第 16 卷第 2 期　　经 济 学（季 刊）　　Vol. 16, No. 2
2017 年 1 月　　China Economic Quarterly　　January, 2017

家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察
——来自面板工具变量法的证据

孙圣民　陈　强*

摘　要　1978 年家庭联产承包责任制兴起显著促进了中国农业增长。但近来这一观点受到挑战，有学者强调这一过程中，集体化时期积累的灌溉设施和机械化发挥的积极作用。本文尝试处理家庭联产承包责任制这一制度变迁的内生性，并利用初始固定资产与天气滞后的外生变化来识别因果关系。通过使用 1970—1987 年的省际面板，在改进灌溉、机械化、天气与制度变迁等关键数据后，面板工具变量法的估计结果显示，家庭联产承包责任制对于中国农业增长有显著正效应。

关键词　家庭联产承包责任制，去集体化，中国农业增长
DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2017.01.16

一、引　　言

在 1979—1984 年间，中国农业部门经历了急剧的制度变迁，从基于生产队（相当于村庄）的集体农业转向家庭为单位的家庭联产承包责任制（Household Responsibility System，简记 HRS）。尽管在 1979 年年底，仅有 1.02% 的生产队转为 HRS，但这一比例到 1983 年年底已经迅速上升为 98%（见图 1）。

同样是在 20 世纪 70 年代末与 80 年代初这一时期，中国农业经历了前所未有的增长。与之前的集体农业时期相比，这一时期的增长率十分惊人。[1] HRS 是否导致了 1980 年前后的农业增长奇迹？理论上分析，存在这种可能性。由于农业生产过程中存在监督困难，所以生产队体制下存在严重的搭便车难题（free-rider problem）和大锅饭现象，导致效率低下，而 HRS 恰恰通过赋予农民剩余索取权解决了此问题（Alchian and Demsetz，1972；Lin，1988；

* 孙圣民，山东大学经济研究院；陈强，山东大学经济学院。通信作者及地址：陈强，山东省济南市山大南路 27 号山东大学经济学院，250100；电话：15098898332；E-mail：qiang2chen2@126.com。作者感谢山东大学人文社科重大研究项目（12RWZD12）、自主创新基金青年团队项目（IFYT1209）的支持，感谢国家自然科学基金面上项目（71473149）的资助，文责自负。

[1] 根据 Lin（1992）的计算，中国农业部门在 1978—1984 年的年均增长率为 7.7%，显著高于 1952—1978 年的年均 2.9% 的增长率。

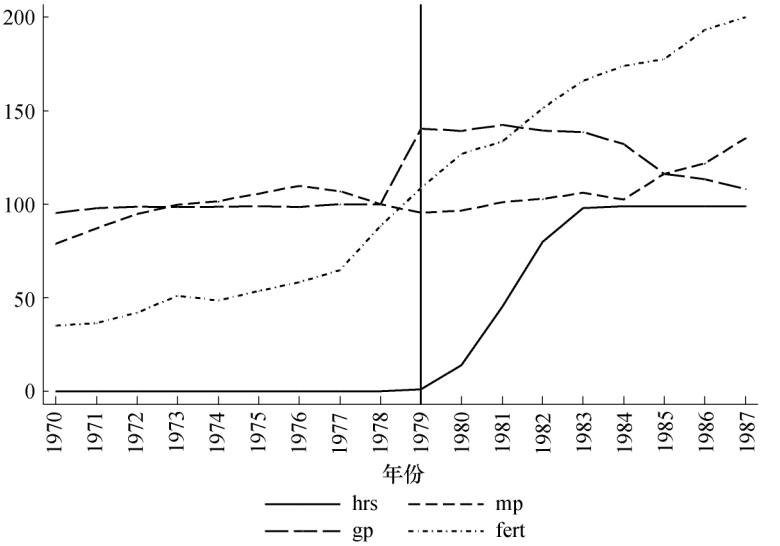


图 1 1970—1987 年的中国农业条件

注：hrs 为截至年底转为 HRS 的生产队百分比，gp 为相对于工业投入品价格的超购加价指数（1978＝100），mp 为相对于工业投入品价格的农村集市价格指数（1978＝100），fert 是化肥使用量（10 万吨）。

资料来源：Lin（1992），国家统计局（2010）[2]。

Nolan，1988）。[3]但是，HRS 在激励机制方面的优势，也有可能部分被集体农业的规模经济所抵消，后者在农田灌溉等公共品的提供方面具备一定优势。

从实证角度看，由于在转向 HRS 的同时，也发生了其他市场导向的改革，比如价格改革，使得确定 HRS 的因果效应变得更为复杂。在价格改革前，国家农产品购销系统存在两种价格，即用来满足国家收购任务的统购牌价，以及完成收购任务之外的超购加价。在 1979 年，平均收购价格（包括统购牌价与超购加价）上升了 22.1%（国家统计局，1984：第 403 页）。如果仅考虑反映边际价格的超购加价，则上涨了 40.7%。即使控制了农村工业投入品的价格（在 1980 年前后基本稳定），超购加价也增长了 40.4%（见图 1）。[4]同时，政府开始恢复农村集市贸易，并取消了可在自由市场上交易的产品限制。到 1984 年，已有超过 18%的农产品以市场价格进行买卖（Sicular，1988b）。相对于农村工业投入品价格而言，农村集市贸易价格在 1979—1984 年基本保

[2] 国家统计局，《新中国六十年统计资料汇编》。北京：中国统计出版社，2010 年。

[3] 对于 1958—1961 年人民公社的生产率大滑坡，Lin（1990）提出了微妙的“退出权”解释。但 Kung（1993）发现，并没有足够证据表明在 1958 年前存在退出权。进一步，Kung and Putterman（1997）的证据表明，农业生产率之所以未在 1957 年崩溃，部分原因是集体农场的运作在一定程度上被下放到家庭层面。

[4] Sicular（1988a）对于在 1979 年及之后的价格变化历程作了详细介绍。

持稳定(见图 1)。[5]其他复杂因素还包括在此期间的工业品投入，特别是化肥使用量，呈现大幅增长(见图 1)，采用高产杂交种子等技术进步因素也同步发生(Stone，1988；Huang and Rozelle，1996)。

已有文献中使用了多种方法来评估去集体化对于中国农业增长的影响。最简单的方法是比较改革前后中国农业部门的全要素生产率(Wen，1993；Fan and Zhang，2002)。而为了分离 HRS、价格改革与技术进步的效应，大多数研究采取了增长核算(growth accounting)的方法(McMillan *et al.*，1989；Fan，1991；Kalirajan *et al.*，1996；Zhang and Carter，1997)，将 HRS 对农业增长的贡献作为残差来间接地度量。更可信的方法则是利用中国各省转向 HRS 的时间差异，将 HRS 作为解释变量引入面板模型(Carter and Zhong，1991；Lin，1992)或系统回归(Huang and Rozelle，1996)来直接度量 HRS 的效应。尽管不同研究所用的样本与方法不尽相同，但绝大多数研究都认为 HRS 显著促进了中国农业增长。比如，Lin(1992)发现，去集体化可解释 1978—1984 年间约一半的中国农业增长。

当然，也有学者持不同看法，质疑 HRS 的积极作用(Riskin，1987；Carolus，1992；Bramall，1995，2000，2008；Xu，2012)。一个常见的批评是，在 20 世纪 80 年代末普遍采用 HRS 之后，中国农业增长反而止步不前了。[6]而且在全世界范围内农业私有化的表现多差强人意(比如，东欧)，这也导致了对中国 HRS 良好绩效的更多怀疑(Rozelle and Swinnen，2004)。对于主流观点的最大挑战或许来自 Xu(2012)，该文着重于 Lin(1992)模型的设定误差，特别是“HRS 采用率的不当使用”(wrong usage of HRS adoption rate)。具体而言，Lin(1992)回归时使用的 HRS 省际数据，是年底为止的 HRS 采用率，而被解释变量却是当年的农作物产出，导致当年的某些产量增加这个结果可能发生于采用 HRS 这个原因之前。因为通常制度变迁发生在秋收之后的农闲时期。为了解决此问题，Xu(2012)在 Lin(1992)的双向固定效应框架下，将主要解释变量变为 HRS 滞后(即截至上年年末的 HRS 采用率)，但结果却发现 HRS 滞后的统计显著性完全消失了，即 HRS 对农业增长并没有显著性影响。

然而，此前所有考察 HRS 增长效应的研究都忽略了一个重要问题，即制度变迁通常是内生的(比如，Acemoglu *et al.*，2001)。具体来说，对于中国农业的去集体化过程，其内生性可能来自以下三个方面。首先是选择偏差(selection bias)。一方面，从去集体化获益更多的省份可能较早就转向 HRS(Lin，1988)；而另一方面，最初政府仅允许贫穷的边远山区尝试 HRS(杜润

[5] 农村集市价格在 1979 年与 1980 年略微下降，或许因为可在市场上自由销售的产品增多所致。

[6] 此结果并不难解释，因为从集体农业转向 HRS 相当于农民努力程度的一次性增加，从生产函数内部移到前沿，并不一定有长期增长效应。

生，2005[7]）。其次是度量误差（measurement errors）。对于 HRS 的度量并不完美，不仅存在数据缺失，还可能存在统计上的机会主义。比如，刚开始少报，而随着政治风向变化而转为多报，而度量误差会导致估计系数的衰减偏差（attenuation bias）。最后，也可能存在逆向因果关系，因为 HRS 成效显著的省份会更积极地普及 HRS，而 HRS 收效不大的省份却推进缓慢。

本文的主要贡献，就是认识到并解决 HRS 采用进程的内生性问题，尝试弥合当前文献的学术争论。根据 Lin（1987），一个生产队使用的机器设备越多，则越难将此生产队解体为家庭承包制。[8]因此，我们使用 1978 年的生产队初始固定资产作为潜在的工具变量。虽然生产队固定资产中也包括直接影响产出的农业机械，但仍可视为外生，因为我们已在回归方程中控制了农业机械总动力。我们还特意回避使用 1978 年以后的农村固定资产数据（此数据也较少），以避免逆向因果关系。但在面板固定效应模型下，仍需要初始固定资产有一定的时变性，即随时间而变。为此，我们使用气象灾害，并将气象灾害滞后（即上年的气象灾害）与初始固定资产的互动项作为有效工具变量。其原因有二，一是根据 Bai and Kung（2014），气象灾害对于去集体化过程有显著的影响。二是上年的气象灾害对于当年的农业产出应该没有直接影响，除了通过制度变迁的间接渠道，故满足排他性约束。

本文的另一贡献是在几个重要方面改进和完善了 Lin（1992）的数据，包括对 HRS 的度量、机械与畜力、灌溉条件，以及气象灾害等。使用改进的 1970—1987 年省际面板数据，面板工具变量法的估计结果显示，HRS 对于中国农业增长有显著的正效应，而且此效应大于 OLS 的估计结果。

本文的其余部分安排如下：第二部分为文献回顾，第三部分介绍数据及其改进，第四部分讨论实证策略并汇报估计结果，第五部分为结论。

二、文 献 回 顾

研究 HRS 对于中国农业增长的影响，目前已有不少文献。[9]Wen（1993）使用全国 1952—1989 年的时间序列数据，发现在 1978 年后中国农业部门的全要素生产率（TFP）迅速增长，在时间上正好与 HRS 兴起相对应。通过使用改进的数据与更为复杂的迪氏指数法（Divisia index），Fan and Zhang（2002）得到类似结果，虽然他们估计得到的 HRS 改革期间的 TFP 值要小些，但仍然

[7] 杜润生，《杜润生自述：中国农村体制变革重大决策纪实》。北京，人民出版社，2005 年。

[8] 困难来自两个方面，一是细分大中型机器设备等固定资产到户，存在技术难题和一定的谈判等交易成本。二是拥有较多固定资产的集体组织，其管理者拥有较多的剩余索取权，管理者未必乐意推进 HRS 从而丧失自己隐性的经济、社会福利。

[9] 参见 Putterman（1993）第 7 章的早期文献回顾。

可观。[10]

McMillan *et al*.(1989)首先试图分解 HRS 与价格改革的效应。通过使用增长核算方法，并辅以农民最优努力程度的简单模型，发现在 1978—1984 年中国农业生产率改进的 78%可归功于 HRS，而其余 22%则得益于价格改革。然而，McMillan *et al*.(1989)对于 HRS 与价格改革效应的分解依赖于几个关键的简化假定，比如，没有技术进步，以及农民收入为简单的线性函数。

由于去集体化过程与价格改革几乎同步推行(见图 1)，故全国层面的时间序列数据并不便于区分 HRS 与市场化改革的效应。为此，Fan(1991)使用 29 个省 1965 年、1970 年以及 1975—1986 年的面板数据，通过随机前沿模型进行增长核算，发现产出增长的 26.6%应归功于制度变迁，而 15.7%则得益于技术进步。类似地，Kalirajan *et al*.(1996)使用 1970—1987 年的省际面板，通过变系数生产函数进行增长核算，发现在改革前 28 个省中有 20 个省的 TFP 增长率为负数，而改革期间几乎所有省份的 TFP 增长率均为正数。Zhang and Carter(1997)使用县级数据研究粮食产量的增长，并将天气条件(干旱指数)引入基于回归的增长核算，发现在 1980—1985 年，粮食产量增长的 38%得益于经济改革。但由于使用县级数据，样本区间仅包括 1980 年、1985 年以及 1987—1990 年，并未完全涵盖转向 HRS 的全过程。

增长核算法的主要缺点是仅间接地将 HRS 的贡献作为残差项来度量，而残差项在文献中被称为对“我们无知程度”的度量(Abramovitz，1956)。正如 Lin(1992)所指出，对于增长核算的批评通常也适用于上述研究。更有说服力的另一研究方法，则是将 HRS 作为解释变量引入回归方程以直接度量其效应。Carter and Zhong(1991)率先使用此法，但使用平均粮食亩产作为被解释变量，并将 HRS 简单定义为 1981 年及以后取值为 1 的虚拟变量。Lin(1992)则代表了一个重大突破，以 HRS 为主要解释变量，并利用 HRS 采用率的省际差异，使用双向固定效应面板模型来估计 1970—1987 年中国省级农业生产函数。Lin(1992)发现，HRS 可解释 1978—1984 年间大约一半的中国农业增长。Lin(1992)早已成为广为引用的经典论文，即使批评者如 Bramall(2008)与 Xu(2012)也承认 Lin(1992)为此领域最有影响力的文献。在另一省际面板研究中，Huang and Rozelle(1996)集中研究稻米部门，并特别关注内生技术进步，发现在 1978—1984 年间稻米亩产增长的 40%可归功于技术进步，而 30%则得益于制度变迁。

上述研究多数都得出类似的结论，即认为去集体化显著促进了中国农业增长。然而，另外一些学者也对这一看法持怀疑态度。Riskin(1987)认为，中国农业产出增长包含部分的统计假象，因为在改革前，农民为了降低收购量而故意低估产量。Putterman(1989)则汇报了河北省大河乡的一个特例和反

[10] Fan and Zhang (2002)也估计了省级层面的 TFP 水平，但并未与 HRS 采用率的省际差异进行对比。

常，其粮食亩产在 20 世纪 70 年代有所增长，但在 80 年代却陷入停滞与倒退。[11] Carolus(1992)认为，依据最可信的数据，只有不多于 20%的农作物产值增长可归功于 HRS。Dong and Dow(1993)则估计，监督成本仅占生产队总劳动时间的 10%—20%，但他们同时也承认这可能只是采用 HRS 所能带来效率改进的下限。通过使用四川省的县志数据，Bramall(1995)发现，去集体化较晚的县其粮食亩产的增长率与去集体化较早的县并无显著差别。[12] 在一本研究中国的专著中，Bramall(2000)质疑已有文献对 TFP 的估计，因为这些研究缺乏对劳动时间、有机肥与畜力的准确信息。在另一本专著中，Bramall (2008)怀疑 Lin(1992)在方法上的有效性，因为它忽略了在集体时代所建灌溉工程的滞后效应，而且没有考虑天气因素。另外，Rawski(2011)则强调，采用 HRS 后的重大成效得益于中国不同寻常的人力资源。

或许最严峻的挑战来自 Xu(2012)，该文着重于讨论 Lin(1992)对“HRS 采用率的不当使用”(wrong usage of HRS adoption rate)。具体来说，虽然被解释变量是当年的农作物产量，但主要解释变量却是截至年底的 HRS 采用率，故农业增长的结果可能发生于 HRS 的原因之前。为了纠正此设定误差，Xu(2012)在 Lin(1992)的双向固定效应模型中使用了 HRS 滞后(即上年的 HRS)，但发现 HRS 滞后的统计显著性完全消失了，即 HRS 对农业增长并没有显著性影响。Xu(2012)进而认为，现代投入品的密集使用及其他条件才是中国农业增长的主要原因。Xu(2012)还构建了一个社会主义遗产指标(socialist legacy index)，并认为社会主义遗产——包括集体时代的灌溉、机械化与人力资本——对于去集体化后的中国农业发展有显著作用。

总之，利用 HRS 采用率的省际差异而进行直接回归分析，是迄今为止最有说服力的方法，该法为 Lin(1992)所开创。但目前所有研究均未考虑内生制度变迁这一重要问题，而制度变迁的内生性几乎为发展经济学家所公认(比如，Acemoglu *et al.*，2001)。本文在评估中国去集体化的效应时，着重解决制度变迁的内生性问题，期待填补文献中的这一空白。

三、数　　据

本文使用的主要数据来自 Lin(1992)，包括 1970—1987 年间中国大陆

[11] Putterman (1989)提出了一个可能解释，并引用 Butler (1985)，“当生产队与中队被赋予更大自主权决定农业投入时，1980 年化肥使用量反而下降了，这强烈表明在 1970 年代上级部门曾施压大河乡以经济上非理性的方法来提高亩产”。

[12] 在 1982 年秋季或之后采用“包干到户”的县被定义为去集体化较晚的县；而其他县则为去集体化较早的县。此文献所提及的这种现象反映了 HRS 推进中存在“选择偏差”(selection bias)，有助于解释 Bramall(2000)所讨论的某些令人困惑的现象。

29 个省份中的 28 个省的省际面板数据。[13] 本文在以下几个重要方面拓展了 Lin(1992)的数据，包括使用了来自 1992 年以后才公布的新数据。

（一）家庭联产承包责任制

首先是对家庭联产承包责任制的数据改进。变量 hrs 定义为截至年底转为 HRS 的生产队百分比。由于缺乏 1979—1980 年的 hrs 数据，Lin(1992)去掉了 1980 年的观测数据，并将 1979 年所有省份的 hrs 设为 0，因为到 1979 年年底全国仅有 1.02%的生产队转为 HRS。这种处理方法并不完美，因为全国平均 1.02%的 HRS 采用率，并不意味着各省的 HRS 采用率都应相同且等于 0。[14] 我们有幸在其他渠道中找到了更多数据，包括 Chung(2000)、《中国农业全书》(1999)[15] 以及《中国农业年鉴》(1981)[16]。尽管如此，我们仍然缺乏 1980 年 8 个省份的 hrs 数据，并将其设为缺失值。

（二）灌溉

持怀疑态度的学者强调社会主义遗产的作用，例如集体经济时代建设的灌溉设施，使得灌溉耕地面积得以增加。忽略灌溉因素可能导致遗漏变量偏差，因为拥有更高灌溉耕地比例的省份较不易受灾害天气影响，而这可能影响了 HRS 的采用率(Bai and Kung，2014)。[17] 为解决此问题，我们定义 irrig 为有效灌溉面积占总耕地面积的百分比。有效灌溉面积的数据主要来自国家统计局(2010)[18]，并根据国家统计局(1999)[19]与水利部(1989)[20]进行了补充。

（三）动力

Lin(1992)以拖拉机与畜力的马力来度量农业资本，但农业资本在有些回归模型中并不显著，这意味着可能存在度量误差，比如忽略了除拖拉机外的其他农业机械。为构建更为完整的度量，我们使用国家统计局(2010)所提供的以千瓦计“农业机械总动力”，并将其转换为马力。截止年末的役畜数目则

---

[13] 西藏因缺乏数据而未包括。另外，海南省于 1988 年从广东省分出，重庆市于 1997 年从四川省分出。在我们的数据中，广东包括海南，四川包括重庆。

[14] 根据新的数据来源，在 1979 年有三个省份的 HRS 取值为正，即安徽(10%)、山东(2.4%)与浙江(1.6%)。

[15]《中国农业全书》总编辑委员会，《中国农业全书》。北京，中国农业出版社，1999 年。

[16]《中国农业年鉴》编委会，《中国农业年鉴》。北京：农业出版社，1981 年。

[17] Bai and Kung (2014)的实证研究表明，“在集体时代所建设的更多灌溉耕地，反而使得一个省份(村庄)在遭遇坏天气时更易退出集体农业，恰恰因为一旦这些耐用公共品建成，在负向天气冲击的情况下，维持集体农业的激励就会反而下降”。

[18] 国家统计局，《新中国六十年统计资料汇编》。北京：中国统计出版社，2010 年。

[19] 国家统计局，《新中国五十年统计资料汇编》。北京：中国统计出版社，1999 年。

[20] 水利部，《四十年水利建设成就：水利统计资料(1949—1988)》。水利部计划司内部资料，1989 年。

来自国家统计局(1990)[21]。根据 Li and Yang(2005)，我们将两个年末的役畜数据进行简单算术平均，作为该日历年度役畜的度量。根据 Lin(1992)，每个役畜以 0.7 马力计。我们对于农业资本的度量，记为 power，即为以千马力计的农业机械总动力与畜力之和。

（四）天气冲击

农业生产的特点之一就是其产出容易受天气冲击的影响，特别是在中国 1970—1987 年的农业生产条件下。例如，Zhang and Carter(1997)发现，在 1980—1990 年，天气显著地影响了中国粮食产量的波动。如果在 1979—1984 年去集体化发生时天气条件良好，则可能高估 HRS 对农业增长的贡献。为解决此问题，我们使用受灾面积 da_{it} 来度量灾害天气，其中 da_{it} 定义为一个百分比，是省份 i 在年份 t 因旱灾或水灾而导致产出下降至少 10%的耕地面积占总面积的百分比。原始数据取自水利部(1989)。[22]对于每一省份，我们将 da_{it} 标准化，计算其偏离省均值的相对离差，即定义 $wa_{it} \equiv (da_{it} - \overline{da_i}) / \overline{da_i}$，其中 $\overline{da_i}$ 为该省历年的平均受灾面积比例，然后以 wa 作为气象灾害的度量。

（五）初始固定资产

1978 年生产队的初始固定资产，记为 $asset_{i,1978}$，包括生产队用于农业、林业、畜牧业、渔业、手工业、乡村工业、建筑业与非农运输业的机器设备。需要指出的是，虽然初始固定资产包括影响农作物产量的农业机械，但由于我们已在回归方程中控制了农业机械总动力，故初始固定资产仍可视为在一定条件下是外生的。另外，我们仅使用在引入 HRS 之前的初始固定资产，以避免逆向因果关系。有关 asset 的数据来自农业部(1993)[23]。表 1 概括了变量定义与数据来源。[24]

表 1 主要变量定义及数据来源

变量	观测值	定义	数据来源
y	504	农作物产值(1980 年不变价格)	L
hrs	496	截止年底转为 HRS 的生产队百分比	L，C，A，Y
land	504	耕地面积(千亩)	L

[21] 国家统计局，《全国各省自治区直辖市历史统计资料汇编，1949—1989》。北京：中国统计出版社，1990 年。

[22] 关于天气灾害数据，存在一种担心，就是在当时的政治环境下，地方政府会不会有激励低报受灾情况，从而影响估计结果。为此，本文选择来自水利部(1989)反映灾害情况的内部数据。同时使用受灾而非成灾面积，一定程度避免了虚报的动机。

[23] 农业部，《农村合作经济组织及农业生产条件发展情况资料(1950—1991)》。农业部内部资料，1993 年。

[24] 除两个全国层面的价格指数(gp 和 mp)外，其余均为省际数据。

（续表）

变量	观测值	定义	数据来源
labor	504	农作物部门的劳动力	L
power	503	农业机械总动力＋0.7×役畜数目（千马力）	S60，S40
fert	504	化肥使用量（千吨）	L
irrig	473	有效灌溉面积占耕地面积的比例	S60，S50，W
mci	504	复种指数（总播种面积除以耕地面积）	L
ngca	504	非粮食作物的播种比例	L
mp	504	相对于工业投入品价格的农村集市价格指数	L
gp	504	相对于工业投入品价格的超购加价指数	L
wa	504	标准化的受灾面积占耕地面积比例	W
asset	504	1978 年的生产队初始固定资产	M

注：A：《中国农业全书》（1999）；C：Chung(2000)；L：Lin(1992)；M：农业部（1993）；S40：国家统计局（1990）；S50：国家统计局（1999）；S60：国家统计局（2010）；W：水利部（1989）；Y：《中国农业年鉴》（1981）。

四、实证策略与结果

（一）双向固定效应模型

借鉴 Lin(1992)，基准模型为加入年度虚拟变量的双向固定效应模型，来估计省级农业生产函数：

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{hrs}_{i,t-1} + \beta_2 \ln\mathrm{land}_{it} + \beta_3 \ln\mathrm{labor}_{it} + \beta_4 \ln\mathrm{power}_{it} + \beta_5 \ln\mathrm{fert}_{it} + \beta_6 \mathrm{irrig}_{it} + \beta_7 \ln\mathrm{mci}_{it} + \beta_8 \mathrm{ngca}_{it} + \beta_9 \mathrm{wa}_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中，下标 i 指省份 i，下标 t 指年份 t，u_i 为省份固定效应，而 λ_t 为年度固定效应。方程(1)未包括两个全国层面的价格指数（gp 和 mp），因为它们不随省份而变。我们的模型设定与 Lin(1992)有以下重要区别。首先，针对 Xu(2012)的批评，使用 $\mathrm{hrs}_{i,t-1}$（HRS 滞后）替代 hrs_{it}，以避免出现用年末 HRS 解释当年产量的情形。其次，增加了两个新变量（irrigation 与 wa），并改进了对 hrs 与 power 的度量。再次，使用 lnmci 替代 mci，因为前者在理论上更合理（耕地面积与复种指数之积即为播种面积），且拟合得略好（估计结果几乎相同）。最后，为缓解异方差问题，Lin(1992)将农作物产出与传统投入（land，labor，power，fert）均除以每个省份的生产队数目。但我们并不清楚异方差是否表现为这种具体形式，故不再除以生产队数目，而使用在任意形式的异方差与组内自相关情况下均成立的聚类稳健标准误。[25]

[25] Lin (1992)使用一般标准误，因为当时适用于固定效应模型的聚类稳健标准误刚被提出（Arellano，1987）。

正如上文所指出，由于存在选择偏差、度量误差与逆向因果关系，关键变量 $\text{hrs}_{i,t-1}$ 很可能是内生的。为了识别 HRS 对于农作物产出的因果关系，我们使用 1978 年生产队初始固定资产（$\text{asset}_{i,1978}$）与天气滞后 $\text{wa}_{i,t-1}$ 的互动项作为工具变量。虽然 $\text{asset}_{i,1978}$ 包括农业机械，由于已在农业生产函数中控制农业机械总动力，故初始固定资产依然是外生的。另一方面，由于天气可引发制度变迁（Bai and Kung，2014），故天气滞后与 HRS 滞后相关；而除了通过制度变迁的间接渠道，天气滞后并不会直接影响当年的农产量，故满足排他性约束。[26] 具体来说，定义

$$L.(\text{asset_wa}_{it}) = \text{asset}_{i,1978} \times \text{wa}_{i,t-1}, \tag{2}$$

其中，$L.$ 为滞后算子。但 $L.$ asset_wa 并不是一个足够强的工具变量。[27] 为了增强工具变量，我们考虑到在 1978 年十一届三中全会以前的意识形态下，去集体化几乎不可能发生。换言之，无论生产队拥有多少固定资产，或遭遇何种天气冲击，在 1978 年以前就转为 HRS 的概率几乎为零。因此，我们通过如下方法来增强工具变量，即定义

$$L.(\text{asset_wa}_{it}\ _\text{reform}_{t}) = \text{asset}_{i,1978} \times \text{wa}_{i,t-1} \times \text{reform}_{t-1}, \tag{3}$$

其中，reform_t 为虚拟变量，当 $t \geqslant 1978$ 时取值为 1，反之则为 0。使用 $L.$ asset_wa _reform 为工具变量，可使用面板工具变量法来一致地估计方程（1），即首先通过组内离差变换（within transformation）去掉 u_i，然后再将 $L.$ asset_wa _reform 作为 $L.$ hrs 的工具变量进行二阶段最小二乘法（2SLS）的估计。[28]

表 2 汇报方程（1）双向固定效应模型的估计结果。表 2 的第（1）列汇报 OLS 的估计结果，将 HRS 滞后视为外生变量。主要变量 $L.$ hrs 的估计系数并不显著，点估计仅为 0.06，明显低于 Lin（1992）使用当期 HRS 所得的估计系数 0.15。此结果与 Xu（2012）的发现一致。

[26] 在样本中，天气冲击并不存在序列相关。即使当年的气象灾害依赖于上年的气象灾害，由于已在回归方程中控制上年的气象灾害，也不会影响天气滞后的外生性。

[27] 技术上，在双向固定效应模型的框架下，一般很难找到较强的工具变量，因为内生变量通常很容易为年度虚拟变量所解释。

[28] 所有变量都应进行组内变换，包括工具变量。组内变换将原变量变换为相对于省平均值的离差。另外，由于我们的模型为恰好识别（1 个内生变量、1 个工具变量），故 GMM 与 2SLS 完全等价。

表 2　包含年度虚拟变量的双向固定效应模型 [29]

	被解释变量：ln(不变价格的农作物产值)			
	(1)OLS	(2)2SLS	(3)第一阶段回归	(4)半简化式回归
L. hrs	0.0551	0.225**		0.0474
	(0.0591)	(0.112)		(0.0608)
lnland	0.736***	0.748***	−0.0781	0.734***
	(0.107)	(0.112)	(0.0639)	(0.108)
lnlabor	0.144***	0.128**	0.0989**	0.146***
	(0.0472)	(0.0508)	(0.0385)	(0.0466)
lnpower	0.102	0.113*	−0.0574	0.103
	(0.0656)	(0.0601)	(0.0523)	(0.0657)
lnfert	0.156***	0.147***	0.0480	0.156***
	(0.0411)	(0.0401)	(0.0425)	(0.0412)
irrig	0.264	0.316*	−0.390**	0.247
	(0.190)	(0.173)	(0.154)	(0.190)
lnmci	0.478**	0.549***	−0.443**	0.470**
	(0.180)	(0.166)	(0.193)	(0.179)
ngca	0.142	0.155	−0.100163	0.137
	(0.149)	(0.153)	(0.101)	(0.151)
wa	−0.0487***	−0.0498***	0.00481	−0.0489***
	(0.0109)	(0.0102)	(0.00642)	(0.0109)
L. asset_wa_reform			−0.00317***	−0.000563
			(0.000777)	(0.000401)
年度虚拟变量	**是**	**是**	**是**	**是**
常数项	1.303		0.523	1.122
	(0.937)		(0.520)	(0.871)
样本容量	442	442	442	442
R^2	0.893	0.888	0.948	0.893
第一阶段 *F* 统计量			16.65	

注：括弧内为聚类稳健标准误。*L*. 为滞后一年的算子。第一阶段回归的被解释变量为 *L*. hrs。
* $p<0.1$，** $p<0.05$，and *** $p<0.01$。

表 2 第(2)列汇报了使用 *L*. asset _wa _reform **为工具变量的面板** 2SLS **估计结果。主要变量** *L*. hrs **的系数在** 5% **的统计水平上显著为正，点估计为** 0.23，**高于** Lin(1992)**的** OLS **估计值** 0.15。**这意味着，如果一个省份将其所有生产队都转为** HRS(HRS **取值从** 0 **变为** 1)，**仅此制度变迁本身即可提高农业产出** 23%，**故采用** HRS **在经济上也是显著的。**2SLS **估计值之所以高于** OLS **估计值，可能是由于选择偏差**(selection bias)**与衰减偏差**(attenuation bias)**的存在。一方面，最初只有贫困边远山区才被允许率先尝试** HRS，**而这些**

[29] **表** 2 **的第**(1)**列基本上复制了** Xu(2012)**的结果。**Xu(2012)**在回归中引入了** Lin (1992)**未考虑的天气因素，我们的数据质量优于** Xu(2012)，**但得到基本结果是一致的，即如果不处理内生性，则核心变量“滞后** HRS”**将不显著。感谢审稿人的建议。**

贫瘠地区即使实行 HRS 也未必能带来很大收益，导致 HRS 的效应因选择偏差而被低估。另一方面，变量 HRS 的度量误差则可能带来衰减偏差，使得 OLS 估计值偏小。进一步，异方差稳健的 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验结果表明，2SLS 估计系数与 OLS 估计系数存在显著差异（该检验统计量的 p 值为 0.001），故可认为 *L*. hrs 是内生变量，应使用面板 2SLS 进行一致估计。

大多数传统投入品（lnland，lnlabor，lnfert，lnmci）均至少在 5%水平上显著为正，而 lnpower 与 irrig 则在 10%水平上显著为正。标准化受灾面积比例（wa）的系数在 1%水平上显著为负，表明当时的中国农业确实受天气影响很大。整体上，2SLS 关于传统投入品的估计结果与 OLS 估计结果相比，前者与经济理论更为一致。

表 2 第（3）列汇报面板 2SLS 的第一阶段回归结果，其被解释变量为内生变量 HRS 滞后（*L*. hrs）。工具变量 *L*. asset __wa __reform 的系数在 1%水平上显著为负。第一阶段 F 统计量为 16.65，大于临界值 10，故不必担心弱工具变量问题。*L*. asset __wa __reform 的负号系数意味着，给定气象灾害水平，生产队拥有的初始固定资产越多，则越不易将集体农庄拆散为 HRS，这与 Lin（1987）的发现相一致。另一方面，给定初始固定资产水平，生产队所面临的气象灾害越严重，则越不易转向 HR。此结果与 Bai and Kung（2014）的发现相一致，即在去集体化过程中，坏天气可能反而增强了集体农庄。[30] 显然，各省之间初始固定资产与气象灾害的不同组合，对于 HRS 采用率的省际差异拥有足够的解释力，使得其互动项可作为较强的工具变量。[31]

表 2 第（4）列汇报了半简化式回归（semi-reduced form regression）的估计结果，它将工具变量 *L*. asset __wa __reform 作为解释变量加入原来的方程（1）中。半简化式回归的基本逻辑是，如果工具变量与原方程的扰动项不相关，则将工具变量加入原方程应该得到不显著的系数估计结果。在第（4）列中，变量 *L*. asset __wa __reform 的系数并不显著，佐证了工具变量满足外生性条件。

（二）带时间趋势的单向固定效应模型

上述双向固定效应模型的缺点是，它无法估计价格改革的效应，因为只有全国层面的价格指数。作为弥补措施及稳健性检验，下面考虑单向固定效

[30] Bai and Kung（2014）还发现，在经历过严重大饥荒或公共品供给充分的省份，气象灾害对于 HRS 的负作用会逆转。然而，如果以饥荒严重程度（以 1959—1961 年的超额死亡率度量）与 1978 年的初始灌溉水平（irrig）作为潜在工具变量，则均为弱工具变量。另外，政治因素，诸如各省第一书记的特征（Kung and Chen，2011），也是弱工具变量。

[31] 工具变量的实际意义如下。生产队拥有的初始固定资产和生产队所面临的气象灾害，二者的变化方向是一致的。即当二者数值都增大时——初始固定资产越多，天气越坏、受灾面积比例越大——都增强了集体农庄，减缓了去集体化（HRS）的速度。反之则反是。一个极端的案例，如果集体资产极少、农民赤贫，那么天气因素就不再重要。因为无论受灾面积比例大小，两者的乘积都将极小，家庭联产承包责任制极有可能发生，例如 1978 年年底的安徽省凤阳县小岗村。因为 reform 只是一个虚拟变量（1977 年及以前取值为 0），我们并不讨论其在工具变量中的实际意义。

应模型，以时间趋势项(t)替代年度虚拟变量：

$$\begin{aligned}\ln y_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{hrs}_{i,t-1} + \beta_2 \ln\mathrm{land}_{it} + \beta_3 \ln\mathrm{labor}_{it} + \beta_4 \ln\mathrm{power}_{it} \\ & + \beta_5 \ln\mathrm{fert}_{it} + \beta_6 \mathrm{irrig}_{it} + \beta_7 \ln\mathrm{mci}_{it} + \beta_8 \mathrm{ngca}_{it} \\ & + \beta_9 \mathrm{wa}_{it} + \beta_{10} \mathrm{mp}_{i,t-1} + \beta_{11} \mathrm{gp}_{it} + u_i + \lambda t + \varepsilon_{it}\,,\end{aligned} \tag{4}$$

在去掉年度虚拟变量的情况下，方程(4)包括两个全国物价指数，即 $\mathrm{mp}_{i,t-1}$(相对于工业投入品价格的农村集市价格指数滞后)与 gp_{it}(相对于工业投入品价格的超购加价指数)，这两个全国物价随时间但不随省份而变。[32] 表 3 汇报带时间趋势的单向固定效应模型估计结果。

表 3　带时间趋势的单向固定效应模型

	被解释变量：ln(不变价格的农作物产值)			
	(1)OLS	(2)2SLS	(3)第一阶段回归	(4)半简化式回归
L. hrs	0.185***	0.219***		0.183***
	(0.0254)	(0.0675)		(0.0347)
lnland	0.751***	0.753***	−0.0600	0.751***
	(0.181)	(0.115)	(0.0842)	(0.118)
lnlabor	0.134***	0.128***	0.158***	0.134***
	(0.0312)	(0.0491)	(0.0465)	(0.0465)
lnpower	0.0826**	0.0963**	−0.411***	0.0818
	(0.0391)	(0.0485)	(0.0545)	(0.0622)
lnfert	0.155***	0.154***	0.0304	0.155***
	(0.0220)	(0.0370)	(0.0396)	(0.0383)
irrig	0.324**	0.343**	−0.713***	0.318*
	(0.160)	(0.169)	(0.224)	(0.171)
lnmci	0.476***	0.509***	−0.962***	0.475***
	(0.158)	(0.149)	(0.234)	(0.157)
ngca	0.115	0.126	−0.357***	0.113
	(0.143)	(0.140)	(0.120)	(0.153)
L. mp	−0.0337	−0.0110	−0.621***	−0.0330
	(0.0490)	(0.0643)	(0.0607)	(0.0445)
gp	−0.0206	−0.00564	−0.427***	−0.0207
	(0.0204)	(0.0400)	(0.0316)	(0.0203)
wa	−0.0539***	−0.0530***	−0.0281**	−0.0540***
	(0.00912)	(0.0115)	(0.0109)	(0.0123)
时间趋势项	0.00930	0.00387	0.161***	0.00956
	(0.00575)	(0.00986)	(0.00468)	(0.00863)

[32] 使用全国物价指数的理由在于，根据中央政府政策，价格改革在全国各省基本同步推进。同样的方法见 Lin (1992)。

（续表）

	被解释变量：ln(不变价格的农作物产值)			
	(1)OLS	(2)2SLS	(3)第一阶段回归	(4)半简化式回归
L. asset_wa_reform			−0.00482***	−0.000170
			(0.000909)	(0.000402)
常数项			4.851***	1.239
			(0.644)	(0.930)
样本容量	442	442	442	442
R^2	0.877	0.877	0.875	0.877
第一阶段 *F* 统计量			28.13	

注：括弧内为聚类稳健标准误。*L*. 为滞后一年的算子。第一阶段回归的被解释变量为 *L*. hrs。
* $p<0.1$，** $p<0.05$，and *** $p<0.01$。

表 3 第(1)列汇报 OLS 估计结果，将 HRS 滞后视为外生变量。主要变量 *L*. hrs 的系数估计值为 0.19，且在 1%水平上显著。但 OLS 估计量可能存在内生性偏差。表 3 第(2)列汇报面板 2SLS 的估计结果，其中 *L*. hrs 的系数仍在 1%水平上显著，点估计为 0.22，接近于双向固定效应的面板 2SLS 估计结果。所有传统投入品(lnland，lnlabor，lnpower，lnfert，irrig，lnmci)的系数均至少在 5%水平上显著为正，而气象灾害(wa)的系数依然在 1% 水平上显著为负。然而，两个物价变量(*L*. mp 与 gp)的系数均高度不显著。

表 3 第(3)列汇报了面板 2SLS 的第一阶段回归结果，其被解释变量为内生变量 *L*. hrs。工具变量 *L*. asset _wa _reform 的系数依然在 1%水平上显著为负。第一阶段回归的 *F* 统计量为 28.13，远超弱工具变量的临界值 10。表 3 第(4)列汇报半简化式回归的估计结果。在半简化式回归中，工具变量 *L*. asset _wa _reform 的系数高度不显著，佐证了工具变量的外生性。

总之，表 2 与表 3 中的估计结果均表明，在解决了制度变迁的内生性后，家庭联产承包责任制依然显著促进了中国农业增长，而且此效应在经济上也很显著，甚至大于 OLS 的估计值。

五、结　　论

自中国开启去集体化进程(1979—1984)，并经历了 20 世纪 80 年代初的农业高速增长，至今已经三十多年。学者们仍在辩论这两件事情之间的因果关系。虽然主流学者将去集体化视为中国最为成功的农村制度变迁之一，但批评者仍对逝去的集体时代充满怀旧，强调集体时代可动员大量资源，以提供诸如灌溉工程的公共品。本文的主要贡献在于，明确认识到制度变迁的内生性，并利用初始固定资产与天气滞后的外生变化来识别因果关系。通过使用改进的 1970—1987 年省际面板，面板工具变量法的估计结果显示，家庭联产承包责任制对于中国农业增长有显著的正效应，此效应在经济上显著，且

大于 OLS 的估计结果。而且，这些结果也控制了为怀疑论者所强调的灌溉、机械化等因素。

无论如何，转向基于家庭为单位的 HRS 至少没有妨碍中国的农业增长。去集体化最初作为甘冒政治风险的自发草根运动，说明 HRS 是中国农民为追求生存与富足的自愿选择。家庭承包经营不仅为中国农民提供了安排农业生产的自由，而且还提供了退出农业的权利(Putterman，1989)，这为中国城镇化的加速与乡镇企业的崛起铺平了道路。

另一方面，怀疑论者的主张也并非全无是处，特别是对于诸如灌溉等公共品的强调。虽然家庭联产承包责任制提供了正确的激励机制，但集体时代的农业部门则有助于提供灌溉与其他农村基础设施。值得欣慰的是，自 20 世纪 80 年代末以来，家庭承包制在提供农村公共品方面的不足，已经通过引入村庄层面的选举而得到部分缓解(Martinez-Bravo *et al.*，2012)。

参 考 文 献

[1] Abramovitz, M., "Resource and Output Trends in the United States since 1870", *American Economic Review*, 1956, 46, 5—23.

[2] Acemoglu, D, S. Johnson, and J. A. Robinson, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, 2001, 91, 1369—1401.

[3] Alchian, A. A., and H. Demsetz, "Production, Information Costs, and Economic Organization", *American Economic Review*, 1972, 62, 777—795.

[4] Arellano, M., "Computing Robust Standard Errors for Within-group Estimators", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1987, 49, 431—434.

[5] Bai, Y., and J. Kung, "The Shaping of an Institutional Choice: Weather Shocks, the Great Leap Famine, and the Agricultural Decollectivization in China", *Explorations in Economic History*, 2014, 54, 1—26.

[6] Bramall, C., "Origins of the Agricultural 'Miracle': Some Evidence from Sichuan", *The China Quarterly*, 1995, 143, 731—755.

[7] Bramall, C., *Sources of Chinese Economic Growth, 1978—1996*. Oxford University Press, Oxford, 2000.

[8] Bramall, C., *Chinese Economic Development*. Routledge, London, 2008.

[9] Butler, S., "Price Scissors and Commune Administration in Post-Mao China", in William L. Parish (ed.) *Chinese Rural Development: The Great Transformation*. Armonk, NY: M. E. Sharpe, 1985.

[10] Carolus, C., *Sources of Chinese Agricultural Growth in the 1980s*. Unpublished Ph. D. Dissertation, Boston University, 1992.

[11] Carter, C. A., and F. Zhong, "China's Past and Future Role in the Grain Trade", *Economic Development and Cultural Change*, 1991, 39, 791—814.

[12] Chung, J. H., *Central Control and Local Discretion in China: Leadership and Implementation during Post-Mao Decollectivization*. Oxford University Press, New York, 2000.

[13] Dong, X., and G. K. Dow, "Monitoring Costs in Chinese Agricultural Teams", *Journal of Political Economy*, 1993, 101, 539—553.

[14] Du, R., *Memoirs of Du Rensheng*. People's Press, Beijing, 2005. (in Chinese)

[15] Editorial Committee of China Agriculture Yearbook, *China Agriculture Yearbook* (Zhongguo Nongye Nianjian). Agriculture Press, Beijing, 1981. (in Chinese)

[16] Editorial Committee of A Compendium of Chinese Agriculture, *A Compendium of Chinese Agriculture* (Zhongguo Nongye Quanshu). China Agriculture Press, Beijing, 1999. (in Chinese)

[17] Fan, S., "Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, 73, 266—275.

[18] Fan, S., and X. Zhang, "Production and Productivity Growth in Chinese Agriculture: New National and Regional Measures", *Economic Development and Cultural Change*, 2002, 50, 819—838.

[19] Huang, J., and S. Rozelle, "Technological Change: Rediscovering the Engine of Productivity Growth in China's Rural Economy", *Journal of Development Economics*, 1996, 49, 337—369.

[20] Kalirajan, K. P., M. B. Obwona, and S. Zhao, "A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth before and after Reforms", *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78, 331—338.

[21] Kung, J. K., "Transaction Costs and Peasants' Choice of Institutions: Did the Right to Exit Really Solve the Free Rider Problem in Chinese Collective Agriculture", *Journal of Comparative Economics*, 1993, 17, 485—503.

[22] Kung, J. K., and S. Chen, "The Tragedy of the Nomenklatura: Career Incentives and Political Radicalism during China's Great Leap Famine", *American Political Science Review*, 2011, 105, 27—45.

[23] Kung, J. K., and L. Putterman, "China's Collectivization Puzzle: A New Resolution", *Journal of Development Studies*, 1997, 33, 741—763.

[24] Li, W., and D. T. Yang, "The Great Leap Forward: Anatomy of a Central Planning Disaster", *Journal of Political Economy*, 2005, 113, 840—877.

[25] Lin, J. Y., "The Household Responsibility System Reform in China: A Peasant's Institutional Choice", *American Journal of Agricultural Economics*, 1987, 69, 410—415.

[26] Lin, J. Y., "The Household Responsibility System in China's Agricultural Reform: A Theoretical and Empirical Study", *Economic Development and Cultural Change*, 1988, 36, S199—S224.

[27] Lin, J. Y., "Collectivization and China's Agricultural Crisis in 1959—1961", *Journal of Political Economy*, 1990, 98, 1—10.

[28] Lin, J. Y., "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 1992, 82, 34—51.

[29] Martinez-Bravo, M., G. Padró-i-Miquel, N. Qian, and Y. Yao, "Political Reform in China: Elections, Public Goods and the Income Distribution", NBER Working Paper, 2012.

[30] McMillan, J., J. Whalley, and L. Zhu, "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth", *Journal of Political Economy*, 1989, 97, 781—807.

[31] Ministry of Agriculture, *Materials for Rural Cooperative Economic Organizations and the Development of Agricultural Productive Conditions (1950—1991)* (Nongcun Hezuo Jingji Zuzhi Ji Nongye Shengchang Tiaojian Fazhang Qingkuang Ziliao (1950—1991)), Unpublished internal material, 1993. (in Chinese)

[32] Ministry of Water Resources, *Forty Years of Accomplishments in Irrigation Projects: Irrigation Statistics, 1949—1988* (40 Nian Shuili Jianshe Chengjiu: Shuili Tongji Ziliao, 1949—1988), Unpublished internal material, 1989. (in Chinese)

[33] Nolan, P., *The Political Economy of Collective Farms: An Analysis of China's Post-Mao Rural Reforms*. Westview Press, Boulder, 1988.

[34] Putterman, L., "Entering the Post-Collective Era in North China: Dahe Township", *Modern China*, 1989, 15, 275—320.

[35] Putterman, L., *Continuity and Change in China's Rural Development*. Oxford University Press, New York, 1993.

[36] Rawski, T. G., "Human Resources and China's Long Economic Boom", *Asia Policy*, 2011, No. 12 (July), 33—78.

[37] Riskin, C., *China's Political Economy: The Quest for Development since 1949*. Oxford University Press, New York and Oxford, 1987.

[38] Rozelle, S., and J. F. M. Swinnen, "Success and Failure of Reform: Insights from the Transition of Agriculture", *Journal of Economic Literature*, 2004, 42, 404—456.

[39] Sicular, T., "Agricultural Planning and Pricing in the Post-Mao Period", *The China Quarterly*, 1988a, 116, 671—705.

[40] Sicular, T., "Plan and Market in China's Agricultural Commerce", *Journal of Political Economy*, 1988b, 96, 283—307.

[41] State Statistical Bureau, *China Trade and Price Statistics, 1952—1983* (Zhongguo Maoyi Wujia Tongji Ziliao, 1952—1983). China Statistical Press, Beijing, 1984. (in Chinese)

[42] State Statistical Bureau, *A Compendium of Historical Statistics for All Provinces, Self Autonomous Regions and Municipalities in China, 1949—1989*. (Quanguo Ge Sheng Zizhiqu Zhixiashi Lishi Tongji Ziliao Huibian, 1949—1989). China Statistical Press, Beijing, 1990. (in Chinese)

[43] State Statistical Bureau, *A Statistical Compendium of Fifty Years of New China* (Xin Zhongguo 50 Nian Tongji Ziliao Huibian). China Statistical Press, Beijing, 1999. (in Chinese)

[44] State Statistical Bureau, *A Statistical Compendium of Sixty Years of New China* (Xin Zhongguo 60 Nian Tongji Ziliao Huibian). China Statistical Press, Beijing, 2010. (in Chinese)

[45] Stone, B., "Developments in Agricultural Technology", *The China Quarterly*, 1988, 116, 767—822.

[46] Wen, G. J., "Total Factor Productivity Change in China's Farming Sector: 1952—1989", *Economic Development and Cultural Change*, 1993, 42, 1—41.

[47] Xu, Z., *The Political Economy of Agrarian Changes in the People's Republic of China*. Dissertation, University of Massachusetts, Amherst, 2012.

[48] Zhang, B., and C. A. Carter, "Reforms, the Weather, and Productivity Growth in China's Grain Sector", *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79, 1266—1277.

Measuring the Effects of Decollectivization on China's Agricultural Growth: A Panel Instrumental Approach

SHENGMIN SUN QIANG CHEN*
(*Shandong University*)

Abstract The mainstream view that decollectivization significantly contributed to China's agricultural growth has recently been challenged by revisionists, who emphasize the positive effects of the socialist legacy, such as irrigation and mechanization. This study contributes to this debate by explicitly recognizing the endogeneity of institutional changes and exploits exogenous variations in initial fixed assets and lagged weather shocks for identification. With improved data on irrigation, mechanization, weather and institutional changes in a provincial-level dataset for the 1970—1987 period, the results of panel instrumental estimations reveal that the Household Responsibility System had a significantly positive effect on China's agricultural growth.

Key Words household responsibility system, decollectivization, Chinese agricultural growth

JEL Classification O13, O43, Q15

* Corresponding Author: Qiang Chen, School of Economics, Shandong University, 27 Shanda Nanlu, Jinan, Shandong, 250100, China; Tel: 86-15098898332; E-mail: qiang2chen2@126.com