

改革以来中国农业投入产出关系的协整分析^{*}

彭克强 易新福 (西南财经大学中国金融研究中心 成都 610074)

邱 雁 (西南财经大学中国西部经济研究中心 成都 610074)

内容提要 本文基于 1978—2010 年相关指标的时序数据,对中国农业投入产出关系进行协整分析和格兰杰因果检验。结果显示:农产品比价关系不合理是影响未来国家粮食安全的关键因素;农民素质、数量状况不佳是阻碍现代农业健康发展的重要因素;财政、金融、农户联动效应低下是农业资金增长乏力的主要原因。本文认为,应调整优化农产品比价关系,为农业生产发展提供公平价格条件;应抓紧实施青年农民培育工程,造就一支高素质农业经营者队伍;应深化财政支农体制机制改革,增强财政、金融、农户农业投入联动效应。

关键词 农业产出 要素投入 协整分析 格兰杰因果检验 联动效应

一、引言

实现农民收入持续较快增长,逐步缩小城乡居民收入差距,是社会主义新农村建设的核心目标,也是全面建成小康社会的最大难点。农村改革以来,城乡收入差距呈现“初期快速缩小、中期不断拉大、近期有所缓和”的基本态势^{**}。近年来,中央把确保农产品有效供给和促进农民持续增收确定为农村经济工作的两大战略目标^{***}。大力扶持农户增加农业经营收入^{****}已成为中央统筹实现上述目标的重要工作抓手^{*****}。

关于中国农业生产率增长的源泉问题,一直是农业经济学界关注的焦点议题。尽管家庭承包制比人民公社体制更具效率性,但家庭承包制改革的农业生产激励效应早在 20 世纪 80 年代中期就已释放殆尽,其后农产品提价、经济作物种植等非制度因素在中国农业产值增长中发挥着主导作用(Lin, 1992; Wen, 1993)。种种迹象表明,中国现行农村基本经营制度已相对稳定,小户分包经营体制也日益固化,短中期内发生突破性制度变迁的可能性不大。这决定了当前和今后一个时期,中国农业

* 项目来源: 本文是 2012 年度四川省哲学社会科学规划项目“粮食安全视域下中国财政金融支农投入保障制度研究”(编号: SC12B017) 的阶段性成果,还受到 2012 年度西南财经大学“中央高校基本科研业务费专项资金”交叉与新兴学科项目(编号: JBK120219) 资助

** 农村改革以来,城乡人均收入之比从 1978 年的 2.57 快速降至 1983 年的 1.82,接下来,在波动中大幅上升至 2006 年的 3.61,然后,逐步降至 2011 年的 3.13

*** 2004 年以来,中央一号文件连年锁定“三农”问题。尽管各年中央一号文件的关注重点有所不同,但都始终把确保粮食等主要农产品有效供给和促进农民持续较快增收作为涉农政策的中心目标

**** 本文的农业泛指农林牧渔业,即大农业。农业经营收入在农民人均纯收入中所占的比重从 1990 年的 66.5% 逐步下降至 2010 年 37.7%,然而,农业经营收入在农民家庭经营收入中的占比从 1990 年的 88.0% 较快降至 2000 年的 76.4%,尔后波动回升至 2010 年的 78.8%,仍然是农民家庭经营收入的主体性成分

***** 2004 年中央一号文件直接锁定农民增收问题,此后,历年中央一号文件均对农民增收问题给予了高度关注。2012 年 12 月 15—16 日召开的中央经济工作会议强调指出,“要稳定、完善强农、惠农、富农政策,充分保护和调动农民生产经营积极性,使务农种粮有效益、不吃亏、得实惠”

生产发展状况将在很大程度上取决于相关生产要素投入的数量、质量保障水平。

目前,关于中国农业生产的耕地、劳动力、资金、技术等要素投入问题已积累了大量研究成果。相关研究表明,东、中、西部地区耕地数量与经济增长之间均存在长期均衡关系和短期双向因果关系(许广月 2009),而工业化、城市化发展是造成耕地减少的重要原因(李魁 2010;王成军 2012);农民职业、经济分化程度均对耕地利用效率有正向影响(许恒周 2012),且东部省份的全要素耕地利用效率通常高于中西部省份(刘玉海 2012);耕地外部效益巨大,且社会效益高于生态效益(宋敏 2012),外部性内部化是现行农业双层经营体制下解决耕地利用外部性的重要途径(王雨濛 2007;邵彦敏 2008)。农业劳动力是农业生产的能动要素,其规模、素质状况是影响农业发展速度的重要因素。研究表明,在人民公社体制和现行双层经营体制下中国在扩散既有农业技术方面的成效一直不佳(Wen,1993;Wu 2001);尽管发展农村基础教育的农业技术扩散效应和农业产出效应最为明显(丁静之 2001),但目前家长的教育价值观已取代家庭人均收入水平成为影响农民子女基础教育投资决策的主要因素。农户农业生产资料投入为农业生产正常进行提供必要物质条件,其投入水平也反映了财政、金融支农政策的实践效果。然而,粮食主产区农户农资投入行为受家庭自身因素和各种外部因素的共同影响,非理性倾向明显,致使农资投入效率低下(张改清 2009)。

总之,既有文献通常侧重于某一农业生产要素的产出效应或收入效应研究,目前,尚鲜见农业产出与各主要要素投入之间长短期关系的实证研究成果。农村改革 30 余年来农业生产发展的生动实践为我们系统检验这一重要经济关系提供了契机。有鉴于此,本文依据 1978—2010 年农业生产投入产出宏观数据,对二者之间关系展开实证分析,试图揭示农村改革以来农业生产要素投入的产出增长效应,以便为当前中国农业生产要素投入保障制度建设提供经验基础。

二、模型、变量与数据

(一) 模型构建

借鉴国外生产函数研究成果,结合中国具体国情与农情,本文建构中国四要素农业生产函数 $Y = A(t)F(S, L, K, T)$,其中 S, L, K, T 分别表示土地、劳动力、资本、技术, $A(t)$ 表示四要素之外其他影响因素的时间累积效应。鉴于中国农业资本积累水平较低,加之农业资本统计资料残缺,本文以增量农业资金投入替代农业资本存量指标;同时,农村改革以来农业资金投入主要包括财政支农投入和农户农业经营投入两部分,本文选取这两个农业资金投入指标分别代表农业资金投入的两方面情况。这样,农业生产函数形式为 $Y = A(t)F(S, L, K_g, K_h, T)$,其中 K_g, K_h 分别表示财政支农投入、农户农业经营投入,其数学表达式为 $Y_t = A(t)S_t^\alpha L_t^\beta K_{gt}^\gamma K_{ht}^\varphi T_t^\psi e^{\varepsilon_t}$,相应的线性表达式为 $\ln Y_t = \ln A(t) + \alpha \ln S_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln K_{gt} + \varphi \ln K_{ht} + \psi \ln T_t + \varepsilon_t$, $\alpha, \beta, \gamma, \varphi, \psi$ 分别表示土地、劳动力、财政支农投入、农户农业经营投入、技术要素的农业产出弹性, ε_t 是随机扰动项。基于该多元线性计量模型,我们运用协整分析方法检验农村改革以来农业产出与相关要素投入之间长期均衡关系的存在性。

(二) 变量选取

根据上述农业生产函数形式,本文选取农林牧渔业总产值作为被解释变量,选取农作物播种面积、财政支农投入、农户农业生产投入、知识农民数量作为解释变量。

1. 农林牧渔业总产值。指某年度农林牧渔业全部产品及相关生产性服务的总价值。鉴于农林牧渔业产品形态差异明显,难以进行实物量加总,本文采用价值形态的农林牧渔业总产出指标,并以农产品生产价格总指数(1978=100)对农林牧渔业总产值作出物价平减处理,从而得到年度真实农林牧渔业总产值,以 AGP 表示。

2. 农作物总播种面积。指某年度实际播种、移栽农作物面积之和,受耕地面积和复种指数的共

同影响,是影响某年份农业产出水平的自然物质基础。由于种植业在中国农林牧渔业生产中占据绝对主体地位,也是支撑多数省份养殖业、渔业发展的基础性产业,我们选取农作物总播种面积作为农林牧渔业生产的土地要素指标,以 CRS 表示。

3. 第一产业就业人数。指在农林牧渔业及其生产性服务业就业的劳动力总量。我们选取该指标代表各年度中国农林牧渔业生产中的劳动力要素供给规模情况,用 LAB 表示。

4. 财政支农投入。农村改革以来,农业基本建设主要依靠国家财政特别是中央财政投入,建设内容逐渐多样化、离农化,加之财政资金使用效益不佳,致使农田水利建设长期得不到加强。为此,我们将财政支农投入指标界定为与农业生产关系密切的财政支援农村生产和农业部门事业费、农业科技三项费用、农业四项补贴等三部分,而未考虑财政农业基建支出等,并以商品零售价格指数(1978=100)对财政支农投入作出物价缩减,得到年份真实财政支农投入额,以 FSA 表示。

5. 农户农业经营投入。指某年度全国农户家庭直接投资于农业生产领域的现金总额,包括农户农业经营费用现金支出和农户购买生产性固定资产现金支出两部分。我们将农民人均农业经营费用支出、购买生产性固定资产支出两项相加,再与当年第一产业劳动力数量相乘,获得年度农户农业生产投入总额,并以农业生产资料价格指数(1978=100)对其作出物价平减,从而得到年度真实农户农业经营总投入额,以 FAI 表示。

6. 知识型农民数量。本文将知识型农民界定为具有初中及以上文化程度的农民。依据历年百名农民中各文化层次统计人数,算得各年份每百名农民中初中及以上文化程度农民人数,同时,为了缩小与其他解释变量间的数量差距,以每万名农民中具有初中及以上文化程度农民人数代表各年度知识型农民数量,以 PMQ 表示。

为便于揭示农林牧渔业总产值与各相关生产要素变量之间的弹性关系,对上述五个变量的样本数据均取自然对数,分别以 LNAGP、LNCRS、LNFSA、LNFAI、LNPMQ 表示(见表1)。

(三) 数据来源

农林牧渔业总产值、农作物总播种面积数据均直接取自2011年、2006年、2001年《中国统计年鉴》;第一产业就业人数直接取自2011年《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》;财政支农投入数据由笔者对2011年、2008年《中国农村统计年鉴》和《新中国五十年统计资料汇编》有关数据加总得到;农户农业生产投入数据是笔者根据历年《中国农村统计年鉴》相关数据分析计算得到。

三、实证结果及解析

(一) 变量平稳性检验

在开展协整检验之前,必须先检验各变量的平稳性。变量平稳性检验的常用方法是单位根检验,即检验各变量原序列是否存在单位根,若不存在单位根,则说明原变量序列是平稳的,反之,则原变量序列是非平稳的。目前,最常用的单位根检验方法是 ADF(Augmented Dickey-Fuller)检验。其基本模型如下:

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \alpha + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ADF 单位根检验的原假设是变量存在单位根,即 $H_0: \rho = 1$ 。在单位根检验中,从模型(3)开始,

若该模型被拒绝(即接受原假设)则再检验模型(2)是否成立;若此模型仍被拒绝,则检验模型(1),直至拒绝原假设,即原变量序列不存在单位根时,检验停止。

表 1 1978—2010 年中国农林牧渔业总产值及其投入要素对数值

| 年份 | LNAGP | LNCRS | LNLAB | LNFS | LNFAI | LNPMQ |
|------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|
| 1978 | 7.2420824 | 9.6164990 | 10.2512529 | 4.3568370 | 4.0179716 | 7.7007478 |
| 1979 | 7.2755593 | 9.6055935 | 10.2623501 | 4.5177587 | 4.2292290 | 7.7956465 |
| 1980 | 7.3314294 | 9.5913730 | 10.2792492 | 4.4240080 | 4.4548299 | 7.8671055 |
| 1981 | 7.4000260 | 9.5829999 | 10.3014916 | 4.3156197 | 4.6648491 | 7.9585769 |
| 1982 | 7.5082528 | 9.5802267 | 10.3371837 | 4.3945726 | 4.9445017 | 8.0130121 |
| 1983 | 7.5672059 | 9.5749349 | 10.3466016 | 4.4826635 | 5.1351424 | 8.0771366 |
| 1984 | 7.6839316 | 9.5765170 | 10.3374753 | 4.5860893 | 5.1420639 | 8.1131271 |
| 1985 | 7.7202189 | 9.5723820 | 10.3459273 | 4.6346319 | 5.4051349 | 8.1605182 |
| 1986 | 7.7613867 | 9.5763991 | 10.3499026 | 4.8441871 | 5.4623553 | 8.1842348 |
| 1987 | 7.8008978 | 9.5816073 | 10.3629041 | 4.9163246 | 5.5465463 | 8.2054916 |
| 1988 | 7.8205584 | 9.5809794 | 10.3812423 | 5.0820253 | 5.7136488 | 8.2348303 |
| 1989 | 7.7888693 | 9.5925641 | 10.4110579 | 5.2963154 | 5.6933333 | 8.2630748 |
| 1990 | 7.9743729 | 9.6048272 | 10.5691094 | 5.4156559 | 5.8060457 | 8.3042475 |
| 1991 | 8.0571660 | 9.6130403 | 10.5738266 | 5.5073620 | 5.9419730 | 8.3790799 |
| 1992 | 8.1314464 | 9.6091641 | 10.5635690 | 5.6058021 | 5.9841338 | 8.4062616 |
| 1993 | 8.1965896 | 9.6006289 | 10.5368847 | 5.7881236 | 5.9664381 | 8.4446225 |
| 1994 | 8.2202180 | 9.6040068 | 10.5085683 | 5.9981919 | 6.0683863 | 8.4790759 |
| 1995 | 8.2944916 | 9.6150005 | 10.4781327 | 6.0711995 | 6.1246163 | 8.5153916 |
| 1996 | 8.3477079 | 9.6315515 | 10.4579472 | 6.2441669 | 6.1417345 | 8.5801680 |
| 1997 | 8.4559580 | 9.6419228 | 10.4585214 | 6.3391240 | 6.1674841 | 8.6084953 |
| 1998 | 8.5705218 | 9.6531379 | 10.4681477 | 6.4537825 | 6.1627605 | 8.6299860 |
| 1999 | 8.6997010 | 9.6574131 | 10.4848089 | 6.5317519 | 6.1597654 | 8.6548660 |
| 2000 | 8.7524164 | 9.6569464 | 10.4924541 | 6.6549254 | 6.2795365 | 8.6943347 |
| 2001 | 8.7713655 | 9.6531518 | 10.5022828 | 6.8333550 | 6.3954749 | 8.7157161 |
| 2002 | 8.8195950 | 9.6462410 | 10.5088958 | 7.0144549 | 6.4572039 | 8.7289117 |
| 2003 | 8.8572010 | 9.6317770 | 10.4969353 | 7.0451666 | 6.4864709 | 8.7430531 |
| 2004 | 8.9333635 | 9.6392130 | 10.4582291 | 7.4438977 | 6.5533773 | 8.7535293 |
| 2005 | 9.0043815 | 9.6517370 | 10.4175636 | 7.5023520 | 6.7053684 | 8.7933086 |
| 2006 | 9.0263438 | 9.6300305 | 10.3716341 | 7.6883637 | 6.6833539 | 8.8095643 |
| 2007 | 9.0372870 | 9.6386357 | 10.3330262 | 7.7472945 | 6.7203422 | 8.8233535 |
| 2008 | 9.0762287 | 9.6567279 | 10.3063942 | 8.0987948 | 6.6998923 | 8.8327336 |
| 2009 | 9.1403847 | 9.6716409 | 10.2712670 | 8.2824071 | 6.7066676 | 8.8449130 |
| 2010 | 9.1749518 | 9.6845527 | 10.2374758 | 8.4453104 | 6.7385805 | 8.8512339 |

根据 ADF 单位根检验模型、各原变量序列及其差分序列的趋势图、Schwarz 信息准则,分别对时序变量 LNAGP、LNCRS、LNLAB、LNFS、LNFAI、LNPMQ 进行 ADF 单位根检验。

由表 2 可知,尽管原变量 LNAGP、LNCRS、LNLAB、LNFS、LNFAI、LNPMQ 均是非平稳时列变量,但它们的一阶差分变量在 5% 显著性水平下均是平稳的,即均服从 $I(1)$ 过程,从而可以对它们进行协整检验。

表2 各变量 ADF 单位根检验结果

| 变量 | 检验类型 (C T K) | ADF 统计量 | 1% 临界值 | 5% 临界值 | 10% 临界值 | ADF-P 值 | 结论 |
|-----------|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|-------|
| LNAGP | (C T ρ) | -1.649537 | -4.273277 | -3.557759 | -3.212361 | 0.7500 | 不平稳 |
| D(LNAGP) | (C ρ ρ) | -4.993524 | -3.661661 | -2.960411 | -2.619160 | 0.0003 | 平稳*** |
| LNCRS | (C T I) | -3.059008 | -4.284580 | -3.562882 | -3.215267 | 0.1335 | 不平稳 |
| D(LNCRS) | (C ρ ρ) | -3.612985 | -3.661661 | -2.960411 | -2.619160 | 0.0113 | 平稳** |
| LNLAB | (C ρ I) | -1.499900 | -3.661661 | -2.960411 | -2.619160 | 0.5204 | 不平稳 |
| D(LNLAB) | (C ρ ρ) | -3.224922 | -2.641672 | -1.952066 | -1.610400 | 0.0022 | 平稳*** |
| LNFSFA | (C T ρ) | -2.267803 | -4.273277 | -3.557759 | -3.212361 | 0.4384 | 不平稳 |
| D(LNFSFA) | (C ρ ρ) | -5.541900 | -3.661661 | -2.960411 | -2.61916 | 0.0001 | 平稳*** |
| LNFAI | (C T ρ) | -3.209048 | -4.273277 | -3.557759 | -3.212361 | 0.1006 | 不平稳 |
| D(LNFAI) | (C T ρ) | -5.576635 | -4.284580 | -3.562882 | -3.215267 | 0.0004 | 平稳*** |
| LNPMQ | (C T ρ) | -2.43222 | -4.273277 | -3.557759 | -3.212361 | 0.3572 | 不平稳 |
| D(LNPMQ) | (C T ρ) | -4.646106 | -4.28458 | -3.562882 | -3.215267 | 0.0042 | 平稳*** |

注: 检验类型中的 C 表示带常数项(取 0 表示无常数项), T 表示带趋势项(取 0 表示无趋势项), K 表示滞后阶数, 依据 Schwarz 信息标准给定; ***、** 分别表示在 1%、5% 水平下显著

(二) 协整检验

Engle & Granger(1987) 提出了著名的检验协整关系存在性的 Engle-Granger 两步检验法。其基本思路是, 如果自变量和因变量之间存在协整关系, 那么因变量能够被自变量的线性组合所解释, 且因变量不能被自变量所解释的部分构成的残差序列应该是平稳的, 就是说, 检验因变量与解释变量之间是否存在协整关系, 等价于检验它们的回归方程的残差序列是否平稳。具体检验步骤如下:

首先, 估计农业生产函数的经验方程。基于前面构建的中国线性农业生产函数, 我们运用 OLS 方法估计 LNAGP 与 LNCRS、LNLAB、LNFSFA、LNFAI、LNPMQ 之间的回归方程(见表 3)。显然, 尽管存在着显著的正自相关问题, 但农林牧渔总产值能被相关要素投入变量很好地予以解释。

表3 农业生产函数解释变量的回归系数

| 变量 | 系数 | 标准差 | t 统计量 | 概率值 |
|--------|-----------|----------|----------|--------|
| LNCRS | -0.600355 | 0.200662 | -2.99187 | 0.0057 |
| LNLAB | 0.029804 | 0.053053 | 0.56178 | 0.1460 |
| LNFSFA | 0.205552 | 0.034687 | 5.92593 | 0.0000 |
| LNFAI | -0.254075 | 0.088173 | -2.88155 | 0.0075 |
| LNPMQ | 1.657589 | 0.259737 | 6.381794 | 0.0000 |

注: $R^2 = 0.9937$, $\text{adj. } R^2 = 0.9928$, 表明回归方程的拟合优度很高; D.W. = 1.0627, 介于 0 与 d_1 ($d_1 = 1.13$) 之间, 说明回归方程存在正自相关性。由于各变量序列均是非平稳序列, 在此估计回归方程的目的在于检验其残差序列的平稳性, 进而检验被解释变量与各解释变量之间是否存在协整关系, 因而正自相关性不是我们关注的主要问题。

其次, 检验回归残差序列的平稳性。根据样本数据计算上述回归方程的残差序列, 然后对其进行 ADF 单位根检验, 结果表明, 该残差序列在 1% 显著性水平下是平稳的(见表 4)。

最后, 因变量与自变量之间协整关系的存在性。由于农林牧渔业总产值能很好地被相关投入变量所解释, 且回归残差序列是平稳序列, 所以中国农业生产投入产出各变量之间存在着长期稳定的均衡关系, 即协整关系。该协整关系可用回归方程(4)予以近似地刻画。

$$LNAGP = -0.6LNCRS + 0.03LNLAB + 0.21LNFSFA - 0.25LNFAI + 1.66LNPMQ \quad (4)$$

表 4 农业生产函数回归残差序列单位根检验

| 显著性水平 | 检验临界值 | ADF 检验 t 统计量 | 概率值(P 值) |
|-------|-----------|--------------|-----------|
| 1% | -2.63921 | -3.630996 | 0.0007 |
| 5% | -1.951687 | | |
| 10% | -1.610579 | | |

注: 概率值为 MacKinnon (1996) 单边检验 p 值

对协整关系式(4)作出如下经济解释:

第一,假设其他条件保持不变,作物播种面积每增加 1%,则实际农林牧渔业产值减少约 0.6%,农林牧渔业产值对作物播种面积的弹性系数约为 -0.6。长期来看,作物播种面积对农林牧渔业产值增长具有较显著的负向效应。当政府出台鼓励粮食等大田作物种植的相关政策时,作物播种面积往往较上年有所扩大,势必会对经济效益更好的畜牧业、渔业、林果业造成“挤压效应”^{*},从而导致当年农林牧渔业总产值出现不同程度的下降;反之,如果某年现代畜牧业、渔业、林果业发展受到较高度重视,那么必然会相应地压缩作物种植面积,从而有助于提升农林牧渔业总产值。可见,在确保粮食安全的前提下积极稳妥地发展现代畜牧业、渔业和林果业,有助于统筹实现国家粮食安全与农民收入增长两大战略目标。

第二,假定其他影响因素不变,第一产业就业人数每增加 1 个百分点,则实际农林牧渔业产值将提高约 0.03 个百分点,农林牧渔业产值对农业劳动力数量的弹性系数约为 0.03。农村改革以来,户均耕地规模过小、地块细碎,加之流转困难,造成不少地区农业机械化进展缓慢,中国农业生产的劳动密集特性始终未能得到根本改变;然而,随着农村劳务经济的蓬勃兴起,大批青壮年劳动力外出务工,中国农业生产的集约化传统越来越难以维持。这些都促使农业劳动力边际生产率由过去的零值或负值逐步转变为正值,日益成为中国农业生产发展的紧缺性要素。可见,通过完善相关涉农利益机制,设法吸引、留住一批青壮年农民安心务农,对于推动现代农业发展,确保国家粮食安全,具有重要现实意义。

第三,给定其他影响因素不变,实际财政支农投入每提高 1%,则实际农林牧渔业产值将增长约 0.21%,农林牧渔业产值对财政支农投入的弹性系数约为 0.21。从长期看,财政支农投入对农林牧渔业生产具有比较明显的正向效应。其中,支援农村生产支出主要用于补助各项农林牧渔业生产事业,对农业长远发展具有重要作用;农业科技三项费用规模虽小,但其对农业生产发展的杠杆效应不可小视;近年来实施的农业补贴政策对稳定和促进粮食生产发挥了明显作用;农业部门事业费对农业生产的直接促进作用较小,关键是设法提升农业部门的农业生产服务能力和事业经费的使用效率。可见,不断扩大财政支援农林牧渔业生产投入规模,大幅增加农业科技三项费用的预算投入,努力提高财政农口事业经费使用效率,均具有重要意义。

第四,如果其他因素保持不变,实际农户农业生产投入每增加 1 个百分点,则实际农林牧渔业产值下降约 0.25 个百分点,农林牧渔业产值对农户农业生产投入的弹性系数约为 -0.25。从长期看,农户农业生产投入对农林牧渔业生产具有明显的负向效应。在现行小户分包经营体制下,农户农业经营投入具有显著的报酬递减特征,加之较高非农就业收入的强烈吸引,“农业谋生存、农外求发展”成为越来越多理性小农的经营准则,日益普遍的农业兼业化现象即是明证。其直接后果就是农业粗

* 需要说明的是,耕地不仅具有粮食等作物种植功能,而且具备种草养牛、挖塘养鱼、栽种果树等畜牧业、渔业、林果业生产功能。例如,近年来,四川省洪雅县、邛崃市积极发展现代畜牧业、林果业,占用了大量优质粮田,其粮食安全效应值得关注。

放经营* 的逐渐泛滥, 农业生产对化肥、农药、农机、生长剂等农用工业品的依赖度不断提高。这不利于合理养护耕地地力, 不利于改善农产品品质, 还徒增农业经营成本。可见, 进一步深化涉农体制机制改革, 为农业经营主体扩大生产性投入创造必要的制度环境, 已成为中国农业生产发展面临的重大现实课题。

第五, 在其他条件不变的情况下, 万名农民中知识农民数量提高 1 个百分点, 则实际农林牧渔业产值增长约 1.66 个百分点, 农林牧渔业产值对万名农民中知识农民数量的弹性系数约为 1.66。从长期看, 知识型农民队伍的扩大对农林牧渔业生产具有显著正向效应, 这印证了 Schultz (1964) 关于农村人力资本积累重要性的观点。农民作为农业技术推广的接受者和农业技术的使用者, 其科技文化素质直接决定着农业技术推广工作的实际效果。农村改革以来, 国家高度重视农村九年义务教育普及工作, 新生代农村人口的受教育程度普遍提高, 既为沿海地区输送了大批合格劳动力, 也促进了农业生产结构调整和农业技术推广。当前, 应进一步提升农村义务教育质量, 切实加强农民科技培训, 为中国现代农业持续健康发展奠定坚实的人力资源基础。

(三) 格兰杰因果检验

协整检验结果显示, 农村改革以来中国农林牧渔业产出与其相关要素投入之间存在着长期均衡关系, 然而这种均衡关系是否构成短期因果关系尚需要进一步验证。在判断一个变量的变化是否是引起另一变量变化的原因方面, 通常采用 Granger (1969) 提出的格兰杰因果检验法。其基本思想是: 先估计当前序列 Y 被其滞后值解释的程度, 然后引入序列 X 的滞后值, 检验其是否可提升序列 Y 的被解释程度, 若可以, 则称序列 X 是序列 Y 的格兰杰原因, 否则序列 X 不是序列 Y 的格兰杰原因。

鉴于格兰杰因果检验对于滞后阶数的选取十分敏感, 而目前尚无选取最佳滞后期的有效标准, 为了较全面地揭示农林牧渔产值与其各要素变量之间短期因果关系状况, 我们依次检验它们滞后 1~4 期格兰杰因果关系的存在性。

我们对格兰杰因果检验结果(见表 5)做出如下解释: (1) 10% 显著性水平下, $LNCRS$ 是 $LNAGP$ 滞后 2~3 期的格兰杰原因; 10% ** 显著性水平下, $LNAGP$ 是 $LNCRS$ 滞后 1、2、4 期的格兰杰原因。从短期看, 作物播种面积对农林牧渔业产值增长具有滞后负向效应, 这可能与作物生产与非作物生产的农业产值贡献能力存在较大差异有关, 这就佐证了本文关于扩大作物播种面积对农林牧渔业产值增长具有抑制作用的协整检验结论; 前期农林牧渔业生产情况会对随后的作物播种面积产生负向效应, 即当某年农业丰收, 农产品供给比较充足, 市场机制将推动农产品价格走低, 在政府农业价格保护相对弱化的情况下, 伴随丰收而来的往往是作物播种面积不同程度的下降。(2) 5% 显著性水平下, $LNAGP$ 是 $LNLAB$ 滞后 1~4 期的格兰杰原因; 10% 显著性水平下, $LNLAB$ 均不是 $LNAGP$ 的格兰杰原因。从短期看, 农林牧渔业产值对第一产业就业人数存在滞后正向效应。随着农林牧渔业产值的持续较快增长, 农业经营效益逐步得到改善, 从而在一定程度上增强了农业的就业吸引力, 促使更多农民安心从事农业生产并吸引部分外出人员返乡务农; 由于耕地、资金、技术等生产要素严重短缺, 农业从业人数的变动难以在短期内对农林牧渔业产值构成显著影响, 致使第一产业从业人数变化不是农林牧渔业产值增减的格兰杰原因。(3) 10% 显著性水平下, $LNAGP$ 是 $LNFSA$ 滞后 1~3 期的格兰杰原因; 10% 显著性水平下, $LNFSA$ 均不是 $LNAGP$ 的格兰杰原因。从短期看, 农林牧渔业生产状况对财政支农投入规模具有滞后负向效应, 即

* 我们认为, 中国式撂荒不应单指荒芜型显性撂荒, 还应包括粗放经营型隐性撂荒。耕地利用监管既要加大对显性撂荒的惩戒力度, 更应通过体制机制创新解决普遍存在的隐性撂荒问题。重庆市在农地利用监管和耕地资源优化配置方面的有益经验值得借鉴。

** 其实, $LNAGP$ 分别在 1%、5%、10% 显著性水平下是 $LNCRS$ 滞后 1、2、4 期的格兰杰原因。为了简化表述, 我们选取显著性水平最低而涵盖能力最强的 10% 概括地代表这三种显著性水平。下同。

当农业生产增长缓慢或出现滑坡,危及国家农产品有效供给时,政府通常会出台一系列扶持农业生产发展的政策措施,而加大财政支农投入力度是政府扶持农业发展的重要手段之一;长期以来中国财政支农投入具有鲜明的应急特性,且生产性投入严重不足,造成财政支农投入通常对当年农林牧渔业生产具有一定促进作用,但对农林牧渔业产出不存在较明显的滞后效应。(4) 10% 显著性水平下, LNAGP 是 LNFAI 滞后 1~4 期的格兰杰原因; 10% 显著性水平下, LNFAI 均不是 LNAGP 的格兰杰原因。农林牧渔业生产状况对农户农业生产投入具有明显的滞后负向效应,即若某年农业生产情况不佳,政府出台的应急性扶持政策将激励部分农户增加后续农业生产投入,若某年农业生产丰收,农产品市价跌落将挫伤农民的农业投入积极性;农村改革以来,小户承包经营体制的固有弊端严重抑制了农户的农业生产投入热情,农户有限的农业生产资金主要花费在化肥、农药、农膜等当期耗费型农业生产资料购买上,而土地改良、农田水利等农业生产设施开发投入严重不足,导致农户农业生产投入未能对农林牧渔业产出产生积极的滞后效应。(5) 5% 显著性水平下, LNPMQ 是 LNAGP 滞后 1 期的格兰杰原因; 5% 显著性水平下, LNAGP 是 LNPMQ 滞后 2~4 期的格兰杰原因。从短期看,知识农民数量的增加对农林牧渔业生产具有比较显著的滞后正向效应,因为作为农业技术的承接、运用主体,农民的知识水平直接决定着现代农业发展的速度、质量和效益,而大力发展农村教育事业,逐步积累农村人力资本存量,对于加快农业技术推广运用,推动现代农业持续健康发展具有重大意义;农林牧渔业生产状况对农民知识化程度具有明显的滞后正向效应,因为,农业生产率的提升不仅增强了农户家庭现实的教育支付能力,而且改善了农民对子女教育的潜在收益预期(Rosenzweig, 1977)。

表 5 1978—2010 年农林牧渔业产值与其相关要素之间格兰杰因果检验

| 原假设 | 滞后期 | F 统计量 | P 值 | 结论 |
|-----------------------|-----|---------|--------|-------|
| LNCRS 不是 LNAGP 的格兰杰原因 | 2 | 3.01326 | 0.0665 | 拒绝* |
| LNCRS 不是 LNAGP 的格兰杰原因 | 3 | 2.64175 | 0.0735 | 拒绝* |
| LNAGP 不是 LNCRS 的格兰杰原因 | 1 | 8.45435 | 0.0069 | 拒绝*** |
| LNAGP 不是 LNCRS 的格兰杰原因 | 2 | 4.04788 | 0.0295 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNCRS 的格兰杰原因 | 4 | 2.34729 | 0.0894 | 拒绝* |
| LNAGP 不是 LNLAB 的格兰杰原因 | 1 | 9.91435 | 0.0038 | 拒绝*** |
| LNAGP 不是 LNLAB 的格兰杰原因 | 2 | 6.86151 | 0.0040 | 拒绝*** |
| LNAGP 不是 LNLAB 的格兰杰原因 | 3 | 4.11227 | 0.0179 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNLAB 的格兰杰原因 | 4 | 3.04798 | 0.041 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNFSA 的格兰杰原因 | 1 | 3.1211 | 0.0878 | 拒绝* |
| LNAGP 不是 LNFSA 的格兰杰原因 | 2 | 4.70366 | 0.0180 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNFSA 的格兰杰原因 | 3 | 2.38903 | 0.095 | 拒绝* |
| LNAGP 不是 LNFAI 的格兰杰原因 | 1 | 3.60085 | 0.0677 | 拒绝* |
| LNAGP 不是 LNFAI 的格兰杰原因 | 2 | 3.45629 | 0.0467 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNFAI 的格兰杰原因 | 3 | 3.02913 | 0.0499 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNFAI 的格兰杰原因 | 4 | 2.43087 | 0.0813 | 拒绝* |
| LNPMQ 不是 LNAGP 的格兰杰原因 | 1 | 4.87289 | 0.0353 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNPMQ 的格兰杰原因 | 2 | 3.89831 | 0.0331 | 拒绝** |
| LNAGP 不是 LNPMQ 的格兰杰原因 | 3 | 5.74309 | 0.0044 | 拒绝*** |
| LNAGP 不是 LNPMQ 的格兰杰原因 | 4 | 5.86968 | 0.0027 | 拒绝*** |

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平下拒绝原假设;限于篇幅,本表略去 10% 显著性水平下接受原假设的检验结论,也不考虑各投入要素之间的横向格兰杰因果关系

四、结论与启示

(一) 基本结论

(1) 农产品比价关系不合理是影响未来国家粮食安全的关键因素。农村改革以来,由于农产品比价关系不够合理,农业生产长期陷于粮食安全目标与农民增收目标顾此失彼的两难境地。在耕地数量不断减少的背景下,粮食生产与非粮农业经营之间存在明显矛盾,若任由市场机制配置农业资源,则势必出现越来越多的农业生产要素流向畜牧业、渔业、园艺业等收益较高的非粮生产领域,进而危及中长期国家粮食安全;而中央出台的粮食保护价收购、农资市场监管、粮食生产补贴等粮食生产扶持政策存在着扶持力度过小、补贴对象泛化、执行成本高昂等问题,无法有效调动广大农民的种粮积极性,致使耕地利用非粮化、粮食生产兼业化、粗放化趋势愈演愈烈。(2) 农民素质、数量状况不佳是阻碍现代农业健康发展的重要因素。在本文的五个解释变量中,知识型农民数量的农业产出弹性最大,再次印证了学界关于发展农村教育事业有助于提高农业生产率的研究结论。教育促进农业发展的内在机理在于,教育提升了劳动者的人力资本存量,增强了他们合理配置稀缺资源的能力。(3) 财政、金融、农户联动效应低下是农业资金增长乏力的主要原因。本文研究表明,尽管财政支农投入对长期农业生产发展具有一定促进作用,但财政支农投入也表现出带有浓厚机会主义色彩的短期应急倾向。长期以来,财政支农投入效率低下、信贷支农投入有效需求不足及农户农业投入动机薄弱已成为阻碍中国农业生产资金投入增长的三重难题。其症结不仅在于财政支农投入稳定增长机制长期缺失,还在于财政支农投入未能有效激发信贷机构和广大农户的农业投入意愿。总之,财政支农投入、信贷支农投入与农户农业生产投入三者之间联动效应缺失是造成中国农业生产资金增长困难的体制机制根源。

(二) 政策启示

(1) 调整优化农产品比价关系,为农业生产发展提供公平价格条件。一是调整农产品与非农产品比价关系,提升农业特别是种植业比较效益。人均农业资源的短缺性决定了中国应实行较高水平的农产品价格支持政策,以便发挥价格机制在增加农业生产性投入方面的基础性作用;同时,随着国家财政实力的持续快速增强,目前,中国已基本具备矫正长期扭曲的农产品与非农产品比价关系的财务能力。二是优化农产品内部比价关系,提高种植业尤其是粮食生产的比较效益。政府应综合运用价格、投资、信贷、补贴、奖励等多种政策手段,努力提高种植业经营收入、降低生产成本,逐步缩小直至消除种植业与牧业、渔业之间的收入差距。(2) 抓紧实施青年农民培育工程,造就一支高素质农业经营者队伍。一是进一步加强农村教育、培训工作,全面提升农村居民科技文化素质。完善普及农村九年义务教育法律保障体系,努力杜绝各类逃避接受义务教育的违法现象;切实加大财政转移支付力度,为中西部地区农村教育、培训工作提供坚强财力保障;有条件的地方可对高中及以上阶段农村学生家庭提供相关优惠政策鼓励。二是尽快出台相关优惠政策措施,留住和吸引一批中青年农民安心务农。应抓紧出台综合性优惠政策措施,在大幅提升农业经营收益水平的基础上留住、吸引一批青壮年农民安心从事农业生产。(3) 深化财政支农体制机制改革,增强财政、金融、农户农业投入联动效应。一是进一步深化财政支农体制机制改革,有效发挥财政支农资金的杠杆效应。应借助新一轮行政管理体制改革的难得机遇,以发挥财政支农资金杠杆效应为中心深彻改革现行财政支农体制机制,为金融机构加大信贷支农投入提供利益诱导,也为农户增加农业生产投入准备公共品条件。二是构建农业资金投入稳定增长机制,增强财政、金融、农户农业投入联动效应。应在改革现行财政支农体制机制的基础上,以增强财政、金融、农户农业投入联动效应为核心积极构建农业资金投入稳定增长机制,为中国现代农业持续健康发展提供资金投入保障机制。

参 考 文 献

1. Lin J. Yifu: Rural Reform and Agricultural Growth in China ,The American Economic Review ,82(1) : 34 ~ 51 , 1992
2. Wen , G. J. : Total Factor Productivity Change in China's Farming Sector: 1952—1989 , Economic Development & Cultural Change , 42 (1) : 1 ~ 41 , 1993
3. Wu Shunxiang , Walker D. , Devadoss S. , and Yao-chi Lu: Productivity Growth and Its Components in Chinese Agriculture after Reforms , Review of Development Economics , 5(3) : 375 ~ 391 , 2001
4. Cobb , C. W. & Douglas , P. H. : A Theory of Production , American Economic Review , 18(2) : 139 ~ 165 , 1928
5. Solow , Robert M. : Technical Change and the Aggregate Production Function , The Review of Economics and Statistics , 39(3) : 312 ~ 320 , 1957
6. Hayami , Y. & Ruttan , V. : Agricultural Productivity Differences among Countries , American Economic Review , 60 (5) : 895 ~ 911 , 1970
7. Jorgenson , D. W. and Gollop , F. M. and Fraumeni , B. M. : Productivity and U. S. Economic Growth , Cambridge (MA) : Harvard University Press , 1987
8. Martin , W. and Mitra , D. : Technical Progress in Agriculture and Manufacturing , mimeo , October 1993
9. Echevarria , C. : A Three-factor Agricultural Production Function: The Case of Canada , International Economic Journal , 12(3) : 63 ~ 75 , 1998
10. Engle , R. F. and Granger , W. J. : Co-integration and Error Correction: Representation , Estimation and Testing , Econometrica , 55 (2) : 251 ~ 276 , 1987
11. Schultz , T. W. : Transforming Traditional Agriculture , New Haven: Yale University Press , 1964
12. Granger , W. J. : Investigating Causal Relations by Econometric and Cross Spectral Methods , Econometrica , 37(13) : 424 ~ 438 , 1969
13. Rosenzweig , Mark R. : Farm-Family Schooling Decisions: Determinants of the Quantity and Quality of Education in Agricultural Populations , The Journal of Human Resources , 12(1) : 71 ~ 91 , 1977
14. 王成军、何秀荣. 工业化、城市化对耕地变化作用研究——基于国际视角的实证分析. 农业技术经济 2012(11)
15. 刘玉海、张 丽. 耕地生产率与全要素耕地利用效率——基于 SBM-DEA 方法的省际数据比较. 农业技术经济 2012(6)
16. 宋 敏. 基于 CVM 与 AHP 方法的耕地资源外部效益研究——以武汉市洪山区为例. 农业经济问题 2012(4)
17. 王雨濛. 耕地利用的外部性分析与效益补偿. 农业经济问题 2007(3)
18. 邵彦敏、杨印生. 耕地保护外部性内部化的路径选择. 农业技术经济 2008(2)
19. 丁静之、陈锡康. 基础教育对中国农业经济效率的影响分析. 数量经济技术经济研究 2001(5)
20. 张改清. 粮食主产区农户农资投入行为及政策评价. 农业经济问题 2009(6)

责任编辑 张 宁