

上海 R&D 投入与经济增长关系的实证研究

贺建林¹ 张惠²

(湘潭大学商学院, 中国湘潭 411105)

摘要: 运用格兰杰因果关系检验与脉冲响应以及方差分解方法, 分别对上海市 R&D 投入与经济增长之间的因果与动态以及定量关系进行研究。研究发现: 上海市 R&D 投入与经济增长之间存在从 R&D 投入到经济增长的单向因果关系, R&D 投入的波动将对经济增长产生持续的影响, 经济增长对 R&D 投入具有较强的依赖性。

关键词: R&D 投入; 经济增长; 格兰杰因果检验; 脉冲响应; 方差分解

中图分类号: F127 **文献标识码:** A **文章编号:** 1637-324X(2009)-01-48-50-03

经济增长问题一直是经济学关注的核心问题之一。20 世纪 80 年代产生的内生经济增长理论, 为重新解释“经济增长之谜”提供了新的途径和方法。内生经济增长理论认为, 技术进步既是经济增长的源泉, 又是“知识”内生积累的结果, 即经济增长取决于经济系统本身。Paul 等从知识的积累和研究开发(R&D)等方面对经济系统持续增长进行了阐述。Griliches、Coe 和 Moghadam (1993) 的经验证据显示, 国内 R&D 积累是生产率的重要决定因素。Coe 利用以色列和 21 个 OECD 国家 1971—1990 年的数据, 发现国内和国外 R&D 资本对全要素生产率具有重要影响, 国外 R&D 资本在进口比重大的国家对全要素生产率影响更大, 而国内 R&D 资本存量在工业 7 国集团比较重要。Sakurai、Papaconstantinou 和 Ioannidis 利用 10 个主要 OECD 国家数据, 也得出 R&D 是全要素生产率增长重要来源的结论。

在我国, 前期对科技投入(或 R&D 投入)与经济增长关系的研究主要采用数理分析方法, 近年来实证研究文献逐渐增多。范柏乃等(2004)运用了 Granger 因果关系检验法研究了科技投入与 GDP 之间的关系, 结果显示中国经济增长与科技投入之间存在着十分明显的因果关系。罗佳明等(2004)运用广义差分回归分析方法研究了我国科技投入的贡献率, 认为科技投入促进作用并不是十分明显。朱春奎(2004)运用协整分析与因果关系检验, 认为 R&D 投入构成其经济增长的充分条件而非必要条件。王海鹏等(2005)利用 1953—2003 年间中国科技投入和经济增长的年度数据, 建立了误差修正模型, 发现存在双向因果关系。高猛(2007)通过协整分析方法, 认为 R&D 投入对内蒙古经济增长的作用并不大。

总之, 从现有文献看, 目前有关经济增长和 R&D 投入关系的研究大多采用协整分析和因果检验方法, 较少运用脉冲响应和方差分析方法。本文在充分吸收现有研究成果基础上, 对上海市 R&D 投入与经济增长关系进行深入剖析。

一、研究方法 with 数据来源

(一) 研究方法

收稿日期: 2008-10-23

作者简介: 1. 贺建林, 男, 湖南省邵阳人, 湘潭大学商学院教授, 研究方向: 区域经济学、灾害经济学。电子邮箱: hujing6411@163.com。2. 张惠, 女, 湖南湘潭人, 湘潭大学商学院在读研究生, 研究方向: 区域投资与环境经济。电子邮箱: huizigou@163.com。

本文在稳定性检验与协整检验的基础上，通过格兰杰因果关系检验以及脉冲响应和方差分解方法，以上海市 1985—2007 年 23 年的 R&D 投入和 GDP 数据为样本，对上海市 R&D 投入与 GDP 的关系进行研究，以揭示两者之间因果与动态以及定量关系。

1. 格兰杰因果关系检验

判定两序列的因果关系最常用的方法是格兰杰因果关系检验。对于非平稳的时间序列，可能会产生虚假的因果关系。因此，进行格兰杰因果关系检验之前需对其进行协整检验，而稳定性检验是协整检验的基础。只有同阶差分稳定，才可对其进行协整检验。本文采用常用的 Engle—Granger 两步检验法进行协整检验：第一步，协整回归，用普通最小二乘法估计序列的回归方程，并计算回归残差；第二步，检验残差的稳定性，采用 ADF 检验方法。若残差序列是平稳序列，即两序列之间存在协整关系。

若存在协整关系，可应用格兰杰因果检验方法判断两序列之间的因果关系。可应用格兰杰因果检验方法判定两序列之间的因果关系。以本文为例，对 R&D 投入和 GDP 取对数，记为 LRD 与 LGDP，计算如下双变量回归：

$$LRD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LRD_{t-1} + \dots + \alpha_k LRD_{t-k} + \beta_1 LGDP_{t-1} + \dots + \beta_k LGDP_{t-k}$$

$$LGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LGDP_{t-1} + \dots + \alpha_k LGDP_{t-k} + \beta_1 LRD_{t-1} + \dots + \beta_k LRD_{t-k}$$

其中，k 是最大滞后阶数，通常可以取大一些，检验的原假设是，序列 LGDP(LRD) 不是 LRD(LGDP) 的格兰杰成因，即：

$$: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0。$$

格兰杰因果检验首先估计当前的序列 LRD(LGDP) 值被其自身滞后期取值所能解释的程度，然后验证引入序列 LGP(LRD) 的滞后值是否提高了 LRD(LGDP) 的被解释程度。如果是，则序列 LGDP(LRD) 是序列 LRD(LGDP) 的格兰杰成因，此时序列 LGDP(LRD) 的滞后期系数具有统计显著性；反之，则序列 LGDP(LRD) 不是序列 LRD(LGDP) 的格兰杰成因，此时序列 LGDP(LRD) 的滞后期系数不具统计显著性。

2. 脉冲响应函数

通过格兰杰因果关系检验判断序列之间的因果关系后，本文还将运用脉冲响应函数对其影响关系进行动态分析。脉冲响应函数用来衡量随机扰动项的一个标准差冲击对系统中各变量当前与未来取值的影响轨迹，它能够比较直观地刻画出变量之间的动态交互作用及效应。为进行脉冲响应函数分析，建立 VAR(3) 动态计量模型：

$$LRD_t = \alpha_{11} LRD_{t-1} + \dots + \alpha_{12} LRD_{t-2} + \alpha_{13} LGDP_{t-1} + \dots + \alpha_{14} LGDP_{t-2} + \epsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$LGDP_t = \alpha_{21} LRD_{t-1} + \dots + \alpha_{22} LRD_{t-2} + \alpha_{23} LGDP_{t-1} + \dots + \alpha_{24} LGDP_{t-2} + \epsilon_{2,t} \quad (2)$$

在式 (1) 和式 (2) 构成的 VAR(3) 动态模型中，如果存在一个外部扰动，由式 (1) 就会影响 LRD，接着就会通过式 (2) 对 LGDP 产生影响，在式 (1) 和式 (2) 内部的传导机制将持续对 LGDP 产生影响，LGDP 在每期受影响发生的变化可用一个轨迹描绘出来。

3. 方差分解

为了定量分析 R&D 投入与经济增长的相互影响程度，本文引入方差分解分析方法。方差分解分析也在 VAR 模型中进行，就

是通过将一个变量冲击的均方误差进行分解，并计算系统中各个变量冲击的相对重要性，即变量冲击的贡献占总贡献的比重，定量把握变量间的影响关系。本文拟通过将每期 LGDP 均方误差进行分解，并计算 LGDP 和 LRD 的随机冲击在总贡献中的比重，以定量分析 R&D 投入对经济增长的影响。

（二）数据来源

鉴于数据的权威性与可获得性，本文选取的 1985—2007 年上海地区生产总值（GDP）和 R&D 投入进行实证分析，所有数据出自《上海统计年鉴》与上海统计局网站。为了消除通货膨胀的影响，这里用上海居民消费价格指数（以 1978 年=100）进行调整。为了消除时间序列数据异方差性，再对其取自然对数，分别用 LRD 和 LGDP 来表示取自然对数后的上海 R&D 投入和地区生产总值。计算过程通过计量经济学软件 EVIEWS5.1 完成。

二、上海市 R&D 投入与经济增长关系分析

本文将运用上述研究方法，以 1985—2007 年上海 R&D 投入和地区生产总值数据为样本，对上海市 R&D 投入与经济增长之间的因果与动态以及定量关系进行深入剖析。

（一）上海 R&D 投入与经济增长的因果关系判断

为判断上海 R&D 投入与经济增长的因果关系，首先，对序列 LRD 和 LGDP 进行平稳性检验，对 LRD 与 LGDP 以及它们的一阶差分分别做 ADF 单位根检验，并采用 AIC 准则进行判定，经过多次试验后结果如表 1 所示。

表1 ADF单位根检验结果

变量	ADF检验值	临界值(10%)
LGDP	-2.256939	-3.254671
D(LGDP)	-3.381064	-3.261452
LRD	3.971465	-2.650413
D(LRD)	-6.097995	-3.268973

从表 1 中可以看出，变量 LGDP 和 LRD 在 10% 的置信水平下都是非平稳的时间序列，但是它们的一阶差分都是平稳的，即所有的变量都是 I(1) 序列。接着，对序列 LRD 和 LGDP 进行 Engle-Granger 两步检验法协整检验。

第一步，协整回归。用普通最小二乘法（OLS）估计，并计算残差。估计方程为：

$$LGDP_t = 0.70856LRD_t + 8.84875$$

$$e_t = LGDP_t - \hat{LGDP}_t = LGDP_t - 0.70856LRD_t - 8.84875$$

$$(39.39048) \quad (109.3667)$$

括号中为 t 统计量，调整后

$$R^2 = 0.986646, \quad DW = 0.432488$$

残差计算公式为：

$$e_t = LGDP_t - \hat{LGDP}_t = LGDP_t - 0.70856LRD_t - 8.84875$$

第二步，检验 et 的稳定性。根据 AIC 准则，经过多次检验发现，当滞后期数为 0，不含常数项和截距项时，对残差项 et 的单位根检验的结果最合适。其 ADF 的检验值为 -2.479462 ，小于显著水平为 5% 的临界值 -1.957204 。因此，残差序列 et 是平稳序列，即存在 LRD 和 LGDP 的平稳性组合。

最后，对 LRD 和 LGDP 进行格兰杰因果关系检验。检验结果（见表 2）显示，在 10% 的显著水平下，当滞后期为 1、2 时，LRD 与 LGDP 之间不存在因果关系；当滞后期为 3 时，LRD 是 LGDP 的 Granger 原因。由此，格兰杰因果关系检验表明，R&D 投入与上海市生产总值（GDP）之间存在单向的因果关系，即 R&D 投入的变化能引起上海经济增长的变化，但经济增长的变化不能对显著的影响 R&D 投入。

表2 格兰杰因果关系检验结果

滞后期	1	2	3
LRD不是LGDP的Granger原因	2.61159 (0.12257)	1.00654 (0.38749)	10.1393 (0.00103)
LGDP不是LRD的Granger原因	1.21130 (0.28482)	0.81923 (0.45843)	0.46264 (0.71319)

(二) 上海 R&D 投入与经济增长的动态分析

通过格兰杰因果检验得知，上海 R&D 投入是其生产总值的 Granger 成因。为了进一步揭示上海 R&D 与其经济增长的动态变化情况，本文利用 Eviews5.1 分析了上海经济增长对 R&D 投入一单位标准差冲击的脉冲响应，具体结果如图 1 所示。

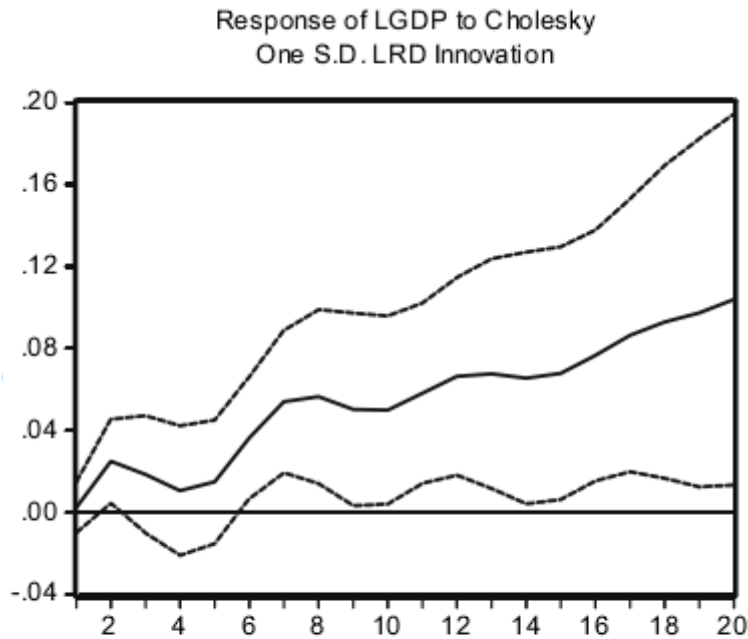


图1 LRD一单位标准差冲击引起LGDP的响应

注：图中横轴表示冲击作用的滞后期数（单位：年份），纵轴表示LGDP冲击响应，实线代表LGDP对LRD的冲击响应，虚线表示正负两倍标准差偏离带。预测期为20年。

由图 1 可知：LRD 受到一个正冲击发生变化之后，从第 1 期开始就会对 LGDP 产生一个正向冲击，但在 2~4 期冲击反应有所下降，而从第 4 期起保持上涨的趋势，在此期间虽然会有波动，可冲击的力度是不断增大。这说明 R&D 投入受到外部影响发生变化之后，会持续对经济增长产生同向影响，同时这种影响会随着时间的推移而增大。但正负两倍标准差偏离带比较宽，这表明随着时间的推移，LRD 受到冲击所引起 LGDP 的响应误差也不断增大。

（三）上海市 R&D 投入与经济增长关系的定量分析

为定量分析上海 R&D 投入与经济增长之间的关，本文在所建立 VAR(3) 模型中对 LGDP 和 LRD 的均方误差(S. E.)进行了方差分解。表 3 是 1~20 期 LGDP 均方误差被分解成 LRD 与 LGDP 所贡献的比重变化情况。从中可看出，上海市 R&D 投入的冲击对经济增长变化的贡献比重，第 1 期为 0.846008%，第 2 期上升到 26.03845%，在第 3、4 期又开始下降，分别为 22.52311%、19.84285%，第 4 期以后以一定的速度上升，到第 20 期已达到 89%以上。由此可见，上海市 R&D 投入变化将对经济增长产生较大影响，并且随着时间的推移这种影响将不断增大，这进一步从定量角度验证了脉冲响应函数分析的结论。但从 LGDP 标准误差的变化可看出，随着时间的推移，模型估计的可信度下降，这与脉冲响应函数的分析也是一致的。

表 3 1~20期LGDP的方差分解（%）

Period	S.E.	LRD	LGDP
1	0.049756	0.846008	99.15399
2	0.088567	26.03845	73.96155
3	0.103809	22.52311	77.47689
4	0.107559	19.84285	80.15715
5	0.111474	21.04324	78.95676
6	0.125576	34.1752	65.8248
7	0.14768	51.90931	48.09069
8	0.164078	62.80157	37.19843
9	0.174168	68.42055	31.57945
10	0.184793	72.49634	27.50366
11	0.201703	76.53116	23.46884
12	0.223335	80.07916	19.92084
13	0.243357	82.39592	17.60408
14	0.260514	83.7303	16.2697
15	0.2785	84.744	15.256
16	0.300776	85.824	14.176
17	0.326783	86.92519	13.07481
18	0.353377	87.86449	12.13551
19	0.379579	88.63378	11.36622
20	0.407372	89.34785	10.65215

三、结论与启示

本文在统计资料的支持下，在稳定性检验与协整检验的基础上，通过格兰杰因果关系检验与脉冲响应以及方差分解方法，对上海市 R&D 投入与经济增长之间的因果与动态以及定量关系进行了深入研究，得到以下重要结论与启示：

第一，格兰杰因果关系检验显示，当滞后期为 3 时，上海市 R&D 投入是国内生产总值的格兰杰成因。这表明上海市 R&D 投入与经济增长之间存在从 R&D 投入到经济增长的单向因果关系，R&D 投入的变化直接影响国内生产总值的变化，但国内生产总值的变化并不能导致 R&D 投入的变化，上海市经济增长对 R&D 投入存在依赖关系。

第二，基于 VAR 动态计量模型的脉冲响应函数分析结果表明，上海市 R&D 投入变化将会对经济增长产生持续的同向影响，并且这种影响将随着时间的推移而增大，即 R&D 投入的波动将对经济增长产生持续的影响。因此，为了确保上海市经济的稳健增长，需要对 R&D 投入强度进行科学合理规划。

第三，方差分解结果显示，上海市 R&D 投入冲击对经济增长变化的贡献率较大，而且随着时间的推移，其贡献率呈现不断增大趋势。由此可见，上海市经济增长对 R&D 投入的依赖程度较高，那么如何采取有效措施增加全社会 R&D 投入强度，实现科技创新与经济增长的良性互动，是上海市实现经济跨越式发展所面临的重大问题。

参考文献：

- [1]Paul M R. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5).
- [2]Paul M R. Endogenous technology change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5).
- [3]Griliches Z. Productivity, R&D, and the data constraint[J]. American Economic Review, 1994, 84(1).
- [4]Coe T D, Elhanan H. International R&D spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39.
- [5]Nori-hisa Sakurai, George Papaconstantinou, Evangelos Ioannidis. Impact of R&D and Technology Diffusion on Productivity Growth: Empirical Evidence for 10 OECD Countries[J]. Economic Systems Research, 1997, 9(1).
- [6]范柏乃, 江蕾, 罗佳明. 中国经济增长与科技投入关系的实证研究[J]. 科研管理, 2004(5).
- [7]罗佳明, 王卫红. 中国科技投入对经济增长的贡献率研究: 1953-2001[J]. 自然辩证法研究, 2004(2).
- [8]王海鹏, 田澎, 靳萍. 中国科技投入与经济增长的 Granger 因果关系分析[J]. 系统工程, 2005(7).
- [9]高猛. 资本投入和 R&D 投入与内蒙古经济增长的协整分析[J]. 北方经济, 2007(4).
- [10]易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京: 中国统计出版社, 2005.