

城镇住房、农地依赖 与农户承包权退出*

□王常伟 顾海英

摘要:当前,中国农村户户务农的农地经营格局已被打破,农地配置的优化引发了对农地承包权退出机制的政策考量。本研究利用沪、浙、苏等相对发达地区的农户微观调查数据,在农地退出决策理论分析的基础上,对农户承包农地的退出意愿进行了考察,特别是分析了城镇住房、农地依赖对农户农地承包权退出意愿的影响。研究表明,34.85%的样本农户具有承包权退出意愿,对农地依赖弱的农户更倾向退出承包权,但拥有城镇住房却由于财富效应的存在,在一定程度上抑制了农户承包权的退出意愿,这一研究结论揭示,现有农地退出政策或是一种次优选择,即最有条件退出农地承包权的农户反而倾向选择持有农地承包权。另外,研究还进一步考察了农户对农地承包权退出的补偿诉求,结果表明,农地依赖型的农户更倾向选择保障性补偿。

关键词:承包权退出 农地流转 城镇住房 财富效应

一、引言

改革开放初期,中国确立了以农村集体内部均分为主要特征的农地制度,农户享有农地的承包经营权,这一制度安排适应了当时中国农村社会的形势并极大地促进了农业生产力的发展(刘德强等,1988;Lin,1992;冀县卿、黄季焜,2013)。在此之后,尽管农户的承包经营权通过延包被不断确认与强化^①,但在制度放活及外部机会激励的作用下,中国农村人地关系逐步松动,农民与土地开始有条件地参与市场,人人有份、户户务农的格局被打破,农业经营成为农民就业的可行选择。目前,中国第一产业就业人员比重已从改革开放初期的70%以上下降到了30%以下。另外,在市场激励与政策推动的双重作用下,近年来中国农地流转率也出现了快速上升的趋势,截至2015年年底,全国承包耕地流转面积已达33.3%。人地分离的现象在东部发达地区表现的更为明显,以上海市为例,上海市农业委员会数据显示,目前农地的流转面积比例已超过70%。与此同时,随着农民对农业依赖的弱化,部分农民不仅在生产上脱离了农业,在生活与居住方面也开始向城镇迁移。农民生产与生活方式的变化,引发了政策层面对农户农地承包经营权退出议题的关注。

为了适应农村与农业的新变化,近

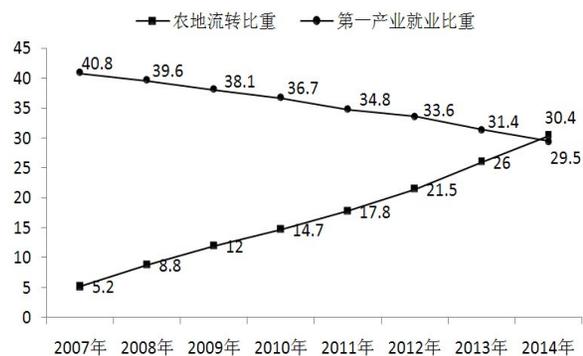


图1 近年来中国农地流转面积比例
与第一产业就业人员比重变化

*本研究得到国家社科基金重点项目(15AZD010)、国家社科基金青年项目(13CJY072)以及国家自然科学基金重点项目(71333010)的资助,特别感谢上海市农业委员会在数据调查中的支持。顾海英为本文通讯作者。

年来农地承包经营权退出的议题已进入中央政策考虑范围^②,特别是党的十八届三中全会以来,在落实农地承包经营权长久不变的同时,开始在有条件的地区探索承包经营权的实质退出。如2015年出台的《国务院办公厅关于加快转变农业发展方式的意见》指出:“在坚持农村土地集体所有和充分尊重农民意愿的基础上,在农村改革试验区稳妥开展农户承包地有偿退出试点,引导有稳定非农就业收入、长期在城镇居住生活的农户自愿退出土地承包经营权”。农地承包经营权退出机制的探索,不但可以弱化资源配置的扭曲、促进农业的适度规模经营,还可以改善农民的福利,为农民进城提供更多的原始资本与保障条件(郭熙保,2014;黄祖辉、傅琳琳,2015)。当前,我国拥有承包经营权的农户共两亿多户,仅靠农民集体成员权的放弃或是自然人的消亡,在承包权层面的农地适度规模集中必然是一个长期的过程,尽管流转也可以最终达成实际适度规模经营的目的,但权利人的分散必然会带来更大的交易成本,甚至影响经营过程中的平稳性^③。因此,农地权属的适度集中将是我国现代农业发展的一个长期趋向。另外,充分补偿下农地承包经营权的退出机制,将进一步明晰承包经营权的价值属性,增加农户的选择集,在有效防控退地农户风险的前提下,对于存在退出意愿的农户将是一种福利改进,补偿机制的完善也将有利于城镇化的推进^④。然而,由于承包经营权之于农民生活、社会稳定的重要意义,国家在此议题方面亦非常谨慎,为了防止政策的冒进与潜在的风险,新近政策导向也着重强调了承包权有偿退出的前提条件,一方面要充分尊重农民意愿,防止被退地、被上楼的现象发生,另一方面承包经营权的退出主要面向有条件的地区与有条件的农户,即主要面向已摆脱农地依赖、可融入城镇的农户。可见,尽管长期来看承包农地退出具有重要意义,但亦应正视现阶段农地之于我国绝大多数农民的重要性以及退地所带来的潜在风险。与之相关联的问题是,我国当前有没有到推进农地承包权退出政策的时机,或是我国农户承包权退出意愿如何?另外,是否有条件退出的农户退出承包经营权的意愿更强,或是对农地依赖较弱及具有城镇转移条件的农户更愿意退出承包权?对这些问题的回答,不但可以让我们了解农户

农地承包权退出的意愿诉求,而且对退地政策指向的预期效应也将有所揭示。本研究正是基于对以上问题的回应,通过对上海、浙江、江苏三地农户的微观调查,考察了我国相对发达地区农户承包经营权的退出意愿,并着重检验了城镇住房以及农地依赖对农户农地承包权退出意愿的影响。

本文研究表明,发达地区具有较高比例的农户存在退出农地承包权的意愿,城镇住房与农地依赖两个变量均对承包农地退出意愿存在显著影响。尽管拥有城镇住房的农户具有更有利的城镇转移条件,并且对农地的依赖更弱,农地流转的比例更高,但拥有城镇住房却与农户承包经营权的退出意愿负相关,即控制其他条件下,拥有城镇住房的农户退出农地承包权的意愿更低。对于这一现象,本文从城镇住房的财富效应视角进行了解释。而从农地依赖对农户承包权退出意愿的影响来看,农地依赖程度低的农户,更倾向退出承包经营权,实证结果与预期相一致。研究结论揭示,对于发达地区,农地承包权的退出已存在较大需求,政策应予以跟进。但由于人们对承包地财产化的预期,相较政府政策期望指向退地群体,退出机制可能会出现次优结果,即并不是最有条件退地的农户优先选择农地承包权的退出。解决这一问题的关键在于完善农地政策、充分界定农地权能、明晰补偿机制等,使农户对农地价值形成相对一致的理性预期。

从已有研究来看,由于农地对粮食安全、小农生计等方面的重要意义,世界很多国家都对农地市场采取了一定的限制(Prosterman and Hanstad, 1999; Awasthi, 2014)。总体来看,基于市场的农地配置途径主要包括流转租赁以及权属交易(Deininger and Jin, 2008);农地的流转或租赁是农地市场上的普遍现象(Marks-Bielska, 2013),有些农户虽已离地进城,但却依然保留农地产权,在发达国家近一半左右的农地所有权人已不属于种地农民(Ryan et al., 2001);农户对农地出租流转的决策受到多种因素的影响,如Deininger和Jin(2005)从理论层面分析了农业经营能力、农地流转成本对农地流转的影响,并利用中国3省份数据对农地流转效率进行了考察。相对于农地流转租赁,即使在产权很完善的国家,农地的交易量也很小,家庭农场往往在遇到困难时才会出售土地(Federi-

co, 2005), 并且由大地主向小农户出售土地的情况也不多见(Bardhan and Udry, 1999)。Ray(2000)总结了农地交易市场不活跃的原因, 土地价值包括土地耕作所产生收入流的贴现价值和土地可被用作抵押品的价值, 而贷款买地的买主直到还清贷款前很难获得土地的抵押价值, 这使得交易双方对土地价值的认知不同, 因而抑制了土地买卖(Feder et al., 1988; Binswanger et al., 1995); 另外, 对未来农地价值增值的预期(Inman et al., 2002)、希望后代能继承(Zollinger and Krannich, 2002)等因素也阻碍了农地的交易。在农地退出影响因素的研究方面, Todaro(1969)、Harris和Todaro(1970)很早便对农业人口向城市转移的决策机理进行了分析, 认为: 在两部门的经济中, 农民放弃农地经营而进入城市的决策主要受到对城乡收入差距预期的影响。除此之外, 有些学者分析了农户特征对农地出售意愿的影响, 如Holden和Bezu(2016)通过对埃塞俄比亚的调研表明, 性别、教育、年龄、农地规模等变量对农地出售意愿存在显著影响; Wongchai(2015)对泰国北部农户的研究表明, 负债对农民的农地出售存在显著影响, 富有的农户出售农地的概率相对较低。在农地依赖与非农就业相关性的研究方面, Yee等(2004)通过对美国东南部1960~1996年的数据分析表明, 农业生产比较收益越高, 农民非农就业的概率越低。有些学者则从政府政策视角对农地退出问题进行了分析, 如Myyrä和Pouta(2010)研究了税收对芬兰农地所有者出售农地的影响, 结果表明: 对保留农地征税或是对农地买卖交易收入减税在一定程度上将促进农地出售。Ray(2000)则指出, 要实现土地资源配置的改进, 促使土地所有者在不损失福利的条件下退出土地权属, 政府动用财政进行补偿是一种可行的选择。基于我国农地制度现实, 在农地资源配置研究领域国内文献大多关注农地流转(陈飞、翟伟娟, 2015; 马晓河、崔红志, 2002), 对于农地退出机制的讨论近年才开始出现(张学敏, 2013; 刘同山、牛立腾, 2014; 杨婷、靳小怡, 2015), 如王兆林等(2011)通过对重庆市的调查表明, 愿意退出承包农地的农户仅占调查样本的8.42%; 高佳和李世平(2014)对陕西省关中地区农户的调查显示, 选择“愿意退出土地”及“非常愿意退出土地”的农户占样本量的24.2%。已有的研究

表明, 我国农户承包农地退出决策受到多种因素的影响, 王丽双(2015)对辽宁省铁岭市农户的调查分析表明, 职业分化程度对农户农地经营权退出意愿存在显著影响, 但对农地承包权退出意愿的影响不显著; 郭熙保(2014)指出, 农民工既想生活和工作在城市, 但又不愿放弃农村户口, 这种矛盾心理主要不是源于对农村的留恋, 而是产生于利益的考虑, 农民工在农村拥有承包地, 它已经成为农民的重要财产收入来源; 罗必良等(2012)对广东省的研究表明, 农户的农地承包经营权退出, 不仅是一个经济要素的流动问题, 也不仅是一个预期收益与机会成本的权衡问题, 还是一个农民的社会心理问题。总体来看, 尽管国外的研究对我国承包农地退出机制的推进存在一定的启示, 但毕竟社会环境与制度背景有所差异; 而国内研究虽近年对农户承包农地的退出有了一定的关注, 但深入的实证分析还比较缺乏, 并且, 立足政策指向, 针对城镇化水平较高地区检验相应条件因素对农户退出意愿影响的研究还有待进一步推进。基于此, 本研究以发达地区农户为主要研究对象, 基于城镇住房与农地依赖两个特定条件, 测度其对农户承包农地退出意愿的影响, 进而检视政策指向的预期效应。

本文接下来的安排如下: 第二部分将基于农户决策模型与Todaro人口转移分析框架, 从理论上分析城镇住房、农地依赖对农户承包权退出的影响机理, 并提出相应假设; 第三部分将对本文所利用数据来源进行说明, 并对样本特征及考察变量进行描述性统计; 第四部分则从实证视角具体考察城镇住房以及农地依赖对农户承包权退出意愿的影响; 第五部分进一步分析了不同城镇住房拥有状况及农地流转状况农户对承包权退出补偿诉求的差异; 第六部分为本文总结, 并指出了本研究的政策含义。

二、理论框架

农地承包经营权是我国农户享有的重要权能, 不但定义了农户的身份, 其资源属性使之成为农民重要的生活保障、收入来源, 甚至成为对未来生活稳定性预期的一种依托。因此, 农户对农地承包经营权的退出决策也会涉及较多考量。本部分将主要基于经济学视角从理论层面分析农户承包权退出的决策机理, 特别是考察农地依赖、城镇住房对

农户退地决策的预期影响。假设农户退出农地承包权后将进入城镇就业与生活,基于Todaro(1969)人口转移模型,只有当农户退地进城的预期效用大于持有农地承包经营权的效用时,农户才会选择退出承包经营权。

首先,假设不存在承包权退出机制,借鉴Deininger和Jin(2005)的农户决策分析思路,农户将在农业生产与外出打工之间配置劳动力禀赋,并在农业生产与农地流转市场之间配置农地禀赋,农户的收益主要为农业生产收益、非农就业收益以及农地流转收益,一期收益的具体形式可以表示为^⑤:

$$V_{Ri}(l, e, w_i, r) = pf(l, e) + w_i(L - l) + r(E - e) \quad (1)$$

其中, V_{Ri} 代表农户 i 持有农地承包经营权条件下的当期收入, L 与 E 分别代表农户的劳动禀赋与土地禀赋, l 与 e 则分别代表投入到农业生产中的劳动与土地数量, $f(l, e)$ 为农业生产函数, p 为农产品价格, $pf(l, e)$ 则代表了农业生产收益, w_i 为农户在非农就业市场上的工资报酬, 假设不同能力条件的农户在外部市场获取的工资 w_i 存在差异, w_i 越低意味着农户获取外部工资的能力越弱, 或可以理解为农户对农业的依赖越强^⑥, $w_i(L - l)$ 与 $r(E - e)$ 分别为农户在非农市场上的劳动收益及在农地流转市场上获取的地租收益。

假设农业的生产函数为C-D形式,在资本投入固定的条件下 $f(l, e) = Al^\alpha e^\beta$ 。假设农业劳动不存在绝对过剩^⑦, 当 $\alpha + \beta \geq 1$ 时, 由于农业生产的规模报酬不变或递增, 农业生产要素的投入将在 $f(L, E)$ 处取得最优结果, 此时, 若 $pAL^\alpha E^\beta \geq w_i L + rE$, 理性的农户会将已有禀赋全部投入到农业生产中, 而随着 w_i 的增加, 一旦 $pAL^\alpha E^\beta < w_i L + rE$, 由于要素禀赋数量的约束, 农户不可能通过扩大农业生产规模来增加农业的边际产出, 则理性的农户会将农地全部流转并实现外部就业, 因此, w_i 越高的农户, 越倾向农地流转并从事非农就业。而当农业生产函数存在规模报酬递减, 即 $\alpha + \beta < 1$ 时, 若 $pAL^\alpha E^\beta \geq w_i L + rE$, 理性的农户也会将全部禀赋投入到农业生产中, 而随着 w_i 的增加, 一旦 $pAL^\alpha E^\beta < w_i L + rE$, 理性的农户将通过配置现有禀赋使(1)式最大化, 此时由 $\partial V_{Ri} / \partial l = 0$, 以及 $\partial V_{Ri} / \partial e = 0$ 可得农户禀赋配置的最优条件为:

$$p \frac{\partial f(l, e)}{\partial l} - w_i = 0 \quad (2)$$

$$p \frac{\partial f(l, e)}{\partial e} - r = 0 \quad (3)$$

联合(2)、(3)式可得:

$$l^* = \left[\frac{pA\beta^\beta \alpha^{1-\beta}}{w_i^{1-\beta} r^\beta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (4)$$

$$e^* = \left[\frac{pA\alpha^\alpha \beta^{1-\alpha}}{w_i^\alpha r^{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (5)$$

由(4)、(5)式可知, $\partial l^* / \partial w_i < 0$, $\partial e^* / \partial w_i < 0$, 亦可证明投入到农业生产的劳动以及土地与外部工资获取能力成反比, 即个体外部就业工资越低, 对农业的依赖越强, 农地流转的比例将越低, 同时会配置更多的劳动从事农业生产。另外, 假设农户从事农业生产时, 农业劳动投入 l 存在最低门槛 \underline{l} , 而如果当 $l \geq \underline{l}$ 时, $p\alpha A l^{\alpha-1} e^\beta < w_i$ 恒成立, 则农户也将会完全脱离农业生产, 此时, $E = e$, 农户会将农地全部流转。

现在假设存在农地承包权退出机制, 农户可以选择获取一定的经济补偿而永久退出农地承包权^⑧。借鉴Todaro(1969)分析思路, 农户是否选择退出承包农地的决策将受到退地进城期望收益与持有农地承包权预期收益差值的影响, 鉴于本文已将农户非农就业收益个体化为 w_i , 在此将忽略获取非农就业机会概率对农户非农就业收益的影响, 或可理解为当农户没有进入正式部门时 w_i 为一个较低的值甚至为0。此时, 农户退地进城的收益可以表示为:

$$Y_{Ui} = \int_0^t [V_{Ui}(t) - C_i(t) + G] e^{-\gamma t} dt \\ = \int_0^t [w_i L - C_i(t) + G] e^{-\gamma t} dt \quad (6)$$

(6)式中 $V_{Ui}(t)$ 为农户 i 在退地进城后第 t 期的工资收入, 其值为 $w_i L$, γ 为贴现率, 相对于Todaro模型, 在此用动态化的城镇生活成本 $C_i(t)$ 代替了一次性的转移成本, 并且增加了农地承包权退出的补偿 G , G 以消费周期内每期分摊的形式进入收益函数。需要说明的是, 对于存在承包权退出机制时保留农地承包权的收益, 相对于前文给出的不存在农地承包权退出机制时农户承包权持有收益, 由于农地退出补偿政策的出现将使农户对农地的持有价值认知有所变化, 即在 $V_{Ri}(t)$ 之外会存在一个预期价值项, 并且一般来说不同的农户 i 会对预期价值项有不同的认知, 假设预期价值项也以年度分摊 N_i 的形式进入收益函数, 此时持有农地的收益可以表

示为:

$$Y_{Ri} = \int_0^t [V_{Ri}(t) + N_i] e^{-\gamma t} dt \quad (7)$$

在不考虑退地进城就业概率的条件下,农户承包权退出的决策将取决于(6)式与(7)式的比较,为了简化分析,在此仅对分摊后的单期收益进行对比。令农地承包权退出与持有的收益差为 Z_i ,则:

$$Z_i = w_i L - C_i + G - [pf(l, e) + w_i(L-l) + r(E-e) + N_i] \quad (8)$$

由(8)式可以得出, $\partial Z_i / \partial w_i > 0$, $\partial Z_i / \partial C_i < 0$ 以及 $\partial Z_i / \partial N_i < 0$, 即 w_i 越小, 对农地依赖越强的农户, 其所对应的 Z_i 值将越小, 也就意味着其退出承包经营权的条件越难达成; 退地后农户的城镇生活成本 C_i 越低, 农户退出承包经营权的决策条件越容易达成; 另外, 农户对农地承包权持有的预期价值项越大, Z_i 越小, 越倾向保留农地承包权。

为更清楚地分析本文考察变量对农户农地承包权退出决策的影响机理, 在此进一步以农地是否全部流转以及是否拥有城镇住房对农户进行划分, 分析农地流转以及城镇住房对农户农地退出决策的影响。首先考察农地流转对农户承包权退出决策的影响, 当农户对农地依赖较强进而农地没有流转时, 为简化分析依然假设农业可对农户劳动充分吸收, 此时有 $l=L$ 且 $e=E$, 而当农户实现非农就业并将农地完全流转时, 有 $l=0$ 且 $e=0$, 将两种情景条件分别代入(8)式可得:

$$Z_i = G - C_i - rE - N_i \quad (9)$$

$$Z_j = w_j L - C_j + G - pf(l, e) - N_j \quad (10)$$

Z_i 与 Z_j 分别代表农地全部流转以及农地没有流转农户的承包权退出决策条件。假设农地全部流转农户 i 刚好达到退出承包权的临界条件, 因而农户 i 将选择退出农地的承包权, 由(9)式可知, 此时 $G = C_i + rE + N_i$, 将之代入(10)式, 并且假设两类农户的城镇生活成本及对农地承包权持有预期价值认知相同, 此时(10)式变为:

$$Z_j = w_j L + rE - pf(l, e) \quad (11)$$

对于农户 j 来说, 由于在可进行非农就业选择的条件下其选择了进行农业生产, 显示性偏好表明 $rE + w_j L < pf(L, E)$, 即(11)式中 $Z_j < 0$, 农户 j 将选择保留农地的承包权, 这就证明了对农地依赖较弱, 农地已流转的农户更容易达到退出承包权的决策条件, 即在固定其他条件下, 更倾向退出农地承包权。

对于城镇住房来说, 一方面其具有居住效应, 即拥有城镇住房的农户可以减少城镇转移后的生活成本, 上文(8)式已表明, $\partial Z_i / \partial C_i < 0$, 从这个层面来讲拥有城镇住房将对农地承包权的退出具有促进作用; 另一方面, 城镇住房还会因房产价值而存在财富效应, 即拥有城镇住房的农户往往意味着是相对富有的农户, 在严格凹的效用函数假设下, 富有的农户对固定的承包权退出补偿 G 相对更不敏感, 这将降低农户在补偿为 G 条件下的退地意愿, 另外, 上文分析已指出, 持有承包农地的收益还将受到未来预期价值变动 N_i 的影响, 在不考虑其他因素的情况下, 农户的退地决策在一定程度上表现为在确定性的补偿 G 与非确定性的未来预期价值之间进行权衡。对于拥有城镇住房的农户来说, 假设其持有承包农地的效用为:

$$U_i = \sum_{k=1}^n a_k U[F_i + R + \delta_k G] \quad (12)$$

其中, G 被视为风险配置资产, a_k 为风险资产产生 δ_k 收益率的概率, $\sum_{k=1}^n a_k = 1$, 在考虑收益的时间成本条件下, 相对于当期获得确定性的补偿 G , 持有农地承包权的预期收益波动 δ_k 有可能为正, 也有可能为负, F_i 代表拥有城镇房产农户的财富水平, $R = pf(l, e) + w_i(L-l) + r(E-e)$, 假设拥有城镇住房的农户 i 刚好处于保留承包农地的临界条件, 即相对于获得确定性的农地退出补偿 G , 尽管持有承包权意味着未来收益存在一定的风险, 农户 i 更倾向选择保留农地承包权, 此时将确定性价值 G 配置在风险资产时的最优条件可由 $\partial U_i / \partial G = 0$ 确定, 即:

$$\sum_{k=1}^n a_k U'[F_i + R + \delta_k G] \delta_k = 0 \quad (13)$$

对(13)式求关于 F_i 的微分, 可得:

$$\frac{\partial G}{\partial F_i} = \frac{-\sum_{k=1}^n a_k U''[F_i + R + \delta_k G] \delta_k}{\sum_{k=1}^n a_k U''[F_i + R + \delta_k G] \delta_k^2} \quad (14)$$

在递减的绝对风险厌恶以及风险资产期望收益大于0的一般假设下, 可以证明(14)式大于零^⑨。其含义为, 农户对收益不确定性资产的最优配置量与其财富成正比, 即当拥有城镇住房农户财富为 F_i 时, 假设其刚好会将农地承包权视为风险投资资产而持有, 处于保留农地承包权的临界条件, 而没有城镇住房的农户 j 由于其财富水平小于 F_i , 其对

风险资产的配置量将小于 G , 因此没有城镇住房的农户 j 将倾向通过退出农地承包权的方式获得确定性补偿 G , 这就说明, 由于对农地价值的预期存在一定的不确定性, 城镇住房财富效应的存在, 将使拥有城镇住房的农户更倾向将农地作为一项投资而长期持有。Bardhan 和 Udry (1999) 也指出, 对于富人来说农地作为一种资产而具有的某种功能, 但对于穷人来说这种功能是不存在的, 如土地可以提供投资机会等。另外, 农户对农地未来价值预期越高, 其保留农地承包经营权的效用越大, 也即退出的意愿会越低, 而较富裕的农户往往对政策的认知能力更强, 在当前我国对农地权能逐步强化的条件下, 或对农地未来价值存在更高的判断。

基于以上分析, 随着我国农地权属的强化以及农户收入结构的变化, 农户对农地的认知已不再仅停留在通过农业生产创造价值的生产功能层面, 特别是当农户面临承包经营权退出时, 考虑农地的财产功能以及预期的价值变动将更符合农户的决策心理。在此条件下, 拥有城镇住房一方面由于可降低城镇生活成本而将促进农户承包权的退出, 另一方面, 城镇住房还存在财富效应, 而富有的农户对承包农地“资产”变现相对不敏感, 更倾向将承包权视为一种资产投资而长期持有。如果城镇住房的居住效应大于财富效应, 城镇住房将对农户承包权的退出存在促进作用, 而如果城镇住房的居住效应小于财富效应, 拥有城镇住房或将对农户农地承包权的退出存在抑制作用。

总体来看, 对于本文所具体纳入变量, 存在以下理论假设: 首先, 农地流转反映了农户的农地依赖状况, 农地流转程度越高, 意味着对农地的依赖越弱, 外部就业能力越强, 所面临的 w_i 值越大, 相同补偿条件下承包经营权退出的意愿也将越高; 其次, 对于城镇住房来说, 从居住效应来看, 拥有城镇住房将意味着退出承包经营权后转移生活成本较低, 即 C_i 较小, 较低的城镇生活成本将促进农地承包权的退出, 但另一方面, 城镇住房作为农户财富的主要指标变量, 还会存在财富效应, 又在某种程度上对农户承包权的退出意愿存在抑制, 因而城镇住房对承包经营权退出意愿的影响仍不明确,

这也引发了进一步实证检验的必要性。

三、数据来源与描述性统计

本文数据来源于上海交通大学农村经济研究所联合上海市农业委员会, 于 2015 年 12 月对上海、浙江、江苏长三角三地城镇化率较高地区农户的调查。基于本文研究纳入变量需要, 剔除了部分不合格问卷, 共计获取有效样本 1208 份。从样本的来源分布来看, 上海市问卷为 990 份, 占样本量的 81.95%, 涵盖了奉贤、金山、浦东、松江、宝山、嘉定、青浦、闵行以及崇明等涉农区县, 浙江调查主要面向湖州地区, 样本量为 100 份, 占总样本量的 8.27%, 江苏样本主要来自苏州地区, 样本量为 118 份, 占总样本量的 9.77%。

从样本的性别分布来看, 调查样本中男性占 66.39%, 占有较大比重; 从年龄分布来看, 35 岁以下的样本占样本总量的 14.40%, 35~45 岁的样本为 25.17%, 45~60 岁的样本占比最高, 为 41.56%, 60 岁以上的样本为 18.87%; 从受教育情况来看, 教育水平为初中的样本占比最高, 为 38.25%, 其次为高中/中专, 占样本总量的 23.68%, 而初中及以下、大专及以上的样本分别占样本总量的 16.39% 和 21.69%, 相对来说, 长三角地区农户的受教育程度略高于全国平均水平; 从样本的家庭年收入情况来看, 63.91% 的样本农户家庭年收入在 5 万元以上, 说明长三角地区农户的收入水平相对较高。而从农户承包地面积情况来看, 样本农户户均承包地面积为 3.05 亩, 中位数为 2.76 亩; 样本中, 91.72% 的农户已拿到承包权证; 另外, 样本农户户均拥有承包权的人数为 3.05 人, 结合户均承包地面积可知, 样本农户人均承包地在 1 亩左右。总体来看, 调查样本基本反映了长三角发达地区的农户状况(见表 1)。

表 1 样本特征变量含义与统计结果

变量	变量含义	赋值	均值	标准差
性别	样本的性别	男 = 1; 女 = 0	0.66	0.473
年龄	样本的年龄	35 岁以下 = 1; 35~45 岁 = 2; 45~60 岁 = 3; 60 岁以上 = 4	2.65	0.946
教育水平	样本受教育水平	初中以下 = 1; 初中 = 2; 高中/ 中专 = 3; 大专及以上 = 4	2.51	1.006
家庭规模	样本家庭的人口数(人)	样本家庭人口数量	3.89	1.290
收入	样本家庭年收入(元)	1 万以下 = 1; 1~3 万 = 2; 3~5 万 = 3; 5 万以上 = 4	3.50	0.755
承包地面积	样本农户承包地面积(亩)	样本家庭承包地面积	3.05	3.457
承包权证	是否拿到承包权证	是 = 1; 否 = 0	0.92	0.276
承包权人数	样本家庭具有承包权的人数(人)	家庭中拥有承包权的具体人数	3.05	1.274

从目标考察变量情况来看(见图2),可以说住房是当前我国农户离地进城最大的生活转移成本,拥有城镇住房理论上将对农户承包农地的退出存在影响。调查显示,尽管样本农户依然保留了农民户籍或身份,但已有35.43%的农户在城镇购买了商品房,这与上海等地较高的城镇化率和较高的收入水平相一致。农地依赖是本研究重点考察的另一个影响农户农地承包权退出意愿的因素,理论上讲农地依赖很难用一个变量完全刻画,鉴于数据限制并为了研究的便利性,本研究选取了农地流转作为农户农地依赖状况的替代变量。农地完全流转的农户由于放弃了农地经营,意味着其对农地的依赖程度较弱,而没有流转的农户则意味着其对农地的依赖相对较强。调查显示,大部分样本农户农地已完全流转,占总体样本的55.05%,而13.33%的农户农地没有流转,另有31.62%的农户已部分流转了农地。可以看出,相较于33.3%的全国农地流转水平,样本农户的农地流转比例已非常高,调查结果与长三角地区农地流转的宏观统计结果相一致。而从农户的农地退出意愿来看,对于问题“如果能获得相应补偿,你是否愿意退出土地承包经营权(指将承包地退回发包方,并上缴承包权证,且将来也不再申请承包土地)”,调查表明,34.85%的样本农户选择了“愿意”,41.64%的样本农户选择了“不愿意”,其余23.51%的农户选择了“不好说”。从调查结果可以看出,在相对发达的长三角地区,已有相当一部分农户具有退出土地承包权属的意愿,明确表态愿意退出的农户已达1/3以上,这说明研究农户承包

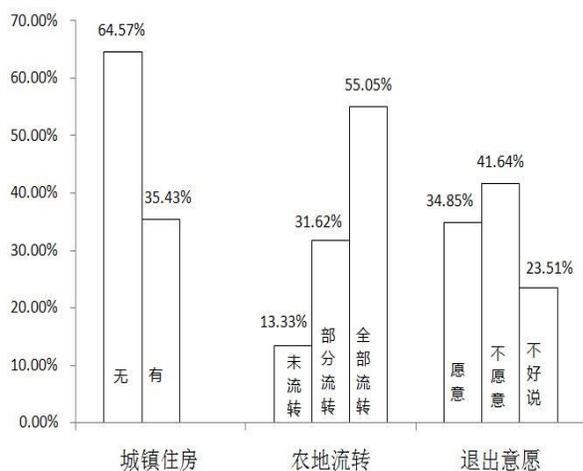


图2 目标考察变量情况

农地的退出问题,已存在需求基础。

四、实证分析

(一)初步判断

基于理论分析,农地依赖与城镇住房将对农户农地的承包经营权退出决策存在影响,为了对理论分析进行实证检验,考察农地依赖对农地承包经营权退出决策影响是否符合理论假说,并检验城镇住房对农地承包经营权退出决策的影响方向,在此建立如下计量模型:

$$y_i = \alpha_i + \beta_{11}house + \beta_{12}dependence + \gamma_{ij}X_{ij} + \delta_{ij}W_{ij} + \epsilon_i$$

其中, y_i 代表农户*i*的农地承包经营权退出意愿; $house$ 为农户城镇住房变量,当样本农户拥有城镇住房时,城镇住房变量取值为1,否则为0; $dependence$ 为农地依赖变量,具体回归中将以农户农地流转变量作为替代变量,当样本农户农地没有流转时,取值为1,当样本农户农地部分流转时,取值为2,而当样本农户农地完全流转时,取值为3^③; X_{ij} 代表第*i*个农户的第*j*个个体特征控制变量,即性别、年龄、受教育水平、家庭规模、家庭年收入, W_{ij} 为第*i*个农户的第*j*个承包经营特征控制变量,即承包地面积、承包权证以及承包权人数。个体特征控制变量、承包经营特征控制变量的含义及赋值见表1。

基于以上计量模型,对农户承包经营权退出意愿的probit回归结果见表2。其中(1)栏为基于总体样本对明确表态愿意退出承包经营权影响因素的考察,即当农户选择愿意退出农地承包经营权时, y_i 取值为1,否则为0。从回归结果可以看出,城镇住房变量系数为负,但不显著,而代表农地依赖的农地流转变量在1%的水平上显著且系数为正,即固定其他条件下,农地流转越充分,对农地依赖越弱的农户越倾向退出农地承包经营权。(1)栏回归中纳入了对农地退出意愿没有明确表态的农户样本,而(2)栏则是基于明确表态愿意或不愿意退出承包经营权农户的回归,此时,城镇住房变量与农地依赖变量均显著,但城镇住房变量系数为负,即拥有城镇住房农户退出承包经营权的意愿更低。另外,农户在面对承包经营权退出决策问题时,存在3个意愿层次,从明确表明愿意退出,

到看情况,再到明确表态不愿退出,代表了逐步递进的态度,为了考察相关变量对这种递进式态度的影响,在此对因变量进行一定的变换,即当农户明确表态愿意退出承包经营权时, y_i 取值为3,当农户选择看情况时, y_i 取值为2,而当农户选择不愿意退出承包经营权时, y_i 取值为1,在此变换形式下的有序回归结果见表2中的(3)栏,结果显示,城镇住房变量与农地依赖变量均显著,即拥有城镇住房的农户不愿意退出承包经营权的概率更高,对农地依赖强的农户更不愿意退出农地的承包经营权。表2中(4)、(5)、(6)栏为基于上海样本对(1)、(2)、(3)栏回归方式的回归结果,对比可以看出基于总体样本与基于上海样本的回归结果非常接近^①。从以上回归中可以初步得出,农地依赖对农地承包权退出意愿的影响与理论分析预期相一致,但城镇住房变量生活成本效应的作用并不明显;相反,拥有城镇住房的农户更倾向保留农地的承包权。从控制变量对样本农户农地承包权退出意愿的影响来看,综合表2回归结果,男性退出承包经营权的意愿更高,这或许由于女性的风险意

识较高,因此不会轻易退出承包经营权;年龄越大,承包农地的退出意愿越低,或随着年龄的增加,外部机会相对更少,因此更不愿退出承包权;家庭中拥有承包经营权的人数越多,越倾向退出承包农地,或由于家庭承包经营权的人数与退出补偿收益正相关,因此更有退出承包权的积极性。但回归结果还显示,教育程度越高,反而承包经营权的退出意愿却越低,收入也在一定程度上影响了农户的农地退出意愿,似乎不符合通常的认知,在下文的分析中将进一步予以解释。

(二)城镇住房与承包经营权退出意愿

城镇住房作为生活居住的场所,其将为农户退出农地承包权后提供进入城镇的住房条件,即拥有城镇住房的农户,其生活转移成本相对较低,但表2的回归结果却显示,城镇住房不但没有促进农户的承包农地退出意愿,反而拥有城镇住房的农户退出农地承包权的意愿更低。背后的机理或由于城镇住房对承包权退出决策影响的财富效应大于居住效应,在当前强化农地权能及权能价值实现多样化的条件下,农户对农地的价值预期也越来越高,对于拥有城镇住房的农户来说,由于其自身财富条件相对较好,退地补偿财富增量的边际效用相对较低,同时风险承担能力较强,更加看重农地承包权的长期收益,即更倾向将农地作为一种预期增值的资产而长期持有。一旦城镇住房的财富效应大于了居住成本效应,城镇住房便从总体上表现出了对农地承包权退出意愿的抑制。尽管上文回归中控制了年收入变量,但收入并不等于财富,而且回归结果亦显示,年收入越高的农户,农地承包权的退出意愿也越低。为了进一步说明城镇住房财富效应对样本农户承包农地退出意愿的影响,在此从两个方面再次进行稳健性检验。首先,以房产面积变量代替城镇住房拥有与否的虚拟变量,并将回归样本限定在已报告城镇房产面积的农户,回归结果见表3中的(1)栏。结果显示,住房面积虽不显著,但系数为负,说明房子面积大,城镇居住条件越好的农户退出承包农地的意愿并非更高,甚至更低。其次,为了在一定程度上克服城镇住房居住成本效应的影响,更好地检验财富效应对农地承包权退出的影响,在此选择了以汽车变量作为城镇住房的代理变量,当

表2 城镇住房、农地流转对农户承包权退出意愿影响的初步检验

	全部样本			上海样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城镇住房	-0.111 (0.086)	-0.204** (0.096)	-0.156** (0.076)	-0.083 (0.097)	-0.185* (0.107)	-0.147* (0.086)
农地流转	0.143*** (0.055)	0.123*** (0.061)	0.102*** (0.048)	0.160*** (0.059)	0.136*** (0.065)	0.122*** (0.052)
性别	0.281*** (0.082)	0.248*** (0.093)	0.185*** (0.071)	0.267*** (0.090)	0.195 (0.102)	0.159** (0.079)
年龄	-0.112** (0.052)	-0.191*** (0.059)	-0.165*** (0.047)	-0.117** (0.058)	-0.184*** (0.065)	-0.163*** (0.052)
教育水平	-0.125** (0.051)	-0.138** (0.058)	-0.115** (0.046)	-0.157*** (0.059)	-0.167** (0.067)	-0.136** (0.053)
家庭规模	0.007 (0.035)	0.032 (0.040)	0.023 (0.031)	0.025 (0.040)	0.035 (0.045)	0.033 (0.035)
收入	-0.014 (0.055)	-0.082 (0.062)	-0.077 (0.049)	-0.049 (0.058)	-0.125* (0.066)	-0.106** (0.052)
承包权证	0.205 (0.150)	0.061 (0.176)	-0.022 (0.123)	0.063 (0.165)	-0.303 (0.208)	-0.251* (0.137)
承包地面积	0.007 (0.012)	0.003 (0.013)	0.003 (0.011)	0.005 (0.013)	-0.001 (0.012)	-0.000 (0.011)
承包权人数	0.072** (0.036)	0.107*** (0.039)	0.092*** (0.031)	0.149*** (0.042)	0.204*** (0.047)	0.163*** (0.037)
常数项	-0.688* (0.360)	0.119 (0.417)		-0.636 (0.404)	0.424 (0.475)	
切点1			-0.538 (0.311)			-0.660 (0.352)
切点2			0.079 (0.311)			-0.049 (0.352)
准R ²	0.027	0.037	0.019	0.041	0.055	0.029
样本量	1028	924	1028	990	762	990

注:***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著;括号内为回归标准误。

农户拥有汽车时汽车变量定义为1,否则为0。在城镇化水平较高的地区,汽车相对来说已有了一定的普及率,且对于农户来说,拥有汽车一般与财富正相关,并且,经检验汽车拥有与城镇住房拥有正相关,以汽车拥有作为城镇住房代理变量的回归结果见表3中的(2)栏。回归结果显示,汽车变量系数为负且在1%的水平上显著,说明越是富有的农户,退出农地承包经营权的意愿越低,表3中(3)栏为基于明确表态农户样本的再次回归,汽车变量依然显著。而当以汽车在一定程度上控制了财富效应后,再次纳入城镇住房变量进行(2)、(3)栏回归,回归结果见表2中的(4)栏及(5)栏,城镇住房变量不再显著。以上回归结果说明,城镇住房之所以会对农户承包农地退出意愿存在抑制作用,其内在的原因或由于城镇住房在一定程度上代表了农户的财富水平,而当财富达到一定水平时,对于农户来说退出承包农地所带来的确定性现值收益激励降低,农户或将更倾向将农地作为一项长期投资资产来持有。另外,基于这一机理,对于表2中教育水平、年收入对农户承包经营权退出意愿的影响也就可以得以理解,年收入虽然并

表3 城镇住房对农户承包权退出意愿的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
房产面积	-0.002 (0.003)				
城镇住房				-0.040 (0.089)	-0.140 (0.099)
汽车		-0.283*** (0.086)	-0.292*** (0.096)	-0.273*** (0.088)	-0.257*** (0.099)
农地流转	0.011 (0.142)	0.136** (0.055)	0.098* (0.060)	0.141*** (0.055)	0.116* (0.061)
性别	0.651*** (0.199)	0.300*** (0.082)	0.268*** (0.093)	0.301*** (0.083)	0.271*** (0.093)
年龄	-0.222* (0.115)	-0.099* (0.052)	-0.174*** (0.059)	-0.099* (0.052)	-0.177*** (0.059)
教育水平	-0.142 (0.122)	-0.090* (0.053)	-0.109* (0.059)	-0.088* (0.053)	-0.103* (0.060)
家庭规模	0.074 (0.071)	0.020 (0.035)	0.043 (0.040)	0.021 (0.036)	0.045 (0.040)
收入	0.215 (0.198)	0.014 (0.055)	-0.061 (0.063)	0.018 (0.056)	-0.047 (0.064)
承包权证	0.527 (0.365)	0.209 (0.149)	0.052 (0.176)	0.210 (0.150)	0.060 (0.176)
承包地面积	0.070 (0.051)	0.006 (0.009)	0.003 (0.013)	0.006 (0.012)	0.003 (0.013)
承包权人数	-0.060 (0.084)	0.067* (0.035)	0.101** (0.040)	0.066* (0.036)	0.099* (0.040)
常数项	-1.637 (1.006)	-0.845** (0.350)	0.031 (0.418)	-0.871** (0.365)	-0.052 (0.422)
准R ²	0.073	0.033	0.041	0.033	0.043
样本量	284	1208	924	1208	924

注:***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著;括号内为回归标准误。

不等于农户财富资产,但一般与之正相关,而教育水平也与农户财富存在相关性,因此,其对承包权退出意愿的影响也就在某种程度上与城镇住房的影响相一致,而当引入财富效应的控制变量即汽车拥有之后,收入变量的影响不再明显,教育水平对承包权退出影响的显著性水平也有所降低。另外,教育水平影响的显著性,或还由于教育水平越高的农户,对于当前农地政策更加了解,因此对承包农地的增值预期有着更高的期许,即使控制了财富效应后,表3的回归中教育程度变量依然显著^⑩。

(三)农地依赖与承包经营权退出意愿

表2及表3的回归结果均显示,以农地流转变量代表的农地依赖对农户承包经营权的退出意愿存在显著的影响。从图3中的统计分析中也可以看出,相对农地没有流转或部分流转的农户,农地全部流转农户中,愿意退出承包权的比例更高,不愿意退出承包权的比例相对较低。但从图2中还可以看出,农地部分流转的农户对承包经营权的退出意愿却低于没有流转的农户,可能的解释或因为这部分农户一方面在农地退出方面更加犹豫,较大部分选择了不好说,另一方面,相对没有流转的农户,虽然部分流转农户对农地的保障性依赖要弱,但对农地的承包经营权或有更多的权属期待,而没有流转的农户中,尽管对农地存在保障依赖,但如果解决了其保障诉求,或依然会存在退出意愿。另外,由于没有加入控制变量,初步统计的结果或受到其他因素的影响,需进一步进行检验。

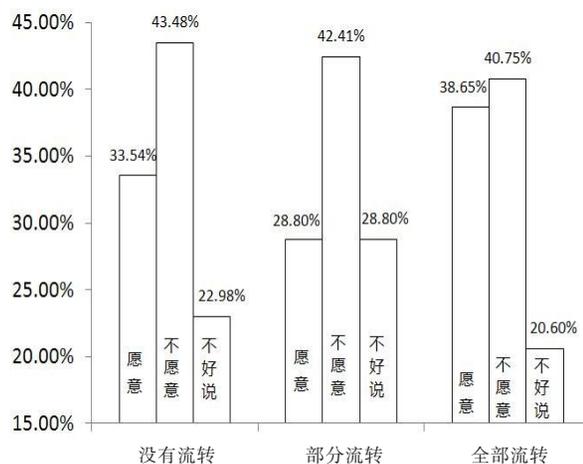


图3 农地流转与农户承包权退出意愿

为了更规范地检验农地依赖情况对农户承包经营权退出意愿的影响,在此首先考察农地全部流转农户相对其他农户的承包经营权退出意愿,即当农地全部流转时农地流转变量定义为1,否则为0,基于明确表态样本的回归结果见表4中的(1)栏。从回归结果可以看出,控制其他变量之后,相对农地没有流转或部分流转的农户,完全流转农户承包经营权退出的意愿更高。农地全部流转农户相对部分流转农户承包经营权退出意愿的测度见表4中(2)栏,回归结果显示,相对农地部分流转农户,农地全部流转的农户退出承包经营权的意愿也更高。表4中(3)栏为以农地部分流转农户为对照组对农地没有流转农户承包经营权退出意愿的考察,从回归结果可以看出,尽管初步统计显示农地没有流转的农户相对部分流转农户退出意愿要强,但在控制了其他变量之后,两类农户在承包权退出意愿方面的差异并不显著。为充分利用农户承包农地退出决策意愿信息,表4中的(4)栏为将承包权退出意愿变量转换为递进的3种状

态时,对农地完全流转变量影响情况的有序回归,回归结果显示,农地流转变量在1%的水平上显著。以上回归结果说明,固定其他条件下,农地完全流转,即对农地依赖较弱的农户退出承包经营权的意愿更高。尽管从平均意义上来看,农地流转反映了农户的农地依赖状况,但却不能代表农地依赖的全部,或许流转只是暂时的,因此,为进一步检验农地依赖对农户承包农地退出意愿的影响,在此以农户对农地的认知作为农地依赖的代理变量,再次进行稳健性检验。即如果个体农户认为农地是农民的生存保障,则认为该农户对农地存在一定的依赖^⑧。调查中对农户的农地认知状况进行了考察,选项共有“它是农民的一种福利”、“它是农民的一种生存保障”、“它是农民的一种责任”、“他是农民的一种负担”以及“其它”等五项,调查结果显示,801个样本农户选择了农地是农民的一种生存保障,520个样本农户选择了农地是农民的一种福利,379个样本农户认为农地是农民的一种责任,选择农地是农民的一种负担或是其他的农户仅有24户^⑨。经检验,认为土地是农民生存保障的农户其农地流转的概率更低,在一定程度上说明了替代变量选择的合理性。在此定义农地保障认知变量,即当农户认为农地是农民的一种生存保障时,农地保障认知变量定义为1,否则为0。纳入农户农地保障认知变量时的回归结果见表4中的(5)栏,结果显示,农地保障认知变量为负且显著,即认为农地是农民生存保障的农户,承包经营权退出的意愿更低,进一步检验了农地依赖对农户承包经营权退出的抑制作用。另外,认为农地是农民责任的农户,在一定程度上说明了该类农户更倾向从农地经营的外部贡献视角来看待农地经营,或在一定程度上反映了该类农户对农地的依赖相对较弱,为了将之与农地保障功能认知影响相比较,在此定义农地责任认知变量,即当农户认为农地是农民的一种责任时,农地责任认知变量定义为1,否则定义为0,纳入农地责任认知变量的回归结果见表4中的(6)栏,农地责任认知变量系数为正且在5%的水平上显著,说明认为农地是农民责任的农户更倾向退出农地承包经营权。由于农地认知的选择是多项选择,为更好地考察农地功能认知对承包经营权退出决策的影

表4 农地依赖对农户承包权退出意愿的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
农地流转	0.232*** (0.089)	0.281*** (0.100)	0.115 (0.143)	0.182*** (0.069)			
农地保障认知					-0.331* (0.176)		-0.356** (0.175)
农地责任认知						0.218** (0.094)	0.228** (0.094)
城镇住房	-0.214** (0.097)	-0.299*** (0.102)	0.055 (0.162)	-0.159** (0.077)	-0.185* (0.104)	-0.184* (0.105)	-0.195* (0.105)
性别	0.242*** (0.092)	0.238* (0.098)	0.150 (0.141)	0.182*** (0.070)	0.289*** (0.098)	0.294*** (0.098)	0.293*** (0.098)
年龄	-0.193*** (0.058)	-0.230*** (0.063)	-0.110 (0.093)	-0.167*** (0.047)	-0.128* (0.063)	-0.149* (0.064)	-0.146* (0.064)
教育水平	-0.144** (0.058)	-0.148** (0.062)	-0.015 (0.095)	-0.121*** (0.046)	-0.084 (0.064)	-0.085 (0.064)	-0.078 (0.065)
家庭规模	0.034 (0.040)	0.027 (0.044)	0.103* (0.061)	0.026 (0.030)	-0.003 (0.043)	-0.007 (0.043)	-0.007 (0.043)
收入	-0.080 (0.062)	-0.101 (0.071)	-0.160 (0.088)	-0.077 (0.048)	-0.001* (0.068)	-0.028* (0.069)	-0.022* (0.069)
承包权证	0.064 (0.176)	0.022 (0.189)	0.230 (0.294)	-0.022 (0.112)	0.359* (0.204)	0.352* (0.202)	0.349* (0.203)
承包地面积	0.003 (0.009)	0.003 (0.009)	-0.068 (0.045)	0.002 (0.010)	0.001 (0.029)	0.014 (0.029)	0.014 (0.030)
承包权人数	0.108*** (0.040)	0.121*** (0.043)	0.068 (0.069)	0.093*** (0.032)	0.011 (0.047)	0.006 (0.047)	0.008 (0.047)
常数项	0.297 (0.386)	0.492 (0.423)	-0.092 (0.607)		-0.137 (0.444)	-0.394 (0.422)	-0.113 (0.443)
切点1				-0.698 (0.284)			
切点2				-0.081 (0.283)			
准R ²	0.039	0.050	0.025	0.020	0.023	0.025	0.028
样本量	924	800	396	1208	857	857	857

注:***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。

响,将保障认知与责任认知变量同时纳入模型的回归结果见表4中的(7)栏,回归结果依然稳健,并且,系数数值与显著性水平都有所增加。以上回归结果进一步验证了农地依赖对农户承包经营权退出意愿的影响,即对农地依赖越强的农户,农地承包权退出的意愿越低。除此之外,表4回归结果还显示,在不同控制农地依赖情况下城镇住房对农户承包农地退出的影响相对比较稳健。

(四)城镇住房与农地流转的交互效应

以上分析考察了固定其他条件下城镇住房与农地依赖对农户承包经营权退出意愿的影响,进一步的问题是,城镇住房与农地依赖或农地流转是否相关,在对农地承包权退出意愿的影响方面是否存在交互效应?为了检验城镇住房与农地流转之间的关系,在此以农地是否全部流转为因变量对城镇住房进行回归,回归结果见表5中的(1)栏和(2)栏,其中(2)栏加入了控制变量。从回归结果可以看出,拥有城镇住房与农地流转正相关,拥有城镇住房的农户更大程度上实现了农地流转,与预期相符。尽管农地流转与农地退出意愿显著正相关,但农户在农地退出与农地流转的决策机理方面,却存在不同的考量,相对于55.05%的

农地全部流转农户,明确表示愿意退出农地承包权的农户仅为34.85%,在承包经营权已充分界定的情况下,农地流转决策不再涉及对农地未来预期价值波动的考量,城镇住房变量之于农地承包权退出决策的财富效应不再适用于农地流转决策,而居住效应则依然会发生作用,因此城镇住房与农地流转显著正相关。从回归结果还可以看出,教育水平变量由对承包经营权退出意愿的抑制,变为对流转意愿的促进,与相关文献研究的结论相一致(马贤磊等,2015)。为了进一步考察农地流转与城镇住房对农地承包权退出意愿影响的交互效应,在此引入城镇住房与农地流转交叉变量,回归结果见表5中的(3)栏,结果显示,农地流转对拥有城镇住房农户与没有城镇住房农户承包权退出意愿的影响存在显著差异,农地流转变量更大程度上影响了没有城镇住房农户的退出意愿。另外,为了考察城镇住房拥有对不同农地流转状态农户农地退出意愿的影响,在此分别对农地全部流转子样本及农地没有流转子样本进行了退出意愿回归,回归结果分别为表5中的(4)栏及(5)栏,从(4)栏回归结果可以看出,在农地完全流转的样本中,拥有商品房的农户承包经营权的退出意愿依然较低,而(5)栏的回归结果却显示,拥有城镇住房变量与农户农地承包权退出意愿正相关,可能的原因或因为,农地没有流转的子样本量相对较小,这必然会影响到回归结果的稳健性。另一方面,对于农地没有流转的农户来说,其对农地还存在较强的依赖,城镇住房的购买或更大程度上是一种被动式的购买,如为了子女的结婚、小孩的教育等,在此条件下,城镇住房已不能作为财富的代理变量,相反,被动购买城镇住房反而会给农户带来一定的经济压力,相对没有城镇住房的农户,退地补偿的即期效用更为明显,或更愿意放弃农地承包权从而获得相应补偿。基于这一推理,城镇住房对农地依赖农户农地承包权退出意愿的促进作用亦可理解。另外,从已报告房产面积的情况来看,农地没有流转且拥有城镇住房农户的户均城镇住房面积,显著小于农地完全流转且拥有城镇住房农户的户均城镇住房面积,差值达15.79平方米,进一步表明了拥有城镇住房对于农地没有流转的农户来说,已不能作为财富代理变

表5 城镇住房与农地流转的交互效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城镇住房	0.558*** (0.078)	0.503*** (0.084)	0.565* (0.328)	-0.200* (0.109)	0.992*** (0.342)
农地流转			0.211*** (0.064)		
城镇住房×农地流转			-0.264** (0.124)		
性别		-0.002 (0.080)	0.279*** (0.082)	0.352*** (0.111)	0.018 (0.280)
年龄		0.013 (0.052)	-0.110** (0.052)	-0.189*** (0.070)	0.131 (0.152)
教育水平		0.163*** (0.051)	-0.127** (0.051)	-0.239*** (0.068)	-0.240 (0.196)
家庭规模		-0.029 (0.035)	0.004 (0.035)	-0.012 (0.047)	0.118 (0.124)
收入		-0.076 (0.054)	-0.015 (0.055)	0.025 (0.078)	-0.006 (0.143)
承包权证		0.105 (0.141)	0.209 (0.151)	-0.006 (0.203)	1.181** (0.529)
承包地面积		0.107*** (0.025)	0.006 (0.012)	0.007 (0.014)	-0.046 (0.084)
承包权人数		-0.055 (0.038)	0.075** (0.036)	0.115** (0.046)	0.009 (0.111)
常数项	-0.064 (0.045)	-0.351 (0.330)	-0.850** (0.369)	0.258 (0.469)	-1.814* (0.968)
准R ²	0.032	0.054	0.030	0.048	0.101
样本量	1208	1208	1208	665	161

注:***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著;括号内为回归标准误。

量的合理性。

从农地承包权退出政策的推进层面来看,拥有城镇住房且对农地没有依赖的农户,其承包农地退出所导致的个人风险及社会风险最小,是农地退出机制最理想的指向对象。以上实证研究表明,一方面,固定其他条件下,对农地依赖越弱的农户,退出的意愿越强,符合政策推进预期,但另一方面,在农地动态改革的条件下,随着农地权属的强化,拥有城镇住房的农户,由于财富效应的存在反而更加倾向持有农地承包权益,农地承包权退出意愿更低,这与政策推进的预期指向存在一定的背离。因此,农地承包权退出政策推进的过程中,或将出现次优的结果,即并非最有条件的农户最期望选择退出。

五、一个延伸考察:农户特征与承包权退出的补偿诉求

对农户承包农地退出意愿的考察仅是一种主观认知的测度,农户现实的退出决策还将受到承包权退出补偿的影响,因此,合理的补偿也就成为农地退出机制的重要内容。当前,我国已有不少地区开展了农地承包权退出机制的试点,也存在不同的补偿方式,总体来看,大多是基于农地流转费用及本轮承包权剩余年限的经济补偿。本研究调查中亦对农户退出承包农地的补偿诉求进行了考察,选项从纯经济补偿到经济补偿加保障共5项,具体调查结果见表6。调查显示,认可在流转价格基础上实施一次性经济补偿的农户占比为16.95%,另外,28.05%的农户希望在基于流转价格补偿的基础上再增加一定的钱款额度,12.20%的农户则希望在一定经济补偿的基础上家庭成员能获得相应保障,2.37%的农户选择了在经济补偿的基础上解决就业,而40.42%的农户希望在获得经济补偿的基础上,解决就业并获得镇保^⑤。可以看出,样本农户对补偿诉求存在一定的差异,部分农户倾向获取纯经济补偿,占比为45%,部分农户则希望在经济补偿的基础上获得相应保障,即使是经济补偿相对较低,该类农户占到了55%。

为了考察不同特征农户对农地承包权退

出补偿政策的诉求,特别是延续本文的主题,进一步考察城镇住房及农地依赖对退地补偿诉求的影响,在此以补偿诉求为因变量对相关影响因素进行回归分析。具体来说,当农户承包农地退出补偿选择为纯经济补偿时,定义为经济诉求型农户,此时令因变量为0,而当农户选择经济补偿及镇保或解决就业时,定义为保障诉求型农户,此时令因变量为1。首先考察城镇住房变量对农户农地退出补偿诉求的影响,probit模型下的回归结果见表7中的(1)栏和(2)栏,其中(1)栏为基于全体样本的回归,(2)栏为基于愿意退出承包经营权农户样本的回归,两次回归结果均显示,拥有城镇住房的农户,对退出承包农地的保障诉求并不显著。表7中的(3)栏进一步考察了住房面积对农地承包经营权退出补偿诉求的影响,具体回归时当房产面积大于100平方米时,令城镇住房变量为1,否则为0,基于已报告城镇住房面积样本的回归结果显示,住房面积系数为负且显著,说明城镇住房面积较大的农户退出承包农地时更倾向获得经济补

表6 样本农户农地承包权退出的补偿选择

序号	补偿方式	比例
(1)	一次性的经济补偿(每亩流转价格×承包总面积×剩余承包期年数)	16.95%
(2)	在(1)选项的基础上,再增加一定的钱款额度	28.05%
(3)	一定的补偿(少于1选项),以及全家人获得镇保	12.20%
(4)	一定的补偿(少于1选项),以及解决家人就业	2.37%
(5)	一定的补偿(少于1选项),以及全家人获得镇保,以及解决家人就业	40.42%

表7 城镇住房、农地依赖对承包权退出补偿诉求的影响

	城镇住房影响			农地依赖影响		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城镇住房	0.046 (0.085)	0.236 (0.151)	-0.287* (0.166)			
农地流转				-0.347*** (0.056)	-0.459*** (0.102)	0.930*** (0.230)
性别	-0.014 (0.081)	0.183 (0.154)	-0.253 (0.178)	-0.019 (0.082)	0.215 (0.156)	0.174 (0.156)
年龄	0.431*** (0.054)	0.676*** (0.099)	0.369*** (0.109)	0.447*** (0.055)	0.669*** (0.103)	0.655*** (0.102)
教育水平	0.260*** (0.052)	0.386*** (0.091)	0.091 (0.114)	0.302*** (0.052)	0.435*** (0.093)	0.410*** (0.092)
家庭规模	-0.088** (0.034)	-0.118* (0.068)	-0.088 (0.068)	-0.081** (0.035)	-0.132* (0.069)	-0.122* (0.069)
收入	0.228*** (0.055)	0.444*** (0.098)	0.033 (0.176)	0.236*** (0.055)	0.499*** (0.097)	0.485*** (0.098)
承包权证	0.020 (0.138)	0.634** (0.302)	-0.291 (0.296)	0.062 (0.139)	0.621** (0.302)	0.621** (0.305)
承包地面积	0.003 (0.012)	-0.051 (0.045)	0.068 (0.049)	0.009 (0.011)	-0.018 (0.043)	-0.030 (0.046)
承包权人数	0.087** (0.035)	0.022 (0.068)	-0.081 (0.077)	0.089** (0.035)	0.030 (0.068)	0.029 (0.068)
常数项	-2.418*** (0.341)	-4.569*** (0.687)	0.092 (0.869)	-1.816*** (0.356)	-3.717*** (0.724)	-4.787*** (0.695)
准R ²	0.060	0.154	0.060	0.084	0.187	0.181
样本量	1180	420	284	1180	420	420

注:***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著;括号内为回归标准误。

偿。可能的解释或为,城镇住房作为农户财富状况的反映,住房面积较大的农户,自身工作及保障条件相对较好,家庭抵御风险的能力也较强,因此更倾向选择经济补偿。而从农地依赖对承包权退出补偿诉求的影响来看,一般来说,农地没有流转的农户,对农地依赖较强,由于农业是其生活的重要支撑,理论上讲退出承包农地将使其收入及生活面临更大的不确定性,其对承包经营权退出的补偿或更倾向于保障诉求。回归的结果也证实了这一推论,其中表7中(4)栏为对全体样本的回归,(5)栏为对有退出意愿样本的回归,(6)栏为基于具有退出意愿样本考察了农地没有流转农户相对其他类别农户对承包农地退出补偿的诉求,即当农户农地没有流转时令农地流转变量为1,否则为0。结果显示,(4)栏和(5)栏中流转变量为负且显著,即农户对农地的依赖越强,在退出农地承包权时,越倾向选择保障性补偿。在(6)栏中,流转变量为正且显著,即农地没有流转的农户相对其他农户来说,农地承包权退出时更倾向获取保障性补偿。以上研究表明,农户承包农地退出的补偿诉求存在多样性,农户类型对补偿诉求存在一定的影响,农地依赖型农户更倾向获得保障性补偿。

六、结论与政策启示

在我国农村人地分离比例越来越高的背景下,为优化农地资源配置、推进现代农业发展、促进有序城镇化,同时进一步激活农地财产权,农地承包经营权的退出问题已提上政策层面。基于经济学理论,选择集的扩大,主体自愿交易的达成可以在一定程度上校正资源配置扭曲,提高资源利用效率,同时增进交易者的福利。然而,由于农民是我国社会的主要构成,农地又是农民生活的重要依赖,因此,政府对农地承包经营权的退出问题十分谨慎,试点的导向不仅强调了尊重农户意愿,而且强调了要面向有条件的农户,其中,城镇住房与农地依赖便是农户承包权退出,进而离地进城条件的重要体现。政策推进的谨慎性也对前期的研究提出了要求,本文基于对城镇化水平较高的沪、浙、苏长三角地区农户的调查,考察了农户承包经营权的退出意愿,并在理论分析的基础上实证检验了城镇住房、农地依赖对承包农户承包经营权

退出意愿的影响。研究表明,样本农户中34.85%的农户具有承包经营权的退出意愿,从这一结果可以看出,调查区域已存在一定的承包经营权退出意愿基础,这也说明了对农地承包权退出机制研究与政策出台的重要意义。进一步的计量分析表明,以农地流转变量代表的农地依赖对农户承包权退出意愿存在显著影响,对农地依赖较弱的农户更倾向退出农地承包权,而拥有城镇住房却对农户农地承包权的退出意愿存在抑制作用,本文进一步从城镇住房的财富效应视角对这一现象进行了解释与稳健性检验,即拥有城镇住房的农户相对更为富有,对当前价值实现相对不敏感,在农地承包权属财产价值日益强化、相关政策尚不明朗的条件下,更倾向将农地承包权作为预期增值的财产而持有。而从农地流转与城镇住房的交互效应来看,拥有城镇住房的农户更倾向农地流转,农地流转对没有城镇住房农户承包权退出意愿的影响更显著。另外,研究还进一步分析了农户对退出农地承包权的补偿诉求,调查显示,45%的农户倾向获得纯经济补偿,55%的农户希望在经济补偿的基础上提供相应的就业机会或是社会保障,同时,农地依赖型的农户更倾向选择保障性补偿。

基于以上研究结论,或将给农地承包权退出政策一定的启示:首先,较发达地区开展农地承包经营权的退出,已存在需求基础,具备相应条件,应适时推进。研究表明,样本调查区域的农地流转比例已较高,部分农户已在城镇购买住房,可以说部分农户已不存在对农地的依赖,34.85%的农户具有承包经营权的退出意愿。对于城镇化率较高的发达地区,适时出台合理的承包经营权退出机制,不但可以促进现代农业的转型发展,也可以提高退地农户的福利,可以成为我国农地退出机制的先行先试地区。其次,进一步明晰农地权属,确定相对稳定的补偿机制,使农户对农地价值形成较合理的预期,引导最有条件的农户自愿选择农地承包权退出。基于风险管控的考虑,有条件退地的农户成为农地承包权退出政策的主要指向,但研究的结果却仅支持了农地依赖对农地承包权退出意愿的预期影响,城镇住房拥有却由于财富效应而对农地承包权的退出存在一定的抑制

作用,基于这一研究结论,农地承包权的退出指向或将出现次优结果,即最有退出条件的农户反而倾向持有农地承包权。造成这一现象的原因在于,一方面发达地区往往对农地流转采取一定的补贴从而提高了农地承包权的持有收入,另一方面,在承包权能尚未完全明确且不断强化(如抵押权)的条件下,富有的农户更倾向将农地视为预期增值的资产而持有。基于此,为了引导最有条件的农户自愿退出农地承包权,应在划定永久农田的基础上,完善农地权能的价值实现形式,使农地价值充分释放,弱化农户对农地的投机性价值变动预期,以合理的补偿引导其退出承包经营权。再次,在农地退出时,不仅应给予退出农地承包权农户一定的经济补偿,还应设计出不同的补偿选择“菜单”,特别是关注农地退出的社会保障诉求。研究表明,不同特征的农户对农地承包权退出的补偿诉求存在差异,对农地依赖的农户更倾向选择保障性补偿,因此,在农地承包经营权退出机制设计时,也应基于不同农户的诉求,设计出不同的补偿方式,回应农户对保障性补偿的诉求,降低农户退地后的风险。最后,关注农地承包权退出机制推进的外部性与联动性。一方面,由于农地存在较强的外部性,不但会影响农户的生产生活,而且还存在较强社会效应,改革没有回头路,尽管研究表明已有相当一部分农户具有退出农地的意愿,但在推进过程中亦应逐步实施,适当设置相应甄别条件,防止冒进与非理性现象的出现;另一方面,农地退出是一个系统工程,尽管本文仅考查了城镇住房及农地依赖对农地退出意愿的影响,但农地退出还涉及户籍改革、集体成员权变动等,政策的不明朗也是造成有些已具备退出条件的农户不愿退出农地承包权的原因之一,因此,农地承包权退出机制的设计还应与相应改革相联动。

(作者单位:王常伟,上海财经大学财经研究所;顾海英,上海交通大学安泰经济与管理学院;责任编辑:程漱兰)

注释

①从中央对农地承包期规定的变化中可以反映出我国农地的承包权被不断强化,具体来说,1984年《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》中提出,土地承包期一般在15年以上;1993年中共中央、国务院《关于当前农业和农村经济发

展的若干政策措施》中指出,在原定的耕地承包期到期之后,再延长30年不变;2008年党的十七届三中全会《决定》指出,赋予农民更加充分而有保障的土地承包经营权,现有土地承包关系要保持稳定并长久不变。

②事实上,承包经营权的退出现象在我国一直存在,如前期大学生的户口转移,现实中其承包经营权往往会随之被剥夺;由于政府的征地农民失去农地承包经营权;或是由于自然人的自动放弃而失去承包经营权等。但以上的承包权退出或者是一种强制没收,或者是没有考虑到对农民应有的补偿,是一种没有正视农地承包权属价值条件下的非对等性与非选择性安排,因此,尚不能称之为制度性的承包权退出机制,目前激励性、对等性的农地承包权退出机制尚缺乏完善的顶层设计。

③现实操作中,农业规模经营的实现要通过与众多承包人或其代理人的谈判,即使初始谈判成功,但在经营人实际经营过程中人,承包权人也存在违约风险,从而给农业的适度规模经营造成一定的影响。

④农民承包经营权的退出,除了退地补偿可以为农民进城提供相应资本支持外,承包农地的退出还将存在联动效应,如将进一步促进农户宅基地的退出等,从而有利于促进农民向城镇转移,推进城镇化。

⑤在农业生产决策中,更多地是以户为决策单位,为了分析的便利性,在此以人格化的农户为主体进行分析,亦可以理解为户主。

⑥在我国,农业还基本属于劳动密集型产业,对劳动力的要求相对较低,因而在此假设农业对劳动力的需求是同质的,与之相比,外部就业则具有较充分的竞争,因此,相对来说外部工资获取能力越弱的农户对农业的依赖性越强。

⑦为了研究的便利,在此假设农业可对劳动力 L 充分吸收,即不存在劳动力的绝对过剩,因为在农业劳动力绝对过剩的条件下,非农就业劳动的边际产出总是大于农业劳动的边际产出,理性的农民总会选择外出就业,因而不存在劳动力在农业与非农就业之间的决策选择。

⑧现实中农地承包权的退出补偿存在多样性,如提供社保等,在此为了分析方便,仅考虑经济性补偿,或可以理解为将各类补偿进行相应的折现。

⑨证明的思路可参见Jehle和Reny(2001)。

⑩需要说明的是,在具体回归分析时,变量的赋值会根据需要进行了一定的调整,调整的地方文中已给出说明。

⑪由于上海样本占了较大比重,且在初步的检验中,总体样本与上海样本的回归结果基本一致,因此下文的分析中没有再单独列示不同地区的回归结果。

⑫学历越高的农户,往往对农地的现行改革政策越了解,在政策不断强化承包农地权属价值的条件下,拥有较高认知的农户或更不愿在既有条件下放弃承包经营权。

⑬对农地依赖的认知不仅体现在收入层面,还体现在心理层面,因此,用认知指标对农地依赖进行刻画,在一定程度上扩展了农地依赖的内涵。

⑭由于有些样本存在多选,因此,认知的选择加总大于样本总量。

⑮在1208份样本中,共有1180份样本农户给出了假如退出农地承包权的补偿诉求选择。另外,理论上讲,选项(2)的效用严格大于选项(1),之所有部分农户选择了选择(1),可能的原因或因为有些农户没有打算退出农地承包权,当其暂时不会选择退出承包经营权时,或可较真实选择其认为较合理的补偿标准,而不是仅从个体效用视角进行考虑。

参考文献

- (1) Awasthi, M. K., 2014, "Socioeconomic Determinants of Farmland Value in India", *Land Use Policy*, Vol.39, pp.78~83.
- (2) Bardhan, P. and Udry, C., 1999, *Development Microeconomics*, Oxford University Press, USA.
- (3) Binswanger, H. P., Deininger, K. and Feder, G., 1995, "Power, Distortions, Revolt and Reform in Agricultural Land Relations", in J. Behrman and T. N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, Vol.3, pp.2659~2772.
- (4) Deininger, K. and Jin, S., 2005, "The Potential of Land Rental Markets in The Process of Economic Development: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.78, pp.241~270.
- (5) Deininger, K. and Jin, S., 2008, "Land Sales and Rental Markets in Transition: Evidence from Rural Vietnam", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.70, pp.67~101.
- (6) Feder, G., 1988, *Land Policies and Farm Productivity in Thailand*, Johns Hopkins University Press.
- (7) Federico, G., 2005, "Feeding the World: An Economic History of Agriculture, 1800~2000", Princeton University Press.
- (8) Harris, J. R. and Todaro, M. P., 1970, "Migration, Unemployment and Development: A Two-sector Analysis", *The American Economic Review*, Vol.60, pp.126~142.
- (9) Holden, S. T. and Bezu, S., 2016, "Preferences for Land Sales Legalization and Land Values in Ethiopia", *Land Use Policy*, Vol.52, pp.410~421.
- (10) Inman, K., McLeod, D. M. and Menkhaus, D. J., 2002, "Rural Land Use and Sale Preferences in a Wyoming County", *Land Economics*, Vol.78, pp.72~87.
- (11) Jehle, G. A. and Reny, P. J., 2001, *Advanced Microeconomic Theory*, Addison-Wesley.
- (12) Lin, J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *The American Economic Review*, Vol.82, pp.34~51.
- (13) Marks-Bielska, R., 2013, "Factors Shaping the Agricultural Land Market in Poland", *Land Use Policy*, Vol.30, pp.791~799.
- (14) Myyrä, S. and Pouta, E., 2010, "Farmland Owners' Land Sale Preferences: Can They Be Affected by Taxation Programs?", *Land Economics*, Vol.86, pp.245~262.
- (15) Prosterman, R. and Hanstad, T., 1999, "Legal Impediments to Effective Rural Land Relations in Eastern Europe and Central Asia: A Comparative Perspective", Technical Paper, No. 436, World Bank, Washington, DC.
- (16) Ray, D., 1998, *Development Economics*, Princeton University Press.
- (17) Ryan, J., Barnard, C. and Collender, R., 2001, "Policy-Government Payments to Farmers Contribute to Rising Land Values", *Agricultural Outlook*, Vol.282, pp.22~26.
- (18) Todaro, M. P., 1969, "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries", *The American Economic Review*, Vol.59, pp.138~148.
- (19) Wongchai, A., 2015, "Factors Affecting Farmland Sales in Rural Northern Thailand", *Advanced Science Letters*, Vol.21, pp.2118~2122.
- (20) Yee, J., Ahearn, M. C. and Huffman, W., 2004, "Links among Farm Productivity, off-farm Work and Farm Size in the Southeast", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol.36, pp.591~603.
- (21) Zollinger, B. and Krannich, R. S., 2002, "Factors Influencing Farmers' Expectations to Sell Agricultural Land for Non-Agricultural Uses", *Rural Sociology*, Vol.67, pp.442~463.
- (22) 陈飞、翟伟娟:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》,2015年第10期。
- (23) 高佳、李世平:《城镇化进程中农户土地退出意愿影响因素分析》,《农业工程学报》,2014年第6期。
- (24) 郭熙保:《市民化过程中土地退出问题与制度改革的新思路》,《经济理论与经济管理》,2014年第10期。
- (25) 黄祖辉、傅琳琳:《新型农业经营体系的内涵与建构》,《学术月刊》,2015年第7期。
- (26) 冀县卿、黄季焜:《改革三十年农地使用权演变: 国家政策与实际执行的对比分析》,《农业经济问题》,2013年第5期。
- (27) 刘德强、大塚启二郎、郑兴科、邢素荣:《生产经营责任制与劳动积极性——集体农业理论与中国农业制度改革》,《管理世界》,1988年第5期。
- (28) 刘同山、牛立腾:《农户分化、土地退出意愿与农民的选择偏好》,《中国人口资源与环境》,2014年第6期。
- (29) 罗必良、何应龙、汪沙、尤娜莉:《土地承包经营权: 农户退出意愿及其影响因素分析——基于广东省的农户问卷》,《中国农村经济》,2012年第6期。
- (30) 马贤磊、仇童伟、钱忠好:《农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查数据的实证分析》,《中国农村经济》,2015年第2期。
- (31) 马晓河、崔红志:《建立土地流转制度,促进区域农业生产规模化经营》,《管理世界》,2002年第11期。
- (32) 王丽双、王春平、孙占祥:《农户分化对农地承包经营权退出意愿的影响研究》,《中国土地科学》,2015年第9期。
- (33) 王兆林、杨庆媛、张佰林、藏波:《户籍制度改革中农户土地退出意愿及其影响因素分析》,《中国农村经济》,2011年第11期。
- (34) 杨婷、靳小怡:《资源禀赋、社会保障对农民工土地处置意愿的影响——基于理性选择视角的分析》,《中国农村观察》,2015年第4期。
- (35) 张学敏:《离农分化、效用差序与承包地退出——基于豫、湘、渝 886 户农户调查的实证分析》,《农业技术经济》,2013年第5期。

BRIFE COMMENTARIES

- An Analysis about Culture Conflicts of Chinese Firms' Transnational Operation Based on One Belt and One Road Strategy *Yang Bo and other authors*
- An Analysis on Establishing and Improving Accountability Mechanism of Economic Responsibility
..... *Jiang Dan and Zhang Hui*
- Empirical Study on Risk Pre-Warning of Chinese Firms' Overseas Investment *Li Yiwen*
- Establishing Corporate Financial Evaluation System Aimed at the Sustainable Development
..... *Wu Xiaolong and Li Yanjin*
- An Analysis of Nursing Service Value of M Institution Based on SWOT Model *Zhang Huijun and Sun He*
- Study on the Selection Model of Corporate Mentors Teaching Methods Based on Cognitive Rules *Chu Bei*

ABSTRACTS OF SELECTED ARTICLES

**Multinational Corporation Entry and Chinese Indigenous Firms' Price-Cost Markups:
Empirical Study Based on Horizontal Spillovers and Industrial Linkages**

Mao Qilin and Xu Jiayun

How does multinational corporation(MNC) entry affect indigenous firms' markups? From the perspectives of horizontal spillovers and industrial linkages, this paper uses Annual Survey of Industrial Enterprises(ASIE) to conduct empirical study, and finds that: (1)MNC entry reduces indigenous firms' markups through horizontal spillovers, while raises indigenous firms' markups through vertical spillovers(including both forward linkages and backward linkages).MNC entry overall helps to raise indigenous firms' markups. (2)The entry of MNC from OECD countries significantly raises indigenous firms' markups, while the entry of MNC from Hong Kong-Taiwan-Macau regions has a weaker positive effect. In addition, the positive impact of export-oriented MNC entry on indigenous firms' markups is larger than that of domestic-market-oriented MNC entry. (3)The positive effect of MNC entry on indigenous firms' markups is greater in institution-developed regions. (4)MNC entry significantly reduces markup dispersion, which helps to improve the resource allocation efficiency. Further mechanism analysis shows that, on the one hand, MNC entry promotes indigenous firms, especially the private firms to catch up with the foreign firms' markups. On the other hand, MNC entry forces the low-markup firms to exit, which helps to reduce markup dispersion. This paper provides micro evidence from a transitional developing country to objectively assess the effect of MNC entry on host country's economy, and it also has important implications for the adjustment of China's FDI policy in the future.

Urban Housing, Farmland Dependence and Land Contract Right Exit

Wang Changwei and Gu Haiying

An increasing number of farmers stop engaging in farm production in China. In order to improve the efficiency of farmland allocation, the government began to consider the policy of farmland contract right exit. In this study, we use the survey data collected in Shanghai, Zhejiang and Jiangsu regions to analyze the farmers' willingness to exit the land contract right, especially focusing on the influence of urban housing and farmland dependence on farmers' choices. Results show that 34.85% farmers are willing to exit farmland contract right in the research sample, and farmers with less dependence on farmland are more likely to exit the contract right. But due to the wealth effect, owning urban housing

to some extent inhibits the willingness of farmers to exit the contract right. The findings reveal that the existing policy maybe a second-best option, that is, the most qualified farmers to exit the contract land tend to hold the contract right. In addition, the study also analyzes the farmers' compensation demands when exiting the contract land, and finds that farmland dependent farmers are more inclined to acquire the social security compensation.

Break the Cocoon into a Butterfly: Grateful Behavior Turns Organizing into Strategizing

Pan Ancheng, Zhang Hongling and Xiao Yujia

Grateful behavior is the ubiquitous relational rule which is generally recognized in daily organizational life. However, it is ignored by most organization theories. When an emergency situation occurs, the grateful behavior can help organization members quickly collect potential resources to shape organizational strategizing. Through qualitative analysis of rural stories from "Remember Home-sickness", the study finds that while feeling others in trouble though daily communication, organizational members will give their help immediately, especially those who has ever accepted some help from others. Meanwhile, the specific content and pattern of grateful behavior is determined by the help-giver's situational feelings. The grateful behavior can not only mobilize the instrumental resources to solve transactional issues in order to enhance and maintain the communal feeling state, but also generate affective resources to care others, which improves one's relational identity and social prestige to bring about social resources. Our findings suggest that once members who follow grateful communication behavior meet with troubles, collective strength will be organized, which shapes daily organizational life strategizing.

The Puzzle of Chinese Private Enterprises' Corporate Social Responsibility

Li Zengfu, Tang Xudong and Lian Yujun

Prior literature shows that the better implementation of corporate social responsibility leads to the lower degree of tax avoidance. However, using the sample of Chinese private firms, we find that corporate philanthropy is significantly positively related to corporate tax avoidance. We refer this phenomenon as "The Puzzle of Chinese Private Enterprise's Corporate Social Responsibility" and put forward the hypothesis of "corporate philanthropy, rent seeking and tax avoidance" to explain it. We provide robust empirical evidence to support this hypothesis. Further research shows that: first, in areas with better legal environment, there is a stronger positive correlation between the degree of philanthropy and corporate tax avoidance; second, compared with enterprises without political connections, private enterprises with political connections have a stronger tax avoidance effect of corporate philanthropy. Our study first reveals the relationship between corporate philanthropy and tax avoidance, expanding research fields of corporate philanthropy and tax avoidance.

Editor in Chief:	Li Kemu
Vice Chief_Editor:	Tian Yuan, He Shaohua, Lu Jian & Jiang Dongsheng
President:	Gao Yanjing
General Editor:	Li Zhijun
Sponsor:	Development Research Centre of the State Council, P.R.C.
Add:	A-20, Block13,Peace Street,Chaoyang District,Beijing China
Tel:	(010)62112235 62111169
