创新与经济增长：基于区域面板数据的 bootsrtap 格兰杰因果关系检验

廖文龙　翁　鸣　陈晓毅　王德劲

摘　要：以专利授权量作为创新产出指标，应用面板数据的 bootstrap 格兰杰因果关系的 Wald 检验方法，在似不相关回归系统下，检验了我国长三角地区专利与区域经济增长之间的格兰杰因果关系。研究结果表明，浙江和上海两省市发明专利与经济增长之间存在双向格兰杰因果关系，江苏省具有发明专利授权量对经济增长的单向因果关系，而安徽省两者之间不存在因果关系。另外，实用新型和外观设计专利与经济增长在所有省市都不存在任何方向的因果关系。

关键词：专利；经济增长；格兰杰因果关系；Wald 检验；bootstrap

DOI：10.3773/j.issn.1006-4885.2020.10.083

中图分类号：F064.1/F062.4　**文献标识码：**A　**文章编码：**1002-9753（2020）10-0083-22

1　引　言

进入 21 世纪第二个十年之后，我国经济结束了自改革开放以来持续了 30 多年的高速增长，遇到了较大的经济下行压力。与此同时，我国经济当中产业结构欠优、能源消耗过高、环境影响过大等不足之处进一步显现。现在和未来一段时间，我国经济都面临着相当巨大的“保增长、调结构”双重压力。在这一形势下，党中央提出实施创新驱动发展战略，以保持经济中高速增长，并推动产业结构向中高端提质升级。在党的十九大报告中，习近平总书记更进一步指出，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，必须加快推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革。

基金项目：广西科技计划项目（项目编号：桂科 AC17129078）。

作者简介：廖文龙（1963-），广西贺州人，广西财经学院教授，南京理工大学知识产权研究院博士研究生，主要研究方向：创新与知识产权等。

翁　鸣（1976-），广西南宁人，管理学博士，广西财经学院研究员，主要研究方向：创新管理和知识产权等。

陈晓毅（1976-），广西南宁人，经济学博士，广西财经学院教授，主要研究方向：创新管理和科技统计等。

王德劲（1970-），湖北通山人，经济学博士，广西财经学院教授，主要研究方向：宏观经济统计、科技统计等，本文通讯作者。

与此同时，习总书记还在报告中强调了“创新、协调、绿色、共享、开放”的新发展理念。创新发展被摆在了前所未有的重要地位。

创新几乎是长期经济增长的唯一驱动因素，知识发现和技术创造是创新的基本形式，创新是知识和技术的积累过程。熊彼特首先意识到创新对于经济增长的重要性，他强调了创新促进经济增长理论的微观基础，认为企业的持续创新将使其更有可能在竞争中胜出，技术和知识的新融合增加了企业的新机遇并巩固提升其市场地位，使企业能够在经济波动中安全度过 (Schumpeter,1942[1])。新古典经济增长理论和内生增长理论也将知识、技术和经济增长联系起来。在新古典经济增长模型中，技术和知识作为外生变量，知识积累没有在模型中被明确的定义，模型中也没有纳入人力资本。因此，知识和技术对经济增长没有发生直接的作用，它被认为是独立于资本和劳动投入的，但是它可以通过劳动力素质的提高间接影响产出 (Solow,1965[2])。内生增长理论认为知识或技术也是一种生产要素投入，能够提高边际生产力。知识和技术的积累过程直接与人力资本积累相关联，或者间接通过研究与发展（R&D）产生联系 (Lucas,1988[3];Romer,1986[4])。物质资本或人力资本积累所产生的正外部性促进经济增长，但经历一定时期后会产生收敛，只有技术进步是长期经济增长的内生渊源。知识和技术的增长则源于单独的研发部门。

知识和技术的定义界定、合理度量，以及其对经济增长的影响作用分析是熊彼特提出的创新研究的三个基本问题。长期以来，大量学者从不同角度对这些问题进行了广泛的探讨，随着对知识和技术的测度指标的不断提出和完善，对知识和技术对经济增长影响的定量研究也不断取得新的进展。很多情况下，创新并不是容易观察到的活动。然而在专利制度下，人们可以获得因创新而带来的垄断性市场地位和利润，因此有较强的动机公布自己发明创造的成果并申请专利。由于专利数据一方面蕴含了大量的创新成果信息，另一方面可得性良好，所以在各种文献当中，专利作为知识发现和技术创造的载体，往往被当作创新产出的度量指标，用于研究创新对经济增长的影响作用 (Mumtaz,2017[5])。

我国也有少量相关研究探讨了专利对经济增长的影响问题，但在专利指标测度、应用范围和实证方法等方面还不够深入，特别是缺乏地区层面的实证证据，不利于深入理解其深层次的机制，也不利于有的放矢制定相应政策。本文以专利作为创新产出测度指标，关注创新与经济增长的相互影响作用，采用基于面板数据和 bootstrap 自助样本的格兰杰因果关系检验方法，以我国科技创新和经济发展势头良好、科技要素聚集的典型地区——“长三角”地区（浙、苏、沪、徽等四三省一市，1985-2016 期间数据样本）为例，实证分析专利指标和经济增长的相互影响关系。对

比已有研究，本文有两个方面的贡献：其一是应用区域样本数据证实了各省不同的创新与经济增长相互影响的因果关系特征。采用局部地区样本进行面板数据模型的实证分析，因而满足各地区处于相对一致的经济环境系统的假定。虽然从国家层面来看，我国各省市都处于国家宏观经济政策环境下，但由于各地区的创新要素资源的流动和聚集、地区创新政策制定及其执行能力等存在明显差异，导致各地区事实上的不同宏观经济环境条件①；其二是研究方法上，采用基于面板数据和 bootstrap 自助样本的格兰杰因果关系检验方法，该检验方法基于似不相关回归系统（SUR）和 Wald 检验得到地区特有的参数检验临界值，可以克服地区面板数据的同期相关性带来的估计参数方差扩大问题，不需要对模型系统做任何先定假设，也不要求变量满足平稳性和具有协整关系等前提条件，具备独特的优势 (Kónya,2006[6])。本文后续部分安排如下：首先对国内外相关研究进行梳理，然后给出指标与实证方法，再应用数据估计出实证结果并进行分析。

2 国内外相关研究评述

新知识是通过科学研究产生的，创新的过程始于基础研究或科学发现 (Inglesi-Lotz 和 Pouris,2013[7])。因而对创新的研究也转向对科学研究活动的研究，研究产出通常作为创新的度量指标，用于评价和测度创新对经济增长的影响作用。科学研究活动在测定知识发展中十分重要，能代表知识要素的重要作用，一个国家的教育质量通常通过研究出版物来度量，因为这些研究活动产物可以用于衡量一个国家的研究人员的认知水平（Fedderke 和 Schirmer，2006[8]）。发达国家拥有更多的资本积累，更大规模的工业生产，因而更有机会资助大学或研究机构从事研究活动。但随着互联网的普及和科学技术的快速发展，发展中国家也一直在参与国际合作、大学和产业研究合作，这也导致了发展中国家科学研究成果的数量和质量增长（Auranen 和 Nieminen，2010[9]）。

大量研究关注的是研究活动成果与创新和经济增长之间的关系。Griliches（1979）[10]提出知识生产函数，认为知识成果的出版，将有利于创新投入（即研究活动）向创新产出（专利）的转变，在出版成果方面更有成效的教职员工很可能会将创造性的属性传递给大学生，一个国家的研究出版物数量表明了国内劳动力的潜力以及其经济对国内外高技术公司投资的吸引力，研究成果可以通过发现新知识和使用新的方法和产品纳入一个国家的经济增长，因此，一定程度的科学研究活动

① 这也是本文选择长三角地区作为研究样本的主要原因，当然珠三角或其他典型区域作为研究样本可能也是合理的选择，但其内部环境一致性相对较弱（如珠三角地区中，港澳的体制差异、广东与其他省份地区的经济差异等），或包含的省份太少等 (如成渝地区)，或创新资源要素缺乏（如东北地区等）。

对促进经济增长至关重要，科学研究通过使用资金创造知识，通过产生解决办法，创新将知识转化为价值和财富 (Kumar,2016[11])。

实证研究方面，早期的研究关注研究活动出版物，例如将发表的期刊论文数作为创新的代表指标[12][13][14]，部分实证研究论文使用回归分析或因果关系检验方法，验证研究出版物对经济增长的影响[7][11][15-20]。然而，研究出版物作为创新或知识积累的度量指标存在明显的缺陷，比如出版物的数量不能完全解释知识的积累，因为论文或期刊的质量有显著差异，有必要对期刊或论文进行加权计量，但相关数据难以获得，而且不同的国家对期刊发表有不同的激励措施，因而有明显的差异，难以进行比较，一些研究成果的应用属于政府或私人机构，没有必要发表或需要保密而没有出版[11]。

部分研究转而使用专利作为创新度量指标。专利是由授权的政府机构签发的文件，授予在规定的数字年内将任何其他人排除在特定新设备、装置或工艺生产或使用之外的权利[21]，专利数据越来越成为测量创新的核心指标之一，不仅在地区或国家的宏观层面，也在公司企业的微观层面得到广泛的应用。专利数据提供了大量关于发明的性质、发明者和申请人的信息，而且数据本身是现成的和离散的，非常适合开发指标[22]。一个经济体的技术或创新能力既可以通过其投入（教育和研发等），也可以通过其产出（出版物和专利等）的指标来衡量。虽然存在一定局限性，但发明专利可能是最常用的，也是 20 世纪中期之前各国技术创新活动的唯一综合指标，虽然这一指标不可能完全解释技术与经济发展之间复杂的相互关系，但它可以提供证据，帮助人们更好地理解这种关系[23]。更多的研究广泛使用专利强度作为衡量创新产出的指标[24]。

专利对经济增长的影响研究始于十九世纪 60 年代，Arrow（1962）[25]提出了一个关于发明、R&D 创新和模仿的基本模型框架，认为从社会的角度来看，由于企业在通过研发获得经济效益方面面临着许多难以解决的问题，因此企业有研发投资不足的倾向。Nordhaus(1969)[26]提出了专利制度存在条件下，企业和社会考虑成本和效益的专利经济理论。没有经验研究的话，很难精确度量研究成果对经济增长的影响，因为研究活动既可能产生正的，也可能产生负的影响。从积极的方面来看，研究活动加上开源创新是推动经济从农业和制造业发展到成为服务业和以知识为基础的经济的重要因素，创新的过程始于基础研究或科学发现 (Bush,1995)[27]。但也有一些研究发现负的影响或者质疑正的影响是否存在。一些反对者认为各种各样研究基金的使用效果难以验证，可能还不如直接投入扶贫基金中去效果可能会更好，或者说研究基金的使用有显著的机会成本，而且，大学研究基金产生的知识可能不能直接用于制造业、消费品或用于改进生产过程[11]。

为数众多的经验研究证实了专利与相关经济指标的相关关系、单向或双向因果关系[28-31]。除了直接使用发明专利指标外，部分学者在其研究中采用多个创新测度指标或专利综合指标，用以评估和比较不同地区的创新对经济增长的影响。Maradana et al（2017）[32]检验了 19 个欧盟成员国 1989-2014 年间人均经济增长与创新之间的相关性。文章应用了六种不同的创新代表指标: 居民专利数、非居民专利数、研究与发展支出、研发活动人数、高技术进口额和科技期刊论文数等，发现创新与经济之间的单向和双向因果关系，其结果因不同国家、不同的创新指标而异。Stefen 和 Coca（2015）[33]在研究欧洲 27 个国家 2008-2014 年间的创新对经济影响评估中使用了几大类不同的指标和专利综合指标。而 Yu（2017）[34]在对中国能源部门的创新经济效益评估中使用了 10 种专利相关的指标。Inglesi-Lotz and Pouris (2013) 指出用于不同国家或地区、机构的比较时，相对指标可能更为合适[7]。部分研究关注两者之间的因果关系，证实了专利指标与经济增长的因果关系，但是在因果关系的方向和总量上并没有达成一致的看法，Lee et al(2011)[15]认为，一个国家的发展阶段是影响这种关系的强度和方向的关键因素。

国内研究创新与经济增长的相关文献也比较多，也有部分研究将专利作为创新指标，研究其对经济增长的影响作用［35-42］。大多研究结果显示，专利与经济增长之间存在正相关关系。如刘华 (2002)、徐竹青 (2004) 、张继红等 (2007) 等认为中国专利、创新与经济发展水平密切相关，专利活动对经济增长有明显的贡献。刘华（2002）甚至得出专利授权数每增加一个单位对应于 0.82 个单位的国内生产总值增长。还有大量基于省级层面的研究也得到了相同的结论，如潘红玉等（2017）、李鹤和方永胜（2018）、王念（2018）等。但部分研究认为专利技术和经济增长之间并没有明显的因果关系。如鞠树成 (2005)、高雯雯等 (2006) 等对专利产出与经济增长的有关数据变量进行协整分析与因果关系检验，发现我国专利产出与经济增长之间也并不存在明显的因果关系，专利产出的增加或减少未必会引起 GDP 的增加或减少，而 GDP 的增加或减少也未必会引起专利产出的增加或减少。

部分学者区分了三种不同的专利产出指标，如张继红等(2007)、潘红玉等(2017)、李鹤和方永胜（2018）、王念（2018）等，认为专利的三种产出指标对经济增长具有不同的影响。如张继红等（2007）认为在驱动我国各个省域经济增长的专利产出构成因素中，发明专利和实用新型专利对区域经济增长的贡献超过了外观设计专利。与国外相关研究结果一样，国内对专利的经济影响研究的实证证据仍然相对缺乏，专利指标和实证方法等方面还有待进一步的深入，特别是地区层面的比较研究。近年来，我国对创新驱动经济高质量发展的高度重视，促使各省出台大量研发激励政

策措施，如研发费用加计扣除、专利奖补政策等，促进了各省专利数量的快速增长，但由于各省的创新资源、创新能力和经济发展水平参差不齐，对研发的重视程度和激励强调也各不相同，到底是经济增长促进了专利数的增加？还是以专利为代表的创新能力增加，真正的促进了经济的快速增长？对于两者之间因果关系的探讨，有利于为相关政策的评价和制定提供一定的参考依据。

3　数据与实证方法

（一）数据

1　专利指标

本文考虑三种不同类型的专利授权数对经济增长的影响，即发明专利授权量、实用新型专利授权数和外观设计专利授权数。应用国家知识产权局专利数据库中历年来授权专利信息（共计 300 多万条），采用文本分析软件，提取专利类型、授权时间、所属地区等专利信息，构建各省的三种类型专利授权量指标。

图 1 为长三角地区各省市发明专利授权量数据时序图。在 2003 年之前，各省市的发明专利数均比较少，之后不断增长，发明专利总量大幅增加，截至 2016 年江苏发明专利授权量突破 4 万件，浙江、上海和安徽分别突破 2.5 万件、2 万件和 1.5 万件。2017 年安徽总量有所下降，其他各省市仍保持增长。

图 2 为各省市发明专利授权量年增长率数据时序图。从增长率水平看，早期由于总量基数比较小，各省市的增长率波动较为剧烈。波动幅度较大的时期还有 1999-2005 年、2013-2017 年，其他年份保持相对平稳的增长，可以看出，各省市的发明专利授权量增长变动趋势几乎一致。

实用新型专利授权数和外观设计专利授权数与发明专利授权数具有相近的时间序列特征，此处略去。

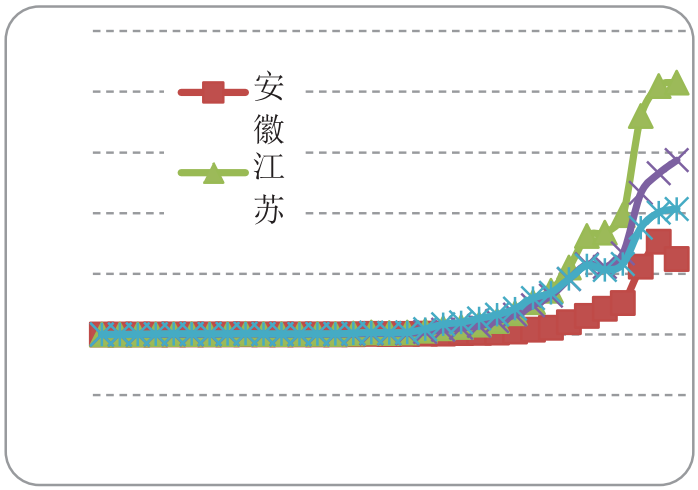

图 1　长三角三省一市发明专利授权数（件）

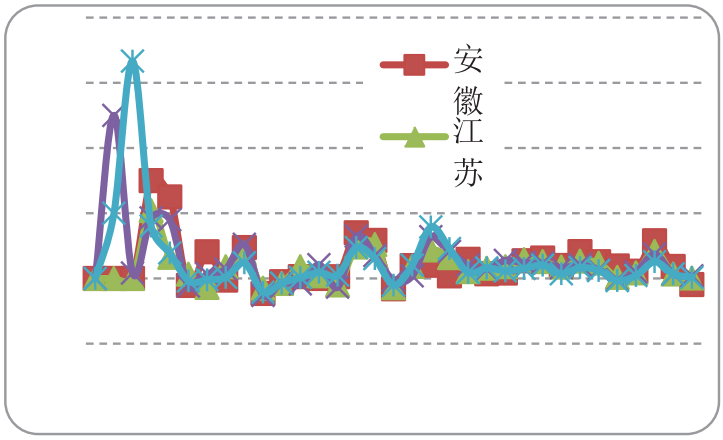

图 2　长三角三省一市发明专利授权数年增长率（%）

2　经济增长指标

本文使用各省市的实际地区生产总值作为经济增长度量指标。各地区实际生产总值采用可比价格计算（本文统一使用 1978 年价格）。计算方法是：用各地区 1978 年名义价格地区生产总值乘以历年各地区生产总值平减指数（定基指数，1978 年为基期），得到历年可比价实际地区生产总值序列①。

图 3 给出了研究所涉及各地区的实际生产总值在 1985-2017 年间的时间序列图。从总量上看，江苏省的生产总量规模最大，2017 年超过 2 万亿元（1978 年价格，下同），浙江和上海历年经济总量都十分接近，安徽省在 2017 年突破了 5000 亿元，总量水平最低。

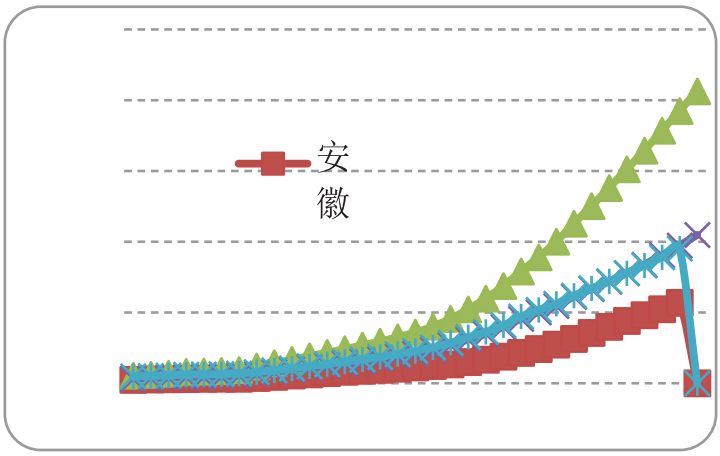

图 3　长三角三省一市

① 各省市生产总值及其指数数据来自各省市历年统计年鉴，安徽和上海缺乏 2017 年的数据。

图 4 给出了各地区实际生产总值的年增长率序列。1991 年之前，各省市的经济增长率波动剧烈，之后大致可以划分为三个阶段：1991-1998 年增长率逐年下降、1999-2006 年增长率逐年增长和 2007 年之后的逐年下降，各省市的经济增长率也具有趋同的走势。

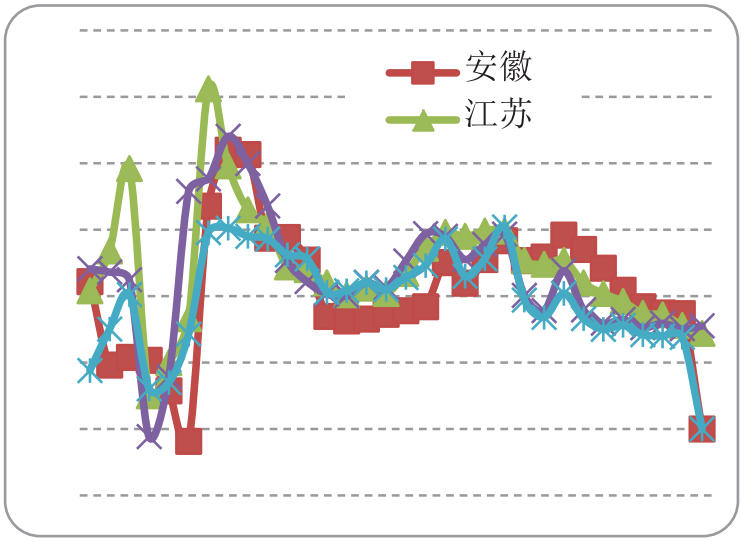

图 4　长三角三省一市实际 GDP 年增长率（%）

（二）实证方法

本文使用地区面板数据的 bootstrap 格兰杰因果关系检验法，检验地区经济增长与专利指标之间的双向因果关系。该方法由 László Kónya（2006）[6] 提出，是基于似不相关回归系统（SUR 系统，而非 VAR 系统）和 Wald 检验的数据分析方法，通过 bootstrap 自助样本得到地区特有的检验临界值。该方法有两个优点：一是该方法无需要求具有其他面板数据模型所要求的地区联合假设，而且允许地区之间具有同期相关性，使得模型能更多的应用面板数据的额外信息；二是除了滞后结构外，不需要对变量和模型关系进行预检验，即不要求变量的平稳性和存在协整关系等其他面板数据模型所要求的设定条件。

专利与经济增长的因果关系存在四个基本命题：一是专利驱动经济增长。新经济增长理论为此提供了基本的理论解释，专利作为创新产出的度量指标，代表了地区创新水平，创新水平的增长也是知识的积累，这将导致技术和人力资本质量的改进和生产效率的提高，从而直接或间接的促进经济的增长；二是经济增长促进专利增加。地区经济增长能给该地区带来更丰富的创新资源，从而促进创新投入的增长，地区政府也更有财力资助专利生产，从而导致专利数的增长；三是两者存在双向的

反馈因果关系，两种因素相互作用，相互促进；四是两者不存在因果关系，两者的同向增长仅仅是时间因素导致的，是伪相关关系。

1 VAR 模型和似不相关回归系统

两变量格兰杰因果关系检验一般基于如下二元有限阶向量自回归（VAR）模型。两个变量均取对数后进入模型，即地区生产总值的对数 lnGDP 和地区专利授权数的对数 lnpatent（为了区分三种不同类型的专利，后文分别使用 lnpatent1 、lnpatent2 和 lnpatent3 表示各地区发明专利、实用新型专利和外观设计专利授权数的对数），VAR 模型如下：

$$\begin{cases} \mathrm{lnGDP_{i,t}} = \alpha_{1,t} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1,i,j} \mathrm{lnGDP}_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{1,i,j} \mathrm{lnpatent}_{i,t-j} + \varepsilon_{1,i,t} \\ \mathrm{lnpatent_{i,t}} = \alpha_{2,t} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{2,i,j} \mathrm{lnGDP}_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{2,i,j} \mathrm{lnpatent}_{i,t-j} + \varepsilon_{2,i,t} \end{cases} \quad (1)$$

模型中，i 代表地区 (i = 1, ..., N)，t 代表年份，lnGDP 为各地区的实际地区生产总值的对数，lnpatent 为专利指标的对数，j 为滞后期，q1 和 q2 分别为生产总值和专利指标的最大滞后期。ε 为与地区相关的特有白噪声过程，同一地区的残差可能存在相关性，但不同地区之间不相关。该 VAR 模型假定系统的两个变量是协整的，所以依赖数据的时间序列特征，这意味着变量之间的水平值、一阶差分或者更高阶的差分值是相互之间是协整的。

对应四个基本命题，系统可能存在四种结果：如果系统中的系数 $\beta_{2,i}$=0，$\gamma_{1,i}$ 不全为零，则存在 lnpatent → lnGDP 的单向 Granger 因果关系；如果系统中的系数 $\gamma_{1,i}$=0，$\beta_{2,i}$ 不全为零，则存在 lnGDP → lnpatent 的单向 Granger 因果关系；如果系统中的系数 $\gamma_{1,i}$ 和 $\beta_{2,i}$ 都不全为零，则存在 lnGDP 和 lnpatent 的双向 Granger 因果关系；如果系统中的系数 $\gamma_{1,i}$ 和 $\beta_{2,i}$ 都为零，则 lnGDP 和 lnpatent 之间不存在 Granger 因果关系。

估计上述 VAR 模型时，对于所有地区，两个方程包含有相同的前定变量，即滞后外生变量和滞后内生变量，系统参数的最小二乘法估计具有一致性和有效性。这意味着这 2N 个方程可以按照任意的顺序逐一进行估计。

不妨将系统分为两组方程，第一组因变量为 lnGDP，第二组因变量为 lnpatent，即：

$$\begin{cases} \mathrm{lnGDP}_{1,t} = \alpha_{1,1} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1,1,j} \mathrm{lnGDP}_{1,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{1,1,j} \mathrm{lnpatent}_{1,t-j} + \varepsilon_{1,1,t} \\ \mathrm{lnGDP}_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1,2,j} \mathrm{lnGDP}_{2,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{1,2,j} \mathrm{lnpatent}_{2,t-j} + \varepsilon_{1,2,t} \\ \cdots \\ \mathrm{lnGDP}_{N,t} = \alpha_{1,N} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1,N,j} \mathrm{lnGDP}_{N,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{1,N,j} \mathrm{lnpatent}_{N,t-j} + \varepsilon_{1,N,t} \end{cases} \tag{2}$$

和

$$\begin{cases} \mathrm{lnpatent}_{1,t} = \alpha_{2,1} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{2,1,j} \mathrm{lnGDP}_{1,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{2,1,j} \mathrm{lnpatent}_{1,t-j} + \varepsilon_{2,1,t} \\ \mathrm{lnpatent}_{2,t} = \alpha_{2,2} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{2,2,j} \mathrm{lnGDP}_{2,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{2,2,j} \mathrm{lnpatent}_{2,t-j} + \varepsilon_{2,2,t} \\ \cdots \\ \mathrm{lnpatent}_{N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{2,N,j} \mathrm{lnGDP}_{N,t-j} + \sum_{j=1}^{q2} \gamma_{2,N,j} \mathrm{lnpatent}_{N,t-j} + \varepsilon_{2,N,t} \end{cases} \tag{3}$$

与 VAR 模型（1）相比，模型（2）和（3）具有两个明显的优点：首先，每个方程在（2）和（3）中，具有不同的前定变量（因为不同地区的指标数据不一样），唯一可能的联系，是系统的各个方程具有同期相关性，忽视截面相关性将导致参数估计严重的偏误和扭曲[43]，因此，这些方程的组合不是VAR而是似不相关回归（SUR）系统；其次，每个方程将使用特定的 bootstrap 临界值，变量 lnGDP 和 lnpatent 无需是平稳和协整的，可以不用事先确定这些变量的时间序列属性。

对于每一个地区来说，上述的四种可能仍然存在，即：如果方程组（2）中某地区方程的系数 $\beta_{2,i}$=0，而方程组（3）中该地区方程的系数 $\gamma_{1,i}$ 不全为零，则该地区存在 lnpatent → lnGDP 的单向 Granger 因果关系；如果方程组（2）中某地区方程的系数 $\gamma_{1,i}$=0，而方程组（3）中该地区方程的系数 $\beta_{2,i}$ 不全为零，则存在 lnGDP → lnpatent 的单向 Granger 因果关系；如果两组方程组中的系数 $\gamma_{1,i}$ 和 $\beta_{2,i}$ 都不全为零，则存在 lnGDP 和 lnpatent 的双向 Granger 因果关系；如果系统中的系数 $\gamma_{1,i}$ 和 $\beta_{2,i}$ 都为零，则 lnGDP 和 lnpatent 之间不存在 Granger 因果关系。

估计系统（2）和（3）的适当方法取决于误差项的性质。如果各地区之间没有

同期相关性，则每个方程都是经典回归方程。可以用最小二乘法逐个估计方程，得到的参数估计量是最佳的线性无偏估计量。相反，如果地区之间存在同期相关性，则最小二乘估计量是无效的，因为该估计没有充分利用这些额外信息。为了获得更有效的估计量，（2）和（3）中的方程需要进行叠加，叠加后的方程可以用可行的广义最小二乘法或最大似然法进行联合估计①，模型参数可以用似不相关回归估计量进行估计 (Zellner,1962)[44]。

2　模型滞后期定阶和模型同期相关性检验

在估计之前，必须确定模型的滞后阶数，因为因果关系检验结果可能在很大程度上取决于模型的滞后结构。一般来说，太少或者太多滞后可能导致问题，滞后太少意味着忽略了一些重要变量从模型或者导致回归系数的偏差，从而导致错误的结论，但太多的滞后期将损失更多的观测值并增加回归系数估计值的标准误差，从而使结果不够精确。为了简便，我们取所有方程两变量的最大滞后期为 4，对每个变量取滞后期为 1~4 逐个进行估计，再比较不同滞后期模型估计结果的最小化信息准则（AIC）和施瓦茨准则（SC）值的大小进行综合判断，来最后确定模型的滞后阶数，两种模型定阶准则分别定义为：

$$\mathrm{AIC_k} = \ln|\mathrm{W}| + \frac{2\mathrm{N}^2\mathrm{q}}{\mathrm{T}} \text{ 和 } \mathrm{SC_k} = \ln|\mathrm{W}| + \frac{\mathrm{N}^2\mathrm{q}}{\mathrm{T}}\ln(T)$$

这里 W 是估计的残差协方差矩阵，N 是方程个数，q 是每个方程的系数个数，T 是样本量，在两个系统中，都应用该准则选择滞后期。

仅仅在系统存在同期相关性的时候，SUR 估计量才比 OLS 估计量更有效，因此，有必要检验误差的方差 - 协方差矩阵，对于给定的系统 k（k=2 或 3），原假设和被择假设分别为：

H0: cov（$\varepsilon_{k,i,t}, \varepsilon_{k,j,t}$）=0　　至少有一对 $i \neq j$ 时；

H0: cov（$\varepsilon_{k,i,t}, \varepsilon_{k,j,t}$）$\neq$ 0

如果 H0 为真，则没有必要用 SUR 统计量进行估计，或者说如果拒绝 H0，则 SUR 统计量有效，Breusch and Pagan (1980)[45] 提出了一种检验方法，即拉格朗日乘数检验统计量，即：

$$\mathrm{LM} = T\sum_{i=2}^{N}\sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$$

这里 r_{ij} 是最小二乘法估计单个方程的残差 $\varepsilon_{k,i,t}$ 和 $\varepsilon_{k,j,t}$ 的相关系数（对既定的 k，

① 方程叠加方法可参见 László Kónya（2006）论文的附录。

且 $i \neq j$）。在原假设 H0 成立条件下，该统计量服从自由度为 N(N-1)/2 的卡方分布。

3 格兰杰因果关系检验

我们同时考虑所有地区，以考虑到地区之间的同期相关性，应用地区特有的 Wald 统计量来检验 lnGDP 和 lnpatent 之间的格兰杰因果关系，该 Wald 统计量通过地区特有的 Bootstrap 程序获得地区特有的临界值。Bootstrap 程序是一种再抽样（或称为自举抽样、自助抽样）的方法，重点在于如何产生自助样本和使用自助样本。本研究关注的是检验在方程组（2）中从 lnpatent 到 lnGDP 的格兰杰因果关系，以及在方程组（3）中，从 lnGDP 到 lnpatent 的格兰杰因果关系。自助抽样估计程序的步骤如下：

第一步，在原假设“不存在 lnpatent → lnGDP 的单向因果关系”成立的条件下估计方程组（2），此时即假定系数 $\gamma_{1,i,j}$（对所有的 i 和 j），得到残差：

$$\mathrm{e}_{\mathrm{H0,i,t}} = \mathrm{lnGDP}_{\mathrm{i,t}} - \hat{\alpha}_{1,,i} - \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1,i,j} \mathrm{lnGDP}_{i,t-j}, \qquad 其中 i = 1,...,N, t = 1,...,T.$$

应用这些残差构建成一个 N×T 阶的残差矩阵［$e_{H0,i,t}$］。

第二步，对残差矩阵再抽样，为了保持误差项截面同期相关性，抽样时不是一个一个地区的残差分别再抽样，而是对所有地区的残差进行随机抽样，即对矩阵［$e_{H0,i,t}$］随机抽取一列，将自助抽样获得的残差序列构成矩阵，记为［$e^*_{H0,i,t}$］，这里 t=1,2,⋯,T*，此处 T* 可以比 T 大；

第三步，计算得到不存在 lnpatent 到 lnGDP 的格兰杰因果关系的因变量 lnGDP 的自助样本 $\mathrm{lnGDP}^*_{\mathrm{i,t}}$，其计算公式如下：

$$\mathrm{lnGDP}^*_{\mathrm{i,t}} = \hat{\alpha}_{1,,i} + \sum_{j=1}^{q1} \hat{\beta}_{1,i,j} \mathrm{lnGDP}^*{}_{i,t-j}, + \mathrm{e}^*_{H0,i,t} \qquad 其中 t = 1,...,T^*.$$

第四步，用 $\mathrm{lnGDP}^*_{\mathrm{i,t}}$ 代替 $\mathrm{lnGDP}_{\mathrm{i,t}}$，再估计方程组（2），此时无参数约束，对每个地区计算在无格兰杰因果关系原假设成立条件下的 Wald 检验统计量的值；

第五步，重复第 2~4 步骤很多次（本文自助抽样 10000 次），用获得的 Wald 统计量值构建其经验分布，选择该经验分布的 0.01,0.05 和 0.1 的百分位数作为相应的临界值。再将实际数据估计的无约束估计值与临界值进行比较，做出拒绝或不能拒绝原假设的结论。

本文选择长三角地区四省市 1985-2016 年作为估计样本期，因此，T=32，N=4，虽然在随机抽样时 T* 可以大于 T，但在估计无约束方程组时仅需要 T 个观测值，因此我们第三步稍作修改，随机抽取残差矩阵的每行元素，作为自助样本残差的相应行元素，这样既保持了自助样本在不同地区之间的同期相关性，也刚好取得 T 个

自助样本值[①]。

4 实证结果与分析

（一）滞后期的确定和 VAR 系统同期截面相关性检验

在不存在专利指标对经济增长的格兰杰因果关系的原假设成立的条件下，估计方程组（2），得到各地区的不同滞后期的 AIC 和 BC 值，发现滞后 2 阶的模型最为合适，而且三种类型专利指标具有相同的滞后期。应用估计的残差分别计算得到三种不同类型专利授权数的 LM 值分别为 167.9、245.4 和 102.5，而此处 N=4，自由度为 6 的 1%、5% 和 10% 的临界值 χ2（6）分别为 16.81、11.07 和 9.24，可见，三种不同类型专利指标下，模型均在 1% 的显著性水平下拒绝不存在同期相关性的原假设，因此，应用 SUR 系统而非 VAR 系统进行估计合理的。由于本文关注变量间的格兰杰因果关系，此处略去详细的计算结果。

（二）Bootstrap 格兰杰因果关系检验结果

本文使用了三种不同类型的专利指标，建立了二元（地区生产总值和专利授权数）模型，检验两者之间的格兰杰因果关系，估计结果见表 1-3 所示。

表 1 给出了原假设“发明专利授权量（Patent1）不是导致地区生产总值增长的原因”下的格兰杰因果关系检验结果。结果表明，除了安徽省外，其他三个地区都在 1% 的显著性水平下拒绝原假设（滞后 2 阶的时候），认为其发明专利授权量是地区生产总值增长的格兰杰原因。

表 2 给出了在原假设“地区生产总值不是导致发明授权量增长的原因”下的格兰杰因果关系检验结果。结果表明，上海、浙江分别在 10% 和 5% 的显著性水平下拒绝原假设（滞后 2 阶的时候），而安徽和江苏则不能拒绝原假设。因此，认为上海和浙江的地区生产总值增长确实导致了其发明专利授权量的增长，而安徽和江苏两个地区的生产总值增长则不是导致其发明专利授权量增长的原因。

综合表 1 和表 2 的结果，我们得出结论：上海和浙江的地区生产总值和发明专利授权量之间存在双向的格兰杰因果关系，而江苏仅存在地区生产总值到发明专利授权量的单向格兰杰因果关系，而安徽省两者不存在任何因果关系。

这一研究结果与陶长琪和彭永樟（2018）的研究结论相符[②]，究其原因，我们认为可能有以下几个方面：一是创新效率上存在差异。根据汪晓梦（2013）的研究，

① 本文所有估计程序均在统计软件 matlab2018b 上完成。

② 见陶长琪和彭永樟 . 从要素驱动到创新驱动 : 制度质量视角下的经济增长动力转换与路径选择［J］. 数量经济技术经济研究 ,2018,35(07):3-21. 第 9 页，表 1。

上海、浙江的创新效率——创新投入和创新产出的关联度，明显高于江苏与安徽[①]；二是制度因素导致的创新驱动效应差异。陶长琪和彭永樟（2018）将制度质量纳入经济增长模型中，测算了我国各地区的创新驱动效应，他们将制度质量定义为地区制度（尤其是与创新活动相关的制度）的完善程度，包含政府偏好、制度规范、实施环境、法规执行等许多方面的综合指标。其研究结果表明，2001-2015 年间，在考虑制度质量因素下，上海和浙江两省创新驱动经济增长的效应明显高于江苏，也远远高于安徽；三是创新驱动经济增长存在一定的门槛效应。据测算，我国各省份经济发展中的创新驱动效应在时间维度上呈现持续增长的态势，但增长速度表现为形态各异、增减交替的阶段性特征（陶长琪和彭永樟，2018，下同），我国各省创新驱动效应和制度质量驱动效应的门槛值分别为 0.2993 和 0.2528，以这一标准判断，上海在 2005 年跨过制度质量门槛，而在 2007 年跨过创新驱动效应门槛，浙江分别在 2003 年和 2007 年跨过两者门槛，而江苏和安徽跨过两者门槛时间相对滞后，江苏在 2013 年跨过两者门槛，安徽跨过两者门槛时间分别 2013 年和 2015 年。各省不同的跨越门槛时间较好的解释了创新与经济增长相互影响的不同因果关系表现。

表 1　发明专利授权量对地区生产总值的格兰杰因果关系检验

地区	滞后阶数	系数	Wald 统计量	Wald 统计量在不同显著性水平的临界值		
				1%	5%	10%
安徽	1	–3.3638	–2.9284	0.6895	0.1877	–0.0450
	2	4.146	3.5597	5.7286	4.8689	4.2872
江苏	1	–0.77382	–0.5361	3.9391	3.1784	2.8453
	2	1.8304	1.2805***	0.9485	0.4919	0.1756
上海	1	–3.5929	–2.1887	4.0889	3.4868	3.1505
	2	4.8091	2.9241***	1.8642	1.3203	0.9903
浙江	1	–0.51955	–0.36664	3.7311	3.3075	3.0819
	2	1.182	0.82927***	0.1038	–0.4535	–0.8687

注：***（** 和 *）表示 1%（5% 和 10%）显著性水平下拒绝原假设。

① 汪晓梦（2013）采用灰色关联法研究了长三角地区各省 2011 年之前的创新效率，考虑到我们所研究的是长期经济增长，早期的效率差异可能导致滞后经济增长效应的差异，我们没有对各省最近时期的创新效率进行比较。见汪晓梦 . 安徽与长三角地区科技创新差异性实证分析与对策［J］. 淮南师范学院学报 ,2013,15(06):32-35. 第 34 页，表 4- 表 7。

表 2　地区生产总值对发明专利授权量增长的格兰杰因果关系检验

地区	滞后阶数	系数	Wald 统计量	Wald 统计量在不同显著性水平的临界值		
				1%	5%	10%
安徽	1	−0.0108	−0.4834	1.3797	0.8603	0.5992
	2	0.0361	1.6143	6.5755	5.9751	5.5922
江苏	1	0.0065	0.3445	2.0889	1.6493	1.3485
	2	−0.0095	−0.5505	2.2555	1.8866	1.6943
上海	1	−0.0039	−0.3135	2.8507	2.1270	1.7855
	2	0.0022	0.2039*	0.9926	0.4751	0.1690
浙江	1	−0.0195	−1.0205	0.9806	0.7511	0.5819
	2	0.0241	1.3340**	1.6005	1.0551	0.7756

注：***（** 和 *）表示 1%（5% 和 10%）显著性水平下拒绝原假设。

表 3 和表 4 分别给出了各地区的地区生产总值和实用新型专利授权量之间的格兰杰因果关系检验结果。结果表明，在 10% 的显著性水平下均不能拒绝两者之间不存在格兰杰因果关系的原假设。因此，我们得出结论：长三角地区各省市的地区生产总值和实用新型专利授权量之间均不存在任何方向的格兰杰因果关系。

在地区生产总值和外观设计专利授权量之间也存在同样的结果（表 5 和表 6），即两者不存在任何方向的格兰杰因果关系。

表 3　用新型专利授权量对地区生产总值的格兰杰因果关系检验

地区	滞后阶数	系数	Wald 统计量	Wald 统计量在不同显著性水平的临界值		
				1%	5%	10%
安徽	1	−1.6171	−1.6096	1.6799	0.8454	0.3057
	2	1.9356	1.9241	6.4885	5.9519	5.5908
江苏	1	−1.1554	−1.4571	2.2806	1.8285	1.5774
	2	1.3742	1.7475	3.1861	2.5926	2.2405
上海	1	−1.3768	−1.6439	2.4035	2.0352	1.8318
	2	1.7937	2.0733	3.8925	3.0596	2.5441
浙江	1	−0.1523	−0.2080	2.4766	2.2369	2.1109
	2	0.3937	0.5278	1.7004	1.0839	0.6163

注：在 10% 的显著性水平下均不能拒绝原假设。

表 4　地区生产总值对实用新型专利授权量增长的格兰杰因果关系检验

地区	滞后阶数	系数	Wald 统计量	Wald 统计量在不同显著性水平的临界值		
				1%	5%	10%
安徽	1	0.0238	1.0939	4.6764	4.0237	3.5375
	2	−0.0096	−0.6794	2.1408	1.7000	1.4621
江苏	1	0.0043	0.1716	3.5030	2.8514	2.4270
	2	−0.0037	−0.2652	2.3170	1.6346	1.3189
上海	1	−0.0078	−0.3576	2.9336	2.3433	1.9552
	2	0.0013	0.1784	1.5080	1.0071	0.7784
浙江	1	0.0115	0.4802	2.1808	1.7342	1.4795
	2	−0.0008	−0.0680	1.4393	1.1171	0.9481

注：在 10% 的显著性水平下均不能拒绝原假设。

表 5　外观设计专利授权量对地区生产总值的格兰杰因果关系检验

地区	滞后阶数	系数	Wald 统计量	Wald 统计量在不同显著性水平的临界值		
				1%	5%	10%
安徽	1	−0.8318	−0.5134	3.1513	2.5887	2.1770
	2	1.2403	0.8002	4.2993	3.7567	3.4720
江苏	1	0.0365	0.0314	3.3750	2.8661	2.5443
	2	0.5859	0.5128	5.4057	4.6233	4.0739
上海	1	−1.2455	−0.4997	1.9963	1.6698	1.5114
	2	1.6625	0.7075	2.1523	1.6100	1.2350
浙江	1	1.4643	1.7362	2.5427	2.1617	1.9516
	2	−0.3250	−0.3987	2.4591	2.0556	1.7646

注：在 10% 的显著性水平下均不能拒绝原假设。

表 6　地区生产总值对外观设计专利授权量增长的格兰杰因果关系检验

地区	滞后阶数	系数	Wald 统计量	Wald 统计量在不同显著性水平的临界值		
				1%	5%	10%
安徽	1	−0.0052	−0.2499	4.1035	3.7042	3.4961
	2	0.0305	1.5541	1.2563	0.7006	0.3373
江苏	1	0.0100	0.3661	2.671	2.2257	1.9907
	2	0.0043	0.2467	3.4024	2.5424	2.1154
上海	1	0.0106	0.8145	4.1658	3.5083	3.1975
	2	0.0089	0.8950	3.0985	2.2625	1.8691
浙江	1	0.0083	0.4393	3.4197	3.2144	3.0987
	2	0.0088	0.5422	−0.5692	−1.0363	−1.3683

注：在 10% 的显著性水平下均不能拒绝原假设。

5 结论与政策建议

（一）主要结论

总结以上分析，可以得出如下结论。

一是发明专利与经济增长相互影响的因果关系是不确定的，在不同的地区具有不同的特征。本文基于似不相关回归系统的面板数据格兰杰因果关系检验结果表明，浙江和上海的发明专利与经济增长在部分省市存在双向的格兰杰因果关系，说明在这两个地区，发明专利与经济增长之间形成了较为良好的互动机制，发明专利作为创新成果，切实促进了经济增长，而经济增长所获得的物质财富反过来又孕育出了更多的发明专利；江苏仅存在发明专利对经济增长的单向格兰杰因果关系，说明发明专利促进了经济增长，但经济增长对发明创造的反哺作用不足；安徽发明专利与经济增长之间不存在任何方向的格兰杰因果关系，两者之间脱节现象较为严重。

二是不同类型的专利指标与经济增长的相互影响关系是不同的。检验结果表明，发明专利与经济增长之间在部分省市存在单向或双向的格兰杰因果关系，但实用新型和外观设计专利与经济增长之间在所有地区都不存在任何方向的格兰杰因果关系。这一结果意味着同样作为创新产出的指标，实用新型专利和外观设计专利的经济效益相对较低，或者其实现经济价值的可能性更低。然而现实情况却是，这两类专利的规模很大，说明有相当多的创新资源被投入到效益不高的领域当中，造成了较大的浪费。

三是发明专利与经济增长之间的相互影响关系是非对称的。本文检验结果表明，发明专利对经济增长的影响程度高于经济增长对发明专利的影响程度，发明专利对经济增长影响的因果关系在江苏、上海和浙江都以很高的显著程度（很小的显著性水平，1%）拒绝不存在格兰杰因果关系的原假设，而在经济增长对发明专利影响的因果关系显著程度相对不高（显著性水平分别为 5% 和 10%）。这一结果意味着目前这一阶段投入发明专利将产生较好的经济效益，但还没有实现经济增长与发明专利相互促进的良性循环阶段。这在某种程度上说明全社会对于创新的重视程度还不够，尽管创新促进了经济增长，但经济增长产生的财富并未被更多用于创新。这一结果值得警惕，因为这很有可能会削弱当地在未来的竞争力。

值得指出的是：本文以上的研究结论是否是可以推广为一般的结论？或者是否可以认为地区经济发达程度差异是导致各地在专利与经济增长之间关系上存在差异的根本原因？这些问题有待在未来的研究当中做进一步的验证。

（二）政策建议

一是要重新构建我国专利制度体系，加强与国际接轨步伐，依靠制度设计着力

提升专利质量。目前在不少发达国家，已经不再授予实用新型以专利权。对于实用新型专利来说，由于其授权不需要经过实质性审查，因而创新性难以得到保证，质量远远不如发明专利。实证研究的结果也证实，实用新型专利并不是导致经济增长的原因。就实施创新驱动发展战略而言，实用新型专利并不能发挥多大的作用。我国应及时修改和完善专利制度，不再对实用新型授予专利权。这样做还可以节约大量的管理费用，使相关资源能够更加集中地被投入到具有良好增长促进作用的发明专利上。外观专利不属于技术创新范畴，但从实证研究结果来看，促进经济增长的效果也不理想，这说明在实践当中，外观专利并未很好地运用于生产经营，反映出外观专利的质量存在问题。为促进其质量提升及效益创造，在未来应进一步加强外观专利的保护和维权援助力度，激励设计人员投入更多精力进行创作，从而获得质量更高、更为市场所认可的外观设计成果，通过与相关产品结合，创造出更多的经济价值。

二是要着力构建专利交易运营服务体系，积极发展高端知识产权服务业，打通专利转化运用之路上的“梗阻”。发挥政府“有形之手”与市场“无形之手”相结合的巨大威力，由政府出资引导、多方共同参与，组建专利运营基金，建立专利池，有效盘活高等院校、科研院所和企业拥有的专利。基于现代互联网技术，打造链接各地的专利网络交易运营平台，打破时间、空间限制，形成覆盖全国的统一大市场。提升中介机构服务能力，积极培育和发展壮大一批高水平专业化的知识产权服务机构，实现专利代理、价值评估、分析预警、专利托管、质押融资等系列高端服务，建立科学的专利价值动态评估机制，筛选并跟踪重点专利，有效消除专利交易运营市场上的信息不对称，降低交易风险，引导资金等重要资源投入到高价值专利的培育和产业化当中。

三是要充分利用好经济增长成果，持续加大创新投入力度，确保研发经费投入在 GDP 当中占有一定的比重。从目前情况来看，在部分地区，经济增长对发明专利增加起到了一定的促进作用，但力度和显著性偏小。这是宏观层面显示的结果。在微观层面上，说明企业尽管过去从创新中获益，但感觉进一步加大创新投入并不能为其带来更大的收益。这意味着即使是在长三角这样在我国属于发达的地区，当前的产业结构高级化程度仍然不足，更多是偏重于制造，依靠研发和设计盈利的还不多见，在未来还有很大的提升空间。政府应统筹协调产业、科技、教育、招商引资、人才、金融等方面政策，形成合力，营造良好环境，有效降低企业创新成本和扩大企业创新收益，引导和推动产业向高端方向发展。尤其是要助力企业通过专利活动形成市场垄断地位并获得超额利润，使企业尝到甜头，自觉自愿投入更多资金用于

创新和申请专利，从而构建起“专利→增长→专利”的良性循环。

参考文献：

References：

[1] Schumpeter, J. A., Capitalism, Socialism and Democracy [M]. New York, Harper & Row, 1942.

[2] Solow, R. M.A Contribution to the Theory of Economic Growth [J].The Quarterly Journal of Economics, 1965,17(1): 65–94.

[3] Lucas, R. E.On the Mechanics of Economic Development [J].Journal of Monetary Economics,1988,22(1):3–42.

[4] Romer, P. M. Increasing Returns and Long-run Growth [J].Journal of Political Economy,1986,94(5):1002–1037.

[5] Mumtaz M Z, Smith Z A. Estimation of the Spillover Effect Between Patents and Innovation Using the GARCH-BEKK Model [J]. Pacific Economic Review, 2017,22(5):772-791.

[6] László Kónya. Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with A Panel Data Approach [J].Economic Modelling,2006,23(6): 878-992.

[7] Inglesi-Lotz, R, Pouris,A. The Influence of Scientific Research Output of Academics on Economic Growth in South Africa: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Application” [J]. Scientometrics ,2013,95: 129–139.

[8] Fedderke, J., Schirmer, S. The R&D Performance of the South African Manufacturing Sector,1970-1993.Economic Change and Restructuring,2006,39(1–2): 125–151.

[9] Auranen, O., Nieminen, M.University Research Funding and Publication Performance: An International Comparison. Research Policy,2010,39(6): 822–834.

[10] Griliches, Z.Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth [J].The Bell Journal of Economics,1979,10(1): 92-116.

[11] Kumar, R. R., Stauvermann, P. J., Patel, A.Exploring the Link between Research and Economic Growth: An Empirical Study of China and USA [J]. Quality and Quantity, 2016,50(3): 1073–1091.

[12] Moya-Anegón, F. D, & Herrero-Solana, V. Science in America Latina: A Comparison of Bibliometric and Scientific-technical Indicators [J]. Scientometrics, 1999,46(2), 299-320.

[13] Vinkler, P. Correlation between the Structure of Scientific Research, Sciento- metric Indicators and GDP inEU and Non-EU Countries [J].Scientometrics ,2008,74: 237–254.

[14] Pouris, A., & Pouris, A. The State of Science and Technology in Africa 2000–2004: A Scientometric Sssessment [J] . Scientometrics, 2009,79(2): 297–309.

[15] Lee, L. C. , Lin, P. H. , Chuang, Y. W. , & Lee, Y. Y. Research Output and Economic Productivity: A Granger Causality Test [J] .Scientometrics,2011,89(2): 465-478.

[16] Inglesi-Lotz, R., Chang, T., & Gupta, R. Causality between Research Output and Economic Growth in BRICS [J] .Quality and Quantity,2015,49(1): 167–176.

[17] Yasgül, Y. S., Güris, B. Causality between research output in the field of biotechnology and economic growth in Turkey [J] . Quality and Quantity, 2016, 50(4):1715-1726.

[18] Inglesi-Lotz, R., Balcilar, M., & Gupta, R. Time-varying Causality between Research Output and Economic Growth in US [J] . Scientometrics,2014.100(1): 203–216.

[19] Ntuli, H., Inglesi-Lotz, R., Chang, T., Pouris, A. Does Research Output Cause Economic Growth or Vice Versa? Evidence from 34 OECD Countries [J] .Journal of the Association for Information Science and Technology, 2015.66(8): 1709–1796.

[20] Solarin, S. A., & Yen, Y. Y.A Global Analysis of the Impact of Research Output on Economic Growth [J] . Scientometrics,2016,108(2): 855–874.

[21] Griliches, Z.Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey [J] . Journal of Economic Literature, 1990,28: 1661–1707.

[22] Haščič I, Migotto M. Measuring Environmental Innovation Using Patent Data [R] . OECD Environment Working Papers, No. 89,2015.

[23] José M. Ortiz-Villajos. Patents and Economic Growth in the Long Term: A Quantitative Approach [J] .Cahiers économiques de Bruxelles,2009,52(3/4): 305-340.

[24] Chaney, P. K.,Devinney, T. M. New Product Innovations and Stock Price Performance[J]. Journal of Business Finance and Accounting,1992,19(1): 677–695.

[25] Arrow,K.J. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention [M] . Princeton University Press,1962.

[26] Nordhaus, W. D. Invention, Growth and Welfare. Cambridge [M] . MA: MIT Press,1969.

[27] Bush, V. Science: The Endless Frontier [M] . Reprint, North Stratford, NH: Ayer Co.1995.

[28] Kim, T., Maskus, K. E., & Oh, K. Y. Effects of Patents on Productivity Growth in Korean Manufacturing: A panel data analysis [J] .Pacific Economic Review, 2009,14(2): 137–154.

[29] Johnstone N, Hascic I, Popp D. Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based On Patent Counts [R] . NBER Working Paper, No. 13760,2008.

[30] Popp D., Hascic I., Medhi N. Technology and the Diffusion of Renewable Energy [J] .

Energy Economics,2011,33(4): 648-662.

[31] Guo, J. On the Spillovers between Patents and Innovation in Japan [J] . Journal of Economics and Finance, 2015,39(3): 590–605.

[32] Maradana R P., Pradhan R P., Dash S., Gaurav K. Does Innovation Promote Economic Growth? Evidence from European Countries [J] . Journal of Innovation and Entreprene urship,2017,6(1):2-23.

[33] Stefan. G, Coca. O.Empirical Evidences Regarding the Role of Innovation in Economic Growth [J] . Agronomy,2015.58(1):195-198.

[34] Yu.N. Innovation of Renewable Energy Generation Technologies at A Regional Level in China: A Study Based on Patent Data Analysis [J] .International Economics and Economic Policy,2017,14(3): 431-448.

[35] 刘华 . 专利制度与经济增长 : 理论与现实——对中国专利制度运行绩效的评估 [J] . 中国软科学 ,2002,10:27-31.

Liu H. Theory and Reality of Patent System and Economic Growth: An Evaluation of the Performance of China’s Patent System [J] . China Soft Science, 2002,10: 27-31.

[36] 徐竹青 . 专利、技术创新与经济增长 : 理论与实证 [J] . 科技管理研究 ,2004,5:109-111.

Xu Z.Q. Patents, Technological Innovation and Economic Growth: Theory and Reality[J]. Science and Technology Management Research, 2004,5: 109-111.

[37] 张继红 , 吴玉鸣 , 何建坤 . 专利创新与区域经济增长关联机制的空间计量经济分析 [J] . 科学学与科学技术管理，2007,1: 83-89.

Zhang J H, Wu Y M, He J K. Spatial Econometric Analysis of the Correlation Mechanism between Patent Innovation and Regional Economic Growth [J] . Science of Science and Management of Science and Technology, 2007,1: 83-89.

[38] 潘红玉 , 贺正楚 , 吴敬静 . 专利对中国经济增长的影响——基于 31 个省市面板数据分析[J]. 系统工程 ,2017,10:95-104.

Pan H Y, He Z C, Wu J J. Impact of Patents on China’s Economic Growth: Based on Panel Data Analysis of 31 Provinces and Cities [J] . Systems Engineering, 2017, 10: 95-104.

[39] 李鹤 , 方永胜 . 不同类型专利对经济增长的动态关系研究 [J] . 辽宁工业大学学报 (社会科学版),2018,2:35-38.

Li H., Fang Y.S. Study on the Dynamic Relationship between Different Types of Patents and Economic Growth [J] . Journal of LiaoNing University of Technology (Social Science Edition), 2018,2: 35-38.

[40] 王念 . 广西三种专利与区域经济增长的均衡关系研究 [J] . 数学的实践与认识 ,2018,9: 308-315.

Wang N. Research on the Equilibrium Relationship between Three Patents and Regional Economic Growth in Guangxi ［J］. Mathematics in Practice and Theory, 2018,9: 308-31.

［41］鞠树成 . 中国专利产出与经济增长关系的实证研究［J］. 科学管理研究 ,2005,5:102-105.
Ju S.C. Empirical Study on the Relationship between Patent Output and Economic Growth in China ［J］. Scientific Management Research, 2005,5: 102-105.

［42］高雯雯 , 孙成江 , 刘玉奎 . 中国专利产出与经济增长的协整分析［J］. 情报杂志 ,2006,1:34-36.
Gao W W, Sun C J, Liu Y K. Cointegration Analysis of Patent Output and Economic Growth in China ［J］. Journal of Intelligence, 2006,1: 34-36.

［43］Pesaran M. H. Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multifactor Error Structure［J］. Econometrica,2006,74(4): 967–1012

［44］Zellner, A. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias［J］. Journal of the American Statistical Association, 1962,57(298): 348-368.

［45］Breusch,T., Pagan, A. The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics［J］. Review of Economic Studies,1980,47(1): 239-254.

（本文责编：马珞石）

Innovation and Economic Growth: A Regional Panel Bootsrtap Granger Causality Test

LIAO Wen-long, WENG Ming, CHEN Xiao-yi, WANG De-jin

Abstract: With patent as indicator of innovation output, We applies the panel bootstrap Granger causality test based on wald statistics and seemingly unrelated regression system, tests the causality relationship between innovation and economic growth in the region of Yangtze River Delta. The results show that there is a two-way Granger causality between invention patents and economic growth in Zhejiang and Shanghai. Jiangsu Province has a one-way causality from invention patents to economic growth, while Anhui Province has no any causality between them. In addition, there is no causal relationship between utility model or design patents and economic growth in all provinces.

Keywords: patent; economic growth; Granger causality; Wald test; bootstrap