

社会养老保障水平与农地流转市场发育^{*}

——基于数量和质量的双重视角

钱文荣 洪甘霖 郑淋议

(浙江大学中国农村发展研究院 杭州 310058)

摘要:土地的社会保障功能与农村社会保障体系息息相关,社会养老保障水平的提高是否会形成对土地社会保障功能的替代正是本文关注的焦点。本文基于农地流转市场发育的数量和质量双重视角,使用中国农村家庭追踪调查(CRHPS)的农户面板数据,运用世代交叠的农户效用最大化模型和农户固定效应模型从理论和实证上检验了农户社会养老保障水平对农地流转市场发育的影响。研究发现,中青年人的社会养老保障水平提高总体上并不会促进农地流转市场的发育,但在面临较低的保障水平时会起显著的促进作用;而对于老年农户来说,社会养老保障水平的提升确实能对农地流转市场发育起到显著的促进作用。为此,本文认为相应的政策应更加关注高水平社会养老保障体系的构建,同时重视城乡区域的平衡发展以及相关社保与土地政策的联动。

关键词:农村老龄化;养老保障水平;农地流转市场;分位数回归

一、引言

稳定的农地流转是实现农业适度规模经营的有效手段,对促进农业农村现代化有着重要的现实意义。但中国农村家庭户均农地承包规模不足7亩(Qian,2020),普遍存在的地块细碎化问题和小农户分散经营都增加了农地流转市场得到充分发育的难度(王小广,1995;王银梅,2010),导致进入农地流转市场的地块存在规模小而分散、契约时间短而不规范等问题(Loren等,2004;黎霆等,2009;王亚楠等,2015)。这一系列问题也反映在了相关研究中,不能忽视以流转规模和流转期限为代表的数量与质量双重维度对农地流转市场发育的考察(田传浩等,2013;朱建军等,2019)。

产权问题是造成当前中国农地流转市场发育程度不高的制度因素(Deininger等,2005),而派生于产权问题的另一重要原因是农地仍然承载着重要的社会保障功能(姚洋,2000),这一重要功能主要体现在农地产权制度和社会养老保障制度不完善的前提下,农户从农业生产经营活动中获得的经济收益难以替代社会养老保障水平不足带来的收入问题。现阶段,中国社会人口老龄化的进程正在加速,且内部异化程度也在加剧,农村地区的老龄化程度和速度都要显著高于城市地区(Feng等,2020),这就使得提高农村的社会养老保障水平势在必行。理论上讲,提高农村的社会养老保障水平有助于提高农户收入(张川川等,2014),降低农户对土地的依赖性(闫小欢等,2013),从而促进农地

^{*} 项目来源:国家社科基金重大项目“城乡区域平衡发展理念下的土地制度综合改革研究”(编号:19ZDA088),清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“农地确权与农地可持续利用:基于‘数量—质量—生态—效率’视角——来自中国农村的经验证据”(编号:202014),2021年浙江省大学生科技创新活动计划暨新苗人才计划项目“社会养老保障对农地配置效率的影响研究”(编号:2021R401227),2019年浙江大学博士研究生学术新星培养计划(编号:2019015)

转出,实现农地资源的优化配置(徐志刚等,2018;罗仁福等,2019)。那么,在农村社会养老保障体系日益健全,覆盖程度和保障水平显著提升的大背景下(郑晓东等,2018),农村社会养老保障水平的提高是否会形成对农地养老保障功能的替代,进一步推动农地流转市场发育,促进农业适度规模经营和农地资源的优化配置?这是本文旨在探索的核心问题。

对于以上问题,目前国内文献主要研究的是社会养老保险对农地流转的影响,而国外相关研究较少。从社会养老保险制度的政策评价层面来看,已有研究主要是从农村社会养老保险制度改革这一经验事实出发,例如赵光等(2015)利用双重差分(DID)方法研究了新型农村社会养老保险(新农保)对农地流转的影响,发现无论是转入土地还是转出土地,农户加入新农保都能显著地促进农地流转的发生概率。还有学者同样使用DID估计了新农保对农地流转租金(李琴等,2018)和家庭土地经营规模的影响(黄宏伟等,2019),发现新农保的政策效果也是显著的。郭以馨等(2020)则用模糊断点回归(Fuzzy RD)对参与新农保是否会促进兼业农户土地转出的效果进行了实证研究。从农户微观行为视角出发,闫小欢等(2013)就社会养老保险对农村土地社会保障功能的替代进行了数理推导,证明了随着农户参与社会养老保险的保障水平提高,土地社会保障功能将进一步降低,有利于农地的转出。江永红等(2019)在考察农村家庭负担对农地流转的影响中发现,加入农村社会养老保障可以通过减少劳动力的家庭负担促进农地的转出。徐志刚等(2018)基于农村家庭的人口结构和流动性约束分析了社会养老保险与农地养老功能之间的替代关系发现,无论农村家庭中是否有老年人,加入新农保都会促进农地的转出,但在面临不同的流动性约束下,这种转出动机存在差异。张亚丽等(2019)利用固定效应模型发现,加入新农保能够促进农村60岁以上老年农户的农地转出。罗仁福等(2019)同样使用固定效应模型发现新农保对农户的农地转出决策有显著影响,而对转入决策没有显著影响。

综合已有文献可以发现,目前的研究更多关注新农保这一制度安排,多以是否参与新农保作为分析工具,鲜有研究认识到农村地区可能存在多种社会养老保险共存的复杂状况;并且研究也多从农地流转数量的单一维度出发,忽视了农地流转市场存在的数量与质量双重视角。针对现有研究的不足,本文的主要贡献有,第一,在农村社会养老保障高度覆盖的今天,在微观层面以农户是否加入新农保作为分析工具可能已经失去了现实意义,因此,本文利用社会养老保障金额来代表农户切实可得的社会养老保障水平,丰富了对农村社会养老保障水平表现形式的研究。第二,有别于以往研究更注重农地流转数量,本文从理论层面具体描述了农地流转质量这一概念,并通过梳理农地流转市场发育与传统研究中农地流转之间的关系,为后续关于农地流转市场以及农地资源配置的研究提供了新的视角。第三,通过构建数理模型进行推导,说明了社会养老保障水平与农地流转市场发育之间存在的复杂关系,刻画了不同年龄下的农村家庭户主在面临不同社会养老保障水平时的农地流转决策异质性。

二、理论框架与研究假说

(一)社会养老保障水平与农地流转市场发育

从改革开放后的“集体所有、家庭经营”,再到现阶段的“集体所有、多元经营”,农村土地制度在坚持社会主义制度的基本要求下不断平衡着公平与效率间的关系(郑淋议等,2019)。在这一制度框架下,农地经营权稳定地向生产效率高的农户流转就成为了实现农地资源有效配置、提高农业生产效率的途径之一(盖庆恩等,2020)。农地资源的有效配置除了需要关注农地流转的方向外,流转的稳定性也是其中的关键。在农村土地所有权归集体,承包权依附于所有权之上在集体成员间分配的土地制度约束下,流转稳定性的表现之一即为流转的期限。而农地短期流转会使流入土地的农户经营行为变得短视,从而影响农业生产效率的提升,这一结论已经成为学界共识(许庆等,2005;Deininger

等,2006;徐珍源等,2010)。因此,只重视农地流转数量的提升,从长远看不利于农业的可持续发展,要实现农地资源的有效配置,形成同时注重规模大小(数量)和有效期限(质量)的农地流转市场成为了需要。

在目前对农地流转市场发育的学术研究中,对于农地流转数量的关注较多,且概念运用较为成熟,已有的研究多以流转面积、流转比例来刻画农地流转的数量(Yao,2000;Kung,2002),而对于农地流转质量的界定目前还没有得到学界统一,在实践中主要有以下三种做法。其一,按是否约定了流转期限以及签订流转合约这一契约形式来共同表示农地流转质量(诸培新等,2017;Ma等,2020)。其二,按2年期及以上期限的农地流转,这一流转期限代表了转出户失去了下一年对其承包农地的收回权(徐珍源等,2010),也可以表示农地流转质量得到了一定程度的保证。其三,也有学者突破了农地权属关系的视角约束,以农户是否全部流转了其所承包的农地来表示该农户对农业生产经营的退出(王常伟等,2016)。

相对于农地流转市场的研究,对社会养老保障水平如何影响农地流转市场发育的探讨较少。已有文献证明,农村正规养老保障制度与农地养老保障功能存在一定的替代关系(黄宏伟等,2019;朱文珏等,2019),农户在农业生产经营方面的比较优势越强(李琴等,2019)、家庭中有老年人且面临的流动性约束越强时(徐志刚等,2018),社会养老保障对于农地养老保障功能的替代效应越明显。在此基础上,更依赖从农地中获取稳定收入的农户所面临的社会养老保障水平越低,就会促使其减少农地的流转规模、缩短流转期限(罗必良等,2017),无法促进农地资源的有效配置。而提高这部分群体的社会养老保障水平,则有利于农地流转规模的扩大、流转期限的延长(聂建亮等,2015),从数量和质量双重维度共同促进农地流转市场的发育。

综上所述,现有研究主要还是从社会养老保障水平与农地社会保障功能的替代关系切入,在微观层面探讨了两者间的数理和经济学关系,但对其中的作用机理鲜有讨论。从已有文献的观点可以发现,社会养老保障水平与农地社会保障功能的替代作用主要是通过影响农户获得稳定收入来实现的,在这一基础上,已有大量文献证明了新农保能通过提高农户收入从而显著减少个体的劳动力投入(程杰,2014;张川川等,2015)。沿着这一逻辑可以发现,社会养老保障水平与农地流转市场发育之间的关系更可能是通过影响农业劳动力的投入来实现,这主要体现在农业生产关系中要素投入的联动性上(史常亮等,2020)。关于社会养老保障水平与农地流转市场发育的双重维度之间的关系,可以用图1表示。

(二)数理模型和研究假说

基于新古典主义经济学的研究假设,在农户行为理性的前提下,本文借鉴世代交叠模型的基本形式(Diamond,1965)并引入社会养老决策变量,共同构建了一个描述农户两期决策逻辑分析框架,就社会养老保险保障水平与农地流转市场发育之间的关系进行数理推导。穆光宗(2000)认为,以谁来提供养老资源可以将养老方式分为三种:家庭养老、自我养老和社会养老,而对于中国传统农户,长期以来制度性养老保障的缺位,使得农村老年人主要依赖前两类方式养老,其中又主要以子女代际支持、自我储蓄和土地养老为主(徐莉等,1999)。理论上讲,农村社会养老保障体系的建立,有助于形成对家庭养老和自我养老的替代,而提高保障水平则有助于提高农户收入(张川川等,2015),进一步地释放家庭内部资源和农地资源。

世代交叠模型主要用于探究宏观经济的运行,但对于研究个体的跨期选择问题和养老保险问题来说是一个比较好的模型形式(赵楠,2004)。因此本文借鉴赵静(2014)关于养老保险对家庭教育支出研究中世代交叠模型的设定,并对基本模型进行以下拓展。(1)将参与社会养老保险对个人当期消费的影响纳入模型;(2)只考虑农户的农业收入与非农收入部分,这与已有研究农户家庭效用的文

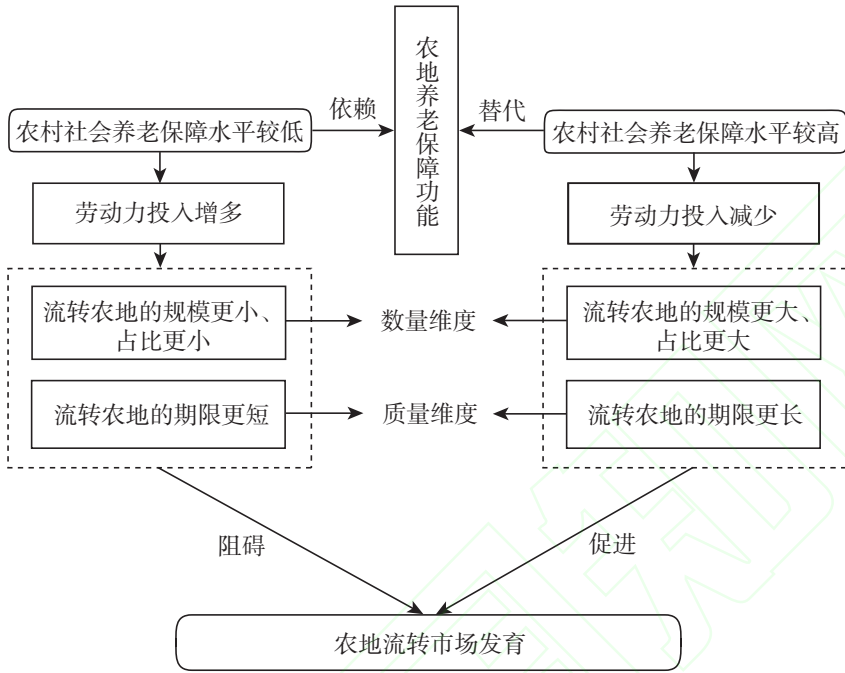


图 1 基于数量与质量双重维度的社会养老保障水平与农地流转市场发育关系

献保持一致(刘怀宇等,2015;双琰等,2019);(3)本文重点关注社会养老保障水平与农地流转市场的发育情况,因此有必要将农地转出收入也纳入模型;(4)已有大量文献证明新农保收入能显著减少老年个体的劳动力投入(程杰,2014;张川川等,2015),因此,模型假设老年时期的劳动力投入是关于养老保险收入的函数,且养老收入的提高会促使老年时期劳动力投入的减少。

在模型中,以是否仍在缴纳社会养老保险为区分,将每代人分为中青年期和老年期。除此之外,因为退休年龄的限制,老年期无法获得非农收入。在以上设定下,个体的效用最大化问题可以表示为:

$$\begin{aligned}
 & \max U = \alpha_1 C_t + \alpha_2 C_{t+1} \\
 & s. t. \cdot C_t = r_t F(K_t, T_t^f, L_t^f) + w_t L_t^w + r_t T_t^o - Pension_t \\
 & \cdot C_{t+1} = r_{t+1} F(K_{t+1}, T_{t+1}^f, L_{t+1}^f) + r_{t+1} T_{t+1}^o + Pension_{t+1} \\
 & \cdot T^f + T^o = T \\
 & \cdot L_t^f + L_t^w = L_t \\
 & \cdot L_{t+1}^f = L_{t+1}^f(Pension_{t+1})
 \end{aligned}$$

模型中 U 为个体效用,下角标 t 与 $t+1$ 分别代表了个体处于中青年时期和老年时期, C 则表示了个体的消费水平。为方便后续推导,这里假设 U 是关于 C 的线性函数, α_1 和 α_2 在模型中分别反映了个体对中青年时期和老年时期的消费偏好。

在约束条件中, $Pension$ 表示社会养老保险的转移支付。上式中的 r 同时表示为土地租金和农业的边际产出(马歇尔,1997)。 $F(\cdot)$ 表示农业生产函数,在该生产函数下, K 表示投入农业生产的资本要素, T^f 表示投入的农地面积, L^f 表示投入的劳动力要素。除了农业劳动外,模型还考虑了非农劳动的投入 L^w ,对应的非农工资则为 w , L 则表示农户拥有的劳动力总量。 T^o 表示考虑了流转数量和质量农地转出情况, T 则表示农户拥有的全部承包农地面积。农业部门的生产经营收入、非农部门的

工资性收入与农地流转租金收入共同组成了个体在中青年时期的总收入;而老年时期,因为无法从非农部门获得工资,即 $L_{t+1}^w = 0$,这一时期的收入就由农业收入和农地收入两部分组成。

为了便于分析,本文先做以下假设。第一,为了更好地关注农地转出情况以及社会养老保障水平,同时尽可能地简化模型、方便推导,模型假定不存在利率的变化。第二,资本要素投入和技术变迁不是本文关注的要点,因此在模型中不考虑农业生产中资本要素的变化以及技术进步带来的生产函数形式变化。第三,为了便于模型推导,同时更接近现实农业生产过程中的投入产出关系(张乐等,2013;蔡昉等,2016),假定 $F(\cdot)$ 为一种单调递增函数且边际规模报酬递减,函数有以下性质: $F'(\cdot) > 0$,且 $F''(\cdot) < 0$ 。第四,根据社会养老保障水平与劳动力投入的负向关系,有 $L'(\cdot) < 0$ 。因此,得到简化后的效用最大化模型为:

$$\begin{aligned} \max_{T^o, L^f, \tau} U &= \alpha_1 C_t + \alpha_2 C_{t+1} \\ s. t. \cdot C_t &= rF(T_t^f, L_t^f) + wL_t^w + rT_t^o - Pension_t \\ \cdot C_{t+1} &= rF(T_{t+1}^f, L_{t+1}^f) + rT_{t+1}^o + Pension_{t+1} \\ \cdot T^f + T^o &= T \\ \cdot L_t^f + L_t^w &= L_t \\ \cdot L_{t+1}^f &= L_{t+1}^f(Pension_{t+1}) \end{aligned}$$

本文关注的关键是衡量社会养老保障水平,为了更好地表达这一概念,根据现行的缴纳和发放规则,社会养老保险的资金池由个人缴纳和集体、政府补贴共同构成,而集体和政府的补贴额度由个人所选择的档次和集体经济经营状况决定(郑晓冬等,2020),可以看出,最终个体可以获得的社会养老保障水平是由个体在中青年时期的收入以及集体经济发展水平共同决定,因此对于变量 Pension,在不考虑利率变化的情况下有如下关系:

$$\begin{aligned} Pension_t &= \tau(rF(T_t^f, L_t^f) + wL_t^w + rT_t^o) \\ Pension_{t+1} &= \tau(rF(T_{t+1}^f, L_{t+1}^f) + wL_t^w + rT_t^o) + \theta J_{t+1} \end{aligned}$$

可以发现, $Pension_{t+1}$ 对于老年时期的农户是完全外生的,老年时期可以获得的养老保险收入不取决于当期的决策,只由上一期的农户决策和当期的集体、政府补贴金额决定。其中 τ 表示个人选择的社会养老保障水平参数,具体表示为个人的社会养老保险缴费占中青年时期收入的比例,而 θ 表示由个人集体经济发展状况决定的集体、政府补贴率, J_{t+1} 表示集体经济收入水平,以上两项对于农户决策来说也是外生变量。

将以上所有约束条件代入效用函数,可以将效用最大化问题转化为:

$$\begin{aligned} \max_{T^o, L^f, \tau} U &= \alpha_1 [(1 - \tau)(rF(T - T_t^o, L_t^f) + w(L - L_t^f) + rT_t^o)] \\ &+ \alpha_2 [rF(T - T_{t+1}^o, L_{t+1}^f)(\tau(rF(T - T_t^o, L_t^f) + w(L - L_t^f) + rT_t^o) + \theta J_{t+1}) \\ &+ rT_{t+1}^o + \tau(rF(T - T_t^o, L_t^f) + w(L - L_t^f) + rT_t^o) + \theta J_{t+1}] \end{aligned}$$

对于农户决策来说,若要农地流转的数量和质量能促进农地资源的有效配置,那么当前的农地转出情况应该与未来的转出情况一致,即 $T_{t+1}^o = T_t^o = T^o$ 。因此,农户需要通过决定其农地转出情况、劳动力投入和社会保障水平以达到效用最大化,此时面临的效用最大化一阶和二阶条件为:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial T^o} &= \alpha_1 \left[(\tau - 1) \frac{\partial F^1}{\partial T^o} + 1 \right] + \alpha_2 \left[1 - \left(\frac{\partial F^2}{\partial T^o} + \tau r \frac{\partial F^2}{\partial L_{t+1}^f} \left(\frac{\partial F^1}{\partial T^o} - 1 \right) \right) - \tau \left(\frac{\partial F^1}{\partial T^o} - 1 \right) \right] = 0 \\ \frac{\partial^2 U}{\partial T^{o2}} &= \alpha_1 (\tau - 1) \frac{\partial^2 F^1}{\partial T^{o2}} + \alpha_2 \left(\frac{\partial^2 F^2}{\partial T^{o2}} + \tau r \frac{\partial F^2}{\partial L_{t+1}^f} \frac{\partial^2 F^1}{\partial T^{o2}} - \tau r \frac{\partial^2 F^1}{\partial T^{o2}} \right) = 0 \end{aligned}$$

有 $F^1 = F(T-T^0, L_t^f)$ 表示中青年时期的农业生产函数, 以及 $F^2 = F(T-T^0, L_{t+1}^f)$ 表示老年时期的农业生产函数。

因为 $\tau \in (0, 1)$, 有 $\alpha_1(\tau-1) \frac{\partial^2 F^1}{\partial T^{02}} > 0$, 要满足二阶条件就需要使 $\alpha_2 \left(\frac{\partial^2 F^2}{\partial T^{02}} + \tau \frac{\partial F^2}{\partial L_{t+1}^f} \frac{\partial^2 F^1}{\partial T^{02}} - \tau \frac{\partial^2 F^1}{\partial T^{02}} \right) < 0$,

可得:

$$\frac{1}{1 - \frac{\partial F^2}{\partial L_{t+1}^f}} \times \frac{\frac{\partial^2 F^2}{\partial T^{02}}}{\frac{\partial^2 F^1}{\partial T^{02}}} > \tau r$$

上式的经济学意义在于当农户效用达到最大化的均衡状态时, 在其他条件不变的情况下, 改变农户的社会养老保障水平, 需要如何调整农地流转状况来使农户的效用重新达到最大化条件。可以发现, 参保水平 τ 的提升需要相对于中青年时期农地边际产出的下降程度, 老年时期的相对下降程度不断提高, 那么对于农户来说, 在社会养老保障水平提升的情况下, 减少农地在农业生产经营中的投入是一个较优策略。由这一结论可以推出本文的主要假说:

核心假说: 社会养老保障水平的提高有助于农地流转在数量和质量双重维度上得到提升。

上述假说的提出是建立在社会养老保障水平对农地流转存在线性影响的情况下, 但异质性问题存在于农户生产经营决策的方方面面(杨宗耀等, 2020; 张景娜等, 2020), 而以 τ 表示的个人缴纳社会养老保险费用占其中青年时期收入的比例更易受到农户异质性的影响, 因此需要考虑农户参保水平的异质性。

再次考虑上式, 当农户已经处于较高的社会养老保障水平时, τ 的进一步提高对于农户转出农地的决策在边际上影响较小; 而当农户处于较低的社会养老保障水平时, τ 的进一步提高对于农户转出农地的决策在边际上会存在较大的影响。基于以上推断, 提出基于本文假说的推论供后续检验:

推论 1: 当农户面临较低的社会养老保障水平时, 进一步提升其保障水平会促使农地流转在数量和质量上得到提升, 促进农地流转市场的发育。

推论 2: 当农户面临较高的社会养老保障水平时, 进一步提升其保障水平不会促使农地流转在数量和质量上得到提升。

三、数据与实证策略

(一) 数据来源

本文使用浙江大学中国农村家庭追踪调查(CRHS)2015—2019年三期农户面板数据以检验上述假说。农村家庭中的农业生产活动一般以家庭集体决策为主, 而户主在其中起到了重要的主导作用, 为考察农户的社会养老保险保障水平和农地资源的释放, 本文筛选出拥有承包耕地的家庭户主作为研究对象, 共计得到 41546 个样本。

(二) 变量选择

1. 因变量。本文主要使用以下两种方式具体衡量农地流转市场的发育, 一是以农地流转占比为代表的数量视角, 多数研究都是以进入流转市场的农地面积与农户拥有的承包农地面积之比来衡量(Yao, 2000; Kung, 2002), 由此设置变量“农地流转数量”; 二是以农地流转年限为代表的质量视角, 徐珍源等(2010)在研究中认为, 若农户签订了 2 年期及以上期限的土地流转合约, 那么对于转出农户来说, 其将失去下一年选择收回转出土地的选择权, 这一做法在一定程度上确保了农地流转的质量, 参照这一概念设置变量“农地流转质量”。同时, 为更好刻画农地流转市场的数量与质量, 综合已有

研究的设定,本文还设置了“农地是否全部转出”这一二分变量以及“长期转出的农地占比”和“全部转出的流转年限”两个连续变量。其中“农地是否全部转出”表示农户是否流转了其拥有的全部承包农地,王常伟等(2016)认为,若农户将其拥有的全部承包农地进行了流转,就意味着对农业

表1 相关变量的定义及描述性统计

变量	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
农地流转数量	转出农地的面积与农户拥有的承包农地总面积之比	41546	0.1832	0.3645	0	1
农地流转质量	去年转出的农地是否签订了2年及以上年限的流转合同(是=1,否=0)	41546	0.1307	0.3370	0	1
因变量	农地是否全部转出	41546	0.1392	0.3462	0	1
	长期转出的农地占比	41546	0.1044	0.2886	0	1
	全部转出的流转年限	41546	4.8157	20.6883	0	99.9
核心自变量	平均缴费对数	41546	1.0592	1.7189	0	10.779
	平均收入对数	41546	1.5692	2.3620	0	9.5617
劳动力变量	务农人口占比	41546	0.3355	0.3480	0	1
	外出务工人口占比	41546	0.0401	0.1431	0	1
	家庭总收入的对数	41546	9.7816	2.2904	0	16.721
	拥有承包地面积	41546	17.938	456.81	0	60750
	集体经济资产对数	41546	8.5384	5.9661	0	21.8219
	性别	41546	0.8699	0.3365	0	1
	婚姻状况	41546	2.3022	1.0883	1	6
	年龄	41546	55.450	12.361	16	117
	年龄的平方	41546	3227.5	1371.2	256	13689
其他控制变量	受教育程度	41546	2.6209	1.0362	1	8
	自评健康状况	41546	2.8157	1.0332	1	5
	是否为党员	41546	0.0770	0.2667	0	1
	家庭总人口	41546	3.6834	1.7792	1	20
	子女数量占比	41546	0.2966	0.2611	0	1
	老年人占比	41546	0.3184	0.3784	0	1

生产经营的完全放弃,这一概念同时体现了农地流转的数量与质量。而“长期转出的农地占比”表示签订了2年期及以上期限的转出农地占农户所有承包农地的比例,“全部转出的流转年限”表示农户转出其所有承包农地所签订的流转年限,这两个连续变量也能同时体现农地流转数量与质量的概念。

2. 核心自变量。本文关注的核心自变量为社会养老保障水平。关于这一变量,现有实证研究中多以是否参与新农保的二分变量来代理农村居民的社会养老保险参保水平,在家庭承包为基础的土地制度上,这一做法可以在一定程度上避免实证过程中自变量与因变量代理层面不一致导致的问题。但同时,因为将社会养老保障水平进行了降维,许多关键信息会被遗漏。为解决代理层面不一致的问题,同时尽可能保留更多社会养老保险保障水平的信息,本文对自变量的量化综合了户主及其配偶的保障水平,同时也考虑了中青年农户与老年农户存在的异质性,即中青年农户的社会养老保障水平等于中青年户主及其配偶的缴费金额均值,老年农户的社会养老保障水平同样也等于老年户主及其配偶的养老金收入均值。这样做能在尽可能不丢失信息的同时,将本文关注的因变量和自变量代理层面回归一致。因此,本文设置的两个自变量分别为“平均缴费对数”和“平均收入对数”,前者代表了中青年农户的缴费水平,后者则是老年农户的收入水平。

3. 劳动力变量。本文的数理模型中假设社会养老保障水平主要是通过影响农户的劳动力供给决策来影响农地流转决策,因此在实证模型中有必要加入劳动力变量。本文以家庭中从事农业生产经营人数与家庭总人数之比代理模型中的 L^f , 变量名称为“务农人口占比”;同时以家庭中在外工作人数与家庭总人数之比代理模型中的 L^w , 变量名称为“外出务工人口占比”。

4. 其他控制变量。叶剑平等(2006)、Feng(2008)等都认为农户的家庭人口数、非农人口比例、农民受教育程度会显著影响其土地流转行为。钱文荣(2002)的研究则发现土地流转意愿与家庭的人口数量、家庭收入有密切联系。Besley(1995)在研究土地产权与投资激励时认为农户面临的土地资源禀赋也会对其农业生产行为产生影响。其他诸如工作职业、年龄和受教育程度等也被学界证明会影响农地流转的发生(黎霆等,2009;闫小欢等,2013)。现有文献已经充分证明了农地流转行为与户主、农户家庭等有密切联系,因此本文使用的控制变量还包括代表户主的个体特征变量:性别、年龄、受教育程度、健康状况、是否为党员,以及代表农户的家庭特征变量:家庭总收入、家庭总人口数、子女数量占比、老年人占比、拥有承包地面积,具体的变量定义和描述性统计如表1所示。

(三) 实证策略

现有研究普遍认为社会养老保障对农地转出存在着因果联系(徐志刚等,2018;罗仁福等,2019),结合本文在理论框架部分的数理推导结果可以发现,农户的社会养老保障水平对农地流转市场发育的因果关系较为复杂。为了厘清这一关系,本文利用三期面板数据建立了农户层面的固定效应模型作为基本模型,通过去除个体和时间层面的固定效应可以得到消除了部分内生性问题后较为稳健的估计(陈云松等,2011)。基本模型设定如下:

$$Y_{it} = a + \beta_1 X_{it} + \beta_2 L_{it} + \alpha_i + \alpha_t + W_i \vec{Z}_{it}' + \mu_{it}$$

其中, Y_{it} 为本文关注的因变量,代表农地流转市场的发育情况,包括农地流转数量和质量两个维度; X_{it} 则为核心自变量,代表农户的社会养老保险保障水平; L_{it} 为劳动力变量,表示农户的劳动力投入情况; \vec{Z}_{it} 则表示本文实证研究所需的控制变量向量,考虑到本文理论模型设置中存在关于农户收入水平、农地转出决策、集体经济状况等假设,因此在控制变量中还需要加入农户的家庭总收入水平、家庭农地的资源禀赋以及农户所在村庄的集体经济资产对数,控制变量中还包括了基本的人口学特征变量。 α_i 和 α_t 是农户层面固定效应模型中的个体固定效应和时间固定效应, a 为常数项, μ_{it} 则为残差项。

根据本文的理论框架和相应假说,除了设立基本的固定效应模型外,本文还要验证农户在面临不同社会保障水平上的不同行为,因此还需采用分位数回归估计进行实证检验,采用的模型形式仍为基本的固定效应模型。利用该模型可以检验本文提出的核心假说,即当模型中的 β_1 为正时,说明社会保障水平能促进农地流转市场的发育。利用分位数回归估计可以检验后续推论,其中,若对固定效应模型在低分位点回归得到的 β_1 显著为正,可以证明推论1;若对固定效应模型在高分位点回归得到的 β_1 不显著,可以证明推论2。

四、实证结果

(一)基本回归

表2汇报了全样本的基本回归结果。在利用最小二乘(OLS)法估计社会保障水平对农地流转数量和质量的影响时发现,中青年农户与老年农户在农地流转决策上存在差异,表现为中青年农户的社会养老保险缴费水平上升会促使农地流转的数量和质量下降,其平均缴费水平每上升1%,转出农地的占比会下降0.11%,长期流转的概率则下降0.12%;而老年农户的社会养老保险收入水平上升则会促进农地流转的数量和质量双双提高,平均收入水平每提高1%,转出农地占农户所有承包地面积的比例会提升0.2%,以是否长期流转为代表的农地流转质量提升概率为0.29%。造成这一系数产生明显差异的可能解释在于,从农户当期收入的角度看,中青年农户和老年农户所面临的社会保障参保决策不同,前者面临的是缴纳费用将直接造成当前收入的下降,而后者面临的是获得养老保险收入促进了其收入在当期的增长。因此对于中青年农户来说,要求其提高社会保障水平就意味着提高其缴纳社会养老保险的费用,降低当期的可支配收入,在没有获得实质性养老保障收益的前提下,农户并不愿意放弃手中的农地,不利于农地流转市场的发育。而对于老年农户来说则不会产生这类问题,社会保障水平的提升将直接带来当期收入的上升,对农地养老保障功能起到了直接的替代作用。当然,基本回归结果中只有模型(4)的核心自变量通过了5%的显著性水平检验,其余模型表现不显著,这说明社会保障水平对农地流转数量与质量的影响至少在中青年农户层面的作用是较为复杂的,其中的收入机制究竟在何种社会保障水平上能够影响农地流转还不得而知,需要对模型进一步处理再做分析。

同时,OLS结果还说明,劳动力投入、家庭总收入、农地资源禀赋和集体经济发展状况确实会影响农户的农地流转决策,其中务农人口占比提高会阻碍农地流转市场发育,对农地流转数量的影响在-13%左右,对农地流转质量的影响在-8%左右;家庭中的外出务工人口占比上升会促进老年农户的农地流转数量和质量提高,但对中青年农户的作用不显著,这与叶剑平等(2006)的调研结论相符;家庭总收入的提高会促使农户在质与量的双重维度上转出农地,促进农地流转市场发育,钱文荣(2002)基于浙北农村的实证研究也发现,随着收入水平的提高,农户的农地流转意愿也会加强;拥有更多承包农地的家庭则倾向于减少农地的转出数量;集体经济越强的村社内部农地流转市场发育越好,尤其是对农地流转质量的提升具有显著影响,表现为集体资产每提升1%,农地流转质量会上升0.2%。与现有文献的对比可以发现,本文选用的控制变量确实对农地流转发挥了重要作用,不可忽视。

表3汇报了关于“农地是否全部转出”“长期转出的农地占比”和“全部转出的流转年限”的回归结果,也都未能通过显著性检验,除了以“全部转出的流转年限”为因变量的模型(9)和(10)外,其余变量的回归结果与前文基本保持一致,证明了本文所用计量模型的稳健性。按本文的数理模型推导结果以及全样本回归可见,农户的社会保障水平对农地流转市场发育的因果关系是较为复杂的,因此后文使用了分位数回归的方法对位于不同分位点的样本进行了进一步估计。

表 2 社会养老保障水平对农地流转数量与质量的基本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	农地流转数量		农地流转质量	
平均缴费对数	-0.0011 (0.0014)		-0.0012 (0.0014)	
平均收入对数		0.0020 (0.0014)		0.0029** (0.0015)
务农人口占比	-0.1294*** (0.0090)	-0.1452*** (0.0094)	-0.0729*** (0.0092)	-0.0862*** (0.0094)
外出务工人员占比	-0.0153 (0.0203)	0.0111 (0.0269)	0.0035 (0.0174)	0.0682** (0.0299)
家庭总收入的对数	0.0016* (0.0008)	0.0054*** (0.0012)	0.0018** (0.0007)	0.0068*** (0.0012)
拥有承包地面积	-5.62e-06* (3.09e-06)	-0.0001*** (0.0000)	-1.78e-06 (1.76e-06)	-7.50e-06 (0.0000)
集体经济状况	0.0007 (0.0011)	0.0013** (0.0006)	0.0019*** (0.0004)	0.0021*** (0.0006)
其他控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.0167*** (0.0011)	0.0210*** (0.0015)	0.0091*** (0.0010)	0.0128*** (0.0015)
观测值	25243	16303	25243	16303

注:表中报告了估计系数,括号内为标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。下同

表 3 社会养老保障水平对农地流转市场发育状况的基本回归

变量	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	农地是否全部转出		长期转出的农地占比		全部转出的流转年限	
平均缴费对数	-0.0003 (0.0014)		-0.0007 (0.0012)		0.0530 (0.0918)	
平均收入对数		0.0002 (0.0014)		0.0015 (0.0013)		-0.0078 (0.1007)
务农人口占比	-0.1168*** (0.0082)	-0.1557*** (0.0091)	-0.0689*** (0.0073)	-0.9114*** (0.0079)	-4.4908*** (0.5114)	-7.2876*** (0.6185)
外出务工人员占比	-0.0256 (0.0204)	0.0135 (0.0253)	-0.0000 (0.0158)	0.0581** (0.0241)	-0.7803 (1.2836)	3.6009** (1.8181)
家庭总收入的对数	-0.0002 (0.0008)	0.0026** (0.0011)	0.0009 (0.0006)	0.0059*** (0.0010)	-0.0572 (0.0473)	0.2863*** (0.0719)
拥有承包地面积	-6.41e-06** (3.22e-06)	-0.0001*** (0.0000)	-2.45e-06 (1.82e-06)	-0.0000* (0.0000)	-0.0003 (0.0002)	-0.0012 (0.0014)
集体经济状况	0.0003 (0.0010)	0.0012** (0.0005)	0.0012*** (0.0003)	0.0022*** (0.0005)	0.0920*** (0.0241)	0.2369*** (0.0384)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.0143*** (0.0010)	0.0172*** (0.0014)	0.0081*** (0.0008)	0.0118*** (0.0013)	0.3834*** (0.0634)	0.5845*** (0.1005)
观测值	25243	16303	25243	16303	25243	16303

(二)分位数回归

表4和表5是基于中青年农户样本的分位数回归结果。模型(11)、(13)、(15)、(17)、(19)是固定效应模型在0.25分位点的回归结果,表示面对较低社会养老保障水平时农户所做的决策;模型(12)、(14)、(16)、(18)、(20)是固定效应模型在0.75分位点的回归结果,表示面对较高社会养老保障水平的农户所做决策。可以发现,所有在低分位点上的估计系数都通过了1%的显著性水平检验为正,且在高分位点上的估计系数均不显著,证明了本文的推论1。

表4 基于中青年农户社会养老保障水平的分位数回归:对农地流转数量与质量的分析

变量	(11)	(12)	(13)	(14)
	农地流转数量		农地流转质量	
	Q=0.25	Q=0.75	Q=0.25	Q=0.75
平均缴费对数	0.0023*** (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0025*** (0.0001)	0.0001 (0.0002)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.0080*** (0.0001)	0.0047*** (0.0001)	-0.0107*** (0.0001)	0.0062*** (0.0002)
观测值	25243	25243	25243	25243

表5 基于中青年农户社会养老保障水平的分位数回归:对农地流转市场发育状况的分析

变量	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
	农地是否全部转出		长期转出的农地占比		全部转出的流转年限	
	Q=0.25	Q=0.75	Q=0.25	Q=0.75	Q=0.25	Q=0.75
平均缴费对数	0.0018*** (0.0001)	0.0001 (0.0000)	0.0019*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0426*** (0.0016)	0.0234 (0.0187)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.0058*** (0.0001)	0.0028*** (0.0000)	-0.0086*** (0.0001)	0.0051*** (0.0001)	-0.4497*** (0.0016)	0.3983*** (0.0186)
观测值	25243	25243	25243	25243	25243	25243

具体来看,处于较低社会养老保障水平的中青年农户,户主与其配偶的平均缴费水平每提升1%,能促进农地流转数量提升0.23%、农地流转质量提高0.25%、农地全部转出概率提高0.18%、长期转出的农地占比提高0.19%、全部转出的流转年限延长0.0426年。已处于较高保障水平的中青年农户,进一步提高其社会养老保险的缴费水平对农地资源释放也有正向促进作用,但在统计上不显著,证明了本文提出的推论2。

这一结果说明,对于仍有养老压力、正在缴纳社会养老保险,同时也是中国农业农村发展中坚力量的中青年农户,在相对较低的社会养老保障水平上提升其缴纳金额,从而使其能够得到更高的社会养老保障水平对农地流转市场的发育具有显著的正向意义。对于政策制定者来说,要想更好地促进农村农地流转市场发育、促进农地资源的有效配置,就要更加关注这部分面临相对较低社会养老保障的中青年农户,对于这一类人,提高保障待遇能更好、更有效地促进农地流转市场发育、促进农地资源

的有效配置。

表6及表7则汇报了老年农户样本的分位数回归估计结果。从两个表的结果看,老年农户的社会养老保障水平提升确实能显著促进农地流转市场的发育,所有核心自变量的回归系数都通过了1%的显著性水平检验,部分证明了本文的核心假说。对于面临较低社会养老保障水平的老年农户来说,社会养老保障平均收入每提高1%,分别能促进农地流转数量上升0.06%、农地流转质量提升0.11%;而对于已经面临较高社会养老保障水平的老年农户,平均收入的提高同样也能促进农地流转市场发育,提高农地流转数量上升0.02%、质量上升0.05%。

表6 基于老年农户社会养老保障水平的分位数回归:对农地流转数量与质量的分析

变量	(11)	(12)	(13)	(14)
	农地流转数量		农地流转质量	
	Q=0.25	Q=0.75	Q=0.25	Q=0.75
平均收入对数	0.0006*** (0.0001)	0.0002*** (0.0000)	0.0011*** (0.0001)	0.0005*** (0.0000)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.0051*** (0.0001)	0.0023*** (0.0000)	-0.0058*** (0.0001)	0.0022*** (0.0000)
观测值	16303	16303	16303	16303

表7 基于老农户社会养老保障水平的分位数回归:对农地流转市场发育状况的分析

变量	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
	农地是否全部转出		长期转出的农地占比		全部转出的流转年限	
	Q=0.25	Q=0.75	Q=0.25	Q=0.75	Q=0.25	Q=0.75
平均收入对数	0.0006*** (0.0001)	0.0001*** (8.30e-06)	0.0008*** (0.0001)	0.0004*** (0.0000)	0.0267*** (0.0029)	0.0872*** (0.0053)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.0034*** (0.0000)	0.0016*** (4.96e-06)	-0.0046*** (0.0001)	0.0017*** (0.0000)	-0.1993*** (0.0017)	0.0699*** (0.0032)
观测值	16303	16303	16303	16303	16303	16303

更具体地看,老年农户的平均社会养老保障收入每提高1%,在面临不同的保障水平情况下对农地流转市场发育状况有不同的效果。较低收入时,能促进农地全部转出的概率上升0.06%、长期转出农地的占比上升0.08%、全部转出农地的流转年限延长0.0267年;较高收入水平时,则能促进农地全部转出的概率提升0.01%、占比上升0.04%、流转年限延长0.0872年。

老年农户的分位数回归结果说明,当农户开始从社会养老保障中获得收入时,无论当前面临的保障水平如何,都能促进农地流转市场的发育,这和已有对农地转出的研究保持了一致(徐志刚等,2018;张亚丽等,2019)。因为中国农村社会养老保障体系的构建起步较晚,许多老年农户在中青年时期并不需要面对农地流转决策和社会养老保障决策(蒋军成,2017),对于他们来说,当前的农村社会养老保障收入不取决于之前的养老决策而只影响当前的农地流转和养老决策,因此会出现实证部

分中青年农户与老年农户在不同社会养老保障水平下的差异。

五、研究结论与政策建议

本文基于农地流转市场发育的数量和质量双重视角,使用中国农村家庭追踪调查(CRHPS)2015—2019年三期农户面板数据,运用世代交叠的农户效用最大化模型和农户固定效应模型以及分位数回归方法,在理论和实证上从数量和质量双重视角检验了农户社会养老保障水平对农地流转市场发育的影响。

通过数理模型推导及实证研究发现,总体上社会养老保障水平的提升有助于农地流转市场在数量和质量的双重维度上得到充分发展;但对于仍在缴纳养老保险的中青年人,只有在面临较低的保障水平时社会养老保障水平的提高才会显著促进农地流转市场发育;而对于老年农户来说,在不同的社会养老保障水平下,提升社会养老保障收入都会促进农地流转市场的发育。对于这一结果,本文也从中国的农村社会养老保障体系演进角度做了简要讨论,认为老年农户因为不需要在其中青年时期做相关的养老决策,社会养老保障收入只影响了当前的决策,从而更能体现社会养老保障对农地养老保障功能的替代作用。进一步的推测表明,在逐步完善城乡一体的社会养老保障体系背景下,社会养老保障对传统土地保障功能的替代是错综复杂的。在现行的社会养老保障制度下,一方面,提高保障水平带来的“收入效应”会促使老年农户放弃在土地上的耕种,通过农地流转市场提升农地资源的配置效率。另一方面,对于中青年农户来说,提高保障水平就要求自我缴纳的部分相应提升,在外务工仍存在就业风险的情况下,农户不愿意使自己的农地进入流转市场,对于已经在缴纳较高水平养老保险的农户来说,这一情况更加明显,这就导致提升社会养老保障水平反而不会促进农地流转市场的发育,对农地有着“锁定效应”。对于以促进乡村振兴和城乡平衡发展为导向的社会养老保障政策和土地政策的联动,需要根据具体的情况和实际的经验来讨论。

因此本文提出以下政策建议。首先,针对本文关注的核心问题,社会养老保障水平与农地流转市场发育,在社保基金收支状况受到全社会广泛关注的背景下,政策制定者一方面要提高农户在农村的社会养老保障水平,尤其是针对已经在享受养老收入的老年农户,使其能稳定地将农地流转出去,扩大农村农地流转市场规模;另一方面也要为“离农不离土”的外出务工农民提供城乡一体的更高水平养老保障体系,真正使社会养老保障形成对传统农地养老的有效替代。其次,作为中国农业可持续发展的中坚力量,中青年农户表现出低保障时愿意流转、高保障时不愿流转的状况,这说明中青年农户对于未来的社会养老保障预期收入与当前的可支配收入减少之间的认识是存在偏差的,此时若一味地鼓励农户缴纳更高的社会养老保险并不会促进农地流转市场的发育,这就要求政府部门加强对社会养老保障体系及其作用的宣传以加深中青年农户对“缴费—收入”这一关系的理解,同时还要推出更加完善的社会养老保障制度以解决高保障水平的中青年农户不愿流转土地的问题,例如日本的养老保障制度是以全体国民都可享有的基本国民年金加上劳动年金的“双层”保障制度,在保证农民预期收入的同时,充分调动了农民参与土地流转的积极性,实现了社会养老保障制度与农地制度的有效联动(徐强,2011),这将有利于形成社会养老保障对农地养老保障的替代。最后,本文的基本回归还发现家庭中务农人口占比的提高会显著降低农地流转的数量和质量,而家庭收入与集体经济收入的提高则有利于农地流转市场发育,这提示了在推进要素市场化配置和农村土地制度改革的过程中需要特别重视城乡区域的平衡发展,在推进城市化、市民化的过程中不能忽视农户和村庄集体经济对于增加收入的合理需求,更要处理好转移农村劳动力与提高农村收入这一对关系,才能真正实现乡村振兴、共同富裕的历史目标。

参 考 文 献

1. Besley, T.J. Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5): 903~937
2. Deininger, K., Jin, S. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 2005, 78(1): 241~270
3. Deininger, K., Jin, S. Tenure Security and Land-related Investment: Evidence from Ethiopia. *European Economic Review*, 2006, 50(5): 1245~1277
4. Diamond, P.A. National Debt in a Neoclassical Growth Model. *The American Economic Review*, 1965, 55(5): 1126~1150
5. Feng, J., G., Hong, W., Qian, R., Hu, S.G. Aging in China: An International and Domestic Comparative Study. *Sustainability*, 2020, 12(12): 5086
6. Feng, S. Land Rental, Off-farm Employment and Technical Efficiency of Farm Households in Jiangxi Province, China. *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 2008, 55(4): 363~378
7. Glomm, G., Kaganovich, M. Social Security, Public Education and the Growth-inequality Relationship. *European Economic Review*, 2008, 52(6): 1009~1034
8. Kung, K.S. Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(2): 395~414
9. Loren Brandt, 李 果, 黄季焜, Scott Rozelle. 中国的土地使用权和转移权: 现状评价. *经济学(季刊)*, 2004(3): 951~982
10. Ma, X., Heerink, E., Van Ierland, Lang, H., Shi, X. Decisions by Chinese Households Regarding Renting in Arable Land—The Impact of Tenure Security Perceptions and Trust. *China Economic Review*, 2020, 60: 101328
11. Qian, W. *The Economy of Chinese Rural Households*. Palgrave Macmillan, 2020
12. Yao. The Development of the Land Lease Market in Rural China. *Land Economics*, 2000, 76(2): 252~266
13. 蔡 昉, 王美艳. 从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战. *经济研究*, 2016(5): 14~26
14. 陈云松, 范晓光. 社会资本的劳动力市场效应估算——关于内生性问题的文献回溯和研究策略. *社会学研究*, 2011(1): 167~195, 245
15. 程 杰. 养老保障的劳动供给效应. *经济研究*, 2014(10): 60~73
16. 盖庆恩, 程名望, 朱 喜, 史清华. 土地流转能够影响农地资源配置效率吗——来自农村固定观察点的证据. *经济学(季刊)*, 2020(5): 321~340
17. 郭以馨, 代瑞熙, 张莉琴. 新农保是否促进了兼业农户的土地转出——基于断点回归的分析. *中国农业资源与区划*, 2020(6): 186~194
18. 黄宏伟, 胡浩钰. 新农保对农村居民自我养老保障的替代效应——基于家庭土地经营面积变化视角的分析. *社会保障研究*, 2019(6): 65~72
19. 江永红, 程杨洋. 家庭负担是农地流转的约束吗. *农业技术经济*, 2019(4): 43~54
20. 蒋军成. 农村养老保障的制度演进与发展趋势探析. *云南民族大学学报(哲学社会科学版)*, 2017(2): 67~77
21. 金成武. 中国城乡融合发展与理论融合——兼谈当代发展经济学理论的批判借鉴. *经济研究*, 2019(8): 183~197
22. 黎 霆, 赵 阳, 辛 贤. 当前农地流转的基本特征及影响因素分析. *中国农村经济*, 2009(10): 4~11
23. 李 琴, 李 怡. “新农保”对中国农地流转的影响估计——基于 CHARLS 数据的研究. *农村经济*, 2018(6): 99~105
24. 李 琴, 杨松涛, 张同龙. 社会保障能够替代土地保障吗——基于新农保对土地租出意愿租金的影响研究. *经济理论与经济管理*, 2019(7): 61~74
25. 刘怀宇, 曹诗男, 邓 晶, 薛桂霞. 农户家庭劳动力配置决策机制探讨——一个多主体模型的视角. *农业技术经济*, 2015(2): 14~22
26. 罗必良, 邹宝玲, 何一鸣. 农地租约期限的“逆向选择”——基于9省份农户问卷的实证分析. *农业技术经济*, 2017(1): 4~17
27. 罗仁福, 刘 琰, 刘承芳, 张林秀, 赵启然. 新型农村养老保险对农户家庭土地流转行为的影响——基于中国农村发展调查的5省农户微观数据. *经济经纬*, 2019(3): 33~40
28. 马歇尔. 朱志泰, 译. *经济学原理*. 商务印书馆, 1997
29. 穆光宗. 中国传统养老方式的变革和展望. *中国人民大学学报*, 2000(5): 39~44
30. 聂建亮, 钟涨宝. 保障功能替代与农民对农地转出的响应. *中国人口·资源与环境*, 2015(1): 103~111

31. 钱文荣. 浙北传统粮区农户土地流转意愿与行为的实证研究. 中国农村经济, 2002(7): 64~68
32. 史常亮, 占鹏, 朱俊峰. 土地流转、要素配置与农业生产效率改进. 中国土地科学, 2020(3): 49~57
33. 双琰, 胡江峰, 王钊. 粮农生产行为调整动机: 效益还是效用——基于 2290 份农户的追踪调查样本. 农业技术经济, 2019(7): 28~39
34. 田传浩, 方丽. 土地调整与农地租赁市场: 基于数量和质量的双重视角. 经济研究, 2013(2): 110~121
35. 王常伟, 顾海英. 城镇住房、农地依赖与农户承包权退出. 管理世界, 2016(9): 55~69, 187~188
36. 王小广. 中国的小农体制与规模经营. 中国农村观察, 1995(1): 44~47
37. 王亚楠, 纪月清, 徐志刚, 钟甫宁. 有偿 VS 无偿: 产权风险下农地附加价值与农户转包方式选择. 管理世界, 2015(11): 87~94, 105
38. 王银梅. 中国社会化小农与农村土地流转. 农业经济问题, 2010(5): 45~50, 110
39. 徐莉, D·盖尔·约翰逊. 中国农村老年人的社会保障. 中国人口科学, 1999(5): 1~10
40. 徐强. 土地流转与农民养老的经济保障研究. 经济管理, 2011(12): 164~172.
41. 徐珍源, 孔祥智. 转出土地流转期限影响因素实证分析——基于转出农户收益与风险视角. 农业技术经济, 2010(7): 30~40
42. 徐志刚, 宁可, 钟甫宁, 纪月清. 新农保与农地转出: 制度性养老能替代土地养老吗——基于家庭人口结构和流动性约束的视角. 管理世界, 2018(5): 86~97, 180
43. 许庆, 章元. 土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励. 经济研究, 2005(10): 59~69
44. 闫小欢, 霍学喜. 农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省 479 个农户调查的分析. 农业技术经济, 2013(7): 34~44
45. 杨宗耀, 仇焕广, 纪月清. 土地流转背景下农户经营规模与土地生产率关系再审视——来自固定粮农和地块的证据. 农业经济问题, 2020(4): 37~48
46. 姚洋. 中国农地制度: 一个分析框架. 中国社会科学, 2000(2): 54~65, 206
47. 叶剑平, 蒋妍, 丰雷. 中国农村土地流转市场的调查研究——基于 2005 年 17 省调查的分析和建议. 中国农村观察, 2006(4): 48~55
48. 张川川, John Giles, 赵耀辉. 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给. 经济学(季刊), 2015(1): 203~230
49. 张景娜, 张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据. 中国农村经济, 2020(3): 57~77
50. 张乐, 曹静. 中国农业全要素生产率增长: 配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析. 中国农村经济, 2013(3): 4~15
51. 张亚丽, 白云丽, 甄霖, 辛良杰. 新农保能促进农户土地流转吗——基于 CHARLS 三期面板数据. 自然资源学报, 2019(5): 1016~1026
52. 赵光, 李放, 黄俊辉. 新型农村养老保险对农民土地流转行为的影响——基于“中国健康与养老追踪调查”数据的倍差法分析. 江西财经大学学报, 2015(4): 49~58
53. 赵晶晶, 李放. 养老金收入对农村老年人劳动供给的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析. 农业经济问题, 2017(3): 63~71, 111
54. 赵静. 养老保险对家庭教育支出的影响——基于世代交叠模型的分析. 中国经济问题, 2014(4): 75~87
55. 赵楠. 世代交叠模型及其应用. 经济学动态, 2004(4): 60~63
56. 郑淋议, 罗箭飞, 洪甘霖. 新中国成立 70 年农村基本经营制度的历史演进与发展取向——基于农村土地制度和农业经营制度的改革联动视角. 中国土地科学, 2019(12): 10~17
57. 郑晓冬, 方向明. 社会养老保险与农村老年人主观福利. 财经研究, 2018(9): 80~94
58. 郑晓冬, 上官霜月, 方向明. 新型农村社会养老保险政策效果的研究综述. 农业经济问题, 2020(5): 79~91
59. 朱建军, 杨兴龙. 新一轮农地确权对农地流转数量与质量的影响研究——基于中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据. 农业技术经济, 2019(3): 63~74
60. 朱文珏, 罗必良. 农地流转、禀赋效应及对象歧视性——基于确权背景下的 IV-Tobit 模型的实证分析. 农业技术经济, 2019(5): 4~15
61. 诸培新, 苏敏, 颜杰. 转入农地经营规模及稳定性对农户化肥投入的影响——以江苏四县(市)水稻生产为例. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017(4): 85~94, 158

The Social Pension Insurance Level and the Development of Agricultural Land Rental Market

——Based on the Dual Perspectives of Both Quantity and Quality

QIAN Wenrong, HONG Ganlin, ZHENG Linyi

Abstract: The social security function of land is closely related to the rural social pension insurance system. Whether the improvement of the social pension insurance level will form an alternative to the social security function of land is the focus of this article. Based on dual perspectives of both quantity and quality, this paper examined the influence of the social pension insurance level on the development of farmland rental market. By using panel data, we established a fixed effect model empirically the relationship between the social pension insurance level and the development of farmland rental market. The results showed that for the young people, the higher the level they stay does not promote the development of the farmland rental market but will significantly promote the development of the market in terms of quantity and quality when faced with a lower level of social pension insurance. For the elderly farmers, the improvement of social pension insurance level can significantly promote the development of agricultural land rental market. Therefore, we believe that the policies should pay more attention to the construction of a high-level social pension insurance system, and at the same time pay attention to the balanced development of urban and rural areas and the linkage relationship between land and social pension insurance policies.

Keywords: Rural Aging; Pension Insurance Level; Farmland Rental Market; Quantile Regression

责任编辑:李 雪