

多样化、创新能力与城市经济韧性¹

徐圆 邓胡艳

内容提要：在向高质量发展稳步迈进的过程中，面对内外部环境的复杂变化，经济韧性变得尤为重要。本文基于经济韧性的内涵定义，以 2008 年全球金融危机作为外部冲击，探讨产业结构多样化（无关多样化和相关多样化）本身以及如何通过创新影响中国 230 个城市的经济韧性。研究发现：（1）我国城市间的经济韧性呈现出较大的差异性，产业结构越多样化的城市韧性越强；（2）多样化对经济韧性的作用，不仅表现为分散风险、抵御冲击的“自动稳定器”功能，更为重要的是，多样化有利于技术创新，能够帮助城市在冲击后的恢复期及时做出适应性的结构调整，从而为阶梯性转型和持续性韧性提供长期保障；（3）无关多样化因为可以分散风险，因此在冲击抵御期对经济韧性的作用更大，而相关多样性因为更能促进城市创新对经济韧性的后续间接影响更明显；（4）相关多样化主要通过一般性创新间接作用经济韧性，而无关多样化则会因为促进新经济创新而影响经济韧性。

关键词：经济韧性 多样化 创新能力

一、引言

危机是经济运行的客观规律。1970-2011 年间，全世界范围内共爆发 147 次系统性金融危机和 211 次货币危机，其中有 13 次演变为区域性，甚至全球性危机（Laeven & Valencia, 2013）。2020 年初爆发的新冠肺炎疫情，就是由公共卫生危机演变的一场全球性外部冲击。面对无法避免的外部冲击和自身内部的结构调整，各国政府都希望拥有避免、抵御和适应危机的能力，从而能够在危机后尽快恢复正常增长轨道并避免深陷困境。这恰好与“韧性”一词的涵义极为相似，即遭受外部冲击后维持自身稳定并恢复原有状态的能力（Holling, 1973; Walker et al., 2006）。因此，近年来“经济韧性（Economic Resilience）”开始频繁见诸政府文件、领导人讲话，并在 2008 年全球金融危机后引起学者们的极大兴趣（Martin, 2012, Cainelli et al., 2019）。

2008 年全球经济危机后，世界贸易投资持续疲软、国际地缘风险不断上升，中国也进入经济转型升级、新旧动能转换的关键时期。面对内外部环境风险明显增多的复杂局面，宏观层面上的韧性备受关注，以至于我国领导人曾多次用“韧性”一词来概括当前国内经济运行的主要特征²。经济韧性为我国应对内外部环境变化的挑战、摆脱传统粗放发展模式的羁绊提供了较大的腾挪空间，增强经济韧性正成为顺利实现向高质量发展转变的重要出发点。那么经济韧性从何而来？城市经济韧性的动力及其空间异质性是因为什么？解答这些问题不仅能为制定长期发展策略给予现实指导，特别是还能遭遇冲击后（如新冠肺炎疫情），如何以增强韧性为目标，制定中长期经济复苏计划提供新的关键性视角。

Martin et al., (2015) 认为适应韧性取决于诸多因素，如：新企业形成、创新能力、区域经济结构转变的动力和意愿、高素质劳动力的可获得性以及企业文化、基础设施、政策体制等基本要素。相关研究（如：Boschma, 2015; Sensier et al., 2016; Brown & Greenbaum, 2017; Nystrom, 2018; Rocchetta & Andrea, 2019）指出产业结构多样化是决定经济韧性的一个最重要因素。这是因为，一方面，多样化具有自动稳定器特征，可以减轻特定部门遭受冲击的风险，从而钝化危机对经济的短期影响，帮助区域实现快速的自我修复（徐圆，张林玲，2019）。

¹ 徐圆、邓胡艳，南京财经大学。邮政编码：210012，电子邮箱：monicxuyuan@163.com, 9161120@qq.com。

² 国家主席习近平在“博鳌亚洲论坛 2015 年年会”开幕式的主旨演讲中指出：中国经济发展进入新常态，中国经济体量大、韧性好、潜力足、回旋空间大、政策工具多。国务院总理李克强 2014 年 9 月 10 日，在夏季达沃斯论坛开幕式上发表特别致辞时指出，中国经济有巨大潜力和内在韧性。

另一方面，依据 Jacobs 外部性理论，多样化所缔结的“经济关联”和“知识关联”是促进部门间知识溢出的重要原因，而由知识溢出引发的创新活动对区域经济增长路径的更新和资源重组都至关重要（Simmie,2014；Wolfe,2014；Wolfe & Gertler, 2016）。因此，更具创新性的经济体在面对外部冲击时，不仅更能够经受住波动的负面影响，还能更快地做出适应性调整，表现出更强的经济韧性（Bristow & Healy, 2017）。

然而，长期以来雅各布斯外部性备受质疑，理论和实证的研究都表明并不是所有的多样化集聚皆能对知识溢出和创新活动产生积极影响（Nooteboom, 2000）。Frenken et al., (2007) 将多样化分解成相关多样化和无关多样化，认为只有相关多样化才会增强知识溢出并对区域经济增长和就业起到促进作用。相反，由于行业间存在较大的技术差异和认知距离，无关多样化不太可能如同相关多样化一样推动知识溢出，因此，无关多样化对经济韧性的作用只局限于避免特定行业的冲击（Kemeny & Storper, 2015）。但是，Castaldi et al., (2015) 却发现无关多样化能够促进新知识、新技术在不同行业间交叉融合，激发具有更强应用价值的颠覆性创新。可以说，这个研究结论为经济地理学的多样化集聚理论提供了崭新的研究视角。那么，相比较于相关多样化带来的渐进式创新，如果颠覆式创新对区域发展具有更强的积极推动作用，那么一个令人好奇的问题就是：无关多样化是否也能如相关多样化一样通过激发创新影响区域韧性呢？

鉴于此，本文主要基于适应韧性的内涵定义，以 2008 年全球金融危机作为外部冲击，探讨产业结构无关多样化和相关多样化本身以及如何通过创新影响中国 230 个城市的经济韧性。在已有文献中，徐圆、张林玲（2019）首次利用空间计量模型对中国城市经济韧性进行测度，并从理论和实证上揭示出产业结构多样化是影响经济韧性的重要因素。本文在此基础上，进一步探讨产业结果多样化如何通过影响创新活动作用经济韧性，并突出其中相关多样化和无关多样化的重要区别。本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：（1）研究视角上，虽然以多样化作为切入点解释城市经济韧性的由来，但并没有简单停留在分析多样化对分散冲击风险的作用，而是深入到多样化对区域创新能力的影响从而间接作用经济韧性。因此在研究中，我们将多样化分解成无关多样化和相关多样化，探讨多样化（无关多样化、相关多样化）、创新与经济韧性三者之间的关系，这既能识别出多样化的短期作用（增长和脆弱性），还能在中长期上（增长和稳定性）认识到多样化的深层次意义，进而从经济韧性的视角出发，为理论上多样化与专业化之争提供新的解释。（2）研究内容上，本文受到 Castaldi et al., (2015) 无关多样化对颠覆式创新影响结论的启发，将创新细分到一般性创新和新经济创新，从而进一步区分无关多样化和相关多样化在创新机制上影响经济韧性的差异性。（3）研究意义上，本文的研究有助于我们理解经济韧性的由来和驱动因素，为新时代下我国寻找增长与稳定的平衡点提供重要的政策启示。特别是为此次新冠肺炎疫情后，如何基于经济韧性的考量，以重塑一个更包容、更持续发展模式为目标而制定中长期经济复苏计划提供新的思路。

二、 理论框架与研究假说

（一）多样化对经济韧性的影响

“韧性”一词原意指系统恢复至干扰发生前状态的速度，物理学、生态学和社会学领域对其研究相对丰富，延伸出工程韧性、生态韧性、适应性韧性等概念。最初，主流经济学并没有与“韧性”相关的理论，直到 Reggiani et al., (2002)、Fujita & Thisse (2002) 将其引入到空间经济学的研究范畴，并参考生态韧性理论的多重均衡思想，以此解释现实经济中各种集聚现象的内在机理。由此，经济韧性的研究开始逐步展开。20 世纪 90 年代后，随着经济地理学开始“演化”转向，运用演化经济地理学的理论和概念来认识经济韧性问题成为区域研究的一个新方向（胡晓辉，2012）。该理论强调韧性是一个地区在遭受冲击后的短期适应

能力或长期发展新的增长路径的能力。Davies (2011) 从演化经济地理学的视角将经济韧性分解成三个维度：一是抵御外部冲击的能力；二是积极应对冲击的能力；三是创造新发展道路的长期适应性能力。在此基础上，Martin et al., (2015)、Capello et al., (2016)、Boschma (2015)、Cainelli et al., (2017)、Rocchetta & Andrea (2019) 将经济韧性定义为区域在竞争性市场中抵御冲击、恢复增长及重组路径的能力，是一种动态性调整过程，称为适应性韧性 (Adaptive Resilience)。换句话说，经济韧性是一个涉及多个要素的过程，主要包括：对冲击的抵抗力、脆弱性或敏感性，从衰退中恢复的速度；以及冲击后在多大程度上进行适应性调整，从而发展新增长路径。经济韧性更强调危机后，区域通过重新配置生产要素所形成的动态变化，即有效破除系统中长期固化所形成的锁定状态，响应内部外环境并顺从发展趋势，调整长期可均衡发展路径。本文亦采用该概念，认为在适应性韧性的环境中，尽管外部冲击可能带来负面影响，但也可以将其视为经济体系以更有效的方式重新分配资源，调整产业结构并确定新增长路径的机会。

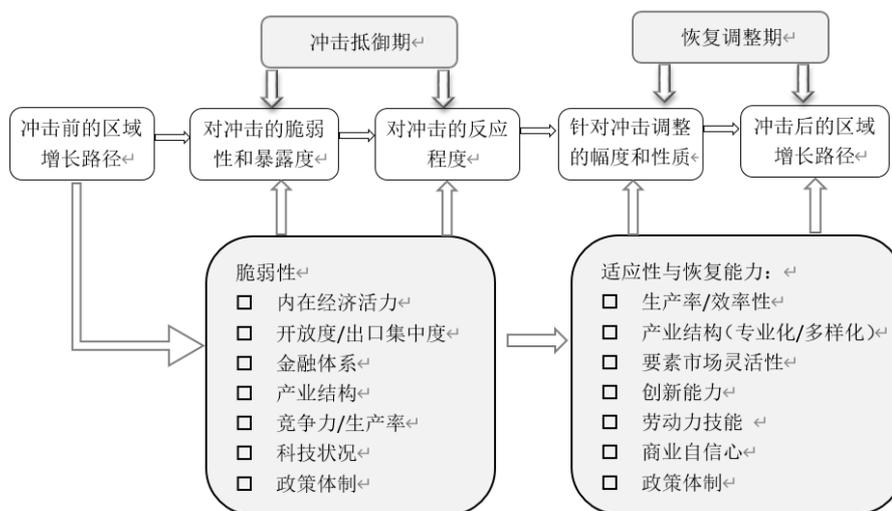


图 1 区域面对冲击的韧性过程：一种适应性的动态调整

多样化产业结构对经济韧性的作用表现为：首先在适应韧性的第一维度（抵御冲击），多样化有助于分散风险。对于产业结构过于单一的地区，或者产业过分依赖由本地供应链串联起来的一组相关行业的地区，受到需求冲击的影响更严重。但是，一个以多样化为特征的地区将更有能力吸收冲击 (Chapple & Lester, 2010)。以往的实证研究认为多样化集聚具有自动稳定器特征，能够在剧烈的外部冲击下，钝化经济波动的影响，防止产业单一所造成的消极“锁定”，具有快速实现自我修复的能力。因此，产业结构的多样性和主导产业的种类被视为影响经济韧性的最主要因素 (Cainelli et al., 2019)。一个地区的产业结构越多样化就越具有弹性 (Davies & Tonts, 2010; Crescenz et al., 2016)，这与生态学中有关韧性研究的理论十分类似，强调物种的多样性和异质性对稳定地区生态环境的至关重要地位。同时，更广泛多样化的投资组合可以保护当地劳动力市场不受剧烈冲击的影响，例如被裁员的工人可能会被受冲击影响相对较小的部门吸收 (Frenken et al., 2017)。Boscham (2015) 进一步验证多样化程度较高的地区能够将与特殊冲击相关的风险降至最低，从而有利于适应外部环境变化。近期，来自于 Evans & Karecha (2014)、Marten et al., (2016)、Doran & Fingleton (2016)、Brown & Greenbaum (2017) 和 Bishop (2019) 等一系列的实证研究都证实冲击抵御期间，产业结构或技术结构更多样化的地区比专业化地区表现更稳定。

总体而言，多样化有助于降低区域过于依赖某一产业，尤其是第一产业或高收入弹性的耐用品部门，避免可能面对的强烈生产率冲击或价格和收入剧烈波动，从而降低经济发展的不稳定性。这是因为不同类型的产业具有不同的需求弹性、不同的出口导向、不同的劳动和

资本密集度以及不同的外部竞争风险,多样化的产业结构能在投资组合效应的作用下减少对冲击的脆弱性。基于此,本文提出如下的研究假说:

假说 1: 多样化的产业结构对城市经济韧性有正面作用。

Frenken et al., (2007)、Hartog et al., (2012) 认为有必要将多样化集聚分解成无关多样化和相关多样化。相关多样化是指经济与技术有较强的联系或者类型差别极小的产业在空间格局中形成的集聚现象。无关多样化则是指产业之间的经济与技术有较弱的联系或者甚至类型差别极大的产业在空间格局中形成的集聚现象。多样化产业结构的投资组合效应更多地来自于无关多样化,而非相关多样化。无关多样化程度越高的地区,在抵御外部冲击时,特定行业所受到的负面影响不容易在产业间扩散,同时进入恢复期后,跨部门间资源重新配置的可能性也越高 (Cortinovis & van Oort, 2015; Kemeny & Storper, 2015)。基于此,本文对假设 1 做如下延伸:

假说 1.1: 与相关多样化相比,无关多样化在冲击抵御期对经济韧性的作用效应更显著。

(二) 多样化通过对创新活动的作用而影响经济韧性

其次,在经济韧性的第二维度(适应调整),多样化的产业结构可以帮助地区对危机做出积极反应,通过刺激创新从而更快地实现适应性结构调整,进而跃入新的发展阶段,并获得更持续的经济韧性。多样化之所以能够促进创新,这来源于 Jacobs 外部性理论。Jacobs 外部性将知识视为一组相关联,但不同性质思想之间的重新组合。因此,知识溢出来来自于行业间,是多样化的产业结构而非专业化的产业结构促进了创新,尤其是突破性创新常常发生在不同产业之间的交叉融合中 (Jacobs 1969; Frenken et al., 2007; Boschma & Iammarino, 2009)。

具有多样化特征的城市能够将来自不同产业源泉的知识集中起来形成“知识池”,进而促进不同产业对知识与技术的吸收、分享、借鉴与创新 (Simme, 2003)。同时,不同类型的创新行为人在具有多样化特征的城市聚集,能够通过近距离的交流和接触提高不确定知识产生的可能性,使信息和知识的传播成本大大降低并引发更多创新的可能 (Audretsch et al., 2010)。而且多样化还会加速资源、信息等在不同经济主体之间的交流、碰撞和重组,创造更有利于创新的外部环境和氛围 (万道侠等, 2019)。Duranton & Puga (2001) 认为多样化集聚可为新生企业提供更多的技术选择机会,有利于中小企业孵化、衍生和成长。当进入到冲击恢复期后,随着旧产业的瓦解,这类城市更容易激发企业家创新,促发新企业诞生 (张萃, 2018)。除此以外,从微观的层面来讲,多样化为消费者提供了拥有差异化产品和服务的机会,但也要求企业家不断创新自身产品以此满足多样化的消费需求 (Bishop, 2012)。消费者之间有关产品的互动与交流,有利于发掘自身产品或其他产品的不完美之处,实现产品质量的进一步提升,从而逐步优化升级产业间的创新环境。对于企业而言,多样化为企业提供了借鉴经验的机会,能够在其他企业优势的基础上形成自己的技术和品牌竞争力,并以此增加企业的创新活力。

按照 Martin et al., (2012) 适应韧性的内涵,韧性不仅意味着恢复稳定的平衡状态,还包括通过适应外在的冲击变化,走上一条新的发展路径 (Crescenzi et al., 2016)。而创新对城市经济韧性的意义在于能够在危机后的恢复和更新阶段促进地区产业结构的适应性调整 (Boschma, 2015)。Simmie & Martin (2010) 在区域经济韧性的阶段循环模型中发现遭受冲击后会导致创造性破坏和资源释放,创新能力越强的区域会更快出现新的生产活动,进而形成新的比较优势,并开启一轮新的增长路径。著名的创新机构 NESTA (2009) 明确指出“创新对于促使经济体从衰退中复苏至关重要”。英国政府的商业、创新和技能部门 (UKBIS, 2014) 也提出相似的观点,认为“创新能够建立具有复原力和充满活力的经济”。因此,创新作为关键性的适应因素,使得地区有潜力在经济环境发生变化时利用现有的知识去寻找新的机会,从而响应结构调整的方向并成为后危机时代经济增长重要的发动机,最终引领城市进入新一

轮的增长路径。基于此，本文提出如下的研究假说：

假说 2：多样化的产业结构将通过促进创新对城市经济韧性起到间接作用。

（三）无关多样化与相关多样化对创新活动的作用差异

Jacobs 外部性要求多样化的产业之间在产品、技术、投入-产出关联、劳动力和应用等方面具有关联性，因此，相关性能够保证相互学习的可能性更高。因此，知识的交流和传播受到距离的影响，过大的认知距离会导致失去共同的知识基础。只有当两个作用主体的认知邻近，知识溢出才能顺利发生。当两个作用主体的能力完全不同（即认知邻近过小）或完全相同（即认知邻近过大）时，有效沟通和互动学习都会很难进行，后者甚至还会导致认知锁定。因此，非常有必要将多样化区分为相关多样化和无关多样化（Frenken et al., 2007; Hartog et al., 2012）。相关多样化来自于联系密切或类型相近的产业，它们之间的知识交流距离较狭窄，能够方便快捷地促进经济主体之间的相互交流、沟通，大大降低信息和知识传播的成本，推动产业资源共享和激发新思想、新知识，进而产生溢出效应。同时，相关多样化拉近了城市产业间的空间感，使得城市中多样化的技术人员可以展开面对面地交流与沟通，为方便快捷地获取和借鉴最前沿技术提供了便利，促使技术随着人员的流动而得到传播和应用（Sultan et al., 2017）。总体来说，相关多样化通过产生的知识溢出效应、交流外部效应、技术外溢效应促使创新主体能够吸收、分享和借鉴新知识，激励其萌发创新理念，对创新的发展产生正向的影响。因此，相关多样化地区的企业可以共享互补知识和技能，在开展和利用知识重组过程中具有比较优势（Boschma & Iammarino, 2009）。

作为相关多样化的对立面，无关多样化集聚来自于相关性较弱或类型迥异的产业。多样化产业关联所驱动的创新具有很强的技术粘性，通常是在原有基础上的更进一步，属于渐进式创新。而无关多样化因为缺乏这种技术关联，在某种程度上能够为产业发展带来新鲜的“血液”，同时，拥有不同专业背景的技术人才可以极大地改革产业内部的经营方式和发展方式，从而实现颠覆性创新（Castaldi et al., 2015）。颠覆式创新更多是来源于产业间的跨界联合产生的新想法，这种想法反过来会驱动不同产业之间融合发展，甚至重构产业链、价值链关联。当需要重新创造新的发展路径以适应冲击后环境的变化时，这种颠覆式创新可能在危机期间更为重要；相反，相关多样化所产生的渐进式创新更适合在稳定时期作为延续原有发展路径的策略以增强区域竞争优势（Bishop, et al., 2019）。Duschl（2016）基于对德国的研究发现，在 2008-2010 年期间，产业结构中的无关多样化增加了旧发展道路衰落和新技术轨迹出现的可能性。同样，Lee（2017）通过研究 2008 年全球金融危机对韩国制造业的影响，发现相关多样化往往会限制严重冲击后资源的跨部门重组，而无关多样化则通过增加部门间的结构性变化来弥补这种负面影响。

基于此，本文对假设 2 做如下延伸：

假说 2.1 相关多样化主要通过一般性创新间接作用经济韧性，而无关多样化则会通过新经济创新影响经济韧性。

三、研究设计

（一）模型设定

多样化的产业结构对城市经济韧性的意义不仅体现在面对外部冲击时能够短时期内分散风险，还因为多样化对区域技术创新和新经济创新的推动，从而使城市自身做出资源重组、结构转型的适应性调整。

为验证产业结构多样化（无关多样化和相关多样化）是否影响城市经济韧性，构建如下基准模型：

$$RRC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIV_{i,t-1} + \theta \sum X_{i,t-1} + \tau_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

上式中，下角标 i 、 t 分别代表城市和时间。被解释变量 $RRC_{i,t}$ 为城市经济韧性。遭受外部冲击后，能否抵御风险并尽快恢复，在很大程度上取决于地区之前的经济特征。因此，参

考 Rocchetta & Andrea (2019) 的做法, 实证模型中解释变量和控制变量均取滞后一期值。同时, 解释变量滞后一期也有助于缓解与被解释变量之间的内生性问题。*DIV* 代表城市整体多样化水平, 考虑其与相关多样化 (*RV*) 和无关多样化 (*UV*) 的高度相关性, 在回归过程中我们将依次代入 *DIV*、*RV* 和 *UV* 作为核心解释变量。 τ_i 和 v_t 分别代表地区和时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。X 为可能影响经济韧性的一系列控制变量, 主要包括: ①城市开放度 (*Open*)。外部冲击很大可能是来自于国际市场的传导, 因此相比较于封闭的经济体, 越是开放的地区越容易受到冲击的负面影响, 但在进入适应调整期后, 经济的恢复和重塑与地区开放度的关系会变得更加复杂 (Martine, 2015)。本文以进出口总额占 GDP 的比重衡量城市的贸易开放度。②城市人力资本水平 (*Humcap*)。高素质劳动力通常拥有较高的收入水平和消费能力, 在冲击时能够帮助城市转向依赖本地服务而稳定波动, 从而起到减震器的作用 (Marloes et al., 2015)。同时, 丰裕的人力资本有助于城市在危机后的适应调整期进行创新活动和发展新产业, 是持续性经济韧性的关键来源 (Martine et al., 2016)。本文采用每千人在校大学生数量衡量。③经济密度 (*Eocden*)。集聚效应是推动城市经济增长的重要力量, 它能够促进技术外溢和更多样化的中间品服务, 以及获得更大本地市场所带来的市场优势, 这不仅对城市抵御外部冲击具有十分重要的意义, 也是城市在危机后进行适应性结构调整的关键 (Cainell et al., 2017)。本文以每平方公里 GDP 来测度城市的经济密度, 从而捕捉集聚效应。④金融发展水平 (*Findev*)。金融自由化有可能造成过度信贷和高杠杆, 从而由信贷渠道扩散和放大外部冲击对实体经济的影响, 增加经济的不稳定性 (Röhn et al., 2015)。然而, 当进入危机后的适应调整期, 生产资源的重新配置、产业结构的转型升级都离不开金融部门的支持 (Martine et al., 2016)。本文用银行存贷款余额占地区生产总值的比重来反映一个城市的金融发展水平。⑤城市创业活力 (*Entrvit*)。一个城市的创业活力越高, 表明该城市对新思想、新想法的容忍程度就越高、城市中的创新思想更活跃, 这为城市经济韧性提供重要来源。Bishop (2019) 发现创业活力越高的英国城市从 2008 年金融危机中恢复的速度越快。本文用城镇个体从业人员占城市人口比重衡量城市的创业活力。

(二) 变量说明

1、城市经济韧性

本文对经济韧性的测度参考 Fingleton, & Palombi (2013)、Doran & Fingleton (2016) 等人的方法。首先, 基于 Dixon-Thirlwal 循环因果模型, 利用静态凡登定律构建经济增长与就业之间的回归方程, 并考虑空间与时间滞后的影响因素, 进行 GMM-SAR-RE 估计, 假设 2008 年金融危机并未发生, 从而在反事实条件下得到无外部冲击时各城市的经济情况; 其次, 定义 2008-2009 年为冲击抵御期、2010-2013 为恢复调整期, 将反事实条件下测算的经济表现与实际情况相比较, 以此得到各城市的经济韧性指标值。

自 2008 年下半年开始, 受国际金融危机不断蔓延的严重影响, 世界经济遭受冲击。随后, 在各国政府一系列刺激政策的作用下, 2009 年第三季度回暖, 并逐步过渡到“后危机时代” (裴长洪, 2010)。中国的宏观经济也有类似的波动, 在连续三个季度的下滑后开始企稳。对经济韧性的测算结果显示, 在冲击抵御期 (2008-2009 年) 230 个城市样本的均值为负, 表明在外部冲击的影响下, 大部分城市的实际经济情况低于预期水平; 进入恢复调整期 (2010-2013 年) 均值转为正, 表现为逐步调整、韧性提升。2009-2013 年城市经济韧性的结果如图 1 所示, 左图为冲击抵御期的均值, 右图为恢复调整期的均值。从中可以看出, 整体而言, 大城市的经济韧性强于中小城市, 东部沿海城市的经济韧性强于中西部地区。分阶段来看, 在冲击抵御期, 经济韧性的整体差异稍小, 标准差仅为 0.06, 但依旧表现出大城市均值要高于中小城市。其中, 对外依存度高的大中城市, 如: 苏州、厦门、佛山、东莞等遭遇冲击的强度较大, 经济出现明显下滑, 而一些相对比较封闭的小城市, 如: 玉溪、黑河、吕梁等反而因为影响较小, 反事实实验下的测度结果与实际值偏差并不大。而在恢复调整期,

城市间经济韧性的差异显著增大，标准差上升至 0.39，大城市经济韧性明显高于中小城市，并且在冲击抵御期表现出为负的一些大城市转而为正，这表明在市场规模、产业基础、人力资本、金融环境等方面拥有优势的大城市虽然同样受到外部冲击的负面影响，但更容易从经济危机的冲击中恢复过来，适时通过结构调整与升级走出危机阴霾，而中小城市更倾向于沿着冲击前发展路径缓慢调整。

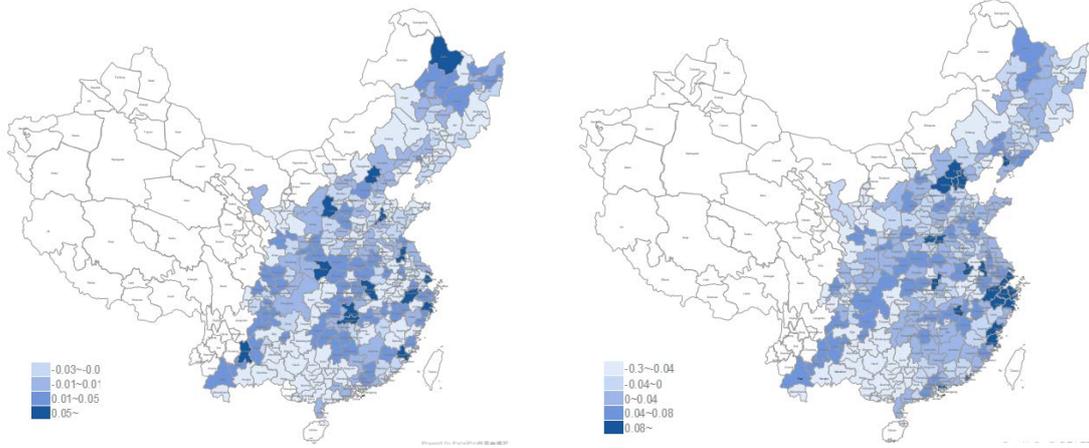


图 1 城市经济韧性分布图（2009-2013 年均值）

注：左图为冲击抵御期（2008-2009 年），右图为恢复调整期（2010-2013 年）；图中白色部分为非样本城市。

2、相关与无关多样化

Frenken et al., (2007) 最早提出用熵指数构建产业相关多样化和无关多样化的测算指标。按照熵指数的定义，产业多样化水平可以定义为：

$$DIV = \sum_{i=1}^n P_i \ln(1/P_i)$$

其中，DIV 是某地区的产业多样化水平， P_i 表示第 i 行业 ($i=1, 2, \dots, n$) 在该地区的就业比重。假定该地区中 n 个行业部门分布在 G ($G < n$) 个大类产业中，每个大类产业又分别包含若干小类 i 行业。那么，第 g ($g=1, 2, \dots, G$) 个大类产业的就业比重为其所涵盖的小类行业的就业比重之和，即 $P_g = \sum_{i \in g} P_i$ ，因此大类产业内部的多样化程度可以表示：

$$\begin{aligned}
 H_g &= \sum_{i \in g} \left(\frac{P_i}{P_g} \right) \ln \left(\frac{P_i}{P_g} \right) \\
 DIV &= \sum_{i=1}^n P_i \ln(1/P_i) = \sum_{g=1}^G \sum_{i \in g} P_i \ln(1/P_i) \\
 &= \sum_{g=1}^G \sum_{i \in g} P_i [\ln(P_g/P_i) + \ln(1/P_g)] \\
 &= \sum_{g=1}^G \left[\sum_{i \in g} P_g (P_i/P_g) \ln(P_g/P_i) \right] + \sum_{g=1}^G \left[\sum_{i \in g} P_i \ln(1/P_g) \right] \\
 &= \sum_{g=1}^G P_g \left[\sum_{i \in g} (P_i/P_g) \ln(P_g/P_i) \right] + \sum_{g=1}^G P_g \ln(1/P_g) \\
 &= \sum_{g=1}^G P_g H_g + \sum_{g=1}^G P_g \ln(1/P_g) = RV + UV \quad (2)
 \end{aligned}$$

对于 G 大类产业和 N 类细分行业部门的划分，国内相关文献大多采用一、二、三次产业的分类（王俊松，2016；周国富等，2016）。然而，三次产业的划分实际上是以加工对象的来源为依据，并不能很好地反映产业间的相互关联。因此本文参考万道侠等（2019）的方法，利用产业复杂网络模型，依据产业间的技术经济关联度进行产业社团结构划分，从而得到相关性产业与无关性产业的聚类结果。与万道侠等（2019）所不同的是，本文在数据上首先利用工业企业微观数据进行城市-行业层面的汇总得到代码 13-42 的就业数据，再依据《中国城市统计年鉴》中各城市批发零售业、交通运输仓储和邮政业、住宿和餐饮业、信息技术服务业、房地产业、建筑业、商务服务业、科学研究与技术服务业、金融服务业以及教育、居民服务、文化体育娱乐和公共管理等 14 个服务业行业的就业数据，从而在更细致分类计算城市多样化水平。对于产业社团结构划分，首先利用 2015 年的投入产出表测算产业的相似度矩阵，并以此为权数构建产业复杂网络模型并进行聚类分析，从而得到 9 类³比较明显的聚类集合，即：技术经济关联度较高的产业社团，将其作为公式（2）中的大类产业。相关多样性度量了具有较强投入产出关联的细分部门所构成的大类产业内部的多样化水平，具有较强的跨行业溢出效应（Jacobs 外部性）。无关多样化则是测度了大类产业之间的多样化水平，相比较于相关多样化，具有较弱的知识和技术关联。

3、城市创新能力

创新产出（专利等）是经济主体使用创新投入（R&D 支出，研发人员等）进行生产的结果，因此以往大量的实证文献都将专利数量作为地区创新能力的衡量指标（Aghion et al., 2005；Hashmi, 2011；余泳泽和张少辉，2017）。然而，不同专利的价值差别较大，使用专利数量代表城市创新水平会存在较大误差。寇宗来、刘学悦（2017）基于中国国家知识产权局发布的发明专利数据，利用专利更新模型评估每类专利的平均价值，同时将各城市新成立企业注册资本总额作为其他形式的创新产出，得到综合性城市创新指数。本文以该创新指数作为城市创新水平的衡量指标，具体计算方法参见寇宗来、刘学悦（2017）。同时，还将运用单位 GDP 的发明专利数量作为城市创新水平的测度指标进行稳健性检验。

关于“新经济”的定义，学界目前还没有统一标准概念，一般将具有新产业、新业态、新商业模式的行业定义为“新经济”行业。基于国际经验和对中国的观察，Shen et al.,（2016 年）将满足以下标准的行业定义为新经济部门：首先，具有高人力资本投入、高科技投入和轻资产的特点；二是能够持续快速增长；最后，属于国家产业政策支持的产业。因此，他们将新经济范围在 9 大行业和 111 个子行业，分别是节能环保，新能源，新能源汽车，新材料，新信息技术和信息服务，高科技服务和研发，生物医学，金融和法律服务以及高科技设备制造。寇宗来、刘学悦（2017）根据专利 IPC 分类号与行业四位码间的对应表，汇总了分城市-行业（四位码）-年份的创新指数数据库。基于该数据库，我们根据国家统计局公布的《战略性新兴产业代码 2018》，将各城市新经济四位码行业的创新指数进行均值处理，从而得到

³ 这九类产业社团结果分别为：（1）农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业和烟草制造业；（2）纺织业、纺织服装业、皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业；（3）木材加工和木、竹、藤、棕、草制品、家具制造业、造纸和纸制品业、印刷和记录媒介复制、文教、工美、体育和娱乐用品制造业；（4）石油、煤炭及其他燃料加工业、化学原料和化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、橡胶和塑料制品业；（5）非金属矿物制品业、黑色金属冶炼和压延加工业、有色金属冶炼和压延加工业、金属制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、运输设备制造业；（6）电气机械和器材制造业、计算机、通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业；（7）交通运输、金融业、租赁和商务服务业、科学研究技术服务和地质勘探业、信息传输计算机服务和软件业；（8）水利环境和公共设施管理业、教育、卫生社会保障和社会福利业、公共管理和社会组织；（9）批发和零售业、住宿和餐饮业、房地产业、居民服务修理和其他修理业、文化体育和娱乐业。

新经济创新指数，而一般性创新指数则为除去新经济部门后，其它四位码行业创新指数的平均值。

图 2 显示了 2008-2013 年 230 个样本城市新经济创新能力的均值情况。其中，北京和上海是我国新经济创新的策源地，两者的新经济指数远高于其它城市，紧随其后的是杭州、南京、广州、深圳、武汉、成都、天津和西安。北京、上海在所有 7 大类新经济行业的创新能力都位列前三，深圳则在新一代信息技术和信息服务业、新能源、新材料和新能源汽车等产业上具有更强创新优势，广州在生物医药和节能环保产业方面技术位次较高。

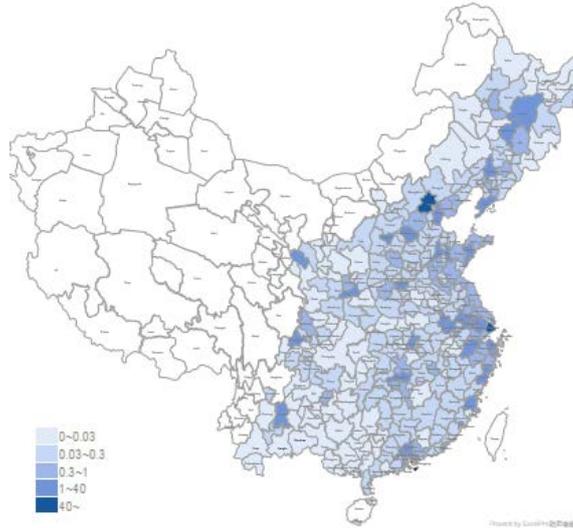


图 2 城市新经济创新指数分布图（2008-2013 年均值）

注：图中白色部分为非样本城市。

表 1 变量的统计性描述

变量名	定义	Obs	Mean	SD	Min	Max
<i>ER</i>	经济韧性	1380	0.00767	0.1001	-1.038	1.259
<i>DIV</i>	多样化	1380	2.658	0.2994	0.913	3.112
<i>RV</i>	相关多样化	1380	1.182	1.691	0.421	1.607
<i>UV</i>	无关多样化	1380	1.477	0.207	0.469	1.768
<i>InoInd</i>	城市创新指数（取对）	1380	2.020	0.231	0.870	2.546
<i>NEI</i>	新经济创新指数（取对）	1380	0.402	0.731	0	2.479
<i>Open</i>	贸易开放度（取对）	1380	3.890	1.210	-0.845	9.130
<i>Humcap</i>	人力资本水平（取对）	1380	5.882	0.792	1.520	7.371
<i>Findev</i>	金融发展程度（取对）	1380	0.917	0.415	-0.551	2.321
<i>scedu</i>	研发投入（取对）	1380	3.007	0.244	0.458	3.655
<i>Ecoden</i>	经济密度（取对）	1380	8.162	1.247	2.875	11.227
<i>Entrvit</i>	创业活力（取对）	1380	3.366	0.700	0.370	5.481
<i>Indstr</i>	产业结构（取对）	1380	4.452	0.102	3.589	4.605

五、实证结果与分析

（一）基准回归

首先，为了检验产业结构多样化对城市经济韧性的影响，本文对式（1）进行估计，结果如表 2 所示。从中可以发现，在 2008-2013 年期间，无论是多样化、相关多样化还是无关多样化都表现与经济韧性具有显著相关性。可见，产业结构多样化具有自动稳定器的特质，

在面对剧烈波动的外部市场环境时,有助于经济体实现快速自我修复。从另一个侧面也表明,产业结构较为单一的地区,缺乏分散风险的产业环境和经济机制,难以应对各种外部冲击,也容易在危机后陷入困境而出现失衡。当将这一实证结果延伸到中国整体样本时,可以用于解释我国经济韧性的由来。中国是全世界全部工业门类最全的国家,拥有 41 个工业大类、191 个中类和 525 个小类,能够生产从服装鞋袜到航空航天、从原料矿产到工业母机的一切工业产品。这使得中国在面对任何危机时,都具备强大的回旋空间,也具备进一步升级产业所必需的基础和动力。

2008 年国际金融危机席卷全球,世界经济遭受严重冲击。在各国一系列刺激政策的作用下,负面影响被逐渐吸收,到 2009 年第三季度开始出现回暖现象,并过渡到“后危机时代”(裴长洪,2010)。通过对经济韧性的测算,我们也发现中国的宏观经济具有类似的波动,2010 年之前无论是整体城市样本还是分规模大小的城市样本均值皆为负值,2010 年以后转为正值,表现出受到冲击、缺乏韧性到适应调整、韧性提升的动态变化。因此,本文按照 Martin et al., (2012) 对适应韧性的定义,将 2008-2009 年定义为韧性的第一个阶段,即冲击抵御期。从表 2 的 (4) - (6) 列的结果可以发现,相关多样化在冲击抵御期并没有表现出显著性,这也与理论预期相一致。其中可能的原因在于,相关多样化是由紧密相连的上下游产业组成的一组产业集群,当其中一个产业受到强烈冲击时,很容易由供应链传导到其他产业。相反,无关多样化可以使得特定行业所受到的负面影响不容易在产业间扩散,因此,无关多样化对经济稳定有更加积极的影响,能够在宏观经济发生波动或冲击时减轻甚至避免产业间的连锁反应(周国富等,2016),从而起到投资组合效应的分散作用。但在整个样本区,对比相关多样化和无关多样化的回归系数,可以看出相关多样化对经济韧性的作用更强。体现出在适应韧性的恢复和调整阶段,相关多样化对产业结构调整、资源重新配置的影响更大。这样提示我们,以创新水平作为中间机制,相关多样化和无关多样化对经济韧性的间接作用存在差异。

表 2 多样化与经济韧性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本期			冲击抵御期		
DIV _{t-1}	0.0217** (0.00765)			0.0153* (0.00797)		
RV _{t-1}		0.0464** (0.0234)			0.0157 (0.0143)	
UV _{t-1}			0.0240** (0.0116)			0.0234* (0.0120)
Open _{t-1}	0.00233 (0.00304)	0.00287 (0.00365)	0.00271 (0.00331)	-0.00241 (0.00233)	-0.00188 (0.00232)	-0.00260 (0.00235)
Humcap _{t-1}	-0.00369 (0.00969)	-0.00401 (0.00529)	-0.00325 (0.00958)	0.0103*** (0.00336)	0.0104*** (0.00336)	0.0104*** (0.00335)
Findev _{t-1}	0.0445** (0.0155)	0.0445*** (0.0112)	0.0464** (0.0165)	0.0205*** (0.00718)	0.0217*** (0.00718)	0.0212*** (0.00711)
Ecodent-1	-0.00826 (0.00485)	-0.00944** (0.00411)	-0.00842 (0.00544)	-0.00419 (0.00259)	-0.00493* (0.00258)	-0.00360 (0.00264)
Entrvitt-1	-0.00331 (0.0104)	-0.00315 (0.00627)	-0.00332 (0.0104)	0.00426 (0.00389)	0.00450 (0.00389)	0.00422 (0.00389)
Constant	0.0319 (0.0402)	0.0442 (0.0710)	0.0670 (0.0670)	-0.0169 (0.0468)	0.00882 (0.0439)	-0.0159 (0.0464)

时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1,380	1,380	1,380	690	690	690
R-squared	0.094	0.095	0.092	0.208	0.205	0.208

注：括号里面的值为标准误，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的水平显著。

由于本文对经济韧性的测算是基于反事实框架下得到的结果，因此与产业结构多样化的双向因果关系较弱，但有可能存在由于遗漏变量而导致的内生性问题。因此，在基准模型回归的基础上，本文补充使用空间杜宾模型（SDM）进行回归估计，SDM 模型有助于解决潜在未观察到的异质性，并能有效减轻因变量缺失而产出的估计偏差（Elhorst, 2010）。SDM 回归结果与表 2 基本一致，即：产业结构多样化是影响经济韧性的重要因素，且相关多样化比无关多样化更能正面促进经济韧性。但是在经济韧性的第一阶段——冲击抵御期，多样化投资组合效应的风险分散能力主要来自于无关多样化，无关多样化程度越高的地区，受到 2008 年金融危机的负面影响越小，表现出更强韧性。至此，本文的假说 1 和假说 1.1 被证实。

表 3 多样化与经济韧性（空间回归结果）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本期			冲击抵御期		
DIV _{t-1}	0.0281*			0.0171*		
	(0.0161)			(0.00901)		
RV _{t-1}		0.0609**			0.0181	
		(0.0287)			(0.0165)	
UV _{t-1}			0.0250*			0.0282**
			(0.0140)			(0.0133)
Open _{t-1}	0.00623	0.00686	0.00668	0.00179	0.00237	0.00157
	(0.00430)	(0.00426)	(0.00434)	(0.00258)	(0.00256)	(0.00260)
Humcap _{t-1}	-0.00920	-0.0102	-0.00881	0.00916**	0.00897**	0.00948**
	(0.00643)	(0.00646)	(0.00642)	(0.00385)	(0.00387)	(0.00384)
Findev _{t-1}	0.0362***	0.0353***	0.0382***	0.0132*	0.0140*	0.0142*
	(0.0130)	(0.0130)	(0.0129)	(0.00793)	(0.00799)	(0.00784)
Ecodent-1	-0.00640	-0.00758	-0.00640	-0.00426	-0.00483*	-0.00367
	(0.00470)	(0.00469)	(0.00477)	(0.00279)	(0.00280)	(0.00284)
Entrvitt-1	-0.00543	-0.00472	-0.00549	0.00492	0.00534	0.00449
	(0.00740)	(0.00740)	(0.00744)	(0.00436)	(0.00435)	(0.00437)
Observations	1,380	1,380	1,380	690	690	690
R-squared	0.047	0.044	0.044	0.097	0.092	0.095
Number of city	230	230	230	230	230	230

注：空间矩阵采用经济地理矩阵，括号里面的值为标准误，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的水平显著。

（二）创新活动的中间机制

按照理论框架，创新作为关键性的适应因素，是地区遭受冲击后尽快恢复，甚至响应环境变化适时调整产业结构从而开启一条新增长路径的关键所在。按照雅各布斯外部性，多样化产业结构间的知识溢出效应是促进创新的重要原因，因此，我们构建如下模型，检验多样化的产业结构将通过影响创新通过对城市经济韧性起到间接作用。

验证产业结构多样化（无关多样化和相关多样化）是否影响城市创新水平。

$$Innovation_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIV_{i,t-1} + \vartheta \sum Z_{i,t-1} + \tau_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

上式中，下角标 i 、 t 分别代表城市和时间。被解释变量 $Innovation_{it}$ 为地级市技术创新水平。 τ_i 和 v_t 分别代表地区和时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。可预期， β_1 系数显著为正，表明地区产业结构越多样化（相关多样化）越有利于知识交流，从而促进创新水平提升。在下文的实证检验中，创新变量将进一步深化成一般性创新和以新经济创新为代表的颠覆性创新。控制变量的选取：①产业结构（*Indstr*）。Antonelli（2003）认为产业动态与技术创新之间存在长期稳定的良性互动机制。本文用第二和第三产业增加值占 GDP 比重衡量，以此捕捉城市的产业发展水平。。②对外开放程度（*Open*）。对外贸易作为国际知识转移的重要载体，是国际前沿知识溢出的重要途径（徐圆，2013）。③研发投入（*scedu*）。增加研发投入可以提高一个国家或地区的创新能力已然成为众多学者的共识，选用科教支出占财政支出的比重来表示 R&D 投入。④人力资本（*Humcap*）。中国教育的快速发展所带来的人力资本红利，是中国技术创新水平得以提高的重要因素（钱晓焯等，2010）。⑤金融发展水平（*Findev*）。金融是实体经济的血脉，金融发展通过引导资本要素的配置缓解企业融资约束，进而对创新具有显著促进作用（贾俊生等，2017）。

对式（3）进行回归，结果如表 4 所示。无论是整体多样化，还是相关多样化与无关多样化都表现出与城市创新能力显著正相关性。结合前面的理论分析不难看出，雅各布斯外部性对我国城市科技知识生产具有积极作用，产业在同一地区内的多样化集聚，由于投入产出的联系和资源分享的机会，促使资源知识、信息和技术在不同经济主体之间交流、学习、借鉴与模仿，为创新带动互补性及竞争性供给，最终促进区域创新水平的提升。考虑到结论的稳健性，我们采用各地级市单位 GDP 发明专利申请量作为城市创新水平的代理变量，回归结果如表 4 的（4）-（6）列所示，并发生实质性变化。同时，对比无关多样化和相关多样化的回归系数值，可以发现相关多样化对城市创新水平的促进作用更显著和更强烈。城市多种关联性产业的集聚一方面可以保证多样化思想的交流沟通，促进同类型企业共享技术和信息，提升了企业创新活动的经济效率；另一方面，相关多样化可以保证产业间存在合适的认知距离，使得粘性技术更容易溢出和学习，不像无关多样化一样可能存在产业间的存在认知锁定。

表 4 多样化与城市创新

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新指数			单位 GDP 发明专利		
DIV_{t-1}	0.373 ^{***} (0.103)			0.265 ^{***} (0.0947)		
RV_{t-1}		0.562 ^{***} (0.173)			0.408 ^{**} (0.159)	
UV_{t-1}			0.415 ^{***} (0.160)			0.289 ^{**} (0.147)
$Indstr_{t-1}$	6.229 ^{***} (0.327)	5.956 ^{***} (0.318)	6.258 ^{***} (0.339)	6.949 ^{***} (0.300)	6.755 ^{***} (0.292)	6.965 ^{***} (0.311)
$Open_{t-1}$	0.137 ^{***} (0.0271)	0.148 ^{***} (0.0268)	0.139 ^{***} (0.0274)	0.230 ^{***} (0.0249)	0.238 ^{***} (0.0246)	0.231 ^{***} (0.0251)
$Scedu_{t-1}$	-0.198 (0.138)	-0.177 (0.138)	-0.197 (0.138)	-0.351 ^{***} (0.126)	-0.336 ^{***} (0.126)	-0.349 ^{***} (0.127)
$Humcap_{t-1}$	0.423 ^{***} (0.0367)	0.419 ^{***} (0.0369)	0.431 ^{***} (0.0368)	0.316 ^{***} (0.0337)	0.312 ^{***} (0.0339)	0.322 ^{***} (0.0337)
$Findev_{t-1}$	0.998 ^{***}	1.009 ^{***}	1.017 ^{***}	0.642 ^{***}	0.649 ^{***}	0.656 ^{***}

	(0.0819)	(0.0818)	(0.0818)	(0.0753)	(0.0751)	(0.0751)
Constant	-26.51***	-25.02***	-26.31***	-25.18***	-24.13***	-25.01***
	(1.702)	(1.614)	(1.761)	(1.563)	(1.482)	(1.616)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380
R-squared	0.656	0.656	0.655	0.736	0.736	0.735

注：括号里面的值为标准误，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的水平显著。

由于存在较大的知识交流距离，无关多样化有可能抑制技术外溢，难以产生大量的创新活动。但是，相关性较弱或类型迥异企业间的知识流动，会形成交叉融合，尽管不如相关多样化领域中重组创新那么易于成功，但这种创新一旦形成，可以带来全新的变化，形成较为颠覆式的创新力量。而且在冲击之后的恢复期，新经济创新活动对地区的经济韧性更为有意义，它可以促进产业结构的调整和生产要素的重组，帮助城市在“后危机”时期进入一条适应性更强的增长路径。表 5 的结果显示出，相关多样化并没有对新经济创新起到促进作用，但无关多样化却是新经济创新的主要来源。对于一般性创新的回归结果，与表 4 总体城市创新指数的结果相似，相关多样化对一般性创新的作用更强。由此表明相关多样化更多是通过一般性创新影响经济韧性，而无关多样化还能以新经济创新为途径影响作用经济韧性。

表 5 多样化与新经济创新、一般性创新

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	新经济创新			一般性创新		
DIV _{t-1}	0.195***			0.327***		
	(0.0573)			(0.0732)		
RV _{t-1}		0.138			0.474***	
		(0.0968)			(0.123)	
UV _{t-1}			0.323***			0.380***
			(0.0850)			(0.113)
Indstr _{t-1}	2.058***	1.918***	2.152***	4.074***	3.835***	4.112***
	(0.172)	(0.167)	(0.178)	(0.232)	(0.226)	(0.241)
Open _{t-1}	0.107***	0.116***	0.100***	0.0820***	0.0922***	0.0829***
	(0.0145)	(0.0143)	(0.0148)	(0.0192)	(0.0190)	(0.0195)
Scedu _{t-1}	-0.253***	-0.235***	-0.274***	-0.0461	-0.0274	-0.0455
	(0.0668)	(0.0671)	(0.0673)	(0.0977)	(0.0977)	(0.0981)
Humcap _{t-1}	0.0718***	0.0746***	0.0778***	0.314***	0.310***	0.321***
	(0.0208)	(0.0210)	(0.0207)	(0.0261)	(0.0262)	(0.0261)
Findev _{t-1}	0.489***	0.494***	0.501***	0.461***	0.472***	0.477***
	(0.0402)	(0.0406)	(0.0399)	(0.0581)	(0.0581)	(0.0581)
Constant	-9.652***	-8.775***	-9.989***	-19.54***	-18.21***	-19.44***
	(0.823)	(0.776)	(0.845)	(1.207)	(1.147)	(1.251)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380
R-squared	0.361	0.357	0.363	0.617	0.616	0.615

注：括号里面的值为标准误，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的水平显著。

从逻辑关系上讲，产业集聚和城市创新活动之间可能存在一定的内生性问题(张可, 2019;

徐朝晖等，2019)。引致内生性的原因主要有两个方面：一是产业结构多样化集聚与城市创新水平存在双向因果关系。产业集聚能够通过技术溢出效应、劳动力流动效应、规模经济与外部性效应促进创新发展，而创新也能通过增长极效应、产业结构优化效应、知识溢出效应与网络化效应对产业集聚产生促进作用。二是可能存在遗漏变量问题导致的内生性。为了避免内生性问题所带来的估计结果存在偏误的倾向，本文尝试寻找产业结构多样化的工具变量以缓解可能存在的内生性问题。相关研究文献通常寻找具有历史特征的工具变量，因为历史集聚状态会影响现在的集聚特征，但由于时间足够远，对目前的其他经济活动影响有限，例如 Ciccone & Hall (1996)、Fingleton & Longhi (2013)、吴晓怡和邵军 (2016)、张萃 (2018) 均采用历史特征变量作为集聚水平的工具变量。考虑到工具变量的个数需要足够多，从而保证过度识别，同时与扰动项又能保持正交关系。因此，考虑到数据的可得性，我们首先引入 1984 年的城市人口密度 (*Popden_85*)，原始数据主要来自于《1985 年城市统计年鉴》。1984 年的城市人口密度作为历史集聚变量指标是后来城市集聚经济特征形成的基础，而 1985 年到本文样本的研究年份相差有近 30 年，较长的时间可以保证不会与模型残差项相关。其次，寻找工具变量还可以从地理角度出发，封志明等 (2007) 的研究表明地形起伏度是影响中国人口分布和劳动力密集程度的重要因素，这种天然形成的地理特征与集聚程度相关性较高，但不直接影响城市创新水平。因此，本文参考林伯强和谭睿鹏 (2019) 采用各地级市地形坡度作为第二个工具变量。工具变量估计结果如表 6。

表 6 多样化与创新 (2SLS 回归结果)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城市创新指数			新经济创新指数		
<i>DIV_{t-1}</i>	1.081*** (0.275)			2.060*** (0.628)		
<i>RV_{t-1}</i>		2.136*** (0.827)			3.642 (2.805)	
<i>UV_{t-1}</i>			1.608*** (0.380)			3.153*** (0.946)
<i>Indstr_{t-1}</i>	1.625*** (0.204)	0.962*** (0.236)	1.997*** (0.261)	3.560*** (0.632)	2.332*** (0.633)	4.316*** (0.756)
<i>Open_{t-1}</i>	0.00428 (0.00938)	0.00420 (0.0118)	0.00180 (0.00975)	0.0133 (0.0308)	0.0112 (0.0353)	0.00895 (0.0301)
<i>scedu_{t-1}</i>	-0.0870 (0.0704)	-0.107 (0.0827)	-0.196** (0.0837)	-0.385*** (0.149)	-0.295* (0.179)	-0.605*** (0.200)
<i>Humcap_{t-1}</i>	-0.0312** (0.0156)	-0.00478 (0.0178)	-0.0363** (0.0167)	-0.129*** (0.0400)	-0.0732** (0.0371)	-0.142*** (0.0461)
<i>Findev_{t-1}</i>	-0.0202 (0.0411)	0.0992 (0.0976)	0.0663* (0.0384)	0.426*** (0.114)	-0.0438 (0.166)	0.592*** (0.117)
Constant	-7.782*** (1.258)	-5.107*** (1.137)	-8.634*** (1.398)	-19.74*** (3.391)	-14.29*** (2.895)	-21.65*** (3.831)
Cragg-Donald Wald F statistic	41.593 (19.93)	26.928 (16.38)	44.876 (19.93)	41.593 (19.93)	26.928 (16.38)	44.876 (19.93)
Hansen J statistic	3.212 (0.1131)	—	0.427 (0.5135)	2.205 (0.1376)	—	0.686 (0.4076)
Anderson LM statistic	14.202 (0.0008)	6.693 (0.0097)	16.737 (0.0002)	14.202 (0.0008)	6.693 (0.0097)	16.737 (0.0002)

Observations	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380
--------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：括号里面的值为标准误，Hansen J 和 Aderson LM 统计量括号中为 p 值，C-D Wald F 统计量括号中为 10% 的临界值。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的水平显著。

从表 6 第(1)、(3)、(4)和(6)列中 Aderson LM 统计量、Hansen J 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量来看，工具变量的选取不存在识别不足、过度识别和弱工具变量问题，且第一阶段的 F 检验值均大于 10，符合经验法则。但以相关多样化作为解释变量构建模型时，Hansen J 统计量表明可能存在过度识别，为此表 6 中第(2)和(5)列的 2SLS 回归只选取 1984 年的城市人口密度(*Popden_85*)作为工具变量，此时 Aderson LM 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量通过相关检验，不存在识别不足和弱工具变量问题。2SLS 模型的估计结果表明，多样化、相关多样化和无关多样化对城市创新水平有着显著正向影响，且相关多样化的作用更强，而对于新经济创新，依旧是无关多样化表现出显著性，这与表 5 的回归结果相同，表明在控制内生性问题的基础上相关多样化与无关多样化对城市创新的估计仍然稳健。

(三) 稳健性检验——中介效应模型

按照中介效应模型的通常回归方法，需要将经济韧性与产业结构多样化（无关多样化和相关多样化）、城市创新能力同时放入模型。

$$RRC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DIV_{i,t-1} + \gamma_2 Innovation_{i,t} + \rho \sum X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \quad (4)$$

上式中，下角标 i、t 分别代表城市和时间。其它变量如上文所示，控制变量 X_{it} 与式(1)相同。对上式(1)、式(2)和式(3)三组模型同时进行回归，若 α_1 、 α_2 和 α_3 系数显著为正，说明产业结构多样化（无关多样化和相关多样化）程度越高的区域，越能在经济环境发生变化时响应结构调整的方向，表现出更强的经济韧性；进一步检验 β_1 、 β_2 、 β_3 和 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 的系数，若两者同时显著，说明多样化（无关多样化和相关多样化）对通过影响城市创新能力进而影响城市经济韧性，其影响程度为 $\beta_1 \times \gamma_1$ 、 $\beta_2 \times \gamma_2$ 和 $\beta_3 \times \gamma_3$ ；若两者中某一系数不显著，说明城市创新水平的中介效应不明显，即产业结构多样化（无关多样化和相关多样化）难以通过创新活动影响城市经济韧性。控制城市创新水平的中介效应后，若(3)式中 γ_1 依旧显著，说明多样化（无关多样化和相关多样化）对城市经济韧性既有直接影响，有能通过影响城市创新水平进而间接影响经济韧性；若此时， γ_1 不再显著，说明多样化（无关多样化和相关多样化）仅仅会通过影响城市创新水平对经济韧性产生间接影响，并不存在直接影响或其他作用机制。因为，Boostrap 法的中间机制效应检验不能解决模型的内生性问题，其回归结果只作为本文的稳健性补充。

结果如表 7 所示。无论是城市创新指数还是新经济创新指数与经济韧性有显著相关性，表明创新能力越强的城市越能在 2008 年全球金融危机时抵御外部冲击，并在“后危机”时代中表现出更快的恢复力。这是因为创新有助于推动区域在受到外部冲击后对其工业和技术结构做出适应性调整以顺应经济格局的变化(Cooke et al.,2012; Simmie, 2014; Wolfe, 2014; Wolf & Gertler, 2016)。按照 Bristow & Healy (2017) 的观点，创新能力较强的城市往往更容易被“创造性破坏”，故而打破其原有的发展路径实现经济结构的转型升级。同时，创新还是一个更具迭代性、适用性和持续性的过程，既是短期内抵御冲击的关键性因素，也是长期变革性更新过程中的主要推动力。对比直接效应系数和间接效应系数，可以看出相比较于相关多样化，无关多样化对经济韧性的直接影响更大。其中可能的原因有两点：一是，相关多样化产业集聚中所形成的技术粘性更容易激发创新活动，因此，相关多样化的间接效应会更大；二是，在冲击抵御期，无关多样化对风险的分散效应显然更明显，因此无关多样化的直接影响会更大。但是，无关多样化不仅能通过一般性创新行为影响经济韧性外，还能激发新经济领域的创新，从而对地区产业结构调整起到更深远的影响，而且无关多样化通过新经济创新影响经济韧性的中介效应值比一般性创新的中介效应值更大。可见，无关多样化对经济韧性的间接效应更多地是通过对新经济创新的作用体现，这与表(5)和表(6)的研究结

论是一致的，至此假说 2 和假说 2.1 被证实。

表 7 多样化、创新与城市经济韧性⁴（中介效应检验）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城市创新指数			新经济创新指数		
DIV _{t-1}	0.0363*** (0.0129)			0.0418*** (0.0128)		
RV _{t-1}		0.0672*** (0.0225)			0.0730*** (0.0225)	
UV _{t-1}			0.0297* (0.0187)			0.0379** (0.0186)
InoInd	0.0116*** (0.00331)	0.0124*** (0.00327)	0.0122*** (0.00332)			
NEI				0.0139** (0.00645)	0.0151** (0.00644)	0.0139** (0.00648)
Open _{t-1}	-0.0130*** (0.00433)	-0.0156*** (0.00431)	-0.0128*** (0.00444)	-0.00776** (0.00391)	-0.0102*** (0.00394)	-0.00694* (0.00399)
Humcap _{t-1}	-0.00335 (0.00322)	-0.00167 (0.00319)	-0.00328 (0.00329)	-0.00272 (0.00323)	-0.000753 (0.00319)	-0.00272 (0.00330)
Findev _{t-1}	-0.00376 (0.00505)	-0.00440 (0.00507)	-0.00298 (0.00506)	-0.00220 (0.00506)	-0.00270 (0.00507)	-0.00124 (0.00506)
Ecodent-1	0.0311*** (0.00978)	0.0284*** (0.00986)	0.0331*** (0.00980)	0.0350*** (0.00992)	0.0324*** (0.0100)	0.0379*** (0.00992)
Entrvitt-1	0.00406 (0.00565)	0.00587 (0.00564)	0.00402 (0.00570)	0.00346 (0.00567)	0.00547 (0.00566)	0.00319 (0.00572)
Constant	-0.0222 (0.0490)	0.0103 (0.0415)	0.0211 (0.0478)	-0.0680 (0.0463)	-0.0293 (0.0395)	-0.0270 (0.0452)
Bootstrap 检验	0.00143** 0.0116***	0.00065* 0.0124***	0.00089* 0.0121***	0.00121 0.0138***	-0.00005 0.0151***	0.00112* 0.0139***
Observations	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380	1,380
R-squared	0.037	0.038	0.034	0.032	0.032	0.027

注：Bootstrap 检验给出间接效应和直接效应的系数值，表中上方是间接效应、下方是直接效应。括号里面的值为标准误，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的水平显著。

六、结论与建议

面对复杂多变的内外部环境，“韧性”对我国经济高质量发展的意义不言而喻。本文以经济韧性这一全新的视角为研究对象，基于我国 230 个地级市的面板数据，将 2008 年全球金融危机作为外部冲击，从产业结构多样化（相关多样化和无关多样化）的层面探究影响经济韧性的直接作用以及通过驱动创新的间接影响。研究主要得出以下几个主要结论：（1）我国城市间的经济韧性呈现出较大的差异性，产业结构越多样化的城市韧性越强；（2）多样化对经济韧性的作用，不仅表现为分散风险、抵御冲击的“自动稳定器”功能，更为重要的是，多样化有利于技术创新，能够帮助城市在冲击后的恢复期及时做出结构化的适应性调整，从而为阶梯性地转型和持续性韧性提供长期保障；（3）无关多样化因为可以分散风险，因此在

⁴ 由于篇幅有限，只给出第三步的回归结果。

冲击抵御期对经济韧性的作用更大,而相关多样性因为更能促进城市创新对经济韧性的后续间接影响更明显;(4)相关多样化主要通过一般性创新间接作用经济韧性,而无关多样化则会通过新经济创新影响经济韧性。

2020年初爆发的新冠肺炎疫情可以视为一次严重的外部冲击,很可能引发全球性经济衰退。各国政府在抛出临时性刺激政策和纾困举措时,也在酝酿中长期复苏计划,那么一个至关重要的问题是,政策制定应该谋求仅仅“回到之前的状态”,还是应该寻找路径重塑一个更包容、更韧性的经济发展模式?基于上述的研究结论和当前的内外部环境,本文提出如下的几点政策启示:一是,更具韧性的社会和经济结构应该成为中国宏观政策制定的重要战略内容。在高度全球化的今天,包括公共卫生危机、全球气候问题、系统性金融风险在内的一系列外部冲击都将变得更加频繁,而且因为产业链的高度国际化分工,往往这些外部冲击都牵一发而动全身,使得各个国家都面临前所未有的挑战。因此,中国作为高度外向型的经济体,从宏观政策层面,应该将提升“经济韧性”作为一项长期战略来实施,构建更能抵御冲击和更快实现复苏的社会和经济系统。此次新冠肺炎疫情后,在公共支出和基础投资的政策制定方面都需要将可持续发展和增强经济韧性的长期目标注入到刺激方案中,并借此引领整个社会的发展理念和发展模式转型。二是,在“更具韧性”的战略导向下,我国大中城市的发展模式要更加偏重多样化。“专业化还是多样化促进了城市经济增长”一直是学术界的争论焦点,对于这一问题的解答,不仅取决于城市的发展阶段,更要思考是否以“更加韧性”为追求目标。目前,我国长期倚重第二产业特别是制造业带动经济增长的格局已经打破,样本中的230个城市,服务业增加值占GDP比重超过40%的占到一半以上,其中49个城市的服务业占比约为“半壁江山”,上海、北京等大城市更是越过70%。当步入服务经济时代,大中型城市更应该重视产业结构的多样化,多样化的产业结构不仅能在危机时帮助城市分散风险、抵御冲击,更重要的是在危机后,还能为城市阶梯性地转型提供源源不断的创新驱动。而中小城市或城镇,因为无法达到多样化带来知识溢出的“门槛值”,要结合自身禀赋优势、发展定位和与区域内其它城市的协同分工,往专业化方面发展,承接大中城市的标准化制造业转移。同时,为克服产业结构单一的弊端,可以考虑参与城市群和都市圈的一体化建设,通过与其它城市的包容性合作,分享由多样化带来的创新利益。三是,危机后更应该注重创新,尤其是“新经济”创新。危机后促使经济复苏而制定各项政策的落脚点并不能简单地停留在回到过去的增长路径,也就是说不能为了急于刺激经济,而将有限的资源配置到能迅速起色的项目中,特别是一些可能已经出现过剩的产业部门。相反,需要以更长远的眼光对待危机后的经济调整期,治理阻碍知识溢出、创新转型的体制机制障碍,释放更多创新动能。

参考文献

1. 封志明、唐焰、杨艳昭、张丹:《中国地形起伏度及其与人口分布的相关性》,《地理学报》,2007年第10期。
2. 贾俊生、伦晓波、林树:《金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析》,《金融研究》,2017年第1期。
3. 寇宗来、刘学悦:《中国城市和产业创新力报告》,上海:复旦大学产业发展研究中心,2017年。
4. 林伯强、谭睿鹏:《中国经济集聚与绿色经济效率》,《经济研究》,2019年第2期。
5. 潘文卿、李子奈、刘强:《中国产业间的技术溢出效应:基于35个工业部门的经验研究》,《经济研究》,2011年第7期。
6. 钱晓焯、迟巍、黎波:《人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,2010年第27期。

- 7.张萃:《什么使城市更有利于创业?》,《经济研究》,2018年第4期。
- 8.万道侠、胡彬、李叶:《相关多样化、无关多样化与城市创新——基于中国282个地级城市面板数据的实证》,《财经科学》,2019年第5期。
- 9.王俊松:《集聚经济、相关性多样化与城市经济增长——基于279个地级及以上城市面板数据的实证分析》,《财经研究》,2016年第5期。
- 10.徐圆:《国际R&D溢出、产业间贸易流与中国制造业生产率》,《经济科学》,2009年第3期
- 11.徐圆、张林玲:《中国城市的经济韧性及由来:产业结构多样化视角》[J],《财贸经济》2019年第7期。
- 12.余泳泽、张少辉:《城市房价、限购政策与技术创新》[J],《中国工业经济》2017年第6期。
- 13.张可、徐朝晖:《产业集聚与区域创新的交互影响——基于高技术产业的实证》[J],《财经科学》2019年第1期。
- 14.周国富、徐莹莹、高会珍:《产业多样化对京津冀经济发展的影响》[J],《统计研究》2016年第12期。
15. Aghion P., Bloom N., Blundell R., Griffith R., Howitt P., 2005, Competition and Innovation. An Inverted U Relationship[J]. Quarterly Journal of Economics, 120(2): 701-728.
16. Antonelli C., 2003, Localized Product Innovation: The Role of Proximity in The Lancastrian Product Space [J], Information Economics and Policy, 16(2), 255-274.
17. Bishop P., 2019, Knowledge Diversity and Entrepreneurship Following an Economic Crisis: an Empirical Study of Regional Resilience in Great Britain[J], Entrepreneurship & Regional Development, 31(5): 496-515.
18. Boschma R., 2015, Towards an Evolutionary Perspective on Regional Resilience[J], Regional Studies, 49(5), 733-751.
19. Boschma R.A., Iammarino S., 2009, Related Variety, Trade Linkages and Regional Growth[J], Economic Geography, 85(3), 289~311.
20. Bristow G., Healy A., 2017, Innovation and Regional Economic Resilience: An Exploratory Analysis[J], Annals of Regional Science, 60(2), 265-284.
21. Brown L., Greenbaum R.T., 2017, The Role of Industrial Diversity in Economic Resilience: An Empirical Examination Across 35 Years[J], Urban Studies, 54(6), 1347~1366.
22. Cainelli G., Ganau R., Modica M., 2019, Industrial Relatedness and Regional Resilience in the European Union[J], Paper Regional Science, 98:755-778.
23. Castaldi C., Frenken K., Los B., 2015, Related Variety, Unrelated Variety and Technological Breakthroughs: An analysis of US State-Level Patenting[J]. Regional Studies, 49(5): 767-781.
24. Christopherson S., Michie J. E., Tyler P., 2012, Regional Resilience: Theoretical and Empirical Perspectives [J], Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 3(1):3-10.
25. Davies A., Tonts M., 2010, Economic Diversity and Regional Socio-economic Performance[J], Geographical Research, 48(3), 223-234.
26. Davies, S., 2011, Regional Resilience in the 2008-2010 Downturn: Comparative Evidence from European Countries[J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 4, 369-382.
27. Duschl, M. 2016, Firm Dynamics and Regional Resilience: An Empirical Evolutionary Perspective[J], Industrial and Corporate Change, 25 (5): 867-883.
28. Doran J., Fingleton B., 2018, US Metropolitan Area Resilience: Insights from Dynamic Spatial Panel Estimation [J], Environment and Planning A: Economy and Space, 50(1), 111-132.
29. Doran J., Fingleton B., 2016, Employment Resilience in Europe and the 2008 Economic Crisis: Insights from Micro—level Data [J], Regional Studies, 50(1), 644-656.
30. Elhorst J. P., 2014, Spatial Econometrics from Cross-sectional Data to Spatial Panel[M], Heidelberg:

Springer.

31. Evans R., Karecha J., 2014, Staying on Top: Why is Munich So Resilient and Successful? [J], *European Planning Studies*, 22(6), 1259 -1279.
32. Frenken K., 2007, Related Variety, Unrelated Variety and Regional Economic Growth[J], *Regional Studies*, 41(5), 685-697.
33. Hashmi, A. R. Competition and Innovation: The Inverted-U Relationship Revisited[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2011, 95(5): 1653-1668.
34. Jacobs J., 1969, *The Economy of Cities* [M], New York: Vintage Press.
35. Laeven L., Valencia F., 2013, The Real Effects of Financial Sector Interventions during Crises[J], *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(1), 147-177.
36. Lee, D., 2017, Industrial Variety and Structural Change in Korean Regional Manufacturing 1992–2004[J] *Growth and Change* 48 (2): 246-264
37. Martin R., Sunley P., Tyler P., 2015, Local Growth Evolutions: Recession, Resilience and Recovery[J], *Cambridge Journal of Regions Economy & Society*, 8(2), 141-148.
38. Martin R., Sunley P., Gardiner B., &Tyler P., 2016, How Regions React to Recessions: Resilience and the Role of Economic Structure[J], *Regional Studies*,50(5), 561-585.
39. Marloes G Z., 2015, Long-term Unemployment and the Great Recession in the Netherlands: Economic Mechanisms and Policy Implications[J], *De Economist*, 163(4), 415-434.
40. Nystrom K., 2018, Regional resilience to Displacements [J], *Regional Studies*, 52(1), 1-19.
41. Rocchetta S., Mina A., 2018, Technological Coherence and the Adaptive Resilience of Regional Economics. *Regional Studies*. 53(10): 1421-1434.
42. Sensier M., Gillian B., Adrian H., 2016, Measuring Regional Economic Resilience Across Europe: Operationalizing a Complex Concept [J], *Spatial Economic Analysis*, 11(1), 1~24.
43. Shen Y., Shen M., Chen Q., 2016, Measurement of the New Economy in China: Big Data Approach[J], *China Economic Journal*, 9(3):304-316.
44. Simmie J., Martin R., 2010, The Economic Resilience of Regions: Towards an Evolutionary Approach [J], *Social Science Electronic Publishing*, 3(1), 27-43.
45. Simmie J., 2014, Regional Economic Resilience: A Schumpeterian Perspective [J], *Raumforschung und Raumordnung*, 72 (2), 103~116.
46. Wolfe D., &Bramwell A., 2016, Innovation, Creativity and Governance: Social Dynamics of Economic Performance in City-regions [J]. *Innovation*, 18(4), 449~461.
47. Wolfe D A., 2014, *Innovating in Urban Economies* [M], University of Toronto Press.

Relevant and Irrelevant Diversification, Innovation Capability and Urban Economic Resilience

Abstract: In the process of steadily advancing towards high quality development, the role of economic resilience has become particularly important in the face of complex changes in the internal and external environment. Taking the 2008 global financial crisis as an external shock, this paper uses GMM-SAR-RE method to measure the economic resilience of 230 cities in China under the framework of counterfactual experiments, and tries to find out the driving factors from a diversified perspective. The research finds that: (1) The economic resilience between cities in China shows great differences, the more diverse the big cities show stronger resilience; (2) The

role of diversification in economic resilience is not only the function of "automatic stabilizer" to disperse risks and resist shocks, but also, more importantly, diversification is conducive to technological innovation, which can help the city to make structural adjustments in time for crisis, thus providing long-term guarantee for ladder transformation and sustained resilience; (3) Irrelevant diversification has a greater direct effect on economic resilience because it can disperse risks, and the related diversity is more obvious because it can promote the indirect impact of urban innovation on economic resilience; (4) Compared with simple manufacturing Industry diversification, covering the post-service diversification, has a greater impact on urban innovation capabilities and economic resilience.

Keywords: Economic Resilience, Diversification, Innovation ability

附录：城市经济韧性的测度

Capello et al. (2015) 认为城市 GDP 增长率变化和城市失业率之间的关系是城市对外部冲击的一个重要反映。因此，本文参考 Fingleton, & Palombi (2013)、Doran & Fingleton (2017) 的方法，基于 Dixon-Thirlwal 循环因果模型，利用静态凡登定律构建经济增长与就业之间的回归方程，并考虑空间与时间滞后的影响因素，进行 GMM-SAR-RE 估计，得到真实经济条件和反事实无外部冲击之间的结果差异，以此度量经济韧性。

凡登定律认为劳动生产率是产出增长的正向线性函数，在递增规模报酬假设条件下，可以得到静态凡登定律的回归方程：

$$\ln y_t = \alpha + \beta \ln x_t + \varepsilon_t; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

在等式 (1) 中， y_t 是在 t 期就业水平的 $N \times 1$ 向量， \ln 表示取自然对数， x_t 表示产出水平 $N \times 1$ 的向量， α 表示常数项， β 表示系数。其他未观察到的因素均用残差项 ε_t 表示。经济系统存在时滞，即 t 期的就业水平部分取决于 $t-1$ 期的水平，也就是说就业水平不仅仅是现有刺激因素状况的一个即时反应。

因此，加入时间与空间的滞后项对模型 (1) 进行拓展：

$$\ln y_t = \alpha + \rho_1 W_N \ln y_t + \gamma \ln y_{t-1} + \beta \ln x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

时间滞后项用 $N \times 1$ 的向量 $\ln y_{t-1}$ 来表示，空间滞后项用 $N \times 1$ 的向量 $W_N \ln y_t$ 来表示，即 $N \times N$ 的矩阵 W_N 与 $N \times 1$ 的向量 $\ln y_t$ ($\ln y_t$ 表示 t 期就业水平的对数)， γ 与 ρ_1 都表示回归系数。

$$W_{Nij}^* = \left(1 - \frac{d_{ij}}{\max(d)}\right)^\pi$$

其中， d_{ij} 表示城市 i 与城市 j 之间的圆弧距离， $\max(d)$ 表示 $\pi=1$ 时 $N \times N$ 矩阵中距离 d 的最大值。由于对角矩阵 D 的值等于矩阵 W_N^* 行元素之和，可得：

$$D = \text{diag} \left(\left(\sum_{j=1}^N W_{Nij}^* \right) \right) \quad W_N = D^{-0.5} W_N^* D^{-0.5}$$

矩阵 W_N 是对称矩阵即 $W_{Nij} = W_{Nji}$ ，此处仍为城市之间相联系的绝对距离而非相对距离。最大的特征值为 1，这使得 ρ_1 的值易于估计。非奇异矩阵 $(I_N - \rho_1 W_N)$ 的范围为 $1/\min$

(eig) $< \rho_1 < 1/\max(\text{eig})=1$, ρ_1 处于这个区间是模型稳定静止的必要条件之一。考虑到 $\rho_1 \neq 0$, 说明城市的就业水平是基于地理距离相互依赖的。

考虑到模型的动态因素, 当 $\gamma \neq 0$ 时即说明在系统中存在时滞。亦即一个城市的现有的就业水平部分取决于先前的水平。这也进一步说明时间滞后项捕捉到了在右侧的变量缺失的滞后影响值。从而可见缺失的滞后影响反映了市场的不完美, 因为一项改变产生的影响不仅仅局限在改变发生的时间段。空间上的相互影响也可能包含在残差项 ε_t 中, 为了简化本文再次假设一个自回归误差过程:

$$\varepsilon_{it} = \rho_2 \sum_{k=1}^N mN_{ik} \varepsilon_{kt} + \mu_{it}$$

$$\varepsilon_t = (I_N - \rho_2 W_N)^{-1} u_t$$

$$u_{it} = u_i + v_{it}$$

其中, $M_N =$ 已知的 $N * N$ 的空间权重 (= W_N), $u_i \sim iid(0, \sigma_u^2)$ 为个体固定时间无差异效应, $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ 为残差效应, 并且 $\text{cov}(u_i, v_{it}) = 0$ 。

自回归误差过程取决于与 ρ_1 处于同一稳定状态的 ρ_2 以及权重矩阵 M_N , M_N 的性质与 W_N 相同。若假设 $\rho_2 = 0$ 即没有关于残差项的外溢, 此时 $\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$, 则残差项仅取决于两个部分。一部分为时间不变因素 u_i 且 u_i 为服从 $iid(0, \sigma_u^2)$ 的独立分布。这一部分包含了未观察到的城市内部异质性。另一部分为 v_{it} , 表示未观察到的随着时间和城市而改变的因素, v_{it} 遵循与 u_i 相互独立并且服从 $iid(0, \sigma_v^2)$ 的独立分布的假设。

相比较于向量自回归模型 (VAR) 和向量误差修正模型 (VEC), 动态空间面板的随机效应模型能够嵌入大量的地区数据, 使得分析样本变大 (Baltagi et al., 2014)。与 Baltagi et al. (2014) 所不同的是, 我们并不假设变量是外生的, 而是进行内生性处理, 将滞后两期的变量作为工具变量。矩方程假设工具变量相互独立且差分误差 $\Delta v_t = v_t - v_{t-1}$, $\ln y_t$ 也做同样的处理。并且假设 $E(\Delta v_{it}, \Delta v_{it-2}) = 0$, $\text{cov}(\ln y_{t-2}, \Delta v_t) = 0$ 。因此, 个体 i 和时间 t 的工具变量集合变为

$$(\ln y_{i1}, \dots, \ln y_{it-2}, W_N \ln y_{i1}, \dots, W_N \ln y_{it-2}, \ln x_{i1}, \dots, \ln x_{it-2}, W_N \ln x_{i1}, \dots, W_N \ln x_{it-2})$$

以矩阵方程的形式重新构建方程 (2):

$$\ln y_t = G_N^{-1} [\gamma \ln y_{t-1} + \ln x_t \beta + B_N^{-1} \mu_t] \quad (3)$$

其中, $G_N = (I_N - \rho_1 W_N)$, $B_N = (I_N - \rho_2 M_N)$

$$E[\ln y_t] = G_N^{-1} (\gamma E[\ln y_{t-1}] + \ln x_t \beta + B_N^{-1} E[\mu]) \quad (4)$$

$$\ln \hat{y}_t = \widehat{G}_N^{-1} (\hat{\gamma} \ln \widehat{y}_{t-1} + \ln \widehat{x}_t \hat{\beta} + \widehat{B}_N^{-1} \hat{\mu}) \quad (5)$$

等式 (4) 是等式 (3) 取期望后的形式, 通过等式 (56) 给出的建立在反事实产出 $\ln x$ 基础上 $\ln y_t$ 的估计期望值以及参数 $(\hat{\gamma}, \hat{\beta}, \hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2)$ 的估计值。个体效应 $\hat{\mu}$ 的估计期望从时间平均残差中得出。

就等式 (5) 来说, 反事实就业序列 $(\ln \hat{y}_t)$ 取决于反事实产出序列 $(\ln \widehat{x}_t)$ 。当我们把 2008 年经济危机当作一次影响所有城市的外部冲击 (尽管每个城市的反应不同), 反事实产

出序列基于 2008-2013 年观察到的城市产出变化。此处隐含的假设是一个特定城市的产出在衰退期和国家的速度一致，恢复期也与国家恢复速度一致，不会因为产业结构不一而发生改变。这可以描述为：

$$\widetilde{x}_{it+1} = (1 + g_{N_{t+1}})\widetilde{x}_{it}$$

其中 \widetilde{x}_{it+1} 是指 i 城市 t+1 期的反事实产出。 $g_{N_{t+1}}$ 是国家 t—t+1 期的增长率， \widetilde{x}_{it} 是 i 城市 t 期产出值。注意到 \widetilde{x}_{it+1} 取决于 x_{it} (t=2007)，即 2007 年产出的实际水平。对于所有 t>2007， \widetilde{x}_{it+1} 取决于 \widetilde{x}_{it} 。这就假设每个地区产出的反事实产出水平在危机时期都以国家 GDP 的增长速度增长。

本文基于 2008-2016 年中国 230 个城市面板数据，运用 GMM-SAR-RE 估计方法对城市经济韧性进行测算。得出的参数结果如表 1 所示。从表 1 我们可以看出所有系数都表现出显著影响，证实在控制内生性之后产业对就业存在积极的随机的影响。 $\rho_1 > 0$ 表明在控制显著的正向时间滞后的影响的情况下，城市之间的空间依赖性影响也是呈现正向的影响。根据表 2 所给出的参数值，推算出反事实就业水平 $\ln y_t$ ，进而根据等式 (6)、(7) 算出经济韧性。

表 1 参数估计值

变量	参数	(4)
$\ln x_t$	β	0.0481*** (0.0045)
$\ln y_{t-1}$	γ	0.9518*** (0.0054)
$W_N \ln y_t$	ρ_1	0.0104* (0.0060)
	ε_t	-0.3071*** (0.0466)

注：括号中为标准差，* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

参照 Martin et al., (2015) 的定义，经济韧性作为一种适应性的动态调整能力，主要包括脆弱性、抵御冲击、适应冲击、回归原态或开启新路径等四个维度。本文主要关注抵抗力与恢复力，其中，抵抗力是指一个经济体抵抗危机初始影响的能力，恢复力是指之后从冲击中恢复的能力。根据 Han and Goetz (2013) 和 Martine et al. (2016)，本文将抵抗力和恢复力定义为等式 (6) 和等式 (7)：

$$\text{Resis}_i = \frac{(\Delta y_i^c) - (\Delta \hat{y}_i^c)}{|\Delta \hat{y}_i^c|} \quad (6)$$

$$\text{Recov}_i = \frac{(\Delta y_i^r) - (\Delta \hat{y}_i^r)}{|\Delta \hat{y}_i^r|} \quad (7)$$

在 (6) 式中， Δy_i^c 是指在危机期间 i 城市的就业变化，(7) 式中 Δy_i^r 是指危机后的恢复时期 i 地区的就业变化。与实际就业变化相比， $\Delta \hat{y}_i^c$ 是指危机期间的反事实就业变化， $\Delta \hat{y}_i^r$ 是指恢复时期的反事实就业变化。

