

中国地区间资本要素市场分割状况：测算与分析

*

吕冰洋

(中国人民大学财政金融政策研究中心、中国人民大学财政金融学院)

王雨坤

(中国人民大学财政金融学院)

贺颖

(中国社会科学院经济研究所)

内容提要：在完全竞争市场假设下，不同地区资本回报率应趋向统一。基于这一前提，本文首次将微观数据汇总到地区层面，借鉴“价格法”的思想提出资本要素市场分割测算方法。本文采用1998—2013年的中国规模以上工业企业数据，分别测算了以省、市为单位的工业、重工业、轻工业、高端装备制造业、高新技术产业、战略新兴产业、装备制造业的全国资本要素市场及省内资本要素市场分割程度。研究发现：第一，整体来看，1998—2013年各类资本要素市场分割程度大幅度下降，下降幅度在50%左右，其中高端装备制造业、高新技术产业下降尤为明显。分阶段来看，资本要素市场在第一阶段（1998—2002年）及第二阶段（2002—2008年）均趋于整合。第二，以地级市为单位测算发现，经济发展水平相对较高地区的市场分割下降幅度大于经济发展水平相对较低地区，且在样本期末前者的市场分割程度低于后者。第三，以省为单位测算发现，全国各行业市场分割平均下降幅度大致在49%~63%之间，东部沿海地区省内市场分割程度相对低于内陆地区。第四，进一步的影响因素分析表明，中央政府和地方政府在推动统一市场建设中发挥不同作用：中央政府能够通过制度改革和基础设施建设推动全国资本要素市场整合，而通过税收分成调动地方政府经济建设积极性会抑制统一市场的建设。

关键词：资本要素市场；市场分割；工业企业数据库

中图分类号：F222.33 文献标识码：A

一、引言与文献综述

* 基金项目：中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）“中国大规模减税的理论及效果研究”（20XNLG01）

2020 年 3 月，中共中央和国务院发布的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，强调要素市场化改革对经济发展的重要意义，并出台了一系列措施。这意味着虽然中国经过改革开放四十多年发展，但是经济市场化程度仍有待进一步提升，国内各地区市场化进程有待统一。中国作为一个超大规模经济体，建立国内统一大市场是发挥市场在资源配置中决定性作用的关键。在此背景下，打破地区间贸易壁垒、推动全国范围内统一要素市场形成成为实现国民经济持续健康发展的基本导向。

作为一个大国，在全国统一市场建设过程中，还需考虑地方积极性的发挥问题。由于地方政府更具信息优势，中央政府通常给予地方政府更多的权力配置空间，以激发地方政府处理当地经济社会事务的积极性。但地方积极性的发挥通常会抑制统一市场的建设。具体来讲，由于地方利益主体化，由政府竞争所产生的地方保护等因素将限制和阻碍商品及要素的流动，导致市场价格信号只在局部有效（魏楚和郑新业，2017）。在此情况下，虽然地方政府积极性能得到较好的发挥，但与之相伴的还有其干扰市场经济运行的越位现象。

纵观改革开放以来的经济发展和改革历史，围绕协调各级政府积极性，发挥市场资源配置效率展开。改革开放初期，通过实施“分灶吃饭”的财政制度，极大地调动了地方政府进行经济建设的积极性，培育市场主体。但这一时期，由于市场机制初步发育，地方政府强大的资源配置能力激发出地方保护主义，最终导致严重的市场分割局面。为扭转这一局面，中国于 1994 年实行分税制改革规范政府间财政收入关系，在促进统一市场形成过程中，地方政府发展经济的积极性也得到了一定程度的保留。

资本要素市场分割的测算关系到我们对市场演变规律和改革成效的分析，具有重要的经济意义。市场分割问题的研究对象包括商品市场和要素市场两类，吕冰洋和贺颖（2020）已对商品市场分割进行了较为系统的测算，测算结果表明，中国商品市场整合的进步较为明显。影响经济发展的主要是要素市场，尤其是资本要素市场，这是因为劳动市场分割主要与户籍政策有关，而经济增长的最主要动力投资受到资本在地区间自由流动程度的影响。资本要素市场的整合程度，对提高资本要素配置效率至关重要。

现有关于市场分割的分析，大多聚焦于商品市场分割程度的测度及与经济增长、能源效率、出口、生产率等变量关系的探讨（Engel and Rogers, 1996; Parsley and Wei, 1996, 2001; Xu, 2002; 桂琦寒等，2006; 张杰等，2010; 徐保昌和谢建国，2016; 付强，2017; 魏楚和郑新业，2017）。其中，聚焦要素市场分割程度测度的文献可分为两支。第一支文献基于地区间价格指标相关性进行分析，包括运用国际贸易领域的要素价格均等化定理（factor-price equalization theorem, FPET）（Hanson and Slaughter, 2002; Kerkela et al., 2003; Bernard, 2005; Tomiura, 2005; 陈勇兵等，2013）、基于“价格法”使用各省的固定资产投资价格指数等指标判断国内地区间要素市场的一体化程度（赵奇伟和熊性美，2009; 宋马林和金培振，2016; 曹春方等，2018; 余东华和张昆，2020）。第二支文献基于本地区内两类数量指标相关性进行分析，主要分为三类文献。第一类从地区间风险分摊的角度分析消费和收入的变动情况。当资本充分流动且资本市场完善时，家庭可以跨期跨地区平滑消费，最终表现为消费的波动程度小于收入，消费增长率更依赖于相邻地区的消费，而非本地的收入增长（Genevieve and Wei, 2005）。第二类利用储蓄和投资相关性反映资金的供给需求相关性，间接反映本地与外地资本市场的关联程度。当资本市场整合程度较高时，地区投资不应受到本地储蓄的制约，因此两者的相关性较低（Feldstein and Horioka, 1980; Genevieve and Wei, 2005）。由

于资本是逐利的，地区间投资回报率的差异意味着资本的潜在套利空间。第三类文献则采用资本回报率这一变量的地区差异反映资本市场分割程度。综合来看，现有文献的不足是：缺少从微观企业层面对资本要素市场分行业的测算以及汇总至宏观地区层面的分析，从而难以系统且直接地揭示资本要素市场现状。

与以往文献相比，本文边际贡献为以下两个方面。第一，创新性地提出资本要素市场测算方法。企业是资本要素依托的微观主体，而现有文献缺少从微观企业层面对资本要素市场分割情况进行测算，以至于难以系统且直接地揭示资本要素市场现状。本文利用规模以上工业企业数据库计算各地区企业的平均资本回报率反映地区资本品的“价格”，并借鉴“价格法”测度的思想测算资本要素市场分割程度。这样测算的原因在于：类似于基于“价格法”测算商品市场的市场分割程度，如果地区间没有壁垒，根据“一价定律”两地区间资本回报率趋同。但考虑到实际中，存在地区间制度壁垒、生产资本转移障碍、信息不完全等市场因素，通常难以实现地区间利润率的完全平均（郑志国，2001；Genevieve and Wei，2005）。因此，我们认为，当地区间资本回报率之比的波动范围不超过一定区间时，即两地资本回报率之比长期收敛至稳定值时，可认为市场是整合的。这意味着，企业资本回报率的变动，既有企业自身因素，也有政府干预因素，如政府低价出让土地会提高资本回报率，但是本文着眼点不在于对资本回报率形成原因分析，而是客观比较地区间资本回报率差异的变化及所展示的资本市场分割程度的变化。由于边际资本回报率难以观测，我们参照陈国进和王少谦（2016）的做法，以平均资本回报率作为资本回报率的代理变量。代理变量的选择依据在于：在生产函数满足规模报酬不变假设时，企业的边际资本回报率为平均资本回报率与资本贡献率的乘积，考虑到资本贡献率在短期内相对稳定，可用平均资本回报率作为边际资本回报率的有效代理变量（Genevieve and Wei，2005；陈国进和王少谦，2016）。第二，依据行业的经济含义，定义了工业、重工业、轻工业、高端装备制造业、战略新兴行业、高新技术行业、装备制造业共七个维度，系统测算了各维度下以省、市为单位的全国资本要素市场及省内资本要素市场的分割程度，并在此基础上进一步分析中国资本要素市场分割中的政府作用。

本文余下的结构安排为：第二部分详细交代本文的测算方法与数据来源；第三部分汇报各维度下地区间资本要素市场分割的事实；第四部分分析资本要素市场分割中的政府作用；第五部分为结论。

二、测算方法与数据来源

（一）测算原理

现有测算市场分割的文献多以省为单位进行，但以省为单位的测算往往不能体现省内地区间的竞争与

互动, 存在一定局限性 (Froot and Rogoff, 1995)。为了兼顾资本要素市场与现有文献中对商品市场测算的可比性、全面反映全国地区和省内地区资本要素市场分割情况, 本文拟以省、市为单位分别对全国市场及省内市场进行测算, 共包括城市层面与全国城市间资本要素市场分割程度、与省内城市间资本要素市场分割程度, 以及省层面省内城市间资本要素市场分割程度、省际间资本要素市场分割程度四个角度。

测度市场分割程度常用的是价格法, 本文参考桂琦寒等 (2006) 的做法进行测度。不同于产品市场分割指数测算时基于产品的价格指数即产品的年度相对价格, 资本市场分割测算基于的是每年各地区各行业资本回报率。因此在计算两地相对价格时不需要做差分处理, 但为了保证价格比呈正态分布, 需要对价格比取自然对数。资本市场分割程度用两地各类行业相对价格的方差表示。

具体的做法为: 1. 计算地区 m 和 n 在 t 时期资本回报率的比值 P_{mt}^i/P_{nt}^i , 其中 i 表示各行业维度中进一步划分的大类行业。2. 采用去均值的方法消除年度行业固定效应导致的系统偏差, 记 $\overline{\ln(P_t^i)}$ 为全国所有城市对间 $\ln(P_{mt}^i/P_{nt}^i)$ 的均值, 那么去均值后可得到: $p_{mnt}^i = \ln(P_{mt}^i/P_{nt}^i) - \overline{\ln(P_t^i)}$ 。3. 求出地区对的行业间资本回报率的方差, 以此方差作为地区对的资本市场分割程度: $Seg_{mnt} = var(p_{mnt}^i)$ 。4. 为得到各地区资本要素市场的分割程度, 还需确定计算的市场区域, 并对城市对的市场分割程度进行一系列加权平均。

(二) “价格法”中“价格”元素的确定

考虑到资本回报率通常作为衡量企业资本盈利能力及投资决策的指标, 本文选取资本回报率作为“价格”元素。具体的计算公式参考苏振东和洪玉娟 (2013), 设置为: 资本回报率 = (利润总额 - 应缴所得税) / 资产总计。为计算最终用以测算资本要素市场分割程度的地区资本回报率, 需对企业层面的资本回报率进行加权平均处理, 具体的方法为: 以企业的销售收入 (或资产总额) 占当年所在地区所属行业的企业总销售收入 (或加总资产总额) 的比重作为该企业的权重^①, 从而求得该特定年份一行业下的特定地区加权资本回报率, 记为行业-地区-年份维度的资本回报率。对计算结果进行 1% 和 99% 两端异常值归并的处理。

进一步, 为获得特定地区与其他地区之间的市场分割程度, 以此行业-地区-年份维度的资本回报率为基础, 计算该地区与其他地区的多种行业资本回报率的方差, 记为特定地区与其他地区组成的各地区对的市场分割程度^②。以城市层面的指标计算为例 (省层面类似), 以城市对 (如“A 市—B 市”) 的多个行业的资本回报率比值取对数值 (减该行业比值对数值的年均值去除固定效应) 的方差反映城市对内部两个城市间 (如“A 市和 B 市间的”) 的市场分割程度。

最后, 为计算特定地区的市场分割程度, 需确定计算的市场类型。市场类型包括全国市场和省内市场两类。以城市层面的指标为例 (省层面类似), 若计算类型为全国城市间的市场分割程度, 则纳入计算的城市对应为该城市与全国所有城市组成的城市对。在确定市场类型后, 还应当依据一定权重将该地区所有地

① 若 A 企业位于甲地属于 E 行业, 则 2010 年的加权重可用公式表示为: A 企业 2010 年销售收入 (或资产总额) / 2010 年甲地 E 行业所有企业的销售收入 (或加总资产总额)。

② 为减少资本回报率极端值对测算结果的影响, 对地区间同行业资本回报率的比值先进行 1% 和 99% 两端异常值归并处理。在此基础上, 为保留资本回报率的比值接近于 0 的样本, 采取类似于席鹏辉等 (2017) 的做法, 在取对数时对地区间同行业资本回报率的比值进行加 1 处理。对于地区某行业的加权平均资本回报率为负的地区, 则对该地区参与的地区间回报率的比值设为缺值, 不参与行业间方差计算。此外, 对城市对市场分割程度也进行 1% 和 99% 两端异常值归并处理。

区对的方差进行加权平均,即可得到该地区的市场分割程度^①。其中,权重设置为:各地区对中两地区间距离的倒数占该地区单元参与的所有地区对距离倒数的总和。

需要说明的是,省层面的省内市场分割程度不适用前述计算方法,它是通过计算城市层面的“省内城市对间的市场分割程度”的各省平均值得到。另外,在计算省层面指标时包括北京、天津、上海、重庆四个直辖市,在计算城市层面的指标时,由于它们与其他地级市行政级别、城市规模等方面存在差异,且无法计算内部市场分割,因此剔除这四个直辖市。

(三) 市场分割行业范围的确定

本部分意在阐述行业范围的界定标准。由于各行业本身具有不同性质,资本市场分割程度往往呈现出差异性,因而多维度呈现资本市场分割程度具有一定必要性。本文结合国家政策导向,依据各行业经济含义及特征,共划定工业、轻工业、重工业、高端装备制造业、高新技术产业、战略新兴产业、装备制造业七种行业范围分别进行测算。具体为:

1. 工业。

依据国家统计局标准,工业行业为《国民经济行业分类》(GB-T4754-2011)标准中行业代码前两位为06-46的行业,包括采矿业、制造业和电力、燃气及水的生产供应业^②。根据统计,按照二位数行业代码作为行业大类分类依据,可得到41个大类行业,共涵盖581个国民经济四位数行业。

2. 轻工业。

轻工业是指主要提供生活消费品和制作手工工具的工业,目前存在两种分类标准。第一类标准来源于国家统计局。其分类依据为,按各类轻工业所使用的原料不同,划分为两类:(1)以农产品为原料的轻工业;(2)以非农产品为原料的轻工业。第二类标准来源于中国轻工业联合会,为保持轻工业行业划分与国民经济行业分类的一致性,中国轻工业联合会信息统计部根据《国民经济行业分类》(GB-T4754-2017)标准,将轻工业分为18个大类行业。考虑到国家统计局标准分类数目仅两类,且未给出具体的国民经济行业代码,本文采用第二类标准,并结合《国民经济行业分类新旧类目对照表》将行业代码调整为《国民经济行业分类》(GB-T4754-2011)标准。经过上述处理,轻工业行业具体包括18个大类行业,共涵盖195个国民经济四位数行业。

3. 重工业。

重工业是指为国民经济各部门提供物质技术基础的主要生产资料的工业。依据国家统计局标准,按其生产性质和产品用途可以分为下列三类:(1)采掘(伐)工业;(2)原材料工业;(3)加工工业。由于按照以上三个大类进行分类过于粗糙,本文在此基础上进一步将其细分为18个行业,共涵盖363个国民经济四位数行业。

4. 高端装备制造业。

高端装备制造业是指装备制造业的高端领域,是生产制造高技术、高附加值的先进工业设施设备的行

^① 由于资本市场分割测算基于的是每年各地区各行业的资本回报率,为资本回报的年度绝对值。因此在计算资本市场分割程度时,分割指数即用所有有用价格方差表示,不需要为了方便分析时的数值呈现而乘以100。

^② 《六、工业统计(19)》,国家统计局,2018-01-05: http://www.stats.gov.cn/tjsz/cjwjtj/201311/t20131105_455942.html

业^①。依据《〈战略性新兴产业重点产品和服务指导目录〉（2016版）征求修订意见》和《战略性新兴产业分类（2018）》中第二大类“高端装备制造业”并结合《国民经济行业分类新旧类目对照表》将《国民经济行业分类》（GB-T4754-2017）标准的行业代码调整至《国民经济行业分类》（GB-T4754-2011）标准。经过上述处理，高端装备制造业可概括为5个大类行业，共涵盖103个国民经济四位数行业。

5. 高新技术产业。

高新技术产业以高新技术为基础，至少从事一种或多种高新技术及其产品的研究、开发、生产和技术服务。由于现有制度缺少对高新技术产业具体的国民经济行业分类定义，仅有的部分省市高新技术统计目录具有一定地域特色，并不适用于全国范畴。在此情况下，考虑到高技术行业与高新技术行业具有一定关联，本文拟用高技术行业代码表示高新技术产业。比较高新技术产业与高技术行业，二者具有以下三方面共同点：第一，二者均具有知识技术密集的特征；第二，二者均需要较高的研究投入，且开发难度较大；第三，高新技术属于高技术的子集，高技术产品的主导技术一般属于所确定的高技术领域，且通常包括高技术领域中处于技术前沿的工艺或技术突破。

根据以上分析，本文依据国家统计局《高技术产业（制造业）分类》（2017），并结合《〈高技术产业（制造业）分类〉新旧对照表》，将行业代码调整为《国民经济行业分类》（GB-T4754-2011）标准。经过上述处理，高新技术产业可概括为6个大类行业，共涵盖63个国民经济四位数行业。

6. 战略新兴产业。

战略新兴产业是以重大技术突破和重大发展需求为基础，对经济社会全局和长远发展具有重大引领带动作用，知识技术密集、物质资源消耗少、成长潜力大、综合效益好的行业^②。依据国家统计局标准《战略性新兴产业分类（2012）》（试行），可将战略新兴行业概括为7个大类行业，共涵盖513个国民经济四位数行业。

7. 装备制造业。

装备制造业是指为国民经济各部门进行简单生产和扩大再生产提供装备的各类制造业的总称。一般认为其范围具体包括8个行业大类，共涵盖203个国民经济四位数行业。

（四）数据来源

本文用以计算资本要素回报率的基础数据来自于工业企业数据库。通过将1998—2013年的中国规模以上工业企业的数据加权平均到宏观地区-行业-年份层面，以地区对的行业间方差反映各地区的资本要素市场分割情况。其中，由于2010年的数据存在明显错误，未将2010年数据纳入分析样本。另外，由于数据库跨度较长，本文对数据库进行了以下三方面处理，以保证数据的一致性和测度结果的准确性。

1. 行业代码校准。根据《国民经济行业分类新旧类目对照表》（1994-2002）及《国民经济行业分类新旧类目对照表》（2002-2011），将数据库中各年度行业代码调整为《国民经济行业分类》（GB-T4754-2011）

① 《高端自主化引领装备制造业十二五》，中华人民共和国科学技术部，2010-10-25；

http://www.most.gov.cn/kjbgz/201010/t20101021_82849.htm

② 《国务院关于加强培育和发展战略性新兴产业的决定》，中华人民共和国科学技术部，2010-10-19；

http://www.most.gov.cn/yw/201010/t20101019_82726.htm

版本，使其在二位数行业层面可比。

2. 规模以上工业企业筛选。根据我国规模以上工业企业的标准，在进行样本清洗时剔除 2010 年前（含 2010 年）销售额明显低于 500 万元的观测值，以及 2011 年后（含 2011 年）销售额明显低于 2000 万元的观测值。

3. 其他数据清洗处理。为了保证测算的资本回报率数值的准确，本文借鉴马光荣和李力行（2012）的做法进行如下处理：删除总资产小于 100 万的观测值；删除资产、所有者权益、固定资产、利润总额、应交所得税、销售收入为缺值的情况，剔除资产、所有者权益、固定资产为非正的观测值，以及应交所得税、销售收入为负的观测值。另外，参照已有文献的常用处理，进一步删除职工人数小于 8 的情况；删除明显不符合会计原则的观测值，具体包括：总资产小于流动资产，总资产小于固定资产两种情况。最后，对计算出的企业层面的资本回报率进行 1% 和 99% 两端异常值归并的处理。

本文最终测算得到的资本要素市场维度如表 1 所示。

表 1 资本要素市场测算维度说明

行业 \ 角度	以市为单位的测算		以省为单位的测算	
	全国市场	省内市场	全国市场	省内市场
工业	1998—2013 年 (除 2010 年) 剔除直辖市	1998—2013 年 (除 2010 年) 剔除直辖市	1998—2013 年 (除 2010 年) 包含直辖市	1998—2013 年 (除 2010 年) 剔除直辖市
重工业				
轻工业				
高端装备制造业				
战略新兴行业				
高新技术行业				
装备制造业				

三、地区间资本要素市场分割的事实

本部分将以省、市为单位测算的全国资本要素市场和省内资本要素市场的分割程度划分为三个部分：全国城市间资本要素市场分割程度、省内资本要素市场分割程度、省际间资本要素市场分割程度。在此基础上，对不同行业范围下地区间资本要素市场分割的事实进行阐述，分析并归纳地区间资本要素市场分割程度的特征与规律。

（一）全国城市间资本要素市场分割程度

1. 全国城市间资本要素市场分割程度变动趋势。

全国城市间资本要素市场分割程度是指，各城市与全国其他城市的市场分割程度。该项指标表示以市为单位测算的全国资本要素市场分割程度。对全国资本要素市场分割程度的描述性统计如表 2 所示，整体变动趋势如图 1 所示。

表2 全国资本要素市场分割程度描述性统计

观测指标	平均值					分位数		
	1998—2001	2002—2008	2009—2013	全样本	下降幅度	5%	50%	95%
工业	1.032	0.728	0.572	0.758	50.64%	0.413	0.716	1.229
重工业	0.926	0.699	0.571	0.719	49.21%	0.383	0.681	1.183
轻工业	0.997	0.747	0.532	0.748	49.05%	0.312	0.709	1.283
高端装备制造业	0.948	0.637	0.439	0.644	55.56%	0.191	0.547	1.387
高新技术产业	0.907	0.623	0.472	0.640	52.16%	0.225	0.557	1.322
战略新兴产业	0.751	0.547	0.430	0.561	51.58%	0.232	0.505	1.045
装备制造业	0.883	0.649	0.512	0.664	45.12%	0.264	0.602	1.262

说明：时间区间的划分依据为：（1）1998年中国实施第一次积极财政政策；（2）2001年中国加入WTO；（3）2008年全球金融危机。因数据原因，表中不包含2010年信息。下降幅度的计算方式为： $100\% \times (1998\text{年市场分割程度} - 2013\text{年市场分割程度}) / 1998\text{年市场分割程度}$ 。下表同。

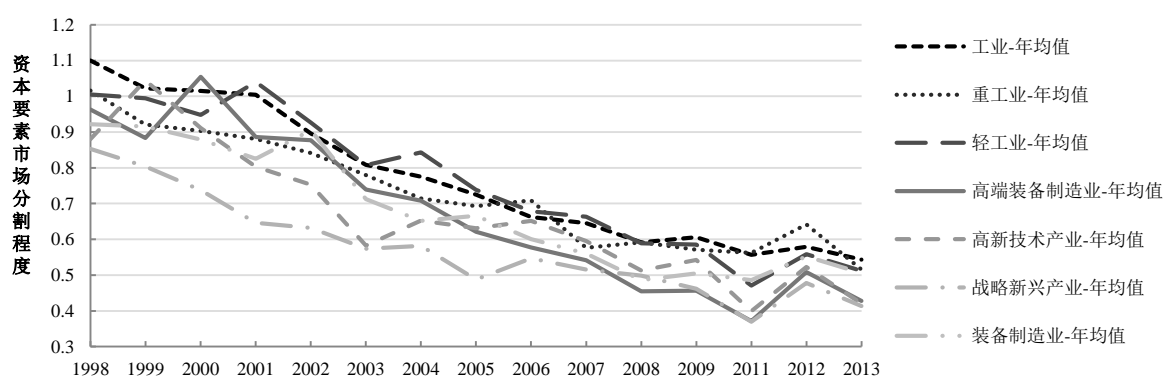


图1 1998—2013年全国资本要素市场分割程度

由表2及图1可知，整体来看，各行业资本市场均趋于整合。与1998年相比，2013年各行业资本市场分割程度降幅处于45%~56%范围内，其中高端装备制造业、高新技术产业下降幅度尤为明显。从各行业资本市场分割程度变化的时间节点来看，自中国1998年实施积极财政政策，在一定程度上加强了政府对市场的干预后，高端装备制造业、高新技术产业资本市场分割程度在此后1至2年呈现加剧态势，其余行业资本市场分割程度没有较为明显变化。自中国2001年加入世界贸易组织（WTO）后，各行业资本市场均呈现出较为明显的整合趋势，大部分行业市场分割程度下降超过0.2个单位。这在一定程度上表明，加入WTO有助于开放型经济的形成，相对完善了社会主义市场经济体制，有助于全国范围内资本市场的整合。这一结论与Li and Zhang（2003）认为加入WTO有助于消除地区间的贸易保护基本一致。2008年中国受到金融危机冲击，为恢复和维持市场秩序，政府加大对市场的干预，表现为第三阶段各行业市场一体化趋势明显减缓，市场分割指数未呈现明显下降。这在一定程度上表明政府干预程度相对减缓了市场整合趋势。

2. 全国城市间资本要素市场分割程度区域间分布。

本部分意在考察全国城市间资本要素市场分割程度在不同特征区域间的分布情况。主要关注经济发展水平不同时，地区资本要素市场分割程度所表现出的共性与差异。

依据各城市的经济发展水平，可划分为经济发展水平相对较高地区与经济发展水平相对较低地区。界

定依据为：计算各地级市 1998—2013 年每年人均生产总值（GDP）的平均值，以此平均值表征各地级市经济发展水平，在此基础上取这一平均值的中位数作为界定依据。若地级市人均 GDP 的平均值大于该变量中位数，则定义为经济发展水平相对较高地区；否则，为经济发展水平相对较低地区。两类地区全国城市间资本要素市场分割程度的描述性统计如表 3 所示。

表 3 资本要素市场分割程度与地区经济发展水平

地区类型	观测指标 行业名称	平均值					分位数		
		1998-2001	2002-2008	2009-2013	全样本	下降幅度	5%	50%	95%
经济发展水平相对较高地区	工业	1.047	0.725	0.557	0.763	51.15%	0.403	0.730	1.233
	重工业	0.937	0.694	0.559	0.720	50.49%	0.380	0.684	1.168
	轻工业	1.007	0.755	0.534	0.761	49.95%	0.339	0.721	1.274
	高端装备制造业	0.953	0.638	0.422	0.649	56.55%	0.202	0.560	1.376
	高新技术产业	0.907	0.618	0.449	0.639	54.84%	0.237	0.564	1.276
	战略新兴产业	0.773	0.547	0.417	0.569	53.86%	0.248	0.513	1.049
	装备制造业	0.889	0.641	0.493	0.661	48.00%	0.275	0.600	1.243
经济发展水平相对较低地区	工业	1.013	0.730	0.586	0.753	50.22%	0.426	0.706	1.224
	重工业	0.911	0.705	0.585	0.717	47.70%	0.386	0.678	1.197
	轻工业	0.983	0.738	0.530	0.734	47.78%	0.269	0.691	1.292
	高端装备制造业	0.938	0.636	0.465	0.635	55.40%	0.175	0.530	1.408
	高新技术产业	0.905	0.631	0.506	0.643	51.11%	0.209	0.544	1.383
	战略新兴产业	0.721	0.546	0.444	0.553	47.90%	0.203	0.494	1.037
	装备制造业	0.873	0.659	0.536	0.668	42.41%	0.231	0.605	1.296

由表 3 可知，整体来看，经济发展水平相对较高地区和相对较低地区各行业资本市场均趋于整合，经济发展水平相对较高地区各行业资本市场分割程度的下降幅度均高于经济发展水平较低地区。分阶段来看，在中国 2001 年加入 WTO 后，经济发展水平相对较高地区各行业的资本市场分割程度下降幅度明显大于经济发展水平相对较低地区。另外，在 2008 年受到全球金融危机冲击后，虽然两类地区大部分行业的资本市场仍呈现整合趋势，但其分割程度平均下降幅度均相对减小，表明市场一体化趋势相对减缓。根据上述分析可知：在受到不同外界冲击时，两类地区反映略有差异。具体表现为：当市场自由度得到改善时，经济发展水平较高地区表现更为敏感，市场一体化趋势略高于经济发展水平较低地区；当政府干预较强时，将在一定程度上减缓两类地区市场整合趋势。

（二）省内地区间资本要素市场分割程度

本部分意在探讨局部地区资本要素市场的整合程度，主要从城市层面省内城市间资本要素市场分割程度以及省层面各省内城市间平均市场分割程度两个维度进行分析。

1. 省内城市间资本要素市场分割程度。

省内城市间资本要素市场分割程度是指，各地级市与省内其他城市间的资本要素市场分割程度。该项指标表示以市为单位测算的省内资本要素市场分割程度。对省内城市间资本要素市场分割程度的描述性统计如表 4 所示，整体变动趋势如图 2 所示。

表4 省内资本要素市场分割程度描述性统计

观测指标 行业名称	平均值					分位数		
	1998-2001	2002-2008	2009-2013	全样本	下降幅度	5%	50%	95%
工业	0.934	0.682	0.545	0.705	49.11%	0.241	0.643	1.417
重工业	0.868	0.669	0.561	0.687	47.16%	0.205	0.600	1.451
轻工业	0.948	0.699	0.511	0.707	51.81%	0.160	0.589	1.592
高端装备制造业	0.908	0.621	0.440	0.623	52.31%	0.064	0.423	1.888
高新技术产业	0.832	0.590	0.455	0.600	55.79%	0.062	0.434	1.664
战略新兴产业	0.707	0.529	0.414	0.537	50.56%	0.094	0.422	1.351
装备制造业	0.843	0.626	0.512	0.641	43.73%	0.093	0.484	1.691

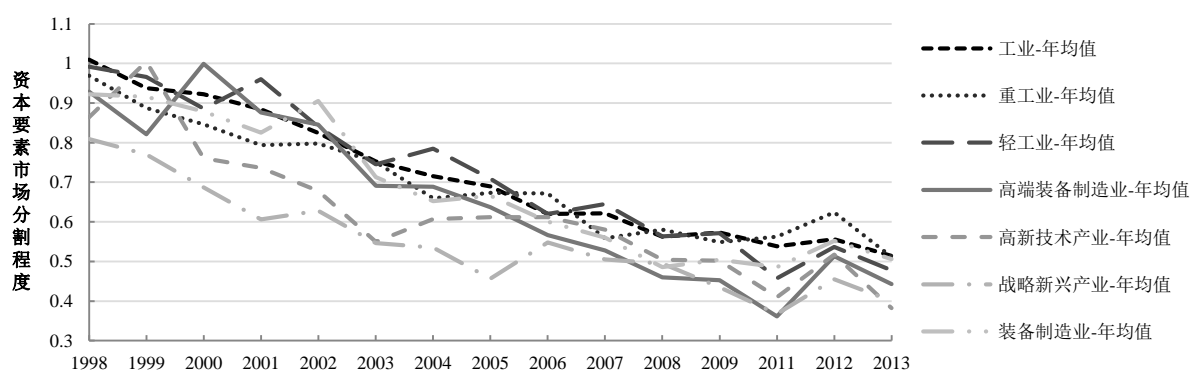


图2 1998—2013年与省内其他城市间资本要素市场分割程度

由表4及图2可知, 各行业的省内城市间资本要素市场整体呈现整合趋势。与1998年相比, 2013年各行业资本市场分割程度降幅处于43%~56%范围内, 其中高端装备制造业和高新技术产业下降幅度尤为明显。

2. 省层面省内资本要素市场分割程度。

省层面省内资本要素市场分割程度是指, 省内各城市资本要素市场分割程度的平均值。该项指标表示以省为单位测算的省内资本要素市场分割程度。对省层面的省内资本要素市场分割程度的描述性统计如表5所示, 整体变动趋势如图3所示。

表5 省内资本要素市场分割程度描述性统计

观测指标 行业名称	平均值					分位数		
	1998-2001	2002-2008	2009-2013	全样本	下降幅度	5%	50%	95%
工业	0.953	0.711	0.582	0.740	47.33%	0.293	0.722	1.278
重工业	0.877	0.681	0.602	0.711	43.85%	0.283	0.683	1.244
轻工业	0.982	0.705	0.551	0.737	48.42%	0.281	0.673	1.438
高端装备制造业	1.017	0.729	0.537	0.738	53.41%	0.154	0.588	1.774
高新技术产业	0.827	0.619	0.520	0.643	48.66%	0.129	0.545	1.433
战略新兴产业	0.747	0.556	0.441	0.574	56.53%	0.150	0.493	1.187
装备制造业	0.928	0.708	0.589	0.730	50.85%	0.150	0.637	1.603

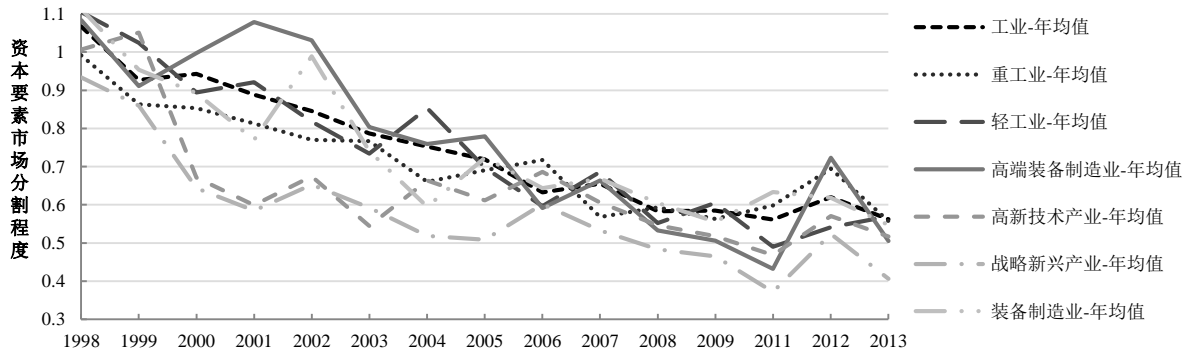


图3 1998—2013年省内资本要素市场分割程度

由表5和图3可知,省层面各行业资本市场呈整合趋势。与1998年相比,2013年各行业资本市场分割程度降幅处于43%~57%范围内,其中高端装备制造业、战略新兴产业和装备制造业下降幅度超过50%。与图3中城市层面市场分割程度变化趋势比较,二者整体变动方向基本一致,即市场分割程度趋于降低。

为进一步分析中国资本要素市场分割程度的区域分布特征,绘制各省不同行业的资本要素市场分割程度的平均值以及自1998至2013年的下降值,如表6所示。

整体来看,对行业I(工业)至行业VII(装备制造业),各省份市场分割程度的平均值分别处于0.33至1.01间、0.34至1.03间、0.33至1.14间、0.31至1.35间、0.13至1.19间、0.20至0.84间、0.23至1.21间。结合区域特征来看,市场分割程度较小的省份中,江苏、浙江、福建、山东均属于东部沿海地区,且除以上四个省份,属于沿海地区的广东省市场分割程度也相对较小;反观市场分割程度较大的地区,多为经济发展水平相对较低的内陆地区。另外,根据下降值部分列示的数据可知,2013年,大多数地区市场分割程度相较于1998年有了较为明显的下降。另外从行业资本市场分割程度的变化趋势来看,以省份为单位计算的各行业资本要素市场大多呈现趋于整合的趋势。

表6 各省省内资本要素市场分割程度

指标	平均值							下降值						
	I	II	III	VI	V	VI	VII	I	II	III	VI	V	VI	VII
河北	0.58	0.51	0.63	0.62	0.49	0.41	0.53	0.44	0.28	0.01	0.50	0.65	0.69	0.59
山西	1.01	0.93	1.14	1.00	0.92	0.83	1.18	0.53	0.53	1.37	-0.53	.	1.07	1.43
内蒙古	1.00	0.93	0.90	0.82	0.79	0.71	1.13	1.00	0.66	1.38
辽宁	0.82	0.76	0.87	0.61	0.80	0.63	0.67	0.59	0.82	0.71	0.64	0.17	0.44	0.04
吉林	0.83	0.72	0.88	0.82	0.56	0.62	0.70
黑龙江	0.97	0.99	0.86	0.74	0.67	0.76	1.07	0.45	-0.02	0.93	-0.33	0.03	-0.19	-0.30
江苏	0.35	0.34	0.43	0.35	0.45	0.20	0.23	0.35	0.40	0.27	0.59	0.87	0.30	0.22
浙江	0.33	0.36	0.33	0.35	0.36	0.23	0.23	0.30	0.48	0.14	0.58	-0.21	0.45	0.16
安徽	0.76	0.72	0.84	0.53	0.72	0.59	0.58	0.71	0.82	0.50	.	0.76	1.19	0.49
福建	0.55	0.54	0.51	0.64	0.68	0.47	0.43	0.76	0.11	0.75	0.13	3.03	2.02	-0.06
江西	0.77	0.75	0.78	1.15	0.46	0.64	0.71	0.82	1.06	1.28	3.33	-0.36	1.22	-0.57
山东	0.47	0.45	0.49	0.41	0.61	0.30	0.46	0.39	0.49	0.42	-0.26	0.68	0.41	0.41
河南	0.59	0.56	0.59	0.66	0.72	0.50	0.59	0.51	0.52	0.40	1.10	0.58	0.54	0.46
湖北	0.66	0.60	0.65	0.62	0.68	0.55	0.67	0.54	0.53	0.28	0.41	1.18	0.51	0.58

湖南	0.77	0.73	0.72	0.83	0.59	0.53	0.72	1.03	0.72	0.62	1.12	1.15	0.39	0.28
广东	0.60	0.60	0.60	0.53	0.62	0.53	0.57	0.38	0.44	0.46	0.24	0.36	0.17	0.50
广西	0.78	0.79	0.94	0.95	0.77	0.69	0.94	0.14	0.45	0.63	0.99	1.70	0.13	1.81
海南	1.00	0.68	1.02	.	.	0.65
四川	0.68	0.62	0.71	0.64	0.68	0.54	0.73	0.81	0.20	0.71	0.58	-0.15	0.73	0.79
贵州	0.81	0.82	0.81	0.96	0.51	0.52	1.03	0.21	0.48	-0.25	.	.	-0.10	.
云南	0.86	0.78	0.74	1.35	1.19	0.62	1.21	0.21	0.18	1.08	.	0.31	0.78	1.18
陕西	0.81	0.87	0.78	0.86	0.55	0.69	0.79	0.70	1.15	0.61	.	-0.25	0.29	1.30
甘肃	0.89	1.03	0.86	1.04	0.95	0.84	0.82
青海	0.94	0.87	0.63	.	.	0.76	0.86	1.30	-0.14
宁夏	0.67	0.71	0.72	0.31	0.44	0.68	0.87	0.87	-0.15	.	.	.	1.08	2.82
新疆	0.78	0.86	0.75	1.33	0.13	0.58	0.79	0.16	0.70	0.37	0.82	.	-0.53	-0.71

说明：(1) I至 VII 分别指代工业、重工业、轻工业、高端装备制造业、高新技术产业、战略新兴产业、装备制造业；(2) 平均值的计算方式为：1998—2013 年间市场分割程度的平均值；(3) 下降值的计算方式为：1998 年市场分割程度减去 2013 年市场分割程度；(4) “.”表示未得到计算结果；(5) 本表未包含北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市；另外，由于西藏平均值和下降值数据均显示缺失，也不再显示。

(三) 省际间资本要素市场分割程度

1. 省际间资本要素市场分割程度变动趋势。

省际间资本要素市场分割程度是指，各省与全国其他省份间资本要素市场分割程度。该项指标表示以省为单位测算的全国资本要素市场分割程度。对省际间资本要素市场分割程度的描述性统计如表 7 所示，整体变动趋势如图 4 所示。

表 7 省际间资本要素市场分割程度描述性统计

观测指标 行业名称	平均值					分位数		
	1998-2001	2002-2008	2009-2013	全样本	下降幅度	5%	50%	95%
工业	0.635	0.376	0.314	0.428	53.74%	0.213	0.391	0.746
重工业	0.595	0.351	0.322	0.408	49.14%	0.186	0.364	0.776
轻工业	0.688	0.421	0.273	0.450	62.94%	0.151	0.401	0.890
高端装备制造业	0.682	0.341	0.247	0.398	53.60%	0.106	0.307	0.993
高新技术产业	0.459	0.301	0.235	0.325	5.63%	0.096	0.247	0.803
战略新兴产业	0.483	0.271	0.204	0.309	62.03%	0.109	0.255	0.713
装备制造业	0.506	0.292	0.298	0.350	-4.41%	0.118	0.296	0.754

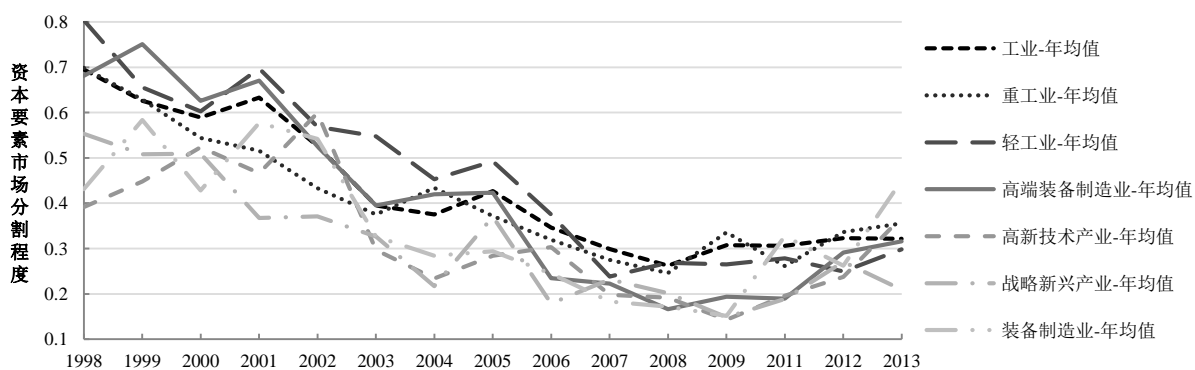


图 4 1998—2013 年省际间资本要素市场分割程度

由表7及图4可知,整体来看,各行业资本市场均趋于整合。与1998年相比,2013年除装备制造业和高新技术产业外的其他行业资本市场分割程度降幅处于53%~63%范围内,其中战略新兴产业和轻工业下降幅度超过60%。与省层面省内资本市场分割程度相比,省际间资本要素市场分割程度整体较小。值得注意的是,在第三阶段中,各行业2012年的资本要素市场分割指数有增大趋势,分割程度趋于加深。这表明:当在外部市场环境较为自由时,市场趋于整合;当政府加强干预时,市场趋于分割。相对于全国城市间资本要素市场,这一点在省际间资本要素市场表现得更为明显。

2. 省际间资本要素市场分割程度区域间分布。

为进一步分析中国资本要素市场分割程度的区域分布特征,绘制各省不同行业的省际间资本要素市场分割程度的平均值以及1998—2013年的下降值,如表8所示。

表8 各省省际间资本要素市场分割程度

指标 行业	平均值							下降值						
	I	II	III	VI	V	VI	VII	I	II	III	VI	V	VI	VII
北京	0.41	0.41	0.45	0.50	0.30	0.30	0.37	0.32	0.25	0.63	0.31	0.19	0.37	-0.15
天津	0.44	0.44	0.46	0.51	0.38	0.34	0.41	0.19	0.08	0.27	0.49	0.08	0.32	0.02
河北	0.46	0.42	0.56	0.55	0.33	0.30	0.39	0.49	0.32	0.46	0.20	0.39	0.47	-0.17
山西	0.32	0.23	0.34	0.38	0.30	0.17	0.26	0.13	-0.17	0.42	.	-0.43	0.30	-0.64
内蒙古	0.55	0.44	0.61	0.88	0.74	0.44	0.63	0.44	-0.01	0.52	.	.	0.33	-0.33
辽宁	0.36	0.38	0.43	0.36	0.30	0.27	0.37	0.23	0.19	0.24	0.27	0.06	0.63	-0.13
吉林	0.38	0.42	0.35	0.49	0.29	0.31	0.25
黑龙江	0.43	0.52	0.40	0.31	0.29	0.58	0.27	0.52	0.78	0.22	0.17	0.27	0.67	-0.01
上海	0.28	0.27	0.28	0.31	0.23	0.24	0.24	0.38	0.50	0.36	0.97	0.14	0.44	0.26
江苏	0.34	0.34	0.33	0.33	0.24	0.22	0.28	0.29	0.05	0.41	0.62	0.15	0.39	0.01
浙江	0.33	0.33	0.33	0.33	0.22	0.23	0.28	0.43	0.38	0.60	0.55	0.16	0.44	0.23
安徽	0.32	0.31	0.40	0.35	0.31	0.22	0.34	0.27	0.14	0.77	0.43	0.07	0.28	0.27
福建	0.41	0.42	0.39	0.44	0.45	0.34	0.38	0.56	0.41	0.71	1.10	0.20	0.50	0.32
江西	0.36	0.28	0.36	0.28	0.27	0.26	0.27	0.52	0.49	0.49	-0.14	-0.04	0.16	-0.04
山东	0.41	0.41	0.43	0.39	0.28	0.27	0.34	0.52	0.28	0.57	0.33	0.17	0.34	-0.03
河南	0.49	0.48	0.56	0.36	0.42	0.24	0.36	0.52	0.43	0.59	0.16	0.32	0.13	-0.01
湖北	0.45	0.42	0.54	0.34	0.26	0.26	0.30	0.19	0.10	0.21	0.42	0.02	0.18	0.15
湖南	0.43	0.39	0.46	0.47	0.28	0.26	0.36	0.62	0.67	0.53	0.33	-0.15	0.26	0.08
广东	0.45	0.51	0.44	0.42	0.24	0.31	0.36	0.53	0.63	0.65	0.71	0.04	0.31	0.25
广西	0.42	0.39	0.42	0.41	0.32	0.29	0.37	0.43	0.75	0.63	1.65	-0.20	0.33	-0.15
海南	0.53	0.48	0.54	0.41	0.46	0.50	0.49	0.44	0.46	0.34	.	0.11	0.61	0.32
重庆	0.45	0.47	0.47	0.36	0.29	0.33	0.36	0.31	0.36	0.44	.	-0.11	0.29	.
四川	0.44	0.37	0.49	0.43	0.28	0.27	0.39	0.38	0.29	0.53	0.04	-0.03	0.31	0.21
贵州	0.40	0.35	0.46	0.30	0.25	0.21	0.29	0.13	0.28	0.41	.	-0.77	0.05	0.04
云南	0.45	0.33	0.48	0.33	0.31	0.25	0.35	0.44	0.22	0.64	-0.09	-0.10	0.13	0.14
西藏	0.58	0.59	0.54	.	.	0.43	.	0.46	0.54
陕西	0.48	0.47	0.50	0.29	0.29	0.34	0.31	0.57	0.56	0.79	.	0.41	0.72	-0.13
甘肃	0.44	0.39	0.37	0.22	0.24	0.22	0.28
青海	0.53	0.43	0.54	0.14	0.38	0.42	0.46	-0.08	0.22	-0.16	.	0.61	0.12	-1.09
宁夏	0.47	0.42	0.49	0.46	0.54	0.28	0.33	0.39	0.47	0.82	-0.49	.	0.33	0.00

指标	平均值							下降值						
	I	II	III	VI	V	VI	VII	I	II	III	VI	V	VI	VII
新疆	0.45	0.52	0.54	0.50	0.34	0.47	0.40	0.43	0.52	0.70	0.57	.	0.58	0.30

整体来看,对行业 I (工业)至行业 VII (装备制造业),各省省际间市场分割程度的平均值分别处于 0.28 至 0.58 间、0.23 至 0.59 间、0.28 至 0.61 间、0.14 至 0.88 间、0.22 至 0.74 间、0.17 至 0.58 间、0.24 至 0.63 间。结合区域特征来看,市场分割程度较小的省份中,上海、江苏、浙江均属于东部沿海地区;反观市场分割程度较大的地区,多为经济发展水平相对较低的西部地区。另外,根据下降值部分列示的数据可知,2013 年,大多数地区市场分割程度相较于 1998 年有了较为明显的下降。另外,从行业资本市场分割程度的变化趋势来看,除高新技术产业、装备制造业外,其余行业省际间资本要素市场基本呈现趋于整合的趋势。

(四) 小结

通过以省、市为单位分别对全国资本要素市场及省内资本要素市场的分割程度进行测算和分析,可归纳:

第一,时间变化趋势。在四种角度下,整体来看 1998—2013 年各行业资本市场分割程度有较大幅度下降。分阶段来看,第一阶段与第二阶段中,资本要素市场均趋于整合,但第三阶段中,相对于 2008 年,2012 年资本要素市场分割程度呈现加剧状态。

第二,以市为单位测算的不同经济发展水平地区的资本要素市场特征。不同经济发展水平地区市场均趋于整合,且经济发展水平较高地区市场分割下降幅度高于经济发展水平较低地区。

第三,以市为单位测算的不同行业资本市场特征。1998—2013 年,各行业资本市场分割程度下降幅度均在 50%上下,其中下降幅度较大的两类行业为高端装备制造业、高新技术产业。

第四,以省为单位测算的省内资本要素市场变化趋势及区域分布特征。就变化趋势,与 1998 年相比,大部分省份省内资本要素市场整体均趋于整合。就区域分布特征,省内资本要素市场分割程度较小的省份中,江苏、浙江、福建、山东均属于东部沿海地区;省内资本要素市场分割程度较大的地区,多为经济发展水平相对较低的内陆地区。

第五,以省为单位测算全国市场资本要素市场变化趋势及区域分布特征。就变化趋势,与 1998 年相比,各行业省际间资本要素市场整体均趋于整合,除高新技术产业、装备制造业外其他行业市场分割程度均有较大幅度下降,下降幅度约为 49%~63%。分阶段来看,第一阶段与第二阶段市场分割程度均呈现下降趋势,第三阶段(2008—2013 年)中于 2012 年呈现增大趋势。就区域分布特征,省际间资本要素市场分割程度较小的省份多为东部沿海地区;省际间资本要素市场分割程度较大的地区,多为西部地区。

四、资本要素市场分割中的政府作用分析

(一) 计量模型设定

根据前文分析可知,无论是全国市场还是省内市场均呈现整合趋势。那么,影响市场分割的因素有哪些?在这些因素中,政府又发挥着怎样的作用?本部分重点关注中央政府和地方政府在建设统一市场时发挥的不同作用。这一作用差异主要是由于中央政府和地方政府在发展经济中的着眼点有所不同,具体来说,中央政府聚焦于统筹全局发展,地方政府聚焦于本地经济发展。前者中央政府通过集中财力,来实行全局性基础设施建设或制度建设来推动统一市场建设;后者则通过调整财政体制,发挥地方政府经济建设积极性,典型表现为税收共享制度下的地方政府过度竞争阻碍市场统一进程。基于此,本部分旨在通过计量检验,分析中央和地方政府在建设统一市场中的不同作用,采取双向固定效应模型进行检验。计量公式为:

$$Seg_{it} = \beta_0 + \beta_1 tax_{pt-1} + \beta_2 trans_{pt-1} + \beta_3(open_2001 * WTO)_{it-1} + \rho X_{it-1} + u_t + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*表示地级市,*p*表示省份,*t*表示时间;*Seg*表示工业资本要素市场分割程度,为全国要素市场分割程度;*tax*表示财政激励,用来表征地方政府进行市场分割的内在激励;*trans*表示交通基础设施,用来表征中央在基础设施方面推动市场整合的措施;*open_2001*WTO*表示2001年对外开放程度与加入WTO的交互项,用来表征中央在制度层面推动市场整合的措施;*u*表示时间固定效应; φ 表示地区固定效应; ε 为随机扰动项;*X*表示一系列控制变量。以下对所选核心解释变量及控制变量与市场分割的关系进行具体阐述:

第一,核心解释变量。

财政激励 (*tax*):从中国的财税体制改革进程看,1994年分税制改革后财政激励集中在税收方面。本文以各省的市县税收收入分成比例表征该省财政收入分配情况,由省内市县级税收收入总额除以全省组织的税收总额计算得到。税收分成比例越高,表明地方发展经济的内在激励越强,进行市场分割的倾向也越强。

交通基础设施 (*trans*):完善公路等基础设施,增强交通网络密度有利于资源的跨区流动,促进市场整合。由于土地面积不同的区域在公路里程总量上不具可比性,本文选取对公路里程进行标准化处理后的交通网络密度变量进行分析,具体的计算方式为:交通基础设施=里程数值/土地面积,单位为公里/平方公里。公路及高铁均能够有效提升地级市与其他地级市通达性,但由于交通基础设施的类型和性质不同,对推动市场整合的作用存在差异。为了进一步区分不同类型交通基础设施的异质性,本文对不同性质的交通基础设施分别进行了检验,具体包括:全国公路密度、等级公路密度、高铁开通。其中,全国公路密度、等级公路密度均为省份层面数据,高铁开通变量依据各地级市2008年后首次开通高铁年份设置虚拟变量,开通当年及以后为1,其余情况为0。

对外开放水平*WTO (*open_2001*WTO*):中国于2001年12月正式加入WTO,促进了中国贸易开放和资本市场整合。基于此,本部分意在通过这一变量从制度层面反映中央推动资本要素市场整合。考虑到加入WTO对不同开放程度的地区的冲击强度存在差异,为了较为准确地识别加入WTO对市场整合的作用,本文设置对外开放水平与WTO交互项,作为核心解释变量进行识别。其中,WTO为虚拟变量,在2002年及之后取1,其他情况取0;对外开放水平为2001年各地级市FDI占GDP比重。

第二,控制变量。

对外开放 (*open*): 对外开放程度逐渐加深能够促进市场制度逐渐完善, 从而促使市场整合。本文定义对外开放程度为 FDI 占地区 GDP 比重。

国有经济比重 (*soe*): 出于保护国有职工就业以及保护国有经济存量的目的, 地方国有经济比重的增大将促使地方政府进行市场分割 (刘瑞明, 2012)。采用地区国有单位职工人数占地区职工总人数比重来进行度量国有经济比重。

地理距离 (*dis*): 一般认为, 地区间距离越远, 交易成本将越高, 那么市场分割程度越严重。地理距离分为全国市场和省内市场两类: 全国市场中地理距离为城市与全国其他城市间的加权距离; 省内市场中地理距离为城市与省内其他城市间的加权距离。

主要变量描述性统计如表 9 所示。本部分选取 2001 年至 2013 年 (2010 年除外) 时间区间作为样本范围。用以检验的解释变量数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国税务年鉴》、《区域经济统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国交通年鉴》等。

表 9 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	中位数	最小值	最大值
资本要素市场分割程度	2654	0.6530	0.3044	1.4679
财政激励	2654	0.4179	0.2642	0.6543
全国公路密度	2645	0.5222	0.0388	1.6088
等级公路密度	2645	0.4527	0.0369	1.4729
高铁开通	2654	0	0	1
对外开放程度	2601	0.0131	0.0002	0.1309
国有经济比重	2421	0.0815	0.0367	0.4574
地理距离	2654	6.6868	6.2748	8.6021

(二) 回归结果

中央和地方政府关系变动对市场分割的影响回归结果如表 10 所示。(1) — (5) 列被解释变量为工业行业全国城市间资本要素市场分割程度, 考虑到各影响因素可能具有滞后作用, 对各解释变量取滞后一期值。(1) 列检验以财政激励表征的地方积极性对资本要素市场分割的影响, 影响显著为正。这表明随着以税收分成为代表的财政分权程度加深, 地方政府财政激励及要素竞争程度加强, 致使市场分割程度加剧。(2) — (4) 列分别检验全国公路密度、等级公路密度、高铁开通对资本要素市场分割的影响, 回归结果说明中央层面通过加强交通基础设施有助于推动市场整合。(5) 列检验加入 WTO 对资本要素市场分割的影响, 结果显示中央政府通过制度改革显著缩小市场分割。以上回归结果验证了前文的推断: 中央政府和地方政府在建设统一市场时发挥不同的作用, 中央政府主要通过制度改革和基础设施推动市场整合; 而通过税收分成调动地方政府积极性会抑制统一市场的建设, 加剧市场分割程度。

表 10 中央和地方政府关系变动对市场分割的影响

变量名称	全国城市间市场分割程度				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
财政激励	0.180* (0.094)	0.251*** (0.090)	0.248*** (0.091)	0.190** (0.094)	0.087 (0.095)
全国公路密度		-0.079*** (0.027)			
等级公路密度			-0.089*** (0.028)		
高铁开通				-0.030** (0.013)	
对外开放水平*WTO					-0.596** (0.253)
对外开放程度	0.138 (0.193)	0.072 (0.194)	0.040 (0.195)	0.082 (0.191)	0.157 (0.193)
国有经济比重	-0.124 (0.127)	-0.079 (0.122)	-0.084 (0.122)	-0.124 (0.129)	-0.192 (0.140)
地理距离	0.332** (0.147)	0.334** (0.148)	0.325** (0.147)	0.311** (0.145)	0.514** (0.235)
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2654	2636	2636	2654	2349
R ²	0.514	0.517	0.517	0.516	0.540
城市数量	309	309	309	309	249

说明：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；标准误差类在地级市层面。

五、结论

推动全国范围内统一要素市场形成对于充分发挥市场的资源配置作用具有重要意义。现有文献主要聚焦于商品市场，而要素市场尤其是资本要素市场缺少系统的测度与分析。本文将微观数据汇总到地区层面，使用 1998—2013 年中国规模以上工业企业数据库，分别以省、市为单位测算了工业、重工业、轻工业、高端装备制造业、高新技术产业、战略新兴产业、装备制造业的全国资本要素市场及省内资本要素市场的分割程度。

通过对测算结果的分析及对市场分割程度影响因素的实证检验，得到如下结论：

第一，市场分割变化的时间趋势：整体来看，1998—2013 年，各类资本要素市场分割程度均有较大幅度下降，其中高端装备制造业、高新技术产业尤为明显。分阶段来看，资本要素市场在第一阶段（1998—2002 年）及第二阶段（2002—2008 年）均趋于整合，但在第三阶段（2008—2013 年）中，2012 年市场分割程度呈现一定加剧。

第二，以地级市为单位测算的市场分割状况：自 1998 年至 2013 年，各行业市场分割平均下降幅度在 50%左右；经济发展水平较高地区市场分割下降幅度大于经济发展水平较低地区；样本期内，前期经济发展水平较高地区市场分割程度高，后期经济发展水平较低地区市场分割程度高。

第三，以省为单位测算的市场分割状况：自 1998 年至 2013 年，全国各行业市场分割平均下降幅度大致在 49%~63%之间，东部沿海地区省内市场分割程度相对低于内陆地区。

第四,实证检验表明,中央政府和地方政府在建设统一市场时发挥不同的作用,中央政府能够通过制度改革和基础设施建设推动全国资本要素市场整合,而通过税收分成调动地方政府积极性会抑制统一市场的建设。

本文研究结果表明,中国近二十年来资本要素市场分割程度大幅度下降,这对建立全国统一市场、优化资源配置具有重要意义。或许,这是中国经济迅速崛起的关键因素。本文研究为以后一系列关于中国经济增长原因的实证研究打下良好的数据基础。

参考文献:

- [1] 曹春方,张婷婷,刘秀梅. 市场分割提升了国企产品市场竞争地位?[J]. 金融研究, 2018 (3): 121-136.
- [2] 陈国进,王少谦. 经济政策不确定性如何影响企业投资行为[J]. 财贸经济, 2016 (05): 5-21.
- [3] 陈勇兵,陈宇媚,周世民. 中国国内市场整合程度的演变: 基于要素价格均等化的分析[J]. 世界经济, 2013, 36 (01): 14-37.
- [4] 付强. 市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识[J]. 经济研究, 2017, 52 (03): 47-60.
- [5] 桂琦寒,陈敏,陆铭,等. 中国国内商品市场趋于分割还是整合: 基于相对价格法的分析[J]. 世界经济, 2006 (02): 20-30.
- [6] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割: 理论与经验证据[J]. 管理世界, 2012 (04): 21-32.
- [7] 吕冰洋,贺颖. 迈向统一市场: 基于城市数据对中国商品市场分割的测算与分析[J]. 经济理论与经济管理, 2020(04): 13-25.
- [8] 马光荣,李力行. 政府规模、地方治理与企业逃税[J]. 世界经济, 2012, 35 (06): 93-114.
- [9] 宋马林,金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究, 2016, 51 (12): 47-61.
- [10] 苏振东,洪玉娟. 中国出口企业是否存在“利润率溢价”?——基于随机占优和广义倾向指数匹配方法的经验研究[J]. 管理世界, 2013 (05): 12-34+46.
- [11] 魏楚,郑新业. 能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验[J]. 中国社会科学, 2017 (10): 90-111+206.
- [12] 席鹏辉,梁若冰,谢贞发,苏国灿. 财政压力、产能过剩与供给侧改革[J]. 经济研究, 2017, 52 (09): 86-102.
- [13] 徐保昌,谢建国. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 2016, 39 (01): 95-122.
- [14] 余东华,张昆. 要素市场分割、产业结构趋同与制造业高级化[J]. 经济与管理研究, 2020, 41 (01): 36-47.
- [15] 张杰,张培丽,黄泰岩. 市场分割推动了中国企业出口吗?[J]. 经济研究, 2010, 45 (08): 29-41.
- [16] 赵奇伟,熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析: 时间走势与区域差异[J]. 世界经济, 2009(06): 41-53.
- [17] Bernard A B, Redding S, Schott P K. Factor Price Equality and the Economies of the United States[R]. CEPR

Discussion Paper No.5126, 2005.

- [18] Engel C, Rogers J H. How Wide Is the Border[J]. American Economic Association, 1996, 86(5): 1112-1125.
- [19] Feldstein M, Horioka C. Domestic Saving and International Capital Flows[J]. The Economic Journal, 1980(358): 314-329.
- [20] Froot K, and Rogoff K. The Law of One Price over 700 Years[R]. NBER Working paper 5132, 1995.
- [21] Genevieve B D, Wei S J. Can China Grow Faster? A Diagnosis of the Fragmentation of Its Domestic Capital Market[R]. IMF Working Paper, 2004.
- [22] Hanson G H, Slaughter M J. Labor Market Adjustment in Open Economies: Evidence from U.S. States[J]. Journal of International Economics, 2002(57): 3-30.
- [23] Kerkela L, Kangasharju A, Pekkala S. Factor Price Equalization in Finland[R]. ERSA Conference Paper, 2003.
- [24] Li J, Zhang A. WTO Accession And China's Domestic Regional Liberalization: A Theoretical Analysis[J]. Pacific Economic Review, 2003, 8(2): 127-141.
- [25] Parsley D, Wei S. Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1996, 111(4): 1211-1236.
- [26] Parsley D, Wei S. Explaining the Border Effect: the Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography[J]. Journal of International Economics, 2001, 55(1): 87-105.
- [27] Tomiura E. Factor Price Equalized in Japanese Regions[J]. Japanese Economic Review, 2005, 56(4): 441-456.
- [28] Xu X. Have the Chinese Provinces Become Integrated Under Reform[J]. China Economic Review, 2002, 13(2): 116-133.

The Segmentation of Local Capital Factor Market in China: Measurement and Analysis

Lv Bingyang Wang Yukun He Ying

Abstract: Under the assumption of a perfectly competitive market, the return on capital in different regions tends to be uniform. Based on this premise, this article summarizes the microdata at the regional level for the first time and draws on the idea of the "price method" to propose a method for measuring the market segmentation of capital factors. This article is based on the Chinese industrial enterprises database from 1998 to 2013 to calculate the degree of segmentation of the national and provincial capital factor market of industry, heavy industry, light industry, high-end equipment manufacturing industry, high-tech industry, strategy emerging industry, and equipment manufacturing industry. The results show that from 1998 to 2013, the segmentation of capital factor market declined significantly, with a decline of about 50%. Among all various industries, the decline in high-end equipment manufacturing and high-tech industries was particularly obvious. In terms of stages, the capital factor market tends to be integrated in the first stage (1998-2002) and the second stage (2002-2008). Besides, in the case of the city as a measurement unit, the decline was greater in regions with higher economic development. The degree of segmentation in the former is lower than the latter in the later period. Also, in the case of the province as a measurement unit, the average decline in market segmentation in various industries across the country is roughly between 49% and 63%, and the degree of market segmentation in the eastern coastal areas is relatively lower than that in the inland areas. Fourth, further analysis of influencing factors shows that the central government and local governments play different roles in promoting the construction of a unified market. The central government can promote the integration of the national capital factor market through institutional reforms and infrastructure construction. However, the positivity of local governments through tax sharing will aggravate market segmentation.

Key words: Capital Factor Market; Market Segmentation; Industrial Enterprise Database

制度优势、货币政策协调与财政拉动效应^①

李戎 刘力菲

摘要：作为宏观调控的两大支柱，货币政策与财政政策的协调和博弈一直是各界关注的焦点。本文将财政与货币政策共同纳入到结构性向量自回归模型中，通过同时施加短期和长期识别假设，分析货币政策对财政冲击的响应。研究发现，在财政冲击发生的同时，广义货币供应量 M2 的增长率显著提高，表明货币政策在财政政策扩张时，采取了宽松货币的协调配合的策略。依据上述实证发现，本文对动态随机一般均衡（DSGE）模型加以改进，研究中国货币政策的协调配合对财政政策效果的影响。分析表明，货币政策的协调配合能够显著提升财政政策的经济刺激效果，产生财政支出的拉动效应。这一结论从货币与财政政策相互配合的角度，对文献中发现的财政拉动效应的经验事实，给出了一个符合中国国情的理论解释，也为积极财政政策提质增效的实现路径提供政策参考。本文建议在政策制定过程中充分利用中国制度优势，协调不同部门的政策目标，通过发挥财政和货币政策的联动作用，增强政策效果，保障经济高质量发展。

关键词：财政政策；货币政策规则；货币与财政协调；财政乘数

中图分类号：F81 **文献标识：**JA **文章编号：**1006-480X(2021)

一、引言及文献综述

诞生于 20 世纪 30 年代的“凯恩斯主义”，使财政政策成为了各国政府进行宏观调控的重要手段，通过调节政府支出和税收等方式，财政政策在熨平经济波动，确保经济稳定增长中扮演了重要角色。中国自 1998

[收稿日期]2021-06-23

[基金项目]国家社会科学基金项目重大项目“经济双循环系统下的货币政策与财政政策协调配合研究”（20&ZD104）。

[作者简介]李戎，中国人民大学中国财政金融政策研究中心研究员，中国人民大学财政金融学院副教授，经济学博士；刘力菲，中国人民大学财政金融学院博士生，经济学硕士。通讯作者：李戎，电子邮箱：lirong.sf@ruc.edu.cn，手机：18611329356。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

年首次实施积极财政政策以来,财政政策经历了“积极”-“稳健”-“积极”的时期,在不同的经济形势下,财政政策持续发挥着保障经济稳定、促进经济平稳健康发展的重要作用。随着中国和美国的贸易摩擦升级和新冠疫情爆发导致的经济不确定性加大,各国政府再一次把目光投向了财政政策。中国政府在2020年将一般公共预算赤字率从2.8%上升到3.6%,发行总规模超8.5万亿元的各项政府债券;2020年底的中央经济工作会议强调,积极的财政政策要提质增效、更可持续,保持适度支出强度,增强国家重大战略任务财力保障。明确了继续保持积极的财政政策的方针,体现了中国政府稳定经济的决心,也反映出财政政策作为宏观调控工具的重要性。那么,财政政策与经济的互动机制以及政策的传导机制是怎样的,哪些因素是保障财政政策发挥理想效果的关键?成为了政策制定者和经济学界共同关心,并且必须搞清楚的问题。

为了定量地分析财政政策的实施效果,相当一部分文献聚焦于测算财政乘数,即一单位政府支出的增加会带来多少单位的总产出的增加。Ramey(2011b)总结了基于西方国家数据的实证研究成果,发现财政乘数居于0.8到1.5之间。近些年,中国学者也对中国财政乘数进行了丰富的实证研究,例如Wang and Wen(2019)基于结构性向量自回归和省级数据的面板回归的研究发现,中国短期财政乘数可达2.7,长期财政乘数更是高达4.9。Zhang et al.(2019)的研究也发现,中国短期财政乘数显著大于1,长期财政乘数高达3,并且有顺周期的特征。李明和李德刚(2018)利用民族地区转移支付的制度设计,借鉴模糊断点回归思路,测算出中国县级政府的地方财政乘数显著大于1。Li and Zhou(2021)利用中央部委换届引致的转移支付变化识别外生政府支出波动,测算出中国财政乘数约为1.56。此外,Shi and Fukushige(2015),Jeong et al.(2017)和Zhang(2020)等研究都发现中国财政乘数显著大于1。另一方面,Guo et al.(2016)利用贫困县的转移支付制度,使用工具变量法测算出的中国政府间转移支付乘数为0.6。但该方法局限于估计经济相对落后地区的财政支出效果,无法推广到全国。可以看出,对中国财政乘数的测算,不同的方法得出的结论不尽相同,但总体而言,同西方国家相比,中国的财政乘数的估算结果较大,在大多数文献中都显著大于1,并且长期乘数大于短期乘数,反映出财政支出产生了拉动效应,有效地促进了私人部门的经济活动,这反映了中国财政政策的有效性。随之而来的一个研究问题是,何种因素保障了中国财政政策发挥了理想的政策效果,财政政策通过什么样的传导机制拉动了私人部门的经济活动?

摆在理论经济学家面前的一大难题是,标准的经济学模型无法给出财政拉动效应的理论解释。政府支出的增加不可避免地带来了当前或未来税收的增加,从而产生负的财富效应,挤出了居民消费,因此,无论在标准的新古典经济学模型还是新凯恩斯模型中,财政支出都不能对私人消费产生拉动效应,这就使得

理论模型无法解释实证结果。为此, 经济学界不得不对标准模型进行修正, 使得模型具备财政支出拉动居民消费的机理, 从而更好地解释现实经济的运行。例如, Galí et al. (2007) 在模型中引入按照经验法则 (rule-of-thumb) 来进行决策的家庭。这类家庭的特点是不进行跨期最优决策, 而是根据当期的收入水平决定当期的消费, 边际消费倾向较高。Galí et al. (2007) 证明, 当经济中有着众多的这一类家庭, 家庭部门的总消费就可能呈现出拉动效应。政府消费与家庭消费的互补性也是可以产生财政拉动效应的可能因素之一, 当引入这一互补性时, 政府支出的扩大能够有效拉动家庭部门的消费 (如 Bouakez and Rebei, 2007 和王国静和田国强, 2014)。另外, Zubairy (2014) 等人的研究发现, 引入深度消费习惯能够使得政府支出扩大拉动家庭消费。当考虑到金融危机后货币政策受制于零利率下限这一情况时, Woodford (2011) 和 Christiano et al. (2011) 等人的研究表明, 当中央银行实行消极的货币政策, 或者货币政策受制于零利率下限时, 财政政策能够有效地刺激居民部门的需求。此外, Corsetti et al. (2012) 指出, 当居民预期到财政支出在刺激政策结束后, 往往会降低到长期趋势水平之下, 即出现财政支出反转的情况时, 短期财政刺激的财政乘数会较大。

纵观这些理论模型, 不难发现, 既有理论要么需要较强的假设 (经济中存在大量非理性个体、公共品与私人品的强互补性、消费的深度习惯等), 要么与中国实际情况不符 (名义利率长期受制于零利率下限、财政支出的反转等), 不能用来解释中国经济现象。鉴于较多的实证研究表明, 中国的财政政策对私人部门的经济活动具有显著的拉动效应, 本文迫切需要一个能够符合中国实际情况的理论解释。这一工作不仅仅具有推动经济理论发展的意义, 更具有帮助政策制定者理清政策传导机制、找准政策搭配、实现精准决策的重大实践意义, 本文的研究目标也在于此。

作为宏观调控的两大支柱, 货币政策与财政政策的协调和博弈一直是各界关注的焦点。在许多国家, 由于财政和货币部门之间的政策目标不一致, 可能导致不同部门的政策选择产生策略互动, 进而影响社会福利。不同于这些国家, 中国的中央银行和财政部同属国务院组成部门, 货币政策和财政政策的决策者在中央的领导下共同服务于实体经济, 这一制度优势为财政与货币政策的协调搭配提供了更大的可能性。理论研究表明, 相对于互相独立的财政货币决策, 货币政策与财政政策的相互配合更有可能加强政策效果。例如, Woodford (2011) 指出, 财政政策的经济刺激效果取决于货币政策“逆风向而动”的程度。当财政扩张时, 货币政策同时保持宽松有助于加强财政政策效果。Galí (2020) 的研究更是表明, 当中央银行以创造货币的形式为财政政策融资, 扩张性财政政策会产生非常显著的经济刺激效果。李扬 (2021) 认为货币和

财政政策都作用于货币流通, 两大政策天然具有相互协调和配合的基础和可能性, 同时也有协调配合的必要性。基于上述分析, 本文基于中国制度优势, 从货币与财政政策相互配合的角度出发, 为实证研究中所发现的财政拉动效应提供一个符合中国国情的理论解释, 也通过理清政策传导机制, 找出保障政策效果的关键因素, 为下一步政策措施的精准制定提供理论参考。为此, 本文尝试回答如下三个问题: ①中国货币政策对财政政策是协调配合还是相对独立? ②如果配合, 那么货币政策对财政政策的配合程度如何? ③货币政策的配合对财政政策效果的影响如何, 是否可以解释中国财政政策的拉动效应?

为了回答上述问题, 本文构造了同时引入财政和货币政策的结构性向量自回归模型, 借鉴并结合 Blanchard and Perrotti(2002)和 Bjørnland and Leitemo(2009)的方法, 通过同时施加长期和短期的识别假设, 研究货币政策对财政政策的响应。结果表明, 中国货币政策当局在财政支出扩张时, 采取了增加货币供给的宽松的货币政策, 即实证结果表明货币政策对财政政策采取了协调配合的策略。本文将这一实证研究的结果引入到了动态随机一般均衡(DSGE)模型中。在货币政策规则中引入了财政因素, 使得货币当局在财政扩张时, 会通过宽松货币的形式对财政政策予以配合。通过基于贝叶斯方法对模型参数的估计, 模型的相关参数的估计值反映了中国货币政策对财政政策的配合程度, 也就回答了上述第二个问题。通过对模型进行政策模拟和反事实实验可以考察货币政策的配合对财政政策效果的影响。本文发现, 货币政策的配合是产生较大财政乘数的重要因素, 本文的模型设定和参数估计可以解释为什么中国财政乘数较大这一谜题。依据本文的研究, 货币政策部门与财政政策部门的积极沟通与协调, 是积极财政政策提质增效的有效手段。

与已有的研究相比, 本文的贡献体现在: ①从数据中证实中国货币政策对财政政策的协调配合。既有文献通常单独分析货币政策或财政政策的经济效果, 缺少通过严谨的识别方式对货币与财政政策的协调配合进行实证研究。②将财政因素引入到 DSGE 模型的货币政策规则中, 从而推进了基于中国经济特点的宏观经济建模, 也进一步完善了学术界对中国货币政策规则本身的研究。已有的关于中国货币政策规则的研究多关注于数量型、价格型或混合型政策规则的测算和比较(如, 马文涛, 2011; 王曦等, 2017), 本文从货币政策的多目标的角度对中国货币政策规模加以研究。③给出了符合中国实际情况的对财政拉动效应的理论解释。既有文献对财政拉动效应的解释, 例如 Galí et al. (2007)、Woodford (2011)、Corsetti et al. (2012)等, 需要较强的假设或者与中国经济实际情况不符, 本文从数据出发, 通过数据挖掘和中国制度特点的相互印证, 将实证发现引入到模型中, 进而对财政拉动效应给出了符合中国实际数据和制度特征的理论解释。第四, 进一步理清了财政与货币政策的互动传导机制, 为政策制定者进行精准决策提供参考, 也为积极财

政政策提质增效提供了可行路径。值得一提的是,本文提出的财政与货币政策联动传导机制虽然受到 Woodford (2011) 和 Galí (2020) 的启发,但并不受制于零利率下限等因素的影响,而是依据中国的制度特点提出的新机制。已有的研究从不同的角度对财政政策的制定提供了理论建议(如郭长林,2018;李戎和田晓晖,2021),本文的研究进一步推进了这一领域的研究进展。

论文的结构安排如下:第二部分的经验分析考察中国财政政策对货币政策影响的经验事实;第三部分是 DSGE 的模型构建;第四部分是参数校准与估计;第五部分是脉冲响应分析及财政乘数估算;第六部分是结论与政策启示。

二、经验事实

本部分旨在通过考察中国货币政策对财政政策的响应,来分析中国货币政策对财政政策是协调配合还是保持相对独立。在分析策略上本文使用了结构性向量自回归(SVAR)方法,将财政政策与货币政策变量一同纳入到模型中,并结合 Blanchard and Perrotti(2002)和 Bjørnland and Leitemo(2009)的方法同时施加短期和长期识别假设识别政策冲击。

1.数据来源与变量选取

结合研究目的,本文在模型中纳入了五个主要变量的季度数据:国内生产总值(y),政府支出(g),广义货币供应量环比增长率(M2),通货膨胀率(π),金融机构贷款余额(Loan),时间跨度为1995年第一季度至2017年第四季度,数据来源全部为 Chang et al.(2016)^①。

本文使用政府消费性支出与政府固定资产形成总额之和衡量政府总支出,利用消费者物价指数和投资品价格指数分别对政府消费性支出和投资性支出进行平减,得到对应的实际变量,再相加得到政府总支出的实际值。本文还采用 GDP 平减指数对国民生产总值和金融机构贷款余额进行平减,得到实际值。通货膨胀率由消费者价格指数计算得出。由于 Chang et al.(2016)提供的数据已经经过了季节性调整,本文在正式分析之前,对上述变量取对数,并且去掉线性和二次时间趋势提取周期成分。

2.SVAR 模型的识别

令 $Y_t = (g_t, y_t, loan_t, \pi_t, m2_t)'$ 表示向量自回归模型中所使用的向量,括号中的元素位置即表示各个变

^① Chang et al. (2016) 在作者网站上进行数据更新,截止本文写作时,数据已更新至2017年。

量在模型中的排序。本文将 VAR 模型表达成如下形式:

$$Y_t = B(L)Y_t + v_t$$

其中, $B(L)$ 为滞后算子, v_t 为一个五乘一的向量, 表示统计残差, 研究者需要从统计残差中识别出相互正交的结构冲击 ε_t 。通常假设, 结构性冲击可以表达为统计残差的线性组合, 即 $v_t = C\varepsilon_t$, 其中 $CC' = V$, $E v_t v_t' = V$ 。此外, 为了识别 C , ε_t 的标准差通常被标准化为一。接下来, 研究者需要通过矩阵 C 施加识别假设来识别结构性冲击产生的影响。在识别财政冲击的文献中, Blanchard and Perrotti(2002)提出的短期识别假设具有广泛的影响力。他们指出, 由于财政制度等原因, 财政支出变量对宏观经济变量的反应存在滞后, 因此可以施加一个财政变量对经济变量的短期反应为零的识别假设。当本文将政府支出变量放置于所有变量之前时, 这一短期识别假设就体现为 C 矩阵第一行的元素除了第一列外, 其余都为零。这也是文献中经常提到的利用 Choleski 分解法识别财政政策冲击的原理(如, 郭长林, 2018)。在 Choleski 分解中, C 矩阵对角线右上方的元素均为零。与文献中的情况不同的是, 本文的 VAR 模型中还加入了 M2 增长率为代表的货币政策变量和通货膨胀水平这一能够与货币政策短期内相互作用的经济变量, 不能假设通胀水平和货币政策之间的短期反应为零。即, C 矩阵的第四行第五列元素不为零。施加短期识别假设后的 C 矩阵结构如下:

$$C = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & C_{45} \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} \end{bmatrix}$$

为了完全识别矩阵 C , 本文还需要施加一个额外的识别假设。为此, 本文借鉴 Bjørnland and Leitemo(2009)的方法, 根据货币长期中性的原理, 假设短期货币政策冲击对通货膨胀水平的长期影响为零。这一长期识别假设可以通过将 $(I - B)^{-1}C$ 这一矩阵的第四行第五列元素设定为零来实现, 其中 $B = B(1) + B(2) + \dots + B(p)$, p 为 VAR 模型的滞后阶数。根据 AIC 标准, 本文的基准模型选取的滞后阶数为 5 阶。

综上, 通过同时施加短期和长期识别假设, 本文将财政与货币政策变量共同纳入到结构性向量自回归模型中, 可以识别出财政政策冲击对货币政策变量和其它宏观经济变量的影响。

3. 脉冲响应

图 1 为一单位财政政策冲击带来的脉冲响应。从图中可以看出, 当政府支出扩张时, GDP 持续性增加, 在第 11 个季度达到顶点, 长期影响可达六年之久。更重要的是, 在财政冲击发生的同时, M2 的增长率显著提高, 在财政扩张的同期就提高 3%, 进而在财政冲击后的第二个季度达到了提高 10%的高点, 并

且维持扩张态势长达一年之久。这表明货币政策在财政政策扩张时,采取了宽松货币的协调配合的策略。宽松的货币政策也带来了通货膨胀在短期内的提高,但冲击对通货膨胀的影响在两年之后逐渐消退为零。金融机构贷款余额在财政冲击的第一年也呈现扩张态势,之后则逐渐收缩。这反映了金融机构在财政扩张的影响下,短期内加大了贷款力度,在财政政策逐渐回归常态的过程中又快速收回贷款。为了考察私人消费和投资的脉冲响应,同时保持向量自回归模型有足够的自由度,本文借鉴 Ramey(2011a)的方法,采取在模型中每次替换一个变量的做法,考察所替换变量的脉冲响应。具体来说,本文将私人消费和投资分两次替换基准模型中的金融机构贷款余额,其余变量保持不变。从图1中可以看出,私人消费和投资都呈现正向脉冲响应,体现了财政支出的拉动效应。这一结果与文献中实证发现相一致。

为了验证上述结果的稳健性,本文进一步做了如下稳健性检验:①调整滞后阶数为2阶、3阶和4阶;②将政府总支出分别替换为消费性政府支出和投资性政府支出;③利用HP滤波法对数据进行去趋势处理。上述稳健性检验得到的脉冲响应函数均与本文的基准模型类似^①,因此,本文的实证结果是稳健的。即,中国货币政策对财政政策采取了协调配合的策略,在财政扩张的同时扩大了货币供给。^②这一实证发现也符合中国政治经济的制度特点,中央银行和财政部同属国务院组成部门,在中央的领导下共同服务于实体经济,这一制度优势为不同部门之间的政策协调提供了更大的可能性。

基于以上实证研究发现,结合 Woodford(2011)和 Galí(2020)的理论研究结果,本文认为货币政策对财政政策的协调配合是中国财政政策有效的重要因素。为了验证这一观点,本文在DSGE模型中引入货币政策规则对财政政策的响应,从而分析这一政策间的协调配合对中国财政政策效果的影响。

①脉冲响应函数可联系作者索要。

②此外,本文也考察了财政支出对货币政策冲击的脉冲响应。结果表明,当M2增速上升1%时,财政支出在冲击当期没有显著变化,在随后有小幅上升,总体波动的量级较小。由此可见,货币政策对财政政策的协调配合更突出,相比之下,财政政策对货币政策的配合不够显著。

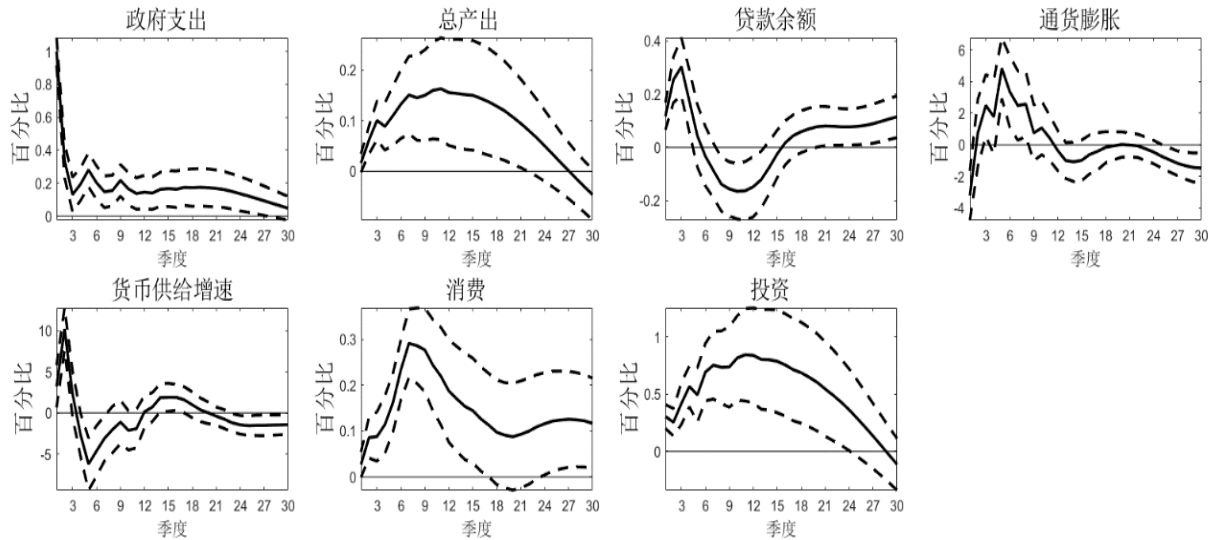


图1 财政支出冲击的脉冲响应

三、模型构建

本文参考 Smets and Wouters(2007)和简志宏等(2011)广义的新凯恩斯 DSGE 框架来构建模型。其中，家庭和厂商的动态优化行为采取了文献中的标准结构。对政府行为，包括货币政策和财政政策的刻画，是本文的创新之处。模型引入消费者习惯、资本使用效率和投资调整成本等实际摩擦，并假设工人工资和商品价格是粘性的。

1. 家庭

假设在经济体中，存在着连续统的同质家庭，每个家庭用连续的指数 $j \in (0,1)$ 表示。家庭通过选择消费 c_{jt} ，实际货币持有量 M_{jt}/P_t ，劳动时长 l_{jt} 来最大化消费者的贴现的终身效用，MIU 效用函数表示为：

$$E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left[\log(c_{jt} - hc_{t-1}) + u_t \log\left(\frac{M_{jt}}{P_t}\right) - \varphi \frac{l_{jt}^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l} \right]$$

其中， $\beta \in (0,1)$ 为贴现率，表示消费者的偏好； $h \in (0,1)$ 为内在消费习惯的形成因子，衡量消费内部偏好的持续性； c_{t-1} 为 $t-1$ 期的实际总消费，表示消费习惯； φ 刻画消费者闲暇的效用权重； l_{jt} 为家庭的劳动供给； σ_l 为 Frisch 劳动供给弹性的逆。 M_{jt} 为家庭 j 持有的货币量， P_t 为消费品价格指数。 u_t 为持有实际货币余额的效用权重， ε_t^u 表示货币需求冲击， $\log(u_t)$ 服从相应的 AR(1) 过程： $\log(u_t) = (1 - \rho_u) \log(u) + \rho_u \log(u_{t-1}) + \varepsilon_t^u$ 。

第 j 个消费者满足预算约束条件：

$$c_{jt} + I_{jt} + \frac{M_{jt}}{P_t} + \frac{B_{jt}}{P_t} = \frac{W_{jt}l_{jt}}{P_t} + [r_t v_{jt} - \mu_t^{-1} \phi_t(v_{jt})] k_{jt-1} + \frac{M_{jt-1}}{P_t} + \frac{R_{t-1} B_{jt-1}}{P_t} - T_t$$

家庭对资本 k_{jt} 的实际投资为 I_{jt} ，资本的投资回报率为 r_t ， v_{jt} 为资本的有效使用率， $\mu_t^{-1} \phi(v_{jt})$ 为每单位资本的实际使用成本，满足 $\phi(v_{jt}) = \gamma_1(v_{jt} - 1) + \frac{\gamma_2}{2}(v_{jt} - 1)^2$ ，其中 $\gamma_1 \geq 0$ ， $\gamma_2 \geq 0$ ， μ_t 为投资专有的技术冲击，用以调整资本的相对价格；家庭购买一期债券 B_{jt} ，在 $t+1$ 期获得的无风险名义回报率为 R_t ； T_t 为政府征收的一揽子税收。 $\log(\mu_t)$ 服从相应的 AR(1)过程： $\log(\mu_t) = (1 - \rho_\mu) \log(\mu) + \rho_\mu \log(\mu_{t-1}) + \varepsilon_t^\mu$ 。

资本的积累方程为：

$$k_{jt} = (1 - \delta)k_{jt-1} + \mu_t [1 - S\left(\frac{I_{jt}}{I_{jt-1}}\right)] I_{jt}$$

资本的折旧率为定值 δ ， $S(\cdot)$ 为凸的资本调整成本函数， $S\left(\frac{I_{jt}}{I_{jt-1}}\right) = \frac{\iota}{2} \left(\frac{I_{jt}}{I_{jt-1}} - \Lambda\right)^2$ ，满足 $S'(1) = S(1) = 0$ ，且 $S''(1) > 0$ 。其中， $\iota \geq 0$ ， Λ 为投资沿平衡增长路径的增长率。

均衡状态时，家庭的消费和持有资产是同质的，工资和工作时间是异质的。总的名义工资 W_t 给定，并设定相同的最优工资 W_t^* 。模型引入名义工资粘性，采用 Calvo 定价机制，假设每一期家庭 j 有 $1 - \theta_w$ 的概率可以设定工资 W_{jt} ，否则将通过经济的通胀率来调整工资， $W_{jt} = W_{jt-1}(\pi_{t-1})^{\gamma_w} (\bar{\pi})^{1-\gamma_w}$ ，即用上一期和均衡点的名义工资增长率的几何权重平均值对 W_{jt-1} 进行指数化，参数 $\gamma_w \in (0,1)$ 控制部分指数化的程度。

2. 厂商

市场中的生产厂商共分为两大类，中间产品厂商和最终产品厂商。假设中间产品厂商 $i \in (0,1)$ 生产中间产品 y_{it} ，用来加工生产最终产品 y_t 。最终产品厂商为完全竞争的，即最终产品厂商的利润为零，满足 Dixit-Stiglitz 生产函数，对最终产品的总需求表示为不同中间产品厂商生产的差异化产品的加总。

$$y_t^d = \left(\int_0^1 y_{it}^{\frac{\zeta_t-1}{\zeta_t}} di \right)^{\frac{\zeta_t}{\zeta_t-1}}$$

其中， y_t^d 为最终产品的总需求， y_{it} 为厂商 i 生产的中间产品的产量，作为最终产品的要素投入， ζ_t 为不同中间产品随时间变化的替代弹性， $\log(\zeta_t)$ 服从相应的 AR(1)过程： $\log(\zeta_t) = (1 - \rho_\zeta) \log(\zeta) + \rho_\zeta \log(\zeta_{t-1}) + \varepsilon_t^\zeta$ 。

中间产品市场是垄断竞争的，厂商 i 满足 Cobb-Douglas 生产函数：

$$y_{it} = (v_t k_{it-1})^\alpha (A_t l_{it})^{1-\alpha} - \Omega$$

t 时期共有两种投入要素，厂商 i 租用的资本 k_{it} ，厂商 i 的劳动力投入 l_{it} 。 α 为资本的收入分成，表示

资本产出弹性系数, 相应地, $1 - \alpha$ 表示技术与劳动力产出弹性系数, Ω 为生产的固定成本, A_t 为劳动生产率的中性技术冲击, 其增长率 $z_t = \log(A_t/A_{t-1})$, 服从相应的 AR(1) 过程: $z_t = (1 - \rho_z) \log(\gamma) + \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$ 。其中, γ 为 A_t 沿平衡增长路径的增长率。

家庭向中间厂商提供劳动力供给, 满足方程:

$$l_t^d = \left(\int_0^1 l_{jt}^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

其中 $\eta \in (0, +\infty)$ 为不同类型劳动力的替代弹性。

中间产品厂商不能决定工资率 W_t , 但能选择其产品价格 P_{it} 来实现最优化。本文引入 Calvo 形式的价格粘性, 设最优价格为 P_t^* , 厂商 i 有 $1 - \theta_p$ 的概率可以调整价格, 若无法重新优化价格则由经济的通胀率进行部分调整, 即 $P_{it} = P_{it-1}(\pi_{t-1})^{\gamma_p}(\bar{\pi})^{1-\gamma_p}$, 其中 $\gamma_p \in (0, 1)$, $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 。

3. 政府

(1) 政府的预算约束

对政府部门的刻画是本文的创新点。首先, 参考 Galí(2020), 政府将财政与货币部门通盘考虑, 财政部门征税、发行债券, 并且通过铸币税以支撑政府支出和偿还政府前一期的债务。因此, 政府预算约束表示如下:

$$\frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + T_t = g_t + \frac{R_{t-1}B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t}$$

其中, g_t 表示实际政府支出^①, B_t 表示名义政府债务, T_t 为实际一次性总赋税, M_t 表示货币发行量, P_t 表示价格水平, R_{t-1} 表示名义利率。

由此可以看出, 政府支出的增加除了依靠政府税收融资外, 还依靠铸币税和发行政府债券来实现, 由上式整理可得:

$$g_t = T_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + b_t - \frac{R_{t-1}b_{t-1}}{\pi_t}$$

其中, m_t 为实际货币供给量, b_t 为实际政府债券发行量。

(2) 税收与财政支出

根据 Galí et al. (2007), 本文设定政府税收随前一期的政府债券和当期的政府支出规模的变化而做出

^① 研究表明, 政府投资通过提高企业生产率可以拉动私人部门经济活动, 为了使得本文的传导机制更加清晰, 避免受到其他因素干扰, 本文不区分政府投资和政府消费。

调整，一次性总赋税的政策规则表示如下：

$$T_t = \varphi_b b_{t-1} + \varphi_g g_t$$

其中， φ_b 表示税收对政府债务水平（滞后一期）的反应， φ_g 表示税收对政府支出的反应。此式表明，政府支出增加时，政府相应的提高一次性总赋税对支出增量进行部分融资。这一税收的提高，也是政府支出增加产生负向财富效应的来源之一^①，也即是产生私人消费挤出效应的原因。

政府支出受到外生冲击的影响，实际支出满足如下等式：

$$\frac{g_t}{\bar{g}} = \left(\frac{g_{t-1}}{\bar{g}}\right)^{\rho_g} \cdot \exp(\varepsilon_t^g)$$

其中， \bar{g} 表示稳态时的实际政府支出， ρ_g 反映了政府支出冲击影响的持续性， ρ_g 越大，表示外生政府支出冲击的影响越持久。

(3) 货币政策

文献中对中国货币政策是使用价格型还是数量型，亦或是混合型规则来刻画有所讨论。在本文中，由于本文使用的数据为 1995 年—2017 年，在这一阶段中的大部分时期，中国货币政策以数量型政策为主。因此，本文选择货币供应量作为政策变量，设名义货币供应量的增长率 $\chi_t \equiv M_t/M_{t-1} = (m_t/m_{t-1}) \times \pi_t$ 为政策工具，满足政策规则：

$$\frac{\chi_t}{\bar{\chi}} = \left(\frac{\chi_{t-1}}{\bar{\chi}}\right)^{\rho_\chi} \left[\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{-\gamma_\pi} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{-\gamma_y} \left(\frac{g_t}{\bar{g}}\right)^{\gamma_g}\right]^{1-\rho_\chi} \cdot \exp(\varepsilon_t^\chi)$$

在这一数量型货币政策规则中，名义货币供应量的增长率除了受到传统的通货膨胀和总产出的影响，还受到了财政支出的直接影响。根据本文的实证研究结论，在财政支出扩张时，中国货币当局采取了协调配合的策略，表现为扩大货币供给。本文将货币政策规则进行合理化改进，从而将这一实证发现引入到了模型之中，以分析货币政策的协调配合对财政政策效果的影响。上述货币政策规则中， γ_π 、 γ_y 、 γ_g 分别衡量了货币政策对通货膨胀，总产出和财政支出变动的反应程度。通过下文对参数 γ_g 的估计，本文可以得到中国货币政策对财政政策的配合程度。此外， ρ_χ 、 ε_t^χ 分别表示货币政策持续性和货币政策冲击， $\bar{\chi}$ 、 $\bar{\pi}$ 、 \bar{y} 分别表示名义货币供应量增长率，通货膨胀率和实际 GDP 的稳态值。

在本文中，一部分的政府支出增量通过提高一次性总赋税的来进行融资，还有一部分的财政支出增量采用了通过铸币税融资的方式，当两种融资方式仍然无法满足政府支出的增量时，由政府的预算约束可得，

^①负向财富效应的另一个来源是政府债务的增加，事实上，政府债务的增加意味着未来税收的增加，所以也可以认为税收的提高（当前或未来）是政府支出增加带来负向财富效应的主要原因。

剩余部分由政府发行债务的方式来融资。

4. 一般均衡系统

基础模型由家庭、企业和政府三部门构成，家庭决定自己的消费、劳动力供给和资金配置，最终产品厂商决定对中间产品的需求，中间产品厂商决定要素资源配置和产品生产，政府通过制定财政和货币政策调控经济。一般均衡时，模型经济中的劳动力市场、最终产品市场和资本市场同时实现出清，具体出清条件请参考附录。

四、参数校准与估计

本文将模型通过对数线性化的方式进行求解。在这一部分中，本文将模型参数通过校准与贝叶斯估计结合的方式进行赋值。

1. 参数校准

依据文献，参数的取值与研究中国经济的论文保持一致。首先，大部分文献将折现因子 β 的值设定在 0.98 到 1 之间，如王国静和田国强（2014）中的 0.98，刘斌（2008）中的 0.985，王曦等（2017）中的 0.993，本文设定在 0.985；中国经济的生产函数中的资本收益份额 α 通常高于一般发达国家，如许志伟和林仁文（2011）中的 0.45，本文设定为 0.45；将资本的季度折旧率设定为 0.035，即年折旧率为 14%；马文涛（2011）指出，中国市场中名义价格和工资刚性适中，因此设定价格和工资粘性参数 θ_p 和 θ_w 均为 0.60；参考王文甫（2010）中间产品替代弹性 ζ 设为 10，参考 Li and Liu（2017）劳动替代弹性 η 设为 10，资本使用成本方程参数 γ_2 设为 0.001；由可观测数据均值可求出政府支出与产出比值的稳态 \bar{g}/\bar{y} 为 0.19，通货膨胀率的稳态 $\bar{\pi}$ 为 0.50 个百分点；由中央政府季末债务余额与 GDP 的真实数据之比的均值可求出国债与产出比值的稳态 \bar{b}/\bar{y} 为 2.44。表 1 总结了本文的参数校准取值。

表 1 模型中部分参数的校准值

β	α	δ	θ_w	θ_p	ζ	η	γ_2	$\bar{\pi}$	\bar{g}/\bar{y}	\bar{b}/\bar{y}
0.985	0.450	0.035	0.600	0.600	10.000	10.000	0.001	1.005	0.190	2.440

2. 贝叶斯估计：数据说明

在贝叶斯估计过程中, 本文使用了 6 个观测变量, 分别是实际总产出、实际私人总消费、实际私人总投资、通货膨胀率、实际政府支出和实际货币 M2 的量, 数据来源为 Chang et al.(2016), 时间跨度从 1995 年第一季度到 2017 年第四季度。其中, 实际总产出由名义 GDP 除以 GDP 平减指数得到; 实际私人总消费由名义私人总消费除以消费者价格指数 (CPI) 得到; 实际私人总投资由名义固定资本形成总额减去政府固定资本形成总额, 再除以固定资本投资价格指数得到; 通货膨胀率由 GDP 平减指数计算得到; 实际货币供应量由广义货币供应量 (M2) 除以 GDP 平减指数得到; 实际政府支出为实际政府消费加实际政府投资, 其中实际政府消费由名义政府消费除以 CPI 得到, 实际政府投资由名义政府固定资本形成除以固定资本投资价格指数得到。为保证平稳性, 数据均进行过季节性调整和去趋势 (HP 滤波) 处理, 并根据模型需求采用对数形式。

3. 贝叶斯估计: 先验分布与估计结果

本节给出每个参数的先验分布, 并采用贝叶斯方法对相关参数进行估计, 各参数的先验分布主要参考王君斌 (2010)、贺聪等 (2013)、王曦等 (2017) 的分布类型和数值, 设定跨期劳动供给弹性 σ_l 服从均值为 1.00, 标准差为 0.50 的伽马分布; 消费习惯因子 h 服从均值为 0.50, 标准差为 0.15 的贝塔分布; 最优工资和价格的指数参数 γ_w 和 γ_p 都服从均值为 0.50, 标准差为 0.15 的贝塔分布; 资本调整成本参数 u 服从均值为 4.00, 标准差为 1.50 的正态分布; 各冲击的自回归系数 $\rho_x (x = g, u, \mu, \zeta, z)$ 服从均值为 0.50, 标准差为 0.20 的贝塔分布, 而各冲击的标准差 $\sigma_x (x = g, u, \mu, \zeta, z, \chi)$ 服从均值为 0.10 的逆伽马分布; 货币政策规则的平滑因子 ρ_χ 服从均值为 0.40, 标准差为 0.15 的贝塔分布; 货币政策反应系数的正负和大小决定了政策调整的方向和偏好, 需保证货币供给增速对通货膨胀和产出的反应系数为负, 对政府支出的反应系数为正, 根据王文甫 (2010) 的参数设定, 在价格型货币政策规则下, 货币政策对通胀缺口的系数大于 1, 为 1.43, 对产出缺口的系数为 0.23, 王曦等 (2017) 将这一规则同样应用到数量型货币政策规则, 因此设定货币供给对通货膨胀反应系数 γ_π 服从均值为 1.50, 标准差为 0.15 的正态分布, 产出缺口反应系数 γ_y 、政府支出反应系数 γ_g 服从均值为 0.25, 标准差为 0.05 的正态分布; 财政政策规则中税收对国债的反应系数 ϕ_b 服从均值为 0.33, 标准差为 0.01 的贝塔分布, 对政府支出的反应系数 ϕ_g 服从均值为 0.26, 标准差为 0.01 的贝塔分布。表 2 总结了本文参数的先验分布设定和后验分布估计结果。

本文的大部分参数估计结果与文献中的结果类似。值得一提的是, 本文引入的一个新参数, γ_g , 即货币政策对财政支出的反应系数, 没有文献可以提供参考。本文设定反应系数 γ_g 服从均值为 0.25, 标准差为

0.05 的正态分布。最终得到参数 γ_g 的后验分布众数为 0.24，标准差为 0.05，且后验分布密度和先验分布有较大区别，说明这一参数得到识别。这表明，货币政策确实对财政支出扩张有着正向的反应，即货币当局以增加货币供给的方式配合财政政策的实施。

表 2 模型中参数贝叶斯估计结果

参数	先验分布			后验分布			
	分布类型	均值	标准差	均值	众数	标准差	
σ_l	gamma	1.0000	0.5000	σ_l	1.2761	0.9941	0.7312
h	beta	0.5000	0.1500	h	0.7241	0.7272	0.0597
γ_w	beta	0.5000	0.1500	γ_w	0.6396	0.5971	0.0994
γ_p	beta	0.5000	0.1500	γ_p	0.8167	0.8279	0.0696
ι	normal	4.0000	1.5000	ι	5.4271	4.8887	1.0759
ρ_g	beta	0.5000	0.2000	ρ_g	0.5325	0.5190	0.0952
ρ_u	beta	0.5000	0.2000	ρ_u	0.4436	0.4158	0.1535
ρ_μ	beta	0.5000	0.2000	ρ_μ	0.0959	0.0638	0.0456
ρ_ζ	beta	0.5000	0.2000	ρ_ζ	0.7314	0.7285	0.0578
ρ_z	beta	0.5000	0.2000	ρ_z	0.1812	0.1632	0.0794
ρ_χ	beta	0.4000	0.1500	ρ_χ	0.7234	0.7466	0.0369
γ_π	normal	1.5000	0.1500	γ_π	1.4182	1.4272	0.1524
γ_y	normal	0.2500	0.0500	γ_y	0.2214	0.2340	0.0338
γ_g	normal	0.2500	0.0500	γ_g	0.2175	0.2350	0.0537
φ_b	beta	0.3300	0.0100	φ_b	0.3346	0.3298	0.0099
φ_g	beta	0.2600	0.0100	φ_g	0.2589	0.2598	0.0100
σ_z	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_z	0.0472	0.0474	0.0050
σ_μ	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_μ	0.0410	0.0400	0.0042
σ_ζ	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_ζ	0.3067	0.2970	0.0397
σ_u	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_u	0.7972	0.7847	0.2188
σ_g	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_g	0.0324	0.0324	0.0031
σ_χ	inv_gamma	0.1000	2.0000	σ_χ	0.0228	0.0228	0.0025

五、脉冲响应分析及财政乘数估算

本节分析货币政策的协调配合对财政政策效果、尤其是对财政乘数大小的影响。

1. 财政支出扩张的经济影响和机制讨论

为了分析货币政策的协调配合对财政政策的经济效果的影响,本文比较了两种情形的政府支出的脉冲响应函数: $\gamma_g > 0$, 即货币政策对财政扩张产生直接反应; $\gamma_g = 0$, 即货币政策不对财政扩张产生直接反应(货币政策独立)。

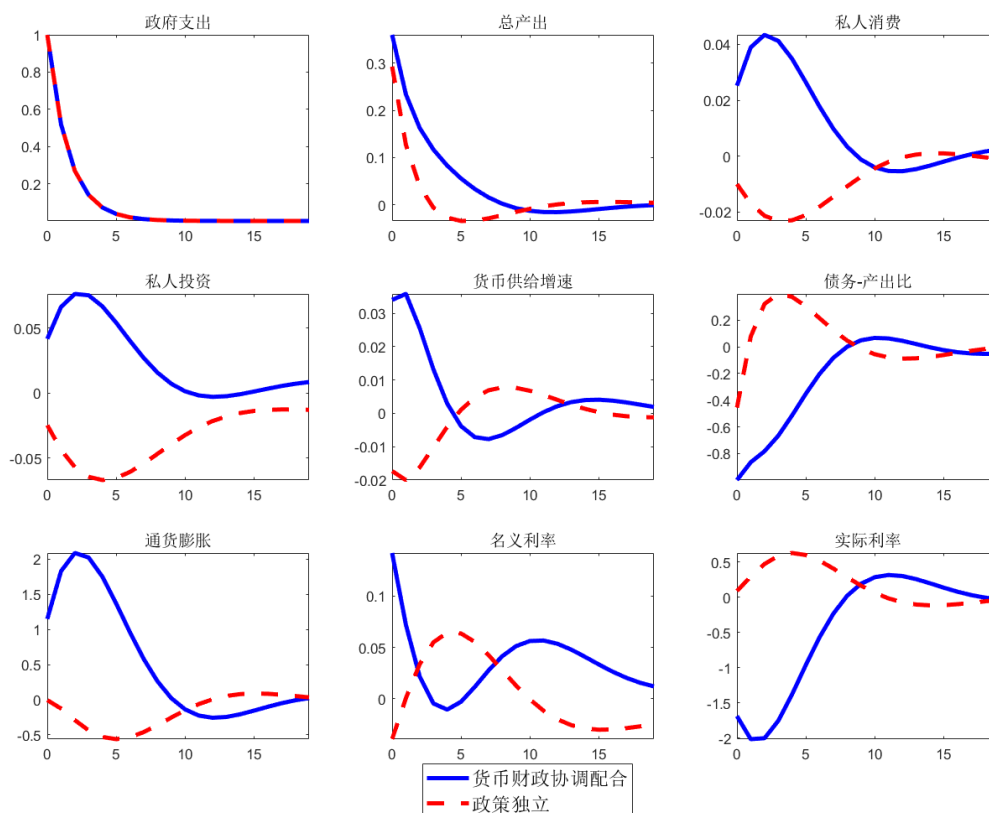


图2 财政支出冲击的脉冲响应函数

注: 图2—图5横轴为季度, 纵轴为变量变化的百分比。

图2显示, 在有货币政策协调配合的情况下, 随着财政支出的扩张, 央行加大了货币供给; 也可以观察到, 财政支出扩张对私人消费和投资都产生了拉动效应, 从而使得总产出表现出持续性的增加。相比之下, 在缺少货币政策协调配合的情况下, 财政支出扩张对私人消费和投资产生了挤出效应; 相应地, 总产出对财政扩张的正向响应只存在于政策扩张的最初几期, 随后很快表现为总产出的收缩。从政府债务-产出之比的脉冲响应来看, 由于货币供给的扩张提高了铸币税, 财政政策扩张在货币政策的协调配合之下, 并没有加剧政府的债务负担, 反而在短期内降低了政府的债务-产出比例; 相反, 在缺少货币政策配合的情形下, 政府的债务水平在短期内有着一定程度的上升。为了进一步说明问题, 附录中图1展示了税收和政府债务的脉冲响应函数。从图中可以看出, 在货币政策协调配合的情况下, 税收和政府债务在短期内甚至有

所下降；相反，在政策独立的情形下，二者显著上升。

中国政府先后在1998年—2004年和2008年至今，两次实施积极的财政政策。从政策实施效果来看，两次积极财政政策成功地帮助中国经济应对了亚洲金融危机和国际金融危机带来的经济冲击，帮助中国经济迅速复苏。这意味着中国财政政策的拉动作用显著，与本文货币政策协调配合得到的结果一致。值得一提的是，自2011年以来，中国政府在实施积极财政政策的同时，搭配着稳健的货币政策。积极的财政政策通过财政支出和税收等工具维持经济平稳增长，稳健的货币政策要求保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配。因此，货币供应量随着积极的财政政策引致的经济增长而适度增加，是这一政策组合的应有之义，本文的研究为这一政策组合的科学性给出了理论依据。

进一步，本文通过脉冲响应函数可以计算出财政乘数。财政乘数可以分成即期乘数， $\Delta Y_t / \Delta G_t$ ，和长期累积乘数， $(\sum_{i=0}^N \beta^i \Delta Y_i) / (\sum_{i=0}^N \beta^i \Delta G_i)$ ，其中， ΔY_t 和 ΔG_t 分别表示产出和政府支出实际值的变化，即 $\frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t} =$

$$\frac{\hat{y}_t}{\hat{g}_t}$$

表3 财政乘数变动比较

	$\gamma_g > 0$ 时		$\gamma_g = 0$ 时	
	具有资本使用成本	关闭资本使用成本	具有资本使用成本	关闭资本使用成本
即期乘数	1.8822	1.1349	1.5317	0.9351
1年期乘数	2.3589	1.3735	1.2348	0.7527
2年期乘数	2.6554	1.5025	0.8627	0.5319
3年期乘数	2.5706	1.5082	0.7489	0.4637
4年期乘数	2.4633	1.5213	0.7807	0.4517
5年期乘数	2.4364	1.5412	0.8211	0.4370

表3显示， $\gamma_g > 0$ 时，即货币政策对财政政策协调配合的情况下，无论是即期乘数还是累积乘数都大于 $\gamma_g = 0$ 的情形，并且即期和累积乘数均大于1，反映了财政政策的经济刺激效果在货币政策配合的情况下得到了提升。需要指出的是，在 $\gamma_g = 0$ 时，在具有资本使用成本的模型中，厂商可以通过调整资本使用率来应对需求扩张，使得财政乘数在短期内也大于1，但是中长期乘数小于1，因此无法完全解释长期乘数显著大于1，并且长期乘数大于短期乘数的实证发现。当关闭资本使用率这一渠道时，在缺乏货币政策配合的情况下，财政乘数无论是短期还是长期均小于1。当 $\gamma_g > 0$ 时，无论资本使用率这一渠道是否存在，

财政乘数在短期内均大于 1，并且长期乘数大于短期乘数。因此，资本使用成本无法完全解释中国财政乘数在短期和长期都大于 1 的现象，也不是本文基准模型生成大于 1 的财政乘数的必要条件。

为了探究产生上述结果的理论机制，图 2 展示了通货膨胀、名义利率和实际利率的脉冲响应。从图中可以看出，在货币政策为配合财政扩张而扩大货币供给的情况下，通货膨胀相较于政策独立的情况下上升的更多。政府支出的增加扩大了总需求，从而带来一定程度的通胀上涨，当货币政策为配合财政扩张而扩大货币供给时，名义利率的上升水平小于通货膨胀的上升水平，从而使得实际利率下降。实际利率下降与否是财政扩张对私人消费产生拉动效应还是挤出效应的关键因素。当实际利率下降时，跨期替代效应超过了负的财富效应，使得财政支出的扩张拉动私人部门的消费。此外，由于货币供给的扩张，铸币税也相应提高，财政扩张所造成的一次性总赋税或债务负担也相应减少，从而降低了负向财富效应，进一步增强了财政政策的经济刺激效果。当缺少货币政策的协调配合的情况下，名义利率上升的幅度会高于通货膨胀上升的幅度，实际利率上升；另外，税收或政府债务的融资方式也产生了较大的负向财富效应。负向财富效应和实际利率的上升，二者叠加，挤出了居民消费，抑制通货膨胀的上升。换句话说，在货币政策协调配合的情形下，一方面财政支出和货币政策的互动，引导了实际利率下降；另一方面铸币税的提高减轻了财政扩张带来的负向财富效应。两个效应叠加，产生了拉动居民消费的效果，进而产生了较大的经济刺激效果。值得一提的是，这一传导机制与 Woodford(2011), Christiano et al.(2011), Dupor and Li(2015)等研究中提出的，在名义利率受到零利率下限约束的时候，财政政策能够通过降低实际利率产生较大的乘数效应的机制类似。与上述文献不同的是，本文不需要零利率下限的影响，而是引入了实证研究中发现的货币政策对财政政策的协调配合这一现象，因此更加符合中国的实际情况。已有的实证研究中，如 Wang and Wen(2018), Zhang et al.(2019), Li and Zhou (2021), 李明和李德刚(2018)等，都发现中国的财政乘数大于 1。本文的研究为这些实证发现提供了一个更加符合中国国情的理论解释。

2. 敏感性分析

上述传导机制中，货币政策的协调配合从两个方面影响了财政政策效果：一方面，货币的同步扩张加大了通胀的反应程度，引导了实际利率的下降，有利于拉动居民消费；另一方面，货币供给的增加提高了铸币税，从而减轻了一次性总赋税和政府债务带来的负向财富效应。为了进一步完善本文的讨论，在本节中，本文将分析其他可能的因素对本文中的财政政策传导机制产生的影响。具体而言，本文从财政扩张的持续性、财政支出对产出和债务的响应、私人消费和政府消费的互补性等角度，进行敏感性分析。进一步，

本文还考察了价格和工资粘性以及金融摩擦等因素（Bernanke et al., 1999；Christensen and Dib, 2008；袁申国等，2011）对本文传导机制的影响，为了节约篇幅，这几个因素的分析请参见附录。

(1) 财政支出冲击的持续性 (ρ_g)

同样规模的财政冲击，是迅速地投入经济中还是持续而缓慢地投入经济中，带来的经济刺激效果也会不同。这是因为，在本文模型中，影响货币政策扩张的变量是当期的财政支出变动规模 (\hat{g}_t)，而不是财政在整个扩张周期的总的变动规模 ($\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \hat{g}_t$)。图 3 比较了具有较高的财政支出冲击持续性 ($\rho_g = 0.9$) 的模型和基准模型的脉冲响应函数，为了保证两种情形具有相同的财政扩张规模，本文调整了财政冲击的初值大小，使得两种情况的财政扩张规模的现值相同 ($\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \rho_{g1}^t g_1 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \rho_{g2}^t g_2$)。

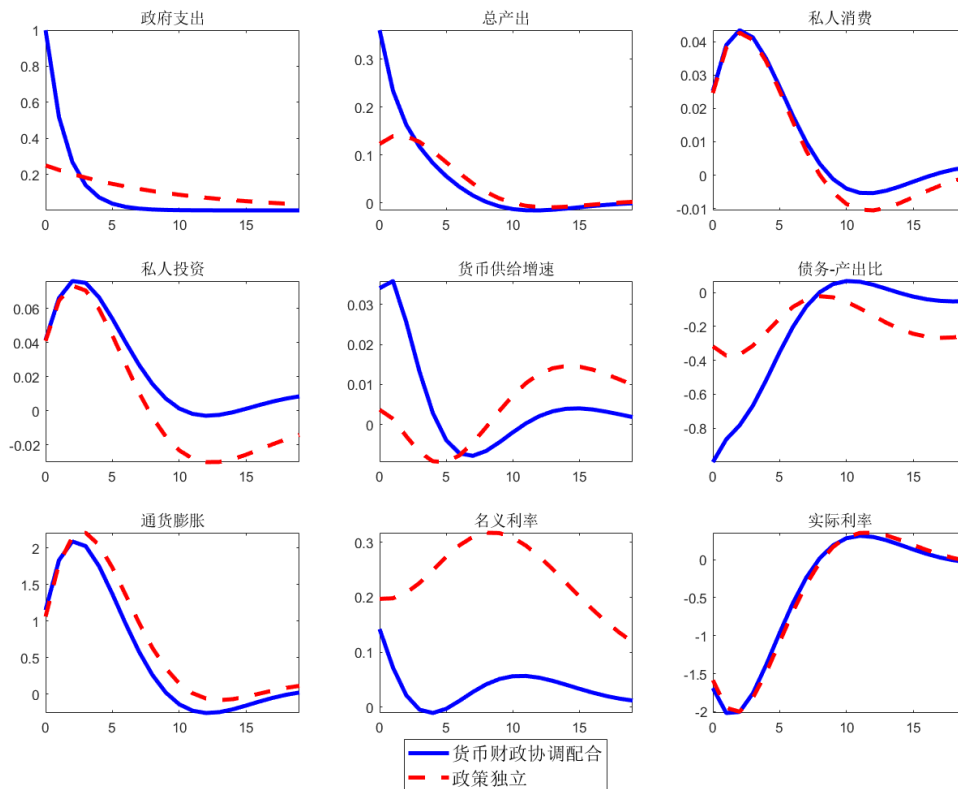


图 3 不同财政支出冲击的持续性之下的脉冲响应函数

由图可见，如果同样规模的财政刺激以持续而缓慢的方式投入经济中，那么其带来的经济刺激效果较小。本文可以从货币供给的脉冲响应找到原因。由于当期的财政扩张水平较小，货币政策相应的扩张动机也较弱；为了维持物价稳定，在通胀提高的时候，货币政策收缩的动机更为强大。两者结合，货币政策则可能表现为收缩。由于货币政策依然对财政扩张有所反应，货币供给的收缩的幅度仍然小于平抑物价需要

的幅度。因此，实际利率依然下降，只是下降的幅度较小。在实际利率下降的驱使下，居民消费被拉动，因而产生了较大幅度的经济刺激效果，但相对于基准结果较小。

(2) 财政支出对产出和债务的反应

财政支出不仅具有持续性，也会根据产出和政府债务等变量做出调整。财政支出的这一反馈机制可能在短期财政刺激后，在中期产生财政支出反转，即支出降低到长期趋势以下的现象，从而影响到财政刺激的政策效果（如 Corsetti et al., 2012）。为了避免财政支出反转这一因素对本文模型中传导机制的干扰，在基准模型中并未加入财政支出对其它经济变量的反馈。本部分加入了上述反馈机制考察基准模型的稳健性。具体来说，本部分考虑如下形式的线性化之后的财政支出规则：

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} - (1 - \rho_g)(\varphi_y \hat{y}_{t-1} + \varphi_b \hat{b}_{t-1}) + \varepsilon_t^g$$

其中， φ_y 和 φ_b 分别代表财政支出对产出和政府债务的反应大小。在引入这一特征后，本文使用贝叶斯方法重新对模型相关参数进行了估计^①并给出了财政支出的脉冲响应函数。

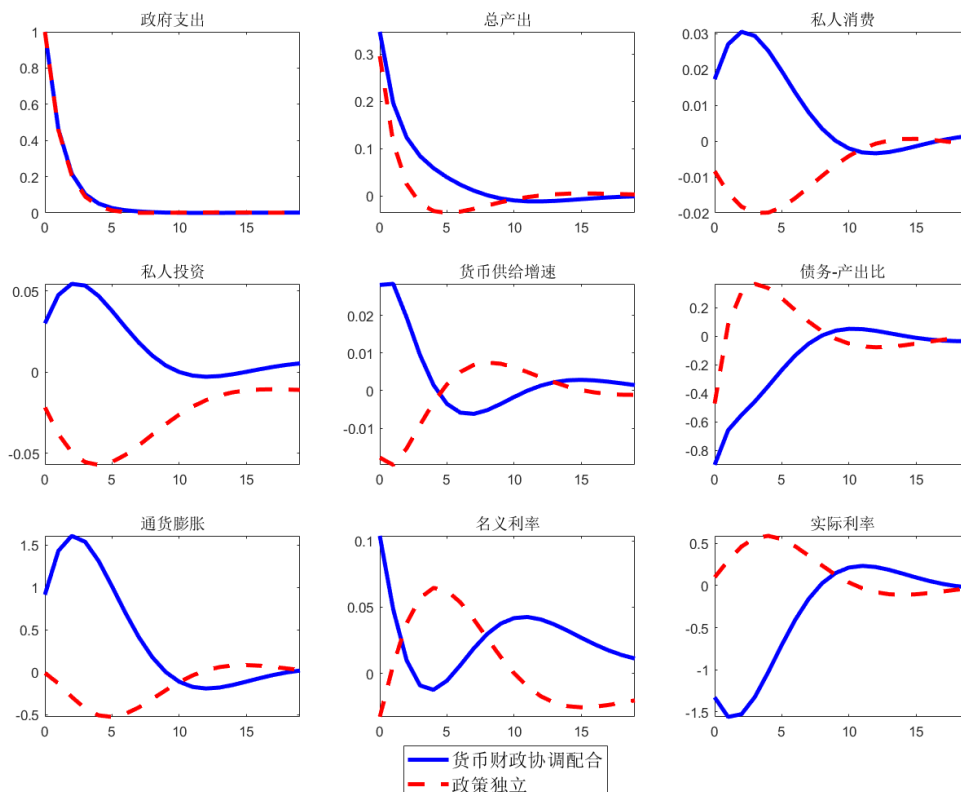


图4 调整财政支出规则后的脉冲响应函数

^① φ_y 和 φ_b 的先验分布参考 Leeper et al. (2010)选取。

从图 4 可以看出,在加入了财政支出对产出和政府债务反馈的规则后,货币政策的协调配合仍然是财政支出冲击拉动私人消费和投资的重要条件。各变量的脉冲响应函数与基准模型的数值在大小上有所区别,但方向保持一致,保持了基准模型的传导机制。由此可见,本文基准模型的传导机制在加入财政支出的反馈规则后,仍然保持稳健。

(3)私人消费和政府消费的互补性

Bouakez and Rebei(2007)和王国静和田国强(2014)等研究认为,私人消费和政府消费的互补性是研究财政乘数时不宜忽视的重要特征。在引入了私人消费和政府消费的互补性后,由于财政支出的增加可以提高私人消费的边际效用,从而产生了政府消费对私人消费的拉动效应。本部分考察引入这一互补性后,本文前述分析的结论是否仍然不变。具体来说,依据 Bouakez and Rebei(2007),引入如下形式的加总消费, \tilde{c}_t :

$$\tilde{c}_t = [\psi(c_t)^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (1-\psi)(g_t)^{\frac{\nu-1}{\nu}}]^{\frac{\nu}{\nu-1}}$$

其中, \tilde{c}_t 是不变替代弹性的加总消费, c_t 是私人消费, g_t 是政府消费。 $\nu \in (0, \infty)$ 代表私人消费和政府消费之间的替代弹性, ψ 代表私人消费的权重,本文设定为 0.8。当 $\nu \rightarrow 0$ 时,私人消费和政府消费是完全互补的,当 $\nu \rightarrow \infty$ 时,私人消费和政府消费则成为了完全替代品。根据 Bouakez and Rebei(2007)的研究结论和本文效用函数的设定,当 $\nu < 1$ 时,私人消费的边际效用会随着政府支出的增加而提高,本文将该参数设定为 0.5^①。

^① 为了考察结果的稳健性,本文尝试该参数的不同取值,发现主要结论不变。

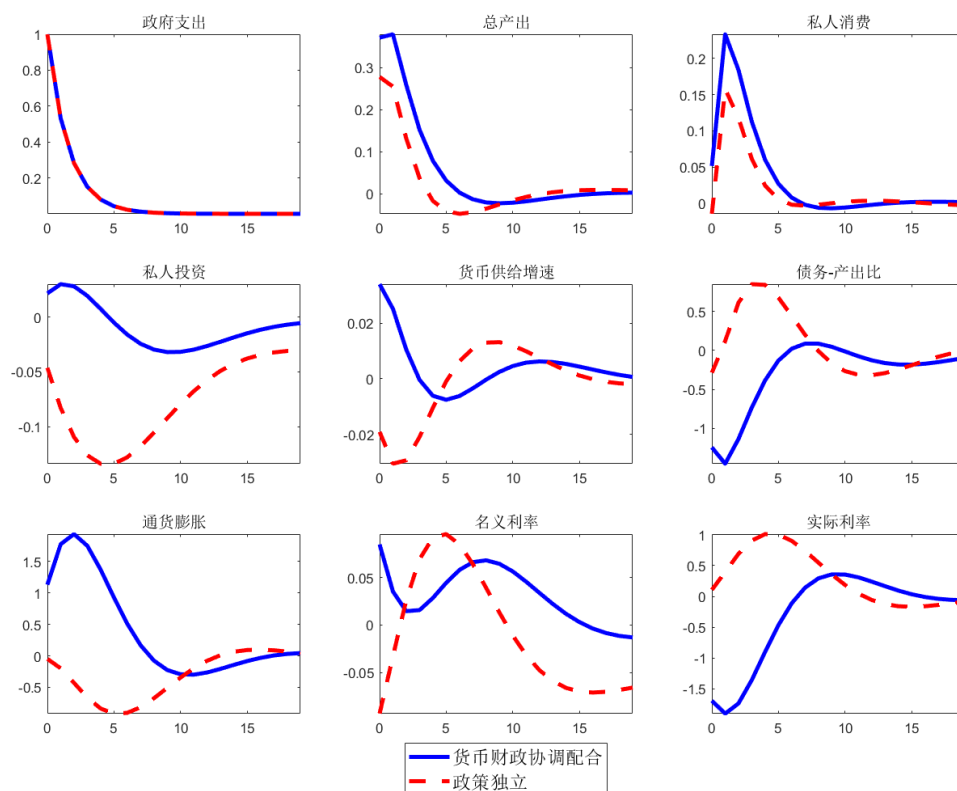


图5 引入私人^和政府消费互补性的脉冲响应函数

在引入私人^和政府消费的互补性这一特征后,本文使用贝叶斯方法重新对模型相关参数进行了估计并给出了财政支出的脉冲响应函数。从图5中可以看出,在政策独立的情况下,政府支出的扩张同样可以拉动居民消费,这与文献中一致。在加入了货币政策的协调配合后,财政支出的拉动效应被放大,使得总产出的增量更大。其原因在于,在货币政策的协调配合之下,实际利率降低,从而通过跨期替代效应产生了额外的拉动效应。由此可见,本文基准模型的传导机制在引入私人^和政府消费的互补性后,仍然保持稳健。

六、结论与政策启示

已有的实证研究中多发现,中国的财政支出乘数大于1,财政政策的拉动效应显著,这一现象并不能用标准的宏观经济学模型进行理论解释。为此,经济学界不得不对标准模型进行修正,以使得模型能够更好地解释经济现象。然而,已有的理论进展要么需要较强的假设,要么与中国实际情况不符,不能用来解释中国经济现象。因此,对于财政乘数较大即财政政策具有显著的拉动效应这一问题,中国经济学研究迫切需要提供^{一个}能够符合中国实际情况的理论解释。这一工作不仅仅具有推动经济理论发展的意义,更具

有帮助政策制定者理清政策传导机制、找准政策搭配、实现积极财政政策提质增效的重大实践意义。本文的研究从实证分析出发，找到了中国经济运行的重要规律，通过将实证研究的发现引入到理论模型之中，给出了中国财政乘数较大的理论解释，满足了上述需求。

本文首先将货币政策和财政政策同时纳入到 SVAR 模型中，考察货币政策在财政支出扩张时，是采取协调配合的策略还是保持政策的独立。采用了同时施加短期和长期识别假设的方法对外生的财政支出冲击进行识别，这一方法在能够识别外生财政支出冲击的同时，保持了货币政策变量对通货膨胀的当期影响，更加符合经济理论与现实。实证分析的结果表明货币政策在财政政策扩张时，采取了用宽松货币的协调配合的策略。在随后的稳健性分析中，本文发现，无论是调整模型的滞后阶数，还是单独考虑政府消费和政府投资，实证研究的结果都是稳健的。

接下来，依据实证研究的发现，本文对 DSGE 模型进行改进，分析在货币政策协调配合的情况下，财政政策的经济刺激效果和传导机制。通过财政支出冲击的脉冲响应分析，发现：在货币政策协调配合的前提下，财政政策能够拉动居民部门消费和投资，因而有效地扩大了总产出，获得了较大的经济刺激效果。其传导机制为：当财政支出扩张时，货币当局也同步进行货币宽松，一方面提高了铸币税，缓解了财政扩张带来的负向财富效应，另一方面在创造温和通胀的同时，相对抑制了名义利率的涨幅，使得实际利率下降，拉动了居民消费。

在敏感性分析中，本文讨论了财政支出对产出和债务的响应、私人消费和政府消费的互补性以及财政支出冲击的持续性对财政政策效果的影响。进一步，在考虑了调整价格和工资粘性以及金融摩擦等因素后，本文的传导机制依然稳健。

与传统理论所认为的货币政策“逆风向而动”的程度会显著影响财政政策有效性的观点相同，本文进一步论证了两种政策之间相互配合的重要性。财政政策通过影响货币供应量，进而影响实际利率水平，最终对货币政策和经济增长产生影响。受到影响的货币政策反过来又会增加财政政策的有效性，提高政府支出对经济的刺激作用，特别是转化为产出的能力。需要指出的是，这里提到的货币政策协调并不是指所谓的“财政赤字货币化”。赤字货币化是指放松财政纪律，无视政府长期预算约束的行为，本文中的财政和货币部门都需要遵守相应的预算约束。货币部门通过市场化的方式在财政支出扩张时期，增加货币供应，以达到加强财政政策效果的目的。

财政部部长刘昆在 2021 年两会期间强调，积极财政政策要提质增效、更可持续。本文的研究结论从

货币与财政政策协调配合的角度为积极财政政策提质增效提供了思路,同时也为制定更可持续的积极财政政策提供了建设性参考。实践来看,宏观经济调控不是仅仅依靠单一的财政政策或者单一的货币政策,就能够达到理想的政策效果,而是需要两者的紧密配合。然而,由于政策目标的不一致,特别是西方国家强调货币政策独立性的情况下,货币与财政部门通常难以同步行动,甚至会相互博弈。与西方国家不同,中国的制度优势在于货币和财政部门同属于国务院组成部门,在中央的统一领导下共同实现熨平经济波动、促进经济持续健康发展的政策目标。近年来,中国持续实施积极的财政政策和稳健的货币政策组合。积极的财政政策强调保持适度支出强度,增强国家重大战略任务的财力保障,通过财政政策支持经济增长;稳健的货币政策强调保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配。货币供应量随着积极的财政政策引致的经济增长而适度增加,是这一政策搭配组合的应有之义,本文的研究为这一政策组合给出了理论依据。依据本文研究,可以得到如下政策建议:①制度自信,是中国特色社会主义“四个自信”重要论述的重要组成部分。坚定树立制度自信不光体现在理论层面,还应该体现在中国特色社会主义伟大实践之中、体现在国家治理体系的建设之中、体现在具体的政策制定和实施之中。中央政府在政策制定的过程中应充分利用中国的制度优势,统一领导、协调各部门的政策目标和利益,积极发挥财政政策与货币政策的联动作用,放大政策措施的调控力度。建立新时代背景下的财政与货币政策联动机制,保障经济高质量发展。②中央银行在执行货币政策时,不应单纯盯住短期通货膨胀或产出缺口目标,应当兼顾长期经济增长目标以配合财政政策的实施,完善跨周期宏观调控的设计,把短期调控和长期发展结合起来。加强与财政部门的沟通与协作,合力促进经济高质量平稳发展。③财政部门亦应该与货币部门保持充分沟通,在经济出现下行信号的时候果断行动,通过与央行的紧密协作,达到刺激经济、平抑经济波动的政策目的。通过货币部门的政策协调,可以在不大规模增加债务负担的同时,使积极财政政策提质增效、更可持续,也为经济“双循环”背景下的高质量发展提供合理、高效的政策组合。

参考文献:

- [1]郭长林. 财政政策扩张、异质性企业与中国城镇就业[J].经济研究, 2018, (5): 88-102.
- [2]贺聪, 项燕彪, 陈一稀. 中国均衡利率的估算[J].经济研究, 2013, (8): 107-119.
- [3]简志宏,李霜,鲁娟.货币供应机制与财政支出的乘数效应——基于 DSGE 的分析[J].中国管理科学, 2011, (2):30-39.
- [4]李明,李德刚.中国地方政府财政支出乘数再评估[J].管理世界, 2018, (2): 49-58.
- [5]李戎,田晓晖.财政支出类型、结构性财政政策与积极财政政策提质增效[J].中国工业经济, 2021, (2): 42-60.
- [6]李扬.货币政策和财政政策协调配合: 一个研究提纲[J].金融评论, 2021, (2): 1-11+123.
- [7]刘斌.我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用[J].金融研究, 2008, (10): 1-21.
- [8]马文涛.货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据[J].数量经济技术经济研究, 2011, (10): 92-110+133.
- [9]王国静,田国强.政府支出乘数[J].经济研究, 2014, (9): 4-19.
- [10]王君斌.通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击:基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析[J].世界经济, 2010, (3): 71-94.
- [11]王文甫.价格粘性、流动性约束与中国财政政策的宏观效应——动态新凯恩斯主义视角[J].管理世界, 2010, (9): 11-25+187.
- [12]王曦,汪玲,彭玉磊,宋晓飞.中国货币政策规则的比较分析——基于 DSGE 模型的三规则视角[J].经济研究, 2017, (9): 24-38.
- [13]许志伟,林仁文.我国总量生产函数的贝叶斯估计——基于动态随机一般均衡的视角[J].世界经济文汇, 2011, (2): 87-102.
- [14]袁申国, 陈平, 刘兰凤.汇率制度、金融加速器和经济波动[J].经济研究, 2011, (1): 57-70+139.
- [15]Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. The Financial Accelerator in A Quantitative Business Cycle Framework[J]. Handbook of Macroeconomics, 1999, 1: 1341-1393.
- [16]Bjørnland, H. C., and K. Leitemo. Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market[J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56(2): 275-282.

- [17] Blanchard O. J. and R. Perotti. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output[J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(4): 1329-1368.
- [18] Bouakez, H., and N. Rebei. Why Does Private Consumption Rise after A Government Spending Shock[J]. Canadian Journal of Economics, 2007, 40(3): 954-979.
- [19] Chang, C., K. Chen, and D. F. Waggoner. Trends and Cycles in China's Macroeconomy[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30(1): 1-84.
- [20] Christensen, I., and A. Dib. The Financial Accelerator in An Estimated New Keynesian Model[J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11(1): 155-178.
- [21] Christiano, L., M. Eichenbaum, and S. Rebelo. When is the Government Spending Multiplier Large?[J]. Journal of Political Economy, 2011, 119(1): 78-121.
- [22] Corsetti, G., A. Meier, and G. J. Müller. Fiscal Stimulus with Spending Reversals[J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(4): 878-895.
- [23] Dupor, B., and R. Li. The Expected Inflation Channel of Government Spending in the Postwar US[J]. European Economic Review, 2015, 74: 36-56.
- [24] Galí, J. The Effects of A Money-financed Fiscal Stimulus[J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 115: 1-19.
- [25] Galí, J., J. D. López-Salido, and J. Vallés. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption[J]. Journal of the European Economic Association, 2007, 5(1): 227-270.
- [26] Guo, Q., C. Liu, G. Ma. How Large Is the Local Fiscal Multiplier? Evidence from Chinese Counties[J]. Journal of Comparative Economics, 2016, 44(2): 343-352.
- [27] Jeong, M., J. Kang, and S. Kim. Effects of Government Spending Shocks in China, Japan, and Korea[J]. China Economic Journal, 2017, 10(2): 194-225.
- [28] Leeper, E. M., M. Plante, and N. Traum. Dynamics of Fiscal Financing in the United States[J]. Journal of Econometrics, 2010, 156: 304-321.
- [29] Li, B., and Q. Liu. On the Choice of Monetary Policy Rules for China: A Bayesian DSGE Approach[J]. China Economic Review, 2017, 44: 166-185.
- [30] Li, R. and Y. Zhou. Estimating Local Fiscal Multipliers Using Political Connections[J]. China Economic Review,

- 2021, 66: 101599.
- [31]Ramey, V. A. Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing[J]. Quarterly Journal of Economics, 2011a, 126(1): 1-50.
- [32]Ramey, V. A. Can Government Purchases Stimulate the Economy?[J]. Journal of Economic Literature, 2011b, 49(3): 673-685.
- [33]Shi, Y. and M. Fukushige. Long-Run Fiscal Multipliers for Autonomous Prefectures in China[J]. Pacific Economic Review, 2015, 20(5): 687-695.
- [34]Smets, F. and R. Wouters. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach[J]. American Economic Review, 2007, 97(3): 586-606.
- [35]Wang, X. and Y. Wen. Macroeconomic Effects of Government Spending in China[J]. Pacific Economic Review, 2019, 24(3): 416-446.
- [36]Woodford, M. Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2011, 3(1): 1-35.
- [37]Zhang, W. Political Incentives and Local Government Spending Multiplier: Evidence for Chinese Provinces (1978–2016)[J]. Economic Modelling, 2020, 87: 59-71.
- [38]Zhang, W., Y. Zhang, X. Zheng and L. Zhang. China's Fiscal Multiplier and Its State Dependence[J]. The Manchester School, 2019, 87(2): 205-227.
- [39]Zubairy, S. On Fiscal Multipliers: Estimates from A Medium Scale DSGE Model[J]. International Economic Review, 2014,55(1):169-195.

Institutional Advantage, Monetary Policy Accommodation and the Crowding-in Effect of Fiscal Policy

LI Rong¹, LIU Lifei²

(1. China Financial Policy Research Center, School of Finance, Renmin University of China; 2.
School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: As two main tools of macroeconomic policies, coordination and game between fiscal and monetary policies have been paid considerable attention by researchers. This paper puts the fiscal and monetary policies together into the structural vector autoregressive(SVAR) model, then analyzes the response of monetary policy to government spending shock by adopting short-term and long-term identification assumptions. Empirical results reveal that when the fiscal shock occurs, the growth rate of money supply (M2) increases significantly, indicating that monetary authority loosens monetary policy to accommodate fiscal policy expansion. Second, we introduce the above empirical findings into a dynamic stochastic general equilibrium(DSGE) model to study the effectiveness of fiscal policy under monetary policy accommodation. The result shows that the interactions of fiscal and monetary policies can amplify the effectiveness of fiscal stimulus, and the magnitude of fiscal spending multiplier. This paper gives a theoretical explanation of the large fiscal multiplier in China found by existing empirical research, from the perspective of fiscal-monetary policy coordination. Our study suggests to use the institutional advantage of China to coordinate policy goals of different ministrations. By coordinating fiscal and monetary policies, the government could enhance the effectiveness of policies to ensure high quality economic development.

Key words: Fiscal policy; Monetary policy; Fiscal-monetary policy coordination; Government spending multiplier

JEL Classification: E62 H50 E60