, consumption and subjective well-being in rural areas. It comes to the results as follows: firstly, new rural pension scheme plays a positive role in the growth of rural consumption aggregate and durables consumption, but it is not significant statistically; and it basically has no effects on food, clothes, health protection, health care and other non-durables consumption; secondly, elderly labor supply decisions and time in rural areas are not affected by new rural pension scheme; thirdly, new rural pension scheme plays no role in depression index reflecting mental health; fourthly, male & female elderly labor supply decisions, time and depression index do not change with new rural pension scheme, and the reason lies in that new rural pension as an external intervention policy without strong subsidy intensity cannot affect elderly labor supply and welfare in the short term, exactly showing that as for the increase in elderly well-being in rural areas, much still remains to be done in the construction of new rural pension scheme.

Key words: new rural pension scheme; labor supply; consumption; mental health

(责任编辑 许 柏)