

Northwest University Economic Review

西大经济评论

任保平 主编

经济新常态研究

第二辑

后危机时代的货币政策争议与共识

——基于文献分析的视角

卜振兴

新实证产业组织视角下市场势力测度方法的研究进展

刘玉海 梁丹

中国城乡社会一体化：评价指标体系构建及应用

吴丰华 白永秀 周江燕

论西方经济学发展中的四次“比较—综合”

宋宇 黄鹏博

跨域大气污染府际间合作治理的演化博弈分析

郭施宏 高明



西北大学出版社

编 委 会

顾问

何炼成 洪银兴 逢锦聚 刘__伟 白永秀 郭立宏

主编

任保平 西北大学经济管理学院

执行主编

宋 宇 西北大学经济管理学院

刘瑞明 西北大学经济管理学院

副主编

何爱平 西北大学经济管理学院

马小勇 西北大学经济管理学院

茹少峰 西北大学经济管理学院

马莉莉 西北大学经济管理学院

王满仓 西北大学经济管理学院

编委 (按姓名音序排列)

白重恩 清华大学

石 磊 复旦大学

范从来 南京大学

史晋川 浙江大学

冯根福 西安交通大学

孙祁祥 北京大学

甘 犁 西南财经大学

田国强 上海财经大学

洪永森 厦门大学

王广谦 中央财经大学

胡 健 西安财经学院

魏 杰 清华大学

黄少安 山东大学

谢丹阳 武汉大学

黄泰岩 中央民族大学

杨灿明 中南财经政法大学

李长英 山东大学

杨瑞龙 中国人民大学

李建建 福建师范大学

袁志刚 复旦大学

李俊江 吉林大学

曾国安 武汉大学

李新春 中山大学

张 鸿 西安邮电大学

梁 琪 南开大学

张 军 复旦大学

林 岗 中国人民大学

张军扩 国务院发展研究中心

林木西 辽宁大学

张曙光 天则经济研究所

刘世锦 国务院发展研究中心

张维迎 北京大学

孟 捷 清华大学

张 宇 中国人民大学

裴长洪 中国社会科学院

张治河 陕西师范大学

钱颖一 清华大学

张宗益 西南财经大学

任宗哲 陕西省社科院

朱 玲 中国社会科学院

沈坤荣 南京大学

西大 经济评论

第二辑

经济新常态研究

Northwest University
Economic Review

主编 任保平

目 录

CONTENTS

- 1 后危机时代的货币政策争议与共识
——基于文献分析的视角 卜振兴
- 15 新实证产业组织视角下市场势力
测度方法的研究进展 刘玉海 梁 丹
- 41 中国城乡社会一体化：
评价指标体系构建及应用 吴丰华 白永秀 周江燕
- 57 论西方经济学发展中的四次“比较—综合” 宋 宇 黄鹏博
- 70 马克思主义垄断资本理论：
经典与当代的比较研究 李灵燕 石高宏
- 90 政府支出对居民消费非线性效应的实证检验：
基于门限回归的方法 王明成
- 101 政府财政支出对居民消费的影响：
挤入还是挤出 付雅梅
- 112 跨域大气污染府际合作治理的演化博弈分析
郭施宏 高 明
- 125 高等教育为何吸引力不足？
——基于父母生活满意度视角的研究 王樱洁

- 141 家庭经济状况、社会阶层与城乡居民幸福感
——基于 CGSS2010 的实证分析 刘同山 孔祥智
- 154 地区差异、人口密度与财险市场集中度
——基于面板分位数模型 贾立文
- 169 非利息收入改善城商行经营绩效了吗？
——基于 23 家大型城商行 2008—2013 年面板数据分析 陈一洪
- 183 机票超售市场中的法律责任设置
——一个法经济学的分析 陈大林

后危机时代的货币政策争议与共识*

——基于文献分析的视角

卜振兴**

摘要 经济危机后，全球经济进入了新常态。新常态下，货币政策也出现了新的调整 and 变化。例如新的政策目标和政策工具不断涌现，机构设计和政策协调也出现了新的变化。在这种新常态经济下，对于货币政策的这些变化和调整，学术界存在哪些争议与共识？通过文献分析，本文梳理和总结了关于新常态下货币政策的主要观点。研究表明：在传统货币政策目标外，金融稳定、外部稳定等目标越来越受到关注；非常规货币政策在应对经济危机时发挥了重要作用，但是在经济危机过后，是否需要保留非常规货币工具存在很多争议；为应对货币政策目标和工具的新变化，重新对机构进行设计和加强政策协调至关重要。

关键词 经济危机；新常态；非常规货币政策；文献分析

一、引言

由美国次贷危机引发的全球性经济危机不但重创了各国经济，同时也对各国的宏观经济政策模式产生了重大影响。当前，美国经济正逐步从危机中复苏，欧债危机也基本得到缓解。虽然世界经济复苏乏力，但是出现大的经济波动和严重衰退的可能性较低，世界经济已经进入后危机时代的“新常态（New Normal）”。经济危机对政策模式的影响在货币政策方面的突出表现是：政策目标、政策工具等的调整 and 变化，学术界围绕这些货币政策的调整 and 变化展开了广泛的讨论。关于这些讨论，学术界出现了哪些争论，又形成了哪些共识？这是本文需要回答的问题。

本文余下的结构安排为：第二部分为货币政策目标；第三部分为货币政策工具；第四部分为全文总结。

* 本文受到国家社科重大项目“三次产业动态协同发展机制研究（批准号：10ZD&027）”和教育部一般项目“金融危机后的国际货币体系与人民币国际化战略（批准号：2009JYJR031）”的资助，在此表示感谢。

** 卜振兴（1986-），男，江苏徐州人，南开大学经济学院国际经济研究所/国家经济战略研究院博士生，天津市南开区卫津路94号南开大学，邮政编码300071，E-mail: benpao8686@163.com，研究方向：宏观经济、货币政策。

二、货币政策目标

金融危机之前的20年间,货币政策有一个压倒性的目标,即保持物价稳定。这种观点,不仅在世界发达经济体达成了共识,在很多新兴市场经济国家也得到了普遍的认同。但是经济危机的爆发,却使得这种观点受到了极大的冲击。保持物价和利率稳定,并不能必然带来整个实体经济和金融市场的稳定,在一些低通货膨胀率的国家,仍然爆发了比较严重的经济危机。作为货币政策监管和宏观经济运行状况重要指标的物价指数“失灵”了, Matheson et al. (2013)^[1]用“狗不叫了”这一形象的比喻,描述了这种状况。那么在追求物价稳定之外,货币政策是否还需要关注其他目标,如产出稳定、金融稳定和外部稳定等,以下是当前的争议与共识。

(一) 价格稳定

中央银行的货币政策目标就是维持物价稳定进而实现产出稳定。价格稳定目标的重要性是显而易见的,即使是经济危机的出现,也没有动摇价格稳定作为货币政策主要目标的地位。在维持价格稳定目标这点上,学术界是基本保持一致的立场。

但是正如 Bernanke 和 Mishkin (1997)^[2]、Blinder 和 Jordan (2013)^[3]等人指出的,虽然他们赞成价格稳定目标的重要性,但是同时也认为价格稳定目标不应凌驾于其他一切货币政策目标(如产出稳定、失业率等)之上。

(二) 产出稳定

根据菲利普斯曲线模型,通货膨胀率与失业率是负相关的,即当失业率上升或产出急剧收缩时,通货膨胀率会显著地下降。但是在危机中和危机后,虽然失业率大幅上升,但是通货膨胀率仍然表现得比较稳定,通货膨胀率与失业率之间的相关性好像减弱了(Ball 和 Mazumder, 2011^[4]),这种情况在发达国家尤为显著。菲利普斯曲线变得更加平坦了,对于这个现象,学者给出了以下几种解释。第一,对于失业率的计算没有考虑到周期性因素。在不考虑通货膨胀预期情况下的菲利普斯曲线数学表达式如下:

$$\pi = -\beta(u - u^n) + v \quad (1)$$

其中 π 表示通货膨胀率, β 表示变动系数, u 表示实际失业率, u^n 表示自然失业率。经济危机会导致长期失业异常的上升,会使得自然失业率上升,由于没有考虑到自然失业率上升的因素,我们通过危机前菲利普斯曲线计算出的实际失业率就会偏高(Kocherlakota, 2010^[5])。第二,全球化会使得通货膨胀对国内经济条件的变化不敏感,而对国际经济条件的变化相对敏感(Bean, 2007^[6])。第三,价格刚性。价格调整成本的存在(Ball et al., 1988^[7])、工人对降低名义工资的抵制(Yellen, 2012^[8])等使得价格出现向下调整的价格刚性,导致经济危机中的通货膨胀保持在相对较高的水平。

第四，通货膨胀预期。央行的可信性使得通货膨胀预期对实际通货膨胀的变动不再敏感，通胀预期没有放大实际通胀水平的波动，由此就会避免物价水平出现螺旋式的上升或下降。

由于菲利普斯曲线变得平坦，并且失业率与产出缺口密切相关，维持物价稳定意味着需要产出或者失业更大程度的变动才能实现（Wren - Lewis, 2013^[9]）。此时，货币政策应该关注产出稳定，而非仅仅关注物价稳定。

（三）金融稳定

金融稳定与金融市场的均衡是密切相关的，当金融市场的非均衡状态达到一定程度，导致实体经济与虚拟经济严重背离，以致形成严重泡沫时（如信贷泡沫或资产价格泡沫），金融市场的稳定性就会受到影响。信贷泡沫和资产价格泡沫与利率密切相关，自然与货币政策有很紧密的联系。但是经济危机前，几乎所有的中央银行都认为货币政策与金融稳定是毫不相干的。在很多国家比较盛行的观点是，金融市场稳定是金融监管部门的职责，货币政策应该专注于物价和产出稳定。但是经济危机表明物价和产出稳定不能必然保证金融稳定，这是因为经济危机期间为了刺激经济增长采取的低利率水平政策会导致金融市场的过度风险投资，这种风险投资一旦超过必要限度，必定会对金融市场产生消极影响。这说明为调节经济增长而实行的货币政策应该包括金融稳定的目标（Carlstrom et al., 2010^[10]；Woodford, 2012^[11]）。

在应对金融稳定问题时，很多研究者提出了审慎监管政策。但是 Mishkin (2010)^[12]和 Bernanke (2011)^[13]等人的研究表明，由于存在政治经济、机构设计等方面因素的影响，审慎监管政策难以充分发挥应有的作用，需要货币政策的配合来维持金融稳定。首先，审慎监管政策属于一个崭新的监管工具，对于发达国家更是如此，由于没有经过市场的检验，其监管的效力和影响无法评估（Federico et al., 2012^[14]）。其次，审慎监管会受到比货币政策更多的政治压力。因为审慎监管直接影响了金融机构的运营，因此金融机构有很大的动力去游说政府放弃不利于他们的监管政策。最后，审慎监管政策会降低信贷扩张，降低总需求的增长。在这种情况下，货币政策的配合，例如实施较为宽松的货币政策，能够抵销对于总需求的不利影响，使得监管机构在维持金融市场稳定的同时降低对于金融市场的不利影响。

将金融稳定列为货币政策目标也存在很多的反对声音，他们的观点主要认为：一是，产生所谓的金融市场“道德风险”问题。如果央行以金融稳定作为政策目标，会给金融市场的投资者传递这样一种信号，即央行是金融市场的最后贷款人。那么，投资人的投资行为会变得更加激进，审慎投资的理念就会被抛弃，这最终反而会加剧金融市场的不稳定性（Caballero 和 Krishnamurthy, 2003^[15]；Farhi 和 Tirole, 2012^[16]）。二是，这违反了一个工具解决一个政策目标的丁伯根法则（Tinbergen, 1939^[17]）。当

央行采取政策维持金融市场稳定时，也许会与实现价格和产出稳定的目标相冲突，当两者出现冲突时，央行不得不在两者之间进行取舍。三是，货币政策（调整利率等）不是解决金融市场稳定的最佳工具，尤其是当金融市场的投资者对利率变动不敏感时，这时候，央行需要采取很大的努力才能使利率调节发挥作用，政策代价是非常昂贵的，这时候采取一些宏观审慎政策（比如动态资金要求、储备金要求、存贷资金比限制等）可能是更好的选择。四是，不同于价格稳定较为单一的监测指标，金融稳定性的评价指标是多维的（例如，杠杆率、信贷扩张、资产价格等），因此，我们无法准确衡量金融市场的不稳定性（即泡沫的大小）。正如1929年由于金融市场崩溃引发的“大萧条”和1989年日本资产泡沫破裂导致的经济危机一样，我们无法界定什么时候金融市场的泡沫达到了货币政策必须采取措施的时候。最后由于我们缺乏较为精准的模型就维持金融稳定的货币政策对金融市场的影响进行预测，对货币政策的操作就无法提供正确指导（Caballero, 2010^[18]），因此我们不得不在防范金融泡沫和维持正常的金融活动之间做艰难的取舍，并尽力在两者之间保持平衡（White, 2009^[19]）。

总结以上的观点，我们认为央行不应将货币政策与金融稳定完全分割开来，综合运用货币政策和审慎监管政策能更好地应对金融不稳定的问题，当然这也许涉及央行是否需要系统监管（French et al., 2010^[20]）或者进行机构合作的问题。

（四）外部稳定

由于国际金融的联系日益紧密，国际间资本的流动必然带来一定的外部风险。这种风险表现在，资本的流动和汇率变化会通过实体和金融部门的传导影响宏观经济的稳定，同时也会对一国央行的资产负债表产生影响（Caballero 和 Lorenzoni, 2014^[21]），并最终影响央行履行最后贷款人的能力。那么货币政策应该将维持外部稳定（均衡）作为政策目标么？

赞同的观点认为：第一，资本流动带来的外部风险，使得政府必须采取资本流动管理和宏观审慎管理，但是单独运用这些管理工具也许并不是非常有效的，需要货币政策的配合才能有效应对外部风险（Blanchard et al., 2013^[22]）。第二，在实际条件下，以实现内部价格稳定为目标的货币政策，不能同时保证实现外部稳定，只有在资产市场没有摩擦、生产者价格充满黏性的市场才能同时实现稳定的通胀水平（内部稳定）和稳定的国际市场价格（外部稳定）（Clarida et al., 2002^[23]；Gali 和 Monacelli, 2005^[24]），而实际中，这两个条件往往是无法满足的，所以我们可以将外部稳定设定为货币政策一个目标，通过新的工具去实现这个目标。

反对的观点认为：第一，货币政策对外汇市场的干预会影响对于未来市场的预期，通过信号传递渠道又会影响汇率。这种传递渠道是否有效我们无法确定，货币政策干预的效果也就无法确定。第二，我们无法确定资本流动对于外部市场的影响是暂时的

还是持久的，所以货币政策是否应该采取干预政策无法确定。第三，外汇市场干预的不对称性。当资本流入时，对于外汇市场的干预不受限制，但是当资本流出时，由于外汇储备是有限的，运用货币政策对外汇市场的干预就会受到限制。更为重要的是，如果频繁地使用外汇干预政策，会使得外汇市场形成政策干预的预期，私人部门就会保持大量的外汇头寸，使得一个国家在应对汇率波动时变得非常脆弱。

三、货币政策工具

危机前，央行基本上通过公开市场操作调节短期利率来实现宏观经济目标。但是当遭遇严重的不利的冲击如经济危机时，这种传统的货币政策就面临着挑战。一旦经济下行，央行的常规做法是通过降低利率刺激经济，但是利率降低是有限度的，Fisher (1896)^[25]认为“零”是名义利率的下限，名义利率不能低于零，他将其称为零利率下限 (Zero Lower Bound, 简称“ZLB”)。一旦名义利率低于零，持有货币是没有成本的，但是借出货币却得到了负的利息，那么大家都会持有现金，没有人愿意借出货币，此时货币当局就不能通过利率政策来扩张经济。央行常规的利率政策工具在遭遇经济危机时无效了，不得不寻求其他的政策工具——即非常规货币政策工具应对经济危机。目前央行使用的非常规货币政策主要包括以下两大类：

(一) 政策沟通类工具

20世纪60年代至70年代，Muth (1961)^[26]、Lucas (1972)^[27]以及Sargent和Wallace (1975)^[28]等人提出了理性预期理论，该理论认为只有“出其不意的货币政策才能发挥效用”。该理论提出后，各国央行普遍奉行“隐秘性”的货币政策。但是这种基于理性预期理论的隐秘性货币政策在20世纪80年代的大通胀中受到了挑战。货币当局发现提高政策透明度，更有利于增强货币政策的有效性，因此自20世纪90年代开始各国央行开始逐渐提高政策的透明度。提高政策透明度的方式主要包括建立通货膨胀目标制以及后来的高通胀目标区、利率走廊、前瞻指引和路径依赖等工具。

1. 通货膨胀目标制

20世纪90年代，包括新西兰、加拿大、英国、瑞典等国在内的很多国家，通过实行通货膨胀目标制来稳定物价。具体做法是，央行设定一个具体的目标制或目标区间，货币政策的目的是通过政策工具使通胀水平保持在目标值和目标区间内。弹性通胀目标制被认为是非常成功的，它将通货膨胀预期保持在一个稳定状态上，可以避免出现螺旋式的通货膨胀或紧缩的状况。采用通胀目标制的国家都实现了较低的、稳定的通胀水平，同时产出的波动也较为温和。

通货膨胀目标制的优点是可以固定通货膨胀预期，这一点在经济危机期间显得尤为重要。第一，通货膨胀目标制不会造成通货紧缩。当总需求面临不利的冲击时，就

会对通胀形成一个向下的预期,这可能会导致一个长期的通货紧缩状态,比如日本 20 世纪 90 年代遭遇的类似情况。但是如果央行实行通货膨胀目标制,那么为了履行对公众的承诺,它一般会采取一切可能的措施刺激总需求,避免经济出现通货紧缩的情况。第二,通胀目标制保证在央行采取非常规措施时不会改变公众对于通胀的预期。比如在经济危机时采取降低短期利率的做法,由于有通胀目标制的存在,公众不会改变通胀预期,那么名义的长期利率就不会随之上升,刺激政策的效果就不会受到抵销。第三,不会导致通胀恐慌。通胀目标制固定了通胀预期,当央行采取扩张政策时不会导致严重的物价上升,形成所谓的通胀恐慌 (Goodfriend, 1993^[29])。

2. 高通胀目标区

高通胀目标区是指为通货膨胀设定更高的水平,与此相应的,名义利率的水平也会很高。很多学者赞同使用高通胀目标区,一是因为高通胀目标区的设定为政策操作提供了更大的空间,尤其是当经济面临不利的冲击时,名义利率可以做出很大的调整去应对这种冲击 (Summers, 1991^[30]; Blanchard et al., 2010^[31])。二是针对很多研究者认为的高目标区会带来成本的观点, Ball (2013)^[32] 等人的研究表明,这种成本其实是非常有限的,不会对实体经济产生明显的不利影响。

高目标区看来是应对 ZLB 的一个非常可行的办法,但是高目标区也会带来很多问题:一是高目标区会带来很多的成本,包括扭曲了现金持有量,对金融部门过度投资,扭曲了税收,对收入产生了再分配效应以及对财务规划造成困难等 (Mishkin, 2011^[33]),并且这种高通胀的成本有时是非常显著的 (Feldstein, 1997^[34])。Billi (2011)^[35]、Coibion et al. (2012)^[36] 等人的研究表明最优的通货膨胀率通常位于 1%—2%,很少高于 3%,因此他们的研究是反对使用高通胀目标区的。二是,通胀预期的问题。一般情况下,发达经济体国家很少调整通货膨胀目标,因为一旦提高通胀目标,就会使公众产生一种预期,即这种调节行为会再次发生,从而产生预期性的螺旋上升 (Bernanke, 2004^[37]; Woodford, 2009^[38]),使得实际的通胀水平高于政策目标。同时新兴市场经济和发展中国家维持相对较高的通胀目标也面临困难,因为一旦降低通胀,就很难再提高它们。

3. 利率走廊

利率走廊又称利率通道,是指央行通过贷款利率设定利率波动上限,以存款利率设定利率波动下限,商业银行不会以高于走廊上限的利率拆入资金,也不会以低于走廊下限的利率借出资金,央行通过改变走廊系统,而无需进行公开市场业务操作就可以控制同业拆借利率在存贷款利率的区间范围内波动,并逼近政策利率 (Whitesell, 2006^[39])。其中,存贷差决定了利率走廊的宽度。Wicksell (1917)^[40] 首次提出了利率走廊的概念,但是在之后的长达半个多世纪的时间内一直没有得到政策的认可。直到

20 世纪 90 年代，随着电子信息技术的发展，公众对于基础货币的需求大大减少 (Freedman, 2000^[41])，传统货币政策通过控制基础货币投放来调节利率的效力被严重削弱，利率走廊的概念才重新得到重视。以加拿大、英国、日本、新西兰、澳大利亚等国家的央行为代表，世界发达经济体开始实施利率走廊政策。采取利率走廊系统作为央行货币政策的一种工具已经被很多国家接受。作为控制隔夜同业拆借利率的重要工具，利率走廊相对于传统的货币政策工具具有明显的灵活性和高效性的优势。借助于利率走廊系统，央行可以无需公开市场业务操作就能使市场利率接近政策利率 (Clinton, 1997^[42])。2008 年经济危机前大多数国家基本采用的是对称性利率走廊系统 (利率围绕走廊中心进行波动)，而经济危机的发生使得越来越多的央行采取地板系统的利率走廊政策 (利率波动保持在走廊中心至下限区间内，目标利率与存款利率差距很小)。在经济危机中利率走廊地板系统可以将利率政策与流动性政策相分离，能在实现利率调控的同时，控制流动性的扩张和收缩，有效地实现政策调控的目标 (Keister, 等, 2008^[43])。

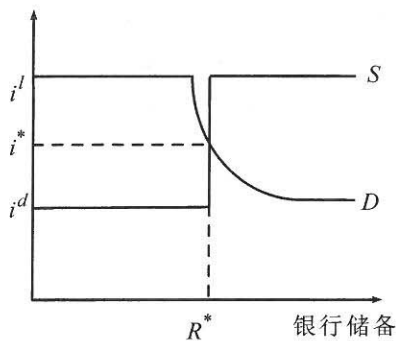


图 1 利率走廊对称系统

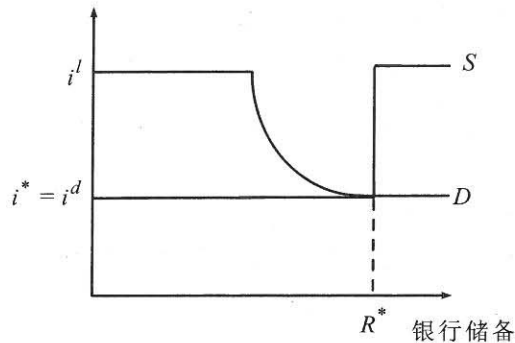


图 2 利率走廊地板系统

图 1 和图 2 中纵轴表示拆借市场利率，横轴表示准备金供给量， i^l 表示央行向商业银行提供贷款的利率， i^d 表示央行向商业银行支付的准备金利息， i^* 表示目标利率。

但是实施利率走廊，尤其是利率走廊的地板系统也面临很多不利的方面：第一，它要求银行必须持有大量的超额准备，在银行没有面临经济危机时，这一点是很难做到的；第二，即使有大量超额储备也会带来另外一个问题，即过多的超额准备会扭曲货币市场上流动性风险和信贷风险的信号 (Coœuré, 2012^[44])。

4. 前瞻指引

通货膨胀水平常常超越政策既定的范围，在使用非常规货币政策工具时更是如此。因此央行还需要配合使用前瞻指引工具。Eggertsson 和 Woodford (2003)^[45]第一次在央行的货币政策中引入了前瞻指引政策。前瞻指引是央行沟通的一种方式，指央行就政策利率未来可能的走势或央行未来的货币政策立场与公众进行沟通 (Plosser,

2013^[46])。央行进行前瞻指引的做法是发布对通胀、GDP 增速等目标变量的预测,新西兰、挪威、瑞典、捷克等国的央行还会发布对于利率等中间变量走势的预测 (Anderson 和 Hofmann, 2009^[47])。在经济危机期间,美联储、加拿大银行、日本央行、英格兰银行和欧洲央行都使用了前瞻指引工具,并且对扭转经济形式都发挥了作用 (IMF, 2013^[48])。

通过发布前瞻指引,央行能影响公众的预期,达到政策目标。但是前瞻指引需要央行具有较高的可信度。另外,前瞻指引会面临动态不一致的问题,即随着经济环境的变化,之前发布的政策措施在当前经济形势下也许不是最优的了,这时候央行的政策可能背离之前发布的指引,这样必然会有损于央行的可信度。

5. 路径依赖

路径依赖是指设定一个物价水平和名义 GDP 目标,央行建立一个稳定的机制,使物价和名义 GDP 沿着一个特定的路径变化。当出现冲击时,央行将会保持原有的路径规则不变,直至物价水平和名义 GDP 回复到目标水平,与前瞻指引不同的是,路径依赖下央行的政策是由物价水平和名义 GDP 自发决定的 (Carney, 2012^[49])。

理论上路径依赖是解决 ZLB 问题较为理想的政策工具 (Billi 和 Kahn, 2008^[50]),但是路径依赖也会面临动态不一致的问题,即一旦经济走出了零利率下限,央行可能会违背原来的承诺。

(二) 资产负债表管理类工具

资产负债表的管理主要是指央行利用其资产负债表规模和结构的变化来实现调节经济的目标。经济危机前,央行的政策工具主要关注于资产负债表的负债方的管理,并且主要调节短期利率。但是经济危机的发生使得央行开始关注资产负债表的资产方,并采取措施直接干预长期利率 (Friedman, 2014^[51])。在常规的资产负债表管理工具外,资产负债表管理的具体工具还包括:量化宽松、直接参与长期资产和债券交易、扩大合格抵押品的范围以及直接买卖私人资产等。

1. 量化宽松

量化宽松主要是指央行通过扩张资产负债表规模,向市场注入超常规的基础货币 (戴金平和魏昊, 2010^[52])。在面对不利的经济冲击时,量化宽松政策的推出可以有效应对经济危机的不利影响。在本轮经济危机中包括美国、日本和欧盟在内的很多国家和地区都实施了量化宽松政策,并实现了良好的政策效果。量化宽松政策一是可以维持金融市场的稳定性,为宏观经济创造较为宽松的金融环境 (Ugai, 2007^[53]);二是量化宽松对名义支出产生了一个额外的刺激,有利于央行实现通胀目标,由此使得名义利率摆脱利率下限 (Benford et al., 2009^[54]);三是相对于口头的承诺,央行的量化宽松政策更为有效,因为它改变了资产负债表的规模,并使公众形成了对于未来短期利

率的预期 (Blinder, 2010^[55])。

但是采用量化宽松政策也存在很多风险：一是作为一种非常规货币政策工具，它的产生主要是基于对实际经济环境的反映，而不是建立在坚实的理论基础之上，因此我们无法清楚地了解量化宽松政策的传导机制及其他对宏观经济的影响；二是量化宽松政策很少在实际中使用，因此央行可借鉴的经验案例较少，如何设定量化宽松政策的最优规模和结构等还有待进一步研究；三是量化宽松政策的确在应对经济危机中起到了一定作用，但是它并没有解决经济危机后复苏乏力的状况，当前的复苏是非常脆弱的。同时较高的银行储备也降低了银行同业拆借水平，扭曲了市场利率 (Joyce et al., 2012^[56])。

2. 直接参与长期资产和债券交易

长期利率反映了短期利率未来的期望收益和期限溢价 (Gürkaynak et al., 2012^[57])，这种期限溢价反映了未来通胀和金融市场的不确定性。历史上很多国家的央行都有直接干预长期利率的做法。早期，主要是通过定价或限价来实现，例如拉美国家根据利率期限设定不同的利率水平，美联储在 1942 年至 1951 年对长期利率设定了最高值等，后期主要采取在资本市场大规模买卖长期政府债券的方法干预长期利率。但是进入 20 世纪中期以后，为了保持央行的独立性，央行不再主动调节长期政府债券市场的利率水平 (Friedman, 1951^[58])，大量的证据也表明，短期利率在影响总需求方面也是较为有力的工具。然而 2008 年经济危机爆发后，各国央行的操作实践使得人们重新考虑货币政策是否应该直接管理长期利率。

在经济危机期间，美国大规模购买长期债券，有效地降低了市场利率，实现了通过降低利率刺激经济的目的 (Gagnon et al., 2011^[59])。因此很多学者赞同通过买卖长期债券直接干预长期利率，他们认为：一是直接管理长期利率可以避免经济遭受来自期限溢价的冲击 (Carlstrom et al., 2014^[60])；二是可以减少达到零利率下限的风险；三是短期利率向长期利率的传导有时出现问题 (如 2004 年至 2005 年美国联邦基准利率与十年期债券收益率之间的倒挂，2008 年 FOMC 在降低联邦利率时出现的长期利率的上升等)，使得货币政策无法通过调节短期利率影响长期利率，进而实现经济目标。

但是采取大规模购买长期债券，直接干预长期利率的做法也面临很多问题。一是，如果央行直接干预长期利率，会导致短期利率的剧烈波动 (Woodford, 2005^[61])。例如当英格兰银行宣布以两周回购协议利率作为官方利率时，货币市场上超短期利率就出现了严重的波动 (Tucker, 2004^[62])。二是，如果央行直接调节长期利率会使央行面临政策独立性的质疑，因为在公开市场直接买卖长期债券有债券赤字化的嫌疑，公众会认为这可能是央行迫于政治压力进行的操作。三是，大规模买卖长期债券，扰乱了公众对于未来政策的预期，使得央行无法有效应对通货膨胀或紧缩 (Bauer, 2014^[63])；

Krishnamurthy 和 Vissing - Jorgensen, 2011^[64])。

这表明, 虽然通过大量的长期债券买卖直接调节长期利率可以有效应对经济危机的冲击, 但是央行在使用这个工具时, 也需要谨慎对待可能产生的不利影响。

3. 扩大合格抵押品的范围

经济危机的冲击充分证明了, 银行系统持有充足储备资产和流动性资产的重要性, 同时也证明了央行扩大交易对象 (包括非银行性金融机构) 的重要性。央行可以通过扩大抵押品的范围为银行系统提供流动性, 这样一旦传统的抵押品消耗殆尽时, 银行仍然有较为充足的流动性, 同时放宽抵押品条件也会释放更多的流动性资产, 从而使银行能够达到资本监管的要求。扩大央行交易对象可以为央行的交易手段提供更多的可能, 同时也降低了以商业银行为中心的金融体系的风险, 使金融系统更加多样化。

虽然这样做有很多好处, 但是也存在很多的风险。一是, 道德风险问题, 由于抵押品的范围扩大了, 商业银行就会持有更少的流动性, 因为他们期望在出现困难时央行会放松流动性的“阀门”。二是, 新的抵押品存在定价方面的困难, 因为它们的风险更高。三是, 扩大央行直接交易的对象, 会削弱商业银行在金融系统的优先地位, 减少了他们的利润, 必然会影响他们抵御冲击的能力。最后, 大量非银行性金融机构的存在也需要新的配套监管。

4. 直接买卖私人资产

理论上讲, 直接买卖私人资产能减少资产价格波动带来的对总需求的波动 (Kiyotaki 和 Moore, 1997^[65]; Brunnermeier 和 Sannikov, 2014^[66])。

但是央行对私人资产的直接买卖也存在很多问题: 一是会影响市场的价格发现能力。二是会影响央行的声誉 (比如公众会质疑通过私人资产购买导致的利率变动是更有利于借方还是贷方)。三是增加了央行进行政府干预的风险。

四、结论

目前, 经济危机对各国经济的冲击逐渐减弱, 但是经济危机的影响还远没有结束。新的政策目标和政策工具的出现, 使得危机后新常态下的货币政策必须做出相应的调整。在这种情况下, 对新常态下货币政策的争议与共识进行总结和梳理就显得非常重要。本文的研究加深了对于经济新常态下货币政策新变化和新调整的认识, 同时也为货币政策的调整提供了借鉴, 具有重要的理论意义和现实意义。

通过对以上文献的梳理和总结, 我们发现, 自经济危机发生后, 各国的货币政策出现了新的变化。这种变化不仅体现在政策目标、政策工具上, 也体现在机构安排和政策协调上。现将新常态下货币政策形成的共识与争议总结如下: 传统的货币政策目标并未因为经济危机的发生而受到削弱, 但是金融稳定、外部稳定等政策目标逐渐受

到关注。传统货币政策工具在应对经济危机尤其是零利率下限情况时,工具效果大打折扣,而政策沟通类工具和资产负债表类等非常规货币政策工具则发挥了重要作用。在经济危机发生时,采用非常规货币政策基本得到了学术界的认可,但是在经济恢复到正常状态时,非常规货币政策工具是否需要保留则存在一定的争议。但是即使是赞同保留非常规货币政策工具的学者也认为,在正常经济状态下,要谨慎使用非常规货币政策。

参考文献

- [1] Matheson T, Sandri D, Simon J. *The dog that didn't bark: has inflation been muzzled or was it just sleeping* [J]. *IMF World Economic Outlook*, 2013: 1 - 17.
- [2] Bernanke B S, Mishkin F S. *Inflation targeting: a new framework for monetary policy*. [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11 (2): 97 - 116.
- [3] Blinder A S, Jordan T J, Kohn D, et al. *Exit Strategy* [M]. *ICMB, International Center for Monetary and Banking Studies*, 2013: 5 - 11.
- [4] Ball L M, Mazumder S. *Inflation dynamics and the great recession* [R]. *National Bureau of Economic Research*, 2011.
- [5] Kocherlakota N. *Inside the FOMC* [J]. Speech at Marquette, Michigan, 2010.
- [6] Bean C R. *Globalisation and Inflation* [J]. *World Economics*, 2007, 8 (1): 57 - 73.
- [7] Ball L, Mankiw N G, Romer D, et al. *The new Keynesian economics and the output - inflation trade - off* [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988: 1 - 82.
- [8] Yellen J L. *Perspectives on monetary policy* [J]. Speech Delivered at the Boston Economic Club Dinner, Boston, 2012.
- [9] Wren - Lewis S. *Written evidence on the appointment of Dr. Mark Carney as governor of the bank of England* [J]. House of Commons Treasury Committee, 2013: 3 - 6.
- [10] Carlstrom C T, Fuerst T S, Paustian M. *Optimal monetary policy in a model with agency costs* [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42 (s1): 37 - 70.
- [11] Woodford M. *Methods of policy accommodation at the interest - rate lower bound* [C] // *The changing policy landscape: 2012 Jackson hole symposium*. Federal Reserve Bank of Kansas City, 2012.
- [12] Mishkin F S. *Monetary policy flexibility, risk management, and financial disruptions* [J]. *Journal of Asian Economics*, 2010, 21 (3): 242 - 246.
- [13] Bernanke B S. *The effects of the great recession on central bank doctrine and practice* [C] // *Keynote address at the federal reserve bank of Boston 56th economic conference "Long Term Effects of the Great Recession,"* Boston, October. 2011, 1: 8 - 19.
- [14] Federico P, Vegh C, Vuletin G. *Reserve requirement policy over the business cycle* [J]. Unpublished

- Manuscript, 2012.
- [15] Caballero R J, Krishnamurthy A. *Excessive dollar debt: financial development and underinsurance* [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58 (2): 867 – 894.
- [16] Farhi E, Tirole J. *Collective moral hazard, maturity mismatch, and systemic bailouts* [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (1): 60 – 93.
- [17] Tinbergen J. *Statistical testing of business – cycle theories: business cycles in the United States of America, 1919 – 1932* [M]. *League of Nations, Economic Intelligence Service*, 1939.
- [18] Caballero R J. *Macroeconomics after the crisis: time to deal with the pretense – of – knowledge syndrome* [R]. *National Bureau of Economic Research*, 2010.
- [19] White W R. *Should monetary policy “Lean or Clean”?* [J]. Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, 2009, 34.
- [20] French K, Baily M, Campbell J, et al. *The squam lake report: fixing the financial system* [J]. *Journal of Applied Corporate Finance*, 2010, 22 (3): 8 – 21.
- [21] Caballero R J, Lorenzoni G. *Persistent appreciations and overshooting: a normative analysis* [J]. *IMF Economic Review*, 2014, 62 (1): 1 – 47.
- [22] Blanchard O, Dell Ariccia G, Mauro P. *Rethinking macroeconomic policy II: Getting granular* [J]. IMF Staff Discussion Note, April, 2013.
- [23] Clarida R, Gal I J, Gertler M. *A simple framework for international monetary policy analysis* [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2002, 49 (5): 879 – 904.
- [24] Gali J, Monacelli T. *Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy* [J]. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72 (3): 707 – 734.
- [25] Fisher I. *Appreciation and Interest* [J] // Publications of the American economic association. Nabu Press, 2010: 1 – 98.
- [26] Muth J F. *Rational expectations and the theory of price movements* [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1961: 315 – 335.
- [27] Lucas Jr R E. *Expectations and the neutrality of money* [J]. *Journal of Economic Theory*, 1972, 4 (2): 103 – 124.
- [28] Sargent T J, Wallace N. “Rational” expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule [J]. *The Journal of Political Economy*, 1975: 241 – 254.
- [29] Goodfriend M. *Interest rate policy and the inflation scare problem: 1979 – 1992* [J]. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 1993, 79 (1): 1 – 24.
- [30] Summers L. *Panel discussion: price stability: how should long-term monetary policy be determined?* [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1991: 625 – 631.
- [31] Blanchard O, Dell Ariccia G, Mauro P. *Rethinking macroeconomic policy* [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42 (s1): 199 – 215.

- [32] Ball L M. *The case for four percent inflation* [J]. *Central Bank Review*, 2013, 13 (2): 17 – 31.
- [33] Mishkin F S. *Monetary policy strategy: lessons from the crisis* [R]. *National Bureau of Economic Research*, 2011.
- [34] Feldstein M S. *The costs and benefits of going from low inflation to price stability* [M] // *Reducing inflation: motivation and strategy*. Chicago: University of Chicago Press, 1997: 123 – 166.
- [35] Billi R M. *Optimal inflation for the US economy* [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011: 29 – 52.
- [36] Coibion O, Gorodnichenko Y, Wieland J. *The optimal inflation rate in new Keynesian models: should central banks raise their inflation targets in light of the zero lower bound?* [J]. *Review of Economic Studies*, 2012, 79 (4): 1371 – 1406.
- [37] Bernanke B S. *Testimony before the joint economic committee of congress* [Z]. 2004.
- [38] Woodford M. *Comment and discussion* [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2009, 2009 (2): 38 – 49.
- [39] Whitesell W. *Interest rate corridors and reserves* [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53 (6): 1177 – 1195.
- [40] Wicksell K. *The scandinavian monetary system after the [First World] War* [J]. translated from the Swedish, in: B. Sandelin (ed.), Knut Wicksell: *Selected Essays*, 1917, 2: 71 – 80.
- [41] Freedman C. *Monetary policy implementation: past, present and future—will electronic money lead to the eventual demise of central banking?* [J]. *International Finance*, 2000, 3 (2): 211 – 227.
- [42] Clinton K. *Implementation of monetary policy in a regime with zero reserve requirements* [R]. Bank of Canada, 1997. 97 – 98.
- [43] Keister T, Martin A, McAndrews J. *Divorcing money from monetary policy* [J]. *Economic Policy Review*, 2008, 14 (2): 41 – 56.
- [44] Coeuré B. *Central banks and the challenges of the zero lower bound* [J]. Speech at the University of Chicago Booth School of Business, 2012, 12.
- [45] Eggertsson G B, Woodford M. *The zero bound on interest rates and optimal monetary policy* [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003, 34 (1): 139 – 235.
- [46] Plosser C. I. *Forward guidance* [R]. Lecture Presented to the Stanford Institute for Economic Policy Research's (SIEPR) Annual Meeting, Stanford, 2013 – 2 – 12
- [47] Andersson M, Hofmann B. *Gauging the effectiveness of quantitative forward guidance: evidence from three inflation targeters* [R]. European Central Bank, 2009.
- [48] International Monetary Fund. *Unconventional monetary policy: recent experiences and prospects*. IMF Policy Paper. Washington: 2013c.
- [49] Carney M. *Guidance* [J]. Speech before the CFA Society Toronto, Toronto, Ontario, 2012, 11.
- [50] Billi R M, Kahn G A. *What is the optimal inflation rate?* [J]. *Economic Review*, 2008 (Q II): 5

-28.

- [51] Friedman B M. *Has the financial crisis permanently changed the practice of monetary policy? Has it changed the theory of monetary policy?* [R]. *National Bureau of Economic Research*, 2014.
- [52] 戴金平, 魏昊. 发达国家非传统货币政策的走向 [J]. *红旗文稿*, 2010 (13): 17-20.
- [53] Ugai H. *Effects of the quantitative easing policy: a survey of empirical analyses* [J]. *Monetary and Economic Studies - Bank of Japan*, 2007, 25 (1): 1.
- [54] Benford J, Berry S, Nikolov K, et al. *Quantitative easing* [J]. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2009, 49 (2): 90-100.
- [55] Blinder A S. *Quantitative easing: entrance and exit strategies* [J]. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2010, 92 (6): 465-479.
- [56] Joyce M, Miles D, Scott A, et al. *Quantitative easing and unconventional monetary policy—an introduction* [J]. *The Economic Journal*, 2012, 122 (564): F271-F288.
- [57] Gürkaynak, Refet, and Jonathan Wright. *Macroeconomics and the term structure* [J]. *Journal of Economic Literature*, 2012, 50 (2): 331-367.
- [58] US F R. *Federal reserve bulletin* [M]. US Government Printing Office, 1951. 267.
- [59] Gagnon J, Raskin M, Remache J, et al. *The financial market effects of the federal reserve's large-scale asset purchases* [J]. *International Journal of Central Banking*, 2011, 7 (1): 3-43.
- [60] Carlstrom C T, Fuerst T S, Paustian M. *Targeting long rates in a model with segmented markets* [R]. Federal Reserve Bank of Cleveland, mimeo. 2014.
- [61] Woodford M. *Comment on: "Using a long-term interest rate as the monetary policy instrument"* [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52 (5): 881-887.
- [62] Tucker P. *Managing the central bank's balance sheet: where monetary policy meets financial stability* [J]. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2004.
- [63] Bauer M D, Rudebusch G D. *The signaling channel for federal reserve bond purchases* [J]. *International Journal of Central Banking*, 2014, 10 (3): 233-289.
- [64] Krishnamurthy A, Vissing - Jorgensen A. *The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy* [R]. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [65] Kiyotaki N, Moore J. *Credit cycles* [J]. *The Journal of Political Economy*, 1997, 105 (2): 211-248.
- [66] Brunnermeier M K, Sannikov Y. *A macroeconomic model with a financial sector* [J]. *The American Economic Review*, 2014, 104 (2): 379-421.

新实证产业组织视角下市场势力测度方法的研究进展*

刘玉海** 梁丹***

摘要 市场势力是产业组织研究的核心问题,其研究贯穿于产业组织理论发展的全过程,反映了产业组织研究所关注的重点及研究方法的变迁,其提供的基于统计数据 and 产业组织模型的实证结论可为反垄断法的实施和企业并购案例的分析提供重要的理论依据。以分析市场结构为代表的传统产业组织理论由于缺乏严谨的理论基础而饱受质疑,而以分析企业策略性行为为主旨的新产业组织理论则逐渐成为产业组织研究的主流,其中新实证产业组织 (NEIO) 是其重点发展方向之一。本文将在新实证产业组织视角下对市场势力测度方法的既有相关文献展开述评,重点梳理随机边界、需求弹性及索洛余值等三种主流测度方法的理论框架、发展脉络及主要特点,以期系统把握国外市场势力测度方法的最新研究进展,并为国内学者继续研究中国市场势力问题提供较为清晰的方法基础。

关键词 市场势力; 新实证产业组织; 随机边界法; 需求弹性法; 索洛余值法

一、引言

市场势力是产业组织研究的核心问题,其研究贯穿产业组织理论发展的全过程,反映了产业组织研究所关注的重点及研究方法的变迁,其提供的基于统计数据 and 产业组织模型的实证结论可为反垄断法的实施和企业并购案例的分析提供重要依据和有力证据。概括而言,市场势力是指企业利用各种手段将价格制定在竞争性水平(即边际成本)之上的能力,包括降低投入要素价格、提高生产技术水平、以营销手段调整产品价格及控制销售渠道等方式,从而将产品价格维持在较高水平以获得更多经营利润。20世纪60年代,以哈佛学派为代表的传统产业组织理论提出了“结构—行为—绩效”

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“全球价值链嵌入对本土制造业创新能力的影响测度与提升路径研究”(批准号:71303030);中央高校基本科研业务费专项资金项目“知识密集型服务业集聚的空间格局、演进机理及经济效应研究”(批准号:DUT14RC(4)05)。

** 刘玉海:大连理工大学经济学院;地址:辽宁省大连市高新园区大连理工大学2号实验楼501室,邮编:116024;电话:(0)15942492502;E-mail:liuyuhai2449@dlut.edu.cn。

*** 梁丹:大连理工大学经济学院;地址:辽宁省大连市高新园区大连理工大学2号实验楼501室,邮编:116024;电话:(0)13840891546;E-mail:1242819279@qq.com。

的分析范式（即 SCP 分析范式），并对反垄断和规制经济中的市场势力问题进行了研究，其通过分析市场结构与市场绩效之间的关系而注重探讨结构性市场势力问题；大量基于 SCP 分析范式的实证研究发现，市场结构与营业利润之间存在正向关系，但这种正向关系在统计上的显著性是比较弱的。

Demsetz（1973）批评了这种分析范式并提出了效率假说，其认为产业具有更高的利润或者是来自企业共谋的结果或者是来自企业效率的差异，亦即高效率企业能够获得更高的市场份额和更高的经济利润，而且企业运用市场势力所产生的更高收益率应该有利于行业中的所有厂商；之后很多理论分析和实证研究指出了 SCP 分析范式存在的诸多缺陷（Hazlett and Weisman, 2012）：一是 SCP 分析范式缺乏严谨的理论推理过程，结构、行为、绩效三者之间的因果关系缺乏理论基础（Guth, 1971；Martin, 1999；Michael et al., 2010）；二是 SCP 分析范式的实证研究对账务数据的依赖性很强，而账务数据的使用对测算经济成本与经济利润方面的准确性方面存在较多争议（Iwata, 1974；Salinger, 1995；Amess and Roberts, 2005）；三是 SCP 分析范式的研究仅仅局限于市场中的一种非均衡关系，受到样本选择偏差及企业盈利性衡量误差的影响很大（Brozen, 1971；Carlton and Perloff, 2000）。

自 20 世纪 70 年代开始，由于传统的 SCP 分析范式缺乏经济理论基础，以分析企业策略性行为为主旨的新产业组织理论（New Industrial Organization, NIO）逐渐形成，其中博弈论作为新产业组织理论研究的统一方法，使得产业组织理论逐步向正统经济学回归。然而，产业组织理论是从实证分析之中诞生的应用经济学科，但纯粹基于博弈论模型（Game Theory）得出的研究结论尚难以获得足够的实证分析的支持；20 世纪 80 年代以来，随着经济计量学、计算机技术及微观数据库的快速发展和日渐丰富，越来越多的学者开始关注新产业组织理论的实证分析领域，以寻求新产业组织理论在实证分析上的支持，这使得产业组织理论的实证研究得以复兴，此即为新实证产业组织理论（New Empirical Industrial Organization, NEIO）。在新实证产业组织的视角下，经济学者开创并发展了一系列经济计量模型来定量测度厂商或者企业的市场势力，其在规制经济和国际贸易等领域也得到广泛应用。

Warzynski and De Loecker（2009）系统总结了新实证产业组织（NEIO）测度市场势力的基本特征：一是依据企业行为推断边际成本。新实证产业组织认为边际成本是不可直接观测的，而需要依据企业行为进行计量推断，从而利用密切相关市场之间的差异对市场势力进行量化。二是单个产业被认为具有重要特性。由于产品差异化是市场势力产生的重要来源之一，因而市场范围的界定势必会对市场势力的准确测度产生重要影响，亦即市场势力估计所涉及的产业应尽可能细分到单个产品市场。三是企业行为和产业行为是被估计的未知参数。新实证产业组织测度市场势力时，需要在行业

利润最大化条件下计量估计企业制定价格和产量的行为方程,而且这些方程的参数要能与企业行为和产业行为的分析概念直接联系起来。四是备择假设为市场上企业之间无战略互动。由于初始假设是企业处于完全竞争市场,因而可以利用统计数据计量推断出企业是否存在市场势力(Bresnahan, 1989)。

经过30多年的发展,从新实证产业组织视角出发,既有文献关于市场势力的测度方法主要有三种^①:一是随机边界法。通过构建随机边界成本函数并利用可观测到的企业成本数据,测算企业的实际成本相对于最优成本的前沿距离来衡量企业成本效率,并同时估算出企业要素投入的相应边际成本,进而根据Lerner指数计算得到企业市场势力。二是需求弹性法。理论上而言,价格制定者提高价格、减少产量,使其边际成本等于边际收益已达到利润最大化,但生产者控制价格的能力受到消费者需求价格弹性的影响。需求弹性法正是利用这一关系,通过估计需求系统来测算价格边际成本加成。三是索洛余值法。在完全竞争条件下追求成本最小化的企业,其要素投入支出占销售收入的比重等于该要素投入支出占生产成本的比重。索洛余值法正是利用这两个比重之间的差距度量企业高于边际成本定价的能力。本文将在新实证产业组织视角下对既有文献中关于市场势力测度的上述三种方法进行文献述评,全面梳理三种测度方法的理论框架、发展脉络及主要特点,以期系统总结市场势力测度方法的研究进展和发展趋势,为后续市场势力的同行研究者提供较为清晰的研究思路。

二、随机边界法

Lerner指数的突出贡献在于阐明了市场势力的本质就是价格相对于边际成本的偏离程度,其衡量市场势力的公式是 $L = (P - MC)/P$,其中 P 表示产出价格, MC 表示长期边际成本。测算Lerner指数的关键在于估计边际成本,但其困难之处正在于边际成本通常是难以直接观察到的。随机边界法(SFA)是利用极大似然原理估计前沿函数中的未知参数,进而计算前沿效率的一种计量经济学方法;当选择的前沿函数是成本函数时,对函数偏微分可以求出边际成本,进而可以计算出相应的Lerner指数。商业银行作为信贷市场间接债务融资的中介,在负债市场上的融资能力无疑是其市场势力

^① 在SCP分析范式中,市场势力被认为是已知的,可以利用财务报表等相关数据并通过行业集中度(CR_n)、赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)等市场集中度指标测算得到,但市场势力在本质上反映的是在利润最大化情况下产品价格与边际成本之间的偏离程度(即勒纳指数,Lerner Index),因此在新实证产业组织(NEIO)中市场势力是未知的,不能直接观察到而需要通过经济计量模型估计得到。本文在新实证产业组织视角下所综述的三种市场势力测度方法,本质上均是基于Lerner指数直接或者间接衡量产品价格与边际成本之间的偏离程度,其中随机边界法先通过估计随机边界成本函数得到边际成本,进而直接利用Lerner指数测算企业市场势力;需求弹性法和索洛余值法均是经过对Lerner指数进行简单的数学变换,得到产品价格与边际成本的比例(即价格成本差额,markup)来间接利用Lerner指数衡量市场势力。

的重要来源（程茂勇，赵红，2011）。商业银行的市场势力就是银行对其存款、贷款和中间业务服务的价格（即存款利率、贷款利率和中间业务价格）定价高出边际成本的控制能力。由于商业银行的相关成本和价格数据较易获取，因而基于随机边界法测度市场势力的方法在银行领域得到了广泛应用。

超越对数形式的商业银行前沿成本函数如式（1）所示（Berger et al., 2009），其中 C_{it} 表示商业银行 i 在时期 t 的业务及管理费用（即商业银行运营的总成本）； L_{it} 、 D_{it} 分别表示客户存款、贷款及垫资； w_{hit} 、 w_{mit} 分别表示人力资本价格和固定资产价格； t 是时间变量，反映技术进步； u_{it} 是成本无效率项，服从 $[N(0, \sigma_u^2)]$ 的截尾正态分布； v_{it} 是随机误差项，服从 $[N(0, \sigma_v^2)]$ 正态分布； u_{it} 和 v_{it} 相互独立；其余符号是待估参数。随机边界法的特点是引进了由成本无效率项 u_{it} 和随机误差项 v_{it} 组成的复合误差项，并定义成本无效率项占复合误差项的比例为变差率 γ ，且 γ 介于 0 到 1 之间。如果 γ 等于 0，表示成本无效率项不存在，即前沿成本函数是无效的；因此需要对 γ 进行零假设检验来判断前沿成本函数的有效性。换言之，只要变差率 γ 的零假设被拒绝，就表明随机边界成本函数是有效的。对公式（1）求一阶偏导数，可以得到贷款的边际成本（2）和存款的边际成本（3）。

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \alpha + \gamma_L \ln L_{it} + \gamma_D \ln D_{it} + \sum_{h=1}^2 \ln w_{hit} + \mu_1 t + \gamma_{LL} \frac{1}{2} (\ln L_{it})^2 + \gamma_{DD} \frac{1}{2} (\ln D_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{hm} \ln w_{hit} \ln w_{mit} + \mu_2 \frac{1}{2} t^2 + \gamma_{LD} \ln L_{it} \ln D_{it} + \sum \gamma_{hL} \ln w_{hit} \ln L_{it} \\ & + \sum \gamma_{hD} \ln w_{hit} \ln D_{it} + \mu_L t \cdot \ln L_{it} + \mu_D t \cdot \ln D_{it} + \sum \mu_h t \cdot \ln w_{hit} + u_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

$$MC_{Lit} = \frac{\partial C_{it}}{\partial L_{it}} = [\gamma_L + \gamma_{LL} L_{it} + \sum \gamma_{hL} \ln w_{hit} + \gamma_{LD} \ln D_{it} + \mu_L t] \frac{C_{it}}{L_{it}} \quad (2)$$

$$MC_{Dit} = \frac{\partial C_{it}}{\partial D_{it}} = [\gamma_D + \gamma_{DD} \ln D_{it} + \sum \gamma_{hD} \ln w_{hit} + \gamma_{LD} \ln L_{it} + \mu_D t] \frac{C_{it}}{D_{it}} \quad (3)$$

通过随机边界成本函数估计得到贷款的边际成本和存款的边际成本之后，就可以根据 Lerner 指数的定义分别求解贷款的市场势力（ L_{Li} ）和存款的市场势力（ L_{Di} ），分别如公式（4）和公式（5）所示，其中 r 、 r_L 、 r_D 分别表示商业银行的市场利率、贷款利率和存款利率。银行存款利率可用银行存款利息支出与客户存款总额的比值表示；银行贷款利率可用贷款和垫资的利息收入与贷款和垫资总额的比值表示；市场利率可以采用银行间同业拆借中心公布的同业拆借利率。值得注意的是，由于经济环境对银行业成本效率有着十分重要的影响，因此有必要加入一些环境控制变量，如 De Guevara and Maudos（2005，2007）在公式（1）的基础上加入了经济发展、人口密度和银行服

务等控制变量。

$$L_{L_i} = \frac{r_L - r - MC_{L_i}}{r_L} \quad (4)$$

$$L_{D_i} = \frac{r - r_D - MC_{D_i}}{r_D} \quad (5)$$

Maudos and De Guevara (2007) 利用随机边界法分析了欧盟 15 个国家 1993—2002 年存贷款市场的市场势力及社会福利情况, 实证结果表明 20 世纪 80 年代采取的一系列倾向于银行市场自由化的措施使得存款市场的市场势力有所减弱, 但是贷款市场的 Lerner 指数却呈现出增加的趋势。Schaeck and Cihak (2009) 也运用此方法测算了欧美银行业的市场势力, 并进而实证检验了市场势力与利润效率之间的关系, 研究发现市场势力越强的银行利润率越高。Ariss (2012) 将随机边界法应用到发展中国家银行业的市场势力测度中, 发展中国家由于资本市场并不发达, 银行作为信贷市场的主要供给者在政策向上倾向于放松管制, 因此对于竞争问题的考察来说是一个很好的研究对象; 他选取了 60 个发展中国家的 4670 个观测值作为样本数据, 研究发现竞争加剧了银行业的稳健性, 虽然更多的市场势力会导致更大程度的成本损失但却可以改善利润水平。

虽然上述随机边界法是测度银行业市场势力和成本效率的主流方法, 但仍有一部分学者对这种静态 Lerner 指数提出了质疑。Corts (1999) 指出, 如果一个公司面临的是一个动态市场, 那么其行为参数和贴现因子将与持续性需求密切相关。Sickles (2009) 认为, 考虑到不断变化的市场条件, 恒定的行为参数假设可能不太符合实际。Kutlu and Sickles (2012) 认为静态 Lerner 指数存在遗漏变量偏差、边际成本用法不正确等问题, 在动态的市场情况下价格和产出都是跨期决定的, 他们在产品市场是连续性的、在给定时间周期中价格也是均匀的假设条件下, 借用 Puller (2009) 提出的完整信息环境的概念, 进一步假定在开始的每一时期企业在做出决策之前已知这个时期需求和供给的冲击, 且企业做出的决策对其他企业而言是已知的, 据此提出了动态 Lerner 指数的测度方法, 如公式 (6) 所示。

$$L = \frac{p - MC^{SFA} - \mu^*}{P} \quad (6)$$

公式 (6) 中 MC^{SFA} 表示用随机边界方法估计的边际成本, μ^* 反映了激励相容约束的动态因素。如果每个时期的 $\mu_i^* = 0$, 则企业是处于静态的竞争环境下; 如果 $\mu_i^* \neq 0$, 则企业处于动态的竞争环境下, 而遗漏 μ_i^* 可能会导致市场势力测度的遗漏变量偏差问题。Kutlu and Sickles (2012) 在动态框架下对比了美国航空公司在两大城市的市场势力, 使用行业层面数据和随着时间变化的固定效应模型, 在卡尔曼滤波估计程序下测

度了两大城市的成本函数和边际成本函数。动态 Lerner 指数不仅克服了传统静态 Lerner 指数忽略动态因素的明显不足,并且将随机边界法测度市场势力的应用范围拓展到其他行业,而不再仅限于商业银行市场势力的测度 (Kumbhakar et al., 2012)。由于动态 Lerner 指数在动态因素的数理模型构建方面过于复杂,推导过程十分烦琐,限于篇幅本文在此仅简单地介绍了动态 Lerner 指数的最终表示方法,详细的推导过程请见 Kutlu and Sickles (2012)。

三、需求弹性法

需求弹性法是国外经济学界在新实证产业组织视角下测度市场势力的最常用方法,其基本思想是在厂商追求利润最大化的假设条件下根据边际收益与边际成本相等的原则,构建需求方程或成本方程并在一般均衡框架下通过估计需求弹性值来测度市场势力;亦即,通过提出一种估计单个企业剩余需求曲线但并不需要估计交叉需求弹性的数理方法,从而构建产品市场的市场势力测度模型。本文将需求弹性法下的市场势力测度模型归纳为三类:同质产品市场下的 BL 模型、异质产品市场下的 BLP 模型以及在国际产品市场中的拓展模型。

(一) 同质产品市场下的需求弹性法

Bresnahan (1982) 和 Lau (1982) 分别提出了一个在同质产品市场上识别和检验市场势力的操作性框架。假设在寡头垄断市场结构下产品市场是同质的,需求函数设定的具体形式如公式 (1) 所示;其中 P 表示市场价格; Q 表示需求数量; Z 表示影响需求的外生变量,如消费者收入、替代品价格等; α 表示待估计的参数向量; ε 表示误差项。由公式 (7) 可得边际收益函数 $MR(\theta) = P + \theta P_Q Q$, 其中 P_Q 是需求函数; θ 是推测变分,用于表示各种市场结构类型,如果 $\theta = 0$,代表市场是完全竞争的,如果 $\theta = 1$,代表市场是完全垄断的。

$$Q = D(P, Z; \alpha) + \varepsilon \quad (7)$$

对供给函数的设定则需要分市场情况考虑。如果企业是价格接受者,则价格等于边际成本,此时供给函数可表示为公式 (8);其中 W 表示影响供给的外生变量,如投入要素价格、潜在进入者等; β 表示待估计的参数向量; η 表示误差项。如果企业不是价格接受者,则价格不等于边际成本,此时供给函数可表示为公式 (9);其中 $P + \lambda h(Q, Z; \alpha)$ 表示边际收益; λ 衡量的是市场竞争程度,如果 $\lambda = 0$,则代表市场是完全竞争的,如果 $\lambda = 1$,代表市场是卡特尔形式,如果 $0 < \lambda < 1$,则竞争程度介于上述两者之间。

$$P = C(Q, W; \beta) + \eta \quad (8)$$

$$P = C(Q, W; \beta) - \lambda h(Q, Z; \alpha) + \eta \quad (9)$$

在企业追求利润最大化的前提下，当市场处于最优均衡状态时，边际收益与边际成本相等，如公式（10）所示，其中 $MC(Q;W)$ 表示边际成本函数。在后续相关研究中，Steen and Salvanes（1999）假设反需求函数和边际成本函数都是线性的，反需求函数如公式（11）所示，边际成本函数如公式（12）所示。

$$MR(\theta) = P + \theta P_Q Q = MC(Q;W) \quad (10)$$

$$Q = \alpha_0 + \alpha_p P + \alpha_z Z + \alpha_{pz} PZ + \varepsilon \quad (11)$$

$$MC(Q;W) = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W \quad (12)$$

将公式（12）代入公式（10）中并加入随机误差项，可以整理得到一个关于供给关系的表达式，将这个表达式与反需求函数联立估计可以得到公式（13）。Bresnahan（1982）和 Lau（1982）证明了只要反需求函数中的交互作用项系数不为零，则 α_p 和 α_{pz} 都为已知项，进而表达式中衡量竞争程度的参数 λ 就可以估计，这个模型被称为静态 BL 模型。

$$P = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W - \lambda \frac{Q}{\alpha_p + \alpha_{pz} Z} + \eta \quad (13)$$

静态 BL 模型至少存在两方面的不足之处：一是忽略了需求习惯的形成与改变对生产者成本变化的影响；二是在统计中数据是动态变化的，而且在使用非平稳数据时在推理方面存在偏颇的差异。市场从本质上而言是动态的，当企业意识到自己有能力通过影响市场结构而改变市场竞争程度时，价格和数量便会成为战略决策变量。

Steen and Salvanes（1999）对静态 BL 模型进行了动态调整，其对需求函数和供给函数重新进行了表述，充分考虑了价格与数量的滞后值，使得 BL 模型可以捕捉到短期到长期的动态变化过程，因此 Steen and Salvanes（1999）模型也被称为动态 BL 模型。重新表述后的需求函数如公式（14）所示，其中 $\theta_j = \alpha_j^* / r^{**}$ ， $j = P, Y, Z, PZ$ ；供给函数如公式（15）所示，其中 $Q_i^* = Q_i / (Q_p + Q_{pz} Z_i)$ ， $\Lambda = \lambda^* / \psi^*$ ， $\xi_Q = \beta_Q^* / \psi^*$ ， $\xi_W = \beta_W^* / \psi^*$ 。

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{p,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{pz,i} \Delta PZ_{t-i} + \gamma^* [Q_{t-k} - \theta_p P_{t-k} - \theta_z Z_{t-k} - \theta_{pz} PZ_{t-k}] + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{p,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{w,i} \Delta W_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda i \Delta Q_{t-i}^* + \psi^* [P_{t-k} + \xi_Q Q_{t-k} - \xi_W W_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^*] + \eta_t \quad (15)$$

作为需求弹性法的基本模型，BL 模型在本质上是以勒纳指数为基础考察产品价格与边际成本之间的偏离程度，其通过引入参数 λ 衡量市场竞争程度，同时测度了需求价格弹性并且反映出市场占有率优势、企业之间供给变化等信息，因而在估计行业竞

争程度与市场势力方面应用广泛,尤其在研究行业市场势力从短期到长期的变化情况方面(Zeidan and Resende, 2009; Bask et al., 2011)。Bask et al. (2011)应用BL模型测度了中国财险业的市场势力,在很大程度上真实反映了中国财险业竞争状况;Chang et al. (2012)在此框架下考察了20世纪90年代以来美国政府放松管制对其商业银行业市场势力的影响。

Bresnahan and Timothy (1989)在经典BL模型的基础上使用一般市场均衡条件对其进行了拓展,并且指出BL模型的一个优点是对数据的无限制性,既可以使用行业层面的数据也可以使用企业层面的数据。但是,这种方法也存在一些不足之处:首先,估计方程建立在需求函数和供给函数的联立求解的基础上,因此估计参数 λ 对具体函数设定形式是十分敏感的,如需求函数设定为非线性的超越对数函数形式就会导致对市场势力的低估。其次,BL模型过多地依赖于总时间序列数据而非混合数据,而总时间序列样本数据期限并不多,因而只能反映出长期的平均竞争程度,这在一定程度上限制了BL模型的应用性。

(二) 异质产品市场下的需求弹性法

现实经济中企业所提供的产品往往是有差异的,而消费者对差异化产品是具有不同需求曲线的,不同需求曲线的斜率反映了企业之间具有不同的市场势力。虽然也是从供给和需求两个方面考察市场竞争程度,但与同质产品市场不同的是异质产品市场难以找到一个简单参数来反映其市场势力,而是分别基于需求侧和供给侧的估计来考察其市场势力(王皓,2013)。具体而言,通过在需求侧对产品替代弹性和消费者剩余的考察,来判断企业利润受到其他企业的策略性影响程度;通过在供给侧对企业之间竞争行为的分析,来研究企业对竞争对手行动的反应程度(Bresnahan, 1989)。因此,对需求曲线的估计就成为新实证产业组织中在异质产品市场上测度市场势力的核心所在。在诸多可供选择的解决方法中,由McFadden (1974)所建立的离散选择模型成为异质产品市场上进行需求曲线估计的主流方法,其从消费者对不同产品的选择出发,以消费者偏好和效用函数为基础,来构造每种产品的市场需求。

Berry, Levisohn and Pakes (1995)以传统的离散选择模型为基准,将需求曲线分为简单系数线性模型和随机系数线性模型,建立了随机系数离散选择模型(以下简称BLP模型)。这种估计方法克服了需求曲线中因估计参数过多所导致的内生性和无法观测到的产品差异特征所导致的内生性两大难题,已经成为新实证产业组织中估计异质产品市场需求曲线的标准方法。Nevo (2001)给出了BLP模型的具体推导过程,说明了从拟线性效用函数到固定规模弹性的效用函数均可采用BLP模型来估计需求曲线。

假设在需求侧可以观察到 t 个市场($t = 1, 2, 3, \dots, T$), i 个消费者($i = 1, 2, 3, \dots, M_t$),则市场 t 中消费者 i 购买产品 j 的间接效用可以表示为公式(16),其中 x_j 表

示可观测到的市场特征； ξ_j 表示不可观测到的市场特征； D_i 表示可观测到的消费者人口特征（包括收入、年龄及受教育程度）； v_i 表示不可观测到的消费者特征； $\theta = (\theta_1, \theta_2) = [(\alpha, \beta), (\prod, \sum)]$ 表示需要估计的参数； $u_{ijt} = (-p_{jt}, x_{jt})(\prod D_i + \sum v_i)$ 表示不同消费者得到的效用相对于平均效用的偏离，其中平均效用的数学表达式为 $\delta_{jt} = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}$ 。

$$U_{ijt} = \alpha_i y_i + \delta_{jt}(x_{jt}, p_{jt}, \xi_{jt}; \theta_1) + u_{ijt}(x_{jt}, p_{jt}, v_i, D_i; \theta_2) + \varepsilon_{ijt} \quad (16)$$

进一步推导之后，产品 j 的市场份额可表示为公式 (17)，其中 $d\hat{P}_D^*(D)$ 表示可观测到的消费者特征 D_i 的分布密度函数； $dP_v^*(v)$ 表示不可观测到的消费者特征的分布； $dP_\varepsilon^*(\varepsilon)$ 是 Mcfadden (1974) 假设的第一类极值分布； A_{jt} 被定义为在市场 t 中选择产品 j 的集合，其具体表达式为 $A_{jt}(x_t, p_t, \delta_t; \theta_2) = \{(D_i, v_i, \varepsilon_{ijt}, \dots, \varepsilon_i, J_t) / u_{ijt} \geq u_{ilt}, \forall l = 0, 1, \dots, J\}$ 。在产品 j 的市场份额表示出来之后，可得到其需求价格弹性如公式 (18) 所示。

$$S_{jt}(x_t, p_t, \delta_t; \theta_2) = \int_{A_{jt}} dP_\varepsilon^*(\varepsilon) dP_v^*(v) d\hat{P}_D^*(D) \quad (17)$$

$$\eta_{ikt} = \frac{\partial s_{jt} p_{kt}}{\partial p_{kt} s_{jt}} = \begin{cases} -\frac{p_{jt}}{s_{jt}} \iint \alpha_i s_{ijt} (1 - s_{ijt}) d\hat{P}_D^*(D) dP_v^*(v) & \text{if } j = k \\ \frac{p_{kt}}{s_{jt}} \iint \alpha_i s_{ijt} s_{ikt} d\hat{P}_D^*(D) dP_v^*(v) & \text{otherwise} \end{cases} \quad (18)$$

假设在供给侧可以观察到市场中存在 F 个企业，每个生产者生产的产品子集为 F_f ，则企业 f 的利润可以表示为公式 (19)，其中 $S_j(p)$ 表示产品 j 的市场份额 ($j = 1, 2, 3, \dots, J$)； M 表示市场总需求； mc_j 表示产品 j 的边际成本； C_f 表示固定成本。假设上述过程存在 Nash-Bertrand 均衡，且任何产品的价格均为正，则生产 j 产品的 f 企业关于价格 p_j 的利润最大化的一阶必要条件 (First Order Condition) 可表示为公式 (20)。

$$\Pi_f = \sum_{j \in F_f} (p_j - mc_j) \cdot M \cdot S_j(p) - C_f \quad (19)$$

$$\text{FOC: } S_j(p) + \sum_{j \in F_f} (p_j - mc_j) \frac{\partial S_j(p)}{\partial p_j} = 0 \quad (20)$$

公式 (20) 的向量形式表达式为 $S(p) - \Omega(p)(p - mc) = 0$ ，其中 p 表示产品的价格向量， $S(p)$ 表示价格对应的市场份额， mc 是边际成本向量，这些向量的维度都是市场中产品数量 J 。 $\Omega(p)$ 表示 $J \times J$ 维的产权矩阵，根据产权矩阵的具体形式可以对市场结构加以判断。如果产权矩阵是单位矩阵，说明对于每一种产品 J 有且只有一个生产商，因此每个生产商只需要考虑自身利润最大化；如果产权矩阵中的元素均为 1，说明市场处于完全合谋状态下；如果产权矩阵的形式介于两者之间，说明市场是多产品企

业的。反解公式 (20) 的向量形式表达式可以得到价格成本溢价 $p - mc = \Omega(p)^{-1}s(p)$, 此即为 BLP 模型的目标所在。

BLP 方法在保证产品灵活替代的条件下, 充分地考虑了不可观测到的产品信息且在解决价格内生性问题上取得了很大的突破; 同时, 其克服了“不受无关备择影响”(Independent and Irrelevant Alternatives, IIA) 假定条件中认为消费者偏好是同质的限制, 充分考虑了产品差异化的现实, 相比较于供给方面可以通过对产权矩阵的估计来判断市场结果, 这种方法在需求方面侧重于对需求曲线的估计, 并没有一个直接衡量市场势力的指标, 因此在需求侧只能看作是一个间接的市场势力衡量方法, 其在兼并审查与福利测算等方面应用的更多。很多学者在这个框架下探讨了异质品市场中需求变动、新产品出现及政府放松管制等对行业市场势力的影响 (Petrin, 2001; Davis et al., 2008; Beresteanu and Li, 2011)。

BLP 方法的突出优点是不再依赖个体层面的数据而倾向于对加总数据的使用, 这对于只有市场信息的管理者而言是十分重要的, 但是这个方法也有缺陷。Nevo (2001) 指出了这种方法的局限性, 即在实证研究中需要将关于企业差异化特征 x_j 作为外生给定的变量, 否则就不能在估计需求曲线时使用市场中其他产品的特征变量作为工具变量, 因为其可能不再满足 x_j 和 p_j 与不可观测的产品特征 ξ_j 的不相关假设。在模型的完善方面, Gordon (2009) 以 BLP 方法为基础通过引入迭代的方法考虑了短期到长期的动态变化; 此外, 也有文献在 BLP 框架下提出了将消费者只购买一种商品的假设延伸到多产品市场中, 并且在简化 BLP 模型涉及的复杂算法、降低对初始值以及阈值的选择要求方面做出了改进。

(三) 国际市场势力下的需求弹性法

随着全球经济一体化的不断深入, 越来越多的国内企业参与到全球产业分工, 企业的市场范围已不能仅仅局限于国内, 产业组织理论对垄断竞争问题的研究也必须从国内市场拓展到全球市场。特别是近年来快速发展的新贸易理论, 其在吸收传统贸易理论合理性的基础上, 将不完全竞争市场结构引入产业内贸易模型, 揭示了规模经济和不完全竞争市场结构下的企业垄断竞争行为是国际贸易产生的重要动因 (Krugman, 1997), 因此研究国际市场上的产业组织问题成为国际贸易理论和产业组织理论融合发展的新方向。Pareja and Vivero (2004) 也认为深入地了解国际市场势力情况既有助于检验源于不完全竞争市场结构的新贸易理论的实践重要性, 也有助于帮助政府制定有效合理的贸易政策。

20 世纪 90 年代以来, 在经济理论和现实发展的推动下, 国际市场势力研究成为新实证产业组织研究中的重要内容, 有关大宗出口商品市场势力测度的文献也越来越多。作为需求弹性法在国际市场上的成功拓展, Goldberg and Knetter (1999) 认为国际市场

中汇率的变化会使竞争对手的供给发生变化进而影响到其竞争成本的变化, 其将汇率作为国际市场竞争对手的成本向量纳入到 Baker and Bresnahan (1987) 提出的国内市场势力测度模型中, 并假定在国际市场中来自同一国家的同类产品之间存在替代关系, 不同国家之间的产品不存在替代关系, 亦即这个国家中出口同类产品的厂商可以被看成一个整体, 成功构建了一个产品差异化及垄断市场结构之外的一般条件下的国际市场势力测度模型。

假定一些出口国在特定的外国市场上销售物品, 则出口国企业的需求函数 (D^{ex}) 和其他竞争者的需求函数 (D^k) 可以分别写成公式 (21) 和公式 (22)。其中, P^{ex} 表示以目标市场货币衡量的出口货物价格; Q^{ex} 表示出口国向目标国市场出口产品的数量; P^n 表示以目标国货币衡量的其他几个出口国的商品价格; j 表示某出口国 ($j = 1, \dots, n$ 且 $j \neq k$)。

$$P^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, P^1, \dots, P^n, Z) \quad (21)$$

$$P^k = D^k(Q^k, P^j, P^{ex}, Z) \quad (22)$$

出口国企业面临的利润最大化问题可表示为公式 (23), 其中 q_i^{ex} 表示商品在目标国的出口总量; C_i^{ex} 表示以目标国货币衡量的总成本。出口国企业实现利润最大化的一阶必要条件 (First Order Condition) 可整理为公式 (24), 其中 e 表示汇率; MC_i^{ex} 表示以目标国货币衡量的边际成本; D_1^{ex} 表示需求函数关于自变量的一阶导数; $\varphi = 1 + \sum_{j \neq 1} \partial D^{ex} / \partial p^k \cdot \partial D^k / \partial p^{ex}$, 表示出口国企业与其他出口国企业之间的竞争行为参数; $\theta_i = 1 + \sum \partial q_j^{ex} / \partial q_i^{ex}$, 表示出口国内部企业之间的竞争行为参数。

$$\text{Max } q_i^{ex} \prod_i^{ex} = P^{ex} q_i^{ex} - e C_i^{ex} \quad (23)$$

$$\text{FOC: } P^{ex} = e MC_i^{ex} - \varepsilon_i^{ex} D_1^{ex} \theta_i \varphi \quad (24)$$

出口国企业实现利润最大化的一阶必要条件 (24) 的估计需要使用企业层面的数据, 但是对于大多数行业而言, 企业层面的数据较难获得而只有行业层面的数据, 故可对企业层面的一阶必要条件进行加总, 从而得到行业层面的一阶必要条件表达式。用 s_i 代表每个出口企业的市场份额, 所有企业加总得到以下条件 $\sum_i s_i p^{ex} = \sum_i s_i e MC_i^{ex} - \sum_i s_i q_i^{ex} D_1^{ex} \theta_i \varphi$, 其中 $\sum_i s_i = 1$, $q_i^{ex} = s_i Q^{ex}$; 进一步可将上式表述成行业层面的一阶必要条件表达式 (25), 其中 $MC^{ex} = \sum_i s_i MC_i^{ex}$, $\theta = \sum_i s_i^2 \theta_i$ 。同理, 竞争对手的需求函数的一阶必要条件可表达成公式 (26), 其中 θ^k 是所有企业的行为参数集合, 且 $k = 1, 2, 3, \dots, n$ 。由于竞争对手的边际成本 (MC^k) 在一般情况下都是其产品成本 (W^k) 和出口产量 (Q^k) 的函数, 因而可将其一阶必要条件等价地表述成公式

(27)。

$$p^{ex} = e MC^{ex} - Q^{ex} D_1^{ex} \theta_i \varphi \quad (25)$$

$$p^k = e^k MC^k - Q^k D_1^k \theta^k, k = 1, \dots, n \quad (26)$$

$$p^k = e^k MC^k(Q^k, W^k) - Q^k D_1^k(Q^k, p^j, p^{ex}, Z) \theta^k \quad (27)$$

联立式 (24) 和式 (26), 可解出竞争者产品的价格 $p^k = p^{k*}(Q^{ex}, W^N, Z, \theta^k)$, 它是关于竞争者出口数量 (Q^{ex})、竞争者产品成本 (W^N) 及目标国产品需求 (Z) 的函数, 其中 W^N 表示出口国企业之外所有企业的成本集合。将上述竞争者产品的价格函数代入式 (22), 经过简单整理可得到出口国企业所面临的剩余需求曲线表达式 (28)。进一步对式 (28) 两边取对数形式并且将包括汇率的对数形式部分提出来, 就可得到国际市场势力的相关实证研究中最常采用的回归式式 (29), 其中 η_m 表示需求弹性, 当其值为零时, 说明国际市场是完全竞争的, 出口商面临的需求曲线具有完全弹性, 出口价格只依赖于生产者的成本; η_m 绝对值越大, 说明将价格定在高于边际成本的能力越大, 则出口方所拥有的市场势力越大。

$$p^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p^{1*}(\cdot), \dots, p^{n*}(\cdot), Z) = D^{res. ex}(Q^{ex}, W^N, Z, \theta^N) \quad (28)$$

$$\begin{aligned} \ln p_{mt}^{ex} = & \lambda_m + \eta_m \ln Q_{mt}^{ex} + \alpha_m^1 \ln Z_{mt} + W_m^1 \ln e_{mt}^1 + \beta_m^1 \ln L_t^1 + r_m^1 \ln M_t^1 \\ & + W_m^2 \ln e_{mt}^2 + \beta_m^2 \ln L_t^2 + r_m^2 \ln M_t^2 + \varepsilon_{mt} \end{aligned} \quad (29)$$

在国际市场势力测算中, 每个厂商的国际需求弹性仅仅是国际市场总需求的一部分, 其并不等于整个国际市场的需求弹性。由于在国际市场中产品的替代数目巨大, 因而替代品厂商对产品的替代程度对剩余需求弹性的影响十分显著。在实证研究中以剩余弹性需求法来研究国际市场势力主要考察三个变量: 一是国际贸易中经常衡量的一个国家的供给或需求能力; 二是国际市场中的价格因素; 三是竞争对手的生产能力。国际市场势力的需求弹性法主要应用于对出口商品市场势力的测度及影响因素分析, 如 Nardis and Pensa (2004) 采用此模型实证研究了意大利传统制造业的 22 种产品在六个目标国市场中是否存在国际市场势力; Tasdogan et al. (2005) 采用了此模型估计了意大利、西班牙和希腊等主要橄榄油生产国在欧盟市场中的市场势力情况; Felt et al. (2010) 也采用剩余需求弹性模型考察了日本的三大猪肉进口商 (美国、加拿大和丹麦) 的国际市场势力。

四、索洛余值法

索洛余值法不需要估计企业需求函数和成本函数, 而是直接根据产品的产量、价格和要素的投入量及价格信息来测度产品价格与边际成本之间的关系; 由于具有模型简单易用、对数据要求较低以及适用于检验各种市场结构等特点, 索洛余值法已成为

新实证产业组织测度市场势力的主流方法之一。除了概要梳理索洛余值法的初始 Hall (1988) 模型之外, 本文将重点从规模报酬可变、模型内生性识别以及要素市场不完全竞争等三个方面对索洛余值法的各种后续拓展模型展开文献述评。这些模型与 Hall (1988) 模型在本质上是一脉相承的, 但是不断放宽了初始模型的假设条件并拓宽了其适用范围。

(一) 索洛余值法的初始 Hall 模型

市场势力在本质上是企业将产品价格制定在边际成本之上的支配能力, 但是实证产业组织测度市场势力的难点就在于企业的边际成本是不能直接观察到的。Hall (1988) 认为宏观经济波动为观察企业的边际成本提供了一种自然实验, 当经济扩张时, 消费需求会增加, 企业产出会相应增加, 这进而引起投入成本也增加, 那么投入增加与产出增加的比例就是边际成本。基于这一简单的经济逻辑, 在 Solow (1957) 分析技术进步的新古典模型基础上, Hall (1988) 通过以下假设来检验市场势力的存在性: 原假设是在市场完全竞争且规模报酬固定时, 与产量及要素投入相关的外生变量一定与索洛余值不相关; 备择假设是当市场势力存在且规模报酬固定时, 与产量及要素投入相关的外生变量与索洛余值一定相关。

如果找到一个具有说服力的外生变量, 并证明这一外生变量与索洛余值相关, 则可以拒绝原假设而证明存在市场势力。正因为如此, 这种测度市场势力的方法也被称之为索洛余值法。Hall (1988) 模型可从公式 (30) 所示的生产函数开始推导, 其中 Q 表示产出, K 和 N 分别为资本投入和劳动投入, $F(\cdot)$ 代表生产函数且其为凹函数, θ 代表希克斯中性技术进步或者作为索洛余值的全要素生产率。如果要素市场是完全竞争的, 且厂商资本发生变化而技术水平和规模报酬不变, 对上述生产函数两边取对数形式, 且令 $q = \log(Q/K)$ 表示产出与资本之比的增长率, $n = \log(N/K)$ 表示劳动投入与资本投入之比的增长率, 那么可整理得到公式 (31) 所示的产出增长率与技术进步、劳动要素投入之间关系的方程; 进一步整理可以得到边际成本 $MC = w/e^{\theta} F^*(N/K)$, 其等于劳动工资率与劳动边际产出之间的比率。

$$Q = e^{\theta} F(K, N) \quad (30)$$

$$\Delta q = \theta + \frac{N e^{\theta} F^*(N/K)}{Q} \Delta n \quad (31)$$

如果产品价格 (p) 相对于边际成本 (MC) 而言是一个固定的比率, 令 $\mu = p/MC$ 表示市场势力溢价 (Markup), 将其代入公式 (31) 并令 $\alpha = wN/PQ$ 表示劳动力成本在总收入中所占的比重, 然后加入随机误差项 ε 之后, 就可以得到市场势力的估计方程式 (32), 其左边的部分即为索洛余值。Solow (1957) 论证了在完全竞争市场且规模报酬不变的条件下, 索洛余值仅与技术因素 θ 有关。Hall (1988) 认为, 如果存

在一个与技术因素 θ 无关而又能影响投入和产出进而和索洛余值正相关的工具变量 ΔZ ，那么就可以推翻完全竞争和规模报酬不变的原假设。由于模型已经建立在规模报酬不变的假定之下，递增的规模报酬不能作为解释工具变量和索洛余值正相关的原因，此时可以用产品市场中存在的市场势力来解释。具体而言，可以采集数据并运用统计方法检验式 (33) 左侧的协方差，若协方差等于 0，则必然有 $\mu = 1$ (即 $p = MC$)，因而不能拒绝市场完全竞争的原假设；若协方差大于 0，则必然有 $\mu > 1$ (即 $p > MC$)，因而可拒绝原假设而说明了显著存在市场势力。

$$\Delta q - \alpha \Delta n = (\mu - 1) \alpha \Delta n + \theta + \varepsilon \quad (32)$$

$$\text{cov}(\Delta q - \alpha \Delta n, \Delta Z) = \text{cov}[(\mu - 1) \alpha \Delta n, \Delta Z] \quad (33)$$

由于具有模型简单易用、对数据要求较低以及适用于检验各种市场结构等特点，Hall (1988) 模型在相关实证研究中得到较为广泛的应用 (Badinger, 2007)。但是该模型也存在诸多不足之处：第一，要素投入带来的内生性问题需要外生工具变量来矫正，但找到合适的外生工具变量本身就十分困难 (Gerry, 2004)。第二，模型采用的工业增加值数据的生成过程使得所谓的外生变量在逻辑上就与增加值数据相关 (Waldmann, 1991)，而无关假定是模型估计的重要基础。第三，模型估计过程中忽略了中间要素投入，这将会导致估计结果出现偏差，因为中间投入是影响市场势力测度的重要因素 (Domowitz et al., 1988)。针对 Hall (1988) 模型所存在的问题，Norrbin (1993) 通过在模型中引入中间要素投入、使用线性检验过程以及使用序列 Bonferroni 方法对模型结果进行检验等方面做出了一定程度的修正；但是，Hall (1988) 模型仍存在规模报酬不变、工具变量束缚以及要素市场完全竞争等诸多较为严格的假设，这在很大程度上因与现实不符而制约了该模型的适用范围和估计准确度。

(二) 规模报酬可变下的索洛余值法

Hyde and Perloff (1995) 指出，必须假定规模报酬不变是 Hall (1988) 模型的主要弱点，这个严格假设在市场经济发达、资本市场有效的国家或地区都难以达到，因而在发展中国家或地区使用该模型测算市场势力将更加不准确。Klette (1999) 使用企业层面的面板数据并对 Hall (1988) 模型进行了适当修正以放松规模报酬不变的严格假设，他认为产业层面的规模报酬易受进入和退出壁垒等因素的影响，而企业层面的规模报酬则不易受到这些因素的影响；此外，使用企业层面数据的另一个好处是通过控制模型的固定效应以反映企业之间普遍存在的生产率差异，从而大幅度提高模型的解释能力 (陈甬军和周末, 2009)。

Klette (1999) 模型的生产函数仍如公式 (30) 所示，且假设存在一个参照厂商，这个参照厂商的每一种要素投入以及对应产出都是整个样本企业的投入和产出的中值；但与公式 (30) 不同的是，企业和参照厂商的生产函数均在劳动要素和资本要素的基

基础上加入了中间品投入。采用广义多元微分中值定理, 可以将企业和参照厂商的生产函数在对数线性差的基础上整理为公式 (34), 其中所有带 $\hat{\cdot}$ 的符号代表对数线性差形式, 如 $\hat{q}_{it} = \ln(Q_{it}) - \ln(Q_t)$ 、 $\hat{a}_{it} = \ln(A_{it}) - \ln(A_t)$ 、 $\hat{x}_{it} = \ln(X_{it}) - \ln(X_t)$; 所有带 $\bar{\cdot}$ 的符号代表微分中值点的值, 如 \bar{D}_{it}^j 表示厂商 i 第 t 期第 j 种生产要素在内点 \bar{X}_{it} 处的产出弹性。

$$\hat{q}_{it} = \hat{a}_{it} + \sum_{j \in M} \bar{\alpha}_{it}^j \hat{x}_{it}^j \quad (34)$$

$$A_{it} \frac{\partial F_t(X_{it})}{\partial X_{it}^j} = \frac{w_{it}^j}{(1 - 1/\varepsilon_{it}) P_{it}} \quad (35)$$

假设企业所面对的要素市场是完全竞争的, 则企业利润最大化的一阶必要条件 (FOC) 可整理为公式 (35), 其中 w_{it}^j 表示第 j 种生产要素的市场价格; ε_{it} 表示产品的需求价格弹性, 令 $\mu_{it} = (1 - 1/\varepsilon_{it})^{-1}$, 其表示产品价格与边际成本之比, 即所谓的市场势力溢价 (Markup)。进一步可得到, 第 j 种生产要素在内点 \bar{X}_{it} 处的产出弹性 ($\bar{\alpha}_{it}^j$) 表达式, 如式 (30) 所示, 其中 \bar{s}_{it}^j 表示第 j 种生产要素的投入成本在总收入中的比例。然而, 由于受到税收、利率和折旧等因素的影响, 资本的产出弹性并不适合用式 (36) 表示; 为此, Klette (1999) 定义了规模弹性 $\bar{\eta}_{it} = \sum_{j \in M} \bar{\alpha}_{it}^j$, 并通过这一规模弹性来计算资本的产出弹性, 如式 (37) 所示。结合资本的产出弹性公式 (37) 和其他要素的产出弹性公式 (36), 可将式 (34) 表达的企业生产函数写成式 (38), 因此该模型可以同时估计市场势力 (μ_{it}) 和规模效应 (η_{it})。

$$\bar{\alpha}_{it}^j = \mu_{it} \frac{\bar{w}_{it}^j \bar{X}_{it}^j}{\bar{P}_{it}^j \bar{Q}_{it}^j} = \mu_{it} \bar{s}_{it}^j \quad (36)$$

$$\bar{\alpha}_{it}^K = \bar{\eta}_{it} - \mu_{it} \sum_{j \neq K} \bar{s}_{it}^j \quad (37)$$

$$\hat{q}_{it} = \hat{a}_{it} + \mu_{it} \sum_{j \neq K} \bar{s}_{it}^j (\hat{x}_{it}^j - \hat{x}_{it}^K) + \eta_{it} \hat{x}_{it}^K \quad (38)$$

Klette (1999) 模型不仅放宽了 Hall (1988) 模型中规模报酬不变的条件限制, 而且使用微观企业数据和面板 GMM 方法测度市场势力。对于代表性企业的投入产出数据, Klette 模型选择的是产业中相应数据的中位数, 这一方面可以通过数据的每一期变动反映技术方面的变化, 另一方面又可以避免对原始数据进行通胀处理的需要 (Mairesse and Griliches, 2001); 更重要的是, Klette 模型提供了一个更为灵活的分析框架, 其参数估计值的方差相对更小, 对市场势力的估计结果相对更为稳定。正因为如此, Klette 模型使得索洛余值法成为其后估计市场势力的主流方法之一, 如 Bottasso and Sembenelli (2004) 应用该模型基于意大利企业数据研究了欧盟的 SMP 政策对意大利企业的市场势力及生产率水平的影响。

然而，Klette 模型在应用过程中还是存在一些较为明显的问题，如实证研究中由于无法得到边际工资率数据而只能用平均工资率予以替代，但当企业超时使用劳动力时，平均工资率可能低于边际工资率，这种处理方法将导致劳动的成本收益份额向下偏离，从而在一定程度上高估市场势力溢价。针对 Klette 模型的这一问题，后续研究者进行了一些修正，如 Dobbelaere and Mairesse (2013) 通过假定每个企业面临一条随工资正向变动的供给曲线，更好地探讨了不同的劳动力市场结构下对市场势力溢价的测度。

(三) 模型内生性识别下的索洛余值法

Hall (1988) 模型中要素投入所带来的内生性问题需要外生工具变量来矫正，但找到有说服力的外生工具变量是十分困难的。针对 Hall 模型的内生性问题，后续研究者进行了一些卓有成效的修正，其中最有代表性的修正模型是 Roeger (1995) 模型和 De Loecker-Warzynski (2012) 模型，前者创造性地提出了一种不依赖于工具变量的索洛余值法，后者则基于微观企业数据并以资本投入和中间品投入作为外生工具变量以解决模型的内生性问题。需要说明的是，Roeger (1995) 模型需要事先严格假设规模报酬不变，而 De Loecker-Warzynski (2012) 模型则不需要规模报酬不变的前提假设。

1. 模型内生性识别下的 Roeger (1995) 模型

Roeger (1995) 提出可以通过消除模型中的残差项和自变量间的共线性而免于寻找工具变量的一个全新分析框架来测度市场势力溢价。他将 Hall (1988) 提出的以要素数量为基础的市场势力测度方法称为原始索洛余值法 (Primal Solow Residual Method, PSR)。在规模报酬不变的假设下，原始法计算的索洛余值可以表示为市场势力溢价形式，如公式 (39) 所示，其中 $\dot{N}_{it} = \Delta n/n$, $\dot{M}_{it} = \Delta m/m$, $\dot{K}_{it} = \Delta k/k$, $\dot{\varphi}_{it} = \Delta A/A$; N, M, K, A 分别表示劳动投入、中间投入、资本投入及技术进步; $\alpha_{it} = PJ/PQ$, $J = N, M, K$ 。此时，市场势力溢价 (μ_{it}) 可以表示为 $\mu_{it} = P_{it}/MC_{it} = 1/(1 - \beta_{it})$ 。Roeger (1995) 采用以要素价格为基础并基于企业成本最小化的市场势力测度方法被称为对偶索洛余值法 (Dual Solow Residual Method, DSR)，对偶法计算的索洛余值也可以表示为市场势力溢价形式，如公式 (40) 所示。

$$PSR = \dot{Q}_{it} - \alpha_{Nit} \dot{N}_{it} - \alpha_{Mit} \dot{M}_{it} - (1 - \alpha_{Nit} - \alpha_{Mit}) \dot{K}_{it} = \beta_{it} (\dot{Q}_{it} - \dot{K}_{Kit}) + (1 - \beta_{it}) \dot{\varphi}_{it} \quad (39)$$

$$DSR = \alpha_{Nit} \dot{P}_{Nit} + \alpha_{Mit} \dot{P}_{Mit} + (1 - \alpha_{Nit} - \alpha_{Mit}) \dot{P}_{Kit} - \dot{P}_{it} = \beta_{it} (\dot{P}_{it} - \dot{P}_{Kit}) + (1 - \beta_{it}) \dot{\varphi}_{it} \quad (40)$$

对比公式 (39) 和公式 (40) 可以发现，在完全竞争条件下 ($\beta_{it} = 0$ 时)，原始索洛余值法和对偶索洛余值法计算的结果应该是一致的，但实际上由于存在规模经济或不完全竞争导致两者并不一致。两者之间的差异大部分可以由不完全竞争来解释，

即当两者的差值不为零时可认为存在市场势力；两者之差可以用公式（41）来表示，其中 $g(\cdot)$ 表示增长率。进一步将方程左边记为 Z_{it} ，令 $X_{it} = g(P_{it}Q_{it}) - g(P_{it}K_{it})$ 并加入随机扰动项 ε_{it} ，就可得到 Roeger（1995）测度市场势力的计量回归式（42）。注意到回归式（42）中已经没有 $\dot{\varphi}_{it}$ ，因此进行市场势力估计时不再需要寻找工具变量来解决内生性问题。

$$\begin{aligned} PSR - DSR &= g(P_{it}Q_{it}) - \alpha_{Nit}g(P_{Nit}N_{it}) - \alpha_{Mit}g(P_{Mit}M_{it}) - (1 - \alpha_{Nit} - \alpha_{Mit})g(P_{Kit}K_{it}) \\ &= \beta_{it}[g(P_{it}Q_{it}) - g(P_{Kit}K_{it})] \end{aligned} \quad (41)$$

$$Z_{it} = \beta_{it}X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (42)$$

Roeger（1995）模型具有许多优点，其通过可观测的索洛余值与对偶要素生产率之间的差异，抵销了不可观测的生产率变化，消除了对模型中某些解释变量的内生性问题的担忧（Konings et al., 2005）；同时，其不需要对原始数据进行平减而是可以直接利用产出和成本的原始数据，而且模型进行估计时所需要的解释变量相对较少（Moreno and Rodriguez, 2010）。正因为上述优点，Roeger 模型在测度市场势力上得到了学术界的广泛应用，如 Christopoulou and Vermeulen（2012）应用该模型测量了 8 个欧元区国家及美国的 50 个产业部门的市场势力溢价，发现不同国家之间和不同行业之间的市场势力溢价均存在差异。然而，Roeger 模型在应用中也存在一些问题：第一，需要规模报酬不变的严格假设，这显然与经济现实不相符；第二，尽管不需要寻找工具变量，但是需要单位资本成本的变化率，而这一数据是无法直接观察到的，其惯常寻找替代变量的方法则一直深受质疑，其可能的解决方法之一是在 Hall 模型中加入结构化的限制条件（De Souza, 2009；陈甬军和杨振，2012）。

2. 模型内生性识别下的 De Loecker-Warzynski（2012）模型

随着微观企业数据的可得性和实证产业组织的不断发展，从企业动态演化角度通过估计企业生产函数来测度市场势力逐渐成为新实证产业组织的前沿和热点，但是企业生产函数中的全要素生产率与各投入要素的相关关系所导致的内生性问题一直困扰着这一领域的研究。Olley and Pakes（1996）基于结构模型提出一种半参数估计方法，借助代理变量使无法观测的生产率显性化，来解决企业生产函数估计中的内生性问题；De Loecker and Warzynski（2012）在其基础上进一步摆脱模型假设和数据的严格限制，利用要素产出弹性估计企业层面的价格成本加成（Markup），使得索洛余值法的内生性问题识别得到很大程度的进展。这一模型不仅能够很好的控制内生性问题，而且不需要规模报酬不变的严格假设。

De Loecker and Warzynski（2012）模型假设企业生产函数形式为 $Q_{it} = \theta_{it}F(N_{it}, M_{it}, K_{it})$ ，其中 N, M, K 分别表示劳动投入、原材料投入及资本投入， θ_{it} 表示企业真实技术

进步或全要素生产率,那么这一生产函数在 Q_{i-1} 处的一阶泰勒展开式如 (43) 所示。假设企业的要素市场是完全竞争的,根据企业追求成本最小化的一阶必要条件可以得到公式 (44),其中 $\alpha_{N_{it}}$ 、 $\alpha_{K_{it}}$ 和 $\alpha_{M_{it}}$ 分别表示劳动投入、资本投入和其他生产要素成本在总收益中的比重,这一公式实际上就是 Hall (1988) 模型的变换形式;不同的是,De Loecker and Warzynski (2012) 模型将索洛余值分解成 ω_{it} 和 ε_{it} 两部分之和(即 $\ln \theta_{it} = \omega_{it} + \varepsilon_{it}$),其中 ω_{it} 表示与生产要素相关的部分,表示 ε_{it} 满足独立同分布条件 (IID) 的随机误差。

$$\Delta Q_{it} = \theta_{it} \left(\frac{\Delta F}{\Delta N_{it}} \Delta N_{it} + \frac{\Delta F}{\Delta M_{it}} \Delta M_{it} + \frac{\Delta F}{\Delta K_{it}} \Delta K_{it} \right) + \Delta \theta_{it} F \quad (43)$$

$$\Delta q_{it} = \mu_{it} (\alpha_{N_{it}} \Delta n_{it} + \alpha_{M_{it}} \Delta m_{it} + \alpha_{K_{it}} \Delta k_{it}) + \Delta \omega_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (44)$$

在借鉴 Olley and Pakes (1996) 处理内生性问题的基础上,De Loecker and Warzynski (2012) 提出了用投资和资本来控制 Hall (1988) 模型测度市场势力时的模型内生性问题;其假设全要素生产率服从一阶马尔科夫过程: $w_{it} = E(w_{it}/w_{i-1}) + \xi_{it}$, 其中 w_{it} 表示企业的全要素生产率; ξ_{it} 代表生产率的新息,与当期资本无关但可能与劳动力有关,这也是可能导致生产函数估计中存在内生性问题的原因之一。企业通过选择可变要素的投入和投资水平使其利润最大化,根据企业利润最大化的 Bellman 方程可得企业的投资需求方程为: $i_{it} = i(w_{it}, k_{it})$ 。在 i_{it} 为正的条件下,企业的投资需求方程就是关于生产率严格递增的函数;对于投资不为零的企业而言,可以将其生产率表示为投资需求函数的反函数 $w_{it} = w(i_{it}, k_{it})$ 。

Olley and Pakes (1996) 用投资作为生产率的代理变量改变了其不可观测性从而解决了生产率的内生性问题。Levinsohn and Petrin (2003) 指出,投资作为代理变量存在一些不合理之处:一方面投资的调整成本高,难以灵活地反映企业生产率的变动;另一方面,从数据的角度来说,非零投资数据的大量舍弃会带来严重的样本截断问题。因此,他们建议用中间品投入的数据来作为生产率的代理变量,即企业生产率是资本投入和中间品投入的函数。Ackerberg et al. (2006) 进一步完善了 LP 方法,他们将劳动投入也引入了企业中间投入品函数,并指出实际的生产过程中往往首先考虑劳动投入的决策,然后再考虑中间投入品的决策,而且很多行业劳动投入的可变性也弱于中间投入(黄枫和吴纯杰,2013)。

(四) 不完全竞争劳动力市场下的索洛余值法

Hall (1988) 模型假设要素投入中的劳动力市场处于完全竞争状态,但是这一假定条件对于劳动力市场的限制过于严格而与现实劳动力市场存在较大出入,这势必导致其测算所得的产品市场势力溢价存在偏差。根据劳动经济学的相关经典文献,McDonald and Solow (1981) 将有效议价纳入到劳动力市场的分析中,建立了劳动力市场的

有效议价模型 (Efficient Bargaining Model); Burdet and Mortensen (1998) 认为, 当劳动力市场处于买方垄断状态时, 劳动供给曲线的工资弹性并不是完全有弹性的, 据此其构建了劳动力市场的买方垄断模型 (Monopsony Model)。在充分吸收劳动经济学相关研究成果的基础上, Dobbelaere and Mairesse (2013) 将劳动力市场的完全竞争、有效议价及买方垄断三种状态纳入到 Hall (1988) 模型中, 构建了劳动力市场不完全竞争状态下测度市场势力的索洛余值模型。

Dobbelaere and Mairesse (2013) 模型中假设生产函数为 $Q_{it} = Ae^{\eta_i + u_i + \nu_{it}} F(N_{it}, M_{it}, K_{it})$, 其中 N, M, K 分别表示劳动投入、原材料投入及资本投入; $Ae^{\eta_i + u_i + \nu_{it}}$ 表示技术进步率或真实的全要素生产率, 其中 η_i 和 u_i 分别表示不可观测的个体效应与时间效应, 而 ν_{it} 表示随机误差项。对上述生产函数两边同时取对数, 可以得到对数形式的企业生产函数表达式, 如公式 (45) 所示, 其中 $(\varepsilon_J^Q)_{it} (J = N, M, K)$ 表示某种投入要素的产出弹性。假定劳动投入与原材料投入均是可变的, 企业短期利润最大化关于原材料投入的一阶必要条件可以表示为公式 (46), 其中 $(\alpha_M)_{it} = J_{it} M_{it} / P_{it} Q_{it}$ 表示原材料成本在总收益中的份额, $\mu_{it} = P_{it} / (C_Q)_{it}$ 表示产品市场中的成本价格加成, P_{it} 表示产品的市场价格, $(C_Q)_{it}$ 表示边际成本。

$$q_{it} = (\varepsilon_N^Q)_{it} n_{it} + (\varepsilon_M^Q)_{it} m_{it} + (\varepsilon_K^Q)_{it} k_{it} + \theta_{it} \quad (45)$$

$$(\varepsilon_M^Q)_{it} = \mu_{it} (\alpha_M)_{it} \quad (46)$$

假定用 LMS 代表劳动力市场的竞争程度, 当 LMS = PR 时, 表示劳动力市场处于完全竞争状态; 当 LMS = EB 时, 表示劳动力市场处于有效议价状态; 当 LMS = MO 时, 表示劳动力市场处于买方垄断状态。在上述三种劳动力市场竞争状态下, 企业短期利润最大化关于劳动力投入的一阶必要条件 (FOC) 可分别表示为公式 (47) (完全竞争状态 PR)、公式 (48) (有效议价状态 EB)、公式 (49) (买方垄断状态 MO), 其中 $(\alpha_N)_{it} = W_{it} N_{it} / P_{it} Q_{it}$ 表示劳动成本在总收益中所占的份额; $\gamma_{it} = \varphi_{it} / (1 - \varphi_{it})$ 表示相对租金份额; $\varphi_{it} \in [0, 1]$ 表示绝对租金份额; $(\varepsilon_W^N)_{it} \in \mathfrak{R}_+$ 表示劳动供给的工资弹性。

$$(\varepsilon_N^Q)_{it} = \mu_{it} (\alpha_N)_{it} \quad \text{LMS} = \text{PR} \quad (47)$$

$$(\varepsilon_N^Q)_{it} = \mu_{it} (\alpha_N)_{it} - \mu_{it} \gamma_{it} [1 - (\alpha_N)_{it} - (\alpha_M)_{it}] \quad \text{LMS} = \text{EB} \quad (48)$$

$$(\varepsilon_N^Q)_{it} = \mu_{it} (\alpha_N)_{it} \left(1 + \frac{1}{(\varepsilon_W^N)_{it}}\right) \quad \text{LMS} = \text{MO} \quad (49)$$

基于以上企业利润最大化关于原材料投入和劳动力投入的一阶必要条件, 假设投入要素市场不完全竞争的联合估计参数为 ψ_{it} , 其具体表达如公式 (50) 所示。当劳动力市场处于完全竞争状态时, 上述联合估计参数为 0, 如式 (51) 所示; 当劳动力市场处于有效议价状态时, 上述联合估计参数大于 0, 如式 (52) 所示; 当劳动力市场处于

买方垄断状态时，上述联合估计参数小于 0，如式（53）所示。假设规模弹性 $\lambda_{ii} = (\varepsilon_N^Q)_{ii} + (\varepsilon_M^Q)_{ii} + (\varepsilon_K^Q)_{ii}$ 是已知的，则资本产出弹性可以表示为 $(\varepsilon_K^Q)_{ii} = \lambda_{ii} - (\varepsilon_N^Q)_{ii} - (\varepsilon_M^Q)_{ii}$ 。将资本产出弹性、公式（46）及公式（50）一起代入公式（45），整理之后可以得到劳动力市场不完全竞争状态下测度市场势力的 Dobbelaere-Mairesse（2013）索洛余值估计模型式（54）。

$$\psi_{ii} = \frac{(\varepsilon_M^Q)_{ii}}{(\alpha_M)_{ii}} - \frac{(\varepsilon_N^Q)_{ii}}{(\alpha_N)_{ii}} \quad (50)$$

$$\psi_{ii} = 0 \text{ LMS} = \text{PR} \quad (51)$$

$$\psi_{ii} = \mu_{ii} \gamma_{ii} \left[\frac{1 - (\alpha_N)_{ii} - (\alpha_M)_{ii}}{(\alpha_N)_{ii}} \right] > 0 \text{ LMS} = \text{EB} \quad (52)$$

$$\psi_{ii} = -\mu_{ii} \frac{1}{(\varepsilon_W^Q)_{ii}} < 0 \text{ LMS} = \text{MO} \quad (53)$$

$$q_{ii} = \mu_{ii} [(\alpha_N)_{ii}(n_{ii} - k_{ii}) + (\alpha_M)_{ii}(m_{ii} - k_{ii})] + \psi_{ii} (\alpha_N)_{ii}(k_{ii} - n_{ii}) + \lambda_{ii} k_{ii} + \theta_{ii} \quad (54)$$

由以上模型可发现，在劳动力市场有效议价的条件下，工人获得的边际工资超过他的边际收益；在劳动力市场买方垄断的条件下，工人获得的边际工资低于他的边际收益。相比之下，Hall（1988）模型中始终假定劳动力市场中工人的边际工资等于边际收益，这势必会导致其对市场势力的有偏估计。目前这一模型的应用还非常少，仅有几篇与之相类似的文献：如 Dobbelaere（2004）以 1988—1995 年比利时超过 7000 个制造企业的面板数据为样本，实证检验了劳动力市场不完全竞争程度对市场势力估计的影响；Crépon et al.（2007）测度了法国劳动力市场不完全竞争情况对市场势力估计的影响，分析认为忽视劳动力市场不完全竞争的实际情况会导致对市场势力的低估；Moreno and Rdríguez（2010）分析了在劳动力高度管制的西班牙，制造业市场一体化政策对工资议价的影响以及进口商的市场势力情况。

五、总结及展望

20 世纪 80 年代以来，随着计量经济学、计算机技术及微观数据库的快速发展和日渐丰富，越来越多的学者开始寻求新产业组织理论在实证分析上的支持，这使得新实证产业组织理论（New Empirical Industrial Organization）得以快速兴起。作为产业组织研究的核心问题，市场势力研究贯穿于产业组织理论发展的全过程，市场势力测度也相应地成为实证产业组织的研究前沿和政府反垄断审查的重要依据。在新实证产业组织的视角下，经济学者开创并发展了一系列经济计量模型来定量测度厂商或者企业的市场势力，其在规制经济和国际贸易等领域也得到广泛应用。经过三十多年的发展，

在新实证产业组织视角下既有文献关于市场势力的测度方法主要有随机边界、需求弹性以及索洛余值等三种方法,本文重点梳理了以上三种方法的理论框架、发展脉络及主要特点,以期系统把握国外市场势力测度方法的最新研究进展,并为国内学者继续研究中国市场势力问题提供较为清晰的方法基础。

总体而言,需求弹性法以微观经济理论中的企业利润最大化行为为基础,并充分考虑到企业之间的策略性行为,从需求函数或成本函数角度估计市场势力和企业行为参数,是目前国外经济学界在企业战略分析、反垄断与政府规制中应用最为广泛的一种市场势力测度方法。索洛余值法则不需要估计企业需求函数或成本函数,而是直接根据产品的产量、价格和要素的投入量及价格信息来测度产品价格与边际成本之间的关系。由于具有模型简单易用、对数据要求较低以及适用于检验各种市场结构等特点,索洛余值法已成为新实证产业组织测度市场势力的主流方法之一。测度市场势力的随机边界法虽然起步较晚,但由于通过随机边界成本函数间接估计得到边际成本、有效解决了 Lerner 指数测算中难以直接获取边际成本的难题,而在近年来快速发展成为新实证产业组织中测度市场势力的重要方法之一,特别是由于银行数据相对容易获取而在商业银行市场势力的测度中得到广泛应用。

相对于国外大量的研究文献,中国在新实证产业组织视角下对市场势力测度的研究尚处于起步阶段,且大多集中于直接借鉴国外现成方法对中国市场势力进行测度,而对市场势力的影响因素及经济效应研究较少涉及。基于此,在深化和拓展我国在市场势力领域的研究方面,我们提出以下建议:第一,加强对买方市场势力测度的相关研究。学术界目前对卖方市场势力测度的研究日渐丰富,但对买方市场势力的研究则仍然相当欠缺,而后者会明显影响要素供给者的福利,因而买方市场势力直接关系到劳动者的切身利益。第二,拓展对国际市场上进出口商品市场势力测度的相关研究。随着对外开放程度的不断深化,中国本土企业越来越多地参与到全球价值链分工体系中,在国际市场上的定价行为和策略已成为企业能否在国际市场上拥有竞争力的关键,因此应加强对国际市场上进出口商品的市场势力测度及其影响因素的相关研究。第三,立足于转型发展中大国的背景深入研究中国市场势力测度及其来源和影响因素。市场势力与产业特征密切相关,特别是与市场环境有直接关系;作为世界上最大的转型发展中国家,中国市场经济体制尚不完善,发达国家的市场势力理论不能完全解释中国工业市场势力的实际情况及其影响因素,因此应特别专注于从市场化、对外开放、政策变革等特定转型市场环境下考察中国市场势力及其影响因素。

参考文献

- [1] Abraham F, Konings J, Vanormelingen S. *The effect of globalization on union bargaining and price-cost margins of firms* [J]. *Review of World Economics*, 2009, 145 (1): 13 – 36.
- [2] Akerberg, D., Caves, K. and Frazer, G. *Structural identification of production functions* [R]. MPRA Paper No. 38349, 2006.
- [3] Aigner, A., Lovell, C. A. K., and Schmidt, S. *Formulation and estimation of stochastic production function models* [J]. *Journal of Econometrics*, 1977, (86): 21 – 37.
- [4] Amess, K. and Roberts, B. M. *The impact of foreign and state ownership on post-transition industrial concentration: the case of polish manufacturing* [J]. *Economic Change and Restructuring*, 2005, 38: 211 – 225.
- [5] Amoroso, S., Kort, P., Melenberg, B., Plasmans, J., and Vancauteran, M. *Firm level productivity under imperfect competition in output and labor markets* [R]. CESIFO Industrial Organization Working Paper No. 3082, 2010.
- [6] Ariss, R. T. *On the implications of market power in banking: evidence from developing countries* [J]. *Journal of Banking&Finance*, 2012, (34): 765 – 775.
- [7] Asaftei G, Parmeter C F. *Market power, EU integration and privatization: the case of Romania* [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2010, 38 (3): 340 – 356.
- [8] Badinger, H. *Has the EU's single market programme fostered competition? Testing for a decrease in mark-up ratios in EU industries* [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, 69 (4): 497 – 519.
- [9] Baker, J. B. and Bresnahan, T. F. *Estimating the residual demand curve facing a single firm* [J]. *International Journal of Industrial Organization*, 1988, 6 (3): 283 – 300.
- [10] Bask, M. and Lundgren, J., and Rudholm, N. *Market power in the expanding nordic power market* [J]. *Applied Economics*, 2011, (43): 1035 – 1043.
- [11] Beresteanu, A. and Li. *Gasoline prices government support, and the demand for hhybrid vehicles in the United States* [J]. *International Economic Review*, 2011, 52 (1): 161 – 182.
- [12] Berger, A., Klapper, L., Turk-Ariss, R. *Bank competition and financial stability* [J]. *Journal of Financial Services Research*, 2009, 35, 99 – 118.
- [13] Berry, S., Levinsohn, J., and Pakes, A. *Automobile prices in market equilibrium* [J]. *Econometrica*, 1995, 63 (4): 841 – 890.
- [14] Bottasso, A. and Sembenelli, A. *Market power, productivity and the EU single market program: an export assessment on Italian firm level data* [J]. *European Economic Review*, 2004, 45 (1): 167 – 187.
- [15] Bresnahan, T. F. *The oligopoly solution is identified* [J]. *Economics Letter*, 1982, 10 (1), 87 – 92.

- [16] Bresnahan, T. F. *Empirical studies of industries with market power* [M]. Amsterdam: North Holland Press, 1989.
- [17] Brozen, Y. *Bain's concentration and rates of return revisited* [J]. *Journal of Law and Economics*, 1971, 14 (2): 351 – 369.
- [18] Burdett, K. and Mortensen, D. *Wage differentials, employer size and unemployment* [J]. *International Economic Review*, 1988, 39 (2): 257 – 273.
- [19] Carlton, Dennis, W., and Perloff, J. M. *Modern industrial organization (Third edition)* [M]. MA: Addison-Wesley, 2000.
- [20] Chang, S. C., Chang, J. C. D., Huang, T. H. *Assessing market power in the U. S. commercial banking industry under deregulation* [J]. *Economic Modelling*, 2012, (29): 1558 – 1565.
- [21] Christopoulou, R. and Vermeulen, P. *Markups in the Euro area and the US over the period 1981—2004: a comparison of 50 Sectors* [J]. *Empirical Economics*, 2012, (42): 53 – 77.
- [22] Corts, K. S. *Conduct parameters and the measurement of market power* [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, (88): 227 – 250.
- [23] Crépon, B., Desplatz, R., and Mairesse, J. *Price-cost margins and rent sharing: evidence from a panel French manufacturing firms* [J]. *The Journal of Industrial Economics*, 2007, 64 (3): 1 – 39.
- [24] De Loecker, J. and Warzynski, F. *Markups and firm-level export status* [R]. NBER Working Paper No. w15198, 2009.
- [25] De Loecker, J. and Warzynski, F. *Markups and firm-level export status* [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437 – 2471.
- [26] De Souza, S. *Estimating mark-ups from plant level data* [J]. *The Journal of Industrial Economics*, 2009, 57 (2): 353 – 363.
- [27] Demsetz, H. *Industry structure market rivalry and public policy* [J]. *Journal of Law and Economics*, 1973, (6): 125 – 137.
- [28] De Nardis, S. and Pensa, C. *How intense is competition in international markets of traditional goods? The case of Italian exports* [R]. NBER Working Paper NO. 45, 2007.
- [29] Dobbelaere, S. *Estimation of price-cost margins and union bargaining power for Belgian manufacturing* [J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2004, (22): 1381 – 1398.
- [30] Dobbelaere, S., Kiyota, K., and Mairesse, J. *Panel data estimates of the production function and product and labor market imperfections* [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2013 (28): 1 – 46.
- [31] Dobbelaere, S., Kiyota, K., and Mairesse, J. *Product and labor market imperfections and scale economies: micro-evidence on France, Japan and the Netherlands* [R]. NBER Working Paper No. 19059, 2013.
- [32] Domowitz, I., Hubbard, R. G., and Bruce, G. P. *Market structure and cyclical fluctuations in U. S. manufacturing* [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1988, (70): 55 – 66.

- [33] Einav, L. and Levin, J. *Empirical industrial organization: a progress report* [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, 24 (2): 145 – 162.
- [34] Ellison, G. and S., Ellison. *Search, obfuscation, and price elasticities on the internet* [J]. *Econometrica*, 2009, 77 (2): 427 – 452.
- [35] Felt, M. H., Gervais, J. P., and Larue, B. *Market power and import bans: the case of Japanese pork* [J]. *Agribusiness*, 2013, 27 (1): 47 – 61.
- [36] Gerry, E. B. *Hall-Roeger tests of market power in Irish manufacturing industries* [J]. *The Economic and Social Review*, 2004, 35 (3): 289 – 304.
- [37] Goldberg, P. K and Knetter. M. M. *Measuring the indensity of competition in export markets* [J]. *Journal of International Economics*, 1999, (47): 27 – 60.
- [38] Gordon, B. R. *A Dynamic model of consumer replacement cycles in the PC processor industry* [J]. *Marketing Science*, 2009, 28 (5): 846 – 867.
- [39] Guth, L. A. *Advertising and market structure revisited* [J]. *The Journal of Industrial Economics*, 1971, 19 (2): 179 – 198.
- [40] Hall, R. E. *The relation between price and marginal cost in US industry* [J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 96 (5): 921 – 947.
- [41] Hazlett, T. W. and Weisman, D. L. *Market power in US broadband services* [J]. *Review of Industrial Organization*, 2012, 38 (2): 151 – 171.
- [42] Hyde, C. E. and Perloff, J. M. *Can market power be estimated?* [J]. *Review of Industrial Organization*, 1995, (10): 465 – 485.
- [43] Iwata, G. *Measurement of conjectural variations in oligopoly* [J]. *Econometrica*, 1974, (142): 1947 – 9661.
- [44] Kioyta K, Nakajima T, Nishimura KG. *Measurement of the market power of firms: the Japanese case in the 1990s* [J]. *Industrial and Corporate Change*, 2009, 18 (3): 381 – 414.
- [45] Klette, T. J. *Market power, scale economies and productivity: estimates from a panel of establishment data* [J]. *The Journal of Industrial Economics*, 1999, 47 (4): 451 – 476.
- [46] Konings, J. Vandenbussche, H. *Antidumping protection and markups of domestic firms* [J]. *Journal of International Economics*, 2005, (65): 151 – 165.
- [47] Krugman, P. R. *Increasing returns, monopolistic competition, and international trade* [J]. *Journal of International Economics*, 1979, 9 (4): 469 – 479.
- [48] Kutlu, L. and Sickles, R. C. *Estimation of market power in the presence of firm level inefficiencies* [J]. *Journal of Econometrics*, 2012, (168): 141 – 155.
- [49] Lau, L. J. *On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data* [J]. *Economics Letter*, 1982, 10 (1): 93 – 99.
- [50] Levinsohn, J. and Petrin, A. *Estimating production functions using in—puts to control for unobservables*

- [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317 - 341.
- [51] Mairesse, J. and Griliches, Z. *Heterogeneity in panel data: are there stable production functions?* [R]. NBER Working Paper, No 2619, 2001.
- [52] Martin, S. *Advertising, concentration, and profitability: the simultaneity problem* [J]. *The Bell Journal of Economics*, 1999, 10 (2): 639 - 647.
- [53] Maudos, J. and De Guevara, J. F. *The cost of market power in banking: social welfare loss vs cost inefficiency* [R]. MPRA Paper No. 15253, 2005.
- [54] Maudos, J. and De Guevara, J. F. *The cost of market power in banking: social welfare loss vs. cost efficiency* [J]. *Journal of Banking&Finance*, 2007, (31): 2103 - 2125.
- [55] Mcdonald, I. M. and Solow, R. M. *Wage bargaining and employment* [J]. *American Economic Review*, 1981, 71 (5): 896 - 908.
- [56] Mcfadden, D. *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior* [R]. NBER Working Paper, 1974.
- [57] Meeusen, W. and van den Broeck, J. *Efficiency Estimation from Cobb-Douglas production function with composed error* [J]. *International Economic Review*, 1977, (18): 435 - 444.
- [58] Michael, H. , Fabiano, S. , and Michael, W. *On industry life cycles: delay, entry, and shakeout in beer brewing* [J]. *International Journal of Industry Organization*, 2010, 19: 1023 - 1052.
- [59] Moreno, L. and Rdríguez, D. *Markups, bargaining power and offshoring: an empirical assessment* [J]. *The World Economy*, 2010, 34 (9): 1593 - 1627.
- [60] Nevo, A. *Mergers with differentiated products: the case of ready to eat cereal* [J]. *RAND Journal of Economics*, 2001, 25 (3): 395 - 421.
- [61] Norrbin, S. C. *The relation between price and marginal cost in U. S. industry: a contradiction* [J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101 (60): 1149 - 1164.
- [62] Olley, S. G. and Pakes, A. *The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry* [J]. *Econometrica*, 1996, 64 (6): 1263 - 1298.
- [63] Pareja, S. Q and Vivero, R. L. *Measuring the market power in the ceramic tile industry: an international comparison* [J]. *Review of World Economics*, 2004, 140 (1): 125 - 150.
- [64] Petrin, A. *Quantifying the benefits of new products: the case of the minivan* [J]. *Journal of Political Economy*, 2002, 110 (4): 705 - 729.
- [65] Puller, S. L. *Estimation of competitive conduct when firms are efficiently colluding: addressing the courts critique* [J]. *Applied Economics Letters*, 2009, 16 (15): 1497 - 1500.
- [66] Roeger, W. *Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity measures estimates for U. S. manufacturing* [J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103 (2): 316 - 330.
- [67] Salinger, M. A. *Tobin's q, unionization, and the concentration-profits relationship* [J]. *The Rand*

- Journal of Economics*, 1995, 15 (2): 159 – 170.
- [68] Schaeck, K. and Cihak, M. *How does competition affect efficiency and soundness in banking* [R]. New Empirical Evidence, Working Paper No. 932, European Central Bank, 2009.
- [69] Sickles, R. C. and Captain, P., Good, D. H., and Ayyar, A. *What if the European airline industry had deregulated in 1979: a counterfactual dynamic simulation*// Lee, Darin (Ed). *The economics of airline institutions, operations and marketing*. Amsterdam: Elsevier, North Holland, 1999.
- [70] Solow, R. *Technical change and the aggregate production function* [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1957, 39 (3): 312 – 320.
- [71] Steen, F. Salvanes, K. G. *Testing for market power using a dynamic oligopoly model* [J]. *International Journal of Industrial Organization*, 1999, 17 (2): 147 – 177.
- [72] Syverson C. *What determines productivity?* [J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49 (2): 326 – 365.
- [73] Tasdogan, C., Tasakiridon, E., and Mattas, K. *Country market power in EU olive oil trade* [J]. *South-Eastern Europe Journal Economics*, 2009, (2): 211 – 219.
- [74] Waldmann, R. J. *Implausible results of implausible data? Anomalies in the construction of value-added data and implications for estimates of price-cost markups* [J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (6): 1315 – 1328.
- [75] Zeidan, R. M and Resende, M. *Measuring market conduct in the Brazilian cement industry: a dynamic econometric investigation* [J]. *Review of Industrial Organization*, 2009, (34): 231 – 244.
- [76] 陈甬军, 周末. 市场势力与规模效应的直接测度——运用新产业组织实证方法对中国钢铁产业的研究 [J]. *中国工业经济*, 2009 (11): 45 – 55.
- [77] 陈甬军, 杨振. 制造业外资进入与市场势力波动 [J]. *中国工业经济*, 2012 (10): 52 – 64.
- [78] 程茂勇, 赵红. 市场势力对银行效率影响分析——来自我国商业银行的经验数据 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011 (10): 78 – 91.
- [79] 黄枫, 吴纯杰. 市场势力测度与影响因素分析——基于我国化学药品制造业研究 [J]. *经济学季刊*, 2013 (2): 511 – 526.
- [80] 王皓. 合资模式对汽车市场势力来源的影响 [J]. *金融研究*, 2013 (8): 193 – 206.

中国城乡社会一体化：评价指标体系构建及应用*

吴丰华** 白永秀 周江燕

摘要 科学合理测度城乡社会一体化水平是推进城乡社会一体化进程的基础。本文基于对已有文献的梳理，从城乡社会一体化的概念和主要内容出发，构建了适合评价我国城乡社会一体化水平的指标体系，采用两步主成分分析法对中国省域2012年城乡社会一体化指数进行了分析。分析结果表明，我国省域城乡社会一体化“中等水平阵营”已经形成；空间分布上呈现东部与东北水平较高，中、西部水平较低的状态。我们应采取有针对性的对策措施，提升我国城乡社会一体化的水平。

关键词 城乡社会一体化；指标体系；两步主成分分析法

一、引言

中国绵亘千年的自然经济制度和小农生产模式，近代以来外部因素对中国原有城乡关系的巨大冲击（吴丰华，2013），新中国成立初期采取的重工业优先发展战略以及伴生的一系列城乡分割制度，改革开放前期采取的诸多城市偏向性政策造成了我国严重而复杂的经济、社会、政治、文化、生态环境等五重城乡二元结构（白永秀，2012）。这其中，破解城乡社会二元结构，构建城乡社会一体化是现在未来一个阶段城乡发展一体化的重点和突破点：

全国整体看，城乡社会一体化是城乡发展一体化的重点和核心。推进城乡发展一体化已经进入具体实施和深入推进阶段。在经济、社会、政治、文化、生态环境“五位一体”的城乡发展一体化体系中，城乡经济一体化是基础，它决定着我国城乡发展一体化的物质基础、发展空间、产业载体，是常规性任务；城乡社会一体化则是重点和突破点，它决定着城乡发展一体化以人为本的目的，是建立在城乡经济一体化基础

* 基金项目：国家社科基金西部项目：“近代以来中国城乡关系演进与新型城乡关系的形成研究”（14XJL013），西北大学科研基金项目（人文社科类）：“中国近代以来城乡关系变迁机理研究”（13NW02），西北大学哲学社会科学繁荣发展计划重大培育项目：“中国城乡发展一体化水平分类及其模式选择”。西北大学经济管理学院博士研究生程志华，硕士研究生刘晓娟、张新渊参与了指标体系建立的讨论，基础数据的搜集和处理，在此致谢。感谢匿名审稿人的建议。文责自负。

** 吴丰华（1985-），男，陕西西安人，西北大学经济管理学院讲师，经济学博士，研究方向：城乡关系史，城乡一体化。

上更高层次的城乡统筹发展过程，是现阶段需要重点抓的核心任务；而城乡政治、文化、生态环境一体化是未来重点，它们建立在城乡经济、社会一体化的基础之上（见图1）。从小康建设看，城乡社会一体化是全面建成小康社会的基石。党和国家提出到2020年全面建成小康社会是实现中华民族伟大复兴中国梦的重要内容，而推进城乡社会一体化正是建设小康社会的基石，其所要求实现城市与乡村在基础教育、医疗卫生、社会保障等方面的均等化和一体化，这些诉求与我国建设小康社会的基本含义和建设要求^①是高度契合的。从民生角度看，城乡社会一体化是保障和改善民生的主要内容。保障和改善民生事关国家命运和人民福祉，党的十八届三中全会也提出，“紧紧围绕更好保障和改善民生、促进社会公平正义……推进基本公共服务均等化……”，而城乡社会一体化的核心内容——城乡公共服务均等化、社会保障同质化、社会管理一体化等，与更好的保障和改善民生的主要内容与本质要求高度一致。

城乡社会一体化建设已是城乡发展一体化的关键性工作，而要破解城乡社会二元结构，切实推进城乡社会一体化工作，就需要我们对我国城乡社会一体化的现状和水平进行准确研判与具体分析。同时，我国幅员辽阔，各区域、各省份间经济社会发展水平差异较大，这决定了应以中国省域城乡社会一体化水平作为评价对象。本文将首先对城乡社会一体化水平评价的相关文献进行回顾；在此基础上结合城乡社会一体化的内涵与外延，设计城乡社会一体化水平评价指标体系，阐明指标体系的建立原则、指标选择依据和过程；然后运用这一指标体系评价我国省域城乡社会一体化水平并做深入分析；最后根据评价结果给出针对性的对策建议。

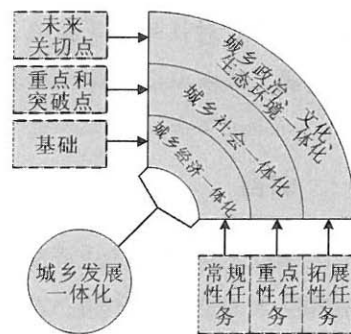


图1 城乡社会一体化在城乡发展一体化中的地位及与其他方面一体化的关系

二、相关文献的简要回顾

推进城乡社会一体化，实现城乡均衡发展一直是发展经济学的研究热点，近三十年来，学者们的研究主线是城乡社会均衡发展“如何实现”的问题，并形成了一系列著名的模型与理论。如 McGee（1989）的“Desakota”模型，Douglass（1998a，

^① 国家有关部门参照国际上常用的衡量现代化的指标体系，考虑我国国情，从10个方面形成了全面建设小康社会的基本标准：人均国内生产总值超过3000美元。城镇居民人均可支配收入1.8万元（2000年不变价）。农村居民家庭人均纯收入8000元。恩格尔系数低于40%。城镇人均住房建筑面积30平方米。城镇化率达到50%。居民家庭计算机普及率20%。大学入学率20%。每千人医生数2.8人。城镇居民最低生活保障率95%以上。

1998b) 的区域网络模型, Tacoli (1998) 的“城乡连续体”, Kenneth Lynch (2005) 的“城乡动力学”和城乡等值化理论。但是, 这些理论却似乎无法解释发展中国家, 尤其是中国出现的城乡差距逐渐扩大、城乡社会矛盾突出等种种现实问题。Ndegwa (2004) 也提出, “了解城乡共生关系在国家发展进程中所处的阶段对于政策制定者是非常重要的”。因此, 对城乡社会一体化水平这样“现状如何”问题的实证研究, 对于清晰把握我国城乡社会一体化中的优势与劣势、重点与难点具有重大意义。

国外学者对城乡一体化水平与状态的实证研究较少, 国内学者从 20 世纪末开始进行中国城乡均衡发展状态测度的实证研究, 并取得了一定的研究成果。从整体上看这些研究可以分为两类: 第一类单纯从理论上构建测度城乡均衡发展的指标体系(杨荣南, 1997; 李岳云, 等, 2004); 第二类是前者的延伸, 在构建城乡一体化评价指标体系的基础上, 选取评价方法, 针对具体区域进行时间序列或横截面数据分析(修春亮, 等, 2004; 段娟, 等, 2006; 赵锋, 2010; 张庆文, 等, 2010; 汪宇明, 等, 2012; 刘红梅, 等, 2012)。以此为基础也受此启示, 随着城乡二元社会结构日益凸显, 开始有学者关注城乡社会一体化的评价。这其中一部分学者在城乡一体化评价中更加侧重城乡社会一体化的分析, 如焦必方等(2011)从城乡经济、生活和医疗教育融合三个角度, 选取了 10 对城乡指标, 采取均方差决策法、AHP 法和 ANP 法进行指标赋权, 对长三角地区城乡一体化进行了分析^[7]。白永秀、王颂吉(2013)的研究也显示了对城乡社会一体化的重视^[8]。受到安体富、任强(2008)对公共服务均等化水平指标体系先导性研究的启发, 还有一部分学者聚焦城乡社会一体化的重要维度——城乡公共服务均等化, 构建了城乡公共服务均等化的评价指标体系并对全国省域(刘成奎、王朝才, 2011)以及成都(彭尚平, 等, 2010)、江苏(吴晓强, 2011)的城乡公共服务均等化水平进行了实证分析。

从我们所掌握的文献看, 学术界或是在对城乡一体化水平进行评价时, 涉及了城乡社会一体化的因素; 或是对城乡一体化的个别方面进行了水平评价。可见, 尚没有以我国城乡社会一体化水平为评价对象的实证研究文章, 而这正是本文的工作。

三、城乡社会一体化评价指标体系的构建

1. 指标体系构建原则

任何指标体系的建立都应依循一定的原则。对于城乡社会一体化, 其包含方方面面的因素, 如果要构建一套科学且能全面兼顾各类因素的评价指标体系, 以客观准确地描述、反映城乡社会一体化水平, 需要我们遵循一定的原则来构建指标体系。

第一, 全面性原则。城乡社会一体化涵盖前文提到的城乡基础教育、医疗卫生、社会保障、就业住房等多个层次, 所以指标体系应从多个层次和方面选择反映城乡社

会一体化的指标，以满足评价的全面性。第二，科学性原则。评价指标体系必须能够明确地反映评价目标（即城乡社会一体化）与指标间的支配关系，应尽量选取城乡比较的指标，同时避免指标层次过多，指标过细。第三，可比性原则。所选指标的口径（年份、单位、含义等）在省份间、城乡间必须一致。第四，代表性原则。所有评价都不可能反映被评价对象的全部信息，因此，选取的指标应力争反映评价对象的主要特征和主要方面。第五，可操作性原则。所选指标的含义必须明确、易于理解；选用的指标要有权威可靠的数据来源，确保数据的质量；指标体系符合实际工作的需要，便于实际部门实施及具体操作。

2. 城乡社会一体化的内涵——一级指标的确定

城乡社会一体化水平评价指标体系的设定有赖于对城乡社会一体化的内涵与外延科学合理的界定。学术界从不同角度进行了分析，从城乡权利平等（任太增、王现林，2008）和农民权利贫困（张等文、陈佳，2014）角度，李磊（2013）提出城乡社会一体化重在消除权利的差异化，以实现所有公民都享有平等的公共资源分配、劳动就业以及社会保障权利；从公共服务均等化角度（王谦，2008；马海涛，等，2008），学者们研究了城乡基本公共服务均等化标准的选择（骆永民、樊丽明，2011），城乡基本公共服务均等化制度建设（朱巧玲、甘丹丽，2014），公共服务均等化中的城乡社会救助（马静，2012）等问题。

结合以上学者对城乡社会一体化的定义，我们认为，城乡社会一体化应指与我国经济发展水平相适应，按照城乡权利平等、服务均等、标准统一的原则提供城市与农村的基础教育、医疗卫生、社会保障等基本保障和服务，形成城市与农村社会保障制度与公共服务互动统筹的格局，最终打破城乡分割的二元社会结构。城乡社会一体化大体包含五方面的内容：城乡基础教育一体化、城乡医疗卫生一体化、城乡社会保障一体化、城乡就业与住房保障一体化、城乡社会管理与文化共享一体化。这五个维度的一体化水平即我们设定的城乡社会一体化指标体系的五个一级指标（维度指标）。

3. 城乡社会一体化的具体内容——二级与三级（基础）指标的确定

将城乡社会一体化分解为五个维度一体化之后，还需要具体分解这五个一级指标，从更为细化的角度来刻画每个一级指标，从而形成每个一级指标下面的二级指标。最终，还需结合以往研究、本研究目的、数据可获得性等多方面因素，确定每个二级指标的三级指标（基础指标）。

（1）城乡基础教育一体化评价指标选择

城乡基础教育一体化指在教育公平的核心宗旨下，构建城乡均衡、良性互动的基础教育体系，在保持与发挥城乡教育区域性特色与优势的基础上缩小城乡间的教育差距，使全国所有城乡适龄儿童都平等地享有接受基础教育的权利。

具体来说，城乡基础教育一体化主要取决于教育机会、教育过程和教育结果这三部分内容，即形成城乡基础教育一体化的三个二级指标。教育机会均等是城乡基础教育一体化的前提，没有大致均等的教育机会，其主要通过“学龄儿童入学率”“初中生入学率”等能力类指标进行衡量。教育过程均等主要依靠教育资源均等和教育经费投入均等来实现，其中前者一般通过“小（中）学生均学校数”“小（中）学生均专任教师数”“小（中）学生均校舍面积”等能力类指标来衡量；后者一般通过“小（中）学生均预算内教育公用经费”“小（中）学生均预算内教育事业费”等投入类指标来衡量。我们选取了财政性教育经费的相关指标，而非笼统的教育经费，这主要考虑到简单的教育经费背后的责任主体不明确，而财政性教育经费支出比重则可以比较客观地衡量一个地区对教育的重视程度和投入力度。教育结果均等则可通俗地理解为教育质量，一般采用“适龄儿童入学率”“小学（初中）升学率”等结果类指标进行衡量，但自2005年我国对义务教育实施改革以来，以上指标值城乡均十分接近，区分度不足。

参考过往研究所选取的指标和城乡对比的要求，同时考虑数据的可获得性，本文选择了“财政中用于教育支出比重”“城乡基础教育生均固定资产比”“城乡小学生师比”和“城乡基础教育大专以上学历教师比”四个指标来综合反映城乡基础教育一体化水平。

（2）城乡医疗卫生一体化评价指标选择

城乡医疗卫生一体化指由政府主导提供，所有城乡居民不论户籍、贫富和地域的差别，都可以较便捷地享受到基本等质量的公共卫生服务和医疗服务。

具体来说，城乡医疗卫生一体化主要体现在医疗卫生经费投入、医疗卫生资源分配、公民生命健康状况三方面，即形成城乡医疗卫生一体化的三个二级指标。对医疗卫生的经费投入是城乡医疗卫生一体化的前提保障，目前学术界主要使用“人均财政医疗卫生支出”“财政卫生支出占财政支出比重”“参加新农合人数占农村人口比重”^①等指标。城乡医疗卫生资源分配是城乡医疗卫生一体化的过程保障，主要衡量指标有“每千人口医院和卫生院床位数”“每千农业人口乡镇卫生院床位数”“平均每千农业人口乡村医生和卫生员数”“设卫生室的村数占行政村数”等。城乡公民生命健康状况是城乡医疗卫生一体化的最终效果表现，一般使用“孕妇死亡率”“围产儿死亡率”“5岁以下儿童中重度营养不良比重”“人口平均期望寿命”“甲乙类法定报告传染病发病率”“新农合补偿受益人次占参合人数比例”。一些研究中将人口出生率、死亡率也纳入了评价指标。

参考过往研究所选取的指标和城乡对比的要求，同时考虑数据的可获得性，我们有选择地使用了“财政中用于卫生支出比重”“人均财政卫生费用”“城乡人均医疗保

^① 新型农村合作医疗需要政府投入相应的资金进行补助，因此也放入城乡医疗卫生经费投入指标中。

健消费支出比”“人均基本生育保险基金支出比”表示城乡医疗卫生经费投入，“城乡千人医院床位数比”“城乡千人医护人员数比”来表示卫生资源的城乡配置情况，“5岁以下儿童中重度营养不良比重”“孕妇死亡率”等来代表城乡人员的生命健康水平。

(3) 城乡社会保障一体化评价指标选择

城乡社会保障一体化指城乡打破社会保障相互分割的壁垒，在社保制度设计上把城乡居民作为一个整体来统筹，最终实现城乡社会保障在政策上的平等、体系上的互补、国民待遇上的一致，主要包括医疗保障、养老保障和社会救济三方面。即形成城乡社会保障一体化的三个二级指标。

具体来说，在城乡医疗保障方面，一般采用“基本医疗保险基金支出”“城乡社会医疗保险参保率比”“城乡商业保险参保率比”“大病报销费用占比”等指标进行衡量。对于城乡养老保障，学术界一般采用“养老保险金支出”“养老保险参保率”“养老保险金水平”等指标进行测度。城乡社会救济是城乡居民保障的最后一道防线，一般使用“居民最低生活保障水平”“社会救济人数”等指标来衡量。

参考过往研究所选取的指标和城乡对比的要求，同时考虑数据的可获得性，本文选取了“人均基本医疗保险基金支出”“参加新型农村合作医疗人数”“城乡医疗保险覆盖率比”“人均基本养老保险基金支出”“城乡养老保险参保率比”“城乡最低生活保障水平比”“城乡社会救济人数比重比”等七个基础指标来衡量城乡社会保障一体化水平。

(4) 城乡就业与住房保障一体化评价指标选择

城乡就业与住房保障一体化着力于满足城乡居民在教育、医疗、社保等基本需求满足后对安居乐业的诉求。城乡就业保障一体化指国家应为每一位劳动者提供公平参与就业竞争的法律和制度环境，并和市场形成合力以优化城乡劳动力资源配置，建立同工同酬、城乡统筹的全国统一的劳动力市场；城乡住房保障一体化指城乡居民享有平等的住房保障机会，由政府主导为城乡居民提供基本的、大致相等的住房保障条件。这两方面也形成了城乡就业与住房保障一体化的两个二级指标。

具体来说，对于城乡就业保障，由于我国城乡分割的劳动力市场，导致城乡劳动者“同工不同酬”的就业差别化待遇。因此，提供城乡一体化的就业服务与保障，成为政府的主要职责之一。对于具体指标，“城镇登记失业率”因为有大量的失业人员并没有登记而受到诟病，而且这一数据把农村富余劳动力排除在外，而“职业介绍所数量”“职业介绍所本年度介绍就业人数比重”在各省的数据又难以获取，所以不得不放弃这些指标。对于城乡住房保障，随着城镇化进程的加快，城乡住房条件都在逐渐改善，这主要表现在住房面积扩大、房屋质量提高等方面。同时，随着市场经济的发展，住宅的投资价值愈发重要，所以，居民住宅价值也被一些学者用来当作衡量居民住房

保障的指标。

参考过往研究所选取的指标和城乡对比的要求，同时考虑数据的可获得性，本文主要从保障角度出发选取了“人均基本失业保险基金支出”“人均基本工伤保险基金支出”来代表政府对城乡就业保障的投入水平，选取“农村劳动力参加就业技能培训人数比重”来衡量政府扶持就业的努力程度。由于城市居民家庭住房价值变动幅度较大，而农村居民家庭住房价值相对稳定，因此，选取“农村居民家庭住房价值”来衡量农村住房保障水平。

(5) 城乡社会管理与文化共享评价指标选择

城乡社会管理与文化共享是城乡社会一体化的最后两个延伸板块。城乡社会管理一体化指通过加大财政投入、完善管理体制机制，打破城乡分割管理的体系，实现城乡社会运行和管理的融合；城乡文化共享指城乡居民能够共同、均等地享受丰富多彩的文化生活。这两方面也形成了城乡社会管理与文化共享的两个二级指标。

具体来说，社会管理和文化共享一方面有赖于政府投入，另一方面也得益于居民自组织的建设和自我管理能力的提升。对于城乡社会管理，目前，城乡差距扩大、民族矛盾、宗教问题等相互交织导致公共安全事件频发，社会管理成本日渐攀升，“公共安全支出比重”“维稳经费比重”等指标可以用来反映政府对社会管理的投入；“拥有居民委员会社区比重”“社会服务中心个数”等可以用来反映城乡居民自我自我管理能力的提升。此外，发达国家往往还采用“志愿者组织数”“公民加入各类志愿者组织比例”“社区义工服务小时数”等指标来衡量。对于城乡文化共享，政府投入往往是其为居民提供各类精神文化生活的基础设施，包括公共性体育场、图书馆、演出场所、电影院等，但由于这些指标往往缺乏农村数据，导致无法进行城乡对比。城乡居民文化的自组织能力建设，学术界研究极少，“农村文化站”“乡镇图书馆”等是可以参考的指标。

参考过往研究所选取的指标和城乡对比的要求，同时考虑数据的可获得性，我们主要选取“财政支出中公共安全支出比重”和“社区服务中心个数”来衡量城乡社会管理一体化，选取“财政中用于文化支出比重”和“乡镇文化站个数”来测度城乡文化共享水平。在城乡文化共享方面，从政府提供公共产品角度出发，我们选取了“财政中用于文化支出比重”代表政府对城乡文化建设的投入；“乡镇文化站数量”代表效果类指标。

最终我们形成了包含5个一级指标（维度指标）、12个二级指标、27个三级指标（基础指标）的评价指标体系。其中三级指标有正向和逆向两种属性，并有具体的计算方法。（见第48页表1）

表1 城乡社会一体化水平评价指标体系

综合指数	一级指标 (维度指标)	二级指标	三级指标 (基础指标)	指标属性	指标含义或算法
城乡社会一体化	城乡基础教育	经费投入	X ₁ 财政中用于教育支出比重(%)	正向	财政用于教育支出/财政总支出
			X ₂ 城乡基础教育生均固定资产比	逆向	城市生均固定资产(小学+初中)/农村生均固定资产(小学+初中)
		师资力量	X ₃ 城乡小学生师比	正向	(城市小学在校学生数/城市小学专任教师数)/农村小学在校学生数/农村小学专任教师数
			X ₄ 城乡基础教育大专以上学历教师比	逆向	城市大专以上学历教师数(初中+小学)/农村大专以上学历教师数(初中+小学)
	城乡医疗卫生	经费投入	X ₅ 财政中用于卫生支出比重(%)	正向	财政用于卫生支出/财政总支出
			X ₆ 人均财政卫生费用(元)	正向	卫生总费用/总人口
			X ₇ 城乡人均医疗保健消费支出比	逆向	城市人均医疗保健消费支出/农村人均医疗保健消费支出
			X ₈ 人均基本生育保险基金支出(元/人)	正向	基本生育保险基金支出/总人口
		卫生资源	X ₉ 城乡千人医院床位数比	逆向	城市千人床位数/农村千人床位数
			X ₁₀ 城乡千人医护人员数比	逆向	城市千人医护人员数/农村千人医护人员数
		健康水平	X ₁₁ 5岁以下儿童中重度营养不良比重(%)	逆向	5岁以下儿童中重度营养不良人数/5岁以下儿童总人数
			X ₁₂ 孕妇死亡率(1/10万)	逆向	——
	城乡社会保障	医疗保险	X ₁₃ 人均基本医疗保险基金支出(元/人)	正向	医疗保险基金支出/总人口
			X ₁₄ 参加新型农村合作医疗人数(万人)	正向	——
			X ₁₅ 城乡医疗保险覆盖率比	逆向	城市医疗保险参保人数比重/农村医疗保险参保人数比重
		养老保险	X ₁₆ 人均基本养老保险基金支出(元/人)	正向	基本养老保险基金支出/总人口
			X ₁₇ 城乡养老保险参保率比	逆向	城市医疗保险参保率/农村医疗保险参保率

续表

综合指数	一级指标 (维度指标)	二级指标	三级指标 (基础指标)	指标属性	指标含义或算法
城乡社会一体化	城乡社会保障	社会救济	X ₁₈ 城乡最低生活保障水平比	逆向	城市最低生活保障水平/农村最低生活保障水平
			X ₁₉ 城乡社会救济人数比重比	逆向	城市社会救济人数比重/农村社会救济人数比重
	城乡就业与住房保障	就业保障	X ₂₀ 人均基本失业保险基金支出(元/人)	正向	基本失业保险基金支出/总人口
			X ₂₁ 人均基本工伤保险基金支出(元/人)	正向	基本工伤保险基金支出/总人口
			X ₂₂ 农村劳动力参加就业技能培训人数比重	正向	农村劳动力参加就业技能培训人数/农村劳动力总人数
	城乡住房保障	住房保障	X ₂₃ 农村居民家庭住房价值(元/m ²)	正向	——
	城乡社会管理与文化共享	社会管理	X ₂₄ 财政支出中公共安全支出比重	正向	公共安全支出/财政总支出
			X ₂₅ 社区服务中心个数(个)	正向	——
		文化共享	X ₂₆ 财政中用于文化支出比重(%)	正向	文化支出/财政总支出
			X ₂₇ 乡镇文化站个数(个)	正向	——

四、城乡社会一体化评价指标体系的应用——对2012年中国省域的分析

基于对城乡社会一体化相关文献的梳理、概念内涵与外延的解析，我们得出了城乡社会一体化水平评价指标体系。进一步的，我们运用这一指标体系，对我国30个省份和四大区域^①2012年的城乡社会一体化水平进行评价。

1. 评价方法选择

本文沿用周江燕、白永秀(2014)城乡发展一体化指数测算的方法，同时借鉴杨永恒等(2005)对人类发展指数替代技术的研究与钞小静、任保平(2011)对经济增长质量指数测算中运用的两步主成分分析法。

这种方法有两大优势，一是合成的评价指数相对客观：在数理统计中，权数实质

^① 由于我国香港、澳门特别行政区和台湾地区的统计口径与大陆相差较大，西藏自治区统计数据缺失较多，所以和很多文献的处理方法一样，本文的城乡社会一体化水平评价并不涵盖上述地区(自治区)。

上是对评价指标自身的评价,按性质可分为重要性权和信息量权,前者属于主观赋权,后者属于客观赋权。主成分分析在进行多指标综合评价时,权数主要通过数据信息确定,是一种客观赋权。其中第一步以相关矩阵各特征向量分作权,合成各主成分,第二步以方差贡献率作权,合成最终综合评价值。二是这种方法的降维处理能较好地解决多指标评价的要求:27个三级指标构成一个多维空间,被评价的全国以及各省份成为多维空间的样本点。样本点在某项指标上的方差(变差)越大,说明样本在这一指标维度上的距离越大,对样本间城乡社会一体化发展水平差距的影响(权重)也越大。由多项指标进行综合评价时,要以各项指标的总变差来反映样本在多维空间的相对位置。但由于基础指标间往往存在一定的相关性,在指标合成时会产生信息重叠,特别是当评价指标较多的情况下,需要在方差信息损失最小的前提下进行降维,即采用较少的变量代替较多的原始变量。主成分方法通过对原始变量进行线性变换,合成彼此独立的分量,可以在确保反映原始变量大部分信息的情况下实现降维。

因此,本文使用两步主成分分析法来测度中国省域城乡社会一体化水平:第一步以各个三级(基础)指标经过处理后的数据作为主成分分析法的输入,来确定基础指标在一级(维度)指标中的权重,以合成五个维度指数;第二步以五个维度指数作为主成分分析法的输入,得到各维度指数在城乡社会一体化指数中的权重,以合成城乡社会一体化总指数。

2. 数据来源、指标处理和权重的确定

本文所采用的基础数据来源于《中国统计年鉴》(2013)、《中国卫生和计划生育统计年鉴》(2013)、《中国教育统计年鉴》(2013)、《中国劳动统计年鉴》(2013)、《中国社会保障统计年鉴》(2013)、《中国农村统计年鉴》(2013)、《中国农业统计年鉴》(2013)。对于部分省份的缺失数据,在保证与国家性统计年鉴统计口径一致的情况下,还查询了各省区(直辖市)的统计年鉴。

在城乡社会一体化指数体系中,由于基础指标间的不可公度性^①,使得我们无法对其直接进行计算。因此需要我们对基础数据做逆向指标正向化与无量纲处理。和一般研究所采取的方法一致,逆向指标正向化运用取倒数的方法,无量纲处理运用均值化的方法。

在对2012年中国30个省份城乡社会一体化基础指标数据进行预处理后,将所得数据以协方差矩阵作为主成分分析的输入,采用两步主成分分析法与权重计算方法,得到城乡社会一体化指数各方面指数的统计特征与权重。在两步主成分分析中,主成分的提取能够反映原始数据的绝大部分信息,累计方差贡献率均达到85%以上。经过两

^① 可公度性也可称为可通度性或可通约性,可公度性是指如果两个量是可合并计算,那么它们可以被用同一个单位来衡量,不可公度性恰恰相反。

步主成分分析,可以计算出五个方面指标的权重,城乡基础教育、城乡医疗卫生、城乡社会保障、城乡就业与住房、城乡社会管理与文化共享分别为 0.128798、0.426679、0.123789、0.655345、0.071792。(见表 2)

3. 2012 年中国省域城乡社会一体化水平评价

通过两步主成分计算得出的五个方面指标的权重,和第一步主成分分析后得出的五个方面的一体化指数,可最终计算出 2012 年我国 30 个省域的城乡社会一体化指数^①。(见表 3)

表 2 各维度指标的统计特征、系数向量与相应权重

维度	成分	方差贡献率 (%)	累计方差贡献率 (%)	主成分系数	指标权重
城乡基础教育	1	85.656	85.656	0.570	0.128798
城乡医疗卫生	1	80.213	80.213	1.891	0.426679
	2	14.634	94.847		
城乡社会保障	1	43.752	43.752	0.549	0.123789
	2	24.302	68.054		
	3	18.487	86.541		
城乡就业与住房	1	94.544	94.544	2.905	0.655345
城乡社会管理 与文化共享	1	53.961	53.961	0.318	0.071792
	2	28.977	82.938		
城乡社会一体化	1	94.355	94.355		

表 3 2012 年中国省域城乡社会一体化指数及排名

排名	省份	指数	排名	省份	指数	排名	省份	指数
1	上海	17.59	11	福建	1.7	21	湖南	1.18
2	北京	9.79	12	重庆	1.63	22	海南	1.18
3	天津	8.13	13	山西	1.53	23	安徽	1.16
4	江苏	5.69	14	陕西	1.39	24	青海	1.14
5	浙江	4.5	15	吉林	1.37	25	河南	1.09
6	辽宁	2.64	16	湖北	1.37	26	云南	1.08
7	新疆	2.52	17	四川	1.34	27	江西	0.84
8	山东	2.17	18	河北	1.31	28	贵州	0.82
9	内蒙古	1.92	19	黑龙江	1.25	29	甘肃	0.76
10	广东	1.79	20	宁夏	1.21	30	广西	0.74

① 需说明的是,城乡社会一体化指数是一个相对值,反映的是 2012 年特定省域城乡社会一体化水平在 30 个省份中的相对位置与水平,而非绝对量。

可以看出,2012年中国省域城乡社会一体化指数得分范围为0.74到17.59,排名前10位的是上海、北京、天津、江苏、浙江、辽宁、新疆、山东、内蒙古、广东,指数得分范围是17.59—1.79;排名中间10位的是福建、重庆、山西、陕西、吉林、湖北、四川、河北、黑龙江、宁夏,指数得分范围是1.7—1.21;排在后10位的是湖南、海南、安徽、青海、河南、云南、江西、贵州、甘肃、广西,指数得分范围是1.18—0.74。可以看出,排名前10位的省份城乡社会一体化指数差别较大,经历了快速的下降,但是排名后20位的省份城乡社会一体化指数差别不大,省与省之间都很接近。

我们进一步根据城乡社会一体化指数分布的特点,并结合K均值聚类分析的结果,可以将我国30个省份的城乡社会一体化水平大致分为四个阵营。

第一阵营是城乡社会一体化指数大于4的省域,共5个省份,其中上海的指数高出全国其他省域,为17.59;北京、天津的城乡社会一体化指数也较高。可以看出,三个地处东部的直辖市形成了对其他省域城乡社会一体化水平的明显优势,这既得益于直辖市的特殊地位,也得益于地处东部率先发展的先行优势,还得益于三个直辖市中农村和农民所占比例已经很低的基本事实。江苏、浙江也处在第一阵营。从区域分布看,这些省份全部来自东部。

第二阵营为城乡社会一体化指数大于1.5小于4的省域,包括辽宁、新疆、山东、内蒙古、广东、福建、重庆、山西8个省份,指数最高的辽宁和最低的山西之间的差距并不大。从区域分布看,其中3个省份来自东部,3个来自西部,1个来自东北,1个来自中部。

第三阵营为城乡社会一体化指数大于1小于1.5的省域,包括陕西、吉林、湖北、四川、河北、黑龙江、宁夏、湖南、海南、安徽、青海、河南、云南13个省份。从区域分布看,其中2个省份来自东部,5个来自西部,2个来自东北,4个来自中部。

第四阵营为城乡社会一体化指数小于1的省域,包括江西、贵州、甘肃、广西4个省份。从区域分布看,其中1个省份来自中部,3个来自西部。

进一步分析可以得出两方面结论:按照指数分类,2012年中国大部分省份的城乡社会一体化水平都居于中间水平,位于第二阵营和第三阵营的城乡社会一体化水平居中的省份共有21个,占全部省份的70%。而城乡社会一体化水平较高的第一阵营省份和较低的第四阵营省份分别只有5个和4个,只占全部省份的30%。可以认为城乡社会一体化“中等水平集团省份”已经形成。(见第53页图2)按照空间分布,2012年中国省域城乡社会一体化水平呈现东部领先,东北、中部、西部相对落后的空间状态。

4. 2012年中国四大区域城乡社会一体化水平评价

在对2012年中国省域城乡社会一体化水平进行分析后,我们得出了“东部领先,东北、中部、西部相对落后”的空间状态,但是,东北、中部、西部这三大区域之间

的关系如何, 相对位置又是怎样, 还需要进一步考察四大区域的城乡社会一体化水平。我们对 2012 年每个区域对应省份^①的城乡社会一体化水平指数进行简单平均, 就可以得到 2012 年四大区域城乡社会一体化水平的指数。可以看到, 东部的城乡社会一体化水平指数是 5.39, 远高于其他三大区域, 为中部的 4 倍多; 而东北的城乡社会一体化水平高于中西部, 西部又稍高于中部, 指数依次是 1.75、1.32、1.20。(见表 4) 可以总结为“东部最高, 东北次之, 而西部略好于中部”的城乡社会一体化区域分布状态。

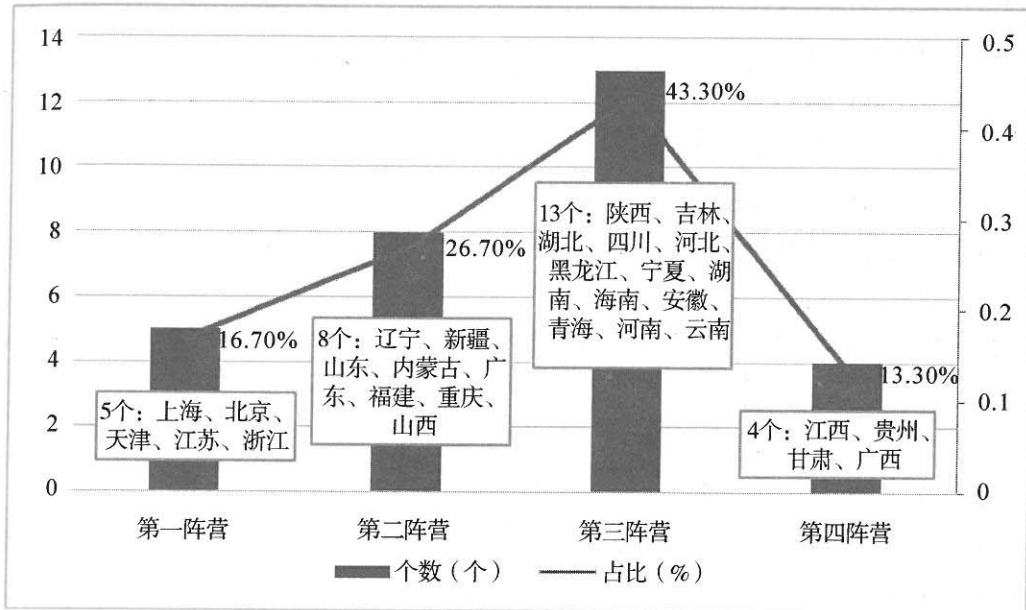


图2 2012年中国省域城乡社会一体化水平类型判定

表4 2012年中国四大区域城乡社会一体化水平指数与排名

年份/地区	东部		东北		西部		中部	
	指数	排名	指数	排名	指数	排名	指数	排名
2012	5.39	1	1.75	2	1.32	3	1.20	4

五、结论与政策建议

城乡社会一体化是城乡发展一体化战略的重点和核心, 是全面建成小康社会的基石, 更是民生工作的主要内容。本文概略性地梳理了城乡(社会)均衡发展的理论研

^① 本文中的东部、东北、中部、西部四大区域的划分, 沿用了多数研究的划分方法, 也和国家地理空间规划保持一致。东部即东部 10 个省(直辖市), 东北 3 个省, 中部 6 个省, 西部 11 个省(直辖市、自治区)(不含西藏)。

究、城乡社会一体化水平评价的实证研究两方面的经典和代表性文献。在此基础上，从城乡社会一体化的概念出发，确定了城乡社会一体化水平评价指标体系的一级（维度）指标；从城乡社会一体化的主要内容出发，同时结合数据的可得性和城乡对比的要求，确定了指标体系的二级和三级（基础）指标。进一步，利用所设计的指标体系，采用两步主成分分析法对中国30个省域和四大区域2012年的城乡社会一体化指数进行了分析。结果表明，我国城乡社会一体化“中等水平阵营省份”已经形成；空间布局呈现“东部最高、东北次之、中西部水平较低”的状态。基于全文分析，特别是2012年中国省域和区域城乡社会一体化水平指数的结果，我们可以提出以下启示性对策建议：

第一，抓住人的一体化这个核心。城乡社会一体化的本质是破解城乡社会二元结构，实现城乡社会均衡均等发展，这背后则要求城乡居民享受均衡均等的社会公共服务、获得均等的住房条件与就业机会等，进而实现城乡居民均衡协同发展。所以，城乡社会一体化的关键是实现“人的一体化”，一切统筹城乡社会均衡发展的工作都不可脱离这个核心，在实际工作中要着力推进农民理念和行为方式的转变，实现农民与市民文化理念和行为方式一体化；推进各类现代农业发展，实现农民与市民就业一体化；推进新型城镇化，实现农民与市民居住方式一体化；推进农村各类教育、医疗、养老、社保等公共服务发展，实现农民与市民享受公共服务均等化。

第二，制定政策既要统一也要体现区域、省域差异性。一方面，城乡社会一体化是国家级重大战略，国家制定城乡社会一体化政策法规时，出台城乡社会一体化规划时，自然会注意相关政策法规的一致性和各类规划的整体性；但另一方面，我国不同区域和省份之间的自然条件、资源禀赋、区位特点、经济发展等诸多先导性和制约性条件差异极大，这必然要求国家在制定城乡社会一体化政策时要兼顾不同区域、不同省域的差异性，允许地方制定适合当地实际的政策和法规，探索符合地方实际的城乡社会一体化的模式和路径。

第三，各省要注意做到全面发力与突出重点相结合。城乡基础教育、医疗卫生、社会保障、社会管理等构成了一个有机系统，如果在实践中过分强调或忽略某一方面，就会导致城乡社会一体化进程受阻。但是，受制于经济发展水平、财政能力的限制，有的省份并不具备全面推进城乡社会一体化的能力；有的省份则是某一项或几项城乡社会一体化事业相对滞后。而且，城乡社会一体化水平虽受制于经济发展水平，但也有部分经济欠发达省份表现抢眼，如西部的内蒙古、新疆都进入了全国前十位。这说明不同地区和省份对那些最为重要或亟须突破的城乡社会一体化工作，集中发力和突破，就有了必要性和可能性。

参考文献

- [1] 吴丰华. 中国近代以来城乡关系变迁轨迹与变迁机理 (1840—2012) [D]. 西北大学, 2013.
- [2] 白永秀. 城乡二元结构的中國视角: 形成、拓展、路径 [J]. 学术月刊, 2012 (5): 67 - 76.
- [3] McGee TG. *Urbanisasi or kotadesasi? Evolving patterns of urbanization in Asia* [A]. In COSTA F J, DUTT A K, MA L J C, NOBLE A G, eds. *Urbanization in Asia: spatial dimensions and policy issues* [C]. Honolulu: University of Hawaii Press, 1989: 93 - 108.
- [4] Douglass M. *Rural-urban linkages and poverty alleviation: toward a policy framework* [M]. International Workshop on Rural-Urban Linkages, Curitiba, Brazil, 1998a.
- [5] Douglass M. *A regional network strategy for reciprocal rural-urban linkages. An agenda for policy research with reference to Indonesia* [J]. *Third World Planning Review*. 1998b, 20 (1).
- [6] Tacoli C. *Rural-urban interactions: a guide to the literature*. *Environment and Urbanization*, 1998, 10 (1): 147 - 166.
- [7] Lynch K. *Rural-urban interaction in the developing world* [M]. Routledge Perspective on Development, 2005.
- [8] Ndegwa Elijah. *The concept and practice of the rural-urban linkages approach and the emerging issues* [A] // *Collections of inter-regional conference on strategies for enhancing rural-urban linkages approach to development and promotion of local economic development* [C]. <http://www.upo-planning.org/detail.asp?articleID=219>, 2004.
- [9] 杨荣南. 城乡一体化及其评价指标体系初探 [J]. 城市研究, 1997 (2): 19 - 23.
- [10] 李岳云, 等. 城乡统筹及其评价方法 [J]. 农业技术经济, 2004 (1): 24 - 30.
- [11] 修春亮, 等. 东北地区城乡一体化进程评估 [J]. 地理科学, 2004 (3): 320 - 325.
- [12] 段娟, 等. 中国城乡互动发展水平的地区差异及其变动趋势研究 [J]. 中国软科学, 2006 (9): 87 - 95.
- [13] 赵锋. 广西城乡一体化评价指标体系的设计及实证研究 [J]. 广西社会科学, 2010 (1): 56 - 59.
- [14] 张庆文. 城乡一体化综合评价与聚类分析——以北京市为例 [J]. 农村经济, 2010 (12): 49 - 52.
- [15] 汪宇明, 等. 中国城乡一体化水平的省区分异 [J]. 中国人口·资源·环境, 2012 (4): 137 - 142.
- [16] 刘红梅, 等. 中国城乡一体化影响因素分析——基于省级面板数据的引力模型 [J]. 中国农村经济, 2012 (8): 4 - 15.
- [17] 焦必方, 林娣. 城乡一体化评价体系的全新构建及其应用——长三角地区城乡一体化评价 [J]. 复旦学报, 2011 (4): 75 - 83.
- [18] 白永秀, 王颂吉. 陕西县域城乡发展一体化水平评价报告 (2012) [M]. 北京: 中国经济出版

- 社, 2013.
- [19] 安体富, 任强. 中国公共服务均等化水平指标体系的构建——基于地区差别视角的量化分析 [J]. 财贸经济, 2008 (6): 79 - 82.
- [20] 刘成奎, 王朝才. 城乡基本公共服务均等化指标体系研究 [J]. 财政研究, 2011 (8): 25 - 29.
- [21] 彭尚平, 等. 成都市城乡公共服务均等化的评价指标体系研究 [J]. 四川教育学院学报, 2010 (12): 34 - 38.
- [22] 吴晓强. 江苏城乡公共服务一体化评价体系的构建及实证研究 [J]. 特区经济, 2011 (11): 60 - 62.
- [23] 任太增, 王现林. 权利不平等与城乡差距的累积 [J]. 财经科学, 2008 (2): 97 - 104.
- [24] 张等文, 陈佳. 城乡二元结构下农民的权利贫困及其救济策略 [J]. 东北师大学报: 哲学社会科学版, 2014 (3): 47 - 51.
- [25] 李磊. 以制度建设推进城乡社会一体化 [N]. 光明日报, 2013 - 12 - 11 (11).
- [26] 王谦. 城乡公共服务均等化的理论思考 [J]. 中央财经大学学报, 2008 (8): 12 - 17.
- [27] 马海涛, 等. 论我国城乡基本公共服务均等化 [J]. 财经科学, 2008 (12): 96 - 104.
- [28] 骆永民, 樊丽明. 城乡基本公共服务均等化标准的选择问题研究——基于政策敏感度和福利效果的比较分析 [J]. 中国工业经济, 2011 (5): 16 - 26.
- [29] 朱巧玲, 甘丹丽. 加强城乡基本公共服务均等化制度建设是农民市民化的关键 [J]. 改革与战略, 2014 (1): 1 - 5.
- [30] 马静. 公共服务均等化条件的城乡社会救助趋势 [J]. 改革, 2012 (12): 145 - 149.
- [31] 周江燕, 白永秀. 中国城乡发展一体化水平的时序变化与地区差异分析 [J]. 中国工业经济, 2014 (2): 5 - 17.
- [32] 杨永恒, 等. 基于主成分分析法的人类发展指数替代技术 [J]. 经济研究, 2005 (7): 4 - 17.
- [33] 钞小静, 任保平. 中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析 [J]. 经济研究, 2011 (4): 26 - 40.

论西方经济学发展中的四次“比较—综合”*

宋宇 黄鹏博

摘要 “比较—综合”是经济学理论发展的基本方法之一。将前人学说进行比较综合，并不是简单的混合折中，而是指向新的理论范式，以实现理论创新。本文对西方经济学说史上四次比较综合进行梳理与分析，总结其特点，归纳其启示，指出尽管存在重要差别，正确的比较综合有助于中国经济学的发展，特别是发展出不仅能够适应国情与世情，而且不断增强科学性的新理论。

关键词 比较；综合；体系创新；均衡价值论；科学主义

在西方经济学数百年的发展历程中，经济学家们或者由于他们面临的经济现实差异，或者观察和思考经济问题的角度与方法差异，或者由于他们各自代表的利益区别，不断提出各具特色的理论思想，形成不同的理论体系和政策主张。这虽然表明了各自对经济学发展的贡献，但也造成经济理论之流派纷呈和学说丛林，出现“社会科学的范式积累而非消失”等现象，不利于增强经济学之科学性。

一个被人们忽视的事实是，西方经济学发展中那些革命性、突破性的理论主张，只是经济学发展的一种方式。以突破起始的经济学发展，在与已有经典理论的碰撞、冲突、对话中，由于共同面对实践验证，因而会不断修正自己的观点和主张，特别是会不断从已有的理论储备中汲取能为己所用的思想观点和分析方法，从而形成一种基于相互纷争、吸收、包容的路径来推动经济学发展的动态格局。其中，一些经济学家将明显不同甚至对立的学说加以比较，对前人的研究成果进行综合，以构建理论体系，便成为经济学理论发展的一种基本方式。

纵观经济学几百年的发展历程，那些有影响的理论体系的诞生，以综合著称的有重大影响的经济学家的出现，都不是凭空而来的，总是要汲取与综合前人的观点和材料。在各种经济理论异彩纷呈的学科发展史中，总是需要在比较中认识，在综合中发展，以形成一套更适应时代需要的新理论体系。正确的比较，本身就是一门艺术；科学的综合，更是一种创造，是融会贯通基础上的推陈出新。西方经济学说史上四次大综合——约翰·穆勒、马歇尔、萨缪尔森以及斯蒂格利茨为我们提供了富有启示意义

* 国家社科基金项目“马克思主义经济学的创新发展研究”（14BJL009）。

的例证。

一、西方经济学发展中四次标志性的比较综合

(一) 约翰·穆勒：古典经济学危机背景下的第一次综合

约翰·穆勒的西方经济学第一次大综合具有深刻的学术背景与现实背景。在穆勒所处的时代，马尔萨斯的人口论和李嘉图的分配理论具有极大影响。对于人口增长的悲观前景、生存工资的论断使人们对经济学产生悲观认识。正如托马斯·卡莱尔对马尔萨斯的政治经济学所做的著名评论所言：“这种社会科学不是一门快乐的科学，而是令人懊恼的，是阴郁、孤独而且相当悲哀痛苦的科学。”^[1]边沁的功利主义哲学思潮、孔德的实证主义、圣西门的空想社会主义等开始出现和发展。另一方面，李嘉图的劳动价值论面临破产的危机，西尼尔的综合并不成功。在这种背景下，穆勒保持对新思想的开放头脑，以个人发展的资产阶级自由主义视角，努力赋予古典经济学新的生命，对于当时的西方经济学发展进行了一种更具适应性的综合。

如同亚瑟·哈特利在《特别导言》中所言：“亚当·斯密更具有启发性，马尔萨斯更富于独创性，李嘉图更有条理性，可事实依然是，穆勒知道如何总结这三人的发现，知道如何把这些发现首尾一贯地连接在一起，使普通人对其有所了解。”^[2]约翰·穆勒的经济学综合是从演绎法与归纳法的比较入手的。穆勒认为，演绎法和归纳法在社会科学与自然科学中有所不同。在社会科学中主要有三种方法：一是几何学或抽象的方法。二是物理学的或具体演绎的方法。三是历史的或反演绎法。由于第一种方法只适用于一切结果均由单一的原因所产生的场合，第三种方法主要用于某些有关人类本性的普遍原理基础上建立有关历史变化的真正法则的场合，所以这两种方法对于政治经济学都不太适用。第二种方法才是政治经济学应当采用的方法。经济学应以事实为标准，以假说—演绎方法作为寻求真理的模式，这后来被发展成为所谓“逻辑实证方法论”。^[3]

在生产理论的比较与综合中，穆勒的基本思想来自李嘉图《政治经济学及赋税原理》以及其他学者相关的评论。他继承了李嘉图等古典经济学家的观点，认为资本和资本积累具有重要作用，提出“关于资本的五个命题”，重新阐述了古典经济学的生产理论。在分配理论的比较与综合中，关于工资水平的决定，穆勒认为工资取决于需求与供给，即人口和资本，而人口过多导致工资水平低下。对于利润的性质，他赞同西尼尔的节欲论，把总利润划分为三部分：利息、保险费和监督工资，其中利息是对资本家节欲的报酬，保险费是对资本家承担投资风险的报酬，监督工资是对资本家领导和监督生产劳动的报酬。穆勒的地租理论继承了斯密和李嘉图的观点，认为地租上涨不利于经济发展，应收归国有，并主张征收土地税来逐步吸收地租。关于经济增长的

论述，穆勒继承了李嘉图的观点，认为限制经济增长的因素之一是农业的收益递减，另一个限制因素是投资激励的下降。穆勒关注资本积累、人口增长和技术，并同农业的收益递减结合起来，对古典经济发展理论进行了清晰的讨论。

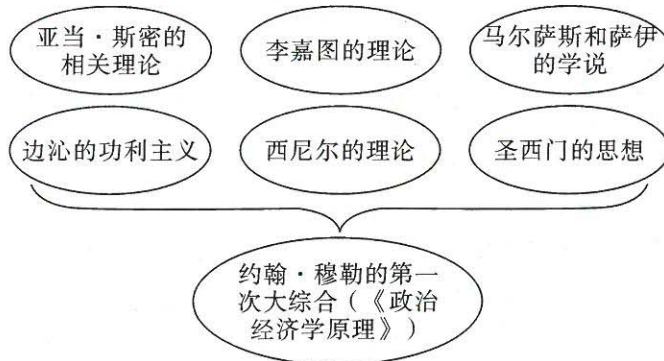


图1 约翰·穆勒的比较综合

穆勒的政治经济学体系是亚当·斯密创立经济学之后一次颇有影响的大综合，在西方经济学发展史上具有承前启后的重要地位。在古典经济学基本成熟，斯密体系中的辩护成分也同时显现，因而面临来自现实的诘难（如以李斯特为代表的德国历史学派的背景下，穆勒对于斯密提出但缺乏系统论证的观点，从生产、分配、交换角度加以划分，提供了一个更为完备、论述更为充分的政治经济学框架，并且试图对李嘉图学派观点做了补救，对之后西方经济学的发展和演变具有重要影响。

（二）马歇尔：边际革命方法突破下的第二次综合

阿尔弗雷德·马歇尔是英国古典经济学的继承和发展者。马歇尔的时代，尽管英国仍然是一个先进的资本主义国家，在工业和国际贸易上都占世界首位，但其面临德国、美国的强有力竞争。同时，工人运动的迅速发展、英国工人的政治阶级觉悟高涨。就西方经济学的自身发展来看，以杰文斯、瓦尔拉斯、门格尔等为代表，出现了边际主义革命。马歇尔试图采取约翰·穆勒的人道主义态度，坚持与李嘉图、穆勒等人的英国古典经济学的传统相结合，吸收边际革命的理论成果，在比较综合中对西方经济学加以创新。

在经济学方法论方面，马歇尔进一步将各种技术方法综合在一起。他既主张采用推导模型的抽象法，又赞成采纳历史主张的描述法。马歇尔认为，任何一种研究方法都有利有弊，各种方法应适当配合，而不是互相排斥。马歇尔并不强调经济学研究方法的社会科学特殊性，或者说他认为要对物理学方法以及生物学方法加以吸收，从而能对当时边际主义革命的社会思潮加以调适。

在价值理论的比较综合中，均衡价格论是其经济学说的核心和基础。19世纪70年

代初，英国的杰文斯、奥地利的门格尔和法国的瓦尔拉斯开创的边际革命，是西方经济学演进中的重大突破。此后，经济学的重心开始由古典经济学时代的生产成本分析转向边际效用分析。但这也产生了生产成本论和边际效用论之间的矛盾——商品价值或价格究竟是由生产成本决定，还是由边际效用决定。传统古典经济学派主张由生产成本决定，而边际效用学派主张由边际效用决定。马歇尔提出，这两种理论都有道理，只是边际效用决定的是商品的需求价格，而生产成本决定的是商品的供给价格。马歇尔认为，商品的需求价格衡量了商品对购买者的边际效用，而生产费用就是商品的供给价格，需求价格等于供给价格时的产量就是均衡产量，它的售价就叫作均衡价格，需求价格和供给价格的均衡说明商品实际成交价格就是均衡价格。这就在一定意义上解决了古典的生产费用论和当时流行的边际效用论的矛盾问题，被誉为西方经济学发展史上的一大理论创新。^[4]在分配理论的比较综合中，在均衡价格论的基础上，马歇尔认为分配问题就是国民收入如何分割为各生产要素报酬的问题，或者说是各个生产要素的价格问题。这样，尽管马歇尔的工资、利息、地租理论与萨伊的观点一样，在价值倾向上都是为资本主义制度辩护的，但马歇尔把分配理论和价值理论紧密相连，以供求均衡论作为立论的一般原则和基础，在生产要素价值论和均衡论的比较综合中发展出分配论。

马歇尔的比较综合在思想、观点和内容上均更加深刻。他把两种完全对立的价值论结合在一起，创立了一种均衡价格论，不仅用以说明商品价值的形成，还用来说明收入分配，对当时资本主义市场经济中的许多现象都给出了比前人更为满意的解释。当然，马歇尔的理论并没有抛弃古典经济理论，并且加入了新的解释。马歇尔的一大特点是在比较综合基础上的方法创新和理论创新。尤其是均衡价格理论以及相应的局部均衡方法，为西方经济学创立了一套分析工具，开创了新古典经济学先河。

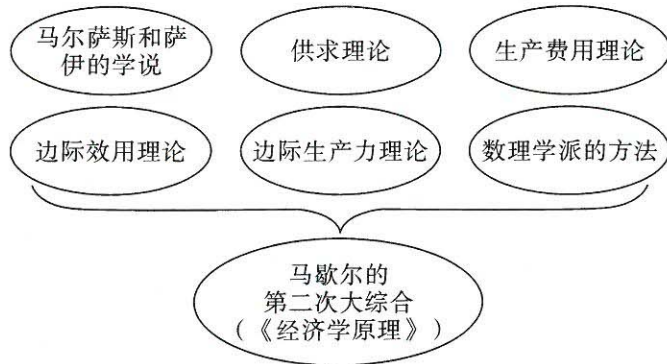


图2 马歇尔的比较综合

（三）萨缪尔森：凯恩斯革命学术突破下的第三次综合

保罗·萨缪尔森被誉为当代西方经济学的集大成者。他认为，凯恩斯革命并没有完全否定传统经济学。因为凯恩斯本人也认为，当社会实现充分就业后，新古典学派的理论还是对的。新古典学派理论是在资源得到充分利用前提下如何优化资源配置的理论，但问题恰恰在于资源能否得到充分利用。凯恩斯经济学正是研究社会如何实现充分就业，即资源如何得到充分利用的问题。萨缪尔森认为，现代市场经济是混合经济。混合经济既需要市场发挥配置资源的作用，也需要政府发挥调控和管理经济的作用，二者缺一不可，因此，凯恩斯经济学和以马歇尔为代表的新古典经济学应当结合。于是，萨缪尔森等人就把凯恩斯经济学和新古典经济学加以比较、综合，试图构筑一套新的从微观到宏观的统一的理论体系。

在经济哲学思想中，萨缪尔森持所谓比较主义基础上的中间态度。在《中间道路经济学》中，萨缪尔森说：“左派和右派的思想家们喜欢用极端对立的方式思考问题。这不是我作为一个经济学家的作风。认真研究经济史的经验，加上50年来学习和发展错综复杂的经济理论，都迫使我不得不再成为一个比较主义者。”在经济制度上，他提倡私营经济和公共控制混合的混合经济制度；在经济理论上，他倡导新古典微观经济学与凯恩斯宏观经济学相结合的新古典综合。同时，为解决20世纪70年代后滞胀这一顽疾，又吸收货币主义、供给学派和理性预期学派等，对原有体系进行“现代主流经济学的新综合”。

凯恩斯革命之后，西方经济学的发展从微观和宏观两个方向展开。在微观经济学中，一方面是一般均衡理论的精致化与数学化，另一方面则是斯拉法等人的新李嘉图主义。在宏观经济学中，一方面凯恩斯主义者对凯恩斯体系的各种理论进行修正、发展，并分化为英国新剑桥学派和美国新古典综合派；另一方面，反对凯恩斯主义的经济学家则分化为货币主义宏观理论、理性预期理论、供给学派等等。20世纪50年代后，西方经济学家试图进行新的综合，把改进过的凯恩斯宏观理论与新古典微观理论结合起来。萨缪尔森认为，凯恩斯主义与新古典经济学并不是互不相容的，新古典经济学的特色是微观比较静态分析，而凯恩斯主义经济学是一种宏观动态分析。可以把这两者统一于一个经济学体系，形成一个自威廉·配第以来所有经济学的系统理论体系。

萨缪尔森认为，经济学不只是研究个人的经济行为，而是研究人和社会如何进行选择，来使用可以有其他用途的稀缺资源以便生产各种商品，并在现在或将来把商品分配给社会的各个成员或集团以供消费之用。虽然基本上归属新古典经济学如罗宾斯的经济学定义，但有所不同的是，他在新古典经济学所研究的消费者个人和单个厂商中，添加了“社会”或“集团”这样的集体概念。由此出发，萨缪尔森开始把新古典

经济学的方法与凯恩斯主义的分析结合起来，构成了“新古典综合”和“现代主流经济学的新综合”的萨缪尔森经济学体系。在这个体系中，占主体地位的是所谓“后凯恩斯主流经济学”或“现代宏观主流经济学”，以此为基础，把其他经济学说纳入其中。对于这种综合，萨缪尔森曾形象地说：“星期一、三、五，我可以是一名萨伊定律的侍从，而星期二、四、六，我却可以是一名凯恩斯分子。”^[5]

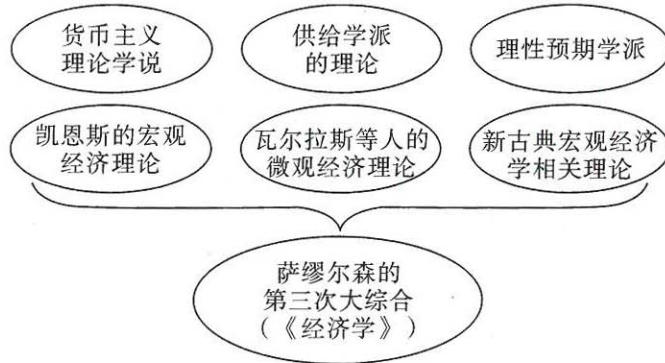


图3 萨缪尔森的比较综合

萨缪尔森整合各流派而使自己的理论成为一个独特的体系，也有人因此称他的经济学说是西方经济学的小型“百科全书”。萨缪尔森的第三次大综合试图既说明资源配置又说明资源利用，并构筑一套统一说明现代混合经济体制的完整理论框架。不过也有人认为，经济学发展史的第三次综合远没有完成。综合是必要的，但更重要的是要在综合的基础上开创新的学说。

（四）斯蒂格利茨：寻找宏观经济学微观基础导引下的第四次综合

萨缪尔森的新古典综合尽管取得了一定成功，但也存在很大争议。这表现为所谓“两个剑桥之争”等。此后，尽管当代经济学总体上处于一个新的经济分析时代，但比较综合的努力从未停息。西方经济学的比较综合进程，是基于对话、争论的知识交流中促进彼此的相互吸收，并作为经济学新知识积累和发展的动力。最近几十年，西方经济学的基本理论框架基本定型，主要研究一些更具现实性的问题。西方经济学的话语体系发生了较大变化，主要采用数理与计量方法，并对自然科学等相关领域的研究方法加以大量吸收。20世纪80年代以来，由于新古典综合学派既不能解释滞胀的现实，又提不出合适的政策主张，其正统地位开始动摇，受到来自货币主义等新自由主义流派的抨击和责难，面临被后者在整体上或局部取而代之的威胁。在这种背景下，被誉为“经济学革命领袖”的斯蒂格利茨，为20世纪末西方经济学的发展做出了新的比较综合。

第一，当代西方经济学界一般认为宏观经济行为必须与其背后的微观经济学原理

相联系，经济学原理应该只有一套而不是两套，而斯蒂格利茨在这一观点引导下，试图将宏观经济学的表述置于扎实的微观经济学基础之上。如充分就业模型、失业模型，协调失灵模型等，便是在外部约束条件改变下，从微观经济学的基本模型直接推导出并展开的，试图实现微观经济学与宏观经济学的连接。

第二，斯蒂格利茨一改后凯恩斯主义固守的新古典的高度抽象程式，借助于博弈论等更新的分析工具，将诸如信息问题、激励问题、道德风险问题、逆向选择问题等发展于近二三十年的新成果纳入其理论体系，更加贴近现代市场经济运行，使之更加具有解释力。尤其是在新古典综合学派停滞之后，对此起彼伏、百家争鸣的当代各种学派加以整合，不仅推进和包容了凯恩斯经济学和新古典综合的理论体系，同时还带有理性预期学派、新制度经济学等 20 世纪后半叶发展起来的各种新学派的痕迹与元素。

第三，作为对凯恩斯革命的继承，斯蒂格利茨十分注重对政府干预经济的分析。他认为，经济常态是信息的不完全性和市场的不完全性，公共产品、外部性、垄断等市场失灵现象的根源在于没有人对市场负责，没有人干预市场。与其他社会组织相比，政府的普遍性、合法性、强制性等特点提供了政府应该出面干预的理由。至于如何干预，斯蒂格利茨针对科斯定理提出了“非分散化基本定理”（即没有政府干预就不能实现市场的有效配置），认为科斯定理并不正确，因为在解决外部性和产权明晰等难题时，科斯定理及其“自愿解决”克服不了“搭便车”问题，必须依靠政府的依法调控，否则就不能实现市场有效配置资源的作用。

总之，以斯蒂格利茨为代表的当代西方经济学的最新综合在之前几次大综合的基础上出现了重要变化，不仅更加多元、更加精密，而且视角更加宽广，在研究内容不断深化的同时朝着直面现象、更好地解释现实的方向发展。

二、对西方经济学发展中四次综合的比较

对西方经济学发展史上四次标志性综合加以比较，不难发现，这些综合在承继前人不同理论的基础上构建新的理论体系，实现了重大的经济理论体系创新。这说明经济学的发展、经济理论体系的创新与对既有理论的综合，对不同观点的比较、扬弃的关系极为密切。比较综合是沟通旧理论与新理论的桥梁之一，与经济学中的突破、革命互为促进，共同构成经济学发展的最基本方式。



图4 斯蒂格利茨的比较综合

（一）学术背景与综合形态的特殊性与共性

西方经济学四次比较综合的时代背景与学术基础具有重大差异。约翰·穆勒的比较综合的基本学术任务是解决李嘉图理论的困境。当时，李嘉图的劳动价值论面临破产的危机，由于把历史和社会因素同经济范畴割裂开来，从而无法解决他的体系之中的根本矛盾。尽管并不成功，穆勒仍试图在李嘉图理论的基础上加以完善，并综合了边沁、孔德等人的理论，进行了第一次经济学大综合。

马歇尔的目标是把古典经济学与边际革命的成果相结合。古典经济学的理论核心是经济增长产生于资本积累和劳动分工相互作用的思想，而边际主义放弃从劳动价值论角度为自由市场经济辩护，转而求助于效用价值论，其分析方法也从总量分析转向边际分析。马歇尔将这两种理论成果相结合，创造了自己新的理论——均衡价格论，并进行了第二次经济学大综合。

萨缪尔森则要把凯恩斯革命与新古典经济学加以综合。凯恩斯主义经济学是一种宏观动态分析，重点研究社会如何实现充分就业，即资源如何得到充分利用的问题。而新古典经济学的特色是微观比较静态分析，主要研究的是资源得到充分利用前提下如何优化资源配置。萨缪尔森将二者进行比较、综合，并吸收货币主义、供给学派和理性预期学派等主流理论，进行了第三次经济学大综合。

斯蒂格利茨的综合则试图推进经济学的现实性。由于新古典综合派无法解释“滞胀”这一新问题，其正统地位受到货币主义等新自由主义流派的挑战。斯蒂格利茨对这些充满创新却又不尽完善的各家学说加以整合，重点吸收了信息问题、激励问题等更加贴近现代市场经济运行、更具现实解释力的新成果，进行了第四次经济学大综合。

虽然四次比较综合的具体时代背景各不相同，但也有一些共性。它们都必须面对资本主义发展中的问题或危机，在坚持认为私有制基础上的资本主义制度具有合理性的前提下，通过教科书体系等方式，与所谓“不能做出正确判断的作家所提出的狂妄学说”进行学术论战，都试图以科学分类等名义把制度因素加以排除或者存而不论。

危机所提供的新机遇往往蕴含着重大理论创新的条件。约翰·穆勒、马歇尔、萨缪尔森、斯蒂格利茨都试图针对各自时代的经济困境进行经济学的综合，给西方经济学注入了看似对立实则新鲜的理论血液，促进了经济理论的发展。穆勒意识到社会制度的历史相对性，至少他的经济规律是具有历史相对性的。马歇尔通过政治经济学名称、研究对象的修正，试图从人性这一当时所谓的新角度否定社会主义理论的可能性。至于分析的制度前提，马歇尔和穆勒“总是联系到英国法律和行政惯例留给私人做出决定的范围的实际限度以及（在通行的道德习惯下）这种自由在上述范围内被实际利用的情况”，这与其他资本主义国家有所不同，后者更需要考虑伦理方面的限制等问题。萨缪尔森上承萨伊、穆勒，其高明巧妙之处，是以科学的名义，让人自觉得出资

本主义私有制合理性的结论。在斯蒂格利茨那里，这种科学性体现为寻找经济学的微观基础，尽管他更被认为是一个凯恩斯主义者。

（二）比较综合方法的继承性与螺旋式上升性

在经济学研究中，方法论是很重要的一个环节。基于不同的方法论分析同一经济学研究对象，能得出不同的结果。例如归纳法的运用使斯密几乎所有的经济学概念都有两重意义，但也使他的理论体系出现矛盾。

研究方法、分析工具对于比较综合的重要性由熊彼特对穆勒的评价可见一斑。熊彼特指出，穆勒的体系（生产、分配、交换、社会进步对生产和分配的影响，政府的影响）受到萨伊的影响，但是由于分析工具的欠缺，其体系中的生产与分配是分离的，造成穆勒综合的不足，并持续影响到德国历史学派如罗雪尔等的分析中。而现代西方经济学的体系是以选择（价值分析）为基础的，试图把上述分析统一起来，而这点早在李嘉图的劳动价值论中就被首先提出了。

四次比较综合在研究方法上有相似之处，主要有演绎法与归纳法相结合、在比较基础上的综合等。在研究方法的认识突破中，应当先找到理论综合的前提条件，如体系创新，使以往看似冲突的理论具有一个确定的分析标准和通约性，而不是盲目地碎片化地机械性的折中。约翰·穆勒对孔德社会科学研究方法的吸收与借鉴、马歇尔对物理学与生物学方法的借鉴、萨缪尔森和斯蒂格利茨对当代数学方法的借鉴与应用为西方经济学发展中的重大突破提供了分析工具。

西方经济学的研究方法也是不断丰富与进步的，体现为一种螺旋式上升的形态。后人的比较综合中的研究方法、分析工具都是在以往工具箱的基础上发展起来的，而且各种研究方法也是经常综合运用、共同发展和进步的。这一螺旋上升的综合形态是不会终结的，研究方法的进一步发展与创新不断持续发生。

（三）经济现象研究的进步性与学术影响的庸俗性

比较与综合的学术实践为西方经济学的发展搭建了体系平台。西方经济学四次比较综合都对当时及后来的西方经济理论发展产生了重大影响，使西方经济学出现了新的发展契机，之后不断发展进步。如法国学者罗森所言，“新古典经济学家们深知，在当今世界，理科占着科学之王的地位，并不断地渗透到其他学科之中，因此，他们希望通过借助数学的方法，以解决困扰当今世界的许多经济问题”，以四次比较综合为标志的新古典理论，基于其方法基础的发展，推动其他经济学革命性发展的新古典化，这是其长期处于正统地位的路径之一。所谓宏观理论的微观基础问题，成为新古典化趋势的别称。如新古典主义的方法被运用到吸收凯恩斯革命的宏观经济学领域，比如在IS-LM分析中，凯恩斯基于资本家“动物精神”的投资，被内生化为利率的决定问题。

然而，由于种种原因，这些比较与综合在方法上取得重大进步的过程中，又有意无意地忽视经济学的社会人文特性，产生为资本主义制度辩护的局限，因而很多时候被认为是“折中”调和而非成功的综合。“新古典理论通过构建高度简化的数理模型来研究复杂的现实世界，这犯了黑格尔式的错误。”（不是寻找能够解释人类现实的理论，而是曲解人类现实去迎合既定的数学模型）在一些情况下，西方经济学的哲学基础退化为所谓唯科学主义（Scientism），认为只有自然科学才是真正的科学知识，唯有自然科学的方法才能富有成效地用来获取经济学知识，这就带来一系列社会伦理问题与人类生存危机。正如哈耶克于1941至1944年在《经济学》杂志上发表《科学主义与社会研究》的长篇论文中所言，这是一种“对科学的方法和语言的奴性十足的模仿”。

西方经济学四次比较综合，每一种综合在当时都提供了某些科学因素，但又存在片面性。笔者以为，作为常态发展的西方经济学，必须通过综合作为基本手段得以实现，它使一些探索性的分析作为一种脱离常态的特殊阶段，既与经济范式积累的螺旋线相连接，又在一定程度上脱离螺旋线延伸而突破创新，使创新与常态得以联系和衔接。

三、西方经济学四次比较综合对中国马克思主义经济学创新发展的启示

当前，坚持马克思主义经济学的指导地位，进行与社会主义市场经济相适应的马克思主义经济学的体系创新，需要从西方经济学的比较综合方法中获取启示。在继承、综合人类一切优秀经济理论的基础上进行中国经济学的体系创新是马克思主义经济学创新的重要途径。

尽管由于历史、国情等不同，中国经济学与西方经济学有着很大差异，而理论综合的前提条件是相关理论间必须具有可通约性。^[6]通观经济学说史，马克思主义经济学与西方主流经济学作为两种对经济世界进行系统解释的经济学思想框架，都在一定时期或领域内相对正确地解释了世界，并赋予经济实践活动以相对真理性的理论指导。^[7]奥斯卡·兰格早在1935年在《经济研究评论》中提出的观点仍然不容忽视，马克思主义理论考察的是社会经济制度基于内在矛盾而发展演变的规律，而西方正统理论研究的则是“日常经济生活”的规律，二者的范围（Ranges）不同，或者贬义地说，前者揭示了经济现象的本质、后者只能描述现象；或者政治性地说，前者是科学真理，后者是“庸俗经济学”或者“伪科学”；或者价值观中性地说，前者研究的是社会经济关系，后者研究的是经济运行机制和具体运行过程。笔者认为，这实际上说明了把马克思主义经济学与西方经济学综合的可能性。

进入21世纪以来，由于全球经济的联系更加紧密，以及在现代市场经济发展基本

规律的作用下,中国经济学与西方经济学的发展产生了更多相似、可比与交集之处。如,中西方经济学的发展都要更多服务于现实,都面临促进经济发展、降低失业、控制通货膨胀等的共同问题;西方经济学常用的历史归纳法、抽象演绎法,以及制度分析、规范研究、实证研究等方面的实践,^[8]对中国经济学的发展可以提供相应借鉴;开放经济、循环经济、可持续发展经济学等成为共同的关注点。如果说传统社会主义制度下,马克思主义经济学与西方经济学没有多少通约性的话,那么,中国特色社会主义市场经济实践则提供了充分的制度理由,以借鉴西方经济学比较综合的经验。因此,对西方经济学中的综合实践加以比较对中国经济学发展具有重要借鉴意义。

通过研读西方经济学中四次标志性比较综合的实践,同时结合我国国情与经济学发展的要求,构建中国经济学的理论体系需注意以下几点:

第一,比较综合需要有广博的视野和方法论支撑,要更多地吸收自然科学的研究方法,以增强理论的解释力和活力,深化认识现代市场经济规律。

对于各种研究方法如实证分析法、规范分析法、思辨分析法,应认识到各有其优缺点和适应性。大量引入和吸收自然科学的先进研究方法并综合运用一直是经济学发展的大趋势。西方主流经济学的方法论有四个基本特征:以经验主义哲学为基础的实证分析方法;个体主义为主导的方法论分析视角;坚持一般均衡分析方法;以及广泛运用数学作为主要分析手段。^[9]其运用于经济研究的实践有不少值得重视的经验与教训。同时,综合不只是经济学内部的综合,还要包括其他如政治、社会、法律等学科进行横向综合,脱离特定社会文化背景的孤立的经济学是没有生命力的。

第二,比较综合要承上启下,既要体现前人的研究成果,更要为后来进一步的研究拟定框架,为开辟新道路指明方向。

一方面,经济学研究要建立在前人研究成果的基础上,取其精华去其糟粕,对于过时的东西大胆扬弃,如此经济理论才能永葆生机,历久而弥新。另一方面,比较综合基础上的经济研究决不能停留在总结、调和、折中层次,一定要开拓创新、指引实践,为以后的理论研究及现实探索提供导航,这才是经济学中比较综合方法的核心要义。

西方经济学四次大综合都是具有承上启下意义的,从穆勒到马歇尔,到萨缪尔森,再到斯蒂格利茨,先后都对各自时代的理论成果进行比较综合与创新,也正因此才成为一个个划时代的理论综合,这正是我们应该学习借鉴的。

第三,比较综合必须结合中国的实际来展开,必须植根于当前中国现实经济背景中,必须以马克思主义经济学为理论内核和基础结构,同时,对西方经济学的比较综合的学术历程加以分析,更好地借鉴自然科学的研究方法。

中国经济学的比较综合一方面要体现对西方经济理论、研究方法的吸收和批判,

更重要的是要根据国情，体现中国文化传统的特色，要与中国的国情相适应。中国经济学比较综合方法的基础和标准必须而且只能是马克思主义经济学。

相较而言，西方经济学从个体利益出发，认为在每个个体利益充分实现的条件下，社会整体利益会自动实现，而马克思主义经济学更强调社会整体分析；西方经济学服务于资本主义制度，因而适应于资本主义市场经济特别是以私有制为主体的社会文化，而中国经济学要服务于社会主义制度和中国经济社会发展，必须适应于社会主义核心价值观、以公有制为主体的制度背景。

马克思主义经济学在理论结构上，具有开放性，因而作为西方经济学背景条件的许多经济变量，可以包括在马克思主义经济学体系的分析中，使马克思主义经济学更有理论容量。但是不容忽视的是，西方经济学的理论活力更强，因为其分析的精确性、试图与自然科学建立更紧密联系的学术志趣等。中国经济学的创造性综合，应当以马克思主义经济学为基础结构，把解决社会当代现实问题和指导实践作为基本要求，不能仅仅满足于解释问题、满足于“象牙塔”中的纯粹技艺。但是，要增强理论的活力，则必须学习西方经济学中长期借鉴自然科学方法（数学、统计学以及心理学等）的经验。这是马克思主义经济学综合创新的长期方向。

总之，经济理论虽然是不同时代和国情的产物，但比较与综合的方式方法在其中始终具有重要作用。可以借鉴西方经济学者进行比较综合研究时的有益方法、技巧，成功与失败的学术经历，针对我国现实情况，以解决经济问题、促进经济发展为目标，树立包容各种相关理论的广博视野，海纳百川，推陈出新，发展出新的适合我国国情的经济理论体系。

参考文献

- [1] [美] 马克·斯考森. 现代经济学的历程：大思想家的生平和思想 [M]. 长春：长春人民出版社，2006：80.
- [2] [英] 约翰·穆勒. 政治经济学原理：上 [M]. 北京：商务印书馆，1991：1.
- [3] [美] 萨缪尔森. 中间道路经济学 [M]. 北京：首都经济贸易大学出版社，2006.
- [4] 白永秀，任保平. 影响世界的 20 位西方经济学家思想述评 [M]. 北京：中国经济出版社，2011：117，157，228.
- [5] 黄海天，尹伯成. 经济学演进中的“综合”与“折中” [J]. 社会科学研究，2009（12）.
- [6] 商务印书馆编辑部. 西方经济思想评论：第 1 辑 [M]. 北京：商务印书馆，1984：26.
- [7] 程恩富，等. 外国经济学说与中国研究报告（2013） [M]. 北京：社会科学文献出版社，2014.
- [8] 黄桂田. 经济理论综合的前提 [J]. 经济学动态，1998（2）.
- [9] 吴易风，等. 马克思主义经济学与西方经济学比较研究 [M]. 北京：中国人民大学出版

社, 2009.

- [10] 于金富. 构建现代马克思主义经济学范式 [J]. 马克思主义研究, 2008 (4).
- [11] 张建君. 制度假设、分析工具与政治经济学体系创新 [J]. 教学与研究, 2006 (4).
- [12] [法] 蒙莱汉姆·罗森. 数学方法足以研究经济生活吗? ——对数理经济学的逻辑批判 [J]. 学术月刊, 2006 (5).
- [13] 傅耀. 马克思主义经济学与西方经济学方法论的比较 [J]. 宁夏大学学报: 人文社会科学版, 2007 (4).
- [14] 景玉琴. 经济学研究方法的创新 [J]. 经济学家, 2007 (3).
- [15] 陈孝兵. 经济学的工具理性及其方法论 [J]. 经济评论, 2007 (5).
- [16] 张华荣. 经济学方法论研究三十年 [J]. 福建师范大学学报: 哲学社会科学版, 2008 (6).

马克思主义垄断资本理论：经典与当代的比较研究*

李灵燕** 石高宏***

摘要 本文从政治立场、对竞争和垄断资本主义运行规律及其后果的看法、对全球化和金融扩张的理论解释等方面，对美国每月评论学派发展的垄断资本理论与经典马克思主义政治经济学进行对比分析，揭示每月评论学派在立场和方法上对经典马克思主义的背离，分析其对当代发达资本主义体制内在矛盾及其演化的理论解释的主要缺陷。在此基础上，本文总结应如何全面地、辩证地看待当代资本主义的运行规律和发展趋势。

本文得出的主要结论是：第一，每月评论学派对当代发达资本主义体制的分析和批判在立场、观点和方法上，与经典马克思主义政治经济学存在根本的区别；第二，每月评论学派对当代发达资本主义经济运行规律和扩张原因的解释是片面、肤浅和决定论式的，这主要源于其分析方法上的缺陷，即未能以辩证的和发展的眼光来看待实体经济与金融、政府和市场、国内经济和国外经济间的相互作用，从而不能科学地分析当代资本主义经济体制结构和运行规律的动态演化；第三，中国，作为一个有13亿多人口、由全心全意依靠和造福民众的共产党领导的、经济快速发展和对世界负责任的社会主义大国，正在对世界社会主义经济和文化建设发挥着重要的推动和鼓舞作用。

关键词 资本积累；垄断；停滞；金融资本；全球化

一、导论

马克思、恩格斯和列宁等创立和发展的马克思主义政治经济学，作为全世界无产阶级争取自身解放和整个人类解放的理论武器，其关于资本主义如何兴起、发展和最终被社会主义取代的理论对后世产生了深远的影响。马克思深刻地指出，资本主义生产方式兴起的历史前提条件是财富在少数人手中的集中。正是社会成员在财富占有方

* 基金项目：本文系国家社会科学基金项目“马克思主义垄断资本理论的当代发展研究”（编号：12XJL001）的阶段性成果。

** 李灵燕（1972-），女，重庆人，西北大学经济管理学院副教授，经济学博士，主要研究方向为马克思主义经济学的当代发展。

*** 石高宏（1962-），男，陕西澄城人，西北大学经济管理学院副教授，经济学博士，主要研究方向为现代企业理论与企业成长。

面的高度不平等，决定了资本主义生产体系中决策权和收入分配的高度不平等。

马克思还论证了，在资本增殖和竞争法则的主导下，资本主义生产体系的发展趋势是资本集中程度的不断提高。资本集中程度的不断提高一方面导致生产社会化程度的不断提高，另一方面导致社会权力和财富分配的两极分化程度的不断提高。这两者都为社会主义取代资本主义创造了条件。^[1]

自19世纪70年代起，德国和美国等发达资本主义国家出现了资本集中程度的急剧上升，且出现了卡特尔、托拉斯和辛迪加等垄断组织的大发展。到19世纪末20世纪初，垄断组织已在发达资本主义国家普遍地发展起来，成为全部经济生活的基础。并且，垄断组织的大发展造成了寡头资本集团对工人阶级和殖民地人民剥削和压迫的加深，引起了工人阶级和被压迫民族广泛的、轰轰烈烈的反抗斗争。

恩格斯（1880）^[2]就对托拉斯这种垄断组织与社会主义革命的关系进行了分析。他指出，托拉斯作为一种以调节生产为目的的联盟，尽管在单个产业加强了计划管理因素，但不能改变整个社会生产的无政府状态，也不能减轻资本对劳动的剥削，因而不能阻止周期性的经济萧条，托拉斯自身也往往在经济萧条时瓦解。由此，恩格斯预测，整个资本主义生产体系将演变为一个庞大的股份公司，并认为其为社会主义取代资本主义既创造了技术和组织基础，又创造了阶级斗争条件。

19世纪末20世纪初，世界无产阶级革命的重要理论家和活动家斯拉法、希法亭和布哈林等运用马克思主义政治经济学的立场、观点和方法，对垄断组织的大发展对资本主义生产体制的内在矛盾的影响，以及垄断资本主义与国家政权、资本输出、殖民行为、战争和军备竞赛的内在联系，进行了系统的分析和阐释。得出的主要结论是：垄断资本主义的发展使马克思所揭示的资本主义的内在矛盾更加尖锐化，使其必然被社会主义取代。^[3]

尤其是，列宁（1916）^[4]在社会主义革命受到发达国家工人阶级内部的“机会主义”阻碍的时期，运用马克思的辩证法，揭示了帝国主义阶段的资本主义的深刻矛盾，并提出了社会主义革命的新的主体力量。列宁提出，尽管垄断资本主义和帝国主义的兴起削弱了无产阶级革命的力量，但也使新的反抗力量登上历史舞台，这就是被压迫民族反抗帝国主义和殖民主义、争取民族解放的力量。列宁的帝国主义理论对其所处时代的世界社会主义运动起到了重要的推动和指导作用，也对20世纪40年代和50年代第三世界国家的解放运动，以及当代发达资本主义国家内部的社会反抗运动，起到了重要的鼓舞和指导作用。

在列宁的《论帝国主义》出版后的几十年时间里，马克思主义政治经济学关于垄断资本主义的研究出现了中断，停止了对当代资本主义经济和政治结构及其内在矛盾的发展变化的分析和解释。

当代对马克思主义垄断资本理论框架的发展主要是由美国每月评论学派做出的。20世纪40年代,由于美国主流经济学无法解释当代存在的各种社会、经济和政治问题,如贫困、种族歧视、消费主义、军国主义和帝国主义等,斯威齐转向马克思主义政治经济学寻求对这些问题产生的体制根源的理论解释。1949年,斯威齐创办每月评论杂志,作为美国马克思主义政治经济学的理论阵地,吸引了巴兰、马格多夫、布雷弗曼、阿明和福斯特等学者加入。这些学者以“反对资本主义和帝国主义,主张社会主义”为导向,发表了大量揭露和批判当代资本主义和帝国主义的文章和专著,形成了每月评论学派,在美国激进左翼中产生了重要的影响力。

每月评论学派研究的中心问题是凯恩斯主义经济学家提出的经济长期停滞问题。20世纪30年代西方发达资本主义国家发生的经济大萧条对主流经济学关于“市场机制能自动恢复充分就业的经济增长率”的信念造成了巨大冲击,并引发了关于经济长期萧条原因的大讨论。凯恩斯和汉森等提出,资本主义经济体制已处于稳定的停滞状态,不能自我恢复。这是因为,资本主义经济增长主要是由投资需求增长驱动的,而随着资本主义经济的发展,资本边际效率递减,投资需求增长率(从而实际经济增长率)必然越来越小于充分就业的经济增长率。这些经济学家提出,可以通过政府对经济的理性管理来有效地克服经济停滞问题,实现充分就业和经济稳定增长。

二战期间和二战后发达资本主义国家重新出现的经济繁荣阻止了主流经济学界关于资本主义经济运行的批判性分析的进一步发展。每月评论学派则继续持批判立场,认为二战后的繁荣时期是在更广阔的历史环境中的一些发展要素的暂时结果,根本不是一个更有理性、更有组织的资本主义的反映;当代发达资本主义经济仍然存在停滞、资源浪费、不平等和社会福利损失等重要的经济和社会问题。该学派引入马克思的资本集中和危机理论,试图从资本主义体制内部探寻产生这些经济和社会问题的根源。

巴兰和斯威齐于1966年出版的著作《垄断资本》^[5]是每月评论学派的理论基石。他们用“垄断”这一概念工具来重新解释凯恩斯主义经济学家提出的“经济长期停滞”这一宏观经济问题,认为经济实际增长率越来越低于充分就业的增长率的根源是垄断条件下的资本积累过程存在的根本矛盾,即经济剩余日益上升的趋势和剩余吸收日益困难间的矛盾。他们指出,二战结束后,美国经济仍然存在强大的停滞趋势,凯恩斯主义政府干预政策并不能有效地阻止该趋势。这是因为,在垄断资本主义经济和政治结构下,真正有助于提高民众福利、从而能刺激需求和经济快速增长的降价竞争和政府民用支出的增加受到阻止和限制。

自20世纪70年代以来,斯威齐、马格多夫和福斯特等将巴兰和斯威齐(1966)建立的垄断资本理论框架扩展到对滞胀、全球化、金融大扩张、阶级斗争重现、生态环境破坏以及2008年金融危机爆发后美国经济重新呈现的停滞迹象等重要社会经济现

象的分析和解释。

每月评论学派对当代西方激进政治经济学做出的最独特和突出的理论贡献是，它从当代资本主义经济结构和政治结构角度解释了凯恩斯主义经济学家提出的“发达资本主义经济呈现长期停滞趋势”经济增长长期停滞的根源，并说明了为什么凯恩斯主义和新自由主义主导的政府政策能产生一定时期的经济持续扩张，又为什么不能阻止经济停滞的趋势。这对于我们理解当代发达资本主义经济和政治结构的新变化、新矛盾和新问题，认识西方主流经济理论和政策的局限性和缺陷，具有重要的启示和借鉴意义。

不过，值得我们注意的是，正如 Bronfenbrenner (1966)^[6]所指出的，每月评论学派建立的垄断资本理论框架对经典马克思主义理论体系做了自伯恩斯坦以来最重大的“修正”。其中，最为突出的表现在，它用“经济剩余”概念取代了“剩余价值”概念，用“经济剩余上升趋势”取代了“利润率下降趋势”，用“停滞论”取代了“灭亡论”。

尤其是，尽管每月评论学派宣称在立场上忠于马克思和列宁主义，批判资本主义和帝国主义，主张社会主义，但是，从其理论框架中得出的基本结论却是，社会主义取代资本主义的前景渺茫。这显然与革命的、能动的经典马克思主义具有本质上的不同。

问题在于：每月评论学派对经典马克思主义政治经济学做出如此重大的“修正”，究竟是因为当代资本主义体制已发生了根本性的变化，还是该学派在分析和批判当代资本主义的基本立场和总体方法上与经典马克思主义政治经济学存在根本的差异？

本文从政治立场、对竞争和垄断资本主义运行规律及其后果的看法、对全球化和金融扩张的理论解释等方面，对每月评论学派的垄断资本理论与经典马克思主义政治经济学进行对比分析，揭示每月评论学派在立场和方法上对经典马克思主义的背离，分析其对当代发达资本主义体制内在矛盾及其演化的理论解释的主要缺陷。在此基础上，本文总结应如何全面地、辩证地看待当代资本主义的运行规律和发展趋势。

二、政治立场

经典马克思主义政治经济学家提出了科学的社会主义理论，认为资本主义的灭亡和被社会主义取代，是资本主义生产方式深刻的内在矛盾发展的必然结果。无论是企业组织形式向股份公司、托拉斯或卡特尔的转变，国家干预的出现，还是部分资本主义国家的部分工人福利的暂时提高，都不能消除生产力的资本属性，从而不能阻止社会主义取代资本主义的必然趋势。

与西方经济学家的普遍看法不同，从经典马克思主义政治经济学家的理论逻辑中

得不出“资本主义将自行崩溃”的结论。但是，经典马克思主义政治经济学是积极的、革命的理论，它在任何情况下都不会倒向“社会主义取代资本主义的前景渺茫”的观点。相反，它时时关注着资本主义内在矛盾的发展和转换，并强调人的主观能动作用，不断寻找新的革命主体力量。它的革命乐观主义还来自对人的意识和客观现实间辩证的相互作用的正确认识，正如列宁所指出的，“人的意识不仅反映客观世界，而且创造客观世界”^[7]。

与革命的、积极的马克思主义相反，每月评论学派却对社会主义取代资本主义的前景持悲观主义的看法：

首先，该学派并不认为当代资本主义具有自行崩溃的可能性。正如福斯特和迈克切斯尼（2010）所指出的，“今天在垄断资本主义和工业成熟条件下，尽管谈论资本积累过程的局部崩溃有其合理性，但对绝对的经济制度崩溃的预期却是不合理的。最有可能的前景（排除全球环境崩溃和核浩劫）是，伴随着连续的金融不稳定、沉重的军事开支（以及战争）、增加的销售努力等，发达资本主义经济将长期停滞”^[8]。经济停滞不同于崩溃，它几乎会无限期地延续下去。

其次，该学派也不认为当代资本主义社会存在有能力推翻资本主义体制、建立社会主义体制的阶级力量。正如巴兰和斯威齐（1977）所指出的，“很难避免这样的结论，即通过有效的革命行动推翻现存体制的希望是渺茫的”。其原因在于：第一，二战后，产业工人只占美国工人阶级越来越小的一小部分，其在基础产业的组织核心已在很大的程度上作为垄断租金的分享者被整合进体制；第二，尽管当代资本主义体制有其特殊的牺牲者，即一小部分受歧视的人群，如失业者、移民农场工人、大城市贫民区的居民、辍学者和以微薄的养老金为生的老人，但是，这些群体太异质和分散，以至于不能组成统一的、强大的反抗力量，体制精英也懂得通过发放救济金和使其保持分化等方式来阻止其成为革命力量。

第三，即使近期爆发的金融危机及其随后的经济长期停滞恶化了民众的处境，引起了“占领华尔街”这样浩大的民众抗议，该学派仍然不认为存在社会主义取代资本主义的可能性。正如福斯特迈克切斯尼（2010）所指出的，“朝发达资本主义国家最近的地平线望去，政治的可能性不是过渡到社会主义，而是类似‘罗斯福新政’”。

第四，尽管该学派批判美国的帝国主义行径，认为美国垄断资本集团对不发达国家的统治和剥削造成了后者的不发达和贫困，并主张不发达国家脱离世界资本主义体系，在社会主义的基础上进行社会和经济的重建，但是，该学派既不认为美国经济的繁荣依赖于对不发达国家的剥削，也不认为存在不发达民族入侵美国并推翻其垄断资本主义政权的可能性。

事实上，每月评论学派将发达资本主义国家实现社会主义的主要希望寄托在社会

主义国家展示的优越性对美国主流意识形态的冲击。也就是说，该学派只是希冀通过社会主义国家的榜样作用，唤醒美国民众的觉悟，利用大众民主的力量打破垄断资本集团对美国政治和经济决策权的控制，从而为对垄断资本主义进行理性化改造提供可能性。这显然是伯恩斯坦式的“修正主义”^①，正如 Bronfenbrenner (1966) 所指出的：“如果这不是修正主义，那么，什么才是修正主义呢？”

三、对竞争资本主义的看法

在马克思看来，资本主义生产体制的本质是资产阶级对无产阶级的统治和剥削，其根源在于财富的阶级垄断。针对资产阶级经济学家用“看不见的手”原理（市场竞争机制能产生社会成员利益的共同增进）为资本主义辩护的理论，马克思论证了，在资本增殖和竞争法则的主导下，资本主义生产方式的变革会导致资本集中程度的不断提高，以及工人讨价还价能力的降低，从而强化资本对劳动的统治和剥削。也就是说，对于由财富占有不平等而产生的资本主义生产体系中权力和利益分配的不平等，市场竞争机制不可能予以消除，反而可能导致不平等和剥削程度的提高。

马克思还分析了资本主义生产扩张受到阻碍，趋向衰退和危机的深层次原因，即在资本增殖和竞争法则主导下，资本积累过程相互矛盾的动力。资本家为了追求资本增殖，将利润投资于扩大再生产，生产的扩张导致工资率的上升，相应地降低利润率。为了提高利润率，资本家必然更多地购买和使用能节约劳动力价值（人工成本）的机器，从而导致资本有机构成的提高。资本有机构成的提高会导致两方面的后果：第一，使利润率趋于下降；第二，工人工资在国民收入中所占份额趋于下降，失业率趋于上升，从而工人的有效需求增长落后于潜在生产能力的增长。这二者都会导致资本积累率的下降，从而减缓生产的扩张，使经济趋向于衰退和危机。正如马克思（1867）所指出的，“资本主义生产的真正阻碍是资本本身”。

受新古典经济学的影响，每月评论学派倾向于相信，在垄断于 19 世纪末期产生以前，以自由竞争为特征的资本主义经济趋向于资源的最优配置、充分就业和国民收入的合理分配。这成为该学派关于当代资本主义的分析和批判的前提假设。这样，该学派就将注意力集中于分析垄断所产生的生产能力闲置、国民收入分配不平等和资源浪费等弊病。^[9]

每月评论学派关于竞争资本主义的假设是一种典型的工具主义假设。西方社会科学工具主义方法论认为，在建立理论方面，理论家可以为了理论预测方面的有用性而自由地选择假定，而不用考虑其是否与历史事实相一致。这种方法论具有形而上学

^① 修正主义是 19 世纪末 20 世纪初国际工人运动中打着马克思主义旗号反对马克思主义的机会主义思潮。

性质，在科学性上存在严重的缺陷。将对当代资本主义的分析和批判建立在这样的假设基础上，资本主义生产体制的效率损失和不平等就只来源于垄断，而不是根源于资本主义本身。从这样的假设前提出发，每月评论对资本主义的批判必然是片面的、肤浅的，它将局部的东西和次要的细节放在了主要地位，而忽视了对根源和实质问题的揭示。

四、关于垄断资本主义的运行

从19世纪70年代国际性工业萧条开始，德国和美国等发达资本主义国家出现了垄断组织的大发展。不仅生产集中程度有了非常迅猛的发展，比如，美国工业产值的一半掌握在258个工业部门的3000家大型企业手中（列宁，1916），并且，同一工业部门或不同工业部门的大型企业间还通过卡特尔、辛迪加或托拉斯等形式结成联盟，以试图共同控制产量和产品价格，为技术创新创造有利条件，从而赚取稳定的高利润率。截至19世纪90年代末期，垄断联盟已取代自由竞争成为全部经济生活的基础。

在该时期，拉法格、希法亭和布哈林等马克思主义经济学家系统地考察了垄断组织的发展对资本主义运行规律和发展趋势的影响。他们得出的主要结论是，垄断组织的发展并不能缓和（反而会激化）马克思提出的资本主义生产方式的内在矛盾，从而不能避免周期性的经济危机，以及最终灭亡和被社会主义取代的必然命运。具体分析如下。

首先，尽管大公司试图通过结成卡特尔或托拉斯等垄断组织形式，联合控制市场价格，但是，却并不能阻止价格由社会必要劳动时间决定的客观规律发挥作用。垄断组织不得不将成本降到最低，也不得不按生产价格出售产品，这是因为，资本是在各个产业间自由转移的，假设某产业能赚取高于平均水平的利润，而垄断组织为了获得超额利润而控制产量或拒绝采用新技术，便会导致生产成本不能降到最低水平，那么，就会有潜在竞争者进入该产业，使垄断组织享有的超额利润趋于减少甚至消失。因此，某一产业部门所享有的超额利润越高，联合许多资本创办新企业的动力就越大，通过开发新技术来超越现存企业技术水平的动力也越大。

在经典马克思主义经济学家看来，只有在某一产业的需求超过其供给能力的情况下，才有可能获得超额利润。由于资本在各产业间是自由转移的，需求长期超过供给的情况是不可能发生的。只有在一段特殊的时期才可能出现这种情形。比如，如果新市场的开拓或新技术的采用等原因使得某一产业的需求大幅提高，而增加供给又需要大量的固定资产投资，那么，尽管该产业吸引资本进入，但由于从投资到形成供给能力需要时间，因此，在一段时期内，会出现供给能力增长远远落后于需求增长的情况。在这种情况下，价格不由社会必要劳动时间决定，而由技术最落后的企业的劳动时间

决定。这样一来，垄断组织就可能由于低成本优势而在一段时期内获得类似于级差地租的超额利润。^[10]

其次，垄断组织并不能减缓（反而会加剧）周期性的经济危机。其原因在于：第一，虽然垄断组织加强了生产的计划和社会化管理因素，但并不能改变整个工业体系的生产无政府状态；第二，垄断组织的发展进一步弱化了劳动者的讨价还价能力，从而进一步加重了资本对劳动的剥削，使得工人的有效需求增长更加落后于潜在生产能力的增长。

第三，由于局部的垄断组织并不能保证资本获得稳定的高利润率，经典马克思主义经济学家预测，垄断组织将普遍地发展，直到一国的整个产业体系被一个中心集中控制。这既为社会主义取代资本主义创造了技术和组织条件，又创造了阶级斗争条件。最终，由社会占有生产资料并对生产进行有计划的社会调节的社会主义生产方式必将取代资本主义生产方式。

与经典马克思主义经济学家的观点不同，每月评论学派认为，二战后的美国大多数产业可以抽象为“严格垄断”，也就是说，这些产业内的少数几家大公司拥有按照利润最大化原则确定产品价格的能力，马克思提出的价值和价格规律不再发挥作用。这并不是因为美国资本主义生产体系已像经典马克思主义经济学家所预测的那样，演变成了一个大的股份公司或卡特尔。与19世纪末期相比，当代美国产业的资本集中程度并没有上升，并且，大公司间公开联合控制产量和市场价格的行为也已被《反托拉斯法》禁止。那么，每月评论学派依据什么将当代美国产业界定为“严格垄断”呢？

巴兰和斯威齐（1966）指出，即使反托拉斯法阻止了寡头间公开勾结起来控制市场价格的行为，但是，寡头间的价格竞争仍被取消了，其机制是斯威齐提出的“拐折的需求曲线”。该模型认为，寡头通过长期的定价博弈发现，如果自己降价，其他寡头也会跟着降价，而如果自己提价，则其他寡头不会跟着提价，因此，不改变价格成为每个寡头的最优策略。这样，通过非公开勾结的协同行动，寡头成为市场价格制定者，而不是价格接受者；价格和价值的关联被大大削弱，寡头拥有在成本基础上加价的能力；产品不再按生产成本进行定价，而是按垄断利润最大化原则进行定价。甚至在面临需求下降时，寡头也不会通过降低价格来刺激需求，而是倾向于减少产量和提高生产能力的闲置水平，以保护其利润空间。

每月评论学派的解释建立在新古典经济学的完全竞争模型基础上。在完全竞争模型中，当经济系统达到均衡状态，任一生产要素在任何一家企业都获得相同的报酬，任何企业的全部销售收入都分配给其使用的生产要素，任何企业的经济利润都为零。在这样的假设前提下，每月评论学派就认为，如果现实经济中存在正的经济利润，并且产业间存在利润率等级的差别，那么，就能说明大公司拥有垄断权力，如果把垄断

权力定义在生产成本基础上加价的能力的话。垄断程度越高，经济利润率就越高。这样，技术进步带来的成本降低就不会转化为消费者福利的提高，而是扩大公司利润边际，归公司股东享有。

每月评论学派认为，在垄断资本主义条件下，技术革新已成为大公司的协同行动，不会威胁到其基础和生命力，甚至不会威胁到其边际利润。如果某种技术革新会损害大公司的利润率，那么，大公司会阻止这种技术的推广。这跟马克思的观点是相反的。马克思论证了，单个公司为追求超额剩余价值而进行的技术创新最终会导致社会平均利润率的降低。^[11]

那么，经验证据是否支持每月评论学派提出的“严格垄断”假说呢？事实上，每月评论学派只是观察到，在20世纪50年代和60年代的美国经济“黄金时期”，美国公司获得稳定的高利润率。但这能说明大公司拥有控制市场价格的权力吗？笔者认为这并不足以说明。根据经典马克思主义经济学家的论述，当某些产业的需求增长超过供给能力增长的情况下，就会出现价格长期高于生产成本的情形。这样，就可以以美国大公司在20世纪50年代和60年代获得的高利润率解释为冷战和热战产生的巨大军事需求使得相关产业呈现需求超过供给的结果。

笔者认为，每月评论学派把大公司资本主义在某一段历史时期的表象当成了其本质。无论是公司规模大，还是市场集中度高，都不能说明大公司具有凭主观意志控制价格、产量、投资和技术革新的权力。经验证据表明，自20世纪60年代末期以来，日本和德国的技术先进工业使美国公司在国际贸易、投资和原材料控制权争夺中遭遇了日益激烈的竞争。对原材料和市场日益激烈的争夺意味着成本不易削减，利润边际也不易保护。并且，如果美国公司不愿投资和扩张以避免损害其市场，其他公司会夺走其市场份额。在许多产业，如汽车和钢铁，原来的寡头市场结构遭遇了最激烈的国际竞争，美国公司面临强有力的价格竞争。国际竞争的加剧使得美国公司不能将价格提升到足够高的水平，以弥补20世纪60年代末期单位劳动成本的上升。因此，自1965年开始，美国大公司经历了利润率的下降，不得不依赖信贷市场为积累融资，使得公司债务急剧增长。^[12]

不仅如此，自20世纪60年代末期以来，美国公司还不得不进行生产方式的变革。大企业并不一定比中小企业具有成本优势。中小企业间的合作网络同样可以通过外部经济降低成本。并且，亚洲密集使用廉价劳动力的生产方式给美国大公司更多使用机器的生产方式构成了竞争挑战，使其不得不通过生产外包来削减成本。军事需求的降低，新的生产方式的竞争挑战，都驱使美国大公司进行缩减规模、外包生产、在全球建立生产链等生产方式的变革。

可见，美国大公司既未能阻止对其自身构成挑战的生产方式的变革，也未能阻止

市场价格的下降，反而不得不在竞争的强制下，进行公司组织形式的变革和国家经济结构的调整。

五、关于经济失衡

经典马克思主义经济学家认为，由于以下三方面的原因，垄断并不能减缓资本主义固有的经济周期性波动。第一，垄断并不能消除（潜在）竞争，资本增殖和竞争法则驱使资本家（企业家）永不停顿地寻找新的利润机会，一旦新市场的开拓或新技术的采用使得某一产业的需求大幅提高，那么，就会改善资本增殖的条件，产生投资和生产扩张的繁荣。第二，虽大企业及其联合加强了生产的计划和社会化管理因素，但并不能改变整个工业体系的生产无政府状态。尤其是，如果增加供给需要大量的固定资产投资，那么，由于制造新设备需要的时间较长，供给增长落后于需求增长，导致价格在一定时期内的大幅上涨，这必然会产生过度投资和积累。当增加的供给能力释放时，必然导致价格的大幅下降，从而恶化资本增殖条件，使经济陷入衰退和萧条。第三，大企业及其联合进一步弱化了劳动者的讨价还价能力，加重了资本对劳动的剥削，从而加剧了生产相对过剩的危机。

并且，尽管马克思提出，资本积累过程具有平均利润率趋于下降的趋势，但是，他并不认为资本主义生产体系会陷入长期停滞或崩溃。这是因为：第一，在经济萧条期，资本品大幅贬值，资本进一步集中，从而最终会使利润率上升到足以恢复资本积累过程的水平；第二，资本主义在驱动创新方面具有内在的、不竭的动力，新市场的开拓，新的原材料和劳动力来源的发现等，都可能恢复利润率，使经济走出萧条，恢复快速增长。^[13]

与此相对，每月评论学派认为，在垄断资本主义条件下，由于大公司拥有控制价格、产量、投资和技术革新的能力，因此，周期性的经济波动被消除。该学派指出，垄断资本主义存在其自身的失衡问题，即不能像完全竞争模型所描述的那样实现充分就业的经济增长率。其原因在于垄断资本主义条件下资本积累过程的内在矛盾：经济剩余（即经济利润）日益上升的趋势和剩余吸收日益困难间的矛盾。一方面，由于大公司的削减成本的技术革新、协同定价和寻租等活动，其利润边际不断扩大，使得更高的资本积累率成为可能。但另一方面，大公司为了维持高利润率，提高生产能力的闲置水平，更不愿进行扩大生产能力的新投资。也就是说，垄断既增加了大公司获得的利润，又阻碍了生产能力的充分利用和提高，造成资本过度积累问题，使得经济实际增长率低于充分就业的增长率。正如斯威齐所说的，“垄断产生了两个互相矛盾的后果：一方面垄断创造了大量的利润，另一方面，随着对市场的控制不断加强，对再投资的需求降低。于是利润越来越大，投资机会却越来越少，导致资本积累减缓，进而

减缓靠资本积累为动力的经济增长速度”。

每月评论学派使用马克思主义的语言（但不总是马克思主义方法）试图复兴 20 世纪 30 年代受到普遍关注的美国经济长期停滞的问题。

当美国发生 1929—1933 年的经济大萧条时，大多数经济学家都预言经济会自动复苏。然而，到 1937 年时，经济不仅没复苏，失业率还上升到了 19%，这触发了关于经济停滞原因的大讨论。被称作“美国凯恩斯”的汉森（1938）提出“长期停滞理论”，认为 20 世纪初以来的资本主义经济处于长期停滞的阶段。由于新投资利润率下降的趋势，资本主义的实际经济增长率越来越小于潜在经济增长率，经济具有陷入低增长和就业不足的趋势。这已成为资本主义经济的常态，可能长期保持，既没有明显复苏的趋势，也没有完全崩溃的趋势。汉森提出，解决办法是用国家财政政策来有效地克服“停滞”，实现充分就业和经济稳定增长。

每月评论学派认为，二战后，美国经济仍然存在强大的停滞趋势，停滞仍然是当代资本主义经济的常态。翻译成凯恩斯宏观经济学的语言就是，垄断的后果是体制的储蓄潜力不断上升，而有利可图的投资机会不断减少。在其他条件相同的情况下，垄断资本主义的收入和就业水平低于更具竞争性的经济体。

当然，每月评论学派并不像凯恩斯主义经济学家那样，相信政府干预能解决经济停滞的问题。这是因为，为克服垄断资本主义体制下资本积累的内在矛盾，需要政府对经济越来越大的刺激，但垄断资本主义社会的政治和经济模式阻止政府这样做：垄断资本集团不顾强大的社会需要，限制公共住房和教育等能真正刺激消费需求的政府民用支出，因为这种支出会减少私人部门的利润，或妨碍寡头享有的特权。^[14]

二战后美国经济的发展史能证明美国经济具有长期停滞趋势吗？经验证据并不能直接证明该假说。事实上，除了 20 世纪 70 年代后期和 2008 年金融危机爆发后的经济短暂显示的停滞迹象，二战后的绝大多数时期美国经济处于持续扩张状态中。每月评论学派对此的解释是资本主义经济体制外生的强劲需求刺激力量暂时阻止了停滞的趋势。该学派识别出的外生力量包括庞大的军事支出、划时代的发明所产生的创新和投资浪潮、帝国主义（资本输出）和金融大扩张等。

这些力量是否属于体制外生的偶然力量，是难下定论的。在经典马克思主义经济学家看来，如果资本主义的根本法则是“积累啊，积累”，那么资本总是在不断寻找新的获利机会，包括发现新市场、发现新的生产方式和开发新产品等。甚至战争和军备竞赛都是资本主义体制的内部力量驱动的。正如 Sharpe（1966）所指出的：“为什么我们不可以把创新浪潮和战争视作垄断资本主义的主要趋势，而把停滞视作间歇性的非正常状态呢？”垄断资本主义仍然是资本主义，也并没有消除竞争，因此，其驱动增长、积累、利用和创造赢利机会的动力并不一定会减弱。

六、对帝国主义和全球化的理论解释

19世纪末20世纪初，西方发达资本主义进入帝国主义阶段。列宁和布哈林等经典马克思主义经济学家分析了帝国主义的产生根源和性质。主要观点是：西方发达国家的垄断资本主义不能克服国内周期性的经济萧条和利润率下降的趋势，因而向非资本主义国家输出资本，并通过殖民统治等手段廉价获得非资本主义国家的资源并占有其产品市场；这些国家的垄断资本集团利用其所控制的国家政权，通过战争和军备竞赛等手段，争夺对非资本主义国家廉价资源和产品市场的控制权。

列宁还分析了帝国主义的主要后果。首先，极少数最富强的国家剥削愈来愈多的弱小国家，形成“食利国”、高利贷国的趋势愈来愈显著，这种国家的资产阶级愈来愈依靠输出资本和“剪息票”为生。其次，某些国家的某些部门的资本家获得了垄断高额利润，在经济上就有可能把工人中的某些部分，一时甚至是工人中数量相当可观的少数收买过去，把他们拉到该部门或该国家的资产阶级方面去反对其他一切部门或国家。帝国主义国家因瓜分世界而加剧的对抗，更加强了这种趋向，于是形成了帝国主义同机会主义的联系。

列宁指出，机会主义已经作为社会沙文主义而同资产阶级的政策完全融合起来了，它同工人运动总的根本利益不可调和，因此，反对帝国主义的运动必须同时反对机会主义。列宁坚信，机会主义是不可能取得胜利的。这是因为，他创造性地运用马克思的辩证法，揭示了帝国主义阶级资本主义新的对立面和矛盾，即帝国主义国家之间的矛盾，帝国主义内部资产阶级与无产阶级之间的矛盾，以及帝国主义同殖民地、半殖民地人民之间的矛盾。列宁认为，这三大矛盾已非常尖锐。

由此，列宁提出了社会主义革命性的主体力量。他指出，尽管垄断资本主义和帝国主义的兴起削弱了无产阶级革命的力量，但也使新的反抗力量登上历史舞台，这就是被压迫民族反抗帝国主义和殖民主义、争取民族解放的力量。列宁（1916）提出“帝国主义是资本主义的最高阶段”的理论预测，认为帝国主义国家会遇到非资本主义国家越来越有力的反抗，资本主义在吞没非资本主义世界之前就将寿终正寝。

二战后，美国走上了帝国主义和军国主义的道路。每月评论学派尽管也批判帝国主义，但是，其对帝国主义的成因、性质和后果的分析却与经典马克思主义经济学家有着根本上的不同。

就成因而言，每月评论学派并不认为美国向发展中国家的资本输出是为了克服利润率下降的趋势，而认为其根源是当代美国垄断资本主义的内在矛盾，即经济剩余（即经济利润）日益上升的趋势和剩余吸收日益困难间的矛盾。该学派把帝国主义解释为一种“剩余吸收装置”：美国国内过剩的资本在发展中国家寻找投资出路。

就性质而言，一方面，每月评论学派认为，美国大公司发展中国家的资本输出阻碍了这些国家经济的发展。这是因为，美国垄断资本通过隐性的转移定价来压低原材料价格，实现经济利润向美国的转移。该学派还认为，美国内部的经济停滞问题将使其在贸易方面采取保护政策，以避免来自发展中国家的廉价产品的竞争，从而不会允许发展中国家在自己的范围内发展经济。由此，该学派认为，发展中国家要想发展经济，不仅必须脱离世界资本积累体系，还必须走反资本主义的道路，这是因为，在全球化背景下，发展中国家的资产阶级政权无法动员潜在的这些剩余，这些剩余以浪费的消费、奢侈品工业、官僚制、资本外逃和避税的形式存在。

但另一方面，每月评论学派并不认为美国经济的繁荣和民众福利的提高依赖于第三世界国家的廉价资源和产品市场。该学派认为，美国国内产生的经济剩余足以解决其贫困和种族歧视问题，并足以实现经济持续增长和民众福利的持续增长。是垄断资本主义体制造成的高产品价格和剩余的浪费性使用（如销售努力和庞大的军事支出），以及垄断资本集团对政府增加民用支出的阻挠，妨碍了经济的持续增长和民众福利的普遍而持续的提高。

该学派认为，美国政府花费纳税人的大宗钱财去推行军国主义和帝国主义政策，对美国整体经济的增长和解决社会问题毫无益处，而只是为了满足垄断资本增殖的需要。资本输出并不能促进美国经济增长，反而因减少了国内投资而减缓了国内经济增长，降低了国内民众的福利。并且，美国大公司向第三世界的投资赚取高垄断利润率，使越来越多的经济剩余流回美国国内，进一步恶化了资本积累过程的矛盾。

对于20世纪70年代中期以来不断发展的全球化现象，每月评论学派也不认为它是美国公司对国际竞争加剧所导致的利润率下降的回应，而认为是由美国国内缺乏有利可图的投资机会造的。该学派认为美国公司在世界范围内通过并购建立垄断地位，赚取垄断利润，并认为美国跨国公司相对于其他西方发达国家跨国公司的竞争优势是通过牺牲美国劳工阶级的利益获得的。^[15]

显然，每月评论学派对全球化的理论解释是一种褊狭的、结构主义的解释。它既忽视了20世纪60年代末期以来日益激烈的国际竞争的影响，也忽视了全球范围内的产业链分工，以及美国公司利用发展中国家的债务危机，廉价获得发展中国家重要自然资源的控制权，以此来提高美国公司的竞争优势和利润率。同样，该学派也忽视了，全球范围内的产业链分工带来的产品价格降低对美国国内传统产业向服务业转型的作用，尤其是对美国国内产业在不降低美国劳工实际收入水平的情况下提高利润率的作用，正如马克思的相对剩余价值理论所揭示的那样。

七、对 20 世纪 80 年代以来金融大扩张的理论解释

经典马克思主义经济学家对金融体系发展与资本主义体制演化间关系的看法是辩证的。一方面，金融体系的发展起到了促进资本集中的作用，从而促进了机器大工业的发展和社会生产力的提高。正如马克思所指出的，“假如必须等待积累去使某些单个资本增长到能够修建铁路的程度，那么恐怕直到今天世界上还没有铁路。但是，集中通过股份公司转瞬之间就把这件事完成了”。

另一方面，经典马克思主义经济学家强调，金融体系的发展并没有改变资本主义生产体系中资本关系的本质，反而进一步提高了资本的占有同资本在生产中的运用的分离程度。正如恩格斯所指出的：“资本家的全部社会职能现在由雇佣的职员来执行了。资本家拿红利、剪息票、在各种资本家相互争夺彼此的资本的交易所中进行投机，除此以外，再没有任何其他的社会活动了。资本主义生产方式起初排挤工人，现在却在排挤资本家了。”

尤其是，在资本主义生产体制下，金融体系的发展导致生产体系控制权的进一步集中，并最终造成金融垄断资本在经济和政治上的统治地位。其主要形成机制如下。

首先，银行和信托基金等金融机构把分散在社会上的大大小小的货币资本集中起来，作为联合的社会资本提供给生产企业使用，金融机构拥有将联合的社会资本提供给哪些产业的哪些企业使用的集中控制权。

其次，由于更大的资本能组织更大规模的生产，导致生产成本的降低，而金融机构将社会分散的资本集中的功能又大大提高了单个企业可以利用的资本额，因此，金融机构拥有通过债权和股权投资决定生产企业的竞争优势乃至生死存亡的权力，导致生产体系的控制权从产业资本家向金融资本家转移。

第三，金融资本家之间的竞争必然导致金融业集中程度的不断上升，这进一步强化了金融机构对生产体系的控制权。

第四，随着生产体系和金融体系集中程度的不断提高，产业资本和金融资本彼此渗透和相互融合，形成垄断性的产业—金融利益共同体，即金融寡头。一方面，随着金融机构对生产体系的支配程度的不断提高，产业资本只有掌握金融机构才能获得生存和发展。另一方面，为了最大限度地获得利息和股息等资本收入，金融机构不再仅仅充当生产企业的资本提供者，还监督和控制生产企业的经营活动，并推动生产领域的卡特尔和托拉斯等垄断组织的发展。因此，产业资本和金融资本日益融合在一起，形成垄断性的结合体。

第五，垄断性的产业—金融联合资本相对于其他一切形式的资本的优势，使其获得经济和政治上的统治地位，经济和政治权力高度集中在金融寡头手中。^[16]

每月评论学派对金融体系与实体经济间相互关系的关系与经典马克思主义经济学家有着重要的差异。该学派用其垄断—资本过剩—经济停滞框架解释美国20世纪80年代以来的金融大扩张的产生根源、对经济增长的作用和后果。主要观点如下。

首先，该学派将美国金融大扩张解释为垄断造成的资本过剩和经济停滞的结果，而不是投资高涨和经济繁荣的结果。该学派指出，在主流经济学和马克思经济学传统中，都把资本积累视作对现有的资本品存量的增添，而未考虑到积累也是对金融资产存量的增添。一旦考虑到后者，就能解释金融大扩张与资本过剩和经济停滞之间的关联，这就是大公司获得的巨额利润在实体经济领域找不到有利可图的投资机会，而大规模转向金融领域赚取投机利润。

其次，关于金融大扩张对实体经济的反作用，该学派认为，虽然金融市场的繁荣为公司低成本、大规模地融资提供了便利，但对于趋于成熟和停滞的经济体来说，却并不能促进真实投资的增长，而只是导致大规模的兼并、收购，进一步强化大公司的垄断权力，从而进一步阻碍真实投资的增长。因此，金融大扩张并不能克服真实资本积累率的下降和经济停滞的趋势。

第三，该学派认为，自20世纪80年代初以来，美国政府之所以转向用金融自由化政策来鼓励金融创新和金融扩张，在金融危机时拯救濒临破产的大银行以防止金融体系崩溃，是因为金融大扩张能在真实投资不足且原有的冷战等经济刺激力量减弱的情况下，继续维持以资本积累为动力的经济的快速增长。具体来说，金融大扩张促进经济增长的机制是：越来越多的剩余资本流入金融领域，会导致金融部门的利润、就业和产值增长；投机繁荣也会通过财富效应刺激资本家阶级消费支出（尤其是奢侈消费）的增加，从而能间接刺激生产的扩张；宽松的信贷政策也促进了低收入家庭借贷消费的增长，从而也能间接刺激生产的扩张；政府也利用金融市场的繁荣所带来的借贷便利实行低利率、低利息和高赤字财政支出等刺激经济增长的政策。

第四，该学派认为，金融大扩张并不能阻止垄断资本主义经济停滞的趋势。这是因为，在停滞基础上发生的金融扩张并不能促进真实投资的增长，由泡沫和宽松信贷刺激的消费和政府支出增长都是不可持续的。一旦金融市场崩溃，必然发生严重的债务紧缩，经济也必然会陷入更深的停滞。

第五，每月评论学派认为，由新自由主义政策推动的金融大扩张产生了金融垄断资本主义，金融垄断资本获得经济和政治上的统治地位；与20世纪50年代和60年代资本主义的“黄金时期”相比，金融垄断资本主义使权力和财富的分配更加两极分化，也使经济更不稳定。其主要理由如下：

(1) 自20世纪80年代以来，美国经济的重心开始从生产部门向金融部门转移，生产部门的过剩资本涌入金融部门，资本积累越来越通过金融渠道进行，到20世纪90

年代，金融业已在经济中占据主导地位。经济的金融化强化了金融对生产体系的控制权，使金融部门参与利润分配的份额明显提高，金融部门的利润率超过了平均利润率。据统计，2006年，金融部门利润占有所有公司利润的40%。

(2) 金融业的集中和垄断程度不断上升，使得生产体系的控制权从公司董事会转向金融机构，国家政策也日益被金融垄断资本主导。1990年10家最大的美国金融机构占美国金融业总资产的10%，到2008年，则上升到60%以上。同样的现象是，全球最大的10家银行在2009年占全球银行业资产的70%，而2006年才占59%。

(3) 由于金融部门的利润是从生产部门转移过来的，因此，金融部门所占利润份额的上升造成了生产部门利润率的下降，这既降低了资本积累率，又大大提高了社会收入分配的两极分化程度：劳动收入大大下降，而1%的最富有者的收入暴涨。统计数据显示，在2000—2007年这么一个稳固的经济总量增长的时期，典型的在职劳动者家庭的收入下降了近2000美元。^[17]

笔者认为，每月评论学派运用其垄断—资本过剩—经济停滞框架对美国20世纪80年代以来的金融大扩张现象的解释是不恰当的，它忽视了20世纪70年代以来世界资本主义体系的深刻变化，对金融体系与实体经济间相互关系的看法也是片面的、褊狭的。最突出的表现在，该学派忽视了金融市场繁荣对促进真实投资增长的作用。产生这种片面认识的主要原因如下。

第一，每月评论学派把投资需求不足的原因归结为垄断，忽视了自20世纪70年代以来美国大公司遭遇的日益激烈的国际竞争。国内和国际市场的激烈竞争意味着，如果美国大公司为维持市场价格而未能投资和扩张，那么，其他公司会夺走其市场份额。事实上，国际竞争的加剧已使得美国大公司不能将价格提升到足够高的水平，以弥补自20世纪60年代末期以来单位劳动成本的上升，这导致了美国大公司利润率的下降，不得不依赖金融市场为其积累和扩张融资。

第二，该学派未能正确地、全面地认识金融市场的特性。尽管从整体和长期来看，金融部门的利润是从产业部门转移过来的，但是，从短期来看，单个金融投机者却可以从其他投机者那里赚取利润，正如恩格斯所指出的，“交易所并不是资产者剥削工人的机构，而是他们相互剥削的机构”^[18]。正是由于金融市场的这个特性，美国利润率趋于下降的传统产业和新兴高科技产业^①的公司可以利用金融市场的繁荣低成本、大规模地融资。同样，美国政府也可以利用金融市场繁荣来低成本、大规模地发行债券，从而能通过实施赤字财政政策来增加军事开支和维持霸权。这种融资便利对美国公司

^① 克莱曼（2012）的研究表明，考虑到新兴高科技产业技术创新和升级速度快，如果用资本品历史成本计算投资成本，那么，这些产业的投资利润率趋于下降（而不是上升）。

在全球扩张，利用发展中国家的债务危机廉价获得其重要自然资源的控制权，获得高科技产业发展的领先优势和世界主导地位，从而增强国际竞争优势和提高利润率，起到了极其重要的支撑和促进作用。

并且，对于自20世纪80年代以来向全球资本开放、吸引全球资本涌入的美国金融市场来说，“美国金融部门增加的投机资本和利润全部是从美国产业部门转移过来的”这一命题并不能成立。克莱曼（2012）^[19]的研究表明，与1947—1980年相比，美国公司在1981—2001年将更大份额的利润投入到生产性投资，美国工人得到的实际报酬也是上升的，在国民收入中所占的份额也没有下降。事实上，支撑美国军事和科技优势、经济增长和福利支出的庞大（政府、公司和个人）债务累积中，有非常高比例的部分来自外国资本。美国利用金融自由化和金融市场繁荣把全世界的资本集中起来，不加监督、不承担责任地交给美国政府和公司使用，这实质是对世界财富的变相掠夺。

八、结论与启示

本文的研究表明，每月评论学派对当代发达资本主义体制的分析和批判在立场、观点和方法上，与经典马克思主义政治经济学存在根本的区别。经典马克思主义政治经济学家并不像每月评论学派那样，认为垄断的发展阻止了马克思提出的客观的价值和价格规律发挥作用，也并不认为其减弱了资本主义经济持续扩张的动力。在经典马克思主义经济学家看来，无论是战争、军备竞赛或帝国主义，还是一波波的创新浪潮，都是由资本主义体制的内部力量驱动的，而不是像每月评论学派认为的那样，由体制外部的偶然力量产生。

并且，经典马克思主义政治经济学家在分析技术创新收益分配的不平等时，强调的是资本家和工人阶级之间的关系，认为资本家阶级由于垄断了社会财富，相应地垄断了实现创新的职能，从而垄断了创新产生的收益（超额剩余价值），而工人却享受不到创新产生的收益（如工作日的缩短或工资的提高）；而每月评论学派强调的则是大公司股东和消费者之间的关系，认为是市场垄断导致创新收益被公司所有者获得，而未能转化为消费者福利的增加。

尤其是，尽管每月评论学派宣称在立场上忠于马克思和列宁主义，却对社会主义取代资本主义的前景持悲观主义的看法，与革命的、能动的经典马克思主义形成鲜明的对照。这并不是因为在现实中找寻不到社会主义取代资本主义的可行途径，而是因为每月评论学派以一种宿命的方式强调社会的经济和政治结构，忽视了人的主观能动作用，认识不到人的意识和客观现实辩证相互作用，也未能以辩证的和发展的眼光来看待实体经济与金融、政府和市场、国内经济和国外经济间的相互作用，从而不能科学地分析当代资本主义经济体制结构和运行规律的动态演化。

具体来说，每月评论学派过分强调美国的军事优势，认为其能够阻止其他国家脱离世界资本主义体系，尝试建立更合理的经济和政治体制。该学派忽视了，“有史以来最为昂贵、最为先进、最具有毁灭性的军事机器也无力征服地球上最贫穷的民族之一的意志”^[20]，正如越南战争所表明的那样。每月评论学派也忽视了，美国对世界金融资源的控制对其军事技术优势起着决定性的作用；在美国金融危机和主权债务危机爆发后，其能否继续维持军事优势，是值得怀疑的。

每月评论学派也过分高估了美国在世界经济体系中心地位的不可动摇性。事实上，自20世纪70年代起，美国对世界经济体系的控制力不断衰落。美国拥有铸币特权的布雷顿森林体系崩溃了，对廉价能源和原材料的控制力也不可逆转地衰落了。同样，随着西欧和日本经济的复兴和实力上升，美国大公司在国际贸易、投资和对原材料控制权的争夺中遭遇了日益激烈的竞争。不仅如此，亚洲密集使用廉价劳动力的生产方式也对美国大公司更多使用机器的生产方式构成了竞争挑战，使其不得不通过缩减规模、外包生产、在全球建立生产链等生产方式的变革来削减成本。

美国自20世纪80年代起重新获得的世界中心地位、军事和工业技术优势和经济繁荣，建立在对全球资本的吸引和庞大的债务累积基础上，建立在对其他国家资源和财富的掠夺基础上，是不可持续的，必然以债务崩溃和信用紧缩告终。2008年金融危机爆发后，美国经济陷入严重衰退，产出、收入和就业都下降了相当大的幅度。并且，正如克莱曼（2012）所指出的，如果美国财政部没有通过增发公债（在雷曼兄弟破产后的两年中，美国财政部增发了3.9万亿美元的公债）为经济注入巨额资金，那么，此次经济衰退的程度可与1929—1933年的经济大衰退相比，甚至更严重。尤其是，尽管美国政府实施了极其宽松的财政和货币政策，经济也只是从衰退趋势转换为缓慢增长状态，至今未恢复充分就业和快速增长。

另一方面，进入21世纪以来，引领世界经济增长的主导力量逐渐向发展中大国转移。2008年，“金砖四国”对世界经济增长的贡献率超过50%，其中，中国的贡献率高达20%。2012年，全球平均经济增长率为2.2%，而发展中国家的平均经济增长率为5.1%，中国的经济增长率则高达7.8%，成为萧条的全球经济中的最大亮点。同年，中国对外贸易额达到3.87万亿美元，超过美国的3.82万亿美元，成为世界第一大贸易国。^[21]

中国，作为一个有13亿多人口、由全心全意依靠和造福民众的共产党领导的、经济快速发展的社会主义国家，正在对世界社会主义经济和文化建设发挥着重要的推动和鼓舞作用。就国内而言，中国正致力于通过深化市场化改革、创新宏观调控思路 and 方式以及改革收入分配制度等，实现经济的可持续发展和共同富裕。就国际而言，中国是一个负责任的大国，积极参与国际多边事务，为解决全球性难题发挥建设性作用，

并致力于通过加强对发展中国家的援助和平等互利的合作,实现共同发展,改变世界经济和政治秩序。

参考文献

- [1] [德] 马克思. 资本论 [M]. 北京: 人民出版社, 1975 (原著 1867).
- [2] [德] 恩格斯. 社会主义从空想到科学的发展 [M]. 北京: 人民出版社, 1992 (原著 1880).
- [3] 李克勤, 齐兰. 马克思主义垄断资本理论的形成和发展 [J]. 马克思主义研究, 2003 (5).
- [4] [苏] 列宁. 论帝国主义 [M]. 北京: 人民出版社, 1974 (原著 1916).
- [5] [美] 巴兰, 斯威齐. 垄断资本 [J]. 南开大学政治经济系, 译. 北京: 商务印书馆, 1977 (原著 1966).
- [6] Bronfenbrenner, M. *Monopoly capitalism: a revised revisionism* [J]. *Journal of Political Economy*, 1966; 500 - 505.
- [7] [苏] 列宁. 哲学笔记 [M]. 中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局, 译. 北京: 人民出版社, 1956.
- [8] [美] 福斯特, 迈克切斯尼. 结构凯恩斯主义对国际金融危机解释的局限性 [J]. 每月评论, 2010 (4).
- [9] Becker, James F. *On the monopoly theory of monopoly capitalism* [J]. *Science & Society*, 1971; 415 - 438.
- [10] [德] 希法亭. 金融资本 [M]. 曾令先, 等, 译. 重庆: 重庆出版社, 2008 (原著 1910).
- [11] [美] 福斯特. 千年之交的垄断资本 [J]. 每月评论, 2000 (4).
- [12] Boddy, Rafor and Crotty, James R. *Stagnation, Instability and International Competition* [J]. *The American Economic Review*, 1976.
- [13] [德] 马克思. 经济学手稿: 1857 - 1858 年 // 马克思恩格斯全集: 第 30 卷. 北京: 人民出版社, 1995.
- [14] Lubitz, Raymond. *Monopoly capitalism and neo-Marxism* [J]. *Public Interest*, 1970 (21): 167 - 178.
- [15] [美] 福斯特. 21 世纪资本主义的垄断与竞争 [J]. 金建, 译. 国外理论动态, 2011 (9, 10).
- [16] 张宇, 蔡万焕. 马克思主义金融资本理论及其在当代的发展 [J]. 马克思主义与现实, 2010 (6).
- [17] [美] 福斯特. 垄断金融资本的时代 [J]. 每月评论, 2010 (2).
- [18] [德] 恩格斯. 恩格斯致弗·阿·左尔格 // 马克思恩格斯选集: 第 4 卷. 北京: 人民出版社, 1995.
- [19] [美] 克莱曼. 大失败: 资本主义生产大衰退的根本原因 [M]. 周延云, 译. 北京: 中央编译出版社, 2013 (原著 2012).

- [20] [意] 阿锐基. 漫长的 20 世纪：金钱、权力与我们社会的根源. 姚乃强，等，译. 南京：江苏人民出版社，2001：380.
- [21] 林跃勤，等. 新兴经济体蓝皮书：金砖国家发展报告（2013）[R]. 北京：社会科学文献出版社，2013.

政府支出对居民消费非线性效应的实证检验： 基于门限回归的方法

王明成*

摘要 本文基于我国1995—2012年的省际面板数据，通过建立和估计门限回归模型检验政府支出对居民消费的非线性效应。研究发现：第一，当以融资规模和支出结构为门限变量时，政府支出对居民消费具有显著的非线性效应。随着融资规模增加，政府支出对居民消费的挤入效应递增。随着生产性支出份额增加，政府支出对居民消费的挤入效应单调递减。第二，当以经济发展水平和基础设施发展程度为门限变量时，生产性支出对居民消费具有显著的非线性效应。随着经济发展水平的提高，生产性支出对居民消费的挤入效应递增。随着基础设施完善，生产性支出对居民消费的影响从不显著的挤出效应转变为显著的挤入效应。

关键词 政府支出；居民消费；非线性效应；门限回归

一、引言

改革开放以来，我国经济增长迅速，GDP从1978年的3605.6亿元增加到2013年的568845.2亿元，人均GDP从1978年的381元增加到2013年的41908元。但是如第91页图1所示，投资在GDP的比重在逐年增加，而居民消费所占的比重却逐年下降，净出口在2007年达到最高值之后也逐年下降。投资持续驱动经济增长以存在市场依托为前提，出口自改革开放以来是我国产能的重要输出渠道。伴随着全球金融危机的深化和扩张，我国出口增长难以保持原有的高增长，在这种背景下通过拓展居民消费以增加内部市场容量，这不仅对于消化投资所形成的巨大产能具有非常重要的现实意义，也是居民分享我国经济增长成果的需要，同时也是新常态下经济增长方式转型的迫切要求。

政府支出是影响居民消费的重要因素，现有研究多从线性的视角对政府支出是挤

* 王明成（1981—），男，三江学院文化产业与旅游管理学院，博士，讲师，研究方向：财政分权与中国经济增长。通讯地址：江苏省南京市雨花区龙西路10号三江学院文化产业与旅游管理学院，邮编：210012。联系电话：15345187596。E-mail：wmc0718@126.com。

出还是挤入居民消费进行了理论分析和实证检验，但没有取得一致的结论。本文以政府支出对居民消费的作用非线性为研究起点，通过变换门限变量探讨政府支出对私人消费作用转换的临界条件以及转换方向。

现有政府支出与居民消费之间关系的文献遵循的研究路径是：首先，通过理论模型构建居民消费与政府支出的函数 $C = \beta f(G)$ ，其中， C 和 G 分别代表居民消费和政府支出。然后运用计量经济学的方法估计参数 β 的值，如果 $\beta > 0$ ，政府支出挤入居民消费；如果 $\beta < 0$ ，政府支出挤出居民消费。Baily (1971)^[1]、Aschauer (1985)^[2] 和 Tsung-wu Ho (2001)^[3] 等认为政府支出挤出居民消费，Karras (1994)^[4] 和胡书东 (2002)^[5] 等认为政府支出挤入居民消费。上述研究建立在线性假设基础之上，但研究结论的不一致也表明政府支出对居民消费具有非线性效应的可能性，即：在不同的子样本之间 β 会发生变化。学者们通过将样本划分为短期和长期（谢建国，等，2002^[6]）、城镇和农村（李广众，2005^[7]；官永彬和张应良，2008^[8]；刘东皇和沈坤荣，2010^[9]）来寻找导致 β 变化的因素。谢建国等（2002）认为在短期内，政府支出挤入居民消费，但长期均衡时政府支出完全挤占消费支出^[6]。李广众（2005）对全国、城镇以及农村样本的估计说明，改革开放以来，政府支出挤入居民消费^[7]。刘东皇和沈坤荣（2010）认为政府支出对全国、城镇和农村居民消费都具有挤入效应^[9]。官永彬和张应良（2008）指出政府支出对居民消费的效应呈现“二元结构”的特征。无论是总体上还是结构上，政府支出在长期内对城镇居民的引致效应都大于对农村居民的引致效应。在短期，政府支出与农村居民消费并不存在显著 Granger 因果关系^[8]。

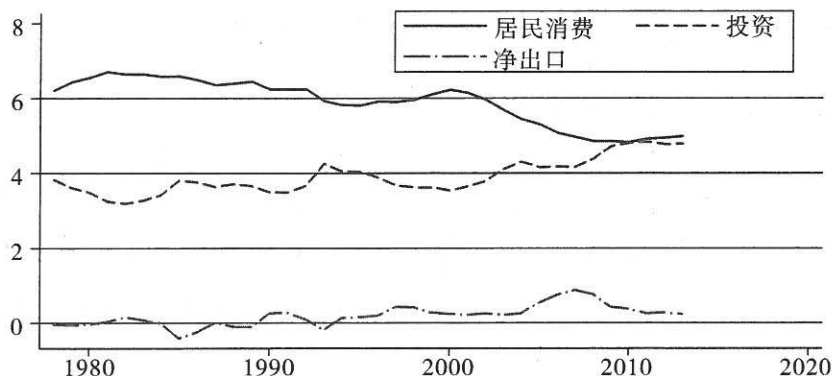


图1 中国 GDP 份额演化趋势图（数据来源：中国统计年鉴 2013）

上述研究尝试分析子样本的变化对 β 的影响，但在选择分割样本的变量时依据的是经验，这种样本分割的方法既缺乏理论基础，同时也无法进行定量分析，这导致现有研究无法探查引发政府支出对居民消费非线性效应的因素及转换的临界值。

本文将用由 Hasen (1999)^[10] 提出的门限回归法对政府支出对居民消费非线性效应进行实证检验。与其他的非线性效应实证检验方法相比,该方法具有如下的优势:第一,门限变量的确定具有更强的经济学含义。由于门限回归法通过内生的方式确定门限变量,这为从政府支出对居民消费的作用机制的角度分析政府支出对居民消费非线性效应提供了方法的可能。第二,门限值的确定更加科学。该方法通过“残差平方和最小化”的原则确定相应门限变量的门限值,然后对门限效应的存在性进行检验、估计门限值及其置信区间。第三,更深入地分析政府支出对居民消费非线性效应的来源及表现。门限回归法在利用门限变量划分样本后,分别对不同子样本中政府支出对居民消费的边际效应进行估计,这有利于深化政府支出对居民消费非线性效应表现及变化趋势的理解。

陈创练等(2010)运用门限面板回归的方法对政府支出与居民消费的关系进行实证检验^[11]。本文将从以下几个方面对陈创练等(2010)^[11]进行拓展:第一,以现有政府支出对居民消费作用机制的研究为基础,分析政府支出对居民消费非线性效应的来源。第二,引入生产性支出占政府支出份额作为门限变量,检验支出结构给予政府支出对居民消费非线性效应的影响。第三,以经济发展水平和基础设施为门限变量,对生产性支出与居民消费的关系进行实证检验,以进一步深化政府支出对居民消费非线性效应成因的理解。

本文的结构安排如下:首先,分析政府支出对居民消费非线性效应的来源,提出实证检验的假说;然后,介绍门限回归的主要思想、实证检验的模型、变量及数据来源;再次,对实证分析的结果及其成因进行解释;最后,总结全文。

二、研究假说:政府支出对居民消费非线性的效应来源

现有关于政府支出对居民消费作用机制的研究为非线性效应的来源提供了有益的视角。Barro (1981)认为政府支出通过改变居民的永久收入、对居民消费的替代以及政府支出所带来的现在或未来的税率的变化等渠道影响居民消费^[12]。政府支出对居民消费的效应随着支出功能的差异也不一样:Fiorito and Kollintzas (2004)指出政府在国防和公共安全领域的支出对居民消费具有替代效应,在健康和教育方面领域的支出对居民消费具有互补效应^[13]。石柱鲜等(2005)发现政府投资、教育文化和行政管理支出挤入居民消费,经济建设支出挤出居民消费^[14]。张治觉和吴定玉(2007)指出政府投资性支出挤出居民消费,政府转移性支出对居民消费具有引导效应^[15]。通过以上分析可以发现融资规模和支出结构是影响政府支出影响居民消费的重要变量。因此,本文将从这几个方面来分析政府支出对居民消费非线性效应的来源:

第一,融资规模。收入是影响居民消费的核心变量,政府支出通过增长效应和税

收效应来影响收入。增长效应是指政府支出通过促进经济增长而增加居民收入，居民收入是经济发展水平的增函数，政府支出可以通过提供基础设施等方式促进经济增长，Barro (1991) 指出政府支出与经济增长正相关^[16]。但作为增长效应代价的税收会对居民收入产生以下影响：一方面，税收的增加会导致居民可支配收入的现值下降 (Baxter and King, 1993^[17])。另一方面，当政府支出规模较小时，税率较低，政府支出与经济增长正相关；当政府支出规模较大时，高税率会降低私人资本积累的激励，政府支出与经济增长负相关 (Barro, 1990^[18])。这意味着当政府支出的融资规模较小时，增长效应大于税收效应，政府支出挤入居民消费。当政府支出的融资规模较大时，税收效应大于增长效应，政府支出挤出居民消费。

第二，支出结构。王明成指出 (2012) 政府支出通过收入效应和替代效应影响居民消费。其中，收入效应指生产性支出通过提供基础设施、研发等具有正外部性的公共产品促进经济增长和家庭收入，增加居民消费。替代效应指生产性支出份额上升，消费性公共产品供给下降，为了维持效用水平不变，家庭通过增加预防性储蓄应对消费性公共产品的供给冲击。居民消费的变化取决于生产性支出增加带来的家庭收入的增量与为了弥补消费性公共产品供给缺口而增加的预防性储蓄之间的净额。如果前者大于后者，居民消费上升，反之则下降^[19]。由此我们可以发现在既定的支出规模下，支出结构的差异会影响政府支出对居民消费的效应。如果支出结构保持在合理水平，此时政府支出对居民消费的效应主要取决于政府支出对居民收入的效应。如果支出结构偏离合理水平，结构效应则与政府支出对居民收入的效应进行叠加。

三、实证方法、模型设定与变量说明

本文将利用 Hansen (1999)^[10] 提出的门槛回归模型检验政府支出对居民消费的非线性效应的存在性及特征。首先通过模型 (1) 以融资规模和生产性支出份额为门限变量，探寻门限变量的变化给予政府支出对居民消费非线性效应的存在性和特征的影响。如前所述，增长效应是政府支出影响居民消费的关键因素，而且生产性支出通过供给基础设施来实现这一效应。模型 (2) 以经济发展水平为门限变量，明确生产性支出对居民消费效应变化的特征。以基础设施发展水平为门限变量，检验对生产性支出实现增长效应的机制。

$$\ln c_{it} = \delta_1 \ln ge_{it} * I(q_{it} \leq \gamma) + \delta_2 \ln ge_{it} * I(q_{it} > \gamma) + \beta \ln income_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln c_{it} = \delta_1 \ln proge_{it}(q_{it} \leq \gamma) + \delta_2 \ln proge_{it}(q_{it} > \gamma) + \beta \ln income_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本文以 1995—2012 年间除西藏、重庆、四川之外 28 个省的数据为样本。在上述回归模型中，下标 i 和 t ($t = 1995, \dots, 2012$) 分别表示第 i 省份第 t 年的观测值。本文的数据主要来源于《中国统计 60 年》《中国统计年鉴 2013》和部分省市的统计年鉴。其

中, $\ln c_{it}$ 、 $\ln g_{it}$ 和 $\ln p_{it}$ 分别代表人均消费的对数值、人均政府支出和人均生产性支出^①的对数值。由于可支配收入在居民消费的影响因素中具有决定性作用 (Tsong-wu Ho, 2001^[3]), 为了保证回归结果的可信度, 本文所有的模型都将居民可支配收入纳入解释变量, $\ln income_{it}$ 表示人均收入的对数值, 其中 $income = \frac{\text{城镇人均可支配收入} * \text{城镇人口} + \text{农村人均纯收入} * \text{农村人口}}{\text{城镇人口} + \text{农村人口}}$ 。

q_{it} 为门槛变量, γ 为门限值。为了剔除价格的影响, $\ln c_{it}$ 、 $\ln g_{it}$ 和 $\ln income_{it}$ 通过 CPI 进行价格调整 (1978 年 CPI = 100)。在模型 (1) 中的门槛变量分别为政府支出的融资规模 (财政支出总额占 GDP 的比重) 以及生产性支出份额。在模型 (2) 中的门限变量分别为经济发展水平 (人均 GDP 的对数值) 和基础设施发展水平。依据数据可得性, 本文用公路密度 ($\frac{\text{公路通车里程}}{\text{国土面积}}$) 来衡量基础设施的发展水平。 $I(\cdot)$ 为一指标函数, 当 $q_{it} \leq \gamma$ 时 $I(q_{it} \leq \gamma) = 1$, 反之 $I(q_{it} > \gamma) = 0$ 。

本文以模型 (1) 为例来说明模型 (1) 和模型 (2) 估计的原理。在模型 (1) 中, Hansen (1999)^[10] 提出在 γ 已知的条件下, 可以通过面板数据中的固定效应模型对 δ_1 和 δ_2 进行估计, 对应的残差的平方和记为 $S_1(\gamma)$ 。Chan (1993) 指出可以通过使 $S_1(\gamma)$ 最小的原则来确定相应变量的门限值^[20], 即:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (3)$$

$$\text{对应的残差平方和为 } \delta^2 = \frac{S_1(\gamma)}{n(T-1)}$$

通过模型 (3) 求解出 γ 之后, 即可求得 $\hat{\delta} = \delta(\gamma)$

在求解出门限值之后, Hansen (1999)^[10] 通过构建极大似然比率

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\delta}^2} \quad (4)$$

对 $H_0: \delta_1 = \delta_2$, $H_1: \delta_1 \neq \delta_2$ 进行假设检验, 来对门限效应的显著性进行检验。由于在原假设 H_0 下, 门限值 γ 无法识别, 所以 F_1 统计量的分布是非标准的, Hansen (1999) 建议采用“自抽样法” (Bootstrap) 来获得其渐进分布, 进而构造其 P 值^[10]。为了检验门槛的估计值是否等于其真实值, 即: $\hat{\gamma} = \gamma_0$ 。Hansen (1999)^[10] 构建了

① 根据我国的统计口径, 2007 年以前的生产性支出包括基本建设、企业挖潜改造资金、简易建筑费、科技三项费用、支援农业生产、农林水利气象部门事业费、工业交通部门事业费、商业部门事业费、科学事业费、公检法支出和农业综合开发支出。2007 年以后生产性支出包括科学技术、农林水事务、交通运输和金融监管支出。

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\delta^2} \quad (5)$$

在显著性水平为 α 的条件下，当 $LR \leq -2\log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时，接受原假设。反之，拒绝原假设。

以上只是考虑了单门限时情况，如果是双门限或更多门限时，只需要用类似的方法去搜寻第二个或第三个门限值。

四、实证结果

(一) 门限效应检验

本文首先对门限效应的存在性及门限的个数进行检验，依次在线性模型、单门限模型和双门限模型的设定下分别对模型（1）和模型（2）进行估计，得到的 F 统计量和采用“自抽样法”得出的 P 值见表 1。由表 1 可以发现，从融资规模和支出结构角度来看，政府支出对居民消费具有显著的门限效应；而从公路密度和经济发展水平的角度来看，生产性支出对居民消费具有显著的门限效应，第 96 页表 3 列出了相应变量的门限值。由于本文样本容量的限制，如果门限值过多会导致每个区域的样本容量过少，因此本文将采用双门限模型进行分析。

表 1 政府支出对居民消费影响因素的门限效应检验

模型假设		融资规模	支出结构
原假设	备选假设	F 统计量	F 统计量
线性模型	单门限模型	25.8716***	18.0338***
单门限模型	双门限模型	20.9619***	5.5500**
双门限模型	三门限模型	6.0810**	7.1586***

注：（1）P 值和临界值均为采用“自抽样法”反复抽样 1000 次得到的结果

（2）* 表示 10% 的显著水平，** 表示 5% 的显著水平，*** 表示 1% 的显著水平

表 2 生产性支出对居民消费影响因素的门限效应检验

模型假设		基础设施发展水平	经济发展水平
原假设	备选假设	F 统计量	F 统计量
线性模型	单门限模型	24.1377***	22.0100***
单门限模型	双门限模型	9.7441***	8.0023***
双门限模型	三门限模型	15.8515***	6.2466**

注：（1）P 值和临界值均为采用“自抽样法”反复抽样 1000 次得到的结果

（2）* 表示 10% 的显著水平，** 表示 5% 的显著水平，*** 表示 1% 的显著水平

表3 门限值估计结果

核心解释变量	门限变量	估计值	95%置信区间
人均政府支出	融资规模	$\hat{\gamma}_1$	0.0735 [0.0735, 0.0785]
		$\hat{\gamma}_2$	0.2076 [0.2051, 0.2076]
	支出结构	$\hat{\gamma}_1$	0.2756 [0.1815, 0.4087]
		$\hat{\gamma}_2$	0.3421 [0.3261, 0.3880]
人均生产性支出	基础设施 发展水平	$\hat{\gamma}_1$	0.0655 [0.0523, 0.0920]
		$\hat{\gamma}_2$	0.2640 [0.2507, 0.2772]
	经济发展水平	$\hat{\gamma}_1$	7.3464 [7.1410, 7.7574]
		$\hat{\gamma}_2$	8.3481 [8.2967, 8.6306]

(二) 实证结果的分析

(1) 政府支出对居民消费的非线性效应

表4的结果显示政府支出规模对居民消费具有显著的非线性效应。

表4 政府支出与居民消费门限特征实证检验

门限变量 解释变量	融资规模		支出结构	
	$\gamma \leq 0.0735$	0.0977*** (0.0129)	$\gamma \leq 0.2756$	0.1572*** (0.0120)
$0.0735 < \gamma \leq 0.2076$	0.1178*** (0.0124)	$0.2756 < \gamma \leq 0.3421$	0.1522*** (0.0120)	
$\gamma > 0.2076$	0.1315*** (0.0117)	$\gamma > 0.3421$	0.1447*** (0.0116)	
$\ln income_{it}$	0.7563*** (0.0194)		0.7119*** (0.0217)	

注：*表示10%的显著水平，**表示5%的显著水平，***表示1%的显著水平。（）内为变量估计值的标准差

第一，当以融资规模为门限变量时，随着融资规模的增加，政府支出对居民消费的挤入效应呈现递增的趋势。由当融资规模小于0.0735时，政府支出每增加1%，居民消费增加0.0977%，呈现挤入效应。但随着融资规模的增加，挤入效应逐步下降，当融资规模介于0.0735和0.2076之间时，政府支出对居民消费的弹性增至0.1178；当融资大于0.2076时，政府支出对居民消费的弹性增至0.1355。

从样本分布来看，融资规模处于 $(-\infty, 0.0735]$ 区间的样本数量逐步下降，由1995年的5下降至2012年的0，而处于 $(0.0735, 0.2076]$ 和 $(0.2076, +\infty)$ 的省份稳

步上升，由1995年的23和0分别上升至2012年的14和14^①。这意味着我国越来越多的省区正在通过政府支出的扩张来促进居民消费的增长。

第二，当以支出结构为门限变量时，政府支出对居民消费的贡献为正，但单调递减。随着生产性支出份额的增加，政府支出对居民消费的挤入效应逐渐下降。当生产性支出份额小于27.56%时，政府支出每增加1%居民消费增加0.1572%。当生产性支出份额介于27.56%和34.21%之间时，政府支出每增加1%居民消费增加0.1522%。当生产性支出份额大于34.21%时，政府支出每增加1%居民消费增加0.1447%。随着生产性支出份额的增加，政府支出对居民消费挤入效应逐步下降是因为：生产性支出虽然可以通过提供基础设施等具有正外部性的公共产品促进经济增长和居民收入，但是生产性支出增加的机会成本是消费性支出的减少，而消费性支出通过预防性储蓄影响居民消费。而且，基础设施投资规模与经济增长率之间呈倒U型关系（丁建勋，2007^[21]）。这意味着只有基础设施投入处于最优水平时，生产性支出对居民消费具有挤入效应，这是因为在基础设施没有达到最优规模之前，虽然生产性支出的机会成本较低，但是其对经济增长的促进效应没有显现出来，所以此阶段生产性支出挤出居民消费；随着基础设施网络的逐步建立，其对经济增长的累积效应会逐步显现，生产性支出对居民消费的挤入效应呈现下降的趋势。生产性支出对居民消费的挤入效应不显著是因为生产性支出对居民消费的贡献是间接的，以基础设施为代表的生产性支出是居民消费增长的必要条件，而不是充分条件，企业效率和盈利能力提高所带来的居民收入的稳步增加才是居民消费增长的关键因素。

我国各省的生产性政府支出所占的比重一直都处于相对较低的水平，处于第一门限区间 $(-\infty, 0.2756]$ 的样本数量从1995年的7上升至2012年的28。这意味着通过优化结构是提升政府支出对居民消费挤入效应的重要切入点，而寻找政府支出对居民消费挤入效应由下降阶段转向上升阶段的条件就显得尤为关键。为此，本文还将对生产性支出与居民消费之间的关系进行检验。

(2) 生产性支出对居民消费的非线性效应

经济增长是生产性支出影响居民消费的重要中介变量，所以我们首先以经济发展水平为门限变量对生产性支出对居民消费的效应进行实证检验。如第98页表5所示，当 $\ln gdp_{per_i}$ 小于7.3464时，生产性支出每增加1%居民消费增加0.0363%，呈现挤入效应。随着经济发展程度的不断提高，生产性支出的挤入效应逐步提高，当 $\ln gdp_{per_i}$ 介于7.3464和8.3481之间时，生产性支出对居民消费的弹性增至0.0447；当 $\ln gdp_{per_i}$ 大于

① 文中以融资规模、支出结构、基础设施发展水平和经济发展水平为门限变量，不同区间的样本分布是作者依据回归结果计算而来，因为论文篇幅关系的原因文中省略，如有兴趣的读者可向作者索取。

8.3481 时, 政府支出对居民消费的弹性达到 0.0587。

从样本分布来看, 经济发展水平处于 $(-\infty, 7.3464]$ 区间的样本数量逐步下降, 由 1995 年的 19 下降至 2012 年的 0, 而处于 $(7.3464, 8.3481]$ 和 $(8.3481, +\infty)$, 由 1995 年的 9 和 0 上升至 2012 年的 0 和 28。这表明能否促进经济增长是决定生产性支出是挤入居民消费还是挤出居民消费的关键性条件。

基础设施建设是我国各级政府生产性支出的主要领域, 因此本文将以公路密度为门限变量来进一步分析生产性支出与居民消费之间的关系。由表 5 我们可以发现, 生产性支出对居民消费的挤入效应由不显著逐步变为显著为正。当公路密度小于 0.0655 时, 生产性支出对居民消费呈挤出效应, 但不显著; 当公路密度介于 0.0655 至 0.2640 之间时, 生产性支出每增加 1%, 居民消费增加 0.0152%; 当公路密度大于 0.2640 时, 生产性支出每增加 1%, 居民消费增加 0.0385%。这是因为: 生产性支出所形成的公共资本具有只有达到一定的存量水平或形成一定的网络才能发挥对私人资本的外溢效应, 进而促进经济增长和居民收入增加。随着基础设施网络效应的逐步显现, 公共资本对经济增长和居民收入增长的外溢效应逐步增加。

表 5 生产性支出与居民消费门限特征实证检验

解释变量 门限变量	基础设施发展水平		经济发展程度	
$\ln proge_{it}$	$\gamma \leq 0.0655$	-0.0048 (0.0112)	$\gamma \leq 7.3464$	0.0363*** (0.0073)
	$0.0655 < \gamma \leq 0.2640$	0.0152* (0.0082)	$7.3464 < \gamma \leq 8.3481$	0.0447*** (0.0071)
	$\gamma > 0.2640$	0.0385*** (0.0070)	$\gamma > 8.3481$	0.0587*** (0.0078)
$\ln income_{it}$	0.8986*** (0.0134)		0.8598*** (0.0169)	

注: * 表示 10% 的显著水平, ** 表示 5% 的显著水平, *** 表示 1% 的显著水平。() 内为变量估计值的标准差

就样本分布而言, 公路密度处于 $(-\infty, 0.0655]$ 区间的样本数量逐步下降, 由 1995 年的 3 下降至 2012 年的 0, 而处于 $(0.0655, 0.2640]$ 和 $(0.2640, +\infty)$, 由 1995 年的 13 和 12 变为至 2012 年的 3 和 25。这意味着我国各省的基础设施投入已经饱和, 处于不经济的阶段, 需要将生产性支出更多配置到研发、人力资本投入等对于提升企业盈利能力的领域中。

五、结论

本文以1995—2012年的省际面板数据为样本，运用门限回归法对政府支出对居民消费的非线性效应进行实证检验，研究发现：

第一，当以融资规模和支出结构为门限变量时，政府支出对居民消费具有显著的非线性效应。随着融资规模的增加，政府支出对居民消费的挤入效应呈现递增的趋势。随着生产性支出份额的增加，政府支出对居民消费的挤入效应呈现单调下降的趋势。

第二，经济发展水平是生产性支出影响居民消费的重要中介变量，随着经济发展水平的提高，生产性支出对居民消费的挤入效应呈现递增的趋势。基础设施是政府支出促进经济增长的重要手段，随着基础设施的不断完善，生产性支出对居民消费的影响从不显著的挤出效应逐步转换为显著的挤入效应。

参考文献

- [1] Bailey, M. J. *National income and the price level* [M]. New York: McGraw-Hill, 1971.
- [2] Aschauer, D. A. *Fiscal policy and aggregate demand* [J]. *American Economic Review*, 1985 (75): 117 - 127.
- [3] Tsung-wu Ho. *The government spending and private consumption: a panel integration analysis* [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2001 (10): 195 - 108.
- [4] Karras, G. *Government spending and private consumption: some international evidence* [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1994 (26): 9 - 22.
- [5] 胡书东. 中国财政支出和民间消费需求之间的关系 [J]. *中国社会科学*, 2002 (6): 26 - 32.
- [6] 谢建国, 陈漓高. 政府支出与居民消费: 一个基于跨期替代模型的中国经验分析 [J]. *经济科学*, 2002 (6): 5 - 12.
- [7] 李广众. 政府支出与居民消费: 替代还是互补 [J]. *世界经济*, 2005 (5): 38 - 45.
- [8] 官永彬, 张应良. 转轨时期政府支出与居民消费关系的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008 (12): 15 - 25.
- [9] 刘东皇, 沈坤荣. 政府支出与经济发展方式转变: 中国的经验分析 [J]. *经济科学*, 2010 (4): 5 - 14.
- [10] Hansen, B, E. *Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference* [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, (93): 345 - 368.
- [11] 陈创练, 陈国进, 陈娟. 政府消费最优规模对私人消费的影响: 基于门限面板回归模型的实证分析 [J]. *经济与管理研究*, 2010 (12): 5 - 14.
- [12] Barro, R. *Output effects of government purchases* [J]. *Journal of Political Economy*, 1981 (89):

1086 - 1121.

- [13] Fiorito, R., T. Kollintzas. *Public goods, merit goods, and the relation between private and government consumption* [J]. *European Economic Review*, 2004, 48 (6): 1367 - 1398.
- [14] 石柱鲜, 刘俊生, 吴泰岳. 我国政府支出对居民消费的挤出效应分析 [J]. *学习与探索*, 2005 (6): 249 - 252.
- [15] 张治觉, 吴定玉. 我国政府支出对居民消费产生引致还是挤出效应——基于可变参数模型的分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2007 (5): 53 - 61.
- [16] Barro, R. *Economic growth in a cross-section of countries* [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1991 (106): 407 - 444.
- [17] Baxter, M., King, R. G. *Fiscal policy in general equilibrium* [J]. *American Economic Review*, 1993 (83): 315 - 34.
- [18] Barro, R. *Government spending in a simple model of endogenous growth* [J]. *Journal of Political Economy*, 1990 (98): 103 - 26.
- [19] 王明成. 政府支出与私人消费关系的实证检验: 基于财政分权的视角 [J]. *南方经济*, 2012 (8): 76 - 86.
- [20] Chan, K. S. *Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model* [J]. *The Annals of Statistics*, 1993 (21): 520 - 533.
- [21] 丁建勋. 基础设施投资与经济增长——我国基础设施投资最优规模估计 [J]. *山西财经大学学报*, 2007 (2): 28 - 31.

政府财政支出对居民消费的影响：挤入还是挤出

付雅梅

摘要 不断走低的居民消费率和不断扩张的政府财政支出是中国经济运行的两个典型现象。本文通过在具有内生劳动力选择的拉姆齐框架下建立一个包含政府的理论模型，分析了政府财政支出结构对于我国居民消费率的影响，并选取我国31个省2007年到2012年的面板数据进行了实证检验。理论研究发现，政府的生产性支出对于居民消费有一定的挤入效应，而消费性支出有一定的挤出效应；公共服务拥挤程度对居民消费率的决定受居民偏好影响，当居民偏好当期消费时，公共服务拥挤程度的下降将对其有促进作用；宏观税率与居民消费率的增长呈倒U型关系。实证结果支持理论结论，并且显示城市化程度对于居民消费率的增长也具有促进作用。从刺激我国居民消费的角度出发，以基础建设为主的扩张财政是有效的，政府应该继续加大科研教育方面的支出，调整支出结构，加快推动公共支出转型，增加民生建设支出的比例，加强民生财政的建设，并且继续推进城市化的进程。

关键词 居民消费；政府财政支出结构；挤入效应；挤出效应

一、引言

在中国过去近30年的经济高速增长过程中，一个非常突出的现象是居民消费率（居民消费占GDP比重）不断走低。数据显示，改革开放以来，GDP从1978年的0.37万亿元增加到2012年的53.3万亿元，年均经济增长率超过8%，创造了“真正的奇迹”；而居民消费占GDP的比重在30年间由最高的53.4%逐渐下降到37.1%，远远低于世界平均水平（65%左右）^①，消费需求低迷是我国经济结构增长失衡的一个重要表现，需求约束已经成为制约我国经济持续稳定增长的重要因素之一。而与此相对我国30年来以生产性基建为主的政府财政支出呈现着不断扩张的趋势，政府财政支出作为财政宏观调控的重要手段，与居民消费有着密切联系，财政支出的调整势必对居民消费产生重要影响。政府支出如何影响居民消费——是挤入还是挤出？如果是挤入，那么政府支出增加将会被居民消费的增加进一步加强，乘数效应将会增大，积

^① 本段数据由笔者根据《中国统计年鉴》及世界银行数据整理得到。

极财政对经济的拉动作用将会更加有效；如果是挤出，那么政府支出的增加将会被居民消费减少所抵销，那么积极财政的效果将会大打折扣。因此，正确考察政府支出与居民消费的动态关系，为政府制定合适的财政政策，调整政府支出的结构，以有效促进居民消费增长以及确立今后改革过程中应该注意的问题，具有重要的现实意义。

国内外学者对于政府财政支出与居民消费的关系做了大量研究。根据传统的凯恩斯理论，政府支出的增加将会通过乘数效应来增加国民收入，从而使增加居民可支配收入来拉动居民消费，但是在20世纪70年代宏观经济学引入微观基础后，这一结论受到挑战。Bailey (1971)^[1]最早构造了一个有效消费函数，研究显示政府支出与居民消费存在一定的挤出效应。Barro (1985)^[2]在生命周期假说和永久收入假说的基础上，通过引入政府部门，认为长期中政府支出对于消费产生一定的挤出。Ashcauer (1985)^[3]使用一个长期收入决定模型对美国的数据进行了研究，发现美国的政府支出同居民消费之间存在明显的替代关系。Amano 和 Wirjanot (1997)^[4]利用相对价格方法估计了美国政府支出与居民消费的跨期替代弹性等。以上研究证实了政府支出同居民消费之间存在挤出效应，但是另一些研究却表明，政府支出并不会导致对居民消费的挤出，相反，居民消费反而有可能被挤入。Karras (1994)^[5]用多国数据研究了居民消费与政府支出的关系，发现政府支出同居民消费之间存在一种互补关系，政府支出增加将提高居民消费的边际效用水平，从而提高居民的消费支出水平。Dveerus 等 (1996)^[6]在规模报酬递增、寡头竞争的假定前提下研究了政府支出对宏观经济的影响，发现政府支出的增加将导致总产量水平的上升，进而又导致工人实际工资的上升，从而导致消费对闲暇的替代，于是政府支出增加导致了私人消费的增加。国内关于政府支出对于居民消费的研究已有一定的发展，主要集中在实证分析，理论模型的内在机制研究较少。相对早期学者如胡书东 (2002)^[7]、李广众 (2005)^[8]等对于政府总支出与居民消费进行了研究。近期学者采取对于政府支出进行分类，深入研究政府支出结构对于居民消费的具体影响，主要有两种分类方法：一种是按照政府支出的生产性来划分，如胡新刚、郭新强 (2012)^[9]通过建立内生经济增长模型，最终发现政府支出可以通过其生产性挤入居民消费，消费性支出将挤出居民消费，总支出的效应取决于生产性和消费性支出的最终效应比较；另一种典型分法则是按照财政支出的功能进行划分，如王宏利 (2006)^[10]考察了财政支出要素对居民消费的短期冲击响应，认为从政府支出的功能性支出要素的挤出效应分析结果来看，经济建设支出对居民消费的挤出较大，社会文教支出对居民消费是挤入的，行政管理支出对居民消费是挤入的，其他支出对居民消费是挤入的。

已有文献为我们理解政府支出与居民消费的关系提供了重要思路，但相关研究仍

有进一步深入的必要。一方面，在居民消费变量的选择上，考虑到居民消费是一个带有量纲的变量，因此我们可以采用居民消费与 GDP 之比，用消费率的变化来衡量对于消费的影响。就经济意义来说，消费率能体现居民消费在经济增长中的比重，比消费量更能反映政府支出变化带来的居民消费变化对于经济增长的实际影响。另一方面，消费率的变化涉及了收入和消费两方面的内容，因此我们有必要在一个整体的国民经济框架下对这两项的变化做分析，进而找到消费率的变化机制。政府的财政支出结构主要由政府生产性支出和消费性支出组成，从已有文献可知，政府生产性支出，比如道路交通和教育支出等有助于提高企业生产能力，从而纳入生产函数；政府消费性支出，比如环境保护、安全支出等可以提升居民福利，从而纳入居民效用函数（Eicher, Turnovsky, 2000）。

本文的理论部分在一个无限期、内生劳动力选择的拉姆齐框架中，加入政府部门并引入政府支出变量建立理论模型，在平衡增长路径上研究了政府支出结构（政府生产性支出和政府消费性支出）对居民消费率增长的影响。然后在理论模型的基础上，利用 2007 年到 2012 年间全国 31 个省级平衡面板数据进行了实证检验。文章剩余结构安排如下：第二部分是理论模型；第三部分是基于中国数据的实证分析；第四部分是结论及现实意义。

二、财政支出结构对居民消费影响的理论模型

（一）基本假设

根据 Barro (1990) 和 Turnovsky (2000)、吕冰洋和毛捷 (2014)^[11] 的基本框架，我们假定经济是由连续同质具有无限寿命的家庭组成，每个家庭只有 1 个成员，且无人口增长。家庭通过自身消费、休闲获取效用，并且家庭对于消费和休闲的选择受到自身财富约束的限制。政府的消费性支出比如环境保护、安全支出、转移支付等服务对家庭福利具有直接影响，从而纳入家庭效用函数。家庭在自身的选择和约束下追求效用最大化，即：

$$\text{Max} \int_0^{\infty} u(c, l, \bar{g}_c) e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

其中，幸福函数为

$$u(c, l, \bar{g}_c) = \frac{(cl^{\eta} \bar{g}_c^{\nu})^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \quad (2)$$

$\eta > 0, \nu > 0(1-\theta)(1-\nu) < 1, (1-\theta)(1+\nu+\eta) < 1$ ，这些条件将保证休闲和消费性公共支出服务能给家庭带来正效用，且效用函数对于休闲、消费和消费性公共支出都是凹的。 c 表示家庭的消费， l 表示休闲， \bar{g}_c 表示政府的消费性公共支出中享受的

服务，而 $\eta\nu$ 分别刻画了休闲和政府消费性公共支出中服务对家庭福利的影响； ρ 是主观贴现率， θ 是相对风险规避系数，也是消费跨期替代弹性的倒数。

\tilde{g}_c 来源于政府的消费性支出 g_c ，二者满足：

$$\tilde{g}_c = g_c \Psi(\cdot) = g_c \left(\frac{g_c}{c} \right)^{1-\sigma}, 0 \leq \sigma \leq 1 \quad (3)$$

上式中， $\Psi(\cdot) > 0, \Psi'(\cdot) > 0, \Psi(0) = 0, \Psi(\infty) = 1$ ，符合 Barro (1990) 的设定，这里 σ 刻画了公共服务的拥挤程度，它说明由于公共服务的非排他性和拥挤现象的存在，居民实际享受的公共服务是有限的，享受程度与 σ 值有关。当 $\sigma = 1, \tilde{g}_c = g_c$ ，居民能够享受到政府支出带来的全部服务，说明公共服务具有完全非排他性，处于无拥挤状态；当 $\sigma = 0$ ，此时 $\tilde{g}_c = g_c \frac{g_c}{c}$ ，居民按照其消费成比例地享受政府支出带来的服务，说明处于绝对拥挤状态。因此， σ 大小与公共服务的拥挤程度负相关。

将式 (2)、式 (3) 代入式 (1)，可以得到家庭的问题为：

$$\text{Max} \int_0^{\infty} \frac{\left(c l^{\eta} \left[g_c \cdot \left(\frac{g_c}{c} \right)^{1-\sigma} \right]^{\nu} \right)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \cdot e^{-\rho t} dt \quad (4)$$

厂商通过雇佣资本和劳动来进行生产，政府的生产性公共支出对于企业生产有正的外部性，可以提高其他要素的边际生产力，从而进入厂商的生产函数。根据经典假设，我们假定厂商的生产函数为 C-D 生产函数，技术进步为外生，即：

$$y = A k^{\alpha} g_l^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (5)$$

其中， y 表示人均产出； k 和 g_l 分别表示厂商的人均资本和政府的生产性公共支出；生产函数满足新古典生产函数的性质。在给定工资率和市场利率时，厂商通过选择投入的生产要素数量来实现自身利润最大化，这里忽略折旧。

政府通过征收收入税来融资，用于支付政府消费性支出 g_c 和政府生产性支出 g_l ，这里的税收以企业总产出为税基，税率为 t 。因此政府的预算约束方程为：

$$g = t y = g_c + g_l \quad (6)$$

其中，政府支出中政府生产性公共支出占的比例为 φ ，政府消费性支出则占 $1 - \varphi$ ，有，

$$g_l = \varphi g, g_c = (1 - \varphi) g \quad (7)$$

因此，整个经济中私人部门的资本积累方程为：

$$\dot{k} = y - c - g = (1 - t) A k^{\alpha} (\varphi g)^{1-\alpha} - c \quad (8)$$

(二) 模型求解

我们通过构造汉密尔顿函数来求解上述动态优化问题：

$$H = \frac{\{c^{(\sigma-1)\nu+1} l^\eta [(1-\varphi)^{2-\sigma} g^{2-\sigma}]^\nu\}^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \cdot e^{-\rho t} + \lambda [(1-t)Ak^\alpha (\varphi g)^{1-\alpha} - c]$$

其中， λ 为收入的影子价格的现值，由上式我们可以得到一阶条件为：

$$\frac{\partial H}{\partial c} = \{l^\eta [(1-\varphi)^{2-\sigma} g^{2-\sigma}]^\nu\}^{1-\theta} [\nu(\sigma-1) + 1] \cdot e^{-\rho t} \cdot c^{[\nu(\sigma-1)+1](1-\theta)-1} - \lambda = 0 \quad (9)$$

$$\text{欧拉方程为：} \quad \dot{\lambda} = \rho\lambda - \frac{\partial H}{\partial k} = \rho\lambda - \lambda\alpha(1-t)Ak^{\alpha-1}\varphi^{1-\alpha}g^{1-\alpha} \quad (10)$$

$$\text{横截条件为：} \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda k e^{-\rho t} = 0$$

由一阶条件，式 (9) 和式 (10) 可得出人均消费增长率为

$$\frac{\dot{c}}{c} = \left\{ \frac{1}{1 - [1 + \nu(\sigma-1)](1-\theta)} \right\} [\alpha(1-t)Ak^{\alpha-1}\varphi^{1-\alpha}g^{1-\alpha} - \rho] \quad (11)$$

再由式 (8) 经过取对数再求导处理后，可得出人均资本增长率为

$$\frac{\dot{k}}{k} = (1-t)Ak^{\alpha-1}\varphi^{1-\alpha}g^{1-\alpha} - \frac{c}{k} \quad (12)$$

根据式 (5)、式 (6)、式 (7)，有

$$g = t^{\frac{1}{\alpha}} A^{\frac{1}{\alpha}} k \varphi^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \quad (13)$$

$$\text{令 } Q = \frac{1}{1 - [1 + \nu(\sigma-1)](1-\theta)}, P = (1-t)t^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} A^{\frac{1}{\alpha}} \varphi^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}, \text{ 把式 (13) 代入式}$$

(11) 和式 (12) 整理后可得

$$\frac{\dot{c}}{c} = (\alpha P - \rho) Q \quad (14)$$

$$\frac{\dot{k}}{k} = P - \frac{c}{k} \quad (15)$$

在平衡增长路径上， kc 以相同固定比率进行增长，有 $\frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{c}}{c}$ ，因此，

$$\frac{c}{k} = P - (\alpha P - \rho) Q \quad (16)$$

由生产函数可知， $\frac{\dot{y}}{y} = \alpha \frac{\dot{k}}{k}$ 在增长过程中一直成立，而消费在总产出中的比重 $\frac{C}{Y} =$

$\frac{c}{y}$ ，其中 c/y 的增长率 $\frac{\dot{c/y}}{c/y} = \frac{\dot{c}}{c} - \frac{\dot{y}}{y}$ ，代入式 (14)、式 (15)、式 (16)，经过整理

后可以得出：

$$\Omega = \frac{\dot{c}/y}{c/y} = Q[\alpha P(1 - \alpha) + \alpha\varphi - \rho] \quad (17)$$

其中, Ω 代表了平衡增长路径上的经济中的消费——GDP 比重的增长率, 即消费率增长率, 式 (17) 的右边部分体现了影响经济中消费率的增长率的主要因素。

(三) 模型结论

在式 (17) 中, 易知 Q 一般为正值, 则 Ω 与 P 成正相关, 因此, 我们可以通过观察经济变量对于 P 的影响来判断它们对于 Ω 的影响。由 P 、 Q 、 Ω 的定义, 这里有:

第一, 由 $Q = \frac{1}{1 - [1 + \nu(\sigma - 1)](1 - \theta)} > 0$, 其中 $0 < \nu < 1$, 可知公共服务的拥挤程度 σ 与 Q 负相关, 而 Q 与 Ω 的关系由 Q 前的系数决定, 这里 Q 前系数为 $\alpha P(1 - \alpha) + \alpha\varphi - \rho$, $\rho > 0$, 系数的正负取决于主要与技术相关的 αP 和贴现率 ρ 的相对大小。当贴现率较大时, $\alpha P < \rho$, 人们倾向于当期消费, Q 前系数为负, 则 σ 与 Ω 正相关, 因此 σ 越大, Ω 也相应越大, 此时公共服务拥挤程度下降 (σ 上升表示公共服务拥挤程度下降), 居民消费率的增长率上升; 当贴现率较小时, $\alpha P > \rho$, 人们更倾向未来消费, Q 前系数为正, 则 σ 与 Ω 负相关, 因此 σ 越大, Ω 也相应越小, 此时公共服务拥挤程度下降 (σ 上升表示公共服务拥挤程度下降), 居民消费率的增长率下降。原因在于当公共服务的拥挤程度下降时, 政府的消费性公共支出所提供的公共服务将会接近于纯公共产品, 居民偏好当期消费则从这种公共性服务中得到的好处越多, 相应得到的效用越多, 从而刺激居民进行消费, 居民消费率相应地增长得更快; 若偏好未来消费则即便当期公共服务拥挤程度下降, 由于居民偏好选择仍使消费率增长缓慢。

第二, $\partial P / \partial \varphi = 1 - t(1/\alpha - 1)t^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} A^{\frac{1}{\alpha}} \varphi^{\frac{1}{\alpha}-2} > 0$, 政府生产性公共支出比例的变动与居民消费率的增长率成正相关关系, 居民消费率的增长率会随着生产性公共支出占比 (φ) 上升而提高, 说明政府生产性支出对于居民消费的增长具有促进作用, 即政府生产性支出对居民消费有一定的挤入效应; 反之, 政府消费性公共支出比例的变动 ($1 - \varphi$) 与居民消费率的增长率成负相关关系, 居民消费率的增长率会随着消费性公共支出占比上升而下降, 说明政府消费性支出对于居民消费的增长具有负面影响, 即政府消费在一定程度上将挤出居民消费。原因可能在于政府的生产性支出所提供的基础设施、教育支出等将会刺激居民的消费需求将增加企业产出, 进而提高居民的收入, 最终促进了居民消费率的增长; 政府的消费性公共支出有可能挤占了居民消费, 从而不利于居民消费率的增长。

第三, $\partial P/\partial t = t^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} A^{\frac{1}{\alpha}} \varphi^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} (1-t-\alpha)/\alpha t$ 。当宏观税率相对低时, 即 $t < 1-\alpha$, $\partial P/\partial t > 0$; 当宏观税率相对高时, 即 $t > 1-\alpha$, $\partial P/\partial t < 0$ 。因此, 宏观税率较高时, 提高宏观税率将会推动消费率的增长率的下降, 而宏观税率较低时, 提高宏观税率将会推动消费率增长率的上升。这里的原因在于政府征税将减少居民的可支配收入, 抑制居民的消费需求, 而税收的增加又可以增加政府生产性公共支出, 从而拉动居民消费的增长, 在两方面的合力作用下, 最终会决定居民消费率的增长。在宏观税率相对较低时, 这种拉动作用可能占主导, 随着宏观税率的不断升高, 抑制作用逐渐占主导, 最终造成宏观税率与居民消费率的增长率呈倒 U 型关系。

由此我们可以最终归纳得到: 政府生产性公共支出比例的提高, 将会促进居民消费率增长率的提高, 进而促进居民消费的增长; 公共服务拥挤程度对居民消费率的决定受居民偏好影响, 当居民偏好当期消费时, 公共服务拥挤程度的下降将对其有促进作用; 宏观税率在一定范围的上升将会先对居民消费率的增长起促进作用, 到达峰值之后会导致居民消费率增长率的下降。

三、基于 2007—2012 年中国数据的实证分析

以上理论分析说明政府支出的不同结构对于居民消费率的增长有不同的影响: 政府生产性支出对居民消费具有挤入效应, 而政府消费性支出则对居民消费具有挤出效应, 宏观税率与居民消费率的增长率呈倒 U 型关系。但现实情况是否与上述命题相符, 仍然需要经验数据的支持。在本节的实证分析中, 我们采用中国省级面板数据进行分析, 考虑到公共服务拥挤程度、政府生产性公共支出的产出弹性等难以准确地量化, 将以我国政府财政收支结构为核心解释变量, 加入其他重要解释变量实证检验它们对于居民消费率增长的影响。

(一) 数据说明与模型设定

计量模型如下:

$$\Omega_{it} = a + \alpha G_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

在式 (18) 中, 下标 i 和 t 分别代表地区和时间, a 为常数项, ν_t 为时间效应, μ_i 是个体效应, ε_{it} 是随机误差项。 Ω_{it} 代表居民消费率增长率变量, G_{it} 代表政府财政支出变量, Z_{it} 表示影响居民消费率增长率的其他宏观经济变量, $\alpha\gamma$ 分别是财政支出和其他宏观经济变量的回归系数。

由于是面板数据, 我们分别使用混合最小二乘估计 (OLS)、固定效应模型 (FE 模型) 以及随机效应模型 (RE 模型) 进行估计, 并通过 F 检验, LM 检验以及 Hausman 检验进行模型设定检验, 判断哪一个更为适用。

关于居民消费率增长率变量,根据理论模型分析以及已有文献(王宏利,2006)设定将居民消费率以支出法国内生产总值结构中的居民消费项与当年名义 GDP 的比值来衡量,再计算得到居民消费率的增长率;关于政府财政支出变量,按照理论模型分析,比较理想的情况是将政府财政支出划分为生产性支出和消费性支出,但值得注意的是这里的划分存在很大争议,我们参考相关(龚六堂、严成樑,2009)^[12]标准,定义生产性公共支出主要包括基本建设支出、教育支出、科研支出,财政支出的其余部分为政府消费性支出^①,两类政府支出规模分别定义为两类政府财政支出与政府财政支出总额的比值,预期政府生产性支出系数为正,消费性支出系数为负;结合理论模型和已有文献[雷潇雨、龚六堂(2014)^[13];吕冰洋、毛捷(2014)],其他影响居民消费率增长率的重要控制变量有:(1)宏观税率,用一般预算收入占国内生产总值的比例表示,预期系数为正;(2)CPI,居民消费价格指数,反映居民消费价格的变动,预期系数为正;(3)人均 GDP 取对数,反映经济发展程度,预期系数为正;(4)城市化程度,用城镇人口占总人口的比重表示,反映城镇化进程,预期系数为正。根据前述理论分析,税率与消费率的增长率之间呈倒 U 型关系,因此计量方程中还加入了宏观税率的平方项,预期系数为负。表 1 列出了所有变量的描述性统计。

表 1 各变量的描述性统计

变量名	变量含义	均值	标准差	最大值	最小值
Ω	居民消费率的增长率	-0.012	12.012	0.058	-0.047
G_i	政府生产性公共支出占比	0.486	0.111	0.768	0.143
G_c	政府消费性公共支出占比	0.215	0.057	0.422	0.111
R	宏观税率	0.093	6.002	0.132	0.072
CPI	居民消费价格指数	103.761	4.123	110.132	96.668
U	城市化程度	0.363	0.176	0.875	0.068
$INGDP$	人均 GDP 取对数	10.003	33.003	10.484	8.312

我们的数据是从 2007 年到 2012 年,来自 2008 到 2013 年《中国统计年鉴》和国家统计数据库中的 2007 年到 2012 年我国 31 个省的宏观经济指标。由于国家统计局在 2007 年对于政府财政收支项目做出重大调整,2007 年前后的财政支出统计口径不一致,因此我们主要选取了 2007 年以后的数据进行了分析。

① 由于 2007 年以后财政收支项目改革,不再统计基本建设支出,在政府生产性支出的统计方面,采取地方总财政支出除去消费性支出(公共服务支出、公共安全、国防治安、文化体育、社保就业、医疗卫生、环境保护、金融监管、救灾援助、利息支出、住房保障)进行统计,余下部分可能略大于生产性支出统计范围,但不影响研究结论。

(2) 实证结果及分析

表2是对式(18)进行回归估计之后的结果,由于数据是31个省份6年数据的平衡面板,依据F检验、LM检验和Hausman检验结果,混合最小二乘估计(OLS)和随机效应模型(RE)均被拒绝,应该选择固定效应模型(FE)的实证结果^①。下面我们对于通过显著性检验的系数进行分析:

表2 消费率增长率的回归分析结果

	FE	RE	OLS
消费性公共支出占比	-3.387*** (7.524)	2.128 (3.387)	3.569*** (8.900)
生产性公共支出占比	2.517** (6.012)	1.098** (7.723)	5.897** (3.712)
对数人均GDP	-0.115 (0.018)	-0.136* (0.115)	-0.138 (0.035)
宏观税率	4.226*** (-4.134)	-12.891** (-3.322)	-9.156** (-9.121)
宏观税率 ²	-11.002* (2.211)	13.287 (5.664)	15.934** (3.328)
城市化程度	0.002* (0.219)	0.006* (0.789)	0.012** (0.321)
居民消费价格指数	0.003 (0.189)	0.176* (2.187)	0.256 (1.421)
常数项	1.454** (2.023)	2.693 (1.552)	1.874*** (4.413)
R ²	0.631	0.567	0.599
样本数	186	186	186
F检验	Prob = 0, 拒绝原假设, FE 优于 OLS		
LM检验	Prob = 0, 拒绝原假设, RE 优于 OLS		
Hausman检验	Prob = 0, 拒绝原假设, FE 优于 RE		

注:***、**和*分别代表99%、95%和90%的显著性;括号里为系数的Z值或t值

实证结果发现,与理论分析基本相符,模型的拟合优度R²为63.1%,说明拟合度较好。模型显示政府生产性支出比重的参数估计结果显著为正(2.517),说明政府生产性支出比重增加对消费率的增长起促进作用,政府消费性支出比重的参数估计结果显著为负(-3.387),说明政府消费性支出比重增长对消费率的增长起负面作用,这基本符合理论模型的推导结果。说明过去以基础建设为主的扩张性财政对于居民消费有拉动作用,政府在基础建设方面的支出一方面促进企业的快速发展,同时提供了更多的就业机会,使我国居民收入上升,从而刺激了消费,而科技和教育方面的支出则使有利于人力资本的高质量积累,也在帮助人们获取更高收入的同时拉动消费的增长。有研究表明,财政竞争导致地方政府更倾向于满足当地基础设施的资金需求,所以生产性财政支出比重增长越快的城市,用作本城基建的部分就越多,基础设施的改善刺

① 在模型检验中一般不加入稳健进行估计,这里表中列出的FE模型结果为检验后已加入稳健的结果。

激了居民消费,使得消费率得到提升;同时,基建项目的主要劳动力是农民工,地方政府投资基建还可能提高居民的就业率和收入,进而提高其消费,这也是促进消费率增长的一个渠道。政府消费性支出的负面作用的原因一方面可能是因为较高的行政管理支出挤占了居民消费,另一方面与我国常年在环保、公共服务等民生支出的比例相对较小有关,可能是这种挤出效应远远大于民生支出对于居民消费的刺激作用,最终呈现为挤出居民消费。这一结果也与胡书东(2002)、胡永刚、郭新强(2012)、饶晓辉、刘方(2014)^[14]等学者的研究结果基本一致。

宏观税率对消费率增长率的影响是显著正的(4.226),其平方项显著为负(-11.002),这印证了税率与居民消费率的增长呈倒U型关系,这是因为一方面政府征税将减少居民的可支配收入,从而抑制居民的消费需求,而另一方面税收的增加又可以增加政府生产性公共支出,从而提供更好的经济增长环境,拉动居民消费的增长,在税率较低区间内这种拉动作用更明显,当税率较高时,抑制作用却成了主导,这里与拉弗曲线的解释原理相似。

城市化程度的参数估计结果显著为正(0.002),说明城市化能够更好地刺激内需,带动居民消费的增长,与现实相符,不断促进城市化的进行,将会促进人群消费结构的改变,进而刺激消费;最后,对数人均GDP的参数估计结果是负的,但不显著;CPI的参数估计结果均为正,也不显著。

四、结论及现实意义

居民消费占GDP比重和政府财政支出具有紧密联系,本文通过理论和实证研究,发现不同的财政支出对于居民消费率的增长具有不同影响。理论分析的主要结论是:第一,居民消费率的增长率会随着生产性公共支出占比上升而提高,而会随着消费性公共支出占比上升而下降,政府的生产性支出对于居民消费有一定的挤入效应,而消费性支出有一定的挤出效应;第二,公共服务拥挤程度对居民消费率的作用受居民偏好影响,当居民偏好当期消费时,公共服务拥挤程度的下降将对其有促进作用;第三,宏观税率与居民消费率的增长呈倒U型关系。然后在此基础上,对2007年到2012年我国31个省的面板数据进行了实证检验,结果基本支持理论分析结论。实证结果还显示城市化程度对于居民消费率的增长也具有一定促进作用。

长期以来,中国持续的高速经济增长主要依赖于投资、出口推动,消费需求增长缺乏活力,但经济增长过度依赖投资和出口的驱动,最终将会不利于经济增长的潜力和质量,把刺激居民消费需求作为扩大内需的重点,转化经济增长动力是促进我国目前经济平稳快速增长的战略需求。按本文的分析结果,中国过去以基建为主的积极财政和城市化的推进可以拉动居民消费的增长,而最能够为居民消费增添活力的政府消

费性支出却由于民生建设的不足，最终挤出居民消费。因此，在目前中国经济增速放缓的新常态下，要想尽可能地拉动我们的居民消费，这就要求政府应该在支出中调整支出结构，加快推动公共支出转型，继续加大科研教育方面的支出，增加民生建设支出的比例，加强民生财政的建设，并且继续推进城市化的进程。

参考文献

- [1] Bailey, M. J. *National income and price level* [J]. New York: Mcgraw-Hill, 1971.
- [2] Barro, R. J. *Government spending, interest rates, prices, and the budget deficits in the United Kingdom* [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1985, 20 (2): 221 - 247.
- [3] Ashcauer, D. A. *Fiscal policy and aggregate demand* [J]. *American Economic Review*, 1985: 117 - 127.
- [4] Amano, R. A. and Wirjanto, T. S. *Intratemporal substitution and government spending* [J]. *Reviews of Economics and Statistics*, 1997: 605 - 609.
- [5] Karras, G. *Government spending and private consumption: some international evidence* [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1994, 26: 9 - 12.
- [6] Devereus, M. B.; Head, A. C, and Lapham, B. J. *Monopolistic competition, increasing return, and government spending* [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1996, 28: 233 - 254.
- [7] 胡书东. 中国财政支出和民间消费需求之间的关系 [J]. *中国社会科学*, 2002 (3).
- [8] 李广众. 政府支出与居民消费：替代还是互补 [J]. *世界经济*, 2005 (8).
- [9] 胡新刚, 郭新强. 内生增长、政府生产性支出与中国居民消费 [J]. *经济研究*, 2012 (9).
- [10] 王宏利. 中国政府支出调控对居民消费的影响 [J]. *世界经济*, 2006 (10).
- [11] 吕冰洋, 毛捷. 高投资、低消费的财政基础 [J]. *经济研究*, 2014 (5).
- [12] 龚六堂, 严成樑. 财政支出、税收与长期经济增长 [J]. *经济研究*, 2009 (6).
- [13] 雷潇雨, 龚六堂. 城镇化对于居民消费率的影响：理论模型与实证分析 [J]. *经济研究*, 2014 (6).
- [14] 饶晓辉, 刘方. 政府生产性支出与中国实际经济波动 [J]. *经济研究*, 2014 (11).

跨域大气污染府际合作治理的演化博弈分析*

郭施宏** 高明

摘要 基于演化博弈方法,讨论在合作收益视角下的跨域大气污染治理的府际博弈问题,探究地方政府在跨域大气污染治理中的行为规律和稳定策略。演化博弈结果表明:在跨域大气污染治理中,府际治理收益和合作收益是地方政府间的策略选择向均治理的方向演化的保障。与此同时,一定程度上的府际合作收益亏损并不会影响大气污染合作治理这一整体策略选择。但府际合作的成本过高时,区域内的地方政府间就有陷入“囚徒困境”的风险,甚至会酿成区域大气环境的“公地悲剧”。为了形成有效的跨域大气污染府际合作治理模式,地方政府的治理收益和府际合作收益应努力实现最优,并勇于进行府际合作,敢于“试错”。另外,中央政府的调控力量可以从区域外部改变区域内的收益均衡,促使区域内府际合作治理的达成。

关键词 大气污染;府际博弈;合作收益;演化博弈

一、引言

我国是世界上大气污染最严重的国家之一,大气污染防治工作面临巨大压力。目前,我国大气污染治理模式主要是以行政区划为基础,由中央政府和地方各级政府负责的属地治理模式。近些年来,国家逐渐重视大气污染的联防联控,2010年5月,国务院办公厅转发的《关于推进大气污染防治联防联控工作改善区域空气质量的指导意见》提出,解决区域大气污染问题需尽早采取区域联防联控措施;2011年12月,国务院正式印发了《国家环境保护部“十二五”规划》,明确提出通过大气污染防治联防联控制度控制区域大气污染问题;2012年10月,国家环保部、发改委、财政部联合发布了《重点区域大气污染防治“十二五”规划》,提出要创新区域管理机制,提升联防联控管理能力;2013年11月,党的十八届三中全会指出,要建立陆海空统筹的生态系统保护修

* 福建省社科规划项目“技术路线图导向的大气污染防治产业技术联盟形成与稳定性研究”(2014A035),福建省软科学研究项目“福建省大气污染防治产业技术路线图制定与升级路径研究”(2015R01010099)。

** 郭施宏(1991-),男,汉族,浙江玉环人,福州大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:资源环境管理、区域经济, E-mail: guoshihong1991@126.com。高明(1965-),男,汉族,吉林农安人,福州大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向:资源环境管理、区域经济。

复和污染防治区域联动机制。2014年9月,国务院印发《大气污染防治行动计划》指出,要形成政府统领、企业施治、市场驱动、公众参与的大气污染防治新机制。

由于大气污染具有流动性,无法由某一地方政府独立完成,因此必须建立跨区域治理的有效机制。环境治理的府际合作模式(Environmental Shared-Governance)即是20世纪末环境保护体系的发展主轴^[1]。国内有关学者也指出府际间的合作治理是应对当前日趋严重的大气污染的必要途径。陶品竹指出大气污染的属地主义治理模式不符合大气流动的自然规律,无法避免区域间大气交叉污染和重复治理现象,也无法充分调动治理各方的积极性,大气污染治理模式必须从属地治理向合作治理转变,在充分尊重和发挥地方主动性的基础上强调区域联合和共同发展^[2]。柴发合等从目标协同、政策协同、技术协同和区域协同四个方面提出了大气污染协同控制模式的发展建议^[3]。刘新圣认为大气污染的政府间协作治理需要建立争端解决机制来保障,争端解决机制应具有多层次性,即使在特定领域也可以探索针对不同争端适用不同的解决机制^[4]。崔晶等指出在区域大气污染治理中,需以公共物品属性来划分中央政府与地方政府的事权,加强区域地方政府间的合作和协同行动,使得大气污染的跨界溢出效应内部化^[5]。Liu^[6]的研究表明,北京市大气污染治理的一般质量控制和严格质量控制两种措施效果均没有显著区别,末端治理对于大气污染防治具有局限性。汪伟全归纳了北京地区空气污染跨区域治理的问题症结,包括利益协调不足、碎片化现象和单中心治理等,提出健全空气污染跨区域治理的利益协调和补偿机制,完善跨区域治理机构的结构设计与组织功能等建议^[7]。卢宁使用灰色关联分析等方法对各省会城市和直辖市空气污染来源进行实证研究发现,环境管制缺位和制度机制缺损是导致空气污染累积爆发的重要原因,鉴于空气污染来源的异质性和管制强度的多维性,合理的空气污染治理模式需要建立多元协同治理和立体垂直治理相结合的治理框架^[8]。

回顾已有的研究成果可知,当前的府际间大气污染合作治理研究多讨论府际合作的必要性、机制保障、对策建议等方面内容,较少涉及如何实现府际间合作治理联盟的达成,以及使之持续稳定的问题。本文从演化博弈论的视角,探究在大气污染治理的过程中地方政府间达成并巩固合作联盟的条件。博弈论为环境污染问题的分析和解决提供了一种良好的理论方法,1968年,Hardin发表的关于“公地悲剧”(Tragedy of the Commons)的论文指出,如果公共资源不被加以限制地自由使用,公共资源终将被完全耗尽^[9]。自此,环境污染问题的博弈理论方法不断演进,从完全理性条件下的经典博弈到有限理性条件下的演化博弈,从合作博弈到非合作博弈,从静态博弈到动态博弈^[10]。Kucukmehmetoglu和Guldmann利用合作博弈论对三个国家的河流分配问题进行研究^[11]。Kennedy采用非合作博弈分析了地方政府在不完全竞争市场下的环境决策^[12]。Damania、Zenkevich等人利用重复博弈分析了环境问题中的政府规制与企业排

污的博弈行为^[13,14]。Yanase 对排放税和命令控制型规制两种污染治理工具进行了比较,结果表明由于“搭便车”现象的存在,更加严格的排污政策可以提高外国公司的竞争力;另外,排放税博弈要比命令控制型的博弈的结果对污染和社会福利的影响更加扭曲^[15]。张乐等基于收益不确定下的蜈蚣博弈实验模型,构建了突发水灾害应急管理中异质性主体的合作行为博弈模型^[16]。刘利源等运用微分博弈从污染物质流量和存量的视角研究非对称国家合作及非合作的污染物质排放和越境污染问题^[17]。在环境污染问题的演化博弈方面,Qu 分析了南水北调工程中地方政府的博弈行为规律^[18]。Suzuki 讨论了湖泊污染问题中的各种如检举手段等社会因素对不同利益群体合作演化的影响^[19]。Wang 等基于 SD 模型研究了环境污染治理中的政府和企业间的混合演化博弈策略,SD 模型得出了一定的限制性罚金下的演化稳定策略^[20]。陈志松等利用演化博弈分析了流域水资源配置中各方的稳定策略^[21]。吴瑞明分别建立了描述上游排污群体、政府监管方和下游受害群体三方演化博弈的动态复制方程^[22]。贾敬全构建了环境信息披露演化博弈模型,以分析政府监管部门和公司的策略选择与演化趋势^[23]。潘峰等基于演化博弈理论讨论了地方政府环境规制决策的演化过程,结果表明,地方政府的环境规制策略不会受到政府间外部效应的影响,缺乏约束的地方政府很可能陷入“囚徒困境”,而约束机制的引入可以促进地方政府的环境规制决策向“帕累托改进”的方向演进^[24]。李胜等认为传统认为的经济增长方式、产业结构、环境执法效率和管理体制的障碍并非跨行政区流域水污染治理困境的根本原因,府际博弈的非理性均衡才是跨区域水污染治理困境形成的深层次原因^[25]。

运用演化博弈方法研究府际大气污染治理的原因在于,从经济学角度上讲,大气环境属于典型的公共产品,具有非竞争性和非排他性,在大气污染治理过程中容易造成“公地悲剧”“囚徒困境”等问题^[26]。同时,演化博弈论的有限理性前提更符合我国地方政府在环境治理中的行为规律。在跨域大气污染治理中,地方政府之间的博弈是一个随机配对、相互学习的重复博弈过程,其策略调整过程可以用复制动态机制来模拟。通过演化博弈分析,可以反映地方政府在大气污染治理中的行为演化路径与稳定策略,对于更好地开展大气污染联防联控工作,改善大气环境具有一定的参考意义。

二、问题描述与参数设定

(一) 问题描述

演化博弈论最初产生于生物学领域,它把生物体看作是有限理性人。他们在互相学习、相互竞争中产生博弈,在博弈中相互适应。演化博弈论认为,有限理性主体不能正确地计算自己的收益支付,做出最佳决策的能力有限,决策者大多是通过试错和

对较高收益策略进行学习模仿，最终达到一种稳定均衡状态^[27]。演化博弈论思想是建立在生物进化理论基础之上的，用参与人群体来代替博弈中的参与者个人，用群体中选择不同纯策略的个体占群体中个体总数的百分比来代替博弈论中的混合策略^[28]。演化稳定策略的基本思想是：假设存在一个全部选择某一特定策略的大群体和一个选择不同策略的突变小群体，当这个突变小群体进入大群体后就会形成一个混合群体，如果突变小群体在混合群体中博弈所得到的收益支付大于原群体中个体所得到的收益支付，那么这个小群体就可以侵入到大群体中，并会逐渐影响大群体的策略选择；反之，就会在博弈中迅速被淘汰，或逐渐倾向于与大群体选择同样的策略。如果某一群体能够完全不被任何突变小群体侵入，那么就认为该群体达到了演化稳定状态，该群体所选择的策略即为演化稳定策略^[29]。

假设区域内 A、B 两个毗邻的政府，他们的策略选择包括对大气污染进行治理和不进行治理，策略集为 {治理、不治理}。(1) 当两地政府都选择不治理时，他们都将蒙受大气污染造成的损失。(2) 当一方政府进行治理另一方不治理时，治理一方的辖区大气质量得到改善，从而获得一定的治理收益，但同时也相应地需付出治理大气的费用，因治理大气污染在短期内的经济增长损值，以及受不治理政府辖区的大气污染的负外部性影响；而不治理政府一方则会受到大气污染所带来的损失，以及受到毗邻政府治理大气环境所带来的正外部性影响。(3) 当两地政府选择合作治理大气污染时，他们除了获得自身的治理收益外，还将获得共同收益；在成本方面，两地除了需要付出进行自身治理大气环境的成本外，还需付出为达成合作的交易成本。特别指出的是，从政府决策的视角看，地方政府选择治理或者不治理策略的收益计算中，包含了大气污染的程度，大气污染的程度越严重，意味着治理成果后的收益也就越高，地方政府越倾向于治理；另一方面，由于大气环境的外部性，政府间的合作实则为促使大气环境的外部性内在化，这一过程会影响地方政府在府际合作治理决策中的收益计算，即地方政府需要在合作治理收益的基础上减去“搭便车”所能获得的正外部性收益。为此，本文基于演化博弈方法，讨论在合作收益视角下的跨域大气污染治理的府际博弈问题，探究地方政府在跨域大气污染治理中的行为规律和稳定策略。

(二) 参数设定

根据地方政府间大气污染治理博弈问题描述，设定相关参数并设定这些参数为正值，便于讨论：

C_p ，为地方政府治理大气污染的成本。

L_e ，为地方政府为治理大气污染愿意接受的短期内的经济增长损值。

L_p ，为大气污染对地方政府带来的损失。

C_e , 为政府间为达成合作治理联盟所付出的交易成本。

R_i , 为地方政府进行大气污染治理所带来的自身收益。

R_s , 为府际合作治理大气污染所带来的共同收益。

θ , 为地方政府间的外部效应系数。由于大气环境的流动性, 假设区域间污染空气和清洁空气的对流效应是基本一致且稳定的, 因此, 大气污染的负外部效应和大气污染治理的正外部效应均为常数 θ , $0 < \theta < 1$ 。

三、大气污染治理的府际演化博弈模型分析

(一) 博弈支付矩阵与复制动态方程

在合作收益的博弈情景中, 当地方政府均选择不治理策略时, 双方政府将均会遭受本区大气污染带来的损失以及毗邻政府辖区的大气污染对本区的负外部效应影响 $[-(1+\theta)L_p]$; 当一方政府治理, 一方政府不治理时, 不治理的政府将承受本区大气污染带来的损失, 以及受进行大气污染治理的毗邻政府的正外部效应影响 $[-(1-\theta)L_p]$, 而选择治理大气污染的政府将获得治理大气污染所带来的自身收益, 承受治理大气的成本, 因治理大气在短期内的经济增长损值, 以及受邻避政府辖区的大气污染的负外部效应影响 $(R_i - C_p - L_e - \theta L_p)$; 当两地政府选择合作治理时, 地方政府除了获得治理大气污染带来的收益和承担治理成本与经济损失外, 还有政府合作治理所带来的共同收益, 同时也要接受达成府际合作所付出的交易费用 $(R_i + R_s - C_p - L_e - C_e)$ 。该情景的博弈支付矩阵如表 1 所示。

令 A 政府选择治理策略的概率为 x , 则选择不治理策略的概率为 $1-x$; B 政府选择治理策略的概率为 y , 则选择不治理策略的概率为 $1-y$ 。

A 政府采取治理策略时的期望收益为:

$$u_{11} = y(R_i + R_s - C_p - L_e - C_e) + (1-y)(R_i - C_p - L_e - \theta L_p) \quad (1)$$

A 政府采取不治理策略时的期望收益为:

$$u_{12} = y[-(1-\theta)L_p] + (1-y)[-(1+\theta)L_p] \quad (2)$$

表 1 地方政府间阶段博弈支付矩阵

A 政府 \ B 政府		治理	不治理
		治理	不治理
治理	$R_i + R_s - C_p - L_e - C_e, R_i + R_s - C_p - L_e - C_e$	$R_i - C_p - L_e - \theta L_p, -(1-\theta)L_p$	
不治理	$-(1-\theta)L_p, R_i - C_p - L_e - \theta L_p$	$-(1+\theta)L_p, -(1+\theta)L_p$	

A 政府的平均收益为:

$$\bar{u}_1 = xu_{11} + (1-x)u_{12} \quad (3)$$

B 政府采取治理策略时的期望收益为:

$$u_{21} = x (Ri + Rs - \overset{\circ}{C}p - Le - Ce) + (1 - x) (Ri - Cp - Le - \theta Lp) \quad (4)$$

B 政府采取不治理策略时的期望收益为:

$$u_{22} = x [- (1 - \theta) Lp] + (1 - x) [- (1 + \theta) Lp] \quad (5)$$

B 政府的平均收益为:

$$\bar{u}_2 = y u_{21} + (1 - y) u_{22} \quad (6)$$

对 A、B 政府博弈进行复制动态分析, 得到 A 政府的复制动态方程为:

$$\begin{aligned} F(x) &= dx/dt = x(u_{11} - \bar{u}_1) = x(1-x)(u_{11} - u_{12}) \\ &= x(1-x)[Ri + Lp - Cp - Le + y(Rs - Ce - \theta Lp)] \end{aligned} \quad (7)$$

B 政府的复制动态方程为:

$$\begin{aligned} F(y) &= dy/dt = y(u_{21} - \bar{u}_2) = y(1-y)(u_{21} - u_{22}) \\ &= y(1-y)[Ri + Lp - Cp - Le + x(Rs - Ce - \theta Lp)] \end{aligned} \quad (8)$$

对于 A 政府而言, 根据动态方程 (7), 如果 $y^* = (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs)$, dx/dt 始终为 0。所有 x 都是稳定状态, 则意味着 A 政府将采取混合策略; 如果 $y^* \neq (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs)$, 鉴于 ESS 必须满足的条件为:

$$\begin{cases} F(x^*) = 0 \\ F'(x^*) < 0 \end{cases} \quad (9)$$

则 $y > (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs)$ 时, $x^* = 0$ 是演化稳定策略; $y < (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs)$ 时, $x^* = 1$ 是演化稳定策略。

根据动态方程 (8) 同理可得, 如果 $x^* = (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs)$, dy/dt 始终为 0。所有 y 都是稳定状态, 则意味着 B 政府将采取混合策略; 当 $x > (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs)$ 时, $y^* = 0$ 是演化稳定策略; $x < (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs)$ 时, $y^* = 1$ 是演化稳定策略。方程 (7) 和方程 (8) 分别描述了 A、B 政府演化博弈的群体动态, 二者共同构成了该博弈的复制动态系统。在该系统中, 有 4 个局部均衡点, 分别为 $O(0, 0)$, $A(0, 1)$, $B(1, 0)$, $C(1, 1)$, 分别表示 A、B 政府在跨域大气污染治理中采取 (不治理, 不治理), (治理, 不治理), (治理, 治理), (不治理, 治理) 策略。而当 $0 \leq (Ri + Lp - Cp - Le) / (Ce + \theta Lp - Rs) \leq 1$ 时, $D(x^*, y^*)$ 也为均衡点, 该点为系统中的鞍点, 具有不确定性。地方政府间在长期反复博弈的不断试错、模仿和学习过程后, 鞍点会趋向于稳定的策略选择方向演进。

(二) 局部稳定性分析与参数讨论

在确定动态复制系统的 5 个局部均衡点后, 进而讨论复制动态过程的稳定性趋向。对系统进行稳定性分析, 确定局部均衡点中的稳定点 (ESS), 得到跨域大气污染治理

中的府际演化博弈稳定策略。稳定点的判断可由 Friedman 提出的一种方法实现, 即一个微分方程系统描述群体动态, 其局部均衡点的稳定性分析可由该系统的雅克比 (Jacobi) 矩阵的局部稳定性得到^[30]。雅克比矩阵及其行列式 $\det. J$ 和迹 $\text{tr. } J$ 的公式如下:

$$J = \begin{pmatrix} \frac{dF(x)}{dx} & \frac{dF(x)}{dy} \\ \frac{dF(y)}{dx} & \frac{dF(y)}{dy} \end{pmatrix} \quad (10)$$

$$\det. J = \frac{dF(x)}{dx} \cdot \frac{dF(y)}{dy} - \frac{dF(x)}{dy} \cdot \frac{dF(y)}{dx} \quad (11)$$

$$\text{tr. } J = \frac{dF(x)}{dx} + \frac{dF(y)}{dy} \quad (12)$$

由此, 得到 A、B 政府博弈的雅克比矩阵为:

$$J = \begin{pmatrix} (1-2x)[(Ri+Lp-Cp-Le)+y(Rs-Ce-\theta Lp)], & x(1-x)(Rs-Ce-\theta Lp) \\ y(1-y)(Rs-Ce-\theta Lp), & (1-2y)[(Ri+Lp-Cp-Le)+x(Rs-Ce-\theta Lp)] \end{pmatrix} \quad (13)$$

各均衡点雅克比矩阵的行列式和迹如下:

$$\det. J(0,0) = (Ri+Lp-Cp-Le)^2 \quad (14)$$

$$\text{tr. } J(0,0) = 2(Ri+Lp-Cp-Le) \quad (15)$$

$$\det. J(0,1) = -(Ri+Rs+Lp-Cp-Ce-Le-\theta Lp)(Ri+Lp-Cp-Le) \quad (16)$$

$$\text{tr. } J(0,1) = (Rs-Ce-\theta Lp) \quad (17)$$

$$\det. J(1,0) = -(Ri+Rs+Lp-Cp-Ce-Le-\theta Lp)(Ri+Lp-Cp-Le) \quad (18)$$

$$\text{tr. } J(1,0) = (Rs-Ce-\theta Lp) \quad (19)$$

$$\det. J(1,1) = (Ri+Rs+Lp-Cp-Ce-Le-\theta Lp)^2 \quad (20)$$

$$\text{tr. } J(1,1) = -2(Ri+Rs+Lp-Cp-Ce-Le-\theta Lp) \quad (21)$$

通过检验雅克比矩阵 J 的行列式 $\det. J$ 的符号和迹 $\text{tr. } J$ 的符号判断稳定点。只有在 $\det. J$ 的符号为正, 且 $\text{tr. } J$ 的符号为负的情况下, 对应的平衡点为稳定点。由于平衡点为 ESS 的条件与地方政府治理或不治理大气污染的收益情况有着紧密关系。因此, 需要对收益的取值情况进行分类讨论。为了方便讨论, 令 $m = Ri + Lp - Cp - Le$, m 代表了地方政府在判断是否进行大气污染治理时实际考虑的自身收益; 令 $n = Rs - Ce - \theta Lp$, n 代表了地方政府间在跨域大气污染治理中判断是否进行合作时实际考虑的合作收益; 则 $m + n$ 代表了府际合作治理的整体收益。因此, 各局部均衡点雅克比矩阵的行列式和迹简化如第 119 页表 2。根据本文的博弈模型设定, 一共存在 6 种收益情况, 第 119 页表 3 显示了 6 种收益假设下的稳定性分析结果。

表 2 各局部均衡点雅克比矩阵的行列式和迹

局部均衡点	det. J	tr. J
$O(0, 0)$	m^2	$2m$
$A(0, 1)$	$-m(m+n)$	n
$B(1, 0)$	$-m(m+n)$	n
$C(1, 1)$	$(m+n)^2$	$-2(m+n)$
$D(x^*, y^*)$	$-m/n$	0

表 3 系统局部稳定性分析结果

命题	假设条件	均衡点	det. J 符号	tr. J 符号	结论	相位图
命题 1	$m > 0$ $n > 0$ $m+n > 0$	$O(0, 0)$	+	+	不稳定 不稳定 不稳定 ESS 鞍点	第 121 页图 1
		$A(0, 1)$	-	+		
		$B(1, 0)$	-	+		
		$C(1, 1)$	+	-		
		$D(x^*, y^*)$	-	0		
命题 2	$m > 0$ $n < 0$ $m+n > 0$	$O(0, 0)$	+	+	不稳定 不稳定 不稳定 ESS 鞍点	第 121 页图 1
		$A(0, 1)$	-	-		
		$B(1, 0)$	-	-		
		$C(1, 1)$	+	-		
		$D(x^*, y^*)$	+	0		
命题 3	$m > 0$ $n < 0$ $m+n < 0$	$O(0, 0)$	+	+	不稳定 ESS ESS 不稳定 鞍点	第 121 页图 2
		$A(0, 1)$	+	-		
		$B(1, 0)$	+	-		
		$C(1, 1)$	+	+		
		$D(x^*, y^*)$	+	0		
命题 4	$m < 0$ $n > 0$ $m+n > 0$	$O(0, 0)$	+	-	ESS 不稳定 不稳定 ESS 鞍点	第 121 页图 3
		$A(0, 1)$	+	+		
		$B(1, 0)$	+	+		
		$C(1, 1)$	+	-		
		$D(x^*, y^*)$	+	0		

续表

命题	假设条件	均衡点	det. J 符号	tr. J 符号	结论	相位图
命题 5	$m < 0$ $n > 0$ $m + n < 0$	$O(0, 0)$	+	-	ESS	第 121 页图 4
		$A(0, 1)$	-	+	不稳定	
		$B(1, 0)$	-	+	不稳定	
		$C(1, 1)$	+	+	不稳定	
		$D(x^*, y^*)$	+	0	鞍点	
命题 6	$m < 0$ $n < 0$ $m + n < 0$	$O(0, 0)$	+	-	ESS	第 121 页图 4
		$A(0, 1)$	-	-	不稳定	
		$B(1, 0)$	-	-	不稳定	
		$C(1, 1)$	+	+	不稳定	
		$D(x^*, y^*)$	-	0	鞍点	

从局部稳定性分析结果看,在命题 1 ($m > 0, n > 0$) 下,地方政府治理的自身收益和府际合作的收益均为正时,地方政府在跨域大气污染治理策略选择中会向均治理的方向演进。当府际合作的成本较高,府际合作的收益不为正时,若合作治理大气污染的整体收益为正,地方政府的治理策略选择也能向均治理的策略集稳定,即命题 2 ($m > 0, n < 0, m + n > 0$)。但在合作治理背景下,当府际合作的成本过大,而合作收益不高,迫使整体收益为负时,即使地方政府自身治理大气环境的收益为正,政府间的策略选择也会朝着“搭便车”行为方向演进,即命题 3 ($m > 0, n < 0, m + n < 0$)。命题 4 ($m < 0, n > 0, m + n > 0$) 和命题 2 有着相似的假设,但在策略演化结果上却存在差异,命题 4 同样假设府际合作治理大气污染的整体收益为正,与命题 2 相反的是命题 4 中地方政府自身治理大气污染的收益为负,府际合作的收益为正,该命题下 $(0, 0)$ 和 $(1, 1)$ 是两个稳定点,即地方政府的策略选择会向均不治理或均治理的情况演化。命题 4 与命题 2 的对比说明,在治理大气污染的收益为负的情况下,即使区域治理大气污染的整体收益为正,地方政府间依然会存在均不治理的风险,而一旦整体的收益也为负时,将陷入区域内地方政府均不治理的“公地悲剧”,即命题 5 ($m < 0, n > 0, m + n < 0$)。命题 3 和命题 5 的对比也能说明大气污染自身治理的收益情况对于区域整体性大气污染治理的基础性作用。诚然,在命题 6 ($m < 0, n < 0$) 下,各种收益均为负时,地方政府亦会选择均不治理策略。综上,在合作收益视角下,为了形成有效的跨域大气污染府际合作治理模式,地方政府治理大气污染的收益和府际合作收益应努力实现最优(至少不为负);另外,在区域治理的整体收益为正的情况下,允

许一定程度的府际合作收益的亏损。从现实意义上来讲，这一附加条件为跨域大气污染治理中的府际合作的“磨合”提供了一定的容错空间。

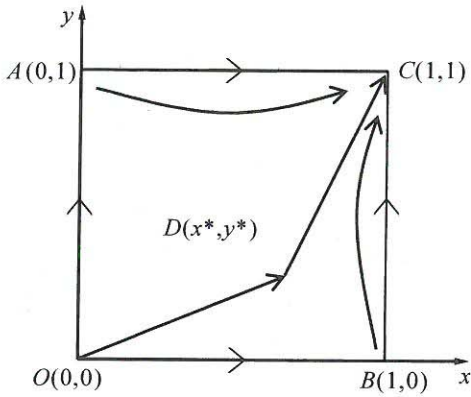


图1 命题1、2演化博弈相位图

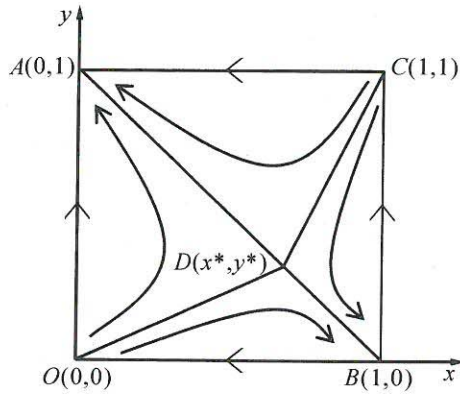


图2 命题3演化博弈相位图

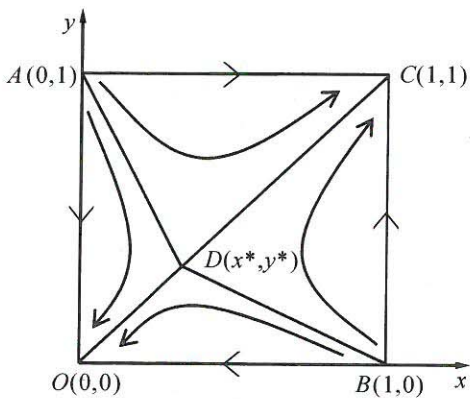


图3 命题4演化博弈相位图

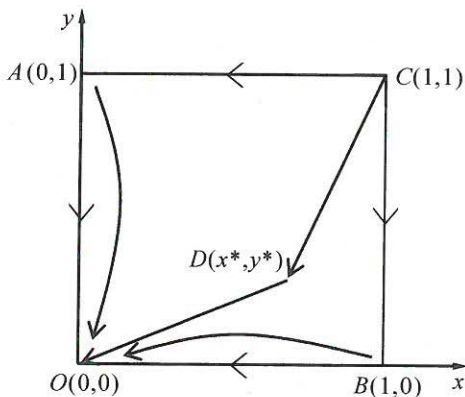


图4 命题5、6演化博弈相位图

从具体参数上看，为了形成跨域大气污染府际合作治理的演化稳定策略（治理，治理），需要满足：

$$\det. J(1,1) = (Ri + Lp - Cp - Le + Rs - Ce - \theta Lp)^2 > 0 \quad (22)$$

$$\text{tr. } J(1,1) = -2(Ri + Lp - Cp - Le + Rs - Ce - \theta Lp) < 0 \quad (23)$$

解得：
$$Ri + Rs + Lp > Cp + Le + Ce + \theta Lp \quad (24)$$

不等式的结果显示了区域内部的博弈利益平衡关系，一方面，当区域内地方政府在跨域大气污染治理中的自身收益和共同收益越高，大气污染程度越严重，越容易达成府际合作治理；另一方面，地方政府治理大气污染的自身成本、所付出的经济代价以及达成府际合作的交易成本越低，府际合作治理也越容易达成。因此，从区域内部看，提高府际合作收益，降低合作成本是府际合作治理发展方向。从区域外看，中央

政府为了推动区域大气污染府际合作治理进程，可以通过生态补偿和奖惩机制，以提高不等式左边的收益水平。

四、政策意涵

为了实现跨域大气污染的有效治理，地方政府间必须形成稳定的合作治理模式。府际演化博弈的结果表明，地方政府间的稳定策略选择向均治理的方向演化需要府际治理收益和合作收益的保障。博弈的结果也显示，地方政府间应勇于进行合作，敢于“试错”，府际合作初期的一定程度上的合作收益亏损并不会影响大气污染合作治理这一整体策略选择。但是，一旦府际合作的成本过高，区域内的地方政府间就有陷入“囚徒困境”的风险，甚至会造成区域大气环境的“公地悲剧”。为此，合作收益视角下，区域内部，提高政府治理收益和府际共同收益，降低府际合作成本是跨域大气污染府际合作治理的关键；区域外部，中央政府的调控力量，即中央政府对地方政府的惩罚、奖励、补偿等措施，可以改变区域内的收益均衡，以达到地方政府的稳定策略快速有效地向合作治理方向演进的目的。

具体而言，治理大气污染的收益需要通过生产力和技术的发展来提高，而府际合作的收益需要降低府际合作的交易成本来实现。地方政府在考虑是否进行合作以及合作的长久性时会对两类成本进行比较：一种是地方政府与外界进行交易的成本，即直接交易成本；另一种是府际间寻求合作所需要付出的成本，即合作交易成本^[31]。如果直接交易成本大于合作交易成本，地方政府就会倾向于合作，而当合作交易成本长期低于直接交易成本时，府际合作治理便达到稳定效果。达成合作的交易成本至少与四类成本有关：一是合作之前的排他成本或防范成本，即每个行为人能否在保护自己产权的同时不侵犯他人的产权；二是合作之初的信息成本，即为了寻求合作而需要付出的信息努力；三是合作过程中的监督成本，即为了保证参与各方践行合作诺言所要付出的努力；四是合作之后的收益分配过程中的谈判成本，即为了保证合作收益的合理分配需要付出的努力^[32,33]。因此，大气污染防治需要建立与完善社会信任机制、信息共享机制、监督约束机制和利益分配机制作为保障，以促进府际间合作的稳定性，产生合作生产力，改善大气环境。

参考文献

- [1] 杨妍, 孙涛. 跨区域环境治理与地方政府合作机制研究 [J]. 中国行政管理, 2009 (1): 66-69.
- [2] 陶品竹. 从属地主义到合作治理: 京津冀大气污染治理模式的转型 [J]. 河北法学, 2014, 32

- (10): 120 - 129.
- [3] 柴发合, 李艳萍, 乔琦, 等. 基于不同视角下的大气污染协同控制模式研究 [J]. 环境保护, 2014 (Z1): 46 - 48.
- [4] 刘新圣. 京津冀防治大气污染的政府协作机制建设 [J]. 中国党政干部论坛, 2014 (8): 62 - 64.
- [5] 崔晶, 孙伟. 区域大气污染协同治理视角下的府际事权划分问题研究 [J]. 中国行政管理, 2014 (9): 11 - 15.
- [6] Fei Liu, Z. Klimont, Qiang Zhang etc. *Integrating mitigation of air pollutants and greenhouse gases in Chinese cities: development of GAINS-City model for Beijing. Journal of Cleaner Production*, 2013 (58): 25 - 33.
- [7] 汪伟全. 空气污染的跨域合作治理研究——以北京地区为例 [J]. 公共管理学报, 2014, 11 (1): 55 - 64.
- [8] 卢宁. 城市空气污染来源、环境管制强度与治理模式研究——基于我国部分城市的实证分析 [J]. 学习与实践, 2014 (2): 27 - 37.
- [9] Hardin G. *The tragedy of the commons* [J]. *Science*, 1968, 162 (3859): 1243 - 1148.
- [10] 蔡玲如. 环境污染监督博弈的动态性分析与控制策略 [D]. 武汉: 华中科技大学, 2010: 3 - 9.
- [11] Kucukmehmetoglu M, Guldmann J. *International water resources allocation and conflicts; the case of the Euphrates and Tigris* [J]. *Environment & Planning A*, 2004, 36 (5): 783 - 801.
- [12] Kennedy P W. *Equilibrium pollution taxes in open economies with imperfect competition* [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 1994, 27 (1): 49 - 63.
- [13] Damania R. *Environmental regulation and financial structure in an oligopoly supergame* [J]. *Environmental Modelling & Software*, 2001, 16 (2): 119 - 129.
- [14] Zenkevich N., Zyatchin A. *Strong Nash equilibrium in a repeated environmental engineering game with stochastic dynamics* [C]. *Proceedings of the Second International Conference on Game Theory and Applications*, 2007: 262 - 266.
- [15] Yanase A. *Global environment and dynamic games of environmental policy in an international duopoly* [J]. *Journal of Economics*, 2009, 97 (2): 121 - 140.
- [16] 张乐, 王慧敏, 佟金萍. 突发水灾害应急合作的行为博弈模型研究 [J]. 中国管理科学, 2014, 22 (4): 92 - 97.
- [17] 刘利源, 时政勋, 宁立新. 非对称国家越境污染最优控制模型 [J]. 中国管理科学, 2015, 23 (1): 43 - 49.
- [18] Qu Y F. *The evolutionary game analysis on water pollution control strategy of basin local governments: a case of the south-to-north water transfer project* [J]. *Journal of Industrial Engineering & Engineering Management*, 2011, 1 (6): 35 - 39.

- [19] Suzuki Y, Iwasa Y. *Conflict between groups of players in coupled socio-economic and ecological dynamics* [J]. *General Information*, 2009, 68 (4): 1106 - 1115.
- [20] Wang H, Zeng L C W. *Research on the evolutionary game of environmental pollution in system dynamics model* [J]. *Journal of Experimental & Theoretical Artificial Intelligence*, 2011, 23 (1): 39 - 50.
- [21] 陈志松, 王慧敏, 仇蕾, 等. 流域水资源配置中的演化博弈分析 [J]. *中国管理科学*, 2008, 16 (6): 176 - 183.
- [22] 吴瑞明, 胡代平, 沈惠璋. 流域污染治理中的演化博弈稳定性分析 [J]. *系统管理学报*, 2013, 22 (6): 797 - 801.
- [23] 贾敬全, 卜华, 姚圣. 基于演化博弈的环境信息披露监管研究 [J]. *华东经济管理*, 2014, 28 (5): 145 - 148.
- [24] 潘峰, 西宝, 王琳. 地方政府间环境规制策略的演化博弈分析 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24 (6): 97 - 102.
- [25] 李胜, 陈晓春. 基于府际博弈的跨行政区流域水污染治理困境分析 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2011, 21 (12): 104 - 109.
- [26] 李雪松, 孙博文. 大气污染治理的经济属性及政策演进: 一个分析框架 [J]. *改革*, 2014 (4): 17 - 25.
- [27] And D L, Levine D K, Pesendorfer W. *The evolution of cooperation through imitation* [J]. *Games & Economic Behavior*, 2007, 58 (2): 293 - 315.
- [28] Alós-Ferrer C, Ania A B. *The evolutionary stability of perfectly competitive behavior* [J]. *Access & Download Statistics*, 2005, 26 (3): 497 - 516.
- [29] 黄阳. 企业财务危机预警仿真研究——基于多职能体演化博弈视角 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2014: 63 - 66.
- [30] Friedman D. *Evolutionary Games in Economics* [J]. *Econometrica*, 1991, 59 (3): 637 - 666.
- [31] 雷晓康, 席恒. 合作收益与公共管理 [J]. *西北大学学报: 哲学社会科学版*, 2006, 36 (6): 132 - 138.
- [32] 席恒, 雷晓康. 合作收益与公共管理: 一个分析框架及其应用 [J]. *中国行政管理*, 2009 (1): 109 - 113.
- [33] 席恒. 公共政策制定中的利益均衡——基于合作收益的分析 [J]. *上海行政学院学报*, 2009, 10 (6): 39 - 45.

高等教育为何吸引力不足？

——基于父母生活满意度视角的研究

王樱洁*

摘要 本文以正在接受高等教育的子女的父母为考察对象，结合理论分析和实证检验探讨子女的受教育程度对父母生活满意度的影响。理论分析将这种影响分为“财富效应”和“情感效应”两个维度，以便于探讨高等教育吸引力不足的具体方面；实证分析利用 CFPS2012 年的数据引入交互项、分城乡来检验这两种效应。结果发现，高等教育吸引力不足的问题主要体现在硕士和博士阶段，而农村家庭收入越低、需支付的教育成本越高，就越有可能降低父母的生活满意度。

关键词 高等教育；生活满意度；财富效应；情感效应

一、引言

众所周知，教育尤其是高等教育是提升国民素质的关键，从宏观上讲是国家大计。然而在微观层面上，对于一个人或者一个家庭，接受高等教育能否为其生活带来显著改善，最近却不断受到质疑。例如，2015 年春节期间，上海大学博士生王磊光的文章《一位博士生的返乡笔记：近年情更怯，春节回家看什么》在微信朋友圈及微博等社交媒体疯传，转发量上万，其中提到的“知识的无力感”更是引发了社会的热议。^②文中提到，举全家之力把子女培养成大学生的家庭，往往生活在困境中。且不论学费的负担，好不容易毕了业的大学生，很难迅速收回成本，就面临结婚、买房等种种压力；而亲人、朋友、同事的孩子已入职数年收入可观了。此时，父母的心情可想而知。中国家庭跟踪调查 2012 年《中国民生发展报告》中的数据显示，从全国范围来看，53.3% 的父母希望孩子达到本科学历，期望孩子达到更高的硕士和博士水平的父母仅占总体的 4.4% 和 21%。而期待孩子达到小学、初中、高中、大专水平的家长，也分别

* 王樱洁（1994-），女，汉族，浙江台州人，西南财经大学经济学院 2012 级本科生，E-mail: 41201015@2012.swufe.edu.cn，电话：15708428226，通讯地址：成都市温江区柳台大道 555 号，邮政编码：611130。作者感谢西南财经大学经济与管理研究院傅十和老师、龚强老师，经济学院徐舒老师、凌晨老师和统计学院范国斌老师对本文的指导与建议。当然，文责自负。

② 摘自澎湃研究所：http://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_1304570，2015 年 2 月 17 日。

占据了受调查人口总数的4.0%、3.0%、6.8%和6.6%。^①可见,大多数父母或许并不期待孩子拥有多高的学历,本科已经足够,再往上读就意味着延迟成家立业,对于贫困的家庭来说,也是经济上的一种负担。

这种高等教育吸引力不足的现象是令人担忧的,因为高等教育在宏观层面上对整个国家的影响和在微观层面上对个人与家庭的价值是相辅相成的。如果个人与家庭对高等教育的认可度不足,从而倾向于选择不接受高等教育,那么对整个国家的国民素质的提升甚至对国民经济发展均会带来严重的负面影响。因此,本研究拟将从生活满意度的视角出发,探讨高等教育吸引力下降背后的原因,试图为当前高等教育中存在的一些困惑提出适当建议。

生活满意度是一个比较综合的,既能反映身体层面又能反映精神层面的对于生活评价的指标(Sumner, 1996^[1]),并且自己陈述的生活满意度指标在衡量一个人的状态时表现也很稳健(Ng, 2008^[2])。经济学中有大量的理论和实证文献研究受教育程度是如何影响个人生活效用的(Clark and Oswald, 1994^[3]; Layard, 2005^[4]; 罗楚量, 2006^[5]; 金江, 2012^[6])。但关于教育和生活效用究竟是何种联系仍在争论:一派学者认为,教育可以使个人得到更高质量的工作(Blanchflower & Oswald, 1994^[7])、更好的健康水平(Berger & Leigh, 1989^[8])、更好的婚姻状况(Haveman & Wolfe, 1984^[9]),从而增进主观效用;另一派学者认为,接受过更高教育的人自我期待较高,从而导致了他们在工作和生活中常常处于紧张焦虑的状态(Clark & Oswald, 1996^[10]),而一旦面临突发状况如暂时性失业,他们的相对剥夺感也会比其他人更强烈(Wilson, 1967^[11])。对于高等教育来说,同样值得研究,即在我国目前特定现状下,接受高等教育究竟是否能够显著提升个人生活效用。

必须要注意的是,由于我国传统文化的影响,研究高等教育对生活满意度的影响时,不仅要考虑对受教育者自身生活满意度的影响,还要考虑到对父母满意度的可能影响。因为在中国,父母与子女之间的亲情联系要远比国外更为紧密,而且持续的时间也更长,所以子女在选择是否接受高等教育时会在很大程度上受到父母的影响:一方面,中国子女的教育投资大多由父母支出,那么父母的生活满意度是否会因为子女接受高等教育而获得明显提升,便会直接决定其对子女教育投资的意愿程度(李旻, 等, 2006^[12]);另一方面,中国子女也远比国外子女更在乎父母的感受(边馥琴和约翰·罗根, 2001^[13]),因此,倘若追求更高的教育将使得父母的生活变得艰辛,那么孩子即使有追求更高教育的兴趣和能力,也可能会从父母的角度着想而选择放弃。然

^① 摘自中国教育新闻网: http://www.jyb.cn/china/gnsd/201208/t20120813_506262.html, 2012年8月13日。

而, 现有文献尚且缺少子女受教育程度对父母生活满意度的影响的研究, 只有少数研究从其他角度指出子女的受教育程度更倾向于是一个家庭问题, 而绝非仅仅是个人问题: McLoyd (1989)^[14]发现经济困难的家庭对孩子未来预期更悲观且对孩子受教育的期望也较低, 而李雅楠 (2012)^[15]也发现家庭收入对子女的教育有“倒 U 型”影响; Lloy & Blbnc (1996)^[16]和 Davis-Kean (2005)^[17]发现教育程度高的父母期望孩子接受更高水平的教育; 龚继红和钟涨宝 (2005)^[18]、董强等 (2007)^[19]认为农村家庭性别结构会影响家庭教育投资行为, 农村教育领域存在性别不平等。

综上可知, 家庭收入、父母受教育水平、孩子性别等都有可能影响父母对子女受教育水平的期望或者投资孩子教育的意愿, 因而这些特征也极有可能改变子女接受高等教育对父母生活效用的影响。

本文的研究建立在已有文献的基础上, 试图比较 16 岁及以上正在读高中或者专科、本科、硕士、博士的孩子的父母的生活状况, 着重研究当前状态下孩子接受高等教育对父母生活的短期影响, 即父母尚处于教育投资阶段, 孩子的未来未知。本文主要贡献在于: 针对接受高等教育的群体, 通过理论分析将子女受教育对父母生活满意度的影响分为“财富效应”和“情感效应”两个维度, 以便于探讨高等教育吸引力不足的具体方面, 并利用中国家庭跟踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 2012 年的数据, 分城乡检验这两类效应对父母满意度的影响。后文的结构安排如下: 第二部分进行理论分析, 第三部分介绍变量与数据, 第四部分是实证分析, 第五部分给出结论与政策建议。

二、理论分析

本文理论部分借鉴 Becker and Tomes (1979)^[20]家庭内部资源分配模型的基本思想, 根据本文的研究目标对该模型进行扩展, 试图探讨子女受教育程度影响父母效用的内在机制。假设父母对于子女具有利他主义偏好, 子女未来的收入将会影响父母的效用函数。假设家庭的收入只用于购买商品和支付子女教育花费, 则父母的效用函数为:

$$U = y - c(E_c) + \alpha^e R^e(E_c) + A(1 - \alpha^e) R^e(E_c) \quad (1)$$

其中, y 表示家庭收入, c 表示教育成本 (如学费、孩子没去工作的机会成本等), E_c 表示子女的受教育程度, R^e 表示父母对孩子教育回报的预期 (受子女特征、家庭特征及所处地区特征影响), α^e 代表父母孩子教育回报中得到的预期份额, $0 \leq \alpha^e \leq 1$, $1 - \alpha^e$ 为预期孩子在教育回报中保存的份额, A 表示父母对孩子的利他主义偏好程度, $0 \leq A \leq 1$, 若 $A = 1$ 说明父母对孩子表现出全部的利他, 孩子的幸福等同于自身的幸福。

进一步, 本文假设父母预期得到的孩子教育回报份额 α^e 和父母对孩子表现出的利他性 A 是关于孩子性别的函数, 即 $\alpha^e = \alpha^e(S)$, $A = A(S)$, 因为一般的传统观念认为,

女儿迟早要出嫁，而儿子一般与父母一同居住或者住在父母附近，承担了赡养老人的主要责任，因此父母可以从儿子身上得到更高的教育份额；而存在重男轻女观念的家长更偏爱男孩，因此对儿子表现出来的利他性要胜过女孩。另一假定，父母对孩子教育回报的预期是父母受教育程度的函数，即 $R^e = R^e(E_p)$ ，因为一般来说，教育的边际收益随着受教育程度的提高而递减，对于就业市场不完善的地区更是如此，而父母本身的教育水平越高，对这种状况越是了解，因此预期孩子从高水平教育中获得的回报越低。

在上述假定条件下，本文可求得父母效用关于子女受教育水平的函数：

$$U(E_c) = \frac{\partial U}{\partial E_c} = \frac{\partial U}{\partial E_c} [y, c, R^e(E_p), \alpha^e(S), A(S)] \quad (2)$$

即子女教育对父母效用（下文中用父母生活满意度衡量）的影响受到家庭收入、教育花费、父母受教育水平和子女性别的影响。需要注意的是，由于子女的受教育程度不是父母能够完全控制的，因此式（2）的一阶条件无需等于0，换句话说，式（2）想要说明的仅仅是子女受教育程度对父母效用的影响形式，而非父母如何通过改变孩子的受教育水平来最大化自身的效用。

为了更好地展现家庭收入、教育花费、父母受教育水平、子女性别这些因素如何通过子女的受教育程度影响父母的效用，本文对式（2）进行全微分如下：

$$dU(E_c) = d \frac{\partial U}{\partial E_c} = \underbrace{\frac{\partial^2 U}{\partial E_c \partial y} \cdot \partial y + \frac{\partial^2 U}{\partial E_c \partial c} \cdot \partial c}_{\text{财富效应}} + \underbrace{\frac{\partial^2 U}{\partial E_c \partial R^e} \cdot \frac{\partial R^e}{\partial E_p} \cdot \partial E_p + \frac{\partial^2 U}{\partial E_c \partial \alpha^e} \cdot \frac{\partial \alpha^e}{\partial S} \cdot \partial S + \frac{\partial^2 U}{\partial E_c \partial A} \cdot \frac{\partial A}{\partial S} \cdot \partial S}_{\text{情感效应}} \quad (3)$$

根据式（3），本文将使得高等教育在微观层面缺乏吸引力的几个因素归纳为“财富效应”和“情感效应”两个维度。前者涉及家庭收入和教育花费，与“钱”直接相关，即认为孩子接受高等教育不能提高父母生活效用的原因是父母在高等教育投资的过程中承担了一定的经济压力；后者涉及父母的主观预期和利他主义偏好，与父母对孩子的感情以及对未来的预期有关，即认为孩子接受高等教育不能提高父母生活效用的原因是父母预期孩子接受高等教育不能在未来给孩子或者自身带来足够高的经济回报。

影响“财富效应”的主要因素是家庭收入和教育花费，即认为对于收入低的家庭来说，孩子接受高等教育更容易给父母带来经济负担；同样，如果接受高等教育所需的成本高的话，父母承担的经济压力也会随之增大。影响“情感效应”的主要因素是父母本身的受教育水平以及子女的性别，即认为对于受教育水平比较高的父母来说，他们对孩子接受高等教育的经济回报的预期会更加准确，倘若市场没有给予高等教育

足够高的回报，他们对高等教育回报的预期会比教育水平低的父母更低；而子女的性别会影响父母对孩子的偏好以及预期从孩子身上得到的教育回报份额，比如对于存在“重男轻女”思想观念的家长来说，儿子接受高等教育相比女儿更能够提升他们的生活效用。

在这里，区分高等教育的“财富效应”和“情感效应”对于我们明确未来高等教育的改进方向具有重要意义：如果研究发现高等教育存在明显的“财富效应”，那么提升高等教育吸引力的一个可能政策方向就应该是降低接受教育的成本，考虑加大对高等教育的财政投入，尤其是针对经济困难家庭给予更多补助。而如果研究发现存在明显的“情感效应”，那么提升高等教育吸引力的另一个可能政策方向就是切实提高高等教育质量和社会认可程度并促进重男轻女观念的摒弃。

可以做出如下假设：

假设1：“财富效应”中，家庭收入越低、教育成本越高，则父母因孩子接受高等教育而承受的经济压力越大，父母的生活效用随着孩子接受高等教育程度上升而增加的可能性越小。

假设2：“情感效应”中，父母受教育水平越高，家中正在接受高等教育的孩子是女孩，则父母预期从孩子接受高等教育中获得的未来经济回报越少，父母的生活效用随着孩子接受高等教育程度上升而增加的可能性越小。

在中国，城市和农村地区的经济差距和教育差距显著，前者主要表现为居民收入和消费水平的差异，后者不仅仅表现为城乡之间教育公平和教育设施的差异，同样也表现为教育观念的差异（李春玲，2003^[21]；瞿博，2006^[22]）。因此，在涉及孩子接受高等教育对父母生活效用的影响的讨论中，农村地区和城市地区在“财富效应”和“情感效应”方面也应存在差异。一般来说，农村地区经济和教育的发展水平不如城市地区，农村的居民收入较低且对教育的重视程度不如城市地区；而城市地区的生活压力较大，生活支出水平较高。因此，农村地区的父母更有可能觉得花大量钱财让孩子接受高等教育是不必要的，收入低的家庭更是需要为此承担巨大的经济压力；而城市地区的父母则更有可能担心的是孩子接受高等教育后将来的回报率不高，还不如直接工作更有价值。由此可以得到假设3：

假设3：农村地区更有可能出现“财富效应”，而城市地区更有可能出现“情感效应”。

本文接下来利用CFPS2012年的数据分城乡检验^①上述三个假设。

① CFPS数据中有两种区分城乡的方法，分别为按国家统计局对城乡的分类方法以及按照社区性质来划分城乡。由于近年来中国快速的城市化进程，对农村与城市的行政划分已难以及时反映城乡边界的实际变化（谢宇，等，2014）。因此，本文采用的划分方法为按社区性质划分方法。

三、数据说明与变量分析

(一) 数据介绍及处理

本文数据主要来自中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 2012 年的全国基线调查数据, 在对数据的描述中也用到了 CFPS2010 年的数据。该数据由北京大学中国社会科学调查中心 (Institute of Social Science Survey, ISSS) 实施, 跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据。该数据覆盖 25 个省/市/自治区, 调查对象为样本家庭中的全部家庭成员, 包含了我国不同经济发展水平的各个地区, 能够较好地反映我国的整体状况。CFPS 始于 2008 年, 并于 2010 年正式开展访问。CFPS 调查问卷共有成人问卷、少儿问卷、社区问卷和家庭问卷四种主体问卷类型, 重点关注中国居民的经济与非经济福利, 以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题。

根据研究目的, 本文主要关注的群体为正在接受高等教育的孩子的父母, 因此对于样本的要求的是家中有 16 岁以上的孩子, 这个条件下的孩子可以选择工作^①, 也可以选择上高中或者接受高等教育。以读高中的孩子为基准组, 可以探讨孩子接受高等教育对父母生活满意度的影响。对于以下情况, 本文的处理方式如下: 如果家中有一个以上的孩子满足上述条件, 则只研究目前还在接受教育的; 如果有一个以上的孩子目前正在接受教育, 则只研究目前受教育程度最高的; 如果有一个以上孩子目前受教育程度一样高, 则只研究年龄最大的。

(二) 变量说明与分析

父母生活效用指标的选择: CFPS 提供了个体对自己目前生活满意度的自评状况, 即“总体来看, 您对自己的生活是否感到满意?”选项设置为 1 到 5, 共五个等级, 其中 1 为非常不满意, 5 为非常满意。

子女受教育程度指标的选择: 对于正在上学的样本, CFPS 数据库提供了他们目前所处的上学阶段。一个家庭可能有不止一个孩子, 为了更好地反映子女受教育程度对父母的影响, 这里选取家中仍在读书且已完成学历最高的孩子进行研究。在对 16 岁以上孩子就读状态的统计中我们发现, 这部分孩子多半处于高中、专科或本科的学习, 部分处于硕士和博士的学习, 也有极少数处于其他的学习状态, 这些样本属于特殊情况, 不在本文的研究范围之内, 因此本文在样本中删除了学习状态处于高中以下的孩子。以孩子正在上高中为基准组, 设立三组虚拟变量, 分别表示孩子正在上专科、本科、或硕士博士, 这里, 把硕士和博士放在同一个变量中考虑的原因是样本中正在读

^① 我国法律规定禁止雇佣 16 岁以下儿童从事生产活动, 因此只有 16 岁以上的孩子存在工作和上学的权衡问题。

博士的孩子样本太少。

交互项的设置：为了检验第二部分理论分析中的“财富效应”和“情感效应”，本文引入家庭收入、教育花费、子女性别、父母受教育程度分别与表示孩子目前的教育程度的三个虚拟变量生成交互项。这里，用过年家庭人均纯收入的对数表示家庭收入，用过年家庭教育支出的对数表示教育花费，子女性别指的是家中在读孩子中最高学历的子女对应的性别；父母受教育程度采用受教育年限表示，原因是本文样本中的大部分父母，在他们上学的时候，“文化大革命”爆发，他们的教育受到影响，拥有相同学历的父母接受教育的年限可能不同，因此用教育年限来表示受教育水平更为贴切。此外，由于本文在方程中加入了交互项，为了使原组成项的系数（尤其是孩子受教育程度虚拟变量的系数）更好解释，本文采取如下对中处理：家庭收入和教育花费减去各自对应的中位数；孩子性别为虚拟变量，不进行对中处理；父母教育年限减去12年（对应高中学历）。这样，孩子教育程度虚拟变量的系数可表示为：对家庭收入、教育花费处于中位数，拥有高中学历的且家中在读孩子中学历最高的那个是女孩的父母而言，孩子正在接受一定程度的高等教育相比于孩子正在读高中的生活满意度差。

控制变量：除了关注变量之外，其他可能影响父母满意度的变量包括：（1）个人特征：性别、年龄、年龄的平方、父母的受教育水平、健康、婚姻状况、是否有工作。（2）家庭特征：包括去年教育培训支出的对数、去年家庭人均收入的对数。（3）社区层面：所在社区拥有小学的数量。此外，回归中还加入了省份虚拟变量。

由于城乡地区的教育情况存在较大的差异，因此，本文在接下来的实证分析中将对城乡样本分别进行讨论。表1对CFPS2012年的数据中的除省份之外的上述变量分城乡进行了描述统计。

表1 变量的描述统计

	农村样本		城市样本	
	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量：取值1-5，1表示很不满意，5表示很满意				
生活满意度	3.243	1.008	3.241	1.075
关注变量：以正在读高中为基准组，设立虚拟变量				
高中	0.565	0.496	0.467	0.499
专科	0.203	0.403	0.201	0.401
本科	0.213	0.409	0.299	0.458
硕博	0.019	0.138	0.033	0.179
个人特征				
子女性别：男=1，女=0	0.522	0.500	0.507	0.500

续表

	农村样本		城市样本	
	均值	标准差	均值	标准差
父母教育年限 (减 12)	-4.752	3.326	-1.475	2.957
父母性别: 男 = 1, 女 = 0	0.488	0.500	0.467	0.499
父母年龄: 以调查时间为准	43.664	4.461	44.904	4.578
父母健康: 健康 = 1, 不健康 = 0	0.615	0.487	0.609	0.488
父母婚姻: 已婚 = 1, 其他 = 0	0.981	0.138	0.954	0.210
父母工作: 有工作 = 1, 无 = 0	0.717	0.451	0.697	0.460
家庭特征				
家庭去年收入对数 (减中位数)	-0.259	1.279	-0.199	1.194
去年教育支出对数 (减中位数)	-0.685	2.287	-0.427	1.828
社区特征				
小学的个数	0.750	0.712	0.698	0.820
样本数	922	681		

从第 131 页表 1 可知, 城市与农村相比, 父母的生活满意度相差不大, 城市孩子接受本科及以上的教育的比例高于农村孩子。用于形成交互项的四个变量中, 农村样本中的男孩比例更高、父母的受教育年限更短、去年家庭收入和教育支出更少。

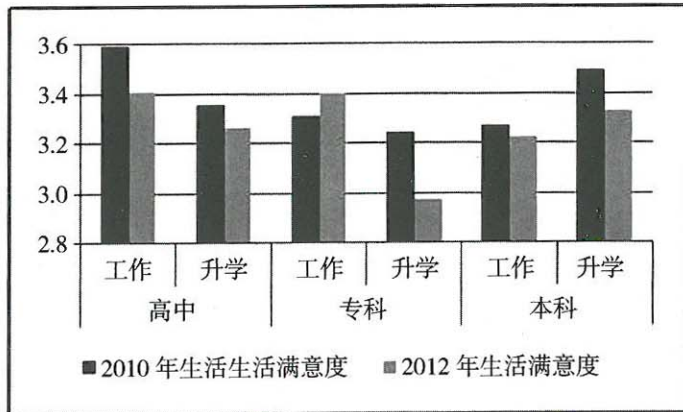
(三) 孩子毕业后选择就业或升学的父母生活满意度对比

在这一部分, 本文利用 CFPS2010 年和 2012 年的数据, 对比在这两年中孩子学习状态发生变化的父母生活满意度的变化和差别。孩子结束一定阶段的学习, 毕业之后可以选择工作, 也可以选择进入下一阶段的学习, 即升学, 两者对应的父母在这两年的生活满意度的描述统计见表 2 和第 133 页图 1。其中, “高中” “专科” “本科” “硕士” 表示的是孩子在 2010 年时的学习阶段。

表 2 父母生活满意度描述统计

	高中		专科		本科		硕士	
	工作	升学	工作	升学	工作	升学	工作	升学
2010 年生活满意度	3.595	3.355	3.306	3.243	3.268	3.495	4.000	3.250
2012 年生活满意度	3.409	3.263	3.403	2.972	3.225	3.332	3.000	3.750
样本数	242	600	124	107	71	190	1	12

由表 2 可知, 2010 年正在念高中和本科的孩子在 2012 年大多选择了升学, 而念专科的孩子大多选择了就业。



注：“硕士”样本量太小，不具代表性，不在图中表示

图1 父母生活满意度柱形图

由图1可知，父母在2012年的生活满意度较2010年普遍有所下降，而不同群体对应的生活满意度下降幅度不同。孩子在高中毕业后选择工作或升学，父母生活满意度的下降幅度差不多，而选择工作的子女的生活满意度下降幅度明显大于选择升学的子女；孩子在专科或本科毕业后，选择升学对应的父母和自身生活满意度的下降幅度都比选择就业的下降幅度大。

(四) 根据孩子最终学历分类的生活满意度描述统计

根据孩子结束学习后所取得的最终学历分类，对父母生活满意度的描述统计见图2。这里，所有的孩子在2010年和2012年都没有再上学。

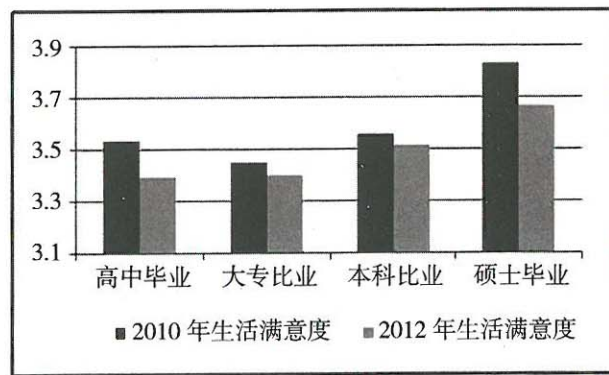


图2 按孩子最终学历分类的父母生活满意度柱形图

由图2可知，2010年大专毕业的孩子的父母生活满意度最低，随后随着学历的升高而上升，2012年高中毕业的孩子的父母生活满意度最低，随后随着学历的升高而上升。总的来说，父母的生活满意度随着孩子学历的升高而上升，只是大专毕业的孩子的父母满意度是否比高中毕业的父母的满意度更高存在分歧。

以上描述分析说明,父母在一定程度上希望孩子能够接受高等教育,而当孩子接受了一定程度的高等教育后,父母更希望孩子能够开始工作而不是继续学习;然而,从长期来看,孩子最终的教育程度越高,父母的生活效用越大。因此,子女更高的教育程度对促进父母满意度实际上是有利的。但是,由于高等教育在短期内并不使人更加满意,反而可能使人更加不满意,从而父母可能不乐意对子女进行教育投资。因此,本文接下来要讨论的,就是结合第二部分的理论分析,利用实证分析识别“财富效应”和“情感效应”在子女受教育水平对父母满意度的短期影响中的作用。

四、实证分析

(一) 计量模型的构建

被解释变量父母生活满意度是有序离散变量,适合使用 Ordered Logit 或 Ordered Probit 模型进行回归估计,其中,Ordered Logit 假设随机变量服从逻辑概率分布,而 Ordered Probit 假设随机变量服从正态分布。由于 Ordered Logit 模型具有系数直观性解释,因此本文采用 Ordered Logit 模型。构建孩子受教育水平对父母生活满意度的影响,模型如下:

$$sati_i^* = \alpha + D_i\beta + A_i\gamma + D_i \times A_i\delta + X_i\eta + u_i \quad (4)$$

被解释变量 $sati_i^*$ 是不可观测的潜变量,在本文中,它是与父母生活满意度指标 $sati$ 对应的潜变量。 D 为虚拟变量,表示孩子目前所处的受教育阶段, A 为构成交互项的其他变量, $D \times A$ 为孩子受教育阶段与其他变量的交乘项, X 为影响父母生活满意度的控制变量, u 为误差项。

设 $C_1 < C_2 < C_3 < C_4$ 表示估计获得的临界值或阈值函数, $sati_i^*$ 与 $sati$ 的关系取决于 $sati_i^*$ 是否大于或小于给定的临界值,即

如果 $sati_i^* < C_1$, 为非常不满意,即 $sati_i = 1$;

如果 $C_1 < sati_i^* < C_2$, 为不太满意,即 $sati_i = 2$;

如果 $C_2 < sati_i^* < C_3$, 为一般,即 $sati_i = 3$;

如果 $C_3 < sati_i^* < C_4$, 为比较满意,即 $sati_i = 4$;

如果 $C_4 < sati_i^*$, 为非常满意,即 $sati_i = 5$ 。

在模型(4)中,假定 u_i 服从 Logistic 分布,通过构造每个个体的概率分布,本文可利用最大似然估计求出参数 α 、 β 、 δ 以及 γ 。

(二) 计量回归结果

本文利用 stata12.0 对式(4)中的模型进行了 Ordered logit 极大似然法回归,结果如表3所示。表格的上半部分为交互项的回归系数,左边的列表示“财富效应”,右边

的列表表示“情感效应”；下半部分为该计量模型中除了交互项之外其他变量的回归系数。

在对子女受教育程度影响父母生活满意度的“财富效应”的探讨中，农村样本和城市样本显示出了较大的差异。收入交互项中，农村样本收入与本科的交互项系数为负，说明家庭收入越低，孩子读本科越有可能增强父母的生活满意度，可能的原因是贫困家庭的家长对孩子本科毕业后的工作收入有较乐观的期望；而收入与硕博的交互项系数显著为正，说明家庭收入越低，孩子读硕士或博士越有可能减弱父母的生活满意度，可能的原因是孩子读硕士或博士意味着延迟就业，机会成本较高，学费可能也不少，这会对收入低的家庭造成一定的经济负担。教育支出交互项中，农村样本教育支出与本科、硕博的交互项系数均显著为负，说明教育支出越高，孩子读本科或以上越有可能使父母的生活满意度减弱，原因可能是较高的教育花费会对农村家庭造成不小的经济压力；城市样本中教育支出与专科、本科的交互项系数显著为正，说明教育支出越高，孩子读硕士或博士越有可能使父母的生活满意度增强，可能的原因是更高的教育支出在城市地区意味着更好的学校或更热门的专业，孩子预期未来会有更好的工作，父母的生活满意度因而增强。这里的结论是，农村样本中较低的家庭收入和较高的教育花费使得接受高等教育的孩子的父母的生活满意度下降，即农村地区存在“财富效应”，且主要表现在高等教育的较高阶段，即硕士和博士；而城市样本中孩子接受高等教育并没有通过家庭收入影响父母的生活满意度，且较高的教育花费更能促进父母的生活满意度，因此城市地区不存在“财富效应”。

表3 回归结果

	财富效应			情感效应	
	农村	城市		农村	城市
交互项系数					
收入	-0.003	0.330**	子女性别	0.386**	-0.300
	(0.067)	(0.150)		(0.186)	(0.234)
收入×专科	0.026	-0.089	子女性别×专科	-0.796**	-0.255
	(0.126)	(0.181)		(0.337)	(0.428)
收入×本科	-0.233*	-0.143	子女性别×本科	-0.452	0.557
	(0.138)	(0.181)		(0.327)	(0.340)
收入×硕博	1.625*	-0.463	子女性别×硕博	0.158	0.408
	(0.904)	(0.389)		(1.019)	(1.343)

续表

	财富效应			情感效应	
	农村	城市		农村	城市
教育支出	0.024 (0.038)	-0.154* (0.083)	父母教育	0.027 (0.031)	0.046 (0.049)
教育支出 × 专科	0.022 (0.085)	0.206* (0.110)	父母教育 × 专科	-0.102* (0.054)	-0.064 (0.082)
教育支出 × 本科	-0.112** (0.054)	0.220** (0.094)	父母教育 × 本科	-0.036 (0.051)	-0.088 (0.058)
教育支出 × 硕博	-0.266* (0.140)	-0.064 (0.206)	父母教育 × 硕博	0.124* (0.074)	-0.273** (0.120)
其他变量的系数					
专科	0.147 (0.360)	-0.370 (0.330)	年龄平方	0.002 (0.002)	-0.001 (0.003)
本科	0.016 (0.308)	-0.002 (0.265)	健康	0.421*** (0.137)	0.688*** (0.169)
硕博	0.555 (0.879)	-0.669 (0.544)	已婚	1.389*** (0.472)	1.229*** (0.344)
父母性别	-0.252* (0.135)	-0.442*** (0.157)	有工作	0.019 (0.039)	0.013 (0.052)
年龄	-0.117 (0.177)	0.111 (0.264)	社区学校数量	-0.038 (0.113)	-0.033 (0.116)
省份虚拟变量	已控制	已控制	样本数	922	681

注：为节约篇幅，表格中未报告省份虚拟变量的系数。圆括号内为稳健性标准误。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平

在对子女受教育程度影响父母生活满意度的“情感效应”的探讨中，农村样本和城市样本的结果也显示出了一些差异。农村样本中，子女性别的系数显著为正，说明在农村地区确实存在“重男轻女”思想观念；子女性别交互项中，子女性别与专科的交互项系数显著，且方向为负，说明相对于女儿读专科，儿子读专科更有可能使父母的生活满意度下降，这符合现实的情况，即一些家庭对女孩就读院校的层次的关注较少，而倘若男孩进入专科，有些家长宁愿追加复读成本，也要让他进入本科（许祥云，2009^[23]）。而子女性别与其他高等教育阶段的交互项的系数均不显著，说明农村“重男轻女”的观念并没有通过子女接受高等教育影响父母的生活满意度。在城市样本中，同样没有显现。父母教育年限交互项中，农村样本中父母教育年限与专科的交互项系

数显著为负,说明父母教育程度越高,孩子读专科越有可能使父母的生活满意度减弱,可能的原因是对于受教育水平高的父母,他们更期待子女学习成绩好,而读专科往往是由于考不上本科而不得已的选择,因此会降低父母的生活满意度;与硕博的交互项系数显著为正,说明父母受教育程度越高,孩子读硕士或博士越有可能增强父母的生活满意度,可能的原因是在农村地区,接受过硕士或博士阶段教育的农村里的孩子将来更有可能在城市地区获得较好的职位,其相较于农村地区的其他岗位有更高的收入以及更好的前景(John Giles and Ran Mu, 2007^[24]);而城市样本中父母教育年限与硕博的交互项系数显著为负,说明父母教育程度越高,孩子读硕士或博士越有可能使父母的生活满意度减弱,可能的原因是在城市的就业市场上,拥有硕士或博士学位的人获得的边际收益还不能令人满意。这里的结论是,相较于男孩接受高等教育,女孩接受高等教育不会使父母的生活满意度下降,即“情感效应”中的子女性别在城乡样本中均未体现;对于受教育水平比较高的父母而言,他们一般不期望孩子读专科,原因是本科更令人满意,因此孩子读专科使父母的生活满意度下降不是来自高等教育本身的原因,不属于“情感效应”的讨论范围;孩子接受硕士或博士教育对农村父母的生活满意度有正向影响而对城市父母的生活满意度有负向影响,说明在城市样本中存在“情感效应”,主要表现在高等教育的较高阶段,即硕士和博士,而农村地区不存在“情感效应”。

基于上述分析,我们可以看出子女接受不同阶段的高等教育影响父母生活满意度的“财富效应”仅在农村地区有所体现,而“情感效应”中的父母受教育程度影响因素仅在城市地区有所体现,而子女性别影响因素在城乡样本中均没有体现。同时,硕士或博士阶段的学习由于其机会成本较高、边际收益较低,相比于专科阶段和本科阶段,更有可能出现“财富效应”或“情感效应”。本文的研究表明,当前社会所热议的“高等教育吸引力不足”的问题,并没有体现在高等教育的所有阶段,而是主要体现在硕士和博士阶段。

五、结论与政策建议

本文试图探讨子女接受高等教育阶段的受教育水平对父母生活满意度的影响。首先,本文通过理论分析,认为子女接受高等教育使得父母生活满意度降低的原因分为“财富效应”和“情感效应”两个维度。前者表示孩子接受高等教育会使得父母承受一定的经济压力,从而使得父母的生活满意度下降,其主要因素包括家庭收入和教育成本,本文在实证分析中分别引入家庭去年人均纯收入的对数的对中值(即减去中位数)和家庭去年教育支出的对数的对中值(即减去中位数)与孩子受教育程度虚拟变量的交互项以探讨“财富效应”;后者表示在子女接受高等教育的过程中,父母担心孩

子未来并不能因此获得足够多的经济回报,而为此付出的机会成本较高,因此生活满意度下降,其主要因素包括孩子的性别和父母的受教育水平,本文在实证分析中分别引入孩子的性别虚拟变量和父母受教育年限的对中值(即减去12)与孩子的受教育程度虚拟变量的交互项以探讨“情感效应”。

实证分析部分,本文将城市样本和农村样本分开考虑,以便于区分城乡在教育方面的差异。本文以孩子正在读高中为基准组,生成三组虚拟变量,分别代表孩子正在上专科、本科和硕博,以探讨对于16岁以上的孩子的父母而言,他们是否能从孩子接受高等教育中获得更高的生活满意度,如果不是,那么主要原因是“财富效应”还是“情感效应”。回归结果发现,子女接受不同阶段的高等教育影响父母生活满意度的“财富效应”仅在农村地区有所体现,而“情感效应”中的父母受教育程度影响因素仅在城市地区有所体现,而子女性别影响因素在城乡样本中均没有体现。同时,硕士或博士阶段的学习由于其机会成本最高、边际收益相对较低,相比于专科阶段和本科阶段,更有可能出现“财富效应”或“情感效应”。本文的研究表明,当前社会所热议的“高等教育吸引力不足”的问题,并没有体现在高等教育的所有阶段,而是主要体现在硕士和博士阶段。

教育对一个人、一个家庭、一个国家的重要性不言而喻,为了促进父母对孩子高等教育的投资,提升父母的短期生活满意度至关重要。因此,基于上文得出的结论,本文的政策建议是:总体来说,应缩小城乡之间的经济差距和教育差距,着力加大对农村地区的经济建设和高等教育投入,提高农民的收入,提高农村居民对高等教育的重视程度,从而提高高等教育在农村地区的吸引力。特别地,硕士和博士阶段的教育应该受到更多的关注:为减轻低收入家庭攻读硕士或博士学位的学费负担,政府可以增加对硕士阶段和博士阶段教育的财政补贴、延长归还助学贷款的期限、适当降低助学贷款的利率等,企业可以向硕士生或博士生提供更多的资助项目和奖助学金,学校可以针对硕士生和博士生提供更多的勤工俭学岗位;为保证高等教育投资的收益,增加人们对硕士和博士教育回报的预期,政府应该营造更有利的市场环境并制定更合理的就业政策促进硕士毕业生和博士毕业生找到满意的工作,企业可以为拥有硕士或博士学历的求职者提供更多的求职岗位以及更合理的薪酬和晋升机制,高校应该更加重视硕士和博士教育阶段的教学质量,提高学生的就业竞争力。

参考文献

- [1] Sumner, L. *Welfare, happiness and ethics* [M]. Oxford: Clarendon Press, 1996.
- [2] Ng, Y. *Happiness studies: ways to improve comparability and some public policy implications* [J]. *The E-*

- conomic Record*, 2008: 84, 265, 253 - 266.
- [3] Clark, A. E., Oswald, A. J. *Unhappiness and unemployment* [J]. *The Economic Journal*, 1994: 104, 648 - 659.
- [4] Layard, R. *Happiness: lessons from a new science* [M]. New York and London: Penguin, 2005.
- [5] 罗楚亮. 教育、收入与主观幸福感 [J]. *理工高教研究*, 2006 (1): 1 - 5.
- [6] 金江, 何立华. 教育使人幸福吗? ——基于武汉市城镇居民的实证分析 [J]. *经济评论*, 2012 (6): 36 - 43.
- [7] Blanchflower, D. G., Oswald, A. J. *Estimating a wage curve for Britain* [J]. *The Economic Journal*, 1994 (104): 1025 - 1043.
- [8] Berger, M. C., Leigh, J. P. *Schooling, self-selection and health* [J]. *Journal of Human Resources*, 1989 (24): 433 - 455.
- [9] Haveman, R. H., Wolfe, B. L. *Schooling and economic well-being: the role of non-market effects?* [J]. *Journal of Human Resources*, 1984 (19): 42 - 56.
- [10] Clark, A. E., Oswald, A. J. *Satisfaction and comparison income* [J]. *Journal of Public Economics*, 1996 (61): 359 - 381.
- [11] Wilson, Warner R. *Correlates of avowed happiness* [J]. *Psychological Bulletin*, 1967 (4): 294 - 306.
- [12] 李旻, 赵连阁, 谭洪波. 农村地区家庭教育投资的影响因素分析 [J]. *农业技术经济*, 2006 (5): 73 - 78.
- [13] 边馥琴, [美] 约翰·罗根. 中美家庭代际关系比较研究 [J]. *社会学研究*, 2001 (2): 85 - 95.
- [14] McLoyd VC. *Socialization and development in a changing economy: the effects of paternal job and income loss on children* [J]. *American Psychologist*, 1989: 44, 293 - 302.
- [15] 李雅楠. 家庭收入是否影响子女教育水平——基于 CHNS 数据的实证研究 [J]. *南方人口*, 2012 (4): 46 - 53.
- [16] Lloyd, C. B., Blenc, A. K. *Children's schooling in sub-Saharan Africa* [J]. *Population and Development Review*, 1996: 22, 2, 265 - 298.
- [17] Davis-Kean PE. *The influence of parent education and family income on child achievement: the indirect role of parental expectations and the home environment* [J]. *Journal of Family Psychology*, 2005: 19, 294 - 304.
- [18] 龚继红, 钟涨宝. 农村家庭子女性别结构对家庭教育投资行为的影响 [J]. *青年研究*, 2005 (3): 17 - 21.
- [19] 董强, 李小云, 杨洪萍, 等. 农村教育领域的性别不平等与贫困 [J]. *社会科学*, 2007 (1): 140 - 146.
- [20] Becker, G. S., N. Tomes. *An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility* [J]. *Journal of Political Economy*, 1979: 87, 6, 1153 - 1189.

- [21] 李春玲. 社会政治变迁与教育机会不平等 [J]. 中国社会科学, 2003 (3): 86 - 98.
- [22] 瞿博. 教育均衡发展: 理论、指标及测算方法 [J]. 教育研究, 2006 (3): 16 - 28.
- [23] 许祥云. 家庭高等教育投资行为实证研究 [D]. 武汉理工大学, 2009.
- [24] John Giles, Ran Mu . *Elderly parent health and the migration decision of adult children* [J]. *Demography*, 2007 (44): 2.

家庭经济状况、社会阶层与城乡居民幸福感*

——基于 CGSS2010 的实证分析

刘同山** 孔祥智***

摘要 结合当前我国社会阶层急剧分化的现实,本文利用 2010 年的 CGSS 数据,以家庭为基本单位,采用有序概率模型分析家庭绝对收入水平、家庭相对经济等级、社会阶层及其变化等变量对城乡居民幸福感的影响。实证结果表明:家庭人均收入与幸福感呈显著的倒 U 型关系;自评的家庭经济等级对幸福感有较强的正向作用;社会阶层及其变化感知也有显著的幸福效应,社会阶层越高的人群越幸福。比较而言,家庭人均收入、家庭经济等级和社会阶层的幸福边际效应依次减弱,而且有明显的城乡差异。

关键词 家庭经济状况;社会阶层;幸福感;城乡差异;有序概率模型

一、引言

幸福是人类永恒的追求,也是不断引发学术思考的问题。近年来,随着我国经济社会发展和人们生活质量的巨大改善,幸福感作为一个焦点问题,日益受到社会各界的高度关注^[1]。尤其是 2012 年中央电视台的特别调查节目“你幸福吗?”,掀起了“全民论幸福”的高潮。2015 年初西南财经大学中国家庭金融调查研究中心发布的《国民幸福报告 2014》,再次引发了全社会对幸福感的热议。不过,现有对我国居民幸福感的研究,主要是从个人的角度考察收入、健康、户籍身份等对幸福感的影响,或者是对调查结果的简单描述,很少有文献以家庭为基本分析单位,考虑经济状况、社会阶层及其变化与幸福感的相关关系。改革开放尤其是 20 世纪末以来,市场化和城乡一体化拉大了家庭收入差距,我国社会也发生了大规模、高速度的阶层分化、重组和社会阶层关系变化^[2]。这些情况可能会影响人们的比较心理和参照系,进而影响人们的幸福感。因此,结合居民家庭收入差距持续扩大的现实,考察社会阶层及其变化情况对居

* 基金项目:本文系国家社会科学基金重点项目“农业现代化体制机制创新与工业化、信息化、城镇化同步发展研究(13AZD003)”研究成果。

** 刘同山,中国社会科学院农村发展研究所助理研究员,博士。

*** 孔祥智,中国人民大学农业与农村发展学院副院长、教授、博士生导师。

民幸福感的影响，对构建和谐社会和实现“中国梦”有重要意义。

本文利用2010年的CGSS数据，以家庭为基本单位，分析家庭绝对收入水平、家庭相对经济等级和社会阶层及其变化情况对居民幸福感的影响。文章的第二部分就家庭经济状况、社会阶层与幸福感的关系进行文献回顾和理论分析，并提出研究假说；第三部分简要陈述数据来源、有关变量和计量模型，完成研究设计；第四部分考察社会阶层的幸福中介效应，对变量进行有序概率模型估计，并对估计结果进行分析解释；最后是给出研究结论和有关政策启示。

二、理论背景与假说

（一）经济状况与幸福感的关系

著名的“Easterlin悖论”指出，当国家因经济增长而更富裕时，国民平均幸福感不会随之提高。Easterlin认为，这一收入-幸福悖论不仅存在于发达国家，也存在于发展中国家^[3]。Knight et al. 利用2001年世界价值观调查（WVS）数据对我国农村居民幸福感分析发现，绝对收入水平和家庭财富对提高幸福感的作用微弱^[4]。张辉利用CGSS2008数据进行的计量研究也得到了与之相似的结论，发现居民幸福感没有随收入水平提高而增加^[5]。但是，一些学者对Easterlin悖论提出了挑战。Stevenson & Wolfers估计了多个不同来源的数据，发现样本国家人们的收入与主观幸福感都存在稳定的关系——经济增长伴随着幸福感的提高，且绝对收入比相对收入的作用更显著^[6]。邢占军对我国6个省会城市的调查数据研究发现，现阶段城市居民的个人收入与其幸福感具有一定的正相关性，高收入群体的幸福感明显高于低收入群体^[7]。刘宏等利用CHNS2009数据计量分析发现，当期收入、永久性收入的绝对水平和相对水平都是决定幸福感的重要变量，而且永久性收入的幸福效应最强，是当期收入的4倍^[8]。Tsui对1999—2002年我国台湾地区社会变迁基本调查数据研究发现，尽管边际作用递减，但绝对收入较高的台湾人更幸福^[9]。Easterlin et al. 也承认，虽然长期（10年以上）而言，居民幸福感不随国家财富的增加而提高，但短期来看，幸福程度与收入水平正相关^[3]。

不患寡而患不均。除绝对收入外，人们的幸福感还受相对收入水平的影 响。田国强和杨立岩构建了一个规范的幸福最大化模型，发现如果考虑攀比效应，那么收入与幸福水平之间具有倒U型关系^[10]。张学志和才国伟对2008年广东省调查数据的回归分析发现，绝对收入与幸福感之间的倒U型关系确实存在，个人年收入11.3万元是幸福的“临界点”，而且一旦控制相对收入，绝对收入的幸福效应就不再显著^[11]。Tsui对我国台湾地区的研究也发现相对收入对幸福感有显著的积极影响^[9]。与西方相比，

中国人长期受儒家思想影响, 有更强的家庭、家族观念^①, 因此与个人收入相比, 家庭人均收入是衡量绝对收入水平的更合理指标。Knight et al. 从农户家庭的角度考察了经济状况与幸福感的关系, 发现受信息资讯和社会互动的限制, 农民主要以身边的村民为参照对象, 其幸福感主要受自评的家庭经济状况与村内其他农户差距的影响^[4]。在上述理论分析的基础上, 本文提出两个研究假说:

假说 1: 家庭人均收入的绝对水平与幸福感呈倒 U 型关系, 在达到临界值之前, 幸福感随家庭人均收入的增加而提高。

假说 2: 家庭经济状况的相对水平与幸福感正相关, 人们认为自己家庭所处的经济等级越高, 其幸福感就越强。

(二) 社会阶层对幸福感的影响

社会阶层^②是指全体社会成员按照一定等级标准划分为与彼此地位相互区别的社会集团。如果说家庭经济状况所处的相对水平, 主要是人们对经济收入小范围比较得到的话, 对社会阶层地位的认知, 则是全面考虑经济、社会和政治等因素后在更大范围内对自己身份地位评判的结果。社会阶层与家庭经济状况有一定的相关性, 但也有明显差异^③。韦伯认为, 除了经济因素外, 还应从权力、身份和社会声望等角度考察人们的阶层状况。与经济状况相似, 社会阶层也可能对幸福感产生影响。Islam et al. 利用巴西东南部城市 Belo Horizonte 的 576 个居民数据, 采用因果步骤法验证了社会阶层的中介效应, 发现收入借助社会阶层认知来影响幸福感, 如果控制社会阶层认知, 收入对幸福感的影响就不再显著^[12]。吴丽民和陈惠雄对浙江省小城镇居民幸福感状况调查数据回归发现, 收入通过社会状况这一中介变量对幸福感的间接影响, 强于其直接的幸福效应^[13]。

刘欣把城市居民划分为 5 个阶层, 发现社会上层和中产阶层的幸福感显著高于低社会阶层, 且中产上层在 5 个阶层中的幸福感最高^[14]。周明洁和张建新对 1308 个农村居民调查发现, 不同阶层居民的幸福感存在差异, 社会阶层显著影响居民的主观幸福感, 但二者变化并不具有一致性^[15]。不过, 越来越多的研究发现社会阶层与幸福感呈正相关关系。Knight et al. 分析了我国农村居民社会阶层感知的幸福效应, 发现如果农户认为过去 5 年或未来 5 年其家庭在社区中的地位有所提高的话, 其幸福感就会增加; 反之, 其幸福感就会减少^[4]。闫丙金基于 CGSS2006 的数据研究发现, 社会阶层对居民

① 经常见诸报端“裸官”, 无疑是中国人家观念的一个注脚。

② 英文中的社会阶层是 stratum, 而社会阶级则是 class, 但西方学者在使用时并不做区分。我国大多数理论家都把 class 同时翻译为阶级、阶层。参见陆学艺: 当代中国社会阶层研究报告, 北京: 社会科学文献出版社, 2002: 6.

③ 关于这一点, 印度的种姓制度最具说明性。

的幸福感有显著的积极作用，且这种作用有明显的城乡差异^[16]。基于此，本文提出以下两个研究假说：

假说3：所处的社会阶层越高，居民的幸福感越强。

假说4：社会阶层提高或可能提高得越多，居民的幸福感越强。

三、数据、变量与模型

(一) 数据来源

本文使用中国综合社会调查（CGSS）2010 的数据。该调查是中国人民大学与香港科技大学发起的全国性大型社会抽样调查，主要目的是了解我国城乡居民的生活、就业状况及其对社会热点问题的态度等。2010 年该课题组在全国 32 个省（市、自治区）采用分层的四阶段不等概率抽样，获得 11785 个样本。根据所选择变量，删除“不知道”“不适用”和“拒绝回答”的样本，得到无缺失值样本 9745 个。为了更精确地对比城乡居民的幸福感差异，本文剔除军籍、蓝印户口等，仅保留农业户口和非农业户口两类受访人群，最终得到有效样本 9314 个，其中城镇样本（非农业户口）4162 个，农村样本（农业户口）5152 个。

(二) 变量及其说明

1. 被解释变量。幸福感或曰主观幸福感作为一种心理感受，是人们根据个体心理自定的标准对生活质量的整体评价^[17]。幸福感的测量一般是将幸福感划分为程度不同的几个等级，让受访者选择自认为的总体幸福程度。CGSS2010 问卷通过询问“总的来说，您认为您的生活是否幸福”，并给出从“很不幸福”到“完全幸福”的 5 个顺序选项，得到了居民幸福情况及其分布，结果见图 1。

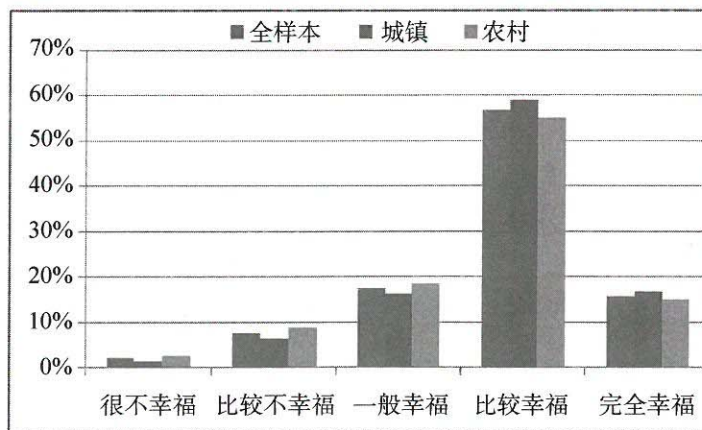


图 1 样本居民的幸福程度分布

2. 解释变量。基于研究假说, 本文的解释变量主要有: (1) 家庭经济状况。本文从两个方面测量居民的家庭经济状况。一方面, 用家庭人均收入衡量家庭的绝对收入水平; 另一方面, 用自评的家庭经济状况在当地所处的等级表征相对收入水平。另外, 为了考察是否存在倒 U 型关系, 本文把家庭人均收入的平方作为一个指标纳入回归方程^①。(2) 社会阶层及其变化感知。社会阶层是一个比较难以测量的变量, 与幸福感一样, 通常是通过让人们选择自认为所在的等级来获得。CGSS2010 问卷把社会阶层划分为 10 个等级, 让受访者分别选择自己目前、10 年前和 10 年后所在的等级。故阶层变化感知的指标, 可以通过做减法获得。

3. 控制变量。现有文献表明, 影响幸福感的指标较多。据 Dolan et al. 分析, 影响幸福感的因素至少可以归为 7 大类共 30 种^[18]。为了考察经济状况和社会阶层的幸福净效应, 本文控制年龄、性别、教育程度、健康状况、公平认知、社会信任、生活态度、宗教等因素。各变量及其描述性统计见表 1。

表 1 变量说明及其描述性统计

变量	变量代码	均值	标准差	变量说明
幸福感	<i>Happiness</i>	3.77	0.88	1 = 很不幸福, 2 = 比较不幸福, 3 = 一般幸福, 4 = 比较幸福, 5 = 完全幸福
家庭人均收入	<i>inc</i>	13418.52	35317.76	报告的家庭年总收入除以家庭人数
家庭经济等级	<i>eco_condi</i>	2.59	0.78	1 = 远低于平均水平, 2 = 低于平均水平, 3 = 平均水平, 4 = 高于平均水平, 5 = 远高于平均水平
社会阶层	<i>clnow</i>	4.04	1.72	共 10 个等级, 最小值为 1, 最大值为 10
过去 10 年阶层变化	<i>clfomer</i>	0.68	1.66	目前等级减去 10 年前的等级, 最小值为 -9, 最大值为 9
未来 10 年阶层变化	<i>cllater</i>	0.96	1.69	预计 10 年后的等级减去目前等级, 最小值为 -9, 最大值为 9
年龄	<i>age</i>	47.59	14.97	2010 减去报告的出生年份, 最小值 17, 最大值 96
性别	<i>gender</i>	0.49	0.50	0 = 女, 1 = 男
教育程度 (年)	<i>edu</i>	7.79	4.27	文盲 = 0, 小学或私塾 = 5, 初中 = 8, 高中/中专/技校 = 11, 专科 = 14, 本科 = 15, 硕士及以上 = 18

① 为了消除量纲的影响, 在计量分析时对家庭人均收入及其平方项取对数。

续表

变量	变量代码	均值	标准差	变量说明
自评健康状况	<i>health</i>	3.61	1.12	1 = 很不健康, 2 = 比较不健康, 3 = 一般, 4 = 比较健康, 5 = 很健康
社会信任	<i>at_tru</i>	3.52	1.11	1 = 完全不信任, 2 = 比较不信任, 3 = 无所谓, 4 = 比较信任, 5 = 完全信任
社会公平	<i>at_fai</i>	2.99	1.10	1 = 完全不公平, 2 = 比较不公平, 3 = 一般, 4 = 比较公平, 5 = 完全公平
个人收入公平	<i>inc_fair</i>	2.86	1.25	1 = 不公平, 2 = 不太公平, 3 = 一般, 4 = 比较公平, 5 = 公平
进取心	<i>hardwork</i>	4.40	0.75	1 = 完全不同意, 2 = 比较不同意, 3 = 无所谓, 4 = 比较同意, 5 = 完全同意
认命	<i>fate</i>	2.17	1.22	1 = 完全不同意, 2 = 比较不同意, 3 = 无所谓, 4 = 比较同意, 5 = 完全同意
宗教参与	<i>relig</i>	0.13	0.33	0 = 不信仰宗教, 1 = 信仰宗教
邻里关系	<i>bor_neib</i>	2.73	0.63	1 = 完全不可以, 2 = 基本上可以, 3 = 完全可以
地区	<i>dq</i>	2.12	0.80	1 = 西部, 2 = 中部, 3 = 东部

注: 进取心、认命和邻里关系, 分别通过询问“是否同意成就大部分来自努力”“是否同意富贵贫贱是命中注定”“可以从邻居借到扳手、螺丝刀之类工具吗”进行测量

(三) 计量模型

被解释变量幸福感 (*Happiness*) 是从 1 到 5 的有序变量, 相邻选择之间不具有可比性, 不宜采用 OLS 估计。参考 Knight et al.^[9]、Shams^[19] 相关研究, 本文采用有序概率模型 (Ordered Probit Model), 使用 stata12.0 计量软件, 分析家庭经济状况、社会阶层认知与城乡居民幸福感的相关关系, 并计算两个关键解释变量的边际效应。实证模型设定如下:

$$\begin{aligned}
 Happiness = & \beta_1 \ln(inc) + \beta_2 \ln(inc)^2 + \beta_3 eco_condi + \beta_4 clnow + \beta_5 clfomer \\
 & + \beta_6 cllater + \lambda Z + u
 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $\ln(inc)$ 是取自然对数后的家庭人均收入, $\ln(inc)^2$ 是其平方项, Z 是控制变量, u 是服从正态分布的误差项, 其他变量的含义已在第 145 页表 1 中说明。

一般而言, 只有在不存在多重共线性时, 估计结果才更有说服力。本文考察了解释变量的相关系数及其多重共线性, 发现排除平方项后, 各解释变量间的条件数为

58.42, 且相关系数都小于 0.5, 表明有一定程度的多重共线性, 但并不严重。而且, 本文样本量很大, 不必太在意多重共线性问题^[20], 可以采用有序概率模型对变量进行计量分析。

四、实证结果及其分析

(一) 社会阶层的中介效应

理论分析表明, 经济状况与社会阶层存在相关性, 家庭人均收入和家庭经济等级可能会对居民的社会阶层认知产生影响。本文使用 Baron 和 Kenny 提出的因果步骤法检验社会阶层是否为家庭经济状况影响幸福感的中介变量:

第一步, 不考虑社会阶层变量, 对 $Happiness = \beta_1 \ln(inc) + \beta_2 \ln(inc)^2 + \beta_3 eco_condi + \lambda Z + u$ 回归, β_1 、 β_2 、 β_3 的估计值分别为 0.630、-0.031 和 0.278, 且都在 1% 的水平上显著。第二步, 回归方程 $clnow = \beta_1 \ln(inc) + \beta_2 \ln(inc)^2 + \beta_3 eco_condi + \lambda Z + u$, 新的 β_1 、 β_2 、 β_3 估计值分别为 -0.011、0.010 和 0.543, 虽然 β_3 在 1% 的水平上显著, 但 β_1 、 β_2 在 10% 的水平上不显著, 表明如考虑人均收入平方项, 则绝对收入水平对社会阶层感知的作用并不显著。而且相关性检验表明, $\ln(inc)$ 和 $clnow$ 的相关系数为 0.31, 相关性并不强。这意味着, 社会阶层与家庭财富一样, 本身就会具有幸福效应。这就解释了为何公务员收入较低, 仍然是很多青年就业的首选——因为可以获得权利、社会地位等而增加幸福感。第三步, 对方程 (1) 估计, 得到 β_1 、 β_2 、 β_3 估计值分别为 0.642、-0.033 和 0.189。由于第三步中 β_3 的估计值 (=0.189) 比第一步中的更小, 社会阶层对家庭经济等级和幸福感之间的关系有部分中介效应。考虑到社会阶层认知包含人们对自己家庭所在经济等级的心理感受, 这一结论不难理解。

上述分析表明, 社会阶层一定程度上充当了家庭经济等级 (相对收入) 影响幸福感的媒介, 但同时它还与绝对收入水平一样, 直接影响居民的幸福感。因此可以将其与经济状况的有关变量同时纳入回归模型。

(二) 参数估计与关键变量的边际效应

表 2 给出了家庭经济状况和社会阶层为解释变量的参数估计结果。考虑到有序概率模型估计仅给出了解释变量作用的大小、方向及其显著性, 但缺乏对结果更直接的解释^[8]。为弥补这一不足, 第 148 页表 3 列出了三个关键解释变量的幸福感边际效应。

表 2 各变量对幸福感影响的参数估计

变量	全样本 ($n=9314$)	城镇样本 ($n=4162$)	农村样本 ($n=5152$)
$\ln(inc)$	0.6423*** (0.115)	0.6884*** (0.223)	0.6089*** (0.167)
$\ln(inc)^2$	-0.0328*** (0.007)	-0.0353*** (0.012)	-0.0311*** (0.010)

续表

变量	全样本 (n=9314)	城镇样本 (n=4162)	农村样本 (n=5152)
<i>eco_ condi</i>	0.1892*** (0.019)	0.1947*** (0.029)	0.1943*** (0.025)
<i>clnow</i>	0.1010*** (0.009)	0.1068*** (0.014)	0.0970*** (0.012)
<i>clfomer</i>	0.0411*** (0.009)	0.0274** (0.013)	0.0567*** (0.012)
<i>cllater</i>	0.0406*** (0.008)	0.0425*** (0.012)	0.0406*** (0.011)
<i>age</i>	-0.0131*** (0.005)	-0.0113 (0.008)	-0.0184*** (0.006)
<i>age²/100</i>	0.0219*** (0.005)	0.0180** (0.007)	0.0280*** (0.007)
<i>gender</i>	-0.1124*** (0.024)	-0.0867** (0.036)	-0.1276*** (0.033)
<i>edu</i>	0.0420*** (0.009)	0.0463*** (0.018)	0.0430*** (0.012)
<i>edu²/100</i>	-0.1405*** (0.054)	-0.1914** (0.094)	-0.1617* (0.097)
<i>health</i>	0.1831*** (0.013)	0.1876*** (0.020)	0.1803*** (0.017)
<i>at_ tru</i>	0.0776*** (0.012)	0.0906*** (0.018)	0.0705*** (0.016)
<i>at_ fai</i>	0.2281*** (0.014)	0.1764*** (0.021)	0.2631*** (0.018)
<i>inc_ fair</i>	0.0993*** (0.011)	0.1086*** (0.017)	0.0974*** (0.015)
<i>hardwork</i>	0.1214*** (0.017)	0.1499*** (0.024)	0.1041*** (0.025)
<i>fate</i>	-0.0441*** (0.011)	-0.0497*** (0.018)	-0.0400*** (0.014)
<i>relig</i>	0.0703* (0.038)	0.1225* (0.064)	0.0341 (0.048)
<i>bor_ neib</i>	0.0768*** (0.018)	0.0839*** (0.026)	0.0711*** (0.026)
中部 - 参照组: 西部	-0.0952*** (0.030)	-0.0744 (0.053)	-0.1019*** (0.037)
东部 - 参照组: 西部	0.1112*** (0.033)	0.1217** (0.050)	0.1050** (0.045)
<i>Pseudo R2</i>	0.1269	0.1254	0.1279

注: 括号中数字为稳健标准误; ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

表 3 关键解释变量的边际效应

关键变量	幸福感的五个程度				
	很不幸福	较不幸福	一般幸福	较幸福	完全幸福
全样本					
<i>ln (inc)</i>	-0.0254***	-0.0650***	-0.0865***	0.0450***	0.1320***
<i>eco_ condi</i>	-0.0075***	-0.0191***	-0.0255***	0.0132***	0.0389***
<i>Clnow</i>	-0.0040***	-0.0102***	-0.0136***	0.0071***	0.0208***
城镇样本					
<i>ln (inc)</i>	-0.0184***	-0.0624***	-0.0976***	0.0295***	0.1490***
<i>eco_ condi</i>	-0.0052***	-0.0177***	-0.0276***	0.0083***	0.0421***

续表

关键变量	幸福感的五个程度				
	很不幸福	较不幸福	一般幸福	较幸福	完全幸福
<i>clnow</i>	-0.0029***	-0.0097***	-0.0151***	0.0046***	0.0231***
农村样本					
$\ln(inc)$	-0.0303***	-0.0660***	-0.0782***	0.0544***	0.1200***
<i>eco_condi</i>	-0.0097***	-0.0211***	-0.0250***	0.0174***	0.0383***
<i>clnow</i>	-0.0048***	-0.0105***	-0.0125***	0.0087***	0.0191***

注：为节省篇幅，未给出边际效应的稳健标准误，***、**分别表示在1%、5%的水平上显著

（三）经济状况、社会阶层对幸福感的关系

从第147页表2的参数估计结果来看，在控制其他变量后，家庭经济状况对幸福感的影响非常显著。一方面，以家庭人均收入衡量的绝对收入对幸福感有很强的正向作用，且其平方项的系数为负，二者都通过了1%的显著性检验。这表明家庭人均收入与幸福感呈倒U型关系，从而验证了假说1。具体而言，在全样本时，在家庭人均收入对数值为9.7912 $[0.6423 / (2 * 0.0328)]$ ，即家庭人均年收入达到17875.0元(e9.7912)的群体最幸福（处于倒U型的顶点）。这一数值比叶初升和冯贺霞^[21]利用2006年的CGSS数据得出的16013.7元高1861.3元，表明收入的“幸福顶点”可能会随经济发展而移动。控制其他变量，在达到17875元之前，家庭人均收入的增加能够提高居民的幸福度，但一旦越过临界值，人们报告的幸福度反而会降低。将城镇居民和农村居民分开考察，家庭人均收入的“幸福顶点”值分别变为17166.4元和17843.4元，城镇居民的幸福顶点更低。这一城乡差别，反映出城镇居民的幸福度更多地受到社会阶层和其他控制变量的影响。另一方面，以自评的家庭经济等级衡量的相对收入也对幸福感产生较强的正向作用，且在1%的水平上显著，从而支持了假说2。而且相对收入的幸福效应，在城乡之间基本没有区别。

在其他条件不变时，社会阶层和阶层变化感知都会对幸福感产生显著的积极影响。如果一个人认为目前所处的社会阶层越高、比10年前上升的等级越多或预计10年后上升的等级越多，他就越幸福，假说3和假说4都被证实。而且，目前所处社会阶层的系数(0.1010)大于过去阶层变化的系数(0.0411)和将来阶层变化的系数(0.0406)，表明与过去和将来相比，人们更看重当前的社会阶层。对比城镇和农村样本，发现：①目前所处的社会阶层对城镇居民幸福感的影响比对农村居民更强，表明城镇居民更在意自己的社会阶层；②过去阶层改变对农村居民幸福感的影响比对城镇居民更强，表明农村居民对过去社会阶层的变化更满意；③预期将来社会阶层的改变

情况对城乡居民幸福感影响的区别不大。社会阶层对城乡居民幸福感的影响,与闫丙金^[16]利用 CGSS2006 数据得出的结论并不一致,意味着经过 5 年的高速发展,我国城乡经济社会形势发生了明显的变化。

从第 148 页表 3 给出的关键解释变量的边际效应来看,绝对收入、相对收入和社会阶层,都会显著影响居民的幸福感,尽管三个变量的幸福边际效应越来越小。具体而言,家庭人均收入每提高一个单位,会让报告“很不幸福”的可能性减少 2.54%,让报告“完全幸福”的可能性增加 13.20%^①;自评的家庭经济状况每提高一个等级,会让报告“很不幸福”的可能性减少 0.75%,让报告“完全幸福”的可能性增加 3.89%;目前所在的社会阶层每增加一个等级,会让报告“很不幸福”的可能性减少 0.40%,让报告“完全幸福”的可能性增加 2.08%。对比城镇和农村样本发现,绝对收入、相对收入和社会阶层的提高,在影响报告“很不幸福”的可能性时,对农村居民的作用更大,而在影响报告“完全幸福”的可能性时则相反。这意味着,随着经济社会的发展,农村居民向中间三种程度的幸福感集中的速度会比城镇居民更快,这将缩小城乡居民报告“比较幸福”的比例差距(4.10%),从而消除城乡幸福差别。

(四) 控制变量对幸福感的影响

第 147 页表 2 的回归结果还表明,在给定的显著性水平上,无论是全样本还是分城乡考察,绝大部分控制变量都会影响居民的幸福感。

个体特征:①年龄与幸福感存在 U 型关系。这一结论很多学者的研究结论都是一致的^[9,21]。不过,本文得出 30—33 岁人的幸福感最弱(全样本 30 岁、城镇 31 岁、农村 33 岁),年龄拐点更低。幸福的年龄拐点变小的原因,可能是近些年房价持续上涨和 2009 年全球金融危机爆发,使年轻人面临着购房、工作等的压力,造成他们的幸福感严重下降。②女性的幸福感比男性强,且在农村更加突出。很多研究都得出了这一结论^[1,18,22]。③教育程度与幸福感存在倒 U 型关系。全样本来看,受教育年限约在 15 年即本科学历的人幸福感最强。《国民幸福报告 2014》也发现了上述倒 U 型关系,但认为小学学历最幸福。关于教育的幸福效应仍有争论,一些学者认为二者的关系并不明确^[9,22],其他学者则发现有积极作用^[19]。④自评健康状况较好的人,幸福感也更强。较多文献考察了健康状况与幸福感的关系^[18,19],得到了与本文相同的结论。

社会信任与公平:①社会信任的改善能够提高幸福感,而且在城镇比农村更明显。这与 Han 对我国 2639 个城乡居民的研究结论相似,不同的是 Han 认为社会信任在农村的幸福效应比城市更强^[23]。②社会公平感知与幸福感有很强的正相关性,且在农村比城镇更突出。③个人收入公平感知也有一定的幸福效应,且对城镇居民作用更明显。

① 限于篇幅,家庭人均收入提高对中间三个等级幸福的边际影响不做分析。另外两个关键变量亦然。

一些学者得出了相似的结论^[22, 23]。

生活态度与宗教：①越是相信“成就大部分来自努力”的有进取心的人，其幸福感也越高。这种相关性在城镇居民中尤为突出。②越是赞成“富贵贫贱命中注定”的所谓“认命”的人，其幸福感越低。这与叶初升和冯贺霞（2014）的研究结论相一致。不过，这里只是验证了变量的相关关系，无法确定进取心、认命与幸福感何为因果。③对城镇居民而言，宗教参与能够显著提高幸福感，但在农村，宗教的幸福效应很小且不显著。大量文献表明，宗教参与和幸福感有很强的正相关性^[18]。但 Brown & Tierney 发现，对中国老年人而言，宗教参与会降低其幸福感^[24]。随着我国有宗教信仰的人数增多，关于宗教与幸福感的关系值得进一步研究。

此外，邻里关系、地区变量等也与幸福感相关。具体而言，邻里关系越好幸福感越强，且对城镇居民更为明显；与西部相比，中部居民的幸福感更弱而东部则更强，尽管关系强度存在城乡区别。

五、结论与启示

本文在理论分析的基础上，提出了家庭经济状况和社会阶层影响居民幸福感的四个假说，然后利用 CGSS2010 数据采用有序概率模型对假说进行了检验。研究发现，社会阶层只部分分担了家庭经济等级（相对收入）对幸福感的影响，且并不充当绝对收入与幸福感关系的中介变量。与家庭经济状况一样，社会阶层本身就具有显著的幸福效应。具体而言，以家庭人均年收入衡量的绝对收入水平与幸福感之间呈显著的倒 U 型关系，分城乡来看，家庭人均年收入 17166.4 元（城镇）和 17843.4 元（农村）的人最幸福；以自评的家庭经济等级衡量的相对收入会对幸福感产生较强的积极作用；社会阶层及其变化感知也会对居民的幸福感造成显著影响，社会阶层越高的人群越幸福；就幸福边际效应大小而言，绝对收入 > 相对收入 > 社会阶层。假说 1 至假说 4 都得到了证实。当然，不同变量对幸福感的影响存在城乡区别。整体来看，家庭经济状况和社会阶层的变化会缩小目前存在的城乡幸福差异。

此外，本文还发现一些控制变量对幸福感的影响。比如，与收入一样，教育程度也与幸福感有倒 U 型关系，大学本科是幸福感的学历顶点；进取心与幸福感正相关，而越是“认命”的人其幸福感越低；宗教参与能够提高城镇居民的幸福感，但对于农村居民的作用不显著。

基于上述结论具有以下几点启示：第一，为了最大化社会总幸福，初次分配和二次分配都要注重公平。绝对收入和相对经济状况都会影响人们的幸福感，且前者的幸福效应存在顶点。这为限制某些行业、某些人群的过高收入提供了理论依据。第二，深化农村改革，增加农村居民的选择权和财产权，让更多人成为有恒业和恒产的中产

阶层,可以提高社会整体幸福感从而有利于社会和谐稳定。第三,消除城乡幸福差距,实现城乡幸福一体化,需要减小城乡居民收入差距。农村居民幸福感的收入顶点更高,但实际收入远低于城镇居民,因此通过提高收入来提升农村居民幸福感的空间更大。

参考文献

- [1] 刘军强,熊谋林,苏阳. 经济增长时期的国民幸福感——基于 CGSS 数据的追踪研究 [J]. 中国社会科学, 2012 (12): 82 - 102.
- [2] 朱光磊,陈娟. 中国阶层分化与重组 30 年: 过程、特征与思考 [J]. 教学与研究, 2008 (10): 19 - 28.
- [3] Easterlin R A et al. *The happiness - income paradox revisited* [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2010, 107 (52): 22463 - 22468.
- [4] Knight J, Song L, Gunatilaka R. *Subjective well-being and its determinants in rural China* [J]. *China Economic Review*, 2009 (20): 635 - 649.
- [5] 张辉. 相对收入差距与中国居民主观幸福感研究——基于中国社会综合调查 (CGSS) 的数据分析 [J]. 公共管理评论, 2014 (15): 90 - 101.
- [6] Stevenson B, Wolfers J. *Economic growth and subjective well-being: reassessing the easterlin paradox* [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008 (1): 1 - 102.
- [7] 邢占军. 我国居民收入与幸福感关系的研究 [J]. 社会学研究, 2011 (1): 196 - 246.
- [8] 刘宏,明瀚翔,赵阳. 财富对主观幸福感的影响研究 基于微观数据的实证分析 [J]. 南开经济研究, 2013 (4): 95 - 110.
- [9] Tsui H U. *What affects happiness: absolute income, relative income or expected income?* [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2014 (36): 994 - 1007.
- [10] 田国强,杨立岩. 对“幸福——收入之谜”的一个解答 [J]. 经济研究, 2006 (11): 4 - 15.
- [11] 张学志,才国伟. 收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据 [J]. 管理世界, 2011 (9): 63 - 73.
- [12] Islam G, Eduardo W H, Hamilton M. *Objective and subjective indicators of happiness in Brazil: the mediating role of social class* [J]. *Journal of Social Psychology*, 2009, 149 (2): 267 - 271.
- [13] 吴丽民,陈惠雄. 收入与幸福指数结构方程模型构建——以浙江省小城镇为例 [J]. 中国农村经济, 2010 (11): 63 - 74.
- [14] 刘欣. 中国城市的阶层结构与中产阶层的定位 [J]. 社会学研究, 2007 (6): 1 - 14.
- [15] 周明洁,张建新. 农村居民的主观幸福感及其影响因素 [J]. 中国心理科学杂志, 2007, 21 (11): 783 - 786.
- [16] 闫丙金. 收入、社会阶层认同与主观幸福感 [J]. 统计研究, 2012, 29 (10): 64 - 72.
- [17] Veenhoven R. *Conditions of happiness* [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Press, 1984.
- [18] Dolan P, Peasgood T, White M. *Do we really know what makes us happy? A review of the economic literature on the factors associated with subjective well-being* [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2008

(29): 94 - 122.

- [19] Shams K. *Determinants of subjective well-being and poverty in rural Pakistan; a micro-level study* [J]. *Social Indicators Research*, 2014, 119 (3): 1755 - 1773.
- [20] 孙文凯. 多重共线性问题评述 [J]. *山东经济*, 2010 (4): 118 - 126.
- [21] 叶初升, 冯贺霞. 城市是幸福的“围城”吗? ——基于 CGSS 数据对中国城乡幸福悖论的一种解释 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24 (6): 16 - 21.
- [22] Wang P G, Vander Weele T J. *Empirical research on factors related to the subjective well-being of Chinese urban residents* [J]. *Social Indicators Research*, 2011, 101 (3): 447 - 459.
- [23] Han C P. *Explaining the subjective well-being of urban and rural Chinese: Income, personal concerns, and societal evaluations* [J]. *Social Science Research*, 2015 (49): 179 - 190.
- [24] Brown P H, Tierney B. *Religion and subjective well-being among the elderly in China* [J]. *The Journal of Socio-Economics*, 2009 (38): 310 - 319.

地区差异、人口密度与财险市场集中度*

——基于面板分位数模型

贾立文**

摘要 中国各区域发展模式存在明显的异质性，财险市场发展水平差异明显，在新型城镇化和人口布局逐渐调整的背景下，人口增长并在中小城市聚集将影响财险市场上的竞争程度。利用面板分位数模型考察2009—2012年中国30个省市人口密度变化对财险市场集中度的影响。以CR3、CR5和HHI作为衡量财险市场集中度的因变量分别建模，结果均表明人口密度对财险市场集中度有显著的负向影响，并说明模型的稳健性。人口密度对CR3、CR5和HHI的影响强度逐渐减小则意味着提升人口密度更能有效地降低市场占有率大的公司的市场份额。

关键词 财险市场；集中度；人口密度；面板分位数模型

一、引言

2014年7月9日，李克强总理在国务院常务会议上特别部署了五项措施以加快发展现代保险业，其中第五部分内容在于深化保险业改革开放，加快建设现代化保险企业制度，推进保险市场准入退出机制改革^③。2014年8月13日，国务院印发《关于加快发展现代保险服务业的若干意见》（以下简称《意见》）。《意见》指出，到2020年，基本建成保障全面、功能完善、安全稳健、诚信规范，与我国经济社会发展需求相适应的现代保险服务业，加快完善保险市场体系^④。这些均意味着中国保险市场将在未来几年更为迅速地朝着现代化保险市场迈进，中国保险市场将更趋于市场化、竞争化。

1996年以来，特别是2001年中国加入世界贸易组织以后，保险市场监管逐步放开、保险公司准入门槛降低等举措逐渐改善了市场竞争状况，但保险市场的集中度依

* 基金项目：中国人民大学2014年度拔尖创新人才培养资助计划成果。

** 贾立文，中国人民大学财政金融学院博士研究生，研究方向：风险管理与保险。通讯地址：北京市海淀区中关村大街59号中国人民大品园3楼1009（邮编100872）。联系方式：18813039587，E-mail: jlw101065@163.com。

③ 资料来源：<http://www.gov.cn/zhuanti/2014-07/09/content-2796357.htm>。

④ 资料来源：国务院《关于加快发展现代保险服务业的若干意见》（国发〔2014〕29号）。

然居高不下。尽管保险业的行业特殊性决定其具有自然垄断特征，但是在社会所需的各种保障得到满足的前提下，尽可能地提高保险市场的竞争程度，这有益于提高社会福利，促进保险业的发展。

Demsetz (1973)^[1]和 Peltzman (1977)^[2]最早使用定量分析方法研究了市场份额、集中度等市场结构特征与企业绩效的关系。此后，国内外对市场结构对经济增长的作用展开了大量研究。Martin 和 Ottaviano (1999) 认为提高产业集中度对产业增长有积极作用，为论证集中度和产业增长有正向关系提供了证据^[3]。Sbergami (2002) 通过实证研究发现产业集中度对产业增长并没有显著的促进作用，不支持集中度和产业增长之间有正相关性的结论^[4]。白重恩等 (2004) 考察了 32 个不同的行业，用动态估计的方法研究了地方保护主义对产业集中度有显著的负面影响，而且规模经济以及产业集群效应同样对产业集中度有显著影响^[5]。范剑勇 (2006) 对 2004 年中国地级市以及副省级市的产业集聚现象进行了研究，发现省际的集聚效应在非农产业分布极不平衡的情形下扩大了劳动生产率的趋异现象^[6]。尽管这些研究说明地方保护、规模经济、产业集群效应等因素对产业集中度有显著影响，但是并没有对财险市场或整个保险市场上的集中度问题进行探讨。邵全权 (2008) 使用非平衡面板模型探讨了中国财险公司的市场结构、竞争模式与市场绩效之间的关系，发现财险公司的市场份额与经营绩效正相关，市场份额对不同竞争模式的影响不尽相同^[7]。这篇文章考虑的重点在于财险市场集中度对财险公司经营业绩的影响，并没有论证何种因素会对财险市场集中度产生影响，没有对财险市场上的高集中度以及明显的地区差异性提供解释。王博等 (2015) 使用 3SLS 方法估计了分别以经济增长质量和保险业集中度为因变量的联立方程，讨论了经济增长质量和保险深度、产业结构和经济结构等指标对保险业集中度的影响。但是该文仅从宏观的产业结构、经济增长以及保险深度等角度对保险业集中度进行分析，没有考虑人口因素及地区的异质性。

已有文献从产业经济学理论和实证方面论证了产业集中对经济增长的影响以及不同指标对产业集中度的影响，但是，鲜有文献从人口的角度分析其对产业集中度的作用，在财险领域的相关研究则更为稀少。根据经济学的基本原理，劳动力供给增加将使要素价格下降，生产者成本降低；市场规模扩大即市场需求的增加将使产品和服务的价格上升。在不存在自然垄断、政府垄断等进入壁垒、技术水平不变、固定成本不变等条件下，要素价格下降、产品和服务价格上升将使厂商获得超额收益，同时也将吸引其他厂商进入市场，在市场机制下，要素市场、产品和服务市场达到均衡。在这一过程中，人口密度对城市发展和行业发展均具有重要作用，即随着中小城市的发展，人口集中将使产品和服务市场竞争更加激烈，使相应市场的结构得以优化。因此，在区域异质性明显存在以及国家正在推动新型城镇化建设的背景下，本文认为人口分布

是影响财险市场竞争水平的重要因素,调整人口布局将有助于优化财险市场结构。

在统计方法的选择上,已有研究为了扩大样本空间,消除数据中的异质性问题,在对产业集中度进行分析时主要局限于使用面板数据模型。在 Koenker (2004)^[8] 提出面板分位数模型之后,经济、金融以及其他社科领域中的异质性问题进一步得到解决。张曙霄和戴永安(2012)考虑了不同省市的异质性问题以及参数的异质性问题,使用面板分位数模型探究了财政分权对地区经济增长的影响,最终得到了稳健的结论,即财政分权对城市经济增长有显著的正向影响^[9]。王伟等(2013)在分析金融发展对海外直接投资的影响时使用面板分位数模型,发现在数据方差较大时使用面板分位数模型更加合理^[10]。吴鑑洪等(2014)基于工具变量参数估计方法,对面板向量自回归模型进行了估计。通过蒙特卡洛模拟发现,在样本的时间长度较短时,工具变量方法比分位数回归固定效应估计方法更能提高参数估计的精确度^[11]。随着这些研究的不断深入,面板分位数模型在经济、保险领域的应用逐渐增多,有助于更加全面地提取现实中的信息,得到更加合理的结论。借鉴我国金融领域应用面板分位数模型的成功经验,为了客观地检验人口密度对财险市场集中度的影响,本文选用面板分位数模型进行实证研究。

对于中国各个地区财险市场中的集中度问题,本文使用财险行业中最大的三家企业和五家企业的市场份额之和(分别用 *CR3* 和 *CR5* 表示)以及赫芬达尔—赫希曼指数(简称 *HHI*)作为刻画市场集中度的指标,使用人口密度作为自变量,引入 Koenker 提出的面板分位数模型刻画区域异质性,并探讨在不同集中度水平下,人口密度对财险市场集中度的影响强度的变化。本文力图在以下方面有所贡献:第一,探讨中国财险市场上人口密度对市场集中度的影响,从经济学角度解释人口密度对集中度的作用机制,探索改善集中度水平的新途径;第二,针对中国各地区财险市场集中度的特征,运用面板分位数模型提取不同分位数处的信息,根据人口密度的变化,解释为什么不同地区的集中度存在明显差异,为什么经济发达的北京、上海的财险市场集中度长期处于较低水平,而经济水平与之接近的广东省(除深圳)、深圳的集中度长期处于中等偏上水平,以及为什么各种特征差异较大的河南、山东等省的集中度也长期处于较低水平。

二、模型设定

(一) 假设提出

近年来国家制定推出了“单独二孩”政策和“新型城镇化”战略,积极的人口政策有助于提升当今中青年群体的生育积极性,生育率的增加将直接降低当前老龄人口的比例,对于改善人口结构有积极作用。同时,加强中小城市建设的决策能够在人口结构变化的基础上对人口布局产生影响。例如,城市中便利的交通、通讯等服务将吸

引农村人口，特别是农村的劳动力向中小城市集中。作为生产要素的资本和劳动力的聚集将推动中小城市工业和服务业的发展，为城市发展做出贡献。由于城市居民既是劳动力要素提供者，又是产品和服务的消费者，人口密度的增加意味着劳动力供给和市场上消费者规模的增加，因此，人口密度在要素供给、产品和服务需求两个维度均影响着产品和服务市场上的集中水平。

王小鲁（2010）的研究显示，人口集中的超大城市对于城市的发展有极大的促进作用，例如由于受到产业集聚在城市间的溢出效应，使得长江三角洲和珠江三角洲地区的经济发展较为突出。当没有超大城市的溢出效应时，构造包括多个百万人级的大城市的城市群则是城市发展的现实选择。他认为人口等因素向大城市集中提高了大城市的生产率并实现了资源的优化配置。可以看出，人口聚集是城市发展和产业集聚的基础，从人口的角度分析财险市场集中度具有可行性。

基于当前中国经济的发展现状，本文认为人口密度的变化将从五个方面对财险市场集中度产生作用：第一，当其他条件不变时，在人口规模更大、人口密度更高的地区，财险公司面临着更大的市场，相应地将有更多的财险公司愿意在这类地区开设分公司或营业部。因此，人口密度的提高有助于增加财险市场上的竞争程度，降低市场集中度。第二，人口密度更高时，相应地区的劳动力供给越多，随着人口向城市集中，劳动力供给曲线右移，要素价格下降，使财险公司的人力成本降低，能够吸引更多的财险公司进入市场，对降低财险市场集中度有重要作用。第三，在一定程度上，在人口密度高的地区，餐饮、通讯、交通等物质条件较为便利，财险公司开设分支机构成本较低，对财险公司同样具有吸引力。第四，人口密度高可能导致当地具有较高的事故发生率，造成财产损失的可能性较高，当地居民对财险产品的需求相对较大。第五，在人口密度高的地区，教育水平相对更高，居民可能更理解保险的功能，更具有投保倾向性。

根据以上分析可以得到如下逻辑链条：城市的发展程度越高，则城市人口越集中，各个产业发展的推动越强，产业竞争程度越高，市场集中度越低。基于这一思想，在保险行业的范畴下，本文提出假设：人口密度越大，财险市场集中度越低。

（二）计量模型

在经济研究过程中，使用面板模型能够提取个体的异质性信息，并结合时间维度的信息估计个体差异以及自变量的系数，有益于刻画不同地区的差异性。然而，单纯的面板模型无法反映因变量处于不同水平时自变量对其影响程度的变化。Koenker（2004）在面板模型的基础上融入分位数回归模型，在考察面板效应的同时考虑了不同分位点的差异，增强了面板模型对数据的拟合能力。Koenker对包括纯位置偏移效应的条件分位数模型进行了讨论，即：

$$Q_{y_{it}}(\tau | x_{it}) = \alpha_i + x_{it}'\beta(\tau), i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

并随后提出使用最小二乘法方法求解 (1) 式, 其解为:

$$\{[\hat{\beta}(\tau_j, \lambda)]_{j=1}^J, [\hat{\alpha}_i(\lambda)]_{i=1}^N\} = \arg \min_{(\alpha, \beta)} \sum_{j=1}^J \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N w_j \rho_{\tau_j}[y_{it} - \alpha_i - x_{it}'\beta(\tau_j)] + \lambda \sum_{i=1}^N |\alpha_i|$$

在 Koenker 之后, Chernozhukov 等 (2008)^[12] 提出了分位数回归工具变量估计量, Antonio 等 (2011)^[13] 在该方法的基础上提出面板分位数工具变量回归, 用以解决模型中包括因变量滞后项的动态情形, Ponomareva (2011)^[14] 提出了时间轴很短时识别并估计面板分位数模型的矩估计方法。目前, 面板分位数回归模型正处于发展期, 尚未形成统一的标准, 在理论界并没有最优的估计方法。因此, 本文根据 Koenker 的求解方法建立面板分位数模型, 考察中国不同省市人口密度对保险集中度的影响, 模型的形式为:

$$Q_{y_{it}}(\tau | MD_{it}) = \alpha_0(\tau) + \alpha_1(\tau)MD_{it} + z_{it}'\beta(\tau) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, y_{it} 表示财险市场集中度, MD_{it} 表示人口密度, z_{it} 表示控制变量, $i = 1, 2, \dots, 35, t = 2009, 2010, 2011, 2012$ 。

三、数据及变量

(一) 数据来源

本文使用的数据来自 2010—2013 年的《中国保险年鉴》《中国城市统计年鉴》, 样本的时间跨度为 2009—2012 年, 地区包括 30 个省、自治区、直辖市以及 5 个计划单列市, 共计 35 个地区, 分别为: 安徽、北京、福建、甘肃、广东、广西、贵州、海南、河北、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江苏、江西、辽宁、内蒙古、宁夏、青海、山东、山西、陕西、上海、四川、天津、新疆、云南、浙江、重庆以及大连、青岛、宁波、厦门、深圳。在样本选择的过程中, 西藏自治区由于数据缺失不予考虑, 相应省、自治区和直辖市的数据已剔除 5 个计划单列市的相关信息。

本文认为, 从经济发展程度、市场竞争机制等方面的实际表现以及国家的行政划分等角度分析均应将 5 个计划单列市和各个省、直辖市并列考察。在经济表现方面, 第 159 页表 1 呈现出了 2014 年 5 个计划单列市的 GDP, 剔除计划单列市的数据后, 同年广东省、福建省、浙江省、山东省、辽宁省的 GDP, 湖北省、陕西省、江西省、海南省等代表性省份的 GDP 以及 4 个直辖市的 GDP。与直辖市相比, 深圳市 GDP 已超过天津市和重庆市, 其他 4 个计划单列市的 GDP 均低于 4 个直辖市。基于第 159 页表 1 以及查阅其他省份 2014 年国民经济和社会发展统计公报获得的资料, 与各个省相比, 深圳市 GDP 高于江西而低于陕西, 在完整的省级序列中处于中等偏下的位置, 其他 4 个计划单列市则位于序列末端。由于各个省的经济发展水平存在明显的差异性, 因此,

5 个计划单列市在经济方面与各个省、直辖市存在可比性。更重要的是, 5 个计划单列市均为港口城市, 其开放程度均较高, 市场机制相对更完善, 在研究竞争机制时计划单列市往往具有比大部分内陆省份更好的特征。5 个计划单列市在地理上的优势使其对周边省市的发展存在较强影响, 在经济问题分析时具有不可忽视的作用。此外, 就国家的行政划分角度而言, 计划单列市由中央直属, 在划分上不应并入其地理所在省份, 在一定程度上独立于各个省, 不考虑这一部分的样本是不明智的选择。综上所述, 本文认为在实证分析时可以将 5 个计划单列市和各个省、直辖市同时作为样本进行分析。严成樑和龚六堂 (2014) 使用我国 36 个直辖市、省会城市和计划单列市 2006—2012 年的数据, 考察了民间资本参与城市市政基础设施投资对经济增长的影响, 这一研究也支持本文的观点。

表 1 2014 年计划单列市、直辖市和代表性省份 GDP 比较

计划单列市		直辖市		代表性省份	
名称	GDP (亿元)	名称	GDP (亿元)	名称	GDP (亿元)
深圳市	16001.98	北京市	21330.80	广东省	51790.26
厦门市	3273.54	上海市	23560.94	福建省	20782.22
宁波市	7602.51	天津市	15722.47	浙江省	32551.49
青岛市	8692.10	重庆市	14265.40	山东省	50734.50
大连市	7655.60	—	—	辽宁省	20971.00
—	—	—	—	湖北省	27367.04
—	—	—	—	陕西省	17689.94
—	—	—	—	江西省	15708.60
—	—	—	—	海南省	3500.70

注: 表中广东省、福建省、浙江省、山东省、辽宁省的 GDP 已剔除相应计划单列市的数据

资料来源: 2014 年广东省、福建省、浙江省、山东省、辽宁省、湖北省、陕西省、江西省、湖南省国民经济和社会发展统计公报以及 2014 年深圳市、厦门市、宁波市、北京市、上海市、天津市、重庆市国民经济和社会发展统计公报

(二) 变量说明

为了剔除经济、交通运输、工资水平等因素的影响, 本文选取各个省、自治区、直辖市、计划单列市的 GDP、客运量、货运量、在岗职工平均工资 4 个变量作为控制变量。财险市场集中度由 CR3、CR5、HHI 三个指标从不同角度予以刻画, 其中 CR3 和 CR5 由相应省、自治区、直辖市以及计划单列市中市场份额排名前三和前五的财险公司的市场份额加总得到, HHI 通过计算相应地区所有财险公司市场份额的平方和得到。人口密度由各个地区年末总人口数除以土地面积得到; 控制变量均由 2010—2013 年的

《中国城市统计年鉴》直接获取，所有变量的信息如表 2 所示。

(三) 描述性分析

表 3 为 2012 年各个变量的基本统计信息^①。从 2009 年至 2012 年，*CR3*、*CR5* 和 *HHI* 三个指标的标准差在 6—8 之间，极差均在 30 个百分点左右，说明不同地区的财险市场集中度存在较大差异；人口密度的标准差大于 400，极差在 2200 人/平方千米左右，说明不同地区的人口密度存在巨大差异；*GDP* 等几项指标同样存在明显的差异性。

表 2 变量说明

变量	经济含义	计算方法	数据来源
<i>CR3</i> (%)	财险市场集中度	规模最大的三个财险公司的市场份额之和	2010—2013 年 《中国保险年鉴》
<i>CR5</i> (%)		规模最大的五个财险公司的市场份额之和	
<i>HHI</i> (%)		市场中所有财险公司的市场份额平方和	
<i>MD</i> (人/平方千米)	人口密度	年末总人口/土地面积	2010—2013 年 《中国城市 统计年鉴》
<i>GDP</i> (万亿)	经济发展水平	年鉴直接获取	
<i>KY</i> (亿人)	人口流动水平	年鉴直接获取	
<i>HY</i> (亿吨)	物资流动水平	年鉴直接获取	
<i>GZ</i> (万元)	职工收入水平	年鉴直接获取	

表 3 2012 年变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	极差
<i>CR3</i>	35	69.4129	8.7124	56.9	92.13	35.23
<i>CR5</i>	35	80.4554	7.5735	67.12	100	32.88
<i>HHI</i>	35	21.3268	6.5182	13.3735	42.4111	29.0376
<i>MD</i>	35	490.3425	435.5438	33.2924	2250.6309	2217.3385
<i>GDP</i>	35	1.6453	1.2034	0.1894	5.4058	5.2165
<i>KY</i>	35	11.8691	10.5861	0.5233	39.6620	39.1387
<i>HY</i>	35	12.8138	12.1043	0.3278	60.2301	59.9023
<i>GZ</i>	35	4.8161	1.2569	3.2305	8.5306	5.3001

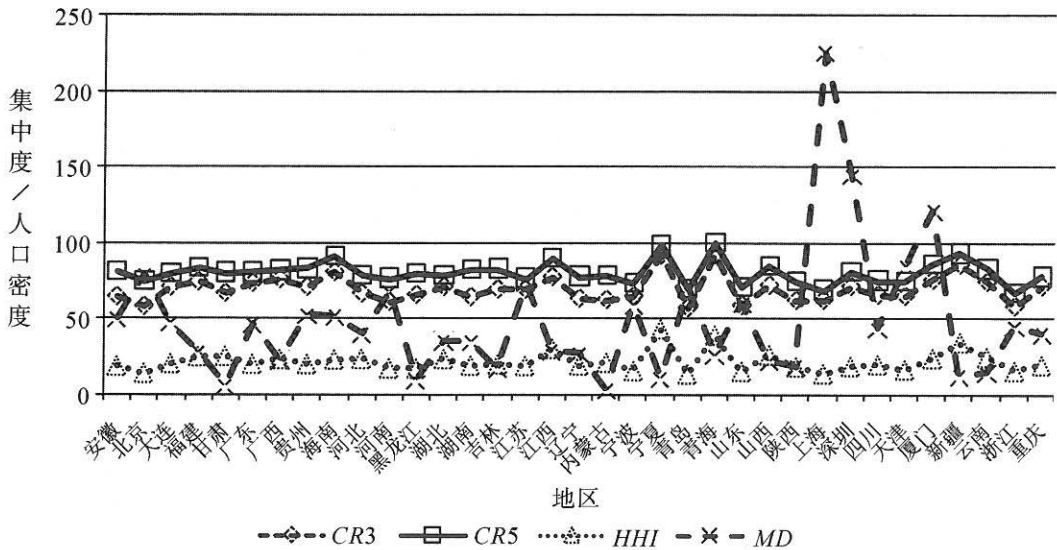
通过各个年份 *CR3* 和 *CR5* 指标的变化趋势可以发现，在 2012 年以前，*CR3* 和 *CR5* 均呈小幅递增趋势，到 2012 年这两个指标均有所回落；在 2009—2012 年，*HHI* 呈现出持续递减的趋势。这一结果说明，从 2009 年至 2011 年，财险市场中份额最大的三家及五家企业的集中程度增加，市场份额小的公司的市场占有率下降，即在大财险公司层

^① 注：由于篇幅有限，其他年份的变化图不再列示，有需要者请向作者索取。

面集中度增加,在中小财险公司层面集中度降低;2012年,财险行业发展竞争程度增加,在大、中、小财险公司层面集中度均在降低。对于不同地区的异质性而言,在样本期内,CR3的标准差逐渐增大,CR5和HHI的标准差逐渐缩小,意味着在宏观层面上各个地区集中度的差异性降低,对市场影响最大的三家企业对市场的占有度的差异性更加突出。

从2009年至2012年,人口密度的均值呈现出递增趋势,标准差随时间的增加而扩大,说明各个地区人口密度的差异性在样本期内不断增加。同时,GDP、客运量、货运量、在岗职工平均工资四个控制变量的均值也具有递增趋势,标准差也随时间的推移而增加。

图1为2012年中国各地财险市场集中度与人口密度的变化图^①,由于人口密度和集中度指标的数量级不同,为了在同一图中显示人口密度与财险市场集中度的关系,本文将人口密度的数值缩小了十倍,缩小后人口密度仍用MD表示。事实上,对于不同的年份而言,相同地区的财险市场集中度变化不明显;对不同的地区而言,相同年份各个地区的财险市场集中度存在明显波动,但CR3和CR5均保持在50%—100%之间,HHI均位于0—50%之间。



注:由于人口密度和集中度指标的数量级不同,为了在同一图中显示人口密度与财险市场集中度的关系,本文将人口密度的数值缩小了十倍,缩小后人口密度仍用MD表示

图1 2012年中国各地财险市场集中度与人口密度变化图

四年来,北京、上海、青岛、浙江等地的财险市场集中度均较低,宁夏、青海、

① 注:由于篇幅有限,其他年份的变化图不再列示,有需要者请向作者索取。

新疆、海南等地的集中度均较高，这一事实与“经济越发达，集中度越低，反之则反”的共识相一致。然而，广东、深圳、福建、厦门的经济发展水平与浙江等地较为接近，但集中度水平却更高，各项指标差异较大的河南、安徽、山东等地的集中度水平均较低，这些现象说明经济因素只是解释集中度的一个原因，存在其他影响财险市场集中度的因素。那么，是什么因素导致北京、上海、广东、深圳这样的地区的财险市场集中度有如此大的差异呢？

人口密度和三个财险市场集中度指标的变化图显示，各个地区的人口密度和集中度指标呈相反的变化趋势，二者存在明显的负相关关系。特别地，北京、上海、青岛、浙江、河南等地人口密度较高，对应着较低的财险市场集中度水平；广东、福建等地人口密度较低，对应着较高的财险市场集中度水平；宁夏等地的低人口密度对应于高集中度；然而，对于深圳和厦门，人口密度因素尚无法解释其高集中度现象。基于此，本文认为人口密度是解释为什么财险市场集中度在经济水平相当的地区存在明显差异的一个原因。

四、实证分析

(一) 面板分位数模型

基于 Koenker 的惩罚分位数思想，本文使用 R 软件建立面板分位数模型，探讨不同地区人口密度对保险集中度的影响，并与固定效应模型的估计结果进行对比。由于所考察的样本规模较小，本文仅建立分位点为 10%、40%、60% 以及 90% 的面板分位数模型，参数估计结果见表 4。Panel 1、Panel 2 和 Panel 3 分别是使用 CR3、CR5 和 HHI 作为衡量财险市场集中度的因变量建立模型得到的参数估计结果。

表 4 面板分位数模型参数估计

变量	10%	40%	60%	90%	FE
<i>Panel1</i>	<i>CR3</i> 为因变量				
<i>MD</i>	-0.0079*** (0.0011)	-0.0075*** (0.0012)	-0.0078*** (0.0011)	-0.0068*** (0.0016)	0.0044 (0.0099)
<i>GDP</i>	0.0628 (1.1095)	-1.8668*** (0.5904)	-1.6663** (0.6535)	-1.1515* (0.6721)	-1.1480 (1.2390)
<i>KY</i>	0.1174* (0.1164)	0.1460 (0.1036)	0.1269 (0.1065)	0.0414 (0.0952)	0.1674 (0.2050)
<i>HY</i>	-0.3277** (0.1338)	-0.1241* (0.0655)	-0.1236** (0.0667)	-0.0565 (0.0884)	-0.1024 (0.1142)

续表

变量	10%	40%	60%	90%	FE
GZ	0.0133	0.4461	0.3802	0.1418	0.3078
	(0.3554)	(0.2933)	(0.2803)	(0.4377)	(0.4609)
常数项	84.0153***	84.6677***	85.4450***	86.7203***	67.5612
	(1.7831)	(1.7349)	(1.6012)	(1.6216)	(4.4038)
Panel2	CR5 为因变量				
MD	-0.0036**	-0.0040***	-0.0051***	-0.0050***	0.0055
	(0.0016)	(0.0014)	(0.0012)	(0.0014)	(0.0071)
GDP	-2.5030*	-2.1291	-1.5202	-1.6887*	-1.8648**
	(1.4429)	(1.3163)	(1.2298)	(1.0061)	(0.8798)
KY	0.2303*	0.1314	0.1593	0.1287	0.2624*
	(0.1184)	(0.1070)	(0.1048)	(0.1350)	(0.1456)
HY	-0.2225	-0.1611	-0.2346*	-0.1569	-0.1550
	(0.1412)	(0.1307)	(0.1300)	(0.1421)	(0.0811)
GZ	-0.2772	0.4473	0.7175**	0.6120	0.3491
	(0.6541)	(0.3897)	(0.3500)	(0.4323)	(0.3273)
常数项	71.5567***	71.2076***	71.1507***	73.2586***	78.6172
	(2.8382)	(1.7331)	(1.9545)	(2.0229)	(3.1270)
Panel3	HHI 为因变量				
MD	-0.0035***	-0.0035***	-0.0033***	-0.0042***	0.0037
	(0.0013)	(0.0012)	(0.0013)	(0.0016)	(0.0083)
GDP	-1.2404	-1.1016	-1.0843	-0.3027	-2.6043**
	(0.7984)	(0.7811)	(0.7541)	(0.9615)	(1.0295)
KY	-0.0266	-0.0743	-0.0760	-0.1465	0.2008
	(0.0681)	(0.0772)	(0.0833)	(0.1069)	(0.1704)
HY	-0.0001	-0.0161	0.0218	0.0197	-0.1266
	(0.0796)	(0.0791)	(0.0755)	(0.0992)	(0.0949)
GZ	-0.6853*	-0.9381***	-0.9172***	-0.8628*	-0.4874
	(0.3678)	(0.3225)	(0.3248)	(0.4909)	(0.3830)
常数项	26.2407***	28.9132***	28.8693***	30.7451***	25.7990
	(1.9972)	(1.4516)	(1.4811)	(1.9455)	(3.6593)

注：Panel 1、Panel 2 和 Panel 3 分别是使用 CR3、CR5 和 HHI 作为衡量财险市场集中度的因变量建立模型得到的参数估计结果。“*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号中为相应系数的标准差。FE 表示固定效应模型

Panel 1 中的结果说明, 在 10%、40%、60% 以及 90% 四个分位点处, 人口密度均对财险市场集中度 ($CR3$) 有负向作用, 即人口密度的增加会导致市场集中度降低。人口密度对市场集中度的影响强度随着分位点的增加存在减弱趋势, 在集中度较高的 90% 分位点, 影响强度为 -0.0068 , 即人口密度每提高 1 人/平方千米将使集中度降低 0.0068 个百分点。在集中度较低的 10% 分位点处, 人口密度对财险市场集中度的影响强度为 -0.0079 , 即人口密度每提高 1 人/平方千米将使集中度降低 0.0079 个百分点。因此, 采取扩大人口规模的策略能够降低市场集中度, 提高市场的竞争程度, 而且在市场集中度低的地区扩大人口规模将比市场集中度高的地区更有效。此外, 目前中国各地区财险市场中 $CR3$ 的最小值为 56.22%, 整个市场的 $CR3$ 的最小值为 63.97%, 不论是地区市场还是全国市场, 均属于集中度较高的层次。扩大人口规模、增加人口密度能够降低市场集中度, 有益于改善财险市场的竞争状况。这一结果支持本文假设, 意味着人口密度的变化对于财险市场集中度有明显的反作用, 即增加人口密度能够产生使财险市场集中度下行的“压力”。从人口因素对劳动力和消费者市场等方面的影响以及基于人口增长的城市化发展等角度看来, 提升人口密度均能降低财险市场集中度。

对于四个控制变量而言, 在中、高集中度 (40%、60% 以及 90% 分位点) 情形下, GDP 的变化对财险市场集中度有显著的负向影响, 从而辅助证明经济水平的提高将降低财险市场上的集中程度。与此同时, 客运量和货运量对市场集中度的影响方向相反, 货运量的增加有助于降低财险市场集中度, 客运量增加则会使集中度增大, 这一结果反映出人口流动和物资流动对财险集中度的影响不同。当然, 由于本文没有详细区分人口以及物资的流入和流出效应, 根据该模型无法更为深入地探讨人口和物资流入与人口和物资流出对市场集中度的影响。与客运量指标相似, 在岗职工平均工资对财险市场集中度也表现为正向作用。

(二) 稳健性检验

为了避免因变量的选择性偏误而得到错误的结论, 本文使用 $CR5$ 、 $CR5$ 和 HHI 分别作为因变量建立模型, 通过替换因变量的方式, 根据三个模型的结果论证稳健性。

第 162 页表 4 的 *Panel 2* 和 *Panel 3* 分别为使用 $CR5$ 和 HHI 替换 $CR3$ 作为因变量得到的面板分位数模型的参数估计结果, 据此可以验证面板分位数模型在应用中具有稳健性, 并有助于进一步分析不同集中度水平下人口密度的变化对市场集中度的影响, 以及不同指标衡量市场集中度的功效。

Panel 2 中的结果显示, 在各个分位点处, 人口密度均对财险市场集中度有显著的负向作用, 说明使用 $CR5$ 作为刻画财险市场集中度的指标建立模型与使用 $CR3$ 作为因变量时的结果一致, 即人口密度的扩大有助于减弱中国各地财险市场的集中度, 从而改善财险市场上的竞争状况。

Panel 3 中的结果也说明, 使用 *HHI* 而不是 *CR3* 或 *CR5* 作为衡量市场集中度的因变量建立模型也可以得到一致的结论。*Panel 2* 和 *Panel 3* 与 *Panel 1* 的差异在于, 由 *Panel 1* 可得出在低集中度水平下, 人口密度对集中度的影响更强, *Panel 2* 和 *Panel 3* 则说明在高集中度水平下, 人口密度对集中度的影响更大。总之, *Panel 2* 和 *Panel 3* 得到的结果支持 *Panel 1* 的结论, 从而证明本文所用的面板分位数模型具有稳健性, 适用于分析中国各个省、自治区、直辖市以及计划单列市的财险市场集中度问题。因此, 即使衡量财险市场集中度的指标不同, 本文的假设均成立, 即人口增长、人口密度增加将有助于降低财险市场集中度。

对于不同的分位点, *Panel 2* 得到的人口密度系数的绝对值均小于 *Panel 1* 中的相应值, 这意味着人口密度的变化对 *CR5* 的影响相对于 *CR3* 而言更弱。由于 *CR3* 代表市场中份额最大的三家财险公司的市场份额之和, *CR5* 表示市场中份额最大的五家财险公司的市场份额之和, 就刻画集中程度的能力而言, *CR3* 的值变大 (或变小) 比 *CR5* 变大 (或变小) 更能反映市场集中程度的变化, 因为 *CR3* 比 *CR5* 的值更能够凸显市场上的垄断势力。因此, 人口密度对 *CR3* 的影响程度大于对 *CR5* 的影响在一定程度上说明, 人口密度有助于改善垄断程度更大情况下的市场竞争状况。*HHI* 考虑市场上所有企业的市场份额, 根据整个市场的信息描述市场的集中度。与反映“集中”状况的 *CR3* 和 *CR5* 描述集中度的角度相反, *HHI* 更能反映市场份额“分散”状况。因此, 与 *CR3* 和 *CR5* 作为因变量时的估计值相比, 使用 *HHI* 作为因变量得到的面板分位数模型中各个分位点处人口密度的系数估计值的绝对值更小这一结果说明, 相对于市场份额小的企业, 人口密度的增加对降低市场份额大的企业的市场份额有更强的作用, 这为解决当前中国财险市场上高 *CR3* 和 *CR5* 问题提供了新的途径。

对于估计得到的面板分位数模型, 第 166 页图 2 呈现出了人口密度的系数在不同分位点处的变化趋势, 并将固定效应模型的估计结果作为参照。以 *CR3* 为因变量的模型中, 人口密度的系数随着分位点的增加呈现波动递增的趋势; 以 *CR5* 为因变量的模型中, 该系数随着分位点的增加呈现波动递减的趋势; 以 *HHI* 为因变量的模型中, 该系数随着分位点的增加呈现平稳波动的趋势, 并且三个模型估计的系数值均为负; 相对而言, 固定效应模型估计结果的符号为正, 绝对值大小与相应面板分位数模型在各个分位点处的系数的均值较为接近。

第 162 页表 4 和第 166 页图 2 说明, 使用面板分位数模型估计得到的人口密度在不同分位点处的系数与固定效应模型的相应估计值在数值大小和显著性方面均有明显差异。固定效应模型仅能进行均值估计, 得到的估计值为 0.0044, 而且这一估计值在统计上并不显著。面板分位数模型可以对不同分位点处人口密度的系数进行估计, 得到的四个估计值均显著为负, 取值在区间 $[-0.0068, -0.00079]$ 之间。两个模型得到

的结果不一致表明,当存在明显的地区差异性时,固定效应模型单纯进行均值估计难以得到正确的结论,面板分位数模型利用不同的分位数提取财险集中度的地区差异信息,能够更准确地描述数据中的信息。

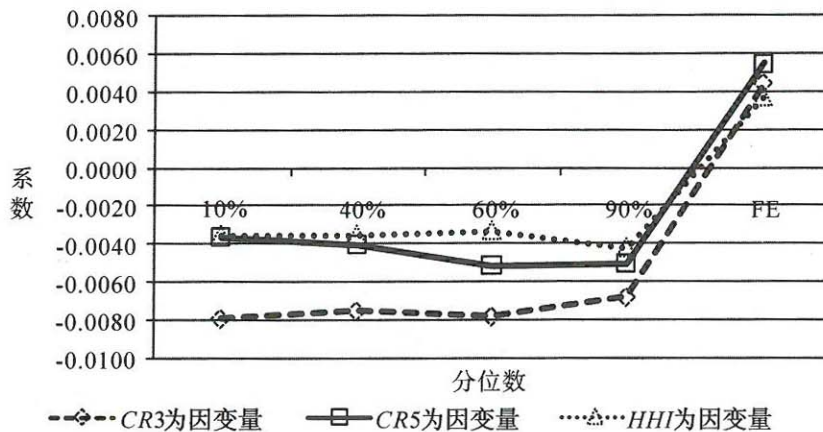


图2 面板分位数模型系数变化图

五、结论与建议

本文引入 Koenker 提出的面板分位数模型进行实证研究,探讨了存在地区异质性时人口密度变化对财险市场集中度的影响,结果表明人口密度对财险集中度有显著的负向影响,验证了本文提出的假设,即人口密度的提升能够增强财险行业的市场水平,对于降低财险市场集中度有重要作用。使用 $CR3$ 、 $CR5$ 和 HHI 分别作为因变量刻画财险市场集中度得到了一致的结论,说明在分析人口密度对财险市场集中度的影响时,面板分位数模型具有稳健性。因此,在各个地区促进经济发展的同时,人口密度的提高(或降低)有显著地降低(或提高)当地财险市场集中度的作用。人口密度的调整可以改善保险业的市场结构。

此外,人口密度对 $CR3$ 、 $CR5$ 和 HHI 三个指标的影响强度依次递减,说明在市场主要集中于少数几家企业时,人口密度的扩大更有助于降低市场集中度。对于三家财险公司主体占 60% 以上的市场份额的中国,增加人口密度对财险市场竞争状况的改善作用更加明显、有效。

本文对保险业发展、财险公司、地方政府以及监管机构制定战略、政策具有较强的理论价值和现实意义。根据实证分析的结果,本文得到如下启示:第一,在国家大力发展保险业的大环境下,各地政府在进行规划时,应积极通过提高人口密度、购买保险服务等方式扩大市场规模,吸引更多的财险公司在当地设立分支机构,改善市场竞争状况。第二,随着“单独二胎”政策的逐步放开,地方政府应积极落实这一生育

政策,增加本地人口规模,提升当地人口密度。随着人口规模的增加,市场规模的扩大,财险市场竞争程度将随之提升,最终促使财险市场集中度逐步降低。第三,在地方政府进行人口调整、规划的同时,应同时注重新型城镇化战略的落实,通过中小城镇的建设,引导当地的流动人口在中小城市聚集,增加中小城市的人口密度,进而改善当地保险业的市場结构,促进当地保险业的发展。

参考文献

- [1] Demsetz H. *Industry structure, market rivalry, and public policy* [J]. *Journal of Law and Economics*, 1973, 16 (1): 1-9.
- [2] Peltzman S. *The gains and losses from industrial concentration* [J]. *Journal of Law and Economics*, 1977, 20 (2): 229-264.
- [3] Martin P., Ottaviano G. *Growing locations: industry location in a model of endogenous growth* [J]. *European Economic Review*, 1999, 43 (2): 281-302.
- [4] Sbergami F. *Agglomeration and economic growth: some puzzles* [J]. HEI Working Paper, 2002.
- [5] 白重恩,杜颖娟,陶志刚,等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势 [J]. *经济研究*, 2004 (4): 29-40.
- [6] 范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异 [J]. *经济研究*, 2006 (11): 72-81.
- [7] 邵全权. 中国产险公司市场结构、竞争模式与绩效关系研究——基于2001—2005年非平衡面板数据的实证分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008 (8): 123-136, 160.
- [8] 王博,邵全权. 保险业市场结构调整能提升经济增长质量吗? [J]. *产业经济研究*, 2015 (1): 33-44.
- [9] Koenker R. *Quantile regression for longitudinal data* [J]. *Journal of Multivariate Analysis*, 2004, 91: 74-89.
- [10] 张曙霄,戴永安. 异质性、财政分权与城市经济增长——基于面板分位数回归模型的研究 [J]. *金融研究*, 2012 (1): 103-115.
- [11] 王伟,孙大超,杨娇辉. 金融发展是否能够促进海外直接投资——基于面板分位数的经验分析 [J]. *国际贸易问题*, 2013 (9): 120-131.
- [12] 吴鑑洪,赵卫亚,谢祺. 面板向量分位数回归及其在居民消费行为研究中的应用 [J]. *统计研究*, 2014, 31 (6): 91-97.
- [13] 王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济学分析 [J]. *经济研究*, 2010 (10): 20-32.
- [14] Chernozhukov V., Hansen C. *Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effects models* [J]. *Journal of Econometrics*, 2006 (132): 491-525.
- [15] Antonio F., Galvao J. *Quantile regression for dynamic panel data with fixed effects* [J]. *Journal of Econometrics*, 2011 (164): 142-157.

[16] Ponomareva M. *Quantile regression for panel data models with fixed effects and small T: identification and estimation* [J]. Northwestern Economics Department Working Paper, 2011.

[17] 严成棵, 龚六堂. 基础设施投资应向民间资本开放吗? [J]. 经济科学, 2014 (6): 41 - 52.

非利息收入改善城商行经营绩效了吗？

——基于 23 家大型城商行 2008—2013 年面板数据分析

陈一洪*

摘要 将非利息收入占营业收入的比重以及多元化指数作为城商行非利息收入的两个重要衡量指标，并将其纳入非利息收入对城商行绩效影响的面板数据模型中。基于国内 23 家大型城商行 2008—2013 年的普通面板数据，运用面板数据随机效应模型考察了大型城商行非利息收入对其经营绩效的影响。实证研究发现，无论是非利息收入占营业收入的比重，还是多元化指数，都与大型城商行经营绩效（ROA 和 ROE）之间存在显著的线性正相关关系。大型城商行通过大力发展中间业务拓宽收入渠道，在多元化其收入结构的同时，降低盈利能力对存贷利差的依赖性，并有效地弥补了利率市场化加速背景下城商行净利息收入增速下滑造成的利润缺口。大型城商行还需重点强化新型、高附加值中间业务拓展，以拓宽中间业务增收渠道、优化收入结构；并着力提升信息技术及人才支撑，构建支持中间业务发展的良性机制。

关键词 非利息收入；城商行；经营绩效；随机效应模型

一、引言

2013 年 7 月 19 日，中国人民银行宣布放开国内贷款利率管制，中国利率市场化改革继 2012 年之后再次迈出实质性一步，与此同时，随着同业存单正式在国内发行以及相关基础制度的呼之欲出^②，中国利率市场化改革深入推进。中国人民银行已经明确表示近两年的重点是推进国内人民币存款利率的改革^③，从而实现全方位的利率市场化，可以预计未来利率市场化改革的进度将加快。伴随利率市场化改革的推进，银行间竞

* 陈一洪（1987-），男，福建泉州，中国人民大学经济学硕士，现供职于泉州银行总行，担任董事会办公室主任助理、经济师，研究领域：城商行经营管理。通讯地址：福建省泉州市丰泽区云鹿路 3 号泉州银行，邮编：362000，联系电话：15905059355。本文为作者个人学术观点，不代表所在单位意见，文责自负。

② 加快建立存款保险制度，完善金融机构市场化退出机制，包括存款保险制度、金融机构破产退出制度将先行推出，目前相关制度正在征询制定当中，在存款利率完全放开前，这些基础性制度将逐步到位。

③ 2014 年 7 月 21 日，央行行长周小川在中美战略与经济对话新闻发布会上，再度给出了利率市场化的时间表，利率市场化预计未来两年内可以实现。7 月 23 日，国务院常务会议确定要有序推进利率市场化改革，充分发挥金融机构利率定价自律机制作用，增强财务硬约束，提高自主定价能力，这意味着利率市场化改革正在进入更加实质性的推进阶段。

争进一步加剧、利差收窄，国内商业银行依靠传统存贷利差的盈利模式正在面临严峻挑战。根据上市银行公开披露的年报数据显示，上市银行净息差由 2011 年的 2.82% 降至 2012 年的 2.78%，2013 年则进一步降至 2.61%（见图 1）。以南京银行为例，净息差由 2011 年末 2.66% 下降至 2013 年末的 2.30%，宁波银行则由 2012 年的 3.49% 降至 2013 年的 3.05%。在净利息收入增长放缓的同时，国内商业银行加大中间业务拓展力度，手续费及佣金收入快速增长，以宁波银行为例，近三年手续费及佣金净收入增长率分别达到 47%、37% 和 65%，远远超过同期净利息收入增长率，其占营业收入的比重由 2010 年的 8.25% 提升至 2013 年的 12.69%。

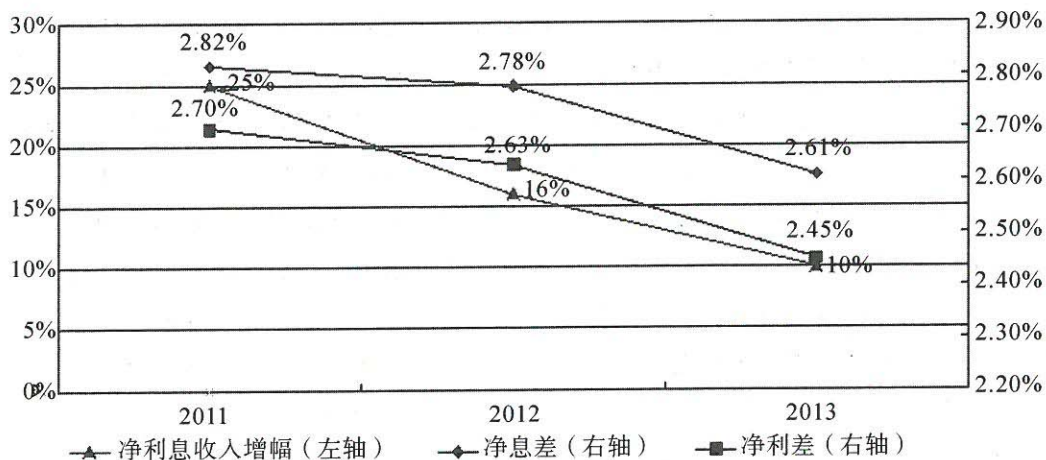


图 1 2011—2013 年上市银行净息收入趋势图

为应对利率市场化下净利息收入增速放缓的影响，国内城商行同样加大了中间业务的拓展力度。对 24 家 2013 年年末资产规模超过 1500 亿元的大型城商行的统计分析发现，2011—2013 年，手续费及佣金净收入年复合增长率高达 54.22%，是同期净利息收入增长率的 2 倍以上，手续费及佣金净收入占营业收入的比重也由 2010 年的 5.51% 提升至 2013 年的 10.06%，占比将近翻番（见第 171 页图 2）。中间业务的发展为国内城商行开辟了传统存贷业务之外的第二收入增长源，其对城商行盈利的贡献度正在不断加大，因此，大力拓展中间业务也成为众多城商行推进“二次转型”、应对利率市场化及金融脱媒的战略方向之一，在绩效考核、资源配置、牌照支撑、系统建设等方面进行倾斜。那么，中间业务的发展导致收入结构优化是否改善了城商行经营绩效呢？目前，国内关于收入结构、多元化经营对经营绩效的影响研究基本集中于全国性商业银行，对城商行相关问题的研究相当匮乏。而城商行作为国内银行业第三梯队是服务地方实体经济、扶持小微企业的重要生力军，在利率市场化不断加速的大背景下，研究收入结构优化对其盈利能力改善的影响具有重要的理论及现实意义。本文的贡献在

于进一步丰富城商行相关理论及实证研究，从收入结构优化角度提供一个可供参考的研究框架，也为国内城商行制定政策提供理论依据。本文后续结构安排如下：第二部分是理论分析与研究假设；第三部分是样本、描述统计及实证模型；第四部分是实证分析；第五部分是结论及政策建议。

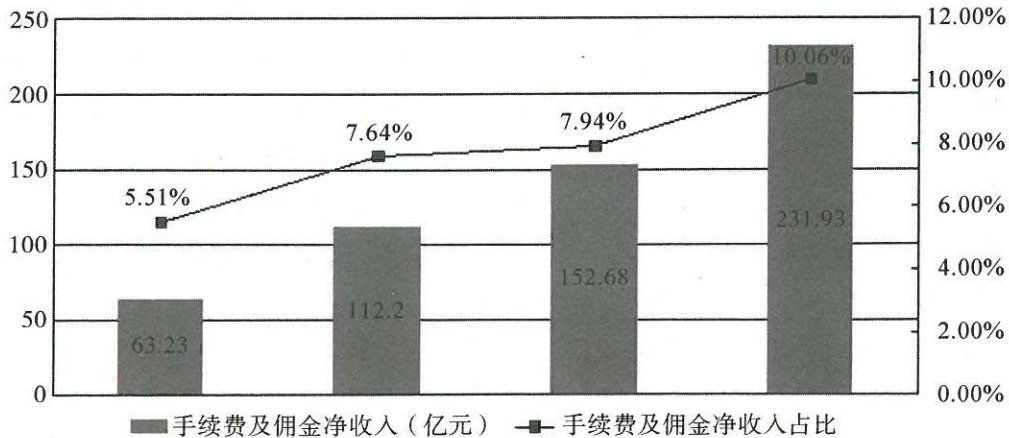


图 2 2010—2013 年 24 家大型城商行手续费及佣金净收入趋势图

二、理论分析与研究假设

随着现金管理、财务顾问、银行卡、理财业务的快速发展，城商行的手续费及佣金收入近年来实现了快速增长，多数大型城商行此项业务占营业收入的比重超过 10%、甚至达到 15% 以上，中间业务对城商行盈利能力的影响愈来愈重要。以北京银行为例，2013 年实现手续费收入达到 44.75 亿元，较上年同期增长超过 50%，同样，江苏银行、上海银行的手续费收入也达到 24 亿元以上。以手续费及佣金收入为代表的非利息收入成为大型城商行拓宽收入渠道、实现盈利多元化的重要着力点。相比于传统存贷业务，中间业务资本消耗低、风险易于控制、对经济周期及利率政策的依赖性较低。因此，随着国内金融市场化改革及融资脱媒的加速，中间业务收入成为弥补传统存贷利差收入增速放缓的重要支撑，在一定程度上对于缓解大型城商行盈利能力出现明显下滑具有重要作用。那么，国内外关于商业银行收入结构优化与绩效关系的研究结论又是如何？大型城商行能否通过拓展中间业务收入、优化收入结构来改善其盈利能力，防止金融市场化改革加速及国内经济增速放缓对其盈利能力造成不利的影响呢？

（一）多元化收入有利于降低盈利波动性

从资产组合理论的角度来讲，多元化的收入组合可以有效降低对单一收入的依赖性，从而防止盈利的剧烈波动。这一理论的出发点在于不同来源收入之间一般不会存

在完全正相关,甚至可能出现负相关,因此,通过拓展多元化的收入渠道有利于分散非系统性风险(个体风险),保证盈利的持续、稳定。比如, Kolari (1996)^[1]就研究发现 1987—1994 年间拥有大量共同基金组合资产的银行金融控股公司通过多元化收入渠道显著提升了盈利能力并有效降低经营风险。更早之前 Canals (1993)^[2]的研究也证实了商业银行通过涉足传统存贷业务之外的业务经营为改善商业银行经营绩效做出了突出贡献。20 世纪 90 年代以来,国外银行业纷纷加快非银行金融领域拓展,收入多元化得到进一步巩固,在此背景下, Roise (2003)^[3]使用欧盟国家 1994—1998 年商业银行的数据进行实证研究发现,虽然非利息收入较利息收入的波动性高,但是由于两者之间的负相关关系,因此,欧洲银行业通过拓展非利息收入有效分散了经营风险,稳定了经营收益; Vincenzo Chiorazzo (2008)^[4]以意大利银行业为例研究非利息业务种类增加对银行绩效的影响,结果发现非利息业务种类数的增加具有提升银行经风险调整后收益的作用,特别是对中小规模商业银行的影响效应更加明显。相关理论研究为商业银行多元化经营奠定了坚实基础,截至 2010 年年末,世界银行业非利息收入占营业收入的平均比重达到 45% 以上,其中,英国、法国、德国等欧洲国家的占比则超过 50%,投资银行及其他证券市场相关业务、保险、资产管理等自营业务收入取代商业银行传统业务成为中间业务收入的主要来源。

而在国内,随着资本市场的快速发展、企业并购及投融资活动和托管市场的逐步成熟,依托金融市场而发展起来的非利息业务成为国内商业银行中间业务快速发展的重要引擎。国内商业银行更加重视发展中间业务来降低对传统利差收入的依赖性,全国性商业银行非利息收入占比基本超过 20%,包括民生银行、中国银行在内的大型银行非利息收入占比接近或超过 30%。在此背景下,于研、孙磊 (2010)^[5]应用随机前沿分析方法对 12 家全国性商业银行的技术效率及全要素生产率进行实证分析,结果表明收入结构的多元化显著提升了这些银行的技术效率;赫国胜、徐洁 (2010)^[6]以国内 10 家上市银行为研究对象,检验非息收入对银行绩效的影响效应,研究发现非息收入与资本收益率之间呈显著正相关关系;叶文琴 (2010)^[7]认为商业银行从事不依托于授信业务的中间业务能够获得多样化收益从而提升自身总资产收益率。

(二) 非息业务的波动性降低盈利稳定性

然而,相比传统存贷业务,单纯开展非利息业务不利于提升商业银行的客户黏度,因此,非息业务客户的稳定性要比传统存贷业务低。De Young & Roland (1999)^[8]指出,受制于信息及转换成本,传统存贷客户不轻易转移银行金融服务机构,但是,转移非利息业务服务银行相对容易,因此,纯非利息业务客户忠诚度较低,造成其较大的收入波动性。Stiroh (2004)^[9]的实证研究就表明,非传统银行业务可能增加银行经营风险。国内部分学者的研究同样支持这一结论。张羽、李黎 (2010)^[10]在研究了

1986—2008 年国内银行业的经营数据后指出, 相比传统净利息收入, 非利息收入具有更高的波动性, 因此, 随着非利息收入占营业收入比重的提升, 这种波动性存在恶化商业银行风险与收益权衡的可能性, 会进一步加剧经营收益的不稳定。张庆君、何德旭 (2013)^[11] 的研究表明商业银行风险承担与非利息收入的波动性显著正相关, 非利息收入的波动性越大, 银行发生风险的概率也越高。郭娜、祁怀锦 (2012)^[12] 以国内 11 家具有代表性的上市银行 2004—2010 年的数据为研究对象, 考察收入结构多元化对银行经济增加值的影响效应, 文章认为由于国内商业银行非利息收入占比仍然较低, 非利息收入快速增长、波动较大, 加之其与净利息收入的高度相关性, 因此, 非利息收入增长带来的收入多元化影响效应有限, 并且, 如果对其波动性控制不当, 还可能造成经营风险的增加。张雪兰 (2011)^[13] 同样认为由于国内商业银行非利息业务发展仍高度依赖于传统资产负债业务, 因此非利息业务收入与净利息收入之间高度相关, 造成多元化收入并不能有效分散盈利风险。

(三) 规模效应影响多元化收益的实现

与传统存贷业务一样, 商业银行开展非利息业务同样存在一定的规模效应。较大的资产规模、较为广泛的网点布局在降低非利息业务经营成本的同时, 也为获取基础客户打下坚实的基础。De Young & Roland (1999)^[14] 指出, 非利息业务的扩张要求大量额外的固定成本支出, 这会在一定程度上增加商业银行的经营成本, 从而降低非利息业务的经营效益。国内相关研究同样表明非利息业务效益的发挥存在规模门槛。黄泽勇 (2013)^[15] 运用面板门限模型考察不同规模银行多元化经营与绩效之间的关系, 研究发现, 当商业银行资产规模超过 1200 亿元时, 多元化经营的正向效应才得以显现。小型商业银行受经营地域限制, 规模效应及范围经济很难显现; 此外, 相比大型银行, 小型商业银行无论在技术、管理还是在信息科技方面都处于明显的弱势地位, 因此, 多数小型商业银行并不具备开展多元化经营的基础条件。小型银行更应该通过集中资源做大做强自身具有比较优势的业务领域, 并通过适度开展一些新型业务为多元化经营积蓄资源与条件。黄隽、章艳红 (2010)^[16]、余雪飞、宋清华 (2013)^[17] 等人的研究则表明, 非利息收入在拓展商业银行收入渠道的同时也进一步加大了经营风险, 尤其是对规模超过一定水平的商业银行影响更大。

综合上述理论及文献分析可知, 关于多元化收入与商业银行盈利能力之间的关系尚未达成一致的结论, 这种不一致性既存在于国别之间, 也存在于不同规模商业银行之间, 而研究样本的非完整性进一步造成这种结论的差异性。城商行股份制改造之后作为股份制银行的重要群体, 近年来已经成为国内金融界的重要研究对象, 在利率市场化改革加速推进的大背景下, 城商行拥有更加明显的动机推进收入多元化, 而大型城商行立足于

国内前沿城市^①，拥有较为丰富的资源禀赋开展非传统银行业务，因此，无论在中间业务收入规模、占比还是结构上都处于城商行中的领先地位。2009年以来大型城商行手续费及佣金收入以两倍于营业收入年复合增长率的速度增长，逐渐成为新的利润增长点，在此期间，大型城商行资产收益水平也保持了稳步上升态势，中间业务收入规模逐步壮大在优化收入结构的同时，较好地弥补了2012年以来大型城商行净息差水平大幅下降造成的利润缺口，稳定了大型城商行盈利水平。据此，本文提出研究假设：

H1：我国大型城商行非利息收入占比与其盈利能力正相关；

H2：我国大型城商行非利息收入占比与其盈利波动性负相关。

三、变量、描述性统计及实证模型

（一）变量选取及设定

本文的实证模型涉及三类主要变量：盈利能力变量、盈利波动性变量、收入结构变量及控制变量四类变量，其中盈利能力及波动性变量为被解释变量，收入结构变量为解释变量。下面就各类变量具体定义及选取说明如下。

1. 盈利能力变量

盈利能力变量主要用来验证大型城商行收入结构变化对其盈利带来的影响。根据目前国内商业银行关于盈利能力的实证研究，我们选取资产收益率及净资产收益率作为衡量指标。两个指标是衡量一家商业银行使用自身资产及股本创造收益的能力，是评价国内商业银行经营绩效的重要指标。

2. 盈利波动性变量

盈利波动性变量主要用来验证大型城商行收入结构变化对其盈利的稳定性带来的影响。根据前述文献研究可以发现，商业银行不同的收入结构不但影响其盈利能力，还在一定程度上给其收入波动性带来影响，从而影响其盈利稳定性。本文借鉴 Stiroh (2004)^[18]的研究及 Markowitz 的资产组合理论，将资产收益率及净资产收益率的标准差作为衡量大型商业银行收入及盈利的波动性，标准差越大，表明商业银行的盈利波动性越大、稳定性越差。在计算盈利波动性指标时，本文借鉴 Rousseau & Wachtel (2002)^[19]的研究方法，采用滚动平均法，通过三年一移动平均，计算该区间内商业银行资产收益率及净资产收益率的均值、标准差，度量其盈利的波动性，相应的收入结构变量及控制变量指标采用三年平均值来度量。原始样本数据是23家大型城商行2008年至2013年6年来的数据，共138个观测值，通过滚动平均的方式，2008—2010年为第一个计算区间，

^① 国内大型城商行多数分布于东部沿海一二线城市，直辖市，中西部中心城市。包括北上广深，天津、重庆、南京、宁波、杭州等国内重点城市，无论是人才吸引力、还是自身实力都处于国内城商行领先地位。

获得一组样本值，2009—2011 为第二个计算区间，获得第二组样本值，2010—2012 为第三个计算区间，获得第三组样本值，2011—2013 为第四个计算区间，获得第四组样本值。经过滚动处理，新的样本容量是 23 家银行四个计算区间共 92 个样本值。

3. 收入结构变量

最简单的衡量收入结构的指标是利息收入及非利息收入占营业收入的比重。由于本文主要研究非利息收入对城商行经营绩效的影响，因此，用非利息收入占营业收入的比重作为实证模型中衡量收入结构的解释变量。同时，为确保结论的稳健性，引入多元化指数作为稳健性检验指标。而为了降低可能存在的内生性问题，在研究收入结构与盈利能力关系的模型中，收入结构变量指标采用滞后一期的数据变量来度量。

4. 其他控制变量

城商行资产结构、杠杆比率、成本控制水平、资产质量水平都是影响其盈利能力及波动性的重要指标。不同规模、不同发展阶段城商行具有差异化的资产负债结构、杠杆比率、管控水平，都可能会对模型实证结果产生影响。为了控制这些差异对模型分析的影响，本文模型中将引进包括贷款资产比、存贷比、权益比率、成本收入比、拨备覆盖率及不良贷款率在内的控制变量指标体系。同样的，为避免可能存在的内生性问题，将控制变量指标采用滞后一期的数据度量。

(二) 样本及描述性统计

本研究样本选取 2013 年末资产规模超过 1500 亿元并完整披露 2008—2013 年财务信息及数据的 23 家大型城商行^①，实证分析中相关变量都取自各家城商行披露的经审计的财务报告。具体变量定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 关键变量的描述性统计结果

变量名称	变量符号	定义	平均值	标准差	最小值	最大值
资产收益率	ROA	净利润/平均总资产	0.0112	0.0022	0.0040	0.0177
净资产收益率	ROE	净利润/平均净资产	0.1957	0.0647	0.0418	0.6020
资产收益率标准差	$\sigma_{(ROA)}$	资产收益率的标准差	0.0011	0.0010	0.0000	0.0050
净资产收益率标准差	$\sigma_{(ROE)}$	净资产收益率的标准差	0.0258	0.0252	0.0040	0.1771
非利息收入占比	NONIN_R	非息收入/营业收入	0.1279	0.1013	0	0.5639

^① 23 家大型城商行具体为包商银行、北京银行、成都银行、大连银行、哈尔滨银行、杭州银行、徽商银行、吉林银行、江苏银行、昆仑银行、南京银行、宁波银行、上海银行、盛京银行、重庆银行、厦门国际银行、天津银行、广州银行、长沙银行、东莞银行、锦州银行、汉口银行、河北银行。由于龙江银行于 2009 年正式挂牌成立，其 2009 年年报未回溯披露 2008 年财务数据，故将该行从研究样本中剔除，最终得到 23 家大型城商行 2008—2013 年的数据样本。

续表

变量名称	变量符号	定义	平均值	标准差	最小值	最大值
多元化指数	<i>DIV</i>	1 - (净利息收入占比的平方 + 非息收入占比的平方)	0.2027	0.1208	-0.0313	0.4985
贷款资产比	<i>LOAN_R</i>	贷款/总资产	0.4362	0.0950	0.1453	0.6261
存贷比	<i>D_L</i>	贷款余额/存款余额	0.5955	0.1168	0.2103	0.8945
权益比率	<i>CAP_ASSET</i>	股东权益/总资产	0.0613	0.0165	0.0309	0.1440
成本收入比	<i>COST_INC</i>	业务及管理费用/营业收入	0.3359	0.0620	0.1744	0.4984
拨备覆盖率	<i>PRO_COV</i>	贷款损失准备/不良贷款余额	3.2189	5.2119	0.1008	59.6784
不良贷款率	<i>NPLR</i>	不良贷款余额/贷款总余额	0.0108	0.0115	0.0000	0.1192

(三) 实证模型设计

本文分别检验多元化收入结构对盈利能力的影响及多元化收入结构对盈利波动性的影响。

1. 多元化收入结构对盈利能力的影响检验

引入衡量多元化收入结构的指标非利息收入占比 (*NONIN_R*)、衡量银行经营绩效的指标资产收益率 (*ROA*)，构建资产收益率与非息收入占比之间关系的普通面板数据模型，对以下公式进行回归分析：

$$ROA_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 NONIN_R_{it-1} + \beta_2 COST_INC_{it-1} + \beta_3 CAP_ASSET_{it-1} + \beta_4 PRO_COV_{it-1} + \beta_5 NPLR_{it-1} + \beta_6 LOAN_R_{it-1} + \beta_7 D_L_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为保证研究结果的稳健性，本文将做三个稳健性检验，第一是对衡量城商行经营绩效的财务变量进行替代度量，用净资产收益率 (*ROE*) 替代资产收益率 (*ROA*) 来衡量经营绩效，模型如下：

$$ROE_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 NONIN_R_{it-1} + \beta_2 COST_INC_{it-1} + \beta_3 CAP_ASSET_{it-1} + \beta_4 PRO_COV_{it-1} + \beta_5 NPLR_{it-1} + \beta_6 LOAN_R_{it-1} + \beta_7 D_L_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

第二是对衡量多元化收入的财务变量进行替代度量，用多元化指数 (*DIV*) 来替代非利息收入占比 (*NONIN_R*) 衡量样本城商行多元化收入结构，构建如下模型：

$$ROA_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DIV_{it-1} + \beta_2 COST_INC_{it-1} + \beta_3 CAP_ASSET_{it-1} + \beta_4 PRO_COV_{it-1} + \beta_5 NPLR_{it-1} + \beta_6 LOAN_R_{it-1} + \beta_7 D_L_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

第三是在模型 (3) 的基础上仿效模型 (2)，用净资产收益率 (*ROE*) 指标替代资产收益率 (*ROA*) 来衡量经营绩效，构建模型 (4) 如下：

$$ROE_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 DIV_{it-1} + \beta_2 COST_INC_{it-1} + \beta_3 CAP_ASSET_{it-1} + \beta_4 PRO_COV_{it-1} + \beta_5 NPLR_{it-1} + \beta_6 LOAN_R_{it-1} + \beta_7 D_L_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

2. 多元化收入结构对盈利波动性的影响检验

通过构建资产收益率标准差（净资产收益率标准差）与收入结构变量之间的面板数据回归模型来检验多元化收入结构对城商行盈利稳定性的影响。模型如下（包括用多元化指数作为稳健性指标的稳健性检验模型）：

$$\sigma_{(ROA)ik} = \alpha_{ik} + \beta_1 NONIN_R_{ik} + \beta_2 COST_INC_{ik} + \beta_3 CAP_ASSET_{ik} + \beta_4 PRO_COV_{ik} + \beta_5 NPLR_{ik} + \beta_6 LOAN_R_{ik} + \beta_7 D_L_{ik} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\sigma_{(ROE)ik} = \alpha_{ik} + \beta_1 NONIN_R_{ik} + \beta_2 COST_INC_{ik} + \beta_3 CAP_ASSET_{ik} + \beta_4 PRO_COV_{ik} + \beta_5 NPLR_{ik} + \beta_6 LOAN_R_{ik} + \beta_7 D_L_{ik} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\sigma_{(ROA)ik} = \alpha_{ik} + \beta_1 DIV_{ik} + \beta_2 COST_INC_{ik} + \beta_3 CAP_ASSET_{ik} + \beta_4 PRO_COV_{ik} + \beta_5 NPLR_{ik} + \beta_6 LOAN_R_{ik} + \beta_7 D_L_{ik} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\sigma_{(ROE)ik} = \alpha_{ik} + \beta_1 DIV_{ik} + \beta_2 COST_INC_{ik} + \beta_3 CAP_ASSET_{ik} + \beta_4 PRO_COV_{ik} + \beta_5 NPLR_{ik} + \beta_6 LOAN_R_{ik} + \beta_7 D_L_{ik} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$I=1, 2, \dots, 23; k=3, 4, 5, 6$ ，其中， $\sigma_{(ROA)ik}$ 是第 i 家城商行第 $k-2$ 年到第 k 年的资产收益率标准差值， $\sigma_{(ROE)ik}$ 是第 i 家城商行第 $k-2$ 年到第 k 年的净资产收益率标准差值；所有的解释变量及控制变量值代表的是第 i 家城商行第 $k-2$ 年到第 k 年间的平均值，例如， $NONIN_R_{ik}$ 代表的是第 i 家城商行第 $k-2$ 年到第 k 年间的平均非利息收入与营业收入的比重，表示该城商行在这三年间的平均收入结构多元化程度。

四、实证分析

表 2 报告了模型（1）、模型（2）及模型（5）、模型（6）的回归结果，回归模型时本文分别采用了随机效应模型和固定效应模型，经随机效应检验和豪斯曼检验后应选用随机效应模型回归，结果如下表所示。

表 2 非利息收入占比与盈利能力及盈利波动性关系的回归结果

模型	(1)	(2)	(5)	(6)
	ROA	ROE	$\sigma_{(ROA)}$	$\sigma_{(ROA)}$
	随机效应	随机效应	随机效应	随机效应
<i>NONIN_R</i>	0.0053097*** (0.0018198)	0.0594599** (0.025758)	-0.0066277** (0.0027297)	-0.1005159* (0.0600262)
<i>COST_INC</i>	-0.0182859*** (0.0035172)	-0.337181*** (0.0665785)	0.0000352 (0.001653)	0.0434829* (0.0244081)
<i>CAP_ASSET</i>	0.0321668** (0.0126318)	-2.16003*** (0.2376535)	-0.0030463 (0.0072522)	-0.1558673 (0.1930836)

续表

模型	(1)	(2)	(5)	(6)
	<i>ROA</i>	<i>ROE</i>	$\sigma_{(ROA)}$	$\sigma_{(ROA)}$
<i>PRO_COV</i>	-0.00012** (0.0000503)	-0.0011205 (0.000948)	0.0000323* (0.0000173)	0.000267 (0.0004624)
<i>NPLR</i>	-0.0025922 (0.035039)	0.1508935 (0.6459745)	-0.0538913* (0.0296725)	-0.2414658 (0.7957182)
<i>LOAN_R</i>	0.0057127 (0.0039947)	0.1237699* (0.0752044)	-0.0009429 (0.002058)	0.0298489 (0.0540645)
<i>D_L</i>	-0.0054383* (0.0029892)	-0.0967309* (0.0561396)	-0.0012439 (0.0014975)	-0.1150197*** (0.0386506)
常数项	0.0162056*** (0.0015443)	0.4410113*** (0.0290509)	0.0031508*** (0.0007704)	0.085054*** (0.0205414)
R-square	0.5643	0.6264	0.6595	0.5454
随机效应检验	53.65***	50.03***	49.22***	51.15***
豪斯曼检验	5.98	3.63	3.54	3.89

注：括号内为 *t* 值；***、**和* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平上显著；随机效应检验结果表明个体随机效应显著，豪斯曼检验结果拒绝固定效应假设，因此，宜采取随机效应模型。此外，模型（1）与（2）的解释变量及控制变量均为滞后一期的数据，模型（3）与（4）的解释变量及控制变量则为三年平均值，即城商行资产收益率 2008 - 2010 年样本区间的标准差对应其非利息收入 2008 - 2010 年样本区间的平均值，资产收益率指标 2009 - 2011 年样本区间的标准差对应非利息收入 2009 - 2011 年样本区间的平均值

由第 177 页表 2 可知，无论是以资产收益率（*ROA*）还是以净资产收益率（*ROE*）为被解释变量，模型的估计结果显示，非利息收入占比的增加都较为显著（分别通过 1%、5% 及 10% 水平上的显著性检验）提升样本城商行的盈利水平，并且对于稳定大型城商行盈利水平具有促进作用。大型城商行通过拓展中间业务增加非利息收入的确能够起到平滑因净息差下降而导致的盈利水平下滑，并且随着非利息收入占比的提升，这种平滑作用将更加明显，未来大型城商行可以通过拓展非利息收入保持可持续盈利能力。

为确保模型估计结果的稳健性，本文做了四个稳健性检验，除模型（2）的盈利性替代度量及模型（6）的波动性替代度量外，对于关键解释变量非利息收入占比（*NONIN_R*）我们也做了替代度量，用多元化收入指数（*DIV*）来替代，模型估计结果如第 179 页表 3 所示。四个模型估计结果均支持大型城商行非利息收入拓展对于提升

经营绩效（提高盈利能力、降低盈利波动性）具有促进作用的结论。这与 Canals (1993)、Kolari (1996)、Roise (2003)、Vincenzo Chiorazzo (2008) 以及于研、孙磊 (2010)、赫国胜、徐洁 (2010)、叶文琴 (2010) 等人的研究结论一致。

表 3 多元化收入指数与盈利能力关系的回归结果

模型	(3)	(4)	(7)	(8)
	ROA	ROE	$\sigma_{(ROA)}$	$\sigma_{(ROA)}$
	随机效应	随机效应	随机效应	随机效应
<i>DIV</i>	0.0041218*** (0.0014464)	0.0196316** (0.0092746)	-0.0013559* (0.0007952)	-0.0202395* (0.00110534)
<i>COST_INC</i>	-0.0180875*** (0.0035134)	-0.3211031*** (0.0666904)	0.0004225 (0.0016908)	0.0409857* (0.0224611)
<i>CAP_ASSET</i>	0.032561*** (0.0126589)	-2.147744*** (0.2402866)	-0.0010196 (0.007419)	-0.1435171 (0.1952936)
<i>PRO_COV</i>	-0.0001218** (0.0000505)	-0.0010388 (0.0009577)	0.000029 (0.0000177)	0.0001862 (0.0004654)
<i>NPLR</i>	-0.0033329 (0.0351037)	0.631986 (0.6663274)	-0.0798411*** (0.029859)	-0.6081591 (0.7781654)
<i>LOAN_R</i>	0.0063871 (0.0040321)	0.1201374 (0.0765359)	0.0005542 (0.0019167)	0.0619932** (0.0300055)
<i>D_L</i>	-0.0060189** (0.0030168)	-0.0984158* (0.0572648)	-0.0022622 (0.0014144)	-0.1325421*** (0.0371546)
常数项	0.0160202*** (0.0015519)	0.4414811*** (0.0294585)	0.0029613*** (0.0007752)	0.081279*** (0.0207427)
R-square	0.5461	0.6190	0.4235	0.3379
随机效应检验	50.49***	47.33***	48.10***	49.32***
豪斯曼检验	7.64	3.28	3.42	3.47

注：括号内为 *t* 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平上显著；随机效应检验结果表明个体随机效应显著，豪斯曼检验结果拒绝固定效应假设，因此，宜采取随机效应模型

五、结论及政策建议

本文基于城商行盈利能力及盈利波动性的角度，使用国内 23 家大型城商行 2008—2013 年的普通面板数据，通过面板数据模型考察了多元化收入能否提升大型城商行经营绩效（包括盈利能力及盈利稳定性）。面板数据随机效应模型回归结果及稳健性检验

分析均表明,大型城商行以 *ROA*、*ROE* 衡量的盈利能力、以 *ROA* 及 *ROE* 标准差衡量的盈利稳定性与其非利息收入占比、多元化经营指数具有较为显著的相关关系,即,大型城商行非利息收入占比与其盈利能力成正显著的正相关关系,而与其盈利波动性成较为显著的反相关关系。因此,在利率市场化快速推进、利息差收窄的发展环境下,非利息收入占比的增加有助于弥补大型城商行净利息收入增速的下滑、稳定其盈利能力,提升大型城商行经营绩效。

相比全国性银行,大型城商行无论在盈利能力还是在可持续发展能力方面仍存在一定的差距,特别是依赖存贷利差的盈利模式使其更容易遭受经济下行及利率市场化的双重冲击,进一步拓展非利息业务,提升非利息收入占比,多元化盈利模式及收入结构是未来大型城商行战略转型的重点。大型城商行除进一步巩固传统支付结算、银行卡、代理类中间业务外,需契合资本市场及实体经济发展需求,重点强化新型、高附加值中间业务拓展,以拓宽中间业务增收渠道、优化收入结构;与此同时,着力提升信息技术及人才支撑,并通过构建支持中间业务拓展的良性机制,实现中间业务可持续发展。

(一) 进一步强化新兴中间业务拓展,优化中间业务收入结构

直接融资市场的快速发展促进围绕资本市场展开的一系列高附加值中间业务发展,如非金融企业债券融资工具承销等投行业务,与资产管理相配套的托管业务,以及企业并购融资过程中的财务顾问、结构融资业务等。大型城商行中包括北京银行、上海银行、南京银行、宁波银行等均已取得相关牌照及准备资质,应充分利用自身优势拓展个性化产品。如北京银行投资银行业务、托管业务近几年取得飞跃发展,可进一步借助综合化金融服务平台,逐步搭建优势互补、资源共享、业务联动、协同发展的管理机制,为实现中间业务拓展、多元化收益开辟全新的通道;南京银行具有丰富的金融市场牌照及业务经验,可继续拓展基于同业平台的金融市场联合投资项目,做大做强金融市场业务;其他暂不具备相关资质的大型城商行,如包商、昆仑、吉林等可以通过深化与大型银行、非银行金融机构的业务合作来拓展新兴中间业务,实现共赢,如债券联合承销、参与银行间债券市场联合投资等多样化合作模式。

(二) 加强系统建设及高级人才培养,提升非利息业务收入效率

信息技术已经从原来对业务的支持转变为与业务的完全融合,成为现代商业银行经营和发展的重要支柱。随着商业银行对中间业务竞争的日益激烈,为增强业务竞争力,大型银行纷纷采取高科技手段,构建中间业务平台系统,为客户提供更多优质的中间业务服务方案。研究表明,现代化的业务系统对商业银行中间业务的发展具有明显的溢出效应,促进作用明显^[20]。因此,大型城商行应高度重视中间业务平台系统的建设与完善,通过平台系统把各种代理业务集中在一起统一管理,快速、有效地向客

户提供优质的中间业务服务与产品。此外,高附加值的中间业务属知识密集型服务,对大型城商行的人力资源提出了更高的要求,大型城商行需引进、培养一批高素质、专业化的人才队伍,实现中间业务由粗放式扩张向内涵式、高效率增长方式转变,进一步支撑盈利水平的提升。

参考文献

- [1] Gallo, J, Apilado, V, Kolari, J. *Commercial bank mutual fund activities: implications for bank risk and profitability* [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1996, 20 (10): 1775 - 1792.
- [2] Canals, J. *Competitive strategies in European banking* [M]. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [3] Rosie Smith, Christos Staikouras, Geoffrey Wood. *Non-interest income and total income stability* [J]. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2003, 43 (9): 332.
- [4] Vincenzo Chiorazzo, Carlo Milani, Francesca Salvini. *Income diversification and bank performance: evidence from Italian banks* [J]. *Journal Financial Service Research*, 2008, 33 (3): 181 - 203.
- [5] 于研, 孙磊. 我国商业银行收益结构转型对经营效率的影响 [J]. *财经研究*, 2010 (2): 99 - 110.
- [6] 赫国胜, 徐洁. 我国上市商业银行非利息收入业务分析与对策 [J]. *财经问题研究*, 2010 (12): 86 - 92.
- [7] 叶文琴. 中国银行业收入结构转型的影响因素研究 [J]. *浙江工商大学学报*, 2010 (3): 46 - 53.
- [8] [14] De Young, R, Roland, K. *Product mix and earning volatility at commercial banks: evidence from a degree of leverage model* [R]. Federal Reserve Bank of Chicago Research Department Working Paper, 99 - 106.
- [9] [18] Stiroh K J. *Diversification in banking: is non-interest income the answer?* [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004 (36): 853 - 882.
- [10] 张羽, 李黎. 非利息收入有利于降低银行风险吗? ——基于中国银行业的数据 [J]. *南开经济研究*, 2010 (4): 69 - 91.
- [11] 张庆君, 何德旭. 银行市场竞争力、非利息收入与风险承担 [J]. *金融论坛*, 2013 (6): 16 - 22.
- [12] 郭娜, 祁怀锦. 上市银行盈利模式与银行价值创造的实证研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2012 (7): 32 - 37.
- [13] 张雪兰. 收入多元化能降低银行风险吗? ——基于中国银行业 (2001—2010) 的实证研究 [J]. *投资研究*, 2011 (12): 48 - 60.
- [15] 黄泽勇. 多元化经营与商业银行绩效的门槛效应 [J]. *金融论坛*, 2013 (2): 42 - 49.
- [16] 黄隽, 章艳红. 商业银行的风险: 规模和非利息收入——以美国为例 [J]. *金融研究*, 2010

- (6): 75 - 80.
- [17] 余雪飞, 宋清华. 商业银行非利息收入、市场竞争与风险承担的实证检验 [J]. 统计与决策, 2013 (4): 139 - 142.
- [19] Rousseau, P. I., Wachtel P. *Inflation thresholds and finance-growth nexus* [J]. *Journal of Money and Finance*, 2002 (21): 777 - 793.
- [20] 张舒, 仲伟俊, 梅姝娥. 支付系统创新对商业银行中间业务的溢出研究——以江苏城市商业银行为例 [J]. 河海大学学报: 哲学社会科学版, 2014 (1): 66 - 69.

机票超售市场中的法律责任设置

——一个法经济学的分析

陈大林

摘要 机票超售规则有其市场基础,不仅能够降低航空公司空座率而且能够在不提高票价的基础上赋予乘客自由选择的权利,但是这一国际惯例在国内市场却面临困境。比较国内外航空客运市场针对超售问题的不同做法,发现消费者和航空公司之间的信息不对称以及法律责任设置模糊等问题可能是造成困境的原因。构建国内航空市场互助联盟和信息披露机制或许有助于解决问题,但是航空公司集体行动的困境阻碍了这一互助联盟的建立,延误损害赔偿责任的设置可以为航空公司建立互助联盟提供激励,任意性条款的确立具有强制信息披露的效果。

关键词 机票超售;集体行动;延误损害赔偿;任意性条款

一、问题的提出:机票超售案例的再思考

近日航空公司机票超售问题被媒体频繁曝光,使得航空公司的这一“通行做法”再次进入人们的视野^①。其实,机票超售所引发的纠纷并非偶然,有数据表明,这类纠纷每天都在各航空公司发生^②(董念清,2006)。所谓机票超售(Overbooking),是指承运人接受定座数超过航班飞机最大允许旅客座位数,以期满足更多旅客成行需求并将航班座位虚耗降到最低的销售行为。尽管各航空公司新版《旅客、行李国内运输总条件》中对于“超售”这一商业行为进行了正面的界定^③,但从媒体反应来看并没有获得理解和认同。透过媒体的视角,我们不难发现航空公司“超售”行为导致的拒载、航班延误仍然被认为是侵犯消费者权益的重大事件,对其口诛笔伐的态势甚至

① 涉事航空公司包括海南航空、深圳航空等,相关视频新闻参见,BTV新闻 <http://www.v1.cn/2014-10-28/1404296.shtml>,最后访问日期2015年3月15日。

② 此前一个较早的统计表明这类拒载几乎每天都在发生:美国的前13大航空公司2001年共有1114180人被拒载,平均每天拒载3052人。

③ 各航空公司根据《中华人民共和国旅客行李国内运输规则》(CCAR-271)(简称《国内客规》)制定了自己的《旅客、行李国内运输总条件》。尽管《国内客规》没有界定“超售”行为,但是各航空公司制定的《旅客、行李国内运输总条件》,如《中国南方航空公司旅客、行李国内运输总条件》对“超售”行为均进行了偏正面的界定。

达到要取缔这一商业规则的程度（许巍，2008，武晓黎，2004，戴燕军，2007）。此外，回顾国内飞机票超售纠纷第一案，我们或许可以梳理一下法官对于此类事件的态度和观点。

国内飞机票超售纠纷第一案，即肖黎明诉南方航空公司机票“超售”案，原告肖黎明2006年7月21日以1300元的价格向被告南方航空公司购买了当日20点10分飞往广州的七折机票。在办理登机手续时，被告子公司北京南航地面服务有限公司（以下简称南航地服公司）工作人员确认，原告机票为超售票，航班已满员，原告无法乘坐。南航地服公司先安排原告转签国航某航班，后发现该航班延误，遂将原告唤回，转签至南航公司航班于当日晚22时39分离港。在本案中，法官首先根据《民法通则》和《合同法》确认航空客运合同的成立和生效，其次通过对于中国民航总局网站超售条款告知情况的说明，认为该条款不明确且不易获得，根据《消费者权益保护法》认定被告未履行经营者告知义务，损害了旅客的知情权，导致合同履行障碍，最终判决被告南方航空公司给付原告违约赔偿金1300元，驳回原告要求被告赔礼道歉等其他请求^①。顺着判决书的行文逻辑，我们可以追踪到法官在此案中的思维路径：首先法官定性这是一起普通的合同违约案件，其目标是从个案的角度侧重保护原告的基本权益，其次确认合同成立有效，接下来对本案被告的过失进行了论证，如通过论证超售条款的获取难度而指出被告航空公司未尽告知义务的过失，至此完成归责的因果链条并根据相关法律做出判决^②。尽管这是一份普通的民事判决，但是从法经济学的角度来看，法官对于此案的判决却有可能漏失了法律调控有关市场行为的机会，判决的功能和应有价值或许可以得到更大的发挥。比如，针对超售规则，判决书中忽视了重要的部分——法律责任的论证，而这些法律责任的设置是有可能激励航空公司采取措施改善超售行为并和消费者形成双赢局面的^③。

本文认为，对于机票超售问题，不能一味地着眼于消费者权益的保护而忽视了航空公司的市场利益。航空公司的超售做法具有一定的外部效应（造成被超售者的损失）（庇古，2006），但是正如Coase（1960）所指出的，这一外部效应具有相互性：制止了航空公司的超售行为，同时也影响了其资源配置，而资源配置失衡有可能增加航空公司的运营成本，结果可能会导致票价提高，最终损害乘客权益。所以必须从社会总体

① 参见肖黎明诉南方航空公司机票“超售”案（北京朝阳区人民法院2006朝民初字第23073号）。

② 根据《中华人民共和国民事诉讼法》第五十五条、第五十七条、《中华人民共和国合同法》第四十四条、第一百零七条、《中华人民共和国消费者权益保护法》第八条、第三十五条第三款、第四十三条做出判决。

③ 尽管法院判决后，朝阳法院向中国民用航空总局、中国南方航空股份有限公司发出了司法建议，包括弃乘旅客的合同解除权和信赖利益的赔偿标准，改乘旅客的经济补偿标准，赔偿和补偿标准应当根据延迟的时间和航班里程确立不同的幅度等。但是由于司法建议不具有法律效力和执行力，而且解决措施和赔偿标准过于模糊且一般并不为市场各主体所了解，通过司法建议设置的法律责任激励效果与判决是不能相比的。

福利角度考虑,追求航空公司和乘客双方成本之和的最小化,这就要求我们考察航空公司的市场规则和资源配置状况。Coase 同时指出:尽管在交易成本为零且权利界定清晰时,社会资源配置最优化是能够实现的,但是在现实生活中交易成本不仅为正,而且有时是非常高昂的,“当市场交易成本是如此之高以至于难以改变法律已确定的权利安排时,法院直接影响着经济行为”(1960)。航空公司与潜在的众多乘客的协商成本是高昂的,在这个时候法院在解决这一问题中扮演着重要的角色。法律不仅可以在很大程度上确定初始资源配置,而且能够通过设置法律责任释放激励信号来促进某一项制度或规则的可能改进。本文正是基于以上两个理论前提,着重讨论在超售市场中如何设置法律责任,包括延误赔偿责任和风险告知义务。本文的分析通过以下几个部分展开:第一部分关注超售问题的由来和运行规则,为法律干预相关市场做好一定的智识准备;第二部分比较分析了国内外市场超售规则运行现状和可能存在的问题;第三部分首先分析国内航空公司集体行动的困境及可能对策,讨论设立延误赔偿责任来解决困境,并引入“私人规则”(Private Regulation)来确定赔偿标准,其次分析航空公司和乘客之间的信息不对称问题及可能对策,通过“完备合同”这一理想模型为立法和司法判决提供一个重要的参考,并在此基础上引入“任意性条款”(Default Rule)为建立信息披露制度提供一个可能的路径;第四部分对国内航空公司合作困局的原因以及相应的对策做一个总结,同时为法官判决此类案件提供一个可能有益的视角,希望其采取“向前看”的态度释放一定的社会激励信号并促进社会福利最大化,借此为相关法律制度的制定和完善提供参考。

二、机票超售问题的由来及超售市场规则

了解市场或许是法律干预市场主体行为的第一步。因为无了解的干预或许不仅不能实现法律目标,有时候还可能会给市场带来不可预估的打击。因此本部分首先讨论的问题是面对空座率,航空公司采取措施的必要性以及为什么要采用超售这一做法作为解决空座问题的办法,其次讨论超售这一做法是如何具体运作的。

(一) 机票超售问题的由来

飞机空座率是影响航空公司利润的重要因素。航空客运行业的成本收益结构有其特殊性,体现在某条客运航线一旦确定,其运营成本和服务成本就固定下来,运营飞机一旦起飞,未售出的座位价值就可能会永久丧失(Holloway, 1997)。与销售普通货物相比,未售出商品或许仍可当作库存商品处理挽回部分损失,航空公司的商品——

座位和服务一旦未售出就成为沉没成本,直接减少企业利润^①,这就使得航空公司有动机采取必要措施减少运营过程中可能产生的空座。

空座率产生的原因是复杂的,包括市场供需不平衡、航空公司定价策略失误、风险管理部门决策失误、销售渠道不畅通、服务商和消费者信息不对称、订票系统不完善、乘客自身因素等。超售策略不能解决航空客运市场结构性的空座问题(Holloway, 1997),它是为解决乘客订票后失约未登机(No-shows)产生的。回顾美国航空客运行业,其曾为解决乘客 no-shows 问题出台过很多办法,20世纪60年代到70年代,美国民航委员会(Civil Aeronautics Board)采取了一系列办法,其中一项便是规定机票一旦销售后不可改签或退款,以此来确保航班利润,或者就像公共交通一样,等到满员(或达到起飞利润)之时才起飞^②。然而到了20世纪80年代前后,基于航空市场的高度监管、高端消费、高级服务等特点^③,美国联邦政府出台了一系列规则来确保航空客运行业以达到航线管制、价格制定、服务保障等目的,这些规定在此后的时间内形成了航空客运市场的标准服务,其中最重要的一项就是保证乘客自由选择权利(Blanchard, 2004),这意味着乘客可以自由选择航空公司、自由决定行程(包括自由预定和取消航空机票)。

乘客自由预定和取消机票的权利意味着乘客可以在飞机起飞前的任何时刻取消或改签航班并无需承担违约责任,这给航空公司带来了困扰。因为直到飞机起飞的前一刻,即使有证据表明会出现 no-shows 现象,航空公司都必须保留未出现旅客的座位。而当飞机起飞时尽管能够确定产生了空座,但是已经无法通过售卖空座票来弥补损失了。这似乎是一个悖论。为了解决这一悖论,“超售”规则应运而生。航空公司收益管理部门(Revenue Management)通过大数据分析确定容易出现 no-shows 问题的航线,然后根据统计分析出空座具体比例来决定售卖多少张超过飞机实际运载量的飞机票。尽管现实中仍然会发生实际超售(下称“实超”)的情况,但是这种情况如果被控制在一个合理的限度内,就能保证企业成本收益相对稳定,对于航空公司来说就有充分

① 空座率造成的企业利润下降的具体数据可以参见 IATA (国际航空运输协会) 行业年报和相关文件,参见 IATA Economics, Joint AEA/ELFAA/ERA/IACA/IATA position? on the Commission's proposal for the revision of Regulation 261/2004, <http://www.iata.org/policy/Documents/revision-261-joint-industry-position-paper.pdf>, 最后访问时间 2015 年 3 月 24 日。

参见 IATA Economics, the dynamic capacity management conundrum IATA consulting, http://www.iata.org/publications/economics/Documents/Data%20Article_IATA%20Consulting_FINAL.pdf, 最后访问时间 2015 年 3 月 24 日。

② *Emergency Reservations Practices Investigation*, 39 Fed. Reg. 823, 824-25 (Jan. 3, 1974), see also, 14 C. F. R. pt. 250.

③ Transp. Research Bd., Special Report 230; *Winds of Change: Domestic air Transport Since Deregulation*, 1991: 26-28.

的理由去推动这一制度的实行。通过这种制度设计,既能提前确定乘客临时取消航班或者未出现的运营风险又保证了乘客自由预定和取消机票的权利,成为一个双赢的解决办法。这是航空公司为什么要采取超售规则的根本原因。

(二) 国外实际超售发生后的解决办法框架

在乘客自由选择权已经成为行业标准服务的情况下,如何固定由此导致的风险成为航空公司首要考虑因素,如上所述,超售规则满足了航空公司的这一需求。但是仅采取超售仍然不能确定风险,因为当出现现实超时,同乘客的协商赔偿和诉讼赔偿仍然是不确定的,因此航空公司必须明确因超售导致乘客延误的赔偿标准,此外,一旦协商赔偿不成,在面对诉讼风险时其处罚结果也必须相对而言是确定的,这就要求航空公司做好一切义务(包括告知义务、后勤保障服务、积极安排签转等)来降低赔偿的可能和数额。这些动力催生了航空行业超售前与超售后的操作规范。

1. 超售前的预防工作

第一,国外航空公司通过联盟的形式在合作框架内互相给予航班协调和调度方便,很大程度上实现了签转自由、延误避免。目前全球有三大国际航空联盟,包括星空联盟(Star Alliance)、天合联盟(Sky Team Alliance)和寰宇一家(One World),三大联盟的成员共有62家航空公司,航线覆盖全球。这一类航空联盟的一个重要的作用就是促进各成员达成统一协议方便协调签转,这为实超后及时安排航班提供了保障,最大限度地减少了延误风险。

第二,国外航空公司大都已经实现了航班延误险的推荐购买。旅客是被保险人,可以自愿购买保险。承运人发生了承保范围内的航班延误责任时,保险公司支付赔偿金。保险制度不仅是一种转移风险的较好方式,而且更重要的是起到一种信息筛选功能:通过设定航班延误险辨别出对于航班延误较为敏感的人群,从而有针对性地开展预防工作。因为对延误敏感度较高的人群(如出差商务谈判)会选择购买保险,而对延误敏感度较低的人群(如观光旅游)则不会购买保险,根据乘客的购买情况,航空公司可以据此分辨高风险乘客和低风险乘客,从而为航班超售计划调整做出参考,并且提前针对高风险人群做好预案工作,比如,单独通知其超售风险并敦促其尽早到达机场等。这样不仅节省了公司的信息成本而且在很大程度上降低了高风险人群航班延误和引起纠纷的风险。

第三,航空公司有履行告知的义务。同国内市场一样,国外很多乘客也仍然不清楚什么是超售以及自己是否可能遭遇超售。以美国为例,法院确立“披露规则”^①,旨

^① “披露规则”参见美国最高法院 Nader v. Allegheny Airlines, Inc., 426 U. S. 290, 293-95 (1976) 一案。

在使消费者意识到超售发生的潜在可能性并避免航空公司可能的欺诈行为^①，因而国外航空公司必须针对超售政策“在显眼的公共场合”尽到告知义务并在美国售出的每张机票上标明^②，其告知方式包括航空公司网站公布、机场大厅告示牌公布、机场登机处工作人员告知以及机票购买时机票上告知等。

2. 航班延误真实发生后

尽管航空公司的风险管理部门通过较为精确的统计和分析数据能够在大部分情况下避免发生实超的情况，但是超售导致的航班延误仍然不可避免。针对超售导致的航班延误，欧盟以及美国各大航空公司均有自己的一套行之有效的操作流程，以下整理各个航空公司的通行做法做一个总结性说明。

首先，航空公司会寻找志愿者。航空公司以支付一笔补偿金作为交换，寻找自愿放弃自己购买的座位搭乘其他航班。这笔补偿金一般数额较少，并且可能不通过现金的方式支付，比如航空公司的里程兑换或者电子货币。

其次，在没有寻找到足够的志愿者后，将会根据航空公司的相关规定确定优先登机顺序。分为两种规定，一种是根据先来后到的基本原则登机，一种是有具体的规定^③，两种规定有利有弊，但至少提供了可以操作的规范，为纠纷产生后的解决提供了框架，减少了协商成本，对于乘客和航空公司无疑都是有利的。

最后，在优先登机规则下仍有未能成行者，航空公司通过航空联盟优势和自身航线资源积极协调签转，尽可能减少延误时间，同时与乘客协商经济补偿。《美国超售规则》(14 C. F. R. pt. 250)明确规定了航空公司对航班延误的责任^④，但并没有明确规定统一的补偿标准，而由各航空公司自行制定标准。其通常做法是，根据延误时间和航班里程来确定赔偿标准，赔偿范围包括必要的食宿和经济补偿^⑤。

通过上述分析我们可以发现，超售市场规则的形成有其完整的运行链条，其后续的保障服务是需要前期的预防工作做铺垫的，如寻找志愿者就必须做好告知义务，在

① *Federal preemption of state law: the example of overbooking in the airline industry*, 74 Mich. L. Rev. 1200, 1201 (1976), at 1200-08.

② 14 C. F. R. pt. 250. 11 (2002).

③ 以国外三角航空优先登机操作规范为例，在没有足够自愿者的情况下，优先登机原则如下：在持有定妥座位的旅客当中，前舱旅客（F或FN）优先于后舱旅客（Y或YN）；如果持有前舱座位机票的旅客超过了现有的座位数，这些旅客将先于持有后舱机票的旅客安排在后舱；在安排完所有定妥座位的前舱旅客之后，如果还需要拒绝非自愿的旅客登机，最后到达的旅客将被拒绝登机；如果（A）候选旅客在机票载明时间到达之前已经被取消登机；或（B）对这些迟到旅客的座位保留会延误航班，则在飞机预定的离站时间之前不到十分钟到达（出现）的旅客，在三角航空公司的优先登机计划中将不予考虑。但对于身体残疾旅客、无人陪伴儿童和年老体弱之人，不会根据上述规定进行。

④ 14 C. F. R. pt. 250. 1 (2002).

⑤ 参见欧盟2004年制定、2005年生效的261/2004号《欧共同体关于航班拒载、取消或延误时对旅客赔偿和帮助的一般规定》。

让乘客有心理预期的前提下自愿让出座位给急需成行的人，而积极安排签转又需要强大的航空联盟支持。因而超售这一规则如在并不具备上述完善服务的条件下被引进有可能会遭遇“水土不服”的问题。

三、超售制度在中国遭遇的问题

超售制度为航空公司机票販售提供了这样一种模式，即在可分配资源固定有限的情况下，依据大数原理和概率统计，航空公司对于机舱座位的超额分配使得总体上乘客的旅行状态并没有明显地下降（因为实超的概率很低），航空公司所得收益却增加了。假如法律不允许超售，航空公司可能采取什么办法来减少不利影响呢？一是直接限制乘客自由改签的权利以避免损失。二是将 no-shows 导致的空座票价损失转嫁到乘客的票价中去，导致票价提高。这两种结果都可能会导致乘客权益受损。可以看出，超售规则在没有使任何一方境况变坏的前提下，使得至少其中一方变得更好，这种模式显然是一种帕累托改进（张维迎，2014）。但是为什么在中国的实施情况却不能令人满意呢？主要有两个重要问题亟待解决。

一是中国航空客运市场的风险告知制度仍然很不完善。尽管 2006 年超售第一案后，民航局于 2007 和 2011 年先后两次针对超售问题下发通知督促多家航空公司出台相关风险告知，并完善相关制度设计^①，但是截至目前，只有国航、川航、深航、春秋航空、海航、山东航空 6 家航空公司相继在网站发布了关于航班超售致旅客的公开信，内容多涉及告知的应然层面而未涉及具体操作规范。有学者指出（Davison and Solomon, 1983），国外航空公司必须“明显充分”尽到告知义务，包括机票注明、机场告示、服务人员告知等，否则将构成欺诈。反观国内航空公司，告知标准过低导致乘客很大程度上不能了解超售行为的存在^②，从而忽略了风险成本。除此之外，有学者还指出（Blanchard, 2004），告知的详尽程度较低，乘客们或许知道超售这一做法普遍存在，但是不知道什么时候超售以及自己买的航班是不是超售，信息的不充分也使得乘客低估了风险成本。而航空公司的做法是为纠纷产生后争取有利法律话语而不是为了解决纠纷，这就增加了乘客与航空公司间的对抗烈度，有可能会导导致乘客的不解和不满，而这种不满直接将航空公司推向被告席或者纠纷事件的中心。

二是中国航空客运市场的快速签转仍然有待改进。超售导致的延误发生后，即使出行需求弹性较大的旅客不会遭受实际损失，但是如果其延误不能及时得到处理就很

① 参见中国网新闻中心：《航空服务领域十大典型案例公布，航班延误问题突出》http://news.china.com.cn/txt/2011-12/28/content_24273315.htm。2011 年 12 月 28 日，最后访问日期 2015 年 4 月 4 日。

② 参见前肖黎明诉南方航空公司机票“超售”案，该判决书中论证了获得超售条款的复杂，主张消费者在正常注意水平下无法获知超售行为的存在。

容易与航空公司发生冲突。这其中的关键在于能不能及时把旅客安排上新的航班并送达目的地。国内航空公司目前的现状是超售延误一旦发生,将根据各航空公司之间的协议安排签转,即根据点对点协议或者以备忘录形式来完成合作。这种方式没有统一标准和协调系统,导致签转手续办理复杂,时间久,并且不能使资源得到更有效的配置。有学者分析原因(徐业刚,2010),主要有两点,一是信息不畅。在航班延误机票签转过程中,信息沟通不畅将直接导致机票签转效率低下。这主要包括:一是需要签转或退票旅客数量不确定,这使航空公司很难科学安排运力;二是各航空公司驻机场地服部门在航班延误时,相关信息沟通上也不顺畅,每家航空公司只发布自身航班延误信息,缺乏一个统一、权威的信息发布源,造成机票签转工作整体效率低下。二是票款结算问题。航空公司之间签转机票款结算周期长,拖欠问题突出。据了解,目前我国除民航航空公司外,其他国有、股份制航空公司间都签订了航班延误机票签转协议,对机票款按FIM单(航班中断舱单)结算,规定每一个月结算一次,但一些航空公司在实际工作中很难做到,个别航空公司甚至故意拖欠,造成机票款难以按时回笼。多家航空公司均表示,或多或少都有部分签转旅客的机票款未按时收回,而这直接影响到航空公司接受其他航空公司签转旅客的工作积极性。

四、国内航空公司的行动困境及对策

(一) 国内航空公司行动的困境

针对上述问题,有没有一个行之有效的办法呢?建立国内航空公司统一联盟或许有助于解决上述问题。统一联盟通过信息共享和资源协调能够在框架内解决信息不畅、签转手续复杂、时间久和结算不及时等问题。但问题是,这种对各方都有利的统一联盟不会自发形成,原因何在?

首先,这种国内航空公司联盟是一种类似互助网络的架构,而这种互助网络所带来的潜在收益具有某种公共物品的属性——各方均可以从最终建成的互助网络中获得收益而不必再付出个体代价。互助网络的形成必须进行初始投资,由于各个航空公司市场份额、飞机数量、航线密度不同,也就是说各航空公司的初始投资可能是不同的,鉴于互助网络的公共属性,可能会导致建立互助网络的初始投资和最终得到的收益不一定成比例。奥尔森(2011)在《集体行动的困境》一书中论证自利的个体不会提供公共产品,他总结道:“除非存在强制或其他某些特殊手段以使个人按照他们的共同利益行事,有理性的、寻求自我利益的个人不会采取行动以实现他们共同的或集团的利益。”这种情况或许可以通过建立互助网络前的谈判来解决,即根据每个航空公司所掌握的资源按一定标准折价,大型航空公司掌握的资源较多,就可以少出资金,小型航空公司资源较少,不足部分通过资金弥补。但这是建立在议价无摩擦或者说无成本的

前提下的,实际情况是航空公司之间的议价是有时间和管理成本的,而且十分高昂,这会阻碍当事方走上谈判桌。即使双方存在较强的互惠关系能够坐下谈判,当事方之间的信息不对称也可能导致资源的无法估算和协议的失败,比如当事方之间并不了解互相的市场份额、航线密度、飞机数量和商业秘密等。沙维尔(2013)总结道,不仅议价成本可能会阻碍互惠协议的达成,而且当事人之间的信息不对称问题也可能会妨碍互惠协议的达成。

其次,即使这种互助网络已经建立,如果没有行之有效的监督惩罚机制,也可能因为搭便车现象而崩溃。正如 Ostrom (2000) 通过田野调查得出,“在所有已知历经多代仍能维系的自组织资源治理体系中,参与人会投入资源进行相互监督和惩罚,以降低搭便车的可能性”。小型航空公司的特点是航线单一、飞机运载量较小、机票廉价等,由于互助网络的建立,这些小型航空公司的超售机票会转嫁给拥有更多的航线和更大的飞机的大型航空公司。但是大型航空公司转嫁给小的航空公司的超售机票却是相对一定的(而且是少的)。这样,小型航空公司就可能获取更大的利益,而大型航空公司却不断为小型航空公司超售行为买单。即使航空公司间会有最后的结算,但小型航空公司也仍然乐意这么做,因为最终结算费用也是乘客买单(即乘客购买机票价)。当机票超售足够多时,小型航空公司总能保证自己的飞机满员,却不必承担损失。考特和尤伦(2012)指出,在这类博弈下,我们可以预见互助网络由于大公司利益始终受损采取不合作态度而走向崩溃。

(二) 延误赔偿责任的设立

前文已经论述了交易成本过高(狭义上,不包括信息不对称导致的交易成本)、信息不对称以及自治组织内缺乏监督惩罚会导致航空公司无法走出行动困境并最终建立互助网络,当市场交易成本(广义上,包括信息不对称导致的交易成本)是如此之高以至于难以改变法律已确定的权利安排时,权利的初始配置直接影响着经济行为,良好的权利初始配置会促进社会福利最大化^①。放到机票超售问题上,就需要法律责任作为“第一推动力”迫使航空公司采取合作姿态来构建互助网络。具体说来,立法者应当针对超售导致的航班延误设立延误赔偿金额,一旦这种法律责任设立,越大的航空公司潜在的责任就可能越大,因为大型航空公司市场份额大、航线多,其出现航班延误的几率可能远远大于市场份额小的公司。在这种潜在的法律约束下,大型航空公司如果不建立互助联盟,其承担的延误赔偿相对地就可能增多,而尽管大型航空公司建立互助联盟初始投资多,但是建立后潜在的延误赔偿可能会减少,这样就有可能打破航空公司建立互助联盟初始投资和最终受益的不平衡,把不愿谈判的大型航空

^① 此处为科斯定理的推论,即科斯第二定理,尽管科斯本人并不十分赞同存在科斯定理及其推论。

公司转变为至少有可能走向谈判桌。除此之外，互助联盟建立后避免了大型航空公司潜在的责任赔偿，其净收益增加，根据奥斯特罗姆所述推论（2012），当出现联盟成员搭便车现象而危及互助网络时，大型航空公司也更有可能会运用自身资源制裁那些搭便车的成员，并建立监督惩罚机制维持互助网络运行。

尽管设置延误赔偿责任为解决问题提供了方向，但在法律技术层面和实际操作中还有几个具体问题需要思考和注意。

一是国内法律法规针对超售导致的航班延误是否有相关的法律责任设置？这些法律法规是否可以达到上述效果？在肖黎明诉南方航空公司机票“超售”案，法官主要援引《民法》《合同法》《消费者权益保护法》相关条文判定相关当事人法律责任，这些法律属于基本法律，并不特别适用于航空客运领域，而且条款均是概括性规定^①，专门规定民用航空领域的基本法律主要是《民用航空法》，同样是概括性规定^②。规章主要是《中国民用航空旅客、行李国内运输规定》。这些法律、规章的共同特点是条款概括性强，并不针对超售问题、航班延误问题且法律责任不明确。这些法律责任设置能否给航空公司提供激励促使其建立互助联盟？答案显然是否定的，因为只有航空公司确信面临巨大的法律责任赔偿时才会有行动的动机。卡拉布雷西（2008）指出，法律责任的不明确性可能会大大降低航空公司面临惩罚的概率，而且法律规章的概括性也意味着逃避责任赔偿的概率增加，这使得潜在法律责任赔偿的威慑大大降低，航空公司很有可能评估逃避责任赔偿的概率并与初始投资相比较，如果预期责任赔偿总额（预期责任赔偿数额乘以逃避法律惩罚的概率）低于初始投资，互助联盟将不会建立。仅有的行业标准《公共航空运输航班超售处置规范》有相关延误责任赔偿金额和具体责任分配，但是由于缺乏强制力，同样不能起到激励的作用。所以，延误赔偿责任的设立必须明确且具体。

二是延误赔偿金额必须要相对确定。延误赔偿必须有具体的操作规范和金额标准，当然延误赔偿金额不可绝对确定，即使假设这一确定的赔偿金额符合市场需求，也可能会损害既有的市场规则。Blanchard（2004）分析了大型航空公司和小型航空公司基于自身的经营状况针对确定的赔偿金额会做出不同的超售策略反应，统一的赔偿规定可能抑制小航空公司的超售行为或者促使小航空公司私下降低赔偿标准，也可能会激

① 判决依据法律法规《中华人民共和国民法通则》第五十五条、第五十七条，《中华人民共和国合同法》第四十四条、第一百零七条，《中华人民共和国消费者权益保护法》第八条、第三十五条第三款、第四十三条，均不针对航空客运市场，更不针对超售条款，应用到超售条款法律责任并不明晰。

② 如第一百二十六条规定：“旅客、行李或者货物在航空运输中因延误造成的损失，承运人应当承担责任；但是，承运人证明本人或者其受雇人、代理人为了避免损失的发生，已经采取一切必要措施或者不可能采取此种措施的，不承担责任。”

励大航空公司的超售行为或者私下提高赔偿标准排挤小的航空公司，当然在更多的情况下，我们无法确定一个恰好符合市场需求的延误赔偿金额，因为法院需要投入巨大成本来收集足够的市场信息设立合适的赔偿金额。这些成本被卡普洛和沙维尔（2007）称为“管理成本”，它们如此高昂以致使得延误赔偿金额的绝对确定几乎不可能。“相对于外部强加规则，公共池塘资源的使用者自己组织起来构建并执行一些基本规则会使本地资源的使用更有可持续性。”奥斯特罗姆（2012）认为一系列的田野研究发现这样一个一致性的结论。同理，航空公司对于市场信息的把握有可能是最充分的，其制定的规则更有可能顾及市场运行的可持续性，很多学者论及私人规则（Private Regulation）的重要作用（陈剩勇，等，2004；Scott，2002；Scheltema，2014；Maddock，2013），延误赔偿金额标准或许可以借鉴私人规则以达到相对确定，即法律不需要制定任何具体的赔偿责任，书面上的法律只需要概括性地认可航空公司可能存在的自治规则，并在以后的案件判决中赋予具体的效力。法律通过认可私人规则间接制定了行业规范，既避免了高昂的信息成本又能根据案件情况选择适当的赔偿标准以达到立法目的，这样不仅建立了责任威慑而且不会破坏市场既存的运行机制。

（三）风险告知义务的设置

Eisenberg（2003）对风险告知义务（披露义务）有一个很好的综述性介绍，而舍费尔和奥特（2003）界定了相关的一个重要概念——完整合同^①。“完备合同”是指合同当事方对合同执行有关的所有风险分配都有约定，这意味着没有任何负担导致合同变更、违约或争议的风险。他们讨论并披露了各种可能性（履行不能、间接损害、延迟等），并把风险分配给那些能以最小费用减少风险的人。这使得合同双方利益最大化且减少风险发生的概率。然而这一模型仅仅是一种想象中的尝试，如果对合同的每个细节进行磋商以达到“完整合同”，那么交易成本会过高，因而完全约定的合同不大可能会实现。这就要求法律强制能以最小费用减少风险一方进行信息披露，从法律经济学分析的观点来看，法律通过风险分配对完整合同进行了重构。

航空公司与乘客之间的机票交易行为是一种合同行为。在理想意义上，如果这种合同是“完整合同”，即超售风险被披露，乘客将更容易以最小费用减少风险，机票超售的风险将很可能分配给乘客，而乘客可能获得较低的机票价格，这使得双方利益最大化。而现实情况是，由于航班调度和销售情况，机票超售情况并不能轻易地提前确定，在此前提下航空公司将更容易以最小费用减少风险，合同法或许可以通过强制航空公司进行信息披露，但是在实际生活中，尽管合同已经成立生效，航空公司信息披

^① 完整合同，也有称之为“完备合同”或“完全约定合同”，这些说法均没有区别。

露工作做的却不令人满意，究其原因，还是与法律责任设置比较模糊有关^①。

航空公司作为市场主体，追求利润最大化的本质使得其只会承担规避法律的最低成本，因而只要其行为稍微高于或等于法律最低标准就一直会持续目前的状态，这被称为航空公司“法律上的惰性”，而法律责任的模糊性为这种惰性提供了空间，导致国内航空公司的风险告知程度等于或低于法律规定的“最低标准”（有时这种最低标准的判断还是掌握在航空公司的手上），这些最低限度的告知措施对风险防范的作用可能是微乎其微的，乘客很可能会错误地评估相关风险而发生权益损失。

如何明晰信息披露标准？一个问题在于法律不能直接规定信息披露的具体内容和形式，这里的理由包括：一是立法者无法以较低成本获知披露标准来达到资源利用最大化，二是如果法律规定过于具体而严厉，将会缺乏灵活性而无法适用于瞬息万变的市场。

我们试图引入“任意性规则”来解决这一问题。Ayres 和 Certner（1989）区分了任意性规则，任意性规则是在合同缺乏明示条款的情况下填补合同缺陷，包括补充性条款和惩罚性条款^②。Kim（1999）的一个例子有助于理解任意性规则的重要作用。在美国，通常的任意性规则是雇佣任意：雇主能够基于或者不基于任何原因就解雇自己的雇员，所以雇员如果不想被轻易解雇就需要与雇主有另外的合同约定。然而大多数雇员未认识到这一点而没有特别约定。如果修改这项任意性规则，使雇员只能在有原因的情况下被解雇，情况就会不同了。法恩斯沃思分析（2009），这是因为雇主大多可能知道这个任意性规则，如果想对它进行改变将不得不把它提出来，雇员们相比于已经了解的内容而言将会得到更清楚的信息。可以看出，特定的任意性条款可能具有强制一方进行信息披露的特点。假设这里的问题变成超售条款：如果法律规定，超售只有在乘客被告知的前提下才是合理的，否则航空公司将会接受实际履行或惩罚性赔偿，那么航空公司和乘客在签订合同时，如果想要改变合同，即进行超售时，他将不得不首先提出机票可能超售的事实，那么乘客可以选择不乘坐规避风险，或者选择乘坐并接受实超后的违约损害赔偿（一种补充性条款）的救济方式；如果不提出这项事实，那么法律规定的实际履行和损害赔偿（一种惩罚性条款）就会自动适用作为违约救济

① 正如前文论述的，相关法条多数为应然性要求，且不针对超售这一特殊情况。如《中华人民共和国消费者权益保护法》第八条规定：消费者享有知悉其购买、使用的商品或者接受的服务的真实情况的权利。《中华人民共和国民用航空法》第九十五条规定：旅客运输航班延误的，应当在机场内及时通告有关情况。第一百二十六条规定：旅客、行李或者货物在航空运输中因延误造成的损失，承运人应当承担责任。

② Ian Ayres and Robert Certner（1989）对合同任意性条款做了区分，认为有补充性条款和惩罚性条款。补充性条款是指当事人对合同相应条款没有约定时，法院可以适用一般性的市场价格作为条款补充。惩罚性条款主要给信息优势方提供披露信息的动机，如果信息优势方不对其掌握的信息进行披露就有可能承担不利的法律后果。

的方式。胡伟强（2009）提出了信息披露违约救济选择的三个阶段对此处有很好的借鉴价值。借此给信息优势方（航空公司）提供信息披露的动机。这项任意性规则的强制执行能以最小费用减少风险一方（信息优势方）进行信息披露，在一定程度上重建了“完整合同”，不仅促进双方利益之和最大化而且在很大程度上减少了风险发生概率。

这一法律规则一旦确立，航空公司想要超售就必须进行信息披露，其成本可能增加了，但是这一法律规则可能使得乘客的损失减少，并且有很大可能会降低乘客与航空公司之间的纠纷数量，节省了昂贵的司法成本，从社会总体来看，风险告知义务的设立促进了社会福利的改进。

五、结语

飞机票超售规则有其存在的理由。假如法律不允许或者抑制这类规则的推行，消费者可能遭遇票价提升或者自由改签权利受限的不利局面。我们不能一味地以“保护消费者权益”的名义抵制超售规则而做出最终损害消费者权益的事情，也不能仅仅关注市场利润而忽视了乘客的基本权益。本文在分析了超售市场规则之所以存在的基础上，比较了国内外航空客运市场超售问题的不同现状，发现国内市场出现问题的原因，并总结了一些具体做法。国内市场出现问题的根本原因是没有形成互助网络，即缺乏合作。正如阿克塞尔罗德（2007）所说，了解合作的条件后我们可以采取适当的行动来培育某个特定环境下的合作。在这里，“特定环境”就是航空超售市场，“适当的行动”就是对航空公司施加法律责任。

法律责任设置如何影响航空公司的行为？通过设立清晰、明确、有针对性的延误赔偿责任促使大型航空公司和小型航空公司克服集体行动的困境并建立互助网络，通过设立航空公司风险告知义务保障乘客知情权，为乘客准确预估出行实际成本和风险成本提供方便，促进其自身效益最大化。

当然，法律干预的边界和程度都应该得到注意，比如本文仅仅论及应当设立延误赔偿责任和风险告知义务，但是没有具体阐述如何根据中国航空市场特点建立互助网络具体架构和互惠合作规则等，也没有具体阐述如何制定风险告知标准。本文认为这些问题中的相当一部分应交给市场来解决，这是因为航空公司可能更了解自己情况和市场信息，规则标准应该交给参与方自行制定，而这就超出本文要讨论的问题了。

最后，本文也希望通过超售市场规则的分析为法官和立法者考虑市场与法律责任的关系提供一些可能的参考：一是要对市场规则持谨慎的态度，要在了解相关市场运行特点以及可能存在的障碍的基础上做出法律上的引导，必要的时候采取干预的态度；二是立法者应当“向前看”，桑本谦（2014）指出，“无论对于审判案件、处理纠

纷，还是对于评价和矫正司法政策，‘向前看’所发挥的指导作用都是基础性的”。立法机关或政府机关考虑创制一项关于如何处理航空公司超售事实的规则时，其更多地考虑可能不应为了惩罚航空公司单个违约行为，而是从社会福利最大化的角度为航空公司形成联盟提供激励从而为更多消费者提供更好的服务；三是法官应当保持敏锐性和前瞻性，要能够从繁杂的案件中定位具有市场导向的案例，做出对市场可能具有正面激励作用的判决，正如科斯所说，在存在交易成本的情况下，法院所做的有关判决，决定着各种资源的配置。因此，法院应该了解其判决的经济后果，并在判决时考虑这些后果。

参考文献

- [1] 陈剩勇,汪锦军,马斌. 组织化, 自主治理与民主——浙江温州民间商会研究 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2004.
- [2] 戴燕军. “机票超售与乘客利益保护”研讨会观点摘要 [J]. 中国审判, 2007 (10).
- [3] 董念清. 航空公司机票“超售”的相关问题 [J]. 民航管理, 2006 (11).
- [4] 胡伟强. 违约救济方式的单方选择权 [J]. 制度经济学研究, 2009 (4).
- [5] 桑本谦, 李秀霞. “向前看”: 一种真正负责任的司法态度 [J]. 中国法律评论, 2014 (3).
- [6] 武晓黎. 航空公司超售机票惯例合法吗? [N]. 中国消费者报, 2004, C04.
- [7] 许巍. “超售”机票官司引发的思考 [N]. 中国质量报, 2008, 4.
- [8] 徐业刚. 机票签转难在何处? [N]. 中国民航报, 2010 (1).
- [9] 张维迎. 博弈与社会讲义 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2014.
- [10] [英]庇古. 福利经济学 [M]. 北京: 商务印书馆, 2006.
- [11] [美]曼瑟尔·奥尔森. 集体行动的逻辑 [M]. 上海: 格致出版社, 上海三联书店, 上海人民出版社, 2011.
- [12] [美]曼昆. 经济学原理 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2012.
- [13] [美]斯蒂文·沙维尔. 法律经济分析的基础理论 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013.
- [14] [美]罗伯特·考特, 托马斯·尤伦. 法和经济学 [M]. 上海: 格致出版社, 上海人民出版社, 2012.
- [15] [美]埃莉诺·奥斯特罗姆. 公共事务的治理之道: 集体行动制度的演进 [M]. 上海: 上海译文出版社, 2012.
- [16] [美]盖多·卡拉布雷西. 事故的成本: 法律与经济的分析 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2008.
- [17] [美]路易斯·卡普洛, 斯蒂文·沙维尔. 公平和福利 [M]. 北京: 法律出版社, 2007.
- [18] [德]汉斯-贝恩德·舍费尔, 克劳斯·奥特. 民法的经济分析 [M]. 北京: 法律出版社, 2009.

- [19] [美]沃德·法恩斯沃思. 高手: 解决法律难题的 31 种思维技巧 [M]. 北京: 法律出版社, 2009.
- [20] [美]罗伯特·阿克塞尔罗德. 合作的进化 [M]. 上海: 上海世纪出版集团, 2007.
- [21] Calvin Davison, David H. Solomon. *Air carrier liability under deregulation* [M]. 49 J. Air L. & Com., 1983: 31.
- [22] Colin Scott. *Private regulation of the public sector: a neglected facet of contemporary governance* [M]. J. Law & So., 2002, 29 (1): 56-76.
- [23] Elliott Blanchard. *Terminal 250: federal regulation of airline overbooking* [M]. 79 N. Y. U. L. Rev., 2004: 1799.
- [24] Elinor Ostrom. *Collective action and the evolution of social norms* [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14, 3: 137-158.
- [25] Ian Ayres, Robert Certner. *Filling caps in incomplete contracts: an economic theory of default rule* [J]. *Yale Legal Journal*, 1989: 87.
- [26] Lucy Finchett-Maddock. *Responding to the private regulation of dissent: climate change action, popular justice and the right to protest* [J]. J. Env. L., 2013, 25 (2): 293-304.
- [27] Martijn Scheltema. *An assessment of the effectiveness of international private regulation in the corporate social responsibility arena: a legal perspective* [J]. *Maastricht J.*, 2014, 21 (3): 383-405.
- [28] Melvin A. Eisenberg. *Disclosure in contract law* [J]. *California Law Review*, 2003, 91 (6): 1645-1691.
- [29] Pauline T. Kim. *Learning, and law: exploring the influences on workers' legal knowledge* [J]. 1999 U. Ill. L. Rev: 373.
- [30] R. H. Coase. *The problem of social cost* [J]. *Journal of Law and Economics*, 1960 (3): 1-44.
- [31] Stephen Holloway. *Straight and level: practical airline economics* [M]. Surrey: Ashgate Publishing Limited, 1997.

图书在版编目 (CIP) 数据

西大经济评论：经济新常态研究/任保平主编. —西安：西北
大学出版社，2015.8

ISBN 978-7-5604-3710-1

I. ①西… II. ①任… III. ①中国经济—经济发展—研
究 IV. ①F124

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2015) 第 204449 号

西大经济评论：经济新常态研究

作 者：任保平

出版发行：西北大学出版社

地 址：西安市太白北路 229 号

邮 编：710069

电 话：029-88303059

经 销：全国新华书店

印 装：西安华新彩印有限责任公司

开 本：787 毫米×1092 毫米 1/16

印 张：12.75

字 数：264 千字

版 次：2015 年 8 月第 1 版 2015 年 8 月第 1 次印刷

书 号：ISBN 978-7-5604-3710-1

定 价：52.00 元

征 稿 启 事

《西大经济评论》是西北大学经济管理学院主编的综合性学术出版物。旨在为中国经济学界提供一个高水平的学术交流平台。《西大经济评论》以“立足中国实践、贡献经济智慧”为宗旨，力图为解决中国当前重大问题和推动中国经济学的进步奉献一份力量。

本书收录原创性的学术研究成果，凡是符合现代经济学规范的论文、综述、书评等均可包含在内。在研究领域方面，本书既注重发表具有一般理论意义的前沿文章，也注重发表对中国经济转型过程中的各类现象深入分析的文章，无论何种题材的文章，均需在经济学认知的某一方面具有边际贡献。在研究方法方面，本书倡导符合现代经济学规范的独立、客观、严谨、规范的高水平论文，但同时欢迎语言精练、逻辑严密、具有理论创新的逻辑演绎文章和调查报告。

来稿需添加论文封面：包括中英文文章标题、作者单位、作者通信联系方式（地址、电话和E-mail）及感谢语等，所有个人信息不再在正文中出现。论文正文请按如下顺序依次排列：①中文标题、中文摘要和中文关键词（三至五个）；②正文和附录；③参考文献（参考文献需要和正文一一对应，做到“凡引必列，不引不列”）；④英文标题、英文摘要、英文关键词和JEL分类号。

所有来稿请投稿至《西大经济评论》编辑部邮箱northwesteco@126.com，所有文章在录用后需要根据《西大经济评论》的标准格式进行修正。本书的初审时间为一个月，如果投稿后一个月内未收到编辑部进入匿名审稿程序的通知，作者可自行处理稿件，由于编务繁忙，概不退稿，望作者谅解。

《西大经济评论》编辑部

2015年8月8日

责任编辑 褚骊英

封面设计 泽海

Northwest University Economic Review

西大经济评论

《西大经济评论》是西北大学经济管理学院创办的学术出版物。旨在为中国经济学界提供一个高水平的学术交流平台。

《西大经济评论》发表原创性的学术研究成果、综述、评论性的研究论文，实行国际通行的匿名评审制度，本着公平、公正、公开的学术精神出版。本书既注重发表具有一般理论意义的前沿文章，也注重发表对中国经济转型过程中的各类现象深入分析的文章，无论何种题材的文章，均需在经济学认知的某一方面具有边际贡献。本书倡导符合现代经济学独立、客观、严谨、规范的高水平论文，同时也欢迎语言精练、逻辑严密、具有理论创新的逻辑演绎文章等。

ISBN 978-7-5604-3710-1



9 787560 437101 >

定价：52.00元