

# 澳大利亚大田农业生产率放缓了吗?

Yu Sheng, John Denis Mullen, Shiji Zhao 著,

郭玉玮 译, 指导老师: 黄梅波

论文出处: A Contributed Paper to Australian Agricultural and Resource Economics Society,  
10-12 February 2010, Adelaide, South Australia

**摘要:** 相对于澳大利亚经济中的其他部门及其他发达国家的农业部门而言, 澳大利亚大田农业生产率的增长是强劲的。然而, 如同在其他发达经济体中普遍观察到的那样, 在过去的十年中, 澳大利亚大田农业的生产率增长似乎有所放缓。本文使用调整的累积和平方(CUSQ)指数来检验 1952-53 财年至 2007 年 7 月期间澳大利亚大田农业全要素生产率(TFP)的趋势稳定性。结果显示, 其在 20 世纪 90 年代中期发生了一次显著的放缓。进一步分析显示, 过去十年恶劣的气候条件和长期下降的公共研发投入导致了生产率增长的放缓。

**关键词:** 全要素增长率; 结构性变化分析; CUSUM 指数

## 一、引言

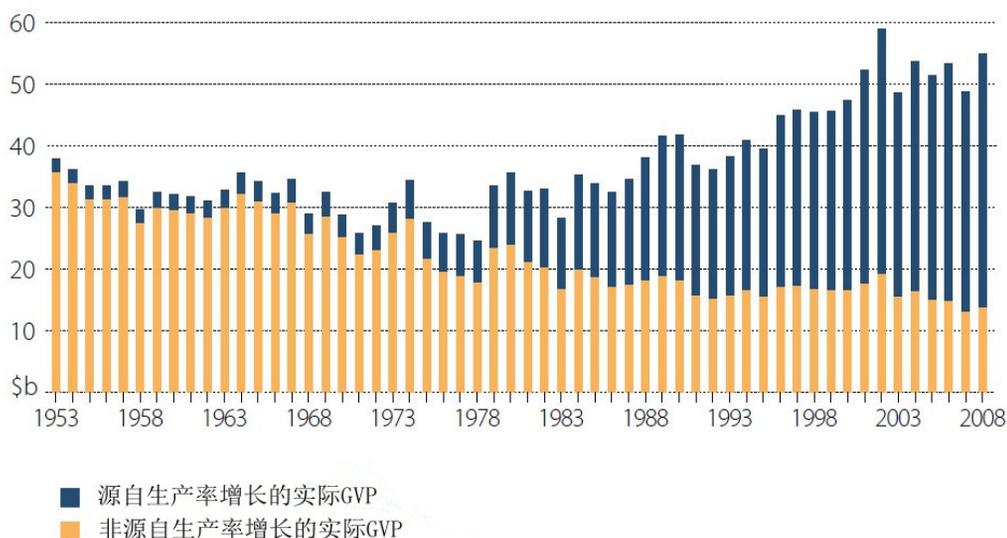
澳大利亚农业生产率增长一直以来都是澳大利亚财富的重要来源之一。自 20 世纪 90 年代后期以来, 澳大利亚农业的实际年产值一直在 400 亿美元以上(见图 1)<sup>①</sup>。如果生产率每年以 2% 的速度(马伦, 2010)增长, 近年来大约三分之二的产值可以归功于自 1952-53 财年以来的生产率增长。相对于澳大利亚经济中的其他部门以及其他发达国家的农业部门, 澳大利亚农业生产率的增长也十分强劲(马伦和科林, 2007)。

然而, 与美国、德国、荷兰等其他发达国家类似的是, 近来的数据显示澳大利亚农业部门的生产率增长可能已经放缓。尤其是澳大利亚的种植业和畜牧业的长期年度生产率增长已经从 1978 年至 1999 年期间的 2.1% 降至 1978 年至 2007 年期间的 1.5%(澳大利亚农业和资源经济局, 2008)。注意, 这些数据与财政年度相关, 例如 1978 年指的是 1977-1978 财政年度。下文提及这些数据也是这种情况。

90 年代中期以来的一系列干旱导致了澳大利亚农业减产, 尤其形成了澳大利亚农民在 1994 年、2003 年和 2007 年的产量低谷。但是, 由于缺乏透彻的实证研究, 这几次干旱是如何影响长期农业生产率增长的, 仍不得而知。同时, 作为澳大利亚农业研发资金的首要来源, 农业研究的公共投资在过去 30 年几乎没有增加。近年来农业生产率的下降

<sup>①</sup> 本文中农业产值以 2008 年澳元计值。

是由于糟糕的气候条件、还是由于缺乏研发投资，仍是一个重要的问题。



来源：摘自马伦和科林（2007）

注：数据与财政年度相关，但这里接受惯例，例如将 2002-03 年度称为 2003 年。

图 1 生产率增长对澳大利亚农业实际总产值的贡献

本文使用调整的累积和平方（CUSQ）指数检验澳大利大田亚农业在 1953-2007 年期间全要素增长率(TFP)的趋势稳定性。本文目的在于：

- 使用来自澳大利亚农业和资源经济局农场调查数据的基于总产出的全要素生产率方法，回顾澳大利亚大田农业(包括种植业和畜牧业)生产率增长及其决定因素；
- 判断近几十年来澳大利亚大田农业的生产率增长是否放缓；如果放缓，又是何时开始的；
- 确定实际农业研发投资和严重干旱是否已经对澳大利亚大田农业生产率增长稳定性造成影响。

从方法论上讲，本文采用了帕伦（2006）、周和帕伦（2008）之后扩展的结构分析方法，对先前的研究做出了贡献。使用调整的 CUSQ 指数可以克服在确定农业生产率结构性突变及分析其决定因素时存在的一些难题。这些问题起源于统计上的困难，如内生性、异方差性和非平稳性。随着时间的推移，本文也有助于公众了解关于农业生产率趋势方面的知识。

本文的其他部分结构如下：第二、三章回顾在过去的 40 年中，澳大利亚大田农业生产率的增长；第四章讨论了调整的累积和平方（CUSQ）指数，它广泛使用于检验统计过

程的稳定性。基于该方法,本文讨论了三种情况以确定自 1953 年以来澳大利亚大田农业生产率的结构性变化及其决定因素;第五章包含了估计结果的讨论;第六章提出了一些结论。

## 二、澳大利亚大田农业生产率的增长

自 1953 年以来,澳大利亚农业与资源经济局(ABARE)进行了包括畜牧业和种植业在内的大田农业的农场调查,并从 1989 年之后开始进行乳制品行业调查<sup>①</sup>。通过采用总产值方法,从这些调查中得到的数据已被用来监控生产率的发展趋势<sup>②</sup>。在澳大利亚,大部分农场联合生产一系列作物和牲畜商品。因此,ABARE 也跟踪大田农业领域内的生产率,如种植业、食用牛业、绵羊业(但只有从整体农场调查的分层样本)。在 2008 年,种植业的产量总值是 214 亿美元,其中包括 90 亿美元的谷物和油籽。同一时期,畜牧业产量总值是 198 亿美元,其中乳制品业 46 亿美元,羊毛业 26 亿美元,和(包括粗放和集约的畜牧场的)牲畜屠宰 121 亿美元(ABARE, 2008)。

马伦和考克斯(1996)使用 ABARE 农场调查数据,集成了 1953 年到 1994 年的 TFP 序列。此后该序列拓展为零碎方式,在几篇论文中再次使用了 ABARE 数据,最近的一次是马伦。近日,ABARE 汇集了自 1978 年以来的连续的生产率数据集,用于延长马伦从 1978 年开始的原始序列。在新的数据集中对样本结构和一些输入输出变量的修正后显示,直到最近的研究,澳大利亚大田农业生产率增长可能一直被高估了<sup>①</sup>。例如,马伦的数据集(2007)表明大田 TFP 在 1978 年到 2004 年期以 2.7%的速率增长,然而这里使用的新数据集显示同一时期增长率是 1.7%。因此,在评估跨期农业生产率增长率年度差异时,注意测量方法的不同并使用一致的数据集就显得尤为重要。

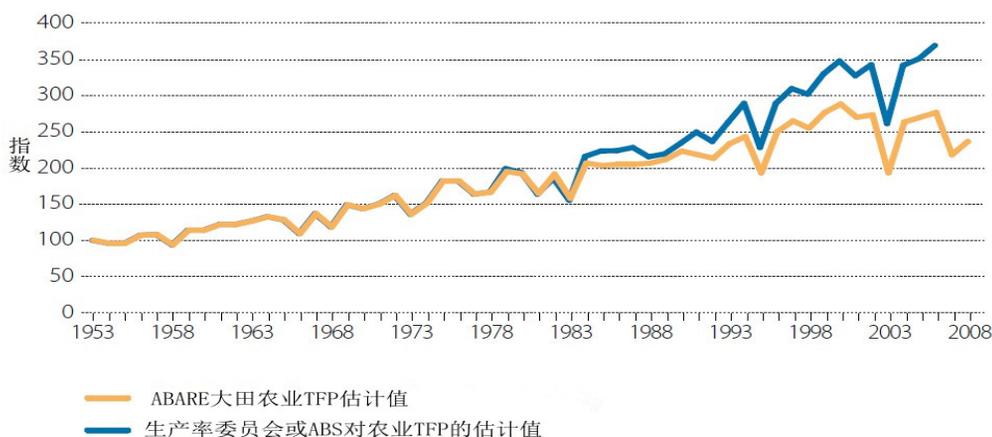
澳大利亚大田农业 TFP 指数从 1953 年的 100 上升到 2000 年的 288,增长了将近三倍。其后,该指数在 2003 年跌至 193,反映了当年的干旱;该指数由 2006 年达到 277 后,在 2007 年这个干旱的年份跌至 218(见图 b)。这个指数波动频繁,在 55 个样本年份中,有 20 个是下降的,反映出不利的气候条件以及一些其他未被观察到的因素。该指数如此易变以致难以辨明其在更加稳定的基本的技术变化速度中的趋势。在过去整个时

<sup>①</sup>澳大利亚统计局和生产率委员会报告一个加值的农业、渔业和林业部门全要素生产率序列。马伦(2010)将该序列和 ABARE 的大田农业总产出序列进行了比较。

<sup>②</sup>一个部门的 TFP 估量不同取决于是否使用总产出或加值的方法。基于 ABARE 调查数据的 TFP 估计使用总产出值的生产方法,然而基于澳大利亚统计局(ABS)行业数据(这里公布)的 TFP 估计使用加值的方法。郑(2005)论证,当使用相同的数据集,基于总产出的 TFP 增长率小于基于以行业增加值的比率为因数来加上其当前总产值的加值法说的的 TFP 增长率。然而,由于数据是来自不同来源,这种关系是不可能精确地支持 ABS 和澳洲农业资源经济局生产力估计。

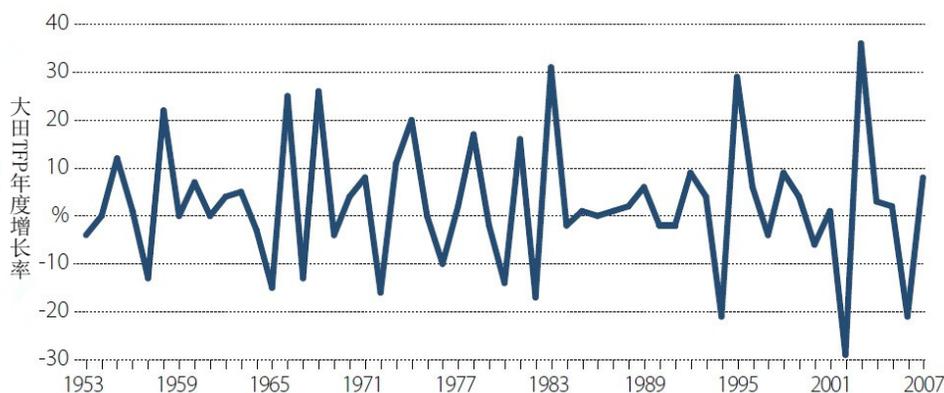
期内，年平均增长率是 2%，这比先前马伦报告（2007）中的长期速率低 0.5 个百分点。

澳大利亚 1978 年以来的大田农业生产率增长源自每年 0.8% 的产出增长和以 0.6% 速度减少的投入（诺萨尔等，2009）。劳动投入的减少（-1.7%）比资本（-1.2%）和土地（-1.2%）的减少更为显著，但使用的购买投入品有所增加（2.4%），这导致更高的劳动和资本的部分要素生产率增长（增长率分别为 2.5% 和 2.1%）。



来源：摘自马伦和科林（2007）

图 2 ABARE 对大田农业以及生产率委员会对农业的 TFP 估计值趋势图



来源：摘自马伦和科林（2007 年）

图 3 估测的澳大利亚大田全要素生产率的同比波动：1953-2007

如前所述，ABARE 数据集可分层提供多个关键产业部门的生产率增长估测值。根据当前 ABARE 使用的分层法，大田产业包含四个子产业：种植业、混合的种植畜牧业、

① 详细解释请看马伦相关文献（2010）。

食用牛业和绵羊业<sup>①</sup>。

自 1978 年以来，种植业的 TFP 增长速度（2.2%）一直远高于食用牛业（1.5%）和绵羊业（0.3%）（见表 1）。一般而言，尽管投入停滞或减少，但产出仍会增长。然而，种植业使用的购买投入大幅增长、劳动力和资本减少（分别为-0.2%和-0.4%），且劳动和资本的部分要素生产率强劲提升。向少耕种植的转变也与更多样化的作物轮作和利用现有土壤水分的伺机种植（而不是固定的轮作和休耕）有关，这部分地解释了投入使用的变化和强劲的生产率增长速率。

表 1 澳大利亚大田产业以及州别统计的全要素生产率增长率（百分比）

产业	全要素增长	产出增长	投入增长
大田农业	1.5	0.8	-0.6
种植业	2.1	3.1	1
混合的种植畜牧业	1.5	0.1	-1.5
食用牛业	1.5	1.7	0.1
绵羊业	0.3	-1.4	-1.8
州别			
新南威尔士	1.2	0.3	-0.9
维多利亚州	1.4	0.6	-0.8
昆士兰州	0.8	0.6	-0.2
南澳大利亚州	2	1.5	-0.5
西澳大利亚州	2.4	1.8	-0.6
塔斯马尼亚州	0.8	-2.1	-2.9
北部地区(食用牛)	1.7	1.6	-0.1

来源：行业数据来自诺萨尔等人（2009），州别数据同样来自诺萨尔等人但未出版（2009）。

### 三、农业生产率增长放缓了吗？

人们担心，澳大利亚农业可能会像其他发达国家的农业部门一样出现生产率增长的放缓。在澳大利亚，十年来不利的气候条件使得大田农业估测的 TFP 变得相当不稳定，以致于难以从简单的描述性统计中辨别生产率是否已经放缓以及若确有其事其原因为何。人们尤其关注的是，增长率的任何下降可能源自更为缓慢的技术革新速度，这（只能）与停滞的农业研究公共投资有关（马伦，2007）。

<sup>①</sup> 可以在 Nossal 等人的文献(2008)发找到更多细节关于牛肉和羊肉生产商屠杀定义使用稍微不同的规则。

ABARE 对大田农业的估计表明，生产率增长在 2007 年之前十年中已经放缓。在此期间，TFP 指数在 2000 年达到 288 的峰值，在 2006 年达到 276 的次高点（见图 2）。生产率增长的趋势在大田农业内是不平衡的（见表 2）。对种植业而言，其估测的 TFP 在 1980-1994 年期间以 5.8% 的速度增长，但在 2007 年之前十年以每年 -2.1% 的速度下降。在这段时期内，整个大田农业 TFP 以每年 -1.4% 的速度下降。牛羊业的 TFP 增长放缓的迹象较不明显，诺萨尔等人推断，通常在行业组中排名最低的绵羊业生产率增长速率最终可能赶上其他行业。

表 2 澳大利亚大田农业的全要素生产率的增长率：1978-2007 年

	大田产业	种植业	混合的 种植畜牧业	绵羊业	食用牛业
1980-1989 年	2.2	4.8	2.9	0.4	-0.9
1985-1994 年	1.8	4.7	3.2	-1.7	3.1
1989-1998 年	2.0	1.9	1.4	-1.2	1.6
1994-2003 年	0.7	-1.2	0	3.4	1.0
1998-2007 年	-1.4	-2.1	-1.9	0.5	2.8
1978-2007 年	1.5	2.1	1.5	0.3	1.5

来源：来自诺萨尔等人（2009 年）

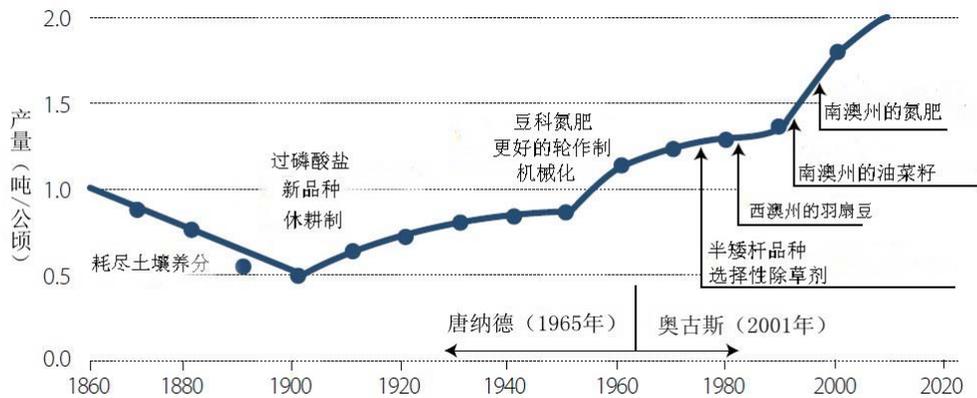
大田农业生产率可能下降的原因包括：

- 更少的研究机会；
- 不利的气候条件；
- 萎缩的研发投资。

关于“已实现所有的大丰收”的观点，研究农学家似乎仍然相信：存在实用研究的机会和农民更有效种植庄稼的时机。例如，安格斯（2001）认为，澳大利亚的小麦产量几乎无放缓迹象（见图 4）。

安德鲁和奥古斯（世界小麦指南，新闻报导）说道：

*即使有了新技术，平均每公顷产量也只有 2.0 吨，约有限水资源的潜在产量的一半。……为增加产出以趋近有限水资源的潜在产量，我们需要进一步的研究。这种收益最可能来源于采用使作物在多变的气候条件中利用更多适宜的季节和在具有高产出潜力的部分农场集中投入的策略。*



来源：安格斯（2001年）修改自唐纳德（1965年）

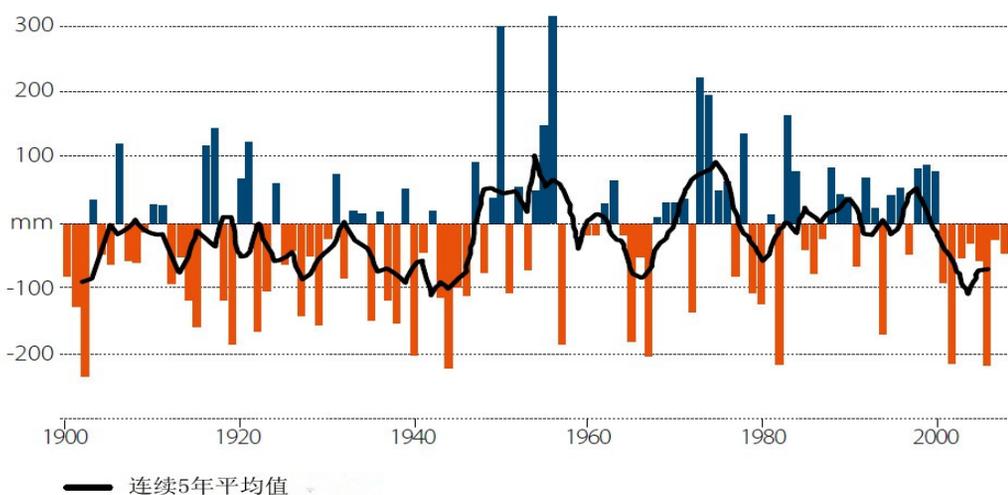
图 4 澳大利亚小麦平均产量趋势：1860-2000 年

关于气候<sup>①</sup>，由澳大利亚气象局发布的墨累-达令盆地年度异常降雨量（见图 5）显示了 1961 年至 1990 年的年度降雨量与平均年降雨量的偏差。尽管降雨的时间在农业生产中仍然是一个关键的因素，但现在降雨量已经连续八年低于平均水平。如果农民根据正常季节的预期使用投入，但实际结果却是旱季，那么 TFP 就会下降。此外，为使经营处在生产函数效率较低的部分，现在农民对于季节的预期可能更为保守。这是未来研究的一个领域。

马伦（2010）描述了研发投资的数据如何由澳大利亚统计局的数据来源收集而成。研发开支归属于研究者，而非属于资金提供者。因此，国家农业部门或大学的开支还包括来自例如农村 RDC 的资金。我们关注的是农业生产的研究和研发投资，而渔业和林业部门的研发则不包括在内。

在澳大利亚，农业研发的公共总支出从 1954 年的 1.4 亿美元增至 2007 年的近 8.3 亿美元（以 2008 年美元汇价计算）。图 6 显示，在 20 世纪 70 年代中期支出增长最为强劲。自那以后，支出几乎没有增长，尽管投资在 2001 年曾达到一次尖峰（约 9.5 亿美元）。同时，农业科研强度（农业研发投入占总农业 GDP 的比重）在 20 世纪 50 年代和 60 年代强劲增长，

<sup>①</sup> 气候一词包括气候变异和气候变迁的因素。

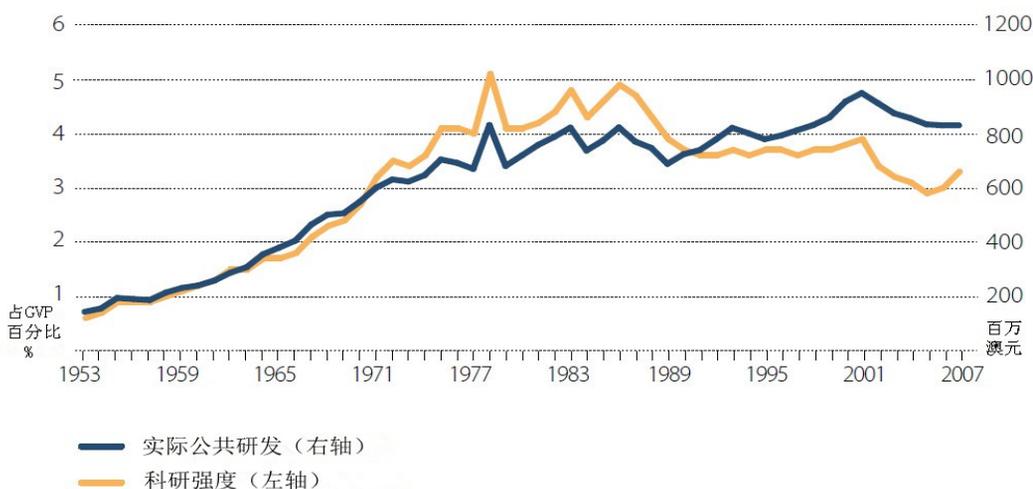


来源：澳大利亚气象局

图 5 墨累-达令盆地的降雨量（基于 30 年的气候（1961-1990）

但近年来从 1978-1986 年间占农业总产值的 4~5%持续跌落直至 3%左右（相较于在发达国家的 2.6%）。在下文关于 TFP 趋势的分析中，大田农业的研发投资来源于农业研发总体投资的一部分。

尽管之前的文献已多次讨论了气候和研发投资对影响农业生产率的相对作用，但并没有人尝试对气候（糟糕的气候条件）和研发投资影响的相对贡献进行经验评估。在



来源：公共研究机构和澳大利亚统计局的公共财务报告

图 6 澳大利亚农业的实际投资和科研强度：1953-2007 年

下文中，我们将使用调整的累积和平方(CUSQ)指数(一种结构分析方法)检验 1953-2009

年期间澳大利亚大田农业 TFP 指数的稳定性以及气候和研发投资等因素在改变该趋势方面的影响。

#### 四、方法论和评估策略

基于残差累积和 (包括 CUSUM 和 CUSQ 的) CUSUM 指标组一直被用于确定统计过程的稳定性 (布朗、德宾和埃文, 1975; 佩根和施沃特, 1990; 汤和麦克尼尔, 1993; 帕伦, 2006; 邓和帕伦, 2008)。为弄清这些指标是如何起作用的, 就必须注意一个统计过程任何非预期的向上、向下 (趋势) 将导致其累积方差或残差之和的单向漂移, 该累积方差或残差之和由一系列时间序列变量线性回归得到的。因此, 当累积和指数的绝对值超过某一临界值时, CUSUM 程序将给出一个非控制的信号, 表明: 在一个特定的时间点该变量的值已经与他们先前的预期水平显著不同了。当一个显著的非控制信号发出时, 该随机过程开始失去控制的时间点就确定了, 趋势变化的相对大小便也随之确定<sup>①</sup>。

##### 1、CUSUM 类指数: 一个原始模型

继布朗、德宾和埃文 (1975) 之后, 提出 CUSUM 指数原始模型的结构变化分析法

$$(1) \quad y_t = X_t' b_{t-1} + u_t$$

其中  $y_t$  是一个时间序列向量 (即待检验的统计过程), 可以通过一组因变量来解释,  $X_t$  和  $b_{t-1}$  是对前  $t-1$  个的观测值作普通最小二乘法 (OLS) 回归后得到的  $X_{t-1}$  的估计系数。

假设共有  $T$  个观测值,  $t$  期的递归残差  $e_t$  可用  $t-1$  期的观测值来估计, 得出

$$(2) \quad e_t = y_t - X_t' b_{t-1}$$

其中,  $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt})$  包含决定  $y_t$  的因素。因此,  $t$  时刻预测的残差平方可写成  $\sigma_{t-1}^2 = \sigma^2 [1 + x_t'(X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t]$ 。

如果选定该随机过程中一个随机时间点  $\gamma$ , 则  $\gamma \in T$ , 从式 (1) 中得到的第  $\gamma$  标准化的递归残差可定义为:

$$(3) \quad w_\gamma = \frac{e_\gamma}{\sqrt{1 + x_\gamma'(X_{\gamma-1}' X_{\gamma-1})^{-1} x_\gamma}}$$

该系列标准化的残差平均值由  $\bar{w} = \frac{1}{T-K} \sum_{r=K+1}^{r=T} w_r$  给出, 这里  $K$

<sup>①</sup> CUSUM 控制方案设计可优化检测 (未知) 失控的状态, 因此在这种类型的分析中可以比其他统计技术做得更好。更详细的文献回顾, 请参阅帕伦 (2006)。

是回归量的个数。

如果统计过程  $y_t, y_t$  在整个样本期间的趋势保持不变, 则  $w_r \sim N[0, \sigma^2]$  是正态分布, 其中  $w_r$  与  $w_s$  相互独立 (给定  $r \neq s$ )。在观察期这些标准化的残差是可累积 (CUSUM 指数) 的, 或者递归标准化残差的相对平方和 (CUSQ 指数) 是可估计的。CUSUM/ CUSQ 指数估计值及其相应的预先确定的标准之间的比较, 可以用来指示时间系列  $y_t, y_t$  一个潜在的结构突变。

CUSUM 指数可定义为:

$$(4) \quad CUSUM_t = w_t - \sum_{r=k+1}^t \frac{w_r}{\sigma^2}$$

这里,  $w_r, w_r$  是  $y^{th}, y^{th}$  标准化递归残差,  $\sigma^2 = \frac{1}{T-K-1} \sum_{r=k+1}^T (w_r - \bar{w})^2$  是该序列的标准误差。最初的假设下, CUSUM 指数的平均值是零, 其方差约等于累计残差的值。预先确定临界值设置在  $(K - a\sqrt{T-K}, K + 3a\sqrt{T-K})$ , 其中  $a$  是统计显著性水平。如果  $t$  时刻, CUSUM 指数 (估计式 (4)) 在临界值以外, 它有可能是时间序列时间 (YT) 的一个突变点。

CUSQ 指数可以定义为:

$$(5) \quad CUSQ_t = \max_{k+1 < r \leq t} \left| S_T^{(r)} - \frac{r-K}{T-K} \right|, \text{ 其中 } S_T^{(r)} = \frac{\sum_{r=k+1}^t w_r^2}{\sum_{r=k+1}^T w_r^2}$$

当  $S_T^{(r)}$  的期望值 (或  $E[S_T^{(r)}]$ ) 近似为  $\frac{r-K}{T-K}$ , 满足卡方分布。预先确定的临界值设置在  $E(S) - a$  和  $E(S) + a$  之间, 其中  $a$  是统计显著性水平。如果存在一个结构性转变,  $S_T^{(r)}, S_T^{(r)}$  可能分布在  $E(S) - a$  至  $E(S) + a$  区间以外。

## 2、多重结构变化的调整 CUSQ 测试

原始的 CUSUM/CUSQ 测试模型可用来进行时间序列变量的结构变化分析。然而, 当  $u_t, u_t$  存在序列相关性时, 当没有回归量或当  $X_t$  和  $u_t, u_t$  之间的相关性很强时 (式 (1)), 它的可用性受到广泛质疑。尤其是, 当以上三种情况发生时, 用普通最小二乘法或递归回归法得到的  $u_t, u_t$  估计量是有偏的, 因此 CUSUM/CUSQ 指数也是有偏的。为了解决这个问题, 唐和麦克尼尔 (1993) 调整 CUSUM 测试以解决误差项 ( ) 之间的序列相关性, 而邓和帕伦 (2008) 调整 CUSQ 测试以解决更为一般的回归变量之间的相关性和不可

观测的误差项的问题。另外，邓和帕伦（2008）已克服条件异质性（不同时间段的观察）问题的潜在影响，并证明了调整 CUSQ 指数和回归方法（递归或非递归的 OLS 回归）及样本量是独立的。

为弄清调整的 CUSQ 指数是如何作用的，下文如邓和帕伦所描述的那样，假定  $x_t u_t$  ( $x_t \in X_t$ ,  $x_t \in X_t$ ) 和  $u_t^2 u_t^2$  (式(1)) 是以第四时刻为界的短时记忆过程。这一假设允许回归适应大幅度的条件异方差和自相关，如以第四时刻为界有限的秩序平稳自回归模型及只有外生回归和短时记忆错误的平稳过程，例如  $ARMA(p, q)$   $ARMA$ 。在这个假设下，邓和帕伦(2008)发现，为求出 CUSQ 指数  $u_t$  或  $u_t^2 - \sigma_t^2$  可以用来替代  $X_t u_t$   $X_t u_t$  (当  $\sigma_t^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2) \sigma_t^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2)$ )，且其调整后的结果保持和使用真正的残差时相同的极限分布。换句话说，只要统计过程  $y_t$  是稳定的且没有回归系数的变化，那么

$$\max_{K^*+1 < r \leq T} T^{-\frac{1}{2}} (\sum_{t=1}^r u_t^2 - \sum_{t=K^*+1}^r \hat{u}_t^2) \rightarrow_p 0$$

$$\max_{K^*+1 < r \leq T} T^{-\frac{1}{2}} (\sum_{t=1}^r u_t^2 - \sum_{t=K^*+1}^r \hat{u}_t^2) \rightarrow_p 0$$

(这里  $\hat{u}_t^2 \hat{u}_t^2$  表示最小二乘法估计量 ( $K^* = 0$   $K^* = 0$ ) 或递归残差估计量 ( $K^* = K$ )，无论回归量和未观测到的误差项之间是否有相关性 (或  $E(X_t u_t) \neq 0$   $E(X_t u_t) \neq 0$ )。在此条件下，在相对的残差平方和的基础上可构造一个新的指数以分析时间序列  $y_t$   $y_t$  潜在的结构变化，如下：

$$(6) \quad CUSQ^* = \max_{K^*+1 \leq r \leq T} \left| \frac{T^{-1/2} [\sum_{t=K^*+1}^r \hat{u}_t^2 - \frac{r}{T} \sum_{t=K^*+1}^T \hat{u}_t^2]}{[T^{-1} \sum_{j=-\lfloor T^{-k^*} \rfloor}^{-\lfloor T^{-k^*} \rfloor} w(j, m) \sum_{t=j+1}^{T-K^*} \hat{\eta}_t \hat{\eta}_t]^{1/2}} \right|$$

这里， $\hat{\eta}_t = \hat{u}_t^2 - \sigma^{*2}$ ， $\sigma^{*2} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ 。 $\hat{u}_t^2$   $\hat{u}_t^2$  表示最小二乘估计量 ( $K^* = 0$   $K^* = 0$ ) 或递归残差估计量 ( $K^* = K$ )， $w(j, m)w(j, m)$  为二次谱内核， $m$  是使用安德鲁 (1991) 提出的许多替代方法之一选出的某种带宽值。此外，在 1%，5% 和 10% 的水平下的临界值可分别设定在 1.63，1.36 和 1.22。如果是稳定的，CUSQ\* 估测值将接近于零。但是，如果  $y_t$  在  $r$  期有一个显著的结构变化，CUSQ\* 估测值将在不一样的统计显著水平超出预先设定的临界值。

式 (6) 与 (5) 在概念上具有一定可比性，因为这两个指数都使用至  $r$  期和  $T$  期的残差平方和来构造非控制的信号机制 (以此确定潜在的结构变化)。但是，前者基于

$E(X_t u_t) = 0, E(X_t u_t) = 0$  的假定 (不允许回归变量和未观测到的误差项相关), 而后的假定是  $\max_{K^*+1 \leq t \leq T} T^{-\frac{1}{2}} (\sum_{t=1}^T u_t^2 - \sum_{t=K^*+1}^T \hat{u}_t^2) \rightarrow_p 0$  (允许回归变量和未观测到的误差项之间相关)。此外, 调整的 CUSQ\* 也通过加权函数系统  $w(j, m)$  纠正标准误差 (见式 (6) 的分母) 来为一些条件异方差作调整。这为检验时间序列的统计过程的稳定性以克服非正常的错误、序列相关性和条件异方差提供了一种新的机制。

最后, 周和帕伦 (2008) 进一步拓展 CUSQ\* 测试 (定义在式 (6) 中) 以覆盖多个结构性变化的识别问题。通过这样做, 周和帕伦 (2008 年) 假设潜在的突变日期为  $T_r^0 = [T\lambda_r]$  ( $0 < \lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_m < 10 < \lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_m < 1$ ), 并且是渐近不同的。由于具有极限分布的突变日期估计不是独立的, 所有的突变日期都应联合估计。因此, 该 CUSQ\* 更新版本可以写成 (周和帕伦, 2008):

$$(7) \quad CUSQ^* = \max_{\lambda \in [0,1]} \left| \frac{T^{-1/2} [\sum_{t=K^*+1}^{[T\lambda]} \hat{u}_t^2 - \frac{T\lambda}{T} \sum_{t=K^*+1}^T \hat{u}_t^2]}{[T^{-1} \sum_{j=-[T-k^*-1]}^{[T-k^*-1]} w(j,m) \sum_{t=[j]+1}^{T-K^*} \hat{\eta}_t \hat{\eta}_{t-j}]^{1/2}} \right|$$

这里,  $\hat{\eta}_t = \hat{u}_t^2 - \sigma^{A2}$ ,  $\sigma^{A2} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ 。  $\hat{u}_t^2$  表示最小二乘估计量 ( $K^* = 0, K^* = 0$ ) 或递归残差估计量 ( $K^* = K$ ),  $w(j, m)$  为二次谱内核,  $m$  是使用安德鲁 (1991) 提出的一阶自回归近似方法 (或 AR1) 选出的带宽值。虽然式 (7) 中的 CUSQ\* 指数相对于其他工具 (如超级 LM 检验和 LR 测试) 在检验突变数方面的势较弱, 但它具有良好的监测统计过程全局行为的性能 (帕伦, 2006 年)。由于随着时间的推移它具有较小的波动性, 这对研究澳大利亚农业生产率的趋势是重要的。在本文中, 式 (7) 将用于进行结构突变分析。

### 3、辨别农业 TFP 结构性改变的评估策略

为检验澳大利亚大田 TFP 的结构变化及其影响因素, 本文采用了基于式 (7) 的多步骤检测程序。第一种情形是在时间趋势 (即年份) 上回归大田 TFP 估计值的对数 (即一年), 并使用从回归得到的残差来计算调整的 CUSQ\* 指数。这给出了一个其他情况可以与之相比较的基准情况。回归函数可以写成:

$$(8) \quad \ln(TFP_t) = \beta_0 + \beta_1 T_t + e_t$$

这里  $\ln(TFP_t)$  是  $t$  时刻大田 TFP 的对数,  $T_t$  是一个时间变量。

第二种情形是将代表气候和知识存量的变量纳入最小二乘法回归法, 重新计算调整的 CUSQ 指数。回归函数可以写成:

$$(9) \quad \ln(TFP_t) = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 \ln WS_t + \beta_3 \ln K_t^i + u_t$$

这里,  $\ln WS_t, \ln WS_t$  是气候变量 (近似使用种植业的水紧缺指标),  $\ln K_t^i, \ln K_t^i$  是知识

存量（近似为在农业研发方面的公共投资的加权总和，“i”可以是 35 或 16，代表新技术可用和农民使用新技术之间不同的时间滞后值）。由于对研发和农民采用技术之间的时滞长度、技术折旧率和研究滞后分布图知之甚少，马伦（2007）测试两个替代性的知识存量变量的做法为不少人所遵循。为检验农业研发投入对农业生产力的影响，在这个估计中还采用了一个对数线性的指标。比较从第一个和第二个步骤，得到的结果表明了气候变化和农业研发投入影响农业生产率的稳定程度。

第三种情形是将教育和贸易条件变量纳入结构突变分析以检验这些因素对生产率增长稳定性的影响。回归函数可以写成：

$$(10) \quad \ln(TFP_t) = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 \ln WS_t + \beta_3 \ln K_t^i + \beta_4 edu_t + \beta_5 \ln tot_t + v_t$$

这里  $edu_t$  是教育指标，被定义为就学人数占年龄 4 至 19 的总人口的比率（代替农民教育现状）， $\ln tot_t$  是澳大利亚大田农业的贸易条件的对数。

根据帕伦（2006，p. 9）的研究，时间趋势应包含在三种情形中，而非直接使用（尤其是在第一个步骤的）时间序列变量的方差，这样可增加调整的 CUSQ\* 指数对结构变化检验的效力。所使用的所有数据来自 ABARE 的 AAGIS 调查或澳大利亚统计局（Australian Bureau of Statistics, ABS）<sup>①</sup>。

## 五、估计结果

### 1、澳大利亚大田 TFP 结构性改变：基准情形

图 7 显示了第一个情形下在 1% 和 5% 的安德鲁标准<sup>②</sup>下，1953 年至 2007 年期间 CUSQ 指数的估计值。CUSQ 指数的估计值有一个明显的趋势，该值在十年的单调增加后在 2002 年达到 2.09 全局最大值。该数值轻松地超过了安德鲁 5% 和 1% 标准的临界值：1.36 和 1.63，澳大利亚大田农业 TFP 不存在结构转变的假说不成立。

由于已发现的证据证明存在结构性突变，那么下一步就要确定突变的次数及其发生的时间。为确定突变的次数，我们可从图 7 中看出，随着时间推移，CUSQ 指数的估计值大致有三波系统性的变化，分别发生在 20 世纪 60 年代初、20 世纪 70 年代和 90 年代。

第一波变化在 1965 年达到 1.03 的高点，而第二和第三波分别在 1974 年达到 1.24 高点和 1994 年达到 2.04 的高点（或 2002 年的 2.09）。这些都可以被视为潜在的结构性突变。

<sup>①</sup> 请参考附录 A 的详细资料。

<sup>②</sup> 这些临界值是渐进的，并且以 sequential Chow tests 卡方值估计。

表 3 对于调整的 CUSQ 程序的最小二乘法估计结果

	基准模型		研发 35 年时滞			研发 16 年时滞		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年份	0.020***	0.019***	0.008***	0.007**	0.004	0.012***	0.010***	0.009***
	-0.001	-0.001	-0.002	-0.003	-0.003	-0.002	-0.002	-0.003
气候变量	-	0.277***	0.279***	0.276***	0.271***	0.287***	0.284***	0.262***
	-	-0.052	-0.043	-0.044	-0.042	-0.043	-0.043	-0.042
知识存量(35 年时滞)	-	-	0.196***	0.200***	0.144***	-	-	-
	-	-	-0.041	-0.041	-0.047	-	-	-
知识存量(16 年时滞)	-	-	-	-	-	0.185***	0.189***	0.122***
	-	-	-	-	-	-0.038	-0.038	-0.044
教育指标	-	-	-	0.010	-0.234**	-	0.010	0.009
	-	-	-	-0.011	-0.108	-	0.011	-0.0010
贸易条件 (对数)	-	-	-	-	-3.208***	-	-	-0.213**
	-	-	-	-	-1.007	-	-	-0.106
常量	-0.015	-1.243***	-3.320***	-4.111***	-3.208***	-3.222**	-4.035***	-1.935
	-0.027	-0.237	-0.473	-0.950	-1.007	-0.450	-0.936	-1.254
相关程度	0.906	0.938	0.957	0.957	0.960	0.957	0.957	0.962
观测数目	55	55	55	55	55	55	55	55

注：括号内为标准差，“\*\*\*”、“\*\*”和“\*”分别代表 1%、5%和 10%显著性水平。

数据来源：作者的计算。

然而，当与安德鲁 5%和 1%的临界值时相比较时发现：仅在 20 世纪 90 年代的潜在结构性突变就超过了临界值，这意味着从 1953 年至 2007 年 11 月有且只有一个显著的结构突变<sup>①</sup>。

文献中关于确定结构性变化的转折点日期有不同的观点。一些研究——包括白(1994)以及白和帕伦(1998)——倾向于使用标准法。该方法将 CUSQ 指数突破临界值的时刻作为突变日期。在这种情况下，在 5%的水平下，突变日期将是 1987 年，在 1%的水平下则为 1990 年。其他包括崇(1995)，白(1997)和汉森(2001)在内的研究，更偏好于使用局部或全局的峰值来确定结构变化。由于样本大小有限，此研究中采纳的是后一种观点，即将 CUSQ 指标第一次突破临界值的时间作为突变日期。因此，大田 TFP (图 7) 的突变

<sup>①</sup> 使用早期的大田 TFP 序列，马伦发现一些支持史达克和米勒(1982)观点的证据。他们认为，在 1967 年之后 TFP 增长速度(从 2%升至 2.5%)更快。尽管在 1965 年发现一个结构性潜在突变，但当时的 TFP 序列并不支持该假说。

点被认定为 1994 年, 此时 CUSQ 指数达到值为 2.07 的第一个高峰。这一结果表明, 1994 年前后大田生产率的增长模式是显著不同的。虽然我们从这个分析中得出的研究结果似乎与从直观检验 TFP 序列时可能得到的结论——生产率结构性变化似乎发生在 2000 年之后——是相矛盾的 (见图 2), 但年度间生产率的大幅波动使得从直观上准确识别长期趋势变得困难。



来源: 作者估计值

图 7 检验 1953-2007 年澳大利亚大田产业全要素生产率结构性改变: 基准情形

最后, 由于年度 TFP 增长在 1953 年至 1994 年 (2.2%) 期间要明显高于在 1994 年至 2007 年 (0.4%) 期间, 这个确定的结构性变化反映大田产业 TFP 的增长出现了放缓 (见表 2)。

## 2、气候、研发投入和其他因素的作用

人们普遍认为近年来大田产业的农业生产力增长放缓与严酷的气候条件和公共研发投入的下降相关。为进一步研究, 考虑到来自气候 (种植业的水紧缺指标)、结构滞后 35 年可能影响, 我们对 CUSQ 指数的估计值进行了扩展。图 8, 图 9 和图 10 显示这些 CUSQ 指数 16 年的实际农业研发投入<sup>①</sup>[从马伦 (2007) 获得和更新]、教育和大田农业面对的贸易条件的估计值以及基准情形下的值。图 8, 图 9 (1) 和图 9 (2) 关注气候和研发, 图 10 (1) 和图 10 (2) 关注教育和贸易条件。图 1 是滞后 35 年的研究情况, 图 2 是滞后 16 年的研究情况。

当考虑到气候的影响时 (见图 8), CUSQ 指数在 1953-2007 年期间变得更为稳定。与基准模型相比, 该值在整个时期普遍较低, 并且在 2002 年达到峰值 1.62 (小于基准模型

<sup>①</sup> 关于本文中用到的四个独立变量--种植业水紧缺指标, 实际农业研发投入, 农民的教育和贸易条件—详情请参阅附录 A。

下 2002 年的 2.09, 并低于 1% 的显著性标准)。正如预期的那样, 这一结果意味着最近几年气候条件(尤其干旱)是导致生产率趋势不稳定的一个重要因素。然而, 由于加入气候变量后的 CUSQ 指数(2002 年)仍超过安德鲁 5% 临界值并接近 1% 的临界值, 干旱可能无法完全解释最近十年来大田生产率放缓的问题。

关于加入气候因素后的突变点的日期, CUSQ 指数在 2002 年产生的第一个峰值(1.62)



来源: 作者估计值

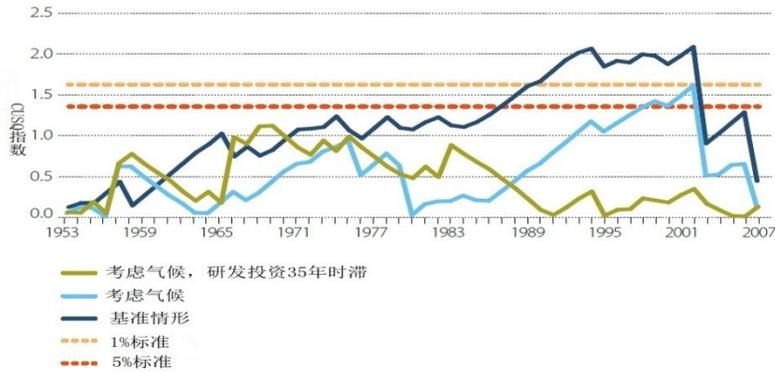
图 8 气候对澳大利亚农业生产率结构性变化的影响

接近 1% 的安德鲁临界值, 而非基准模型中的 1994 年(2.07)。数据表明, 如果没有 20 世纪 90 年代中期以来一连串恶劣的气候条件(包括严重干旱), 大田 TFP 将保持不断增长的趋势, 直到 2002 年。对于这种现象的一个可能解释是, 在 20 世纪 90 年代中期的干旱对农业的产出产生了不利的影响(给定的投入下), 并拖累其生产率的增长, 且由于之后又出现多年恶劣的气候条件, 生产率增长至今还没有完全恢复。然而, 单单气候并不能解释 TFP 的变化趋势, 因为考虑气候因素后在 2002 年仍然存在一个结构性变化。

我们随后将收集来自实际澳大利亚大田农业研发投资的 16 年和 35 年的知识存量加入到结构变化分析中(气候因素仍然包含在模型中), 并重新估计的调整 CUSQ 指数。这将评估停滞的实际农业研发投资的影响是否进一步加剧了大田生产率的放缓。

图 9(1)和图 9(2)比较了考虑气候和知识存量情形下得出的调整后的 CUSQ 指数。在控制实际农业研发投资的影响后, CUSQ 指数波动性进一步降低, 尤其在过去的二十年。纵观 1953 年至 2007 年的整个期间, 35 年滞后的数据图表中 CUSQ 指数在 1969 年达到 1.13 的峰值(或 16 年滞后的研究数据图 1.80), 在 1983 年达到 0.89(或 16 年滞后的

研究数据图 1.47), 这要低于安德鲁 5% 的临界值。CUSQ 指数不再存在一个显著的非控制路径, 这意味着在控制实际农业研发投资和气候变量后, 近年来的证据无法证明生产率增长的结构性变化。在将这个结果与基准模型以及考虑气候的模型所得出的结果进行比较后, 我们可以说过去二十年中实际农业研发投资是影响大田生产率稳定性的一个重要因素。特别地, 这有助于解释自 2002 年以来最近大田生产率增长放缓的趋势。



来源: 作者估计值

图 9 气候和研发投资 (35 年时滞) 对澳大利亚农业生产率结构性改变的影响

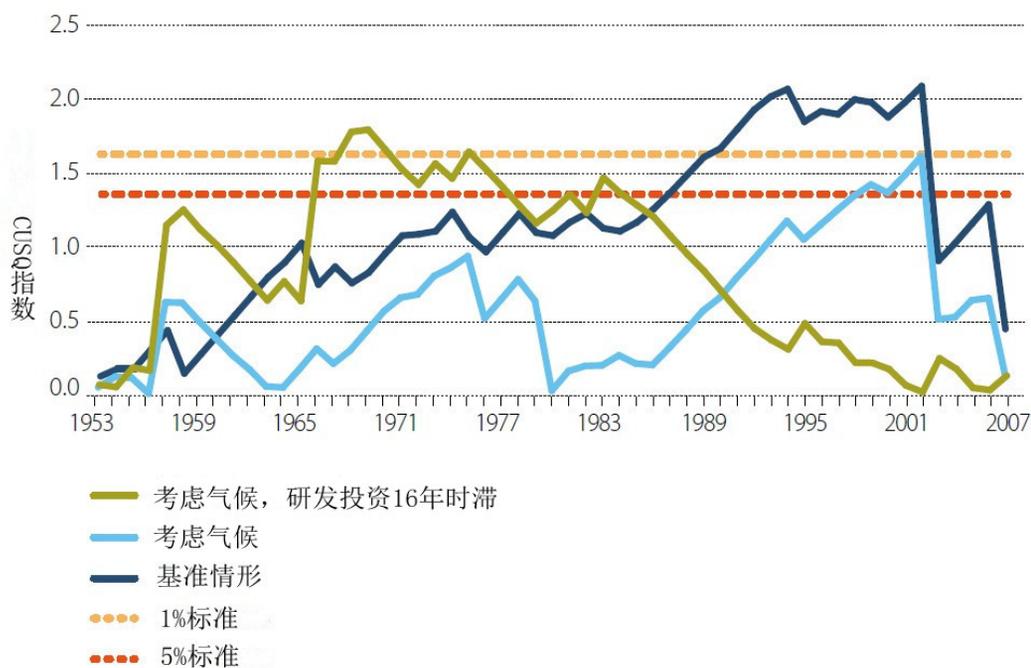
对比 16 年与 35 年滞后的相对影响的数据图表后, 我们的分析支持农业研究时滞更可能是 35 年而非 16 年的观点。这是因为 35 年农业研究时滞的数据图表中估计 CUSQ 指数比 16 年时滞的更为稳定, 后者表明 1969 年有显著的统计变化趋势。

在控制气候和实际农业研发投资后, 可以预期生产率增长随着时间的推移将更加稳定, 并且鉴于技术进步的性质, 它将类似于一个随机过程。当然, 只有当上述任一滞后数据图代表的农业研发对生产力影响的严格假设不随时间变化而变化时, 上述统计结果才是有效的。

本文同时也检验了其他一些因素如农民的教育、贸易条件<sup>①</sup>对澳大利亚农业生产率放缓的影响。图 9(1)和 9(2)分别表示了在实际研发投资 35 年时滞和 16 年时滞的假设下, 加入这些因素时 CUSQ 指数估计值。与只考虑气候和实际研发投资影响的模型相比较, 在这个包含了教育和贸易条件指标的模型中调整的 CUSQ 指数较不稳定, 特别是自 20 世纪 80 年代中期以来。结合过去二十年 (图 11 和 12) 持续提高的教育水平和平稳的贸易条件的观察, 这一结果表明教育和贸易条件的变化削弱了生产力的结构变化并且促进了近年来大田生产率的增长。然而, 由于估计 CUSQ 指标没有超过的 5% 和 1% 的安德鲁临界

<sup>①</sup> 关于两个变量详情参阅文后的附录。

值，从统计学上得出的结论是：它们在影响大田农业生产率方面没有气候和实际农业研发投入重要。



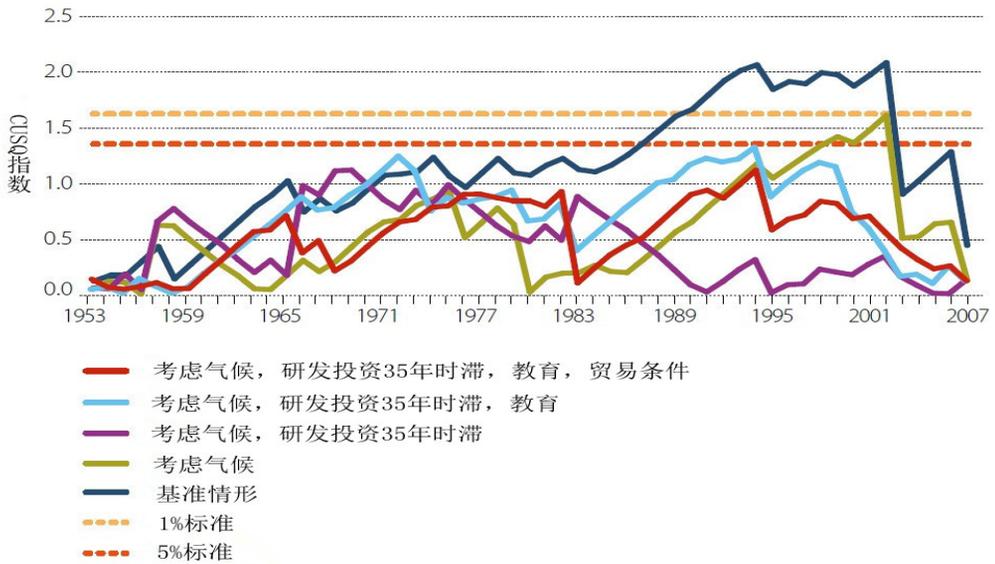
来源：作者估计值

图 10 气候和研发投入（16 年时滞）对澳大利亚农业生产率结构性改变的影响

## 六、结论

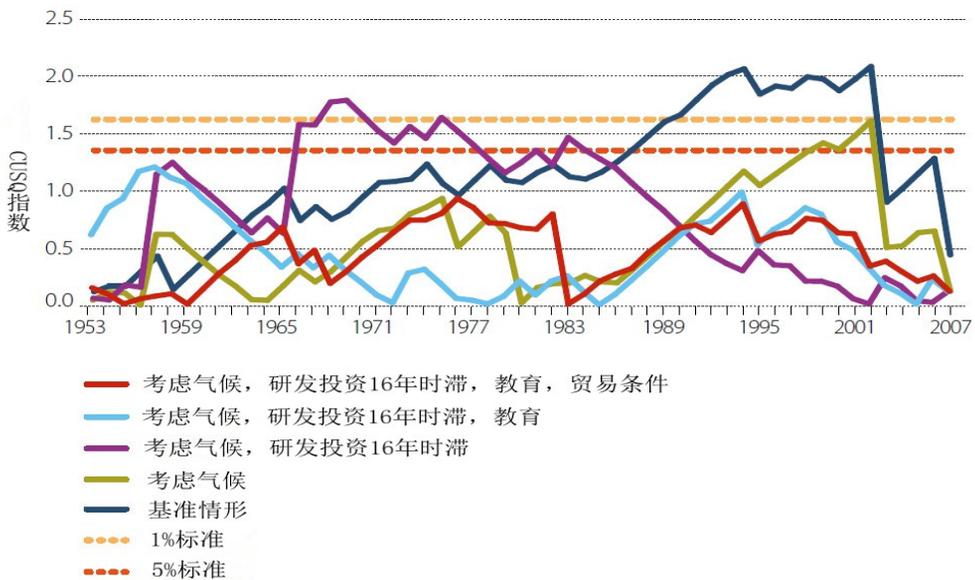
在 2007 年之前十年，大田农业生产率的增长几近停滞。对种植业而言，在 1980 年至 1994 年期间全要素生产率(TFP)每年以 4.8% 的速度增长，但在 2007 年之前十年每年以 2.1% 的速度下降。在过去的十年中，所有大田农业 TFP 每年均以 1.4% 的速度下降。牛羊业 TFP 率放缓的迹象没有那么明显。虽然恶劣的气候和停滞的公共农业研发投入似乎是导致放缓的主要因素，但具体原因仍是不确定的。

本文利用结构变化分析检验了在 1953 年至 2007 年期间大田产业 TFP 的增长趋势稳定性。有统计证据表明：20 世纪 90 年代中期大田生产率存在显著的结构变化。20 世纪 90 年代这一转折点前后的生产率增长的进一步比较表明，这种结构变化导致了生产率增长速度的下降。本文分析表明：虽然在过去十年的气候条件对降低大田 TFP 增长率有重要影响，但是单单气候并不能完全解释增长放缓的原因。只有当考虑到 20 世纪 70 年代以来公共研发投入的减少时，才能再现大田全要素生产率增长的一个稳定路径。



来源：作者估计值

图 11 教育和贸易条件对澳大利亚农业生产率结构性变化的影响  
(研发投资 35 年时滞)



来源：作者估计值

图 12 教育和贸易条件对澳大利亚农业生产率结构性变化的影响 (研发投资 16 年时滞)

附录：四个独立变量的定义

本文在最小二乘法回归中使用四个独立的变量,以研究随着时间的推移其对生产率增长的稳定性的影响。

### 1、水紧缺指标

$\ln WS_t$  是种植业的水紧缺指标的对数,以此说明气候条件的影响<sup>①</sup>。在 1953 年到 1988 年期间,总体水平指标可直接从联邦科学与工业研究组织农业生产系统的研究单位 (APSRU) 获得。在 1989 年至 2004 年期间该指数不可使用,笔者衍生出农场层面的水紧缺指标并汇集至行业层面,使用羊等价进行加权。在 2004 年之后,在农场层面的水紧缺指标不可用。笔者使用农场层次的加权平均总雨量,并在行业层面汇总数据。

### 2、农业研发开支

几乎有没有以理论或经验形式的证据来指导知识存量变量的构建,知识存量代表除了部分经验性工作外的农民可用的技术,这意味着这些时滞是长的[奥尔斯顿等, 2008]。马伦 (1995, 和考克斯 (2007)], 使用一个梯形的 35 年时滞的研究数据图表 ( $K_t^{35} K_t^{35}$ ) 和一个 16 年倒 V 数据图 ( $K_t^{16} K_t^{16}$ ) 代表公共研发投资的影响。马伦研发投入资料库已更新至 2007 年,其更新来源是 ABS。

### 3、农民教育

这里  $edu_t$  定义为在学校的入学学生占全部 4 至 19 岁总人口的百分比。该指标首先由黑斯廷斯 (1978) 使用,后由马伦和考克斯 (1995) 更新。本文中使用同样的方法。入学人数是指在国家层面的入学或在校学生人数,1995 年至 2009 年间的的数据由 ABS4102.0 (不同年份: 2005 年、2009 年) 获得。来自 ABS 的 3201.0 人口数据将人口按年龄和性别,澳大利亚各州和地区 (表 9.1 居住人口估计由单一年度年龄,澳大利亚) 区分。为平滑趋势,采用五年移动平均的数据系列。

### 4、贸易条件

$\ln tot_t \ln tot_t$  定义为由 ABARE 数据得出的大田农业的贸易条件的对数。

---

### 参考文献: (略)

译者单位: 厦门大学经济学院国际经济与贸易系

邮政编码: 361005

---

<sup>①</sup> 另一种气候变量是一个牧场生长指数但种植业的水紧缺指标可能会更好地代表种植业生长期间所经历的气候(考虑到种植业 TFP 似乎比其它行业放慢更多)。