

中国现行的农地政策能有效抑制农地调整吗^{*}

——基于全国村级数据的实证分析

冀县卿 (扬州大学商学院 扬州 225100)

黄季焜 (中国科学院农业政策研究中心 北京 100101)

郜亮亮 (中国社会科学院农村发展研究所 北京 100732)

内容提要 本文基于全国范围的随机抽样调查数据,实证评估现行农地政策对农地调整的影响。研究表明,与中央政府抑制农地调整的努力一致,中国农地大调整和小调整的频率均呈现出由逐渐上升到显著上升再到迅速下降的变动特性。中央严格限制农地调整的政策显著地抑制了农地的频繁调整,特别是抑制了农地的大调整。此外,农地调整还受到土地承包期、资源禀赋、农地价值以及农民收入等的影响。为此,要减少农地调整带来的效率损失,不仅要继续实施承包期内禁止农地调整的政策规定,加大政策的执行力度,而且要赋予农民长久的土地使用权,加强对基层政府和村干部的政策教育、强化监管和监督,促进农民非农就业,提高农民收入。

关键词 农地政策 农地调整 政策评估 农地大调整 农地小调整

DOI:10.13246/j.cnki.jae.2014.10.001

一、引言

改革开放后,中国农村土地产权制度改革始于均田承包的制度安排,按人口或劳动力比例平均分配土地既是农村土地集体所有制的内在要求,又契合了中国数千年文明史发展中所形成的平均主义观念,最大限度地降低了制度改革的阻力(钱忠好,1999)。这一初始制度安排所带来的直接影响是均分土地及与此相伴生的土地行政性调整成为家庭经营制度的内在需求。周其仁(1994)、Tan等(2008)认为,我国农村土地实行集体所有制,农村集体内每个合法成员因此被平等地赋予了拥有集体土地的权利,因而有必要根据农村人口的变化对土地进行适时调整。但是,农村土地使用权的频繁调整(以下简称农地调整)造成了地权不稳定,削弱了农民土地投资的积极性,对土地生产力和农地投资等产生了一定的消极影响。例如,农地调整影响农作物单产的提高,降低了生产技术效率(Zhang等,2011);农地调整引起的地权不稳定会降低农户对土地的长期投资(Brandt等,2002;俞海等,2003);农地行政性调整带来的不确定性,影响农户劳动力与土地生产要素的优化配置(姚洋,2000;黄季焜等,2008)。不仅如此,经常性的农地行政性调整使农民只需要凭借人口或劳动力就能

^{*} 项目来源:感谢国家自然科学基金(编号:71103156、71203235、71373224)、中国科学院地理科学与资源研究所(编号:2012ZD2008)、教育部人文社会科学研究项目(编号:13YJA630104)、江苏省青蓝工程、世界银行、国际食物政策研究所、德国中东欧农业发展研究所和密歇根州立大学等的资助。感谢中国科学院农业政策研究中心(CCAP)2000年和2009年两次大规模调查的所有调查成员以及CCAP的同事和同学,特别是张林秀、智华勇、黄珠容和邓衡山等。感谢张红宇、Scott Rozelle和金松青等在研究过程中提出的宝贵意见。黄季焜为本文通讯作者

无偿或低偿地获得土地资源,不断强化农民土地行政性调整的预期,结果可能导致农地调整完全取代农地的市场流转(钱忠好,2002)。

为抑制农地使用权调整可能带来的负面效应,中央政府一方面通过延长土地承包期、确权登记等试图赋予农民更加“个人化”的农地产权,杜绝侵权现象,另一方面也在政策上不断进行“边际上的持续的渐进变迁”(诺斯,1994),逐渐减少村集体农村土地行政调整的压力。在第一轮土地承包阶段初期,农民土地承包期通常较短,土地调整极频繁。1984年中央1号文件规定,“在延长承包期以前,群众有调整土地要求的,可以本着‘大稳定,小调整’的原则,经过充分商量,由集体统一调整。”第二轮土地承包阶段,中央政府通过延长土地承包期、发放土地权利证书等,力图赋予农民长期而有保障的土地使用权。1993年11月,中共中央、国务院在《关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》中规定,“为了避免承包耕地的频繁变动,防止耕地经营规模不断被细分,提倡在承包期内实行‘增人不增地,减人不减地’的办法。”此文件同时规定,“少数第二、第三产业比较发达,大部分劳动力转向非农产业并有稳定收入的地方,可以从实际出发,尊重农民的意愿,对承包土地作必要调整,实行适度的规模经营。”1995年《国务院批转农业部关于稳定和完善的土地承包关系意见的通知》中规定,“提倡在承包期内实行‘增人不增地、减人不减地’。对于确因人口增加较多,集体和家庭均无力解决就业问题而生活困难的农户,尽量通过‘动帐不动地’的办法解决,也可以按照‘大稳定、小调整’的原则,经该集体经济组织内部大多数农民同意,适当调整土地。但‘小调整’的间隔期最短不得少于5年。”“进行土地调整时,如人少地多的组级集体经济组织绝大多数农民愿意在全村范围内进行重新调整的,应由县、乡两级农业承包合同管理机关一起调查核实,并对土地补偿及债权、债务提出切实可行的处理意见,报县级人民政府批准后方可进行。”1997年中央在《关于进一步稳定和完善的农村土地承包关系的通知》中强调“不能将原来的承包地打乱重新发包,更不能随意打破原生产队土地所有权的界限,在全村范围内平均承包。”“‘小调整’只限于人地矛盾突出的个别农户,不能对所有农户进行普遍调整。”《中华人民共和国农村土地承包法》第二十七条规定,“承包期内,发包方不得调整承包地。承包期内,因自然灾害严重毁损承包地等特殊情形对个别农户之间承包的耕地和草地需要适当调整的,必须经本集体经济组织成员的村民会议三分之二以上成员或者三分之二以上村民代表的同意,并报乡(镇)人民政府和县级人民政府农业等行政主管部门批准。承包合同中约定不得调整的,按照其约定。”该法确立了在30年合同期内不允许重新调整土地的基本原则,禁止土地大调整,特殊情况下限于个别农户进行有限的土地小调整。

尽管中央政府在进入第二轮土地承包期后一直试图通过政策的限定抑制农地的频繁调整,但是农地调整在许多地方仍然相当普遍。例如,叶剑平等(2010)基于全国17个省份的调查发现,有63.7%的村在二轮承包时进行过农地调整,34.6%的村在二轮承包之后还进行了农地调整;丰雷等(2013)的分析表明,二轮承包以来至2008年和2010年,进行过农地调整的村占全部被调查村的比例分别为37.5%和40.1%;陶然等(2009)对全国6省份的调查数据显示,1998年二轮土地承包后至2008年10月,仍然有42%的村进行过农地大调整或小调整。中央抑制农地调整的政策效果似乎并不显著。

为准确了解农地调整政策在实践中的执行情况,科学评估中国现行农地政策是否达到了抑制农地调整的政策目标,中国科学院农业政策研究中心(简称为CCAP,下同)于2000年11月开展了大规模的村级层面调查,2009年4月又对2000年第一轮调查的村和农户进行了追踪调查。本研究主要基于这一调查数据,实证评估现行农地政策对农地调整的影响。

二、抽样方法和数据

为科学评估现行农地政策对农地调整的影响,CCAP于2000年11月开展了大规模的村级层面调

查 2009 年 4 月又对 2000 年第一轮调查的村庄进行了追踪调查。2000 年第一次调查时,CCAP 采用多阶段分层随机抽样的方法。首先确定样本省,调查省份的选择代表了中国东中西三大经济发展水平的不同区域的 6 个省,即东部沿海地区的辽宁省和浙江省、中部地区的河北省和湖北省、西部地区的陕西省和四川省。其次确定样本县,将每个省的所有县按照人均工业总产值分成 5 组,从每组中随机抽取 1 个县,6 个省共抽取 30 个样本县。最后确定样本村,在每个样本县随机抽取 2 个村,分别代表在当地经济发展水平较高的和较低的村,共 60 个村。2009 年初,CCAP 试图回访 2000 年调查的所有村,最终获得了 58 个村的数据。四川省的 2 个村庄由于受 2008 年汶川地震影响无法跟踪调查^①。

村级层面的调查内容除了涉及村的一些基本情况外,重点关注农地调整^②及其时间。为了详细了解样本村农地调整信息,在 2000 年调查时详细了解了每个村第一次分田到户的时间、第一轮土地承包以来的历次农地大小调整的时间;在 2009 年初调查时,同样也详细调查了每个村自 2000 年以来每次农地大小调整的时间。根据村干部(书记、主任和会计)回答历次农地大调整、农地小调整的详细情况,可以得到被调查村分田到户以来农地大调整和农地小调整的历年数据以及各调研样本村第一次分田到户的年份和各自第二轮承包的实际年份。被调查村第一次分田到户的年份和各自第二轮承包的实际年份见表 1。

表 1 样本村基本情况表

分田到户年份及村数和比例			第二轮承包实际年份及村数和比例		
第一次分田到户年份	村数(个)	村数比例(%)	第二轮承包实际年份	村数(个)	村数比例(%)
1979	2	3	1994	3	5
1980	3	5	1995	2	3
1981	9	16	1996	2	3
1982	22	38	1997	20	35
1983	15	26	1998	14	24
1984	5	9	1999	15	26
1985	2	3	2000	2	3

从表 1 可以看出,截至 1984 年,97% 的调研样本村完成了第一次分田到户的工作,样本村第二轮承包的实际年份集中在 1997—1999 年。为更准确地考察国家农地政策对农户农地调整的影响,本研究将样本村第一次分田到户工作完成后的下一个年度到 2008 年作为分析时段,这样,共得到 58 个村、1502 个样本数据。

三、描述性分析

(一) 农地调整变动趋势与特征

调查结果表明,分田到户以来中国农村一直存在农地大小调整现象,但 2000 年以来,发生农地调

① 为保证数据的可比性,在数据分析时,相应地剔除第一次调查时四川省这两个村的相关数据

② 农村土地调整可分为大调整和小调整两类。农地大调整指不论承包是否到期,集体将全部承包地打乱重新分配给农户;农地小调整指在个别农户之间调整分配土地。在调查时,将被调查村的农地调整分成两类进行考察:第一类,“农地大调整”,即所在村当年进行过农地大调整;第二类,“农地小调整”,即所在村当年进行过农地小调整

整村的比例明显减少,这可能与1997年后中央政府严格限制农地调整的政策实施有关。农地调整频率(农地调整的村占总调查村的比例)在过去30年呈现先逐渐上升再显著下降的变动趋势(见图1)。就农地小调整而言,平均农地小调整频率1980—1989年为11.5%,1990—1996年上升到16.5%,1997—1999年高达31.6%,之后出现明显下降,平均农地小调整频率2000—2008年下降到7.5%(见表2)。同样,农地大调整也呈现类似变动特征,平均农地大调整频率1980—1989年、1990—1996年、1997—1999年和2000—2008年间分别为3.8%、3.9%、11.5%和1.1%。

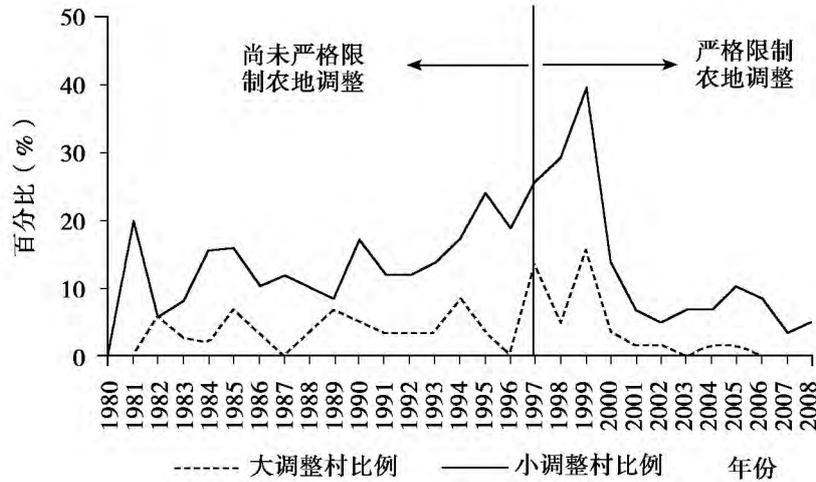


图1 1980—2008年农地调整频率图

表2 不同区域农地调整频率表 (%)

	大调整				小调整			
	平均	东部	中部	西部	平均	东部	中部	西部
1980—1989	3.8	5.7	4.0	1.6	11.5	9.8	8.0	17.3
1990—1996	3.9	3.6	7.1	0.8	16.5	19.3	7.1	23.8
1997—1999	11.5	18.3	15.0	0	31.6	35.0	18.3	42.6
2000—2008	1.1	2.2	0.6	0.6	7.5	8.3	3.9	10.5

就区域分布而言,各区域间农地调整频率呈现与总体变动趋势基本一致但略有差异的特性(见表2)。就农地大调整而言,相对于西部地区而言,各时间段东中部地区农地大调整频率都高于西部地区,其可能的原因是相对于西部地区而言,东中部地区经济发展水平较高、城市化进程较快,因而农地被征用的速度较快,人地矛盾突出所致。就农地小调整而言,各时间段东部和西部地区农地小调整频率都高于中部地区。就东部地区而言,其原因可能与导致其较高的农地大调整频率的原因一样;而对西部地区,可能是因为农民收入水平相对较低,农民对土地的依赖度较强,从而对农地小调整的要求也较强烈。

(二) 国家农地政策与农地调整

改革开放以来,国家农地调整政策持续变迁,其变迁的主线是对农地调整的限定越来越严格。20世纪80年代国家农地政策倾向于“适当调整”,允许农民在“大稳定、小调整”的前提下,经过充分商量,由集体统一调整。90年代后期国家农地政策则倾向于“不提倡调整”,进入新世纪后,则对承包期

内的土地实施禁止调整的政策。中央政府关于农地调整政策的拐点出现在1997年。20世纪80年代实施可适当调整的政策(如果群众有调整土地要求)、90年代初、中期实施不提倡调整政策,1997年始则开始执行严格限制农地调整的政策,这是一个实质性的政策转变。

如果将国家农地调整政策与农地调整频率联系在一起进行考察可以发现,国家土地调整政策对农地调整的影响是显而易见的(见图1和表2)。农地调整趋势变化同各期政策出台比较一致,各项控制农地调整的政策在实践中产生了一定影响。当然,各地农地调整的实际情况与国家相关政策规定还有一定的差距。例如,关于农地大调整,国家政策在1997年的《中共中央办公厅、国务院办公厅关于进一步稳定和完善农村土地承包关系的通知》中就开始严格禁止农地大调整,而实际调查表明,直到2006年才开始停止农地大调整,相差近十年的时间。

进一步比较农地大小调整的频率可以发现,两者之间也存在一定的差异。村年平均农地大调整频率1980—1989年为3.8%,1990—1996年为3.9%,2000—2008年则下降到1.1%;同期,平均农地小调整频率分别为11.5%、16.5%、7.5%(见表2)。大小调整发生频率之所以存在较大的差异,也可能与中央政府对土地调整的限定有关。进入第二轮土地承包期后,中央政府对土地大调整是严格限制甚至是禁止的,但对土地小调整则为地方保留了一定的权变空间。

另一个值得注意的现象是,农地调整频率总体变动趋势同执行第二轮土地承包政策存在一定的关联。在调查中发现,相当一部分的村委会利用第二轮农地承包合同的签订对农地进行小调整甚至大调整。土地承包到期的时点对农地调整是否有影响及有何影响值得关注。

四、计量经济模型分析

(一) 模型设定

为了进一步考察农地政策对农地调整的影响,本部分进行相关的计量分析。考虑到农地调整除可能受到农地政策变量的影响外,农地调整频率的区域空间差异和时期差异往往与各地的资源禀赋、农地的潜在价值和农民生存或生活对土地的依赖度有关,为此,本文设定村农地调整的计量经济模型如下:

$$R_{it} = \alpha + \beta I_{97-08} + \omega Y_{ik} + \delta L_{i90} + \gamma G_{it} + \eta P_{i90} + \xi E_{i90} + \sum_{d=1}^5 \zeta_d D_{it}^d + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, R_{it} 表示第 i 个村第 t 年农地调整虚变量(有调整=1,无调整=0),分别用两种方法衡量,农地大调整和农地小调整; $t=1980, 1981, 1982, 1983, \dots, 2008$ 。 I_{97-08} 代表更加严格限制农地调整时期的政策虚变量,根据上文讨论,以1997年为分界点,如果年份为1997及之后,那么 $I_{97-08}=1$,否则其值为0。 Y_{ik} 是第二轮土地承包实际年份虚变量(第 i 个村在第 k 年进行第二轮土地承包时, $Y_{ik}=1$;其他=0) k 是1994—2000年的一年。

村农地调整模型(1)中的主要控制变量有资源禀赋、农地的潜在价值和农民生存或生活对土地的依赖度。其中, L_{i90} 表示村庄的土地资源禀赋状况,用1990年村庄的人均耕地面积衡量。过去的研究表明,人均承包土地面积的多少是影响农村土地调整的重要因素,因为人地矛盾越突出,农户要求调整土地的要求越高(张红宇,2002;林卿,1999)。 G_{it} 和 P_{i90} 代表农地的潜在价值, G_{it} 指第 i 个村到县城的距离(公里), P_{i90} 是村庄 i 的劳动力1990年在当地乡镇的非农就业比例(%)。一般情况下,村庄距离县城越近地价也就越高;同时在当地非农就业比例越高,说明当地乡镇企业和经济也相对发达,农地的价值也相应较高。农地的潜在价值越高,预期村干部会越倾向于农地调整,以获取农地调整带来的各种利益,包括村干部可能的寻租行为。 E_{i90} 是反映当地农民对土地的依赖度,用1990年村

人均纯收入衡量^①。预期农民收入水平越高其对农地调整的需求越低,越不容易导致农地调整。Kung 等(1997)的研究表明,农民收入的增加弱化了土地对农民的生存保障,减少了其对土地的依赖,农民对农地调整的需求减低,从而可能导致农地调整频率的降低;姚洋(2000)的研究也表明,农地调整频率是财富的递减函数。 D^d 是省份虚变量,用来控制难以量化的地区间可能存在的各种影响农地调整的因素。模型中用到的相关变量的统计描述情况见表3。

表3 回归所用变量的统计描述 (n=1502)

变量	含义/单位	均值	标准差
被解释变量			
农地大调整	发生农地大调整 = 1; 没有发生农地大调整 = 0	0.04	0.19
农地小调整	发生农地小调整 = 1; 没有发生农地小调整 = 0	0.14	0.34
解释变量			
政策调整虚变量	1997—2008年 = 1; 其他 = 0	0.46	0.50
第二轮承包实际年份虚变量	各村第二轮承包实际年份 = 1; 其他 = 0	0.04	0.19
村人均耕地面积	亩	1.81	1.44
村到县城的距离	公里	23.92	18.4
当地非农就业比例	%	15	23
村人均纯收入	千元	0.78	0.47

(二) 模型估计结果

因为被解释变量 R 为 1 或 0, 用 Logit 模型估计式(1), 并估计相关解释变量的边际概率效应。模型的估计结果见表4, Wald χ^2 检验和 log likelihood 值都表明估计结果是有效的。具体来讲, 得出如下几个主要结论:

第一, 不管是哪种农地调整类型, 农地调整政策虚变量的系数都为负并在统计上显著(见表4第1行)。这表明, 在控制其他影响农地调整因素的情况下, 与1980—1996年间相比, 1997年以来国家实行严格限制农地调整的政策法规显著抑制了农地调整, 提高了农地使用权的稳定性。估计结果还表明, 中央不允许农地大调整或实行严格限制农地调整的政策使村农地大调整的比例下降了4个百分点(见表4第1行中的系数0.04), 实际上这一变量基本上解释了1980—1996年与2000—2008年农地大调整频率的差异(见表2)。同样地, 农地小调整模型的估计结果(见表4第2列)也表明, 中央发布严格限定条件的农地小调整政策对农地小调整也产生了显著影响。

第二, 第二轮承包年份虚变量 Y_{ik} 的系数为正且统计显著(见表4第3行), 即土地承包是否到期对农地调整有显著的正向影响, 这一结果同刘晓宇等(2007)的研究结论相似。估计结果表明, 在控制其他影响农地调整因素的情况下, 农地二轮承包政策的实施使农地大调整、小调整的发生概率分别增加了13%和21%。正如前面提到的, 农地二轮承包期间农地大调整、小调整发生概率的增加是可以理解的, 因为这一时期是一轮土地承包到期、二轮土地承包开始的时间段, 但这也说明即使有严格的农地调整限制政策, 未来承包期延续期如何控制不合理的农地调整应引起重视。

^① 理想的初始人均耕地面积、非农就业比例以及人均纯收入对农地调整的影响应使用1980年以前的数据, 但是, 最早只能追踪到1990年的数据, 也能基本代表初始的人均耕地面积、非农就业比例和人均纯收入对农地调整的影响

第三,资源禀赋、农地的潜在价值和农民生活对土地的依赖度等虽然对农地的大调整没有产生影响,但对农地的小调整有非常显著的影响,这也很大程度上解释了农地的小调整在不同地区存在差异的现象。在农地小调整模型中,估计出的所有系数与预期完全一致。例如,在控制了其他影响因素的条件下,人均耕地越多(资源越富有)或离县城距离越远(农地潜在价值越低)或在当地非农就业比例越低(农地潜在价值越低),农地小调整的概率也就越低。同时,估计结果也验证了农民生活对土地的依赖度与农地调整的关系。村人均纯收入变量的系数统计显著,其值为-0.05,这表明农民收入每增加1000元,农地小调整的概率会下降5%(见表4第11行),这也意味着,农民收入的提高能够显著降低他们对农地调整的需求,促进农地使用权的稳定。

表4 农地调整影响因素的 Logit 模型估计结果(边际效应)

变量	农地大调整	农地小调整
政策调整虚变量(I ₉₇₋₀₈)	-0.04 ^{***} (0.01) ^b	-0.03 [*] (0.02)
第二轮承包实际年份虚变量	0.13 ^{***} (0.02)	0.21 ^{***} (0.03)
村人均耕地面积	0.003 (0.003)	-0.03 ^{***} (0.01)
村到县城的距离	-0.001 (0.001)	-0.002 ^{***} (0.001)
当地非农就业比例	-0.02 (0.04)	0.07 ^{**} (0.03)
村人均纯收入	-0.008 (0.01)	-0.05 ^{**} (0.02)
Wald chi2	118.11	128.97

注:模型中的参数是标准化的边际效应。小括号中的数值是稳健标准误,***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。所有模型观测值为1502、prob > chi2 都为0.00。为节省空间,略去估计出的省虚拟变量系数

五、结论与政策启示

本文基于2000年和2009年中国6省份的调查数据,系统刻画了改革30年农地调整的变动趋势和特征,并实证评估现行农地政策对农地调整的影响。研究表明,与中央政府抑制农地调整的努力一致,中国农地大调整和小调整的频率均呈现出由逐渐上升到显著上升再到迅速下降的变动特性。中央严格限制农地调整的政策显著地抑制了农地的频繁调整,特别是抑制了农地的大调整。此外,农地调整还受到土地承包期、资源禀赋、农地价值以及农民收入等的影响。

从本文的研究中,可以得到以下政策启示:其一,现行严格限制农地调整的政策有助于抑制农地调整,因此,未来不仅要继续执行承包期内禁止农地调整的政策规定,而且要加大政策执行力度;其二,考虑到土地承包到期转换是影响农地调整的一个关键因素,有必要赋予农民长久的土地使用权,这有助于从根本上杜绝农地大调整和小调整。因为,尽管政府可以通过不断延长土地承包期以稳定农民的预期,但承包期总有到期的一天;其三,随着中国工业化、城市化进程的加快,农地价值将会不

断上升,这会诱致基层政府和村干部农地小调整的努力,因此,加强对基层政府和村干部的政策教育、强化监管和监督有助于抑制农地小调整;其四,由于农民收入的提高能显著地降低农民对土地调整的需求,因此,促进非农就业和提高农民收入可以减轻农民对农地的依赖,降低农地小调整的压力。

参 考 文 献

1. Brandt L., Huang J., Li G., and Rozelle S. Land Rights in Rural China: Facts, Fictions, and Issues. *The China Journal*, 2002, No. 47: 67 ~ 97
2. Kung J. K. and Liu S. Farmer Preferences Regarding Ownership and Land Tenure in Post-Mao China: Unexpected Evidence from Eight Counties. *The China Journal*, 1997, No. 38: 33 ~ 63
3. Tan S., Heerink N., Kruseman G., and Qu F. Do Fragmented Landholdings Have Higher Production Costs? Evidence from Rice Farmers in Northeastern Jiangxi Province, P.R. China. *China Economic Review* 2008, Vol. 19, No. 3: 347 ~ 358
4. Zhang Y., Wang X., Glauben T., Brümmer B. The Impact of Land Reallocation on Technical Efficiency: Evidence from China. *Agricultural Economics* 2011, Vol. 42, No. 4: 495 ~ 507
5. 丰雷, 蒋妍, 叶剑平, 朱可亮. 中国农村土地调整制度变迁中的农户态度: 基于1999—2010年17省份调查的实证分析. *管理世界* 2013(7): 44 ~ 58
6. 黄季焜, 陶然, 徐志刚. 制度变迁和可持续发展: 30年中国农业与农村. 格致出版社、上海人民出版社, 2008
7. 刘晓宇, 张林秀. 农村土地产权稳定性决定因素研究. *农业技术经济* 2007(4): 11 ~ 22
8. 道格拉斯·C·诺思. 经济史中的结构与变迁. 上海三联书店、上海人民出版社, 1994
9. 钱忠好. 中国农村社会经济生活中的非正式制度安排与农地制度创新. *江苏社会科学* 1999(1): 1 ~ 8
10. 钱忠好. 农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境: 理论与政策分析. *管理世界* 2002(6): 35 ~ 45
11. 俞海, 黄季焜, Scott Rozelle 等. 地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用. *经济研究* 2003(9): 82 ~ 91
12. 姚洋. 中国农地制度: 一个分析框架. *中国社会科学* 2000(2): 54 ~ 65
13. 叶剑平, 丰雷, 蒋妍等. 2008年中国农村土地使用权调查研究: 17省份调查结果及政策建议. *管理世界* 2010(1): 64 ~ 73
14. 张红宇. 中国农地调整与使用权流转: 几点评论. *管理世界* 2002(5): 76 ~ 87

责任编辑 吕新业