从务农收入视角看农业规模化经营的本意[[1]](#footnote-1)\*

韩朝华

摘要：本文基于2014-2018年的全国家庭农场发展研究监测数据，从样本农户的农场规模与农场劳均农业收入和农场平均成本的关系入手，分析了农业规模化经营的本意。本文强调，农业规模化经营是个农户务农收入问题，而非农业生产效率问题。在农村改革解构了传统小微农业及与之伴随的高土地产出率之后，只有依托规模化经营的技术密集型农业才能消除农业和非农产业间的收入差距，确保中国农业的长期可持续发展。

关键词：农业规模化经营 本意 务农收入

一、引言

农业规模化经营是国内农经研究中长期关注和争论的话题。这方面的分歧大致可归因于两种分析视角，即土地产出视角和农户务农收入视角。如张成玉（2015）、李谷成等（2009）、郭庆海（2014）在讨论农业规模化经营问题时都对这两种分析视角有所评论。

持土地产出视角的论者多关注农业规模化经营可能对土地产出率和土地总产出造成的不利影响，且大都基于小农场靠精耕细作实现较高土地产出这一事实，强调中国人多地少的国情，因而倾向于对农业规模化经营持谨慎甚至质疑的态度（许庆等，2011；刘凤芹，2006；尚旭东、朱守银，2015）。持这一视角的论者并不否定规模化经营作为中国农业长远发展方向的合理性。但他们认为，目前实现这一目标所需要的条件还不具备，如非农产业发展不够，农地的社保功能仍很重要，保证全国粮食供应的压力还很大等等，从而在提高农民的务农收入和保障全国农业总产出这两者之间，他们更重视后者（任治君，1995）。

但质疑土地产出视角的论者看到了问题的另一面。如仇焕广等（2017）指出，自农村改革以来，农村居民的非农就业机会不断增加，非农收入逐渐成为不少农户的重要收入来源，农业机械对农业劳力的替代也在不断强化，这导致“小农户‘精耕细作’的意愿与可能性大大降低”，从而“土地经营规模与农业生产效率之间存在反向关系的前提条件逐渐被弱化”。应该说，这个观察是准确的，且相当重要。

众所周知，传统小微农业的高土地产出率源于农户对自身劳力的过密化运用，而这是以小农既无法扩大其农场规模又缺乏非农就业机会为前提的，中国近代以来的传统农业就处于那种状态中（黄宗智，1992）。但农村体制改革解构了那种状态，为农村劳动者提供了转向非农就业的可能。由此而来，农业劳动的机会成本陡然上升，农村劳动者不再安于靠过密化劳动在少量土地上“精耕细作”了。因为，那样的内卷农业虽能实现较高的土地产出率，但其所能提供的农业总收入难以满足务农者的家庭生计需要，从而注定是“有效率但贫穷”的（舒尔茨，1987）。

在改革后的家庭联产承包责任制下，“种地不赚钱，难养家”是我国多数农村家庭面临的共同困扰，也使得农业对农村青壮年普遍缺乏就业魅力。为维持家庭生计，农村绝大多数青壮年离农谋生，农业经营被交付于留守家中的女性或老年成员，一些家庭甚至任其土地撂荒或弃耕。也就是说，农村改革后，非农就业机会的普遍出现直接冲击了我国农业中传统的精耕细作模式，使土地产出率高但农民务农收入低的内卷化农业开始坍塌，农业规模化经营问题开始进入中国农政议程。如农业部农村改革试验区办公室（1994）所指出的，农业（尤其是粮食）生产比较效益日趋下降，土地撂荒、半撂荒，完成粮食定购任务难，地方财政和集体对种粮补贴负担日重等现实矛盾，促使一些发达地区对实行土地适度规模经营采取更加积极的态度。

这么来看中国的农业规模化经营就会发现，它的原初动因只涉及农村家庭在农村改革后的生计选择，与生产效率考虑无关。在中国农村，只要禁止农民劳力非农化的制度束缚有所松动，且社会上又存在大量非农就业机会，农村劳动者就一定会离农转移。在那种情况下，如不能同步推进农地流转集中和农业规模化经营，农业在农村家庭的生计选择中就会被边缘化。因此，农业规模化经营问题在当代中国的产生，从根本上讲，与任何生产效率考量无关，它源于农村居民维持和改善家庭生计的内在需要。千百万农村居民摆脱贫穷、过与城里人同等生活的强烈愿望和不懈努力，是驱动中国农业规模化经营的首要动力。持农户务农收入视角的论者们看到了这一点，关注这一点，因而对农业规模化经营持积极肯定的态度（如梅建明，2002；李华伟，2007；何秀荣，2016；陈昭玖等，2016）。

进入新世纪以来，农业规模化经营在全国各地不断展开并加速。[[2]](#footnote-2) 这当然与国家农业政策围绕农业规模化经营做出了持续和广泛的适应性调整有关，但从根本上来讲，这是由于中国农业工资率的不断上升（钟甫宁，2016；Wang et al，2016）。上升的农业工资率给农村家庭带来了新的生计压力，有更多的农业劳动者要到农业以外另辟家庭收入来源。同时，农村中擅长务农的“种田能手”则通过各种方式获得离农谋生者留下的土地，扩大自己的农业经营规模，以此为其家庭奠定新的生计依托。这也表明，提高务农收入是农业生产者追求规模化经营的出发点。

当前，仍然主张维护传统小微农业的论者在减少，更多的论者转向分析农业规模化经营本身的进展和问题。但在已有的研究成果中，还是偏生产效率分析的多，重务农收入分析的少。不少明确肯定农业规模化经营的研究者也倾向于从农业生产效率的角度挖掘支持证据（如李谷成等，2009；章德宾，2018）。这反映了当前学界对于农业规模化经营的本意或其原初动因尚有认识不足之处，有关农业规模化经营是否可取的很多争论其源盖出于此。本文拟利用全国家庭农场发展研究监测数据，从样本农户的农场规模与其劳均务农收入和农场平均成本的关系入手，对这一问题做系统的梳理和澄清。

二、数据和方法

本文分析所用的数据来自农业农村部委托中国社会科学院农村发展研究所开展的全国家庭农场发展研究监测调查项目。该调查始于2014年，其信息采集聚焦于家庭农场的生产行为，以及农场主的主要个人特征。该项目的监测范围覆盖全国31个省级行政区，全国每年抽取的监测样本约为3000户。按农村农业部的要求，整个样本中，（1）种植类农场不多于80%，其中，粮食种植类农场不少于50%，且其土地经营规模应在50～500亩之间；（2）经济作物种植类农场、养殖类农场或种养结合类农场的规模应符合当地县级以上农政主管部门确定的规模标准；（3）原则上样本农场应是生产经营情况较稳定、从事农业经营至少2年的农业经营主体（郜亮亮，2020）。本文研究获准使用的是该项目2014-2018年的监测数据。各年的样本量分别为，2014年2823户，2015年2903户家，2016年2998户，2017年2947户，2018年2952户。

本文关注的核心问题是农业规模化经营的本意，或者说农业规模化经营的原初动因。在分析上，本文主要从样本农户的农场规模与其劳均农业收入和农场平均成本这两个指标的关系入手展开讨论。这里的农场规模，对种植活动是指作物种植面积（亩），对养殖活动是指畜禽的年底存栏数（头、匹、只、羽等）。

这套数据中与农场经营收入和经营成本有关的数据是养殖活动的总销售额和总成本[[3]](#footnote-3)， 以及家庭农场的总销售额和总成本，但没有种植活动的总销售额和总成本。鉴于家庭农场的农业经营主要分为种植和养殖两大类，在样本农户的总销售额和总成本中减去养殖活动的总销售额和总成本，可以得到样本农户种植活动的总销售额和总成本。由此分别算出样本农户种植活动和养殖活动的农业纯收入。将该农业纯收入与农户家庭参与其农场生产的成员人数相除，得到样本农户家庭的劳均农业收入；将总成本除以其农场规模，得到样本农户的农场平均成本。

样本农户所经营的农业门类很多，而不同农业门类各有其技术经济特性，为避免农业门类异质性对分析的干扰，本文从样本总体中抽出水稻、小麦、玉米、蔬果、羊、生猪、禽类的数据，构成7个农业门类共5年的35个子样本。这35个子样本的户数分布见表1。

表1 分析所用样本农户数（户）

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年 份 | 水 稻 | 小 麦 | 玉 米 | 蔬 果 | 羊 | 生 猪 | 家 禽 |
| 2014 | 442 | 208 | 513 | 162 | 181 | 211 | 128 |
| 2015 | 602 | 282 | 625 | 229 | 201 | 277 | 164 |
| 2016 | 670 | 291 | 551 | 209 | 228 | 351 | 308 |
| 2017 | 675 | 286 | 560 | 179 | 204 | 301 | 296 |
| 2018 | 684 | 261 | 557 | 198 | 211 | 252 | 272 |

这套数据中不包含农户在农业生产中的细分要素投入信息，无法经由农业生产中的投入产出关系来解析样本农户的经营收入、投入成本与其农场规模的关系。而且，这套数据中的收入数据和成本数据都未能通过正态性检验（表2和表3），因而不适用通常的参数分析方法，须考虑用非参数性方法做分析。

表2 家庭劳均农业收入变量正态性检验

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 农业门类 | 指 标 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 |
| 水稻种植 | χ2(2) | 26784.617 | 6913.998 | 679.267 | 1706.86 | 2912.914 |
| Prob＞chi2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 小麦种植 | χ2(2) | 2755.181 | 1081.659 | 219.691 | 416.092 | 627.586 |
| Prob＞chi2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 玉米种植 | χ2(2) | 1636.268 | 1243.773 | 307.493 | 507.635 | 14857.055 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 蔬果种植 | χ2(2) | 512.527 | 3742.246 | 93.633 | 331.679 | 1168.405 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 羊养殖 | χ2(2) | 162.36 | 345.845 | 342.307 | 94.094 | 396.054 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 生猪养殖 | χ2(2) | 33993.814 | 535.856 | 330.621 | 870.563 | 234.175 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 禽类养殖 | χ2(2) | 196.245 | 446.442 | 1660.866 | 2053.969 | 7606.505 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

注：使用Doornik-Hansen检验，该检验的零假设为被测变量服从正态分布。

表3 农场平均成本变量正态性检验

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 指 标 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 |
| 水稻种植 | χ2(2) | 11297.851 | 91477.513 | 6442.76 | 21650.523 | 251000 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 小麦种植 | χ2(2) | 2071.98 | 95914.125 | 44666.415 | 42896.755 | 40316.965 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 玉米种植 | χ2(2) | 5847.11 | 13772.776 | 1809.149 | 3567.927 | 91488.343 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 蔬果种植 | χ2(2) | 3849.611 | 256.602 | 4388.967 | 1827.744 | 834.095 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 羊养殖 | χ2(2) | 9162.146 | 728.427 | 1067.182 | 1060.152 | 3883.978 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 生猪养殖 | χ2(2) | 2260.758 | 3912.498 | 5205.613 | 7250.345 | 36884.93 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 禽类养殖 | χ2(2) | 10856.459 | 14598.855 | 23210.461 | 15753.724 | 25977.024 |
| Prob＞χ2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

注：使用Doornik-Hansen检验，该检验的零假设为被测变量服从正态分布。

本文要分析的第一个问题是样本农户的劳均农业收入和农场平均成本对应于农场规模扩大的变化趋势。非参数统计分析中的“趋势分析”法适于做这种分析。所谓“趋势分析”，就是检验被测变量的取值在若干有序分组间的变化方向（Test for trend across ordered groups），属非参数统计分析中的多样本检验。它所检验的问题是，当解释变量的取值呈单调变化（上升或下降）时，被测变量的取值变化是否也显出明确的趋向性，即是趋于变大、趋于变小还是无确定趋势。其基本做法是，将一个样本总体分为$k$个分组，$n\_{i} \left(i=1， 2，\cdots k\right)$，并赋予每个分组一个得分$l\_{i}$，以反映这些分组的排序。所有分组的观察值数合计为$N=\sum\_{}^{}n\_{i}$；在这$N$个观察值中按取值对所有观察值做升序排位，得到所有观察值在总样本中从1至$N$的取值序位（rank），中文称这种序位为“秩”。然后，在每个分组内加总诸观察值的秩，得到每个分组内的“秩和”（sum of rank），$R\_{i}$，再求出所有分组得分的加权和，$L=\sum\_{i=1}^{k}l\_{i}n\_{i}$，以及统计量$T=\sum\_{i=1}^{k}l\_{i}R\_{i}$。

这项检验的零假设为被测变量的取值变化无确定趋势。在零假设下，统计量$T$的期望值为$E\left(T\right)=0.5\left(N+1\right)L$，其标准差是$se\left(T\right)=\sqrt{\frac{n+1}{12}\left(N\sum\_{i=1}^{k}l\_{i}^{2}-L^{2}\right)}$。趋势分析所得出的检验统计量是$z={\left\{T-E\left(T\right)\right\}}/{se\left(T\right)}$。当被测变量的取值变化无确定趋势的零假设为真时，该检验统计量呈近似标准正态分布。[[4]](#footnote-4)

下面的趋势分析中，以样本农户的劳均农业收入和农场平均成本为被测变量，以样本农户的农场规模为解释变量，检验样本中劳均农业收入和农场平均成本对应于农场规模扩大的取值变化，看其是否有明确的趋势。如检验结果是显著的正（负）Z值，表示这两个变量随农场规模的扩大而趋于上升（下降），于是拒绝零假设；如检验结果是不显著的Z值（无论正负），表明这两个变量对应于农场规模扩大的取值变化无确定趋势，于是接受零假设。

三、劳均农业收入和农场平均成本的趋势分析结果

表4和表5分别展现了样本农户劳均农业收入和农场平均成本的趋势分析结果。因结果的数据量较大，为控制篇幅，此处不展现这两项分析所得到的详尽结果信息，只提供分析所得的检验统计量结果。

从表4可见，在2014-2018年的五年内，劳均农业收入趋势分析的所有Z值都为正，且在5%或1%水平上显著。这表明，样本农户的农业收入是随农场规模的扩大而趋于上升的。这项分析在方法上很简单，其所提供的信息也有限，但就本文此处的分析目的而言，表4提供的信息已足够明确：覆盖全国7个主要农业门类、历时5年的35次检验都得到了显著的正Z值，表明样本农户的劳均农业收入随农场规模扩大而上升的趋势是高度确定和稳健的。

|  |
| --- |
| 表4 样本农户劳均农业收入趋势分析检验统计量 |
| 农业门类 | 指 标 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 |
| 水稻种植 | Z | 7.71 | 6.31 | 5.26 | 6.15 | 3.54 |
| Prob ＞ |z| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 小麦种植 | Z | 2.27 | 2.07 | 4.85 | 5.64 | 2.95 |
| Prob ＞ |z| | 0.024 | 0.038 | 0.000 | 0.000 | 0.003 |
| 玉米种植 | Z | 8.01 | 10.57 | 2.26 | 6.99 | 4.32 |
| Prob ＞ |z| | 0.000 | 0.000 | 0.024 | 0.000 | 0.000 |
| 蔬果种植 | Z | 2.16 | 3.52 | 3.47 | 2.76 | 4.17 |
| Prob ＞ |z| | 0.031 | 0.000 | 0.001 | 0.006 | 0.000 |
| 羊养殖 | Z | 2.40 | 2.90 | 6.66 | 6.10 | 7.56 |
|  Prob ＞ |z|  | 0.017 | 0.004 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 禽类养殖 | Z | 5.81 | 6.34 | 10.08 | 8.47 | 6.35 |
| Prob ＞ |z| | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 生猪养殖 | Z | 2.97 | 6.43 | 9.29 | 5.94 | 5.42 |
| Prob ＞ |z| | 0.003 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注：使用Cuzick检验，这项检验的零假设是被测变量的变化无确定趋势。

与表4不同，表5显示，在全部35个检验结果中，有32个负Z值，3个正Z值（无暗影方框）；在32个负Z值中，有11个不具有统计显著性；从而，全部35个Z值中，有21个为显著的负Z值，占60%。据此或可认为，在总体上，对应于农场规模的扩大，农场平均成本的取值趋于下降。但很显然，这一趋势较弱，缺乏足够的确定性和稳健性。

|  |
| --- |
| 表5. 样本农户农场平均成本趋势分析检验统计量 |
| 农业门类 | 指 标 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 |
| 水稻种植 | Z | -2.77 | -0.99 | -1.30 | -2.91 | -2.57 |
| Prob ＞ |z| | 0.006 | 0.322 | 0.193 | 0.004 | 0.010 |
| 小麦种植 | Z | -0.63 | -0.67 | -2.21 | 0.22 | -1.04 |
| Prob ＞ |z| | 0.529 | 0.505 | 0.027 | 0.830 | 0.298 |
| 玉米种植 | Z | -2.76 | -3.00 | 2.43 | -4.99 | -0.33 |
| Prob ＞ |z| | 0.006 | 0.003 | 0.015 | 0.000 | 0.740 |
| 蔬果种植 | Z | -6.31 | -2.42 | -3.30 | -2.90 | -0.83 |
| Prob ＞ |z| | 0.000 | 0.016 | 0.001 | 0.004 | 0.406 |
| 羊养殖 | Z | -0.83 | -1.89 | -2.62 | -0.78 | -3.96 |
| Prob ＞ |z| | 0.409 | 0.058 | 0.009 | 0.438 | 0.000 |
| 禽类养殖 | Z | -5.71 | -3.26 | 0.42 | -1.25 | -3.04 |
| Prob > |z| | 0.000 | 0.001 | 0.671 | 0.210 | 0.002 |
| 生猪养殖 | Z | -3.50 | -3.28 | -2.54 | -1.31 | -2.96 |
| Prob ＞ |z| | 0.000 | 0.001 | 0.011 | 0.192 | 0.003 |

注：使用Cuzick检验，这项检验的零假设是被测变量的变化无确定趋势。

从这两组趋势分析结果来看，扩大农场规模能增加农户的劳均农业收入，且不增加农场平均成本，这自然可被视为对农业规模化经营的合理性证明。但这只是一种笼统的检验，仅凭此还不足以清晰呈现农业规模化经营的本意。下面借助一种非参数回归，考察样本农户的劳均农业收入曲线和农场平均成本曲线，以进一步呈现农业规模化经营的本意。

四、样本农户的劳均农业收入曲线和农场平均成本曲线

本部分所用的分析方法是“局域多项式回归”（local polynomial regression），也称“局域多项式修匀”（local polynomial smoothing），是单变量非参数回归里的一种。该回归基于一组散点图数据$\left\{\left(x\_{1}，y\_{1}\right)，\left(x\_{2},y\_{2}\right),\cdots ，\left(x\_{n}，y\_{n}\right)\right\}$，其基本方程形式为$y\_{i}=m\left(x\_{i}\right)+σ\left(x\_{i}\right)ϵ\_{i}$。其中，等号右侧两项的函数形式$m\left(∙\right)$和$σ\left(∙\right)$未知；$ϵ\_{i}$是对称的误差项，且$E\left(ϵ\_{i}\right)=0$，$Var\left(ϵ\_{i}\right)=1$。这种回归的目的是在不预设函数形式$m\left(∙\right)$的情况下，估计$m\left(x\_{0}\right)=E\left[Y|X=x\_{0}\right]$。

在估计中，要将自变量从最小值到最大值的整个值域细分为许多小值域（grid），并在每个小值域中确定一个修匀点$x\_{0}$，然后对每个小值域做$Y\_{i}$对多项式$\left(X\_{i}-x\_{0}\right)，\left(X\_{i}-x\_{0}\right)^{2}，\cdots ，\left(X\_{i}-x\_{0}\right)^{p}$的回归。该回归中的常数项（截距）就是$m\left(x\_{0}\right)$，最后得到的分析结果是由这些$m\left(x\_{0}\right)$构成的因变量分布曲线。[[5]](#footnote-5)

另外，在局域多项式回归中，结果曲线的顺滑程度取决于分析者选定的小值域宽度，专业文献中称此为“窗宽”（bandwidth）。窗宽过小会导致对结果曲线修匀不足，使结果曲线含有过多的数据变异信息，整个曲线会因方差过大而不能清晰呈现因变量和自变量间的主导关系。反过来，窗宽过大会导致对结果曲线修匀过度，如此得到的结果曲线虽很顺滑，但含有的数据变异信息过少，整个曲线会因与真实数据关系偏差过大而失真。

本部分分析中的因变量是样本农户的劳均农业收入和农场平均成本，自变量是样本农户的农场规模，目的是观察这两个因变量相对于自变量的分布状态。因分析只涉及每个时点上劳均农业收入和平均农场成本与农场规模的关系，为控制图表数量，此处按农业门类合并五年数据，分别拟合各农业门类在这五年内相对于农场规模的混合劳均农业收入曲线和农场平均成本曲线。

关于劳均农业收入曲线的拟合结果见图1。图1中含有7个二维直角坐标图。这些坐标图中，横轴表示农场规模，纵轴表示劳均农业收入。图中同时叠显了数据散点图（浅色散布圆点）和结果曲线图（黑色连续线条）。从图1可见，各农业门类的劳均农业收入曲线虽有一定的波动，但它们的总趋势都是从左至右向上抬伸。这表明，样本农户劳均农业收入是随农场规模的扩大而趋于上升的。这一点与表4关于劳均农业收入的趋势分析结果完全吻合，可算是对表4分析结果的一种稳健性检验。它表明，样本农户劳均农业收入对应于农场规模扩大的这种上升趋势是确定和明显的。



图1 样本农户的劳均农业收入曲线

与劳均农业收入曲线不同，农场平均成本曲线的内涵更为复杂，因而在理解农业规模化经营的本意上，农场平均成本曲线所提供的信息也更丰富。图2展现了各农业门类的农场平均成本曲线二维直角坐标图。其中，横轴表示农场规模，纵轴表示农场平均成本。为能更清楚地观察该曲线的特征，图2中排除了数据散点图。



图2 样本农户的农场平均成本曲线

一目了然，图2中7条平均成本曲线有着相似的分布形状，即在横轴靠近原点的小规模区段内，曲线都几乎呈垂直状，但超出狭窄的小规模区段后，曲线都接近呈水平状，从而所有的农场平均成本曲线都呈近似的L型分布。

从图2来看，各门类农场平均成本曲线的似垂直部分都足够顺滑，而其似水平部分则在很小的幅度内起伏。这意味着，在小规模区段内，农场平均成本的水平是高度发散的；而离开小规模区段后，农场平均生产成本的水平虽仍有变化，但这种变化无明确的趋向性，且变化幅度收窄至一个很小的取值范围内。即在中大规模区段内，农场规模的差异很大，但平均成本的差异很小，而小规模区段内的情况则正相反。

为进一步佐证这一点，下面在各农业门类的农场平均成本和农场规模数据中找出平均成本曲线似垂直部分和似水平部分之间的规模转换点，并对这些转换点两边的小规模样本和中大规模样本分别做农场平均成本对应于农场规模的趋势分析，结果见表6。

|  |
| --- |
| 表6 各农业门类五年农场平均成本趋势分析结果 |
| 农业门类 | 小 规 模 样 本 | 规模转换点 | 中 大 规 模 样 本 |
| 玉 米 | z = -1.91 | Prob ＞|z| = 0.056 | 480亩 | z = -1.58 | Prob ＞|z| = 0.115 |
| 水 稻 | z = -1.36 | Prob ＞|z| = 0.173 | 170亩 | z = -1.59 | Prob ＞|z| = 0.113 |
| 小 麦 | z = -0.77 | Prob ＞|z| = 0.440 | 400亩 | z = -1.59 | Prob ＞|z| = 0.111 |
| 蔬 果 | z = -4.91 | Prob ＞|z| = 0.000 | 150亩 | z = -1.30 | Prob ＞|z| = 0.195 |
| 羊 | z = -1.22 | Prob ＞|z| = 0.221 | 120头 | z = -1.44 | Prob ＞|z| = 0.150 |
| 生 猪 | z = 3.46 | Prob ＞|z| = 0.001 | 200头 | z = -1.53 | Prob ＞|z| = 0.126 |
| 禽 类 | z = 2.30 | Prob ＞|z| = 0.021 | 650只 | z = -1.65 | Prob ＞|z| = 0.100 |

注：使用Cuzick检验，这项检验的零假设是被测变量的变化无确定趋势。

从表6可见，在这两个规模分组的14个检验统计量中，只有4个Z值（29%）是显著的，从而总体上无法认定，农场平均成本对应于农场规模扩大的取值变化有明确的趋向性。同时，在小规模样本的检验结果中，检验所得的7个Z值里，有3个（水稻、小麦、羊）不显著；在显著的4个Z值中，有2个（玉米、蔬果）是负值，2个（生猪、禽类）是正值。这反映出，在小规模样本中，不同农业门类在农场平均成本和农场规模的关系上很不一致。但在中大规模样本的检验结果中，检验所得的7个Z值都是不显著的负值，表明在中大规模样本中，各农业门类在农场平均成本和农场规模的关系上有较高的一致性。由此可知，在农场平均成本和农场规模的关系上，小规模样本和中大规模样本之间有着明显的差异。如此来看，表5中将小规模样本和中大规模样本合在一起做趋势分析，掩盖了这两组样本间的这一差异，其结果是有误导性的。

不过，在表6里，中大规模样本的检验结果虽都不具有统计显著性，却都是负的Z值，这意味着，在中大规模样本中，农场规模与农场平均成本之间仍有某种弱的负向关系。在解释这一点上，有一种影响很广的观点或可参考。即除了直接生产成本外，在农场的产前、产后交易环节中还有一些与农场规模有关的因素也会影响农场的运营成本。例如，大农场在采购农资和出售产品上可因交易量大而获得种种金钱性优惠（pecuniary economies），如较低的投入采购价或较高的产品出售价等，这会使大农场在货币收益上显出某种规模优势。[[6]](#footnote-6) 但可以设想的是，这类金钱优惠在量级上无法与直接生产成本相提并论，它们或许能使农场平均成本与农场规模呈负向关系，但其影响力很可能通不过统计显著性检验，从而中大规模农场平均成本的取值对应于农场规模变化无明显趋势的基本结论仍能成立。[[7]](#footnote-7)

最后，从表6中的规模转换点一栏来看，各农业门类的平均成本曲线由似垂直状转为似水平状的临界规模分别为，玉米，480亩；水稻，170亩；小麦，400亩；蔬果，150亩；羊，120头；生猪，200头；禽类，650只。但应该承认，这些规模转换点的取值有随机性，若换个样本，因数据采集方法不同，样本构成各异，或许会得到明显不同的转换点。因此，本部分拟合农场平均成本曲线所得的结果中，较可靠的信息是所有农业门类的农场平均成本曲线都由似垂直状和似水平状这样两个部分组成，从而所有门类的农场平均成本曲线都呈明显的近L型分布。

五、L型农场平均成本曲线中的两个组成部分

呈L型分布的农场平均成本曲线不是中国农业的特有现象，而是全球农业，尤其是发达经济体农业中的特征化事实。如Chavas（2001）指出，在发达国家的农业中，平均成本函数呈典型的L型。即在农场规模的小规模区段内，农场平均成本随农场规模的扩大而显著下降，但当农场规模超出小规模区段后，农场平均成本不再显著变化，而在很大的规模区段内基本稳定。

在解释L型平均成本曲线中这个似水平部分上，学界尚无一致定论。从理论上讲，完全竞争产业中，单个厂商是价格接受者，其平均成本不会随运营规模的变化而变化，而农业也确实被普遍视为完全竞争产业。但仅凭这一点并不足以断言农业是个平均成本不变产业。按照Kislev & Peterson（1991）的看法，不同规模的农场所以有相似的平均成本，主要是因为绝大多数农业投入要素不具有整装性（lumpiness）[[8]](#footnote-8)。在这方面，像种子、肥料、农药之类可变投入要素自不待言，即使是被视为固定资产的农业机械，因型号、规格很多，可由不同规模的农场按需选用，因而并不专属于特定规模的农场；而农机服务和农机租赁市场的发展，使得小农户也能靠订购农机服务实现作业机械化。因而从长期来看，农业机械也不是真正的整装性投入要素。

值得注意的是，世界上不少地区的农业机械化经验契合这一判断。如Pingali（2007）指出，在19世纪的美国和欧洲以及20世纪的部分亚洲地区，农机租赁服务都曾在提高农业机械化水平上发挥了积极作用。Takeshima（2017）发现，在小农业盛行的尼泊尔，近30年里以拖拉机为代表的农机作业普及率有显著提高，这主要是靠私人提供的农机租赁服务实现的。Qing et al（2019）发现，快速发展的农机服务市场已使中国90%的村庄获得了农机作业服务，目前这已成为中国农户提升作业机械化水平的最重要途径。Diao et al（2018）估计，在非洲的加纳，发展农业机械化的主要机制是私人农机租赁市场，其主要供给方是拥有拖拉机的个体农场主。联合国粮农组织的专家Sims et al（2016）认为，农业机械应成为非洲小农的关键投入。而刘凤芹（2006）在观察我国东北农业生产方式后明确认定，并不存在因土地经营规模小而导致农机和劳力部分闲置的现象，小规模的土地经营和大规模的土地经营在要素利用效率上没有明显差别。

如此看来，或许确有理由认为，在长期中，农业投入要素的非整装性使不同规模的农场可以采用大体相同的生产技术，并具有相似的平均成本，从而不同规模的农场在生产上都可以是有效率的。

关于L型平均成本曲线中的似垂直部分，由图2和表6的结果可知，其内涵在于，占样本绝大多数的小农户，按规模都聚集在横轴左端很窄的规模区段内，但其平均成本水平却沿坐标纵轴方向发散分布。这意味着，小农户在平均成本水平上差异很大，他们中既有高成本农户，也有低成本农户，从而L型平均成本曲线中的似垂直部分所体现的是小农户在平均成本水平上的高发散性。

对这一现象，一种颇有影响的解释是，很多小农户在经营上不遵循市场商业性原则。如Chavas（2001）认为，家庭劳动的影子价值很可能因农场规模而异。对有些农户来讲，其成员在家庭农场中的劳作具有非收入性效用，其意义类似于新古典家庭模型中的闲暇。如一些“爱好型”（hobby）农场主和兼业农场主会“享受”其在家庭农场中的劳作，这能解释大量高成本小农场的持续存在。

显然，只有不以农业经营为家庭主要生计来源的农场主才会有这样的经营行为，其农场规模也不会很大。同时，这样的农场主未必都轻视成本控制，是否注重控制成本以及愿意为控制成本付出多少努力，取决于他的具体经营目的。经营目的不同，绩效评价标准各异，其农场成本水平自然千差万别。也就是说，小农户其实是一个经营目的高多样性和成本水平高发散性的农业经营群体。

中国农业正处于深刻的结构转型之中，现有中国农户中既有正趋向发达国家大中型家庭农场的规模化经营农户，也有仍未完全摆脱内卷化状态的传统小农，从而中国农户在家庭生计的农业依赖度上差异显著。这意味着，中国小农户中会有更高的经营目的多样性和成本水平发散性。

如中国土地制度课题组（1991）对全国600家农户的调查发现，平均耕地面积仅3亩的最小规模农户组在亩均劳力和资本投入上都高于更大规模的农户组，其亩均产量也高于后者。其原因在于，这类农户侧重于非农兼业，其家庭农业的产出主要供家庭自用，不考虑是否盈利。王建军等（2012）也发现，小农户多为兼业农户，其亩均投入的生产要素量高于大农户，这为小农户带来了更高的单产，但过高的生产成本也降低了农户的收益，甚至出现了亏损。这表明，在部分兼业农户中，家庭农业生产主要为满足家庭自需，因总经营规模不大，需付出的总成本有限，可以在一定程度上凭借非农就业收入，用高成本投入在有限土地上获得较高的产出。

与此相反，有些研究者看到了另一类兼业农户。如唐轲等（2017）指出：小农户“兼业化现象较为普遍。……农业生产退而居其次，增加了农户‘广种薄收’、‘种懒人田’的概率，从而导致农业投入降低和单产减少。这种情况在一些以外出务工为主和机械化发育程度不高的山区表现较为普遍。”黄新建等（2013）也注意到，种植面积在1～10亩的农户中，“劳动生产主体以老人、妇女为主，种地主要是为了解决自家口粮，以粗放式经营为主，更有一部分家庭撒上种子或者委托别人帮忙撒上种子就再也不管了，能收多少是多少，亩产量最低”。显然，这类兼业农户在家庭生计上已基本脱农，但出于某种考虑不愿放弃农地，便以少量边际劳力经营家庭农业。这类农户在经营上并不在乎所获收入的多少和生产效率的高低。而且，虽然这类小农户的农业生产效率和农业总收入都不高，但若看其在家庭农业中实际所投劳动的边际收益，或许并不显著低于其非农就业，即这样的农业经营对这类农户而言仍是有效率的。[[9]](#footnote-9)

另外，不能排除当前中国农业中还存在一些相对弱质的“恰亚诺夫式”小农，他们既没在非农领域觅得有利的稳定就业机会，也未能显著扩大其家庭农场的规模，仍主要靠在有限土地上凭自身的过密化劳动尽可能增加产量以维持家庭生计。如刘凤芹（2006）提到：“一些不兼业且种植面积少、劳动力有闲置的农户，……更多地采用人工和畜力作业。这种情况多见于两口之家、耕作面积10亩以下、年龄在50～65岁的准老年农户家庭。” 甚至还可以想象，一些发达地区的农村中已有了一些规模不大的“爱好型”农场主，他们务农不为谋生，也不在意通常的生产效率准则。总之，在设想中国现存小农户的农业经营目的上应注意避免简单化，与以满足市场需求为主的中大规模农户相比，小农户的农业经营目的和效率水平肯定更为复杂和多变。

由此来看，L型农场平均成本曲线中的这个似垂直部分所代表的现实是，在小农场规模区段内，不在乎成本效率的农户随农场规模的扩大而趋于减少，它意味着农户的经营目的随其农场规模的扩大而向市场商业性目的趋同，使原本发散的农场平均成本水平迅速向中大规模农户的成本区间收敛。

显而易见的是，将经营目的大相径庭的农户放在一起做农场规模和绩效比较是意义不大的。真正有意义的农场规模和绩效评价，应避开农场平均成本曲线的似垂直部分，专注于该曲线的似水平部分。因为，这部分平均成本曲线所对应的是经营规模较大且家庭生计对农业依赖度较高的农户，他们的农业经营大都遵循市场商业性原则并注重提高生产效率，从而这类农户的绩效可比性会远高于小农户。

六、农业规模化经营的本意

一旦将分析目光集中于农场平均成本曲线的似水平部分，就无法回避一个问题：既然扩大农场规模未必提高生产效率，为什么农场规模会不断变大，且越是发达经济体，农场的平均规模也越大？如美国学者Duffy（2009）就发问：“既然农场都展现了L型平均成本曲线，且扩大农场规模并不降低生产成本，怎么还看到农场规模在持续扩大？”他的答案是：“在产出量增加且生产成本无明显差异的情况下，收入就会增加。”对熟悉全球农业经济现实的人来讲，这样的论断可谓不言自明，前面表4和图1的内容也算是基于中国农户调查对这一论断的佐证。

需注意的是，对于农业规模化经营的这种农业收入效应，不应按经济学中的“规模经济”理论来解释，因为这样的收入增加效应与规模经济无必然联系。

经济学理论中的规模经济概念是指所有投入要素的等比例增长带来产出的更大比例增长（economies of scale），并由此导致单位产出成本随产出规模扩大而下降（economies of size），[[10]](#footnote-10) 这意味着整个生产系统的资源使用效率得到提高。这样的产出扩大和成本节约效应主要源于生产组织方式的创新和投入要素的技术改良，但农业规模化经营并不以此为前提。因为，农业规模化经营是在基本不增加劳动投入的情况下，靠增加物质性要素（土地、资本等）的投入来扩大农场总产出，并由此提高农业劳动生产率，以实现农户增收。这与导入更高产的作物品种或更优质的肥料、农药和农机等生产要素、实现产出增幅大于投入增幅的规模经济有质的不同。如果说，农业规模化经营是通过物质性投入要素在数量上的外延式增长来扩大农业产出规模，那么规模经济就是靠投入要素的内涵式改良和生产创新，在不增加或少增加要素投入的情况下实现产出的更大幅度增长。当然，在实际农业生产中，这两种产出规模扩大完全可能同时发生，但在理论上它们是两种性质不同的增产机制，且并不彼此依存。[[11]](#footnote-11) 在表述上，或可将农业规模化经营带来的产出扩大和务农收入提高称为一种农场“规模效应”，但在概念上不应与经济学理论意义上的“规模经济”混为一谈。[[12]](#footnote-12)

之所以强调这一点，是因为弄清楚这一点对于准确把握农业规模化经营的本意至关重要。农业生产中的规模化经营和规模经济都能扩大农业产出，但它们分属于不同的问题层面。规模经济不仅涉及劳动投入的产出率，它还涉及土地和其他要素的产出率，它所反映的是农业生产者之间的效率比较和竞争关系。而农业规模化经营所涉及的主要是劳动投入的产出率，并不必然涉及其他物质性要素的产出率，它所反映的是农业从业者和非农业从业者之间的收入比较。农业规模化经营语境中的劳动生产率其实是农业工资率的代理指标。农场主们扩大其农场规模，看似在追求高劳动生产率，其实是在追求与非农产业工资率相当的务农收入，它所影响的主要是生产要素（尤其是劳动力）在农业和非农产业之间的流转配置。

这绝不是说，在农业经济研究中，物质性要素产出效率评价不如务农收入评价重要，只是说这是两类不同的问题，各有其自己的展开层面和实现机制，不应混为一谈。所有的农业从业者，在投身农业经营前，首先要判明的是务农能否赚钱养家，从而自己是否要以农为业。如果认定凭农业收入不足以维持家庭生计，他们就会转向其他产业就业。农业从业者，只有在能够安心以农为业的情况下，才会去关注农业投入要素（包括土地）的生产效率。使农业规模化经营成为必要的基本因素只在于两点：随经济发展而趋于上升的非农产业工资率，以及农产品需求的低收入弹性。因此，在农业规模化经营问题上，从各种投入要素生产率的角度来评判其是否可取，其实不得要领。农业规模化经营是个农户务农收入问题，而非农业生产效率问题。

七、结束语

传统小微农业条件下的高土地产出率以农民的劳动过密化投入为前提，且与农村、农民的贫穷化难解难分。当农村改革开启了农村劳力非农化的大门后，那样的高土地产出率就成了无本之木。在改革后的中国农村，为延续那样的高土地产出率而人为地维护传统小微农业，不仅不可取，其实也已不可能；真想提高土地产出，只能从生产创新和技术进步上找出路。从农村改革后我国农业发展的实际情况来看，大量农业劳动者离农转移，农地总面积增加不多甚或还有减少，但我国农业的土地产出率和农业总产出并未停滞不前，而是有所提高的。这肯定不是因为原有的小微农业得以延续，而是因为导入并普及了各种新技术和新要素。所以，农业规模化经营与高土地产出率并非难以兼容，关键是转变农业生产方式，走技术密集型农业发展之路，靠生产创新和技术进步提高土地产出率。

认定农业规模化经营本质上是农户务农收入问题，其政策含义直接指向专业农户的培育和发展。因为，农业生产效率问题，不管有多重要，若无人愿专门以农为业，就极易流于空谈。而农业规模化经营之所以不可或缺，就在于它能消除农业和非农产业间收入差别的结构基础，确保农业从业者能靠专业务农获得与非农产业同等从业者相当的职业收入。而专业农户的农业经营，不仅规模大，循市场商业性原则展开，而且其家庭生计对农业的依赖程度高，不可能不注重所投要素的产出效率。专业农户是真正的农业企业家。国内外关于农户经营行为的分析几乎都认定，在经营行为长期化以及接受新技术和提高生产效率的意愿和潜能上，专业农户都明显优于兼业农户（袁宁、刘小川，2013；郜亮亮、黄季焜，2011； Goodwin & Mishra， 2004； Fernandez-Cornejo et al，2007）。所以，推进农业规模化经营，形成以专业农户为主体和骨干的农业经营者群体，是为中国农业的长期可持续发展打造必要的微观基础。对于确保中国食品安全和中国农业的产业自立，这一点的意义怎么强调都不过分。

农业规模化经营是农业发展受要素相对价格变化的影响而内生出来的结构转换过程，它固有其内在的发展动能，无需任何外力推动。政府不必充当农业规模化经营的推动者。农业规模化经营的主角是农户，应由农场主们自己来决定其家庭农场的规模。政府在这一进程中所应承担的职责是，主动顺应，适时调整相关政策和制度，创造有利于农地流转集中、农业技术进步和农户自主决策的体制环境。

参考文献：

陈昭玖 胡雯 袁旺兴 严静娴，2016：《农业规模经营、劳动力资源配置与农民收入增长——基于赣、粤的经验》，《农林经济管理学报》第2期。

郜亮亮 黄季焜，2011：《不同类型流转农地与农户投资的关系分析》，《中国农村经济》第4期。

郜亮亮，2020：《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省（自治区、直辖市）2014～2018年监测数据》，《管理世界》第4期。

郭庆海，2014：《土地适度规模经营尺度：效率抑或收入》，《农业经济问题》第7期。

何秀荣，2016：《关于我国农业经营规模的思考》，《农业经济问题》第9期。

黄新建 姜睿清 付传明，2013：《以家庭农场为主体的土地适度规模经营研究》，《求实》第6期。

黄宗智, 1992：《长江三角洲小农家庭与乡村发展》，中华书局。

刘凤芹，2006：《农业土地规模经营的条件与效果研究：以东北农村为例》，《管理世界》第6期。

李谷成 冯中朝 范丽霞，2009：小农户真的更加具有效率吗？来自湖北省的经验证据，《经济学（季刊）》第1期。

李华伟，2007：《我国农村土地经营的适度规模问题探析》，《现代经济》第10期。

梅建明，2002：《再论农地适度规模经营——兼评当前流行的“土地规模经营危害论”》，《中国农村经济》第9期。

农业效率委员会等，1981：《美国农业生产的效率》，农业出版社中译本。

农业部农村改革试验区办公室，1994：《从小规模均田制走向适度规模经营——全国农村改革试验区土地适度规模经营阶段性试验研究报告》，《中国农村经济》第12期。

仇焕广 刘乐 李登旺 张崇尚，2017：《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第6期。

任治君，1995：《中国农业规模经营的制约》，《经济研究》第6期。

尚旭东 朱守银，2015：《家庭农场和专业农户大规模农地的“非家庭经营”：行为逻辑、经营成效与政策偏离》，《中国农村经济》第12期。

西奥多·舒尔茨，1987：《改造传统农业》，商务印书馆中译本。

唐轲 王建英 陈志钢，2017：《农户耕地经营规模对粮食单产和生产成本的影响——基于跨时期和地区的实证研究》，《管理世界》第5期。

王建军 陈培勇 陈风波，2012：《不同土地规模农户经营行为及其经济效益的比较研究——以长江流域稻农调查数据为例》，《调研世界》第5期。

王静龙 邓文丽， 2021：《非参数统计分析》（第二版），高等教育出版社。

吴昭才 王德祥，1990：《农业经营规模研究》，《农业技术经济》第1期。

许庆 尹荣梁 章辉，2011：《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》，《经济研究》第3期。

袁宁 刘小川，2013：《不同耕地规模影响农户粮食经营行为的实证研究》，《调研世界》第1期。

张成玉，2015：《土地经营适度规模的确定研究——以河南省为例》，《农业经济问题》第11期。

张锦洪 蒲实，2009：《农业规模经营和农民收入：来自美国农场的经验和启示》，《农村经济》第3期。

章德宾，2018：《不同蔬菜种植规模农户农业生产效率研究：主产区2009～2016年的调查》，《农业技术经济》第7期。

钟甫宁, 2016：《正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题》，《农业经济问题》第1期。

中国土地制度课题组，1991：《中国农户土地经营规模问题的实证研究》，《中国农村经济》第9期。

Chavas, J.-P.(2001)：“Structural change in agricultural production: economics, technology and policy”，in: B.L.Gardner & G.C.Rausser(eds), *Handbook of Agricultural Economics*, edition 1, volume 1, Elsevier.

Diao, X. et al（2018）, “Agricultural mechanization in Ghana: Insights from a recent field study”, IFPRI Discussion Paper, No. 01729.

Duffy, M.(2009), “Economies of size in production agriculture”, *Journal of Hunger & Environmental Nutrition* 4(3-4):375-392.

Goodwin, B.K. & A.K. Mishra（2004）,“Farming efficiency and determinants of multiple job holding by farm operators”, *American Journal of Agricultural Economics* 86(3)：722-729.

Gutierrez, R.G. et al(2003), “From the help desk: Local polynomial regression and Stata plugins”, *Stata Journal* 3(4):412-419.

Fernandez-Cornejo, J. et al(2007), “Off-farm income, technology adoption, and farm economic performance”, United States Department of Agriculture，Economic Research Service，Economic Research Report，No. 36.

Fuglie, K.(2020), *Harvesting Prosperity：Technology and Productivity Growth in Agriculture*, International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.

Kislev, Y. & W.Peterson(1991), “Economies of scale in agriculture: A reexamination of the evidence”, Department of Agricultural and Applied Economics, University of Minnesota, Staff Paper.

Pingali, P.(2007, “Agricultural mechanization: Adoption patterns and economic impact”，in: R.Evenson & P.Pingali(eds), *Handbook of Agricultural Economics,* Volume 3, Elsevier.

Qing, Y. et al(2019), “Mechanization services, farm productivity and institutional innovation in China”, *China Agricultural Economic Review* 11(3):536–554.

Rasmussen, S.(2013), *Production Economics*, Second Edition, Springer.

Wang, X. et al(2016), “Rising wages, mechanization, and the substitution between capital and labor：Evidence from small scale farm system in China”，*Agricultural Economics* 47(3):309-317.

Smith, E.G. et al(1986), “Input and marketing economies: Impact on *s*tructural change in cotton farming onthe Texas high plains”, *American Journal of Agricultural Economics* 68(3):716-720.

Sims, B. et al(2016), “Agricultural mechanization: A key input for Sub-Saharan African smallholders”, *Integrated Crop Management* 23:1-44.

Takeshima, H.（2017）, “Overview of the evolution of agricultural mechanization in Nepal：A focus on tractors and combine harvesters”, IFPRI Discussion Paper No. 01662.

Tew, B.V. et al（1980）, “Some evidence on pecuniary economies of size for farm firms”, *Southern Journal of Agricultural Economics* 12(1):151-154.

The Primary Essence of Scaling-up of Farming in Term of Farm Income

Han Chaohua

（Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China）

Abstract: Based on the unique data of family farms development monitoring that covers a period of 2014-2018 for 31 provinces across China, this paper addresses the primary essence of scaling-up of farming. It is argued in this paper that the issue of scaling-up of farming is of income for farming, not efficiencies for agricultural production. Since the institutional grounds of traditional and highly involved farming were deconstructed by rural reform, it is only technology-intensive farming with scaling-up that is the underlying guarantee for sustainable development of Chinese agriculture in future.

Keywords：Scaling-up of Farming; Primary Essence; Farm Income

1. \* 韩朝华，中国社会科学院经济研究所，邮政编码：100836，电子邮箱：hanchaohua2018@163.com。基金项目：中国社会科学院学部委员资助项目“城乡融合视角下的乡村振兴研究”。在写作过程中，朱玲、蒋中一、金成武、胡怀国、何伟参与研究讨论。本文研究获准使用中国社会科学院农村发展研究所全国家庭农场监测研究课题组的相关数据，对此表示衷心感谢。在数据整理和使用过程中，作者与中国社会科学院农村发展研究所郜亮亮研究员多有交流，得到了种种具体建议和帮助，谨深表谢意。感谢审稿人的意见，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 据报道，截至2016年6月底，全国承包耕地流转面积达到4.6亿亩，超过承包耕地总面积的1/3。参见：《农业部：全国承包耕地流转比例已超过三分之一》，<http://www.xinhuanet.com/politics/2016-11/17/c_1119933443.htm>。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 总成本数据不包含农户家庭劳动力成本。下同。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 关于趋势分析方法的理论概念可参阅王静龙和邓文丽（2021）第六章。关于这种检验在Stata中的用法可查阅相关的操作手册，。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 关于局域多项式回归的基本概念及Stata中执行此回归的方法，可参阅Gutierrez et al(2003)。 [↑](#footnote-ref-5)
6. Smith et al（1986）发现，1981年，美国德克萨斯高地的最大植棉农场在这方面得到的所有金钱性优惠为每磅皮棉4.2美分。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 只是，本文所用数据中不含这方面的基础信息，无法就此给出计量验证。但Tewet al（1980）的研究或许可资参考。他们利用美国某大型农资供应商在乔治亚州的10家直销店从1975年1月至1978年12月的销售数据，以佐治亚州西南部的花生种植户为对象，分析了9种主要投入的购买量与购买价格的关系。结果发现，在这9种主要投入要素中，有5种要素的购买量受金钱性优惠影响。但他们也发现，这种源于较低采购价的金钱优惠效应对农场每英亩总成本的影响可忽略不计。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 或曰不可分性（indivisibility）。 [↑](#footnote-ref-8)
9. Fuglie et al（2020）中第2章的讨论表明，以往按人/年为单位计算兼业农户在其家庭农业中的劳动投入量会明显低估兼业农户的农业劳动生产率；在按实际劳动小时数计算兼业农户在家庭农业中的劳动投入量后发现，兼业农户在其家庭农业中的农业劳动生产率有可能不低于甚至超过其非农就业的劳动生产率。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 英文文献中的“economies of scale”和“economies of size”是两个内涵各异却又彼此关联的概念，但中文文献中未见有对它们的明确区分和界定，极易生混淆。关于这两个概念的区别和关联可参阅Rasmussen（2013）。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 农业规模化经营与农场效率提高无必然联系的一个例子是，农业规模化经营可能导致农场总收入中物质要素成本占比上升，农业纯收入占比下降，从而农场总产出的附加值率下降。如美国农业效率委员会等机构（1981）指出：“农场的生产费用在实际总收入中所占的比例虽然时高时低，但总的趋势是相当大地提高了。在第一次世界大战以前和大战期间，费用约占收入的一半，……但从1950年起，每年的开支都超过60%，而近年来则在70%的水平上徘徊。”而张锦洪和蒲实（2009）指出，美国农场净剩余的实际值在二战结束后逐年下滑，经测算，美国农场经营净剩余年均降低约1.268％。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 吴昭才和王德祥（1990）意识到了这一差异，因而用“经济规模”来表示他们所讲的农业规模化经营目标，以避免与理论上的规模经济概念相混。 [↑](#footnote-ref-12)