

城市圈驱动区域经济增长的内在机制分析

——以京津冀、长三角和珠三角城市圈为例

余静文 王春超*

摘要: 本文利用 2003—2007 年京津冀、长三角和珠三角城市圈所属省份的县市数据,使用断点回归法研究了城市圈的形成对城市圈整体经济绩效的影响以及城市圈驱动区域经济增长的机制和路径。由于城市圈基本围绕中心城市而建立,与中心城市的距离远近是决定一个地区是否属于城市圈范围的关键因素,因此可以通过比较城市圈临界线附近县市样本,进而判断城市圈形成与其他变量之间的因果关系。本文的实证结果表明,城市圈的形成主要通过“蒂伯特选择”机制和城市化进程的加快两个路径改善了城市圈区域的整体经济绩效;并且城市圈的形成对区域经济的影响具有异质性,北京未能发挥增长极的作用带动京津冀城市圈区域的经济增长,而长三角城市圈和珠三角城市圈地区则都受益于中心城市的辐射效应。

关键词: 城市圈 区域经济增长 断点回归法

一、引言

经过 30 多年经济的高速增长,中国已经成为仅次于美国的世界第二大经济体,但是相对于发达国家而言,城市化和工业化进程却远未结束,仍有大量的农村劳动力需要转移到城市和工业部门,这一转型过程并不是短期内可以完成的。21 世纪以来,中国城市化进程开始进入一个高速发展时期,城镇人口平均每年增长接近 2 000 万人,规模在不断的扩大,近年来这一趋势也未有所改变,2006 年城镇人口占全国总人口的 43.9%,2007 年该比例增加为 44.94%,2008 年增加到 45.68%,1998—2008 年间,中国城市化率年增长率为 1.2%。城镇人口持续快速扩张,是当前中国城市化进程的基本特征。在这一过程中,城市圈的崛起对区域经济绩效的影响也因集聚效应和辐射效应共同发生作用而有所变化。深入了解新的发展阶段中城市圈形成所产生的集聚效应和辐射效应对区域经济、人民生活的影响以及城市圈驱动区域经济增长的影响机制和路径是城市化进程顺利进行的保证。

当前,以中国城市圈为研究对象的定量分析文献还比较缺乏。徐现祥和李郁(2005)以长三角城市圈为例说明了 20 世纪 90 年代以来,长三角一体化进程开始加速,市场分割的局面不断地被打破,城市经济协调会的成立使得地方市场分割对区域协调发展的阻碍作用下降了 45.7%,长三角城市的趋同速度提高了 5.8 倍,实现了“雁阵式齐飞”。洪银兴(2007)以工业和城市反哺农业和农村的路径为视角,提出了反哺农业和农村的初级阶段是工业起主导作用,在进入全面反哺农业和农村阶段,需要城市发挥主导作用这一命题,并以长三角地区为例对这一命题进行了验证。吴福象和刘志彪(2008)研究了城市化群落对经济增长的影响,他们认为城市群对经济增长的驱动机制有两个:第一,优质要素聚集于大城市,而普通要素聚集于小城市,提高了城市群要素集聚的外部经济性和城市群研发创新的效率;第二,政府加强了对城市圈内基础设施建设

* 余静文,北京大学国家发展研究院中国经济研究中心,邮政编码:100871,电子信箱:yujingwenpku@gmail.com;王春超,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子信箱:chun_chao_wang@hotmail.com,

作者感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见,当然文责自负。余静文感谢纽约大学 Stem 商学院为其研究提供的便利。

投资以吸引城市群外的企业和产业,他们运用长三角 16个城市 1978-2006年的数据对这一问题进行了研究。余静文和王春超(2010)运用断点回归(Regression Discontinuity, RD)对武汉城市圈和长株潭城市圈的经济绩效进行了分析,他们发现武汉城市圈和长株潭城市圈的形成使得城市圈区域更多受益于中心城市的辐射涓滴作用,从而提高了区域的经济增长。余静文和赵大利(2010)使用分位数回归的方法研究了东部三大城市圈形成对地区收入差距的影响。需要注意的是,在不同的发展阶段,城市圈对区域经济发展的影响也是不同的,根据 Friedmann(1966)的观点,在发展的初级阶段,城市圈的集聚效应会占主导,大量的资源由城市圈地区向中心城市聚集以支持中心城市的发展,而一旦中心城市发展成熟,城市圈的辐射效应就会出现,功能相互依存的城市体系便会形成,由于交通体系的完善,中心城市周边的地区边缘性逐渐消失,城市圈的区域体系将会演变为具有经济效率的综合体。当前,中国的城市圈发展还处于从初级向成熟过渡的阶段,集聚效应和辐射效应共同发挥着作用,城市圈的形成对该地区的影响存在不确定性,对这种不确定关系的研究还相对比较缺乏。此外,当前对中国城市圈的研究所考察的仅仅是城市圈和经济增长之间的相关性,比如吴福象和刘志彪(2008)。但是,在城市圈和经济增长的实证模型中,遗漏变量问题通常造成估计结果不一致,也无法从简单计量模型中发现城市圈形成与区域经济发展之间的因果关系,同理,在更加强调因果联系的城市圈影响机制的分析中,也存在参数估计不一致的问题,无法反映出变量之间真实的因果关系,这也是目前实证研究中的不足。为了弥补当前研究中的不足,本文利用中国京津冀、长三角和珠三角城市圈所属省份的县市数据,根据城市圈形成所固有的特征,采取断点回归法对城市圈和区域经济增长的关系以及影响机制进行研究以避免可能出现的内生性问题。^①

本文的结构安排如下:第二部分为断点回归在城市圈中适用性的讨论;第三部分为城市圈对区域经济影响的实证分析;第四部分为城市圈驱动区域经济增长的机制和路径分析;第五部分为城市圈影响的异质性分析;第六部分为简要结论。

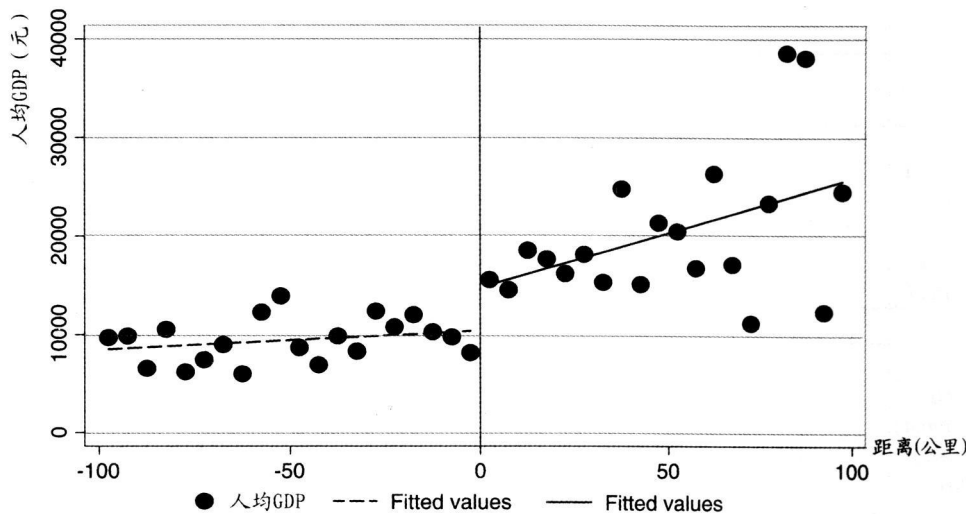
二、断点回归法与城市圈

城市圈是城市化由集聚效应发挥主导作用的阶段发展到集聚效应和辐射效用相结合共同发挥作用的阶段的必然产物,它是城市化客观规律在空间上的具体表现形式。随着中国经济的发展,中国城市化进程也在不断加快,大量农村人口向城市转移,为了适应中国城市化的发展阶段,提高城市的影响力和发挥其集聚效应,促进经济增长和满足农村人口的就业,中国各个地区逐渐形成了若干城市圈。其中东部地区的京津冀、长三角和珠三角三大都市圈区域经济发展总体水平高,各项经济发展总量指标占全国比重大,在国民经济中发挥着越来越重要的作用。城市圈的形成和发展有着地方政府自发的制度安排,比如上海区域经济发展办公室和长江三角洲城市经济协调会,也有着中央政府的统筹政策安排,比如近年来制定的各大城市圈发展规划,但是无论是哪一种形式,一个地区与中心城市或者重要交通枢纽的距离是决定一个地区是否属于城市圈的关键因素,因为城市圈形成的目的便是要发挥中心城市对周边地区的辐射效应,通过产业对接,优势互补来谋求更加快速的发展,这种产业对接和优势互补需要各个地区的物质和要素的流动来实现,而这种流动是具有一定的运输和管理成本的,距离越远的地区,这种成本也就会越大,因此,出于对经济利益考虑,距离中心城市的远近是决定城市圈范围的关键变量^②,这种关键变量的选取类似于 Black(1999), Bayar Ferreira和 McMillan(2003)以及 Dell(2008)。根据张蕾(2008)的总结归纳,京津冀城市圈环渤海而建,以北京为中心;长三角城市圈则由上海城市圈、杭甬城市圈和南京城市圈所组成,分别以上海、杭州和宁波、南京为中心城

^①断点回归法是 20 世纪 90 年代末兴起的新的实证方法,它利用这样一个特征,即接受 treatment 的概率是一个或者几个变量的间断函数来考察变量之间的因果联系, Lee(2008)和 Deaton(2009)的研究表明 RD 的实证结果最接近随机试验的结果。限于篇幅原因,感兴趣的读者可以参阅 Cook, Thomas D. 2008. "Waiting for Life to Arrive: A History of the Regression Discontinuity Design in Psychology, Statistics, and Economics" Institute for Policy Research Working Paper WP-07-03, Northwestern University.

^②通过地理的划分来研究变量间因果联系在断点回归的文献中十分常见。在本文中,距离中心城市的远近是决定一个地区是否属于城市圈的关键性因素,但是,也同样存在其他因素,本文的实证分析中,将距离作为关键变量,并加入时间维度虚拟变量和省份维度的虚拟变量来控制时间因素和地区差异的影响。

市; 珠三角城市圈则沿广珠线和广九线两条轴线扩散开来。^① 由此可见, 城市圈的范围基本是围绕着中心城市或者重要交通枢纽, 这种划分是以一个地区与中心城市或者交通枢纽的距离为基础, 而距离又是一个连续的变量, 按照 RD方法的界定, 通过比较城市圈划定的临界值附近地区的经济绩效的差别, 便可以推断出城市圈的形成与地区经济绩效之间的因果关系。在图 1中, 0为临界值, 距离大于 0的地区为城市圈范围, 而小于 0的地区为城市圈之外, 我们可以看到在临界值附近, 地区的人均 GDP都出现了显著的间断向上跳跃, 这说明了城市圈内与城市圈外区域经济的绩效具有明显的区别。



注: 各个样本值为距离 5公里范围内地区的经济变量的平均值; 样本范围为临界值附近 100公里。

图 1 城市圈内外区域经济绩效比较

三、城市圈对区域经济影响的实证分析

(一)数据的描述

本文选取 2003-2007年中国京津冀、长三角、珠三角城市圈所属省份的县市数据对中国城市圈经济绩效进行分析。本文的数据来源于国务院发展研究中心信息网。变量包括: 人均 GDP, 用 $Pgdp$ 表示; 距离, 为了得到距离指标, 本文利用了 google地图系统, 首先根据京津冀、长三角和珠三角城市圈范围的划分, 将三大城市圈的临界线确定, 然后计算各个县市与临界线的距离, 最后由于该距离存在多个, 本文选取其中最近的距离作为距离变量的值, 城市圈内的为正值, 城市圈外的为负值, 用 Dis 表示; 是否属于城市圈的虚拟变量 $Metro$, 它是 Dis 的一个函数, 当 Dis 大于零时, $Metro$ 为 1, 否则, $Metro$ 为 0 固定资产投资, 用 $Invest$ 表示; 公共设施用 $Utility$ 表示, 即为每万人卫生事业单位床位数; 城市化水平用 $Urbanization$ 表示, 即城市人口与总人口之比。此外, 还有两个控制变量, 分别为耕地面积和金融发展水平, 用 $Famland$ 和 $FinanceDev$ 表示, 其中金融发展指标为存贷款之和与地区国民生产总值之比, 选择这两个控制变量的原因是加入影响人均收入的变量可以使得估计结果更加精确, 耕地面积直接影响到农村居民务农收入的大小, 金融发展则影响到企业的发展以及农业生产风险的规避, 二者都影响到了一个地区的人均收入水平。

为了说明 RD方法的有效性, 本文将对主要的变量进行描述, 以考察城市圈内和城市圈外的样本是否存在显著性的差异, 各个变量中的下标 i 表示个体县市, j 表示所属的省份, t 表示时间, 其估计的方程为:

$$y_{jt} = \alpha + \beta_1 Metro_{jt} + \mu_{jt} \quad (1)$$

当 $Metro$ 为 1 的时候, 被解释变量的期望值为:

$$E(y_{jt} | Metro_{jt} = 1) = \alpha + \beta_1 \quad (2)$$

当 $Metro$ 为 0 的时候, 被解释变量的期望值为:

$$E(y_{jt} | Metro_{jt} = 0) = \alpha \quad (3)$$

方程 (2) 所得到的条件期望值即为城市圈范围内的样本均值, 方程 (3) 所得到的条件期望值即为城市圈

^① 详见张蕾, 2008 《中国东部三大都市圈城市体系及演化机制研究》, 复旦大学博士论文, 第 56-57页。

之外的样本均值。RD方法的一个前提要求是除了 *treatment* 以外的其他控制变量都不能在临界值处出现显著的跳跃。表 1 中的结果表明控制变量 *Log(Fam land)* 和 *Finance Dev* 在所有的样本中, 均没有出现 5% 显著性水平上的跳跃, *Urbanization* 变量在 $|Dis| < 25$ 的样本中不显著, 我们将在后文进行更进一步的分析。除此之外的其他的变量则在临界值处存在较显著的变化, 这也说明了控制变量选择具有一定的合理性以及城市圈内和城市圈外的地区经济绩效存在差异, 那么这种差异是否是由城市圈形成所造成的呢? 后文将对此进行细致的分析。

表 1 数据描述

全样本			
	均值 ($Dis < 0$)	均值 ($Dis > 0$)	差异
<i>Log(Pgdp)</i>	8.91	9.52	0.61**
<i>Log(Fam land)</i>	10.34	10.39	0.05
<i>Log(Invest)</i>	12.08	12.53	0.45**
<i>Utility</i>	27.74	37.6	9.86**
<i>Finance Dev</i>	1.1	1.12	0.02
<i>Urbanization</i>	0.134	0.153	0.019**
$ Dis < 100$ 的样本			
	均值 ($Dis < 0$)	均值 ($Dis > 0$)	差异
<i>Log(Pgdp)</i>	9	9.55	0.55**
<i>Log(Fam land)</i>	10.32	10.39	0.07
<i>Log(Invest)</i>	12.19	12.56	0.37**
<i>Utility</i>	21.87	29.41	7.54**
<i>Finance Dev</i>	1.12	1.125	0.005
<i>Urbanization</i>	0.131	0.15	0.019**
$ Dis < 50$ 的样本			
	均值 ($Dis < 0$)	均值 ($Dis > 0$)	差异
<i>Log(Pgdp)</i>	9.06	9.53	0.47**
<i>Log(Fam land)</i>	10.32	10.36	0.04
<i>Log(Invest)</i>	12.24	12.56	0.32**
<i>Utility</i>	29.57	36.51	6.94**
<i>Finance Dev</i>	1.1	1.117	0.017
<i>Urbanization</i>	0.126	0.15	0.024**
$ Dis < 25$ 的样本			
	均值 ($Dis < 0$)	均值 ($Dis > 0$)	差异
<i>Log(Pgdp)</i>	9.13	9.49	0.36**
<i>Log(Fam land)</i>	10.21	10.32	0.11
<i>Log(Invest)</i>	12.25	12.5	0.25**
<i>Utility</i>	30.26	37.92	7.66**
<i>Finance Dev</i>	1.07	1.13	0.06
<i>Urbanization</i>	0.131	0.142	0.011

注: 差异为 *Metro* 的估计系数, *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平显著。

(二) 模型的初步估计

本文将计量模型设定为:

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 Metro_{ijt} + \beta_2 f(Dis_{ijt}) + Metro_{ijt} f(Dis_{ijt}) + Z_{ijt} \gamma + \mu_{ijt}$$

上式中 Y_{ijt} 为被解释变量人均 GDP 的对数, Z_{ijt} 为控制变量, 包括 *Log(Fam land)* 和 *Finance Dev*, 以及省份维度的虚拟变量和时间维度的虚拟变量。为了避免因为模型设定不当而导致错误估计 *treatment effect* 的情况^①, $f(Dis_{ijt})$ 将采取线性、平方和立方三种函数方式, 模型 (1) 和 (2) 采取的是线性函数形式, 模型 (3) 和 (4) 采取的是平方函数形式, 模型 (5) 和 (6) 采取的是立方函数形式, 模型 (2)、(4)、(6) 加入了前文提及的控制变量, 从估计结果可以看出, 无论 $f(\cdot)$ 采取的是线性函数形式、平方函数形式还是立方函数形式, *Metro* 的估计系数都是显著为正的, 同时, 无论模型是否采用控制变量, *Metro* 的估计系数也都是显著为正的, 其估计系数范围为 0.16~0.41, 这说明城市圈区域范围内的地区整体经济绩效要高于城市圈区域范围外的地区

① Angrist Joshua D., and Jom - Steffen Pischke 2009. *Most Harmless Econometrics* 254 - 259. New Jersey: Princeton University.

整体经济绩效,这与现有文献中的估计结果是一致的(见表2)。

表 2 模型的初步估计结果

被解释变量	Log(<i>Pgd</i>)					
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
<i>Constant</i>	9.12*** (0.03)	9.32*** (0.17)	9.17*** (0.04)	9.35*** (0.18)	9.13*** (0.05)	9.35*** (0.18)
<i>Metro</i>	0.41*** (0.05)	0.25*** (0.03)	0.25*** (0.06)	0.16*** (0.04)	0.25*** (0.08)	0.24*** (0.06)
<i>Distance</i>	0.003*** (3.01e-4)	0.002*** (1.79e-4)	0.004*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.003*** (0.001)
<i>Metro × Distance</i>	-0.003*** (6.82e-4)	6.75e-4 (6.48e-4)	0.001 (0.001)	0.006*** (0.002)	0.006 (0.004)	-0.005 (0.005)
<i>Distance</i> ²			6.73e-6 (3.63e-6)	-3.25e-7 (2.52e-6)	-1.28e-5 (1.98e-5)	9.29e-6 (1.27e-5)
<i>Metro × Distance</i> ²			-4.53e-5*** (9.44e-6)	-4.56e-5*** (1.73e-5)	-6.44e-5 (4.89e-5)	1.47e-4 (9.22e-5)
<i>Distance</i> ³					-5.23e-8 (5.01e-8)	2.76e-8 (3.21e-8)
<i>Metro × Distance</i> ³					1.94e-7 (1.52e-7)	-1.12e-6 (4.89e-7)
<i>Controls</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>Year FE</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>Region FE</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>R</i> ²	0.18	0.61	0.19	0.62	0.19	0.62
<i>N</i>	2 002	1 827	2 002	1 827	2 002	1 827

注:括号内为 Robust 标准差;*、**、*** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平显著, *Controls* 只包括 Log(*Fam land*) 和 *Finance Dev*, 没有包括省份维度和时间维度的虚拟变量, 以下同。

(三) 稳健性检验

一个直接的稳健性检验便是利用城市圈形成之前的样本所提供的信息, 如果城市圈临界线两侧地区的经济变量差异是由于城市圈形成所导致的, 那么对于城市圈形成之前, 这些经济变量不应当存在系统的差异。但是由于历史数据的局限, 本文在这里采用了 Imbens 和 Lemieux (2008) 提出的四种对断点回归估计结果的稳健性检验。第一, 其他的控制变量在临界值处是否存在跳跃, 如果出现显著跳跃的情况, 那么模型所估计的结果将不仅仅包含 *treatment effect* 还包含控制变量在临界值处的跳跃对因变量的影响; 第二, 决定 *treatment* 的关键变量的条件概率在临界值处是否存在跳跃, 如果关键变量的条件概率出现了非连续的跳跃情况, 那么则说明个体有可能操作 *treatment* 从而使估计结果无效; 第三, 样本空间变化是否会导致估计结果, 尤其是在临界值附近的估计结果出现显著的差异; 第四, 检验因变量是否在临界值取其他的值时依然会出现跳跃, 如果 RD 方法是有效的, 那么当临界值取其他值时, 因变量便不会出现这种跳跃。在数据描述中, 我们已经对控制变量在临界值处的跳跃性进行了考察, 并发现本文所选取的控制变量在临界值处并没有出现 5% 显著水平上的变化。同时, 由于对解释变量密度函数的连续性进行检验存在一定的困难, 我们仅从逻辑上对这一问题进行了判断, 因为决定 *treatment* 的解释变量距离是一个连续的变量, 所研究的各个县市在 2003-2007 年这一阶段并没有出现大规模的扩张, 其行政面积较为固定, 因此, 所研究的县市并不存在于临界值处操作距离变量的可能性, 也就可以判断距离变量的条件概率在临界值处是连续的。有鉴于此, 本文将主要对 Imbens 和 Lemieux (2008) 提出的稳健性检验中的第三点和第四点进行分析。^①

首先考察在样本空间发生变化的情况下, 前文所估计的 *Metro* 系数是否会出现显著性的变化, 为此, 我们将样本空间分为临界值附近 200 公里的样本、临界值附近 150 公里的样本、临界值附近 100 公里的样本、临界值附近 50 公里的样本以及临界值附近 25 公里的样本。一般情况下, 揭示变量之间的因果关系仅仅需

^① 本文使用的是 Fan 和 Gijbels (1996) 提出的局部线性回归 (Local Linear Regression), 该方法在断点回归中的应用十分广泛, 详见 Fan Jianqing and Gijbels Irene 1996 *Local Polynomial Modeling and Its Applications* New York and Melbourne Chapman and Hall

要比较变量在临界值 $\pm\delta$ 之间的差异, 其中 δ 趋近于零, 但是当 δ 趋近于零时, 样本数量将会减少, 由此导致了模型估计的困难。因此, 揭示变量之间的因果关系和模型估计的可行性之间存在两难的选择, 能够包含足够样本量的 δ 选择最能够说明 RD 方法所揭示的因果关系。从表 3 中可以发现, 在所有的分割样本中, *Metro* 的估计值依然是显著为正的, 并且没有出现大的变化, 其取值范围为 0.09~0.73。其中在 δ 较小的区域, 即临界值附近 25 公里和 50 公里的样本中, *Metro* 的估计系数依然显著为正, 其显著性水平分别为 1% 和 10%。

表 3 稳健性检验 (一)

被解释变量	Log(<i>Pgdp</i>)				
	$ Dis < 200$	$ Dis < 150$	$ Dis < 100$	$ Dis < 50$	$ Dis < 25$
<i>Constant</i>	9.33** (0.18)	9.38** (0.19)	9.29** (0.21)	8.62** (0.22)	8.36** (0.24)
<i>Metro</i>	0.25** (0.03)	0.12* (0.07)	0.15** (0.06)	0.09* (0.05)	0.73** (0.19)
<i>Distance</i>	0.002** (2.18e-4)	0.01** (0.003)	0.006** (0.002)	0.005** (0.001)	-0.16** (0.04)
<i>Metro × Distance</i>	6.49e-4 (6.59e-4)	-0.02** (0.006)	-0.004 (0.003)	0.002 (0.002)	0.09 (0.06)
<i>Distance</i> ²		1.97e-4** (5.63e-5)	3.75e-5* (2.29e-5)		-0.01** (0.004)
<i>Metro × Distance</i> ²		-3.99e-5 (1.06e-4)	-1.46e-5 (3.8e-5)		0.02** (0.005)
<i>Distance</i> ³		8.64e-7** (2.62e-7)			-3.44e-4** (9.69e-5)
<i>Metro × Distance</i> ³		-1.96e-6** (5.55e-7)			1.91e-4 (1.32e-4)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>f(·)</i>	Linear	Cubic	Quadratic	Linear	Cubic
<i>R</i> ²	0.61	0.59	0.59	0.63	0.71
<i>N</i>	1798	1690	1463	981	595

注: 括号内为 Robust 标准差; *, **, *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平显著。

其次, 考虑当临界值取其他值时, *Metro* 的估计系数是否依然显著为正, 如果模型设定正确, 那么 treatment effect 在临界值取其他值时将不存在。为此, 本文将全样本分为 $|Dis| < 0$ 的样本和 $|Dis| > 0$ 的样本, 每个子样本中按照 *Dis* 的大小排序, 将其中位数作为新的临界值, 小于新临界值的样本, *Metro* 取 0, 大于新临界值的样本, *Metro* 取 1, 针对 $|Dis| < 0$ 的样本和 $|Dis| > 0$ 的样本, 模型的估计均包括了控制变量, 同时 *f(·)* 分别采取线性、平方和立方三种函数形式。从表 4 的估计结果中, 可以看到在所有模型的估计中, *Metro* 的系数均不显著, 并且在模型 (1)、(2)、(3) 和 (4) 中, 该系数为正值, 在模型 (5) 和 (6) 中该系数为负值, 符号产生了反转, 这也说明了当临界值取其他值时, treatment effect 并不存在。综上所述, RD 方法所估计的结果具有一定的稳健性。

表 4 稳健性检验 (二)

被解释变量	Log(<i>Pgdp</i>)					
	<i>Dis</i> < 0			<i>Dis</i> > 0		
解释变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
<i>Metro</i>	0.07 (0.04)	0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	0.02 (0.06)	-0.09 (0.08)	-0.11 (0.08)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>f(·)</i>	Linear	Quadratic	Cubic	Linear	Quadratic	Cubic
<i>R</i> ²	0.62	0.62	0.62	0.61	0.62	0.48
<i>N</i>	966	966	966	862	862	862

注: 括号内为 Robust 标准差; *, **, *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平显著。

四、城市圈驱动区域经济增长的机制分析

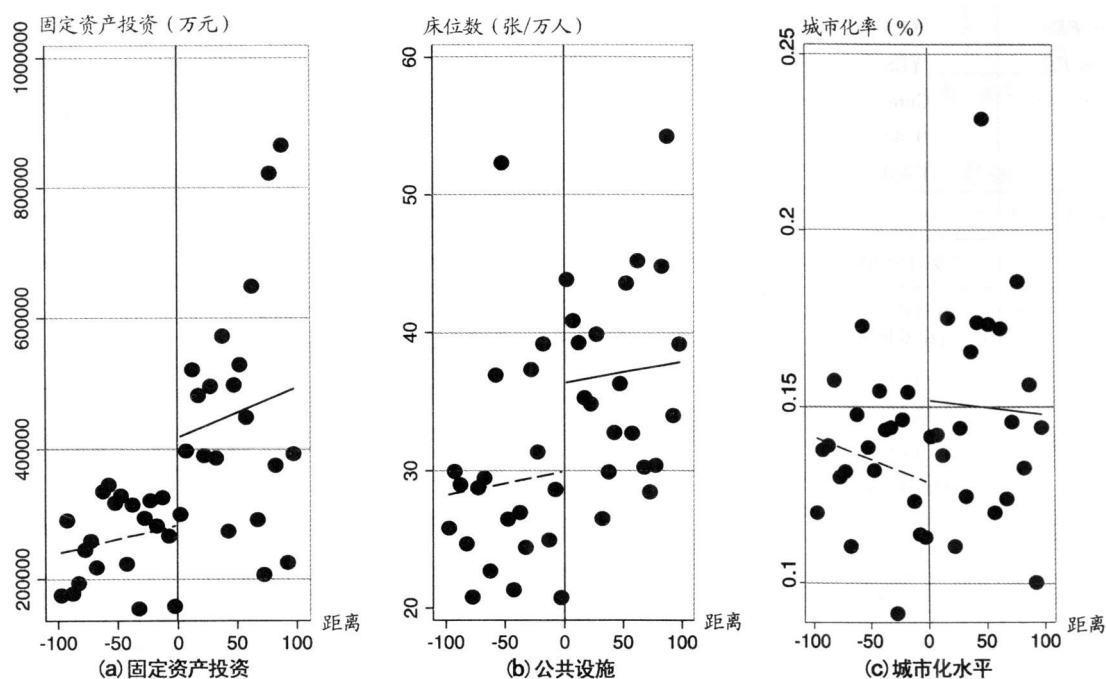
前文实证分析表明城市圈区域内和城市圈区域外的经济绩效存在显著的差异, 城市圈区域内的经济绩

效要高于城市圈区域外的经济绩效,那么究竟是什么因素导致了城市圈经济绩效的变化呢?本文对城市圈驱动经济增长机制和路径的分析是基于现有文献中存在的相关经济理论。根据 Henderson(2000)的观点,人口和产业在城市的高度集中,可以提高工业和服务业生产者之间信息外溢的效率,形成更加高效的劳动力市场和产品市场,同时更多政府主导的基础设施建设将有利于节省生产者之间货物交换和产品销售给本地居民的交通运输成本,进而可以提高城市圈区域内整体经济运行的效率。Bertinelli和 Black(2004)亦认为由于地方知识和信息的溢出能够产生经济集聚,这种外溢效应使得城市数目增加以后所形成的城市圈成为经济增长的重要引擎,因此,城市圈的形成通过城市的基础设施的改善和信息外溢而提高了经济增长的速度。沈凌和田国强(2009)建立了一个需求拉动的内生增长模型来分析收入分配对创新和经济增长的影响,他们认为与简单的提高农民收入相比,加快城市化步伐能更有效率地提高经济绩效,其理论基础在于城市居民的需求是优质产品,而优质产品的生产会导致更多的创新活动,从而有利于经济增长,如果仅仅通过对低收入农村居民的补贴,那么这种补贴所增加的需求仅仅是对一般产品的需求,而对企业进行创新活动没有激励,从而阻碍其进一步的经济增长;相反通过推进城市化进程,增加了城市居民对优质产品的需求,从而提高了企业创新的激励,改善了经济绩效。同时,创新活动还具有在地理空间上高度集聚的特征,技术创新和知识外溢主要发生在经济活动聚集的区域,人口和产业集聚的密度越高,知识外溢的效应也就越大,这些理论表明,城市圈通过推进城市圈区域内城市化进程而对城市圈范围内的区域经济绩效产生正的影响,带动了城市圈的整体经济绩效。从以上的论述中,我们可以得到以下两个命题。

命题 1 城市圈驱动城市圈区域内的经济增长,是依靠政府主导的城市之间良好的基础设施建设和发达的城市高速公路网络的支持来实现的。

命题 2 城市圈的形成通过提高城市圈区域内的城市化进程而显著提高了城市圈区域内的经济绩效。

本文将对以上命题进行实证检验,在计量分析中,我们将选择两个变量以反映政府主导的基础设施:第一,固定资产投资,固定资产投资越大说明该地区的投资的硬件和软件环境都相对较好,从而能够吸引更多的优质资源,进而提高经济的绩效;第二,用每万人卫生事业单位的床位数以表示公共基础设施,卫生事业单位的床位数反映了一个地区的基础的卫生设施,这对该地区的健康人力资本具有积极的作用,健康人力资本有利于提高该地区的经济绩效。此外,我们选择城市人口占总人口比重来反映城市化进程,根据前文阐述的理论,城市化水平越高的地区,其对企业的创新激励就越强,同时人口和产业的聚集也会促进知识的外溢,城市圈的形成通过提高其区域内城市化水平来提高地区的整体经济绩效(见图 2)。



注: 各个样本值为距离 5 公里范围内地区的经济变量的平均值; 样本范围为临界值附近 100 公里。

图 2 城市圈内外部区域经济指标差异

从图 2 中, 我们可以看出城市圈区域范围内的固定资产投资、公共设施以及城市化水平都在临界值处存在一定的跳跃现象, 这反映了城市圈的形成对城市圈内外区域的经济变量产生了一定影响。具体而言, 城市圈的形成提高了城市圈区域城市化水平, 固定资产投资的份额和卫生公共设施水平, 而这些因素均对区域经济发展有直接的影响。根据前文所阐述的理论, 城市化水平的上升将会在提高企业进行创新活动的激励同时提高人力资本以促进经济的发展, 固定资产投资来源于对公共基础设施的投资和企业进行活动的频率, 公共基础设施投资越高, 企业活动频率越大, 该地区经济发展就会越好; 卫生公共设施水平与健康人力资本息息相关, 一个地区的健康人力资本越高, 该地区的经济绩效也就越好。为了更充分、更细致地说明城市圈对区域经济的影响机制, 本文将利用 RD 方法对命题 1 和 2 进行验证, 使用的计量模型如下:

$$Y_{ijt}^n = \alpha + \beta_1 Metro_{ijt} + \beta_2 f(D is_{ijt}) + Metro \times f(D is_{ijt}) + Z_{ijt} \gamma + \mu_{ijt}$$

其中 Y_{ijt}^n , $n = 1, 2, 3$ 分别表示被解释变量为固定资产投资、公共设施和城市化水平, Z_{ijt} 为控制变量, 包括 $\text{Log}(Fam land)$ 和 $Finance Dev$, 以及省份维度的虚拟变量和时间维度的虚拟变量, 估计结果见表 5。

表 5 影响机制分析

模型 (1)	Log(Invest)				
	$ Dis < 200$	$ Dis < 150$	$ Dis < 100$	$ Dis < 50$	$ Dis < 25$
<i>Metro</i>	0.22** (0.05)	0.19** (0.05)	0.13* (0.06)	0.17* (0.06)	0.86** (0.26)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Region FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
$f(\bullet)$	Quadratic	Linear	Linear	Linear	Cubic
R^2	0.62	0.6	0.61	0.63	0.68
<i>N</i>	1798	1690	1463	981	595
模型 (2)	Utility				
	$ Dis < 200$	$ Dis < 150$	$ Dis < 100$	$ Dis < 50$	$ Dis < 25$
<i>Metro</i>	3.65 [§] (2.08)	9.01** (2.294)	9.06** (3.84)	8.47 [†] (4.14)	18.57** (0.19)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Region FE</i>	YES	No	No	YES	YES
$f(\bullet)$	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic	Cubic
R^2	0.46	0.13	0.11	0.53	0.59
<i>N</i>	1438	1352	1169	784	476
模型 (3)	Urbanization				
	$ Dis < 200$	$ Dis < 150$	$ Dis < 100$	$ Dis < 50$	$ Dis < 25$
<i>Metro</i>	0.017** (0.006)	0.02** (0.89)	0.018* (0.008)	0.019** (0.007)	0.014* (0.006)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	Yes
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	Yes
<i>Region FE</i>	YES	YES	YES	YES	Yes
$f(\bullet)$	Quadratic	Quadratic	Quadratic	Cubic	Quadratic
R^2	0.22	0.22	0.25	0.25	0.22
<i>N</i>	1798	1690	1463	981	595

注: 括号内为 Robust 标准差; *、**、*** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平显著, 以上估计均通过稳健性检验。

从表 5 的估计结果中可以看出, 在模型 (1) 中, 距离临界值 200、150 和 25 公里的子样本中的 *Metro* 的估计系数在 1% 水平上显著为正, 在距离临界值 100 和 50 公里的子样本中, 其估计系数在 5% 水平上显著为正, 估计系数的范围为 0.13~0.86 这说明城市圈的形成提高了城市圈范围内的固定资产投资水平; 在模型 (2) 中, 距离临界值 150、100 和 25 公里的子样本中的 *Metro* 的估计系数在 1% 水平上显著为正, 在距离临界

值 200公里和 50公里的子样本中, 其估计系数在 10%水平上显著为正, 估计系数的范围为 3.65~18.57, 这反映了城市圈的形成显著提高了城市圈范围内的公共设施水平。由于固定资产投资水平反映了一个地区投资硬件和软件的优劣, 公共设施水平反映了一个地区的对健康人力资本的保护和投入, 因此, 模型 (1)和 (2)对命题 1进行了证实, 城市圈的形成依靠政府主导的基础设施投入提高了城市圈范围内地区的整体经济绩效。在模型 (3)中, 距离临界值 200、150和 50公里的子样本中的 *Metro* 估计系数在 1%水平上显著为正, 在距离临界值 100和 25公里的子样本中, 该估计系数在 5%水平上显著为正, 其取值范围为 0.014~0.02, 这说明了城市圈的形成提高了城市圈范围内城市化水平, 从而提高了企业创新的激励和知识的外溢, 进而提高了该区域内整体的经济绩效, 模型 (3)对命题 2进行了证实。

五、城市圈的异质性与经济绩效

前文的分析发现, 城市圈的形成促进了城市圈区域的经济增长, 并且通过政府主导的公共设施供给和城市化水平提高影响了城市圈区域的经济绩效。然而, 这种分析并没有考虑到各个城市圈固有的特点, 特别是对于京津冀城市圈, 首都北京作为一个政治文化中心, 出于政治因素的考虑, 政府往往会采取有利于北京发展的战略和政策来促进北京地区的发展, 因此, 北京作为增长极所发挥的辐射效应或许不足以抵消北京作为具有特殊政治地位的城市对周边地区资源的掠夺所产生的负面效应。有鉴于此, 本节将分别分析京津冀、长三角和珠三角城市圈。由于 25公里和 50公里之内的数据样本有限, 为了避免估计的偏差, 此处的回归将不考虑控制变量, 统一将 $f(\cdot)$ 设定为线性函数。不论加入控制变量与否, 也不论 $f(\cdot)$ 的函数形式如何, 临界值附近样本的估计都可以产生无偏的结果 (见表 6)。

表 6 城市圈的异质性分析

	$ D is < 25$			$ D is < 50$		
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
$\text{Log}(Pgdp)$	-0.52** (0.16)	0.39 [†] (0.21)	0.45** (0.18)	-0.18 [†] (0.1)	0.26 [†] (0.15)	0.33** (0.11)
$\text{Log}(Invest)$	-0.73** (0.27)	-0.02 (0.31)	0.61** (0.29)	-0.27 [†] (0.16)	0.08 (0.21)	0.71** (0.17)
$Utility$	-5.05 [†] (2.98)	12.74** (3.35)	34.34** (6.37)	-3.84** (1.79)	9.24** (2.46)	15.67** (3.72)
$Urbanization$	0.008 (0.01)	-0.04 (0.03)	0.06 [†] (0.04)	0.004 (0.01)	-0.03 (0.02)	0.04** (0.02)

注: 该表报告的是以 $\text{Log}(Pgdp)$, $\text{Log}(Invest)$, $Utility$ 和 $Urbanization$ 为被解释变量的 *Metro* 估计系数, 括号内为 Robust 标准差; *、**、*** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平显著。

表 6 中, 模型 (1)使用的是京津冀城市圈的数据, 模型 (2)使用的是长三角城市圈的数据, 模型 (3)使用的是珠三角城市圈的数据。从人均 GDP 的回归结果来看, 城市圈的形成提高了长三角城市圈和珠三角城市圈的经济绩效, 而降低了京津冀城市圈区域的经济绩效, 这说明京津冀城市圈具有特殊性, 北京的政治地位使得其可以利用国家政策而得到优先发展, 这种优先发展需要周边地区资源的支持, 并以牺牲周边地区经济发展为代价, 此时, 北京的增长极作用并没有得到有效的发挥; 相反, 长三角城市圈和珠三角城市圈则从中心城市的辐射效应中获益更多, 弥补了中心城市发挥的集聚效应所带来的负面影响, 因此, 城市圈的形成提高了这两个区域的经济绩效。通过考察城市圈影响经济绩效的渠道, 本文发现, 对于京津冀城市圈, 只有 $\text{Log}(Invest)$ 和 $Utility$ 两个变量的估计系数显著, 但是其估计值为负, 城市圈的形成反而减少了京津冀城市圈区域的固定资产投资和政府的公共设施支出, 这说明京津冀城市圈区域将大量的物力财力和人力都投入到支持北京发展战略中, 使得与城市圈外的区域相比, 其公共设施建设都显得较落后, 城市圈形成所产生的“蒂伯特选择”机制在此处并没有发挥应有的作用。对于长三角城市圈和珠三角城市圈而言, 代表政府主导的公共设施供给变量 $Utility$ 显著为正, 这说明“蒂伯特选择”机制在此产生了作用, 城市圈的形成提高了政府主导的公共设施的供给, 而城市化进程变量仅仅在珠三角城市圈样本中显著为正, 这说明城市圈的形成提高了城市圈区域的城市化水平, 进而提高城市圈区域的经济绩效这一机制仅仅在珠三角城市圈中成立, 城市圈形成对区域经济绩效的影响具有异质性。

六、简要结论

本文利用了 2003—2007 年京津冀、长三角和珠三角城市圈所属省份的县市数据,使用 RD 方法对城市圈形成所产生的经济影响以及城市圈驱动区域经济的机制和路径进行了分析。在中国当前的经济社会发展阶段,城市圈形成所产生的集聚效应和辐射效应共同对区域经济发展产生作用,其中集聚效应倾向于吸引周边地区的要素资源以此来支持中心城市的经济增长,而辐射效应则倾向于利用中心城市的优势资源来带动周边地区的经济发展。计量的实证结果表明辐射效应对城市圈整体经济绩效的积极影响要大于集聚效应对城市圈整体经济绩效产生的负面影响,城市圈的形成能够极大地促进城市圈区域经济的发展。随后,本文对城市圈驱动城市圈范围内区域经济增长的路径和机制进行了细致的分析和研究,由于解释变量和被解释变量之间存在互为因果的关系,一般的计量模型难以独立地估计城市圈驱动区域经济增长的机制,因此,本文依据现有的经济学理论和城市圈形成所固有的特点,使用 RD 方法对城市圈驱动区域经济增长的内在机制进行研究,其研究的结果表明,城市圈的形成主要通过“蒂伯特选择”机制,即促进政府主导的基础设施建设和城市化进程的加快两个路径提高了城市圈范围内地区的整体经济绩效。Crozet 和 Koenig(2005)曾以 1980—2000 年间欧洲 15 个国家为样本,验证了经济活动的空间不平等有助于提高经济效率,促进经济增长的命题,本文的结论也证实了经济活动的空间不平等更有利于经济绩效的改善。对于中国这样一个人均资源还很匮乏的发展中大国而言,如何利用有限的经济资源来发展经济是一个关键的问题。城市圈的崛起便可以充分利用经济活动空间不平等产生的优势,从而有利于中国经济的成功转型。因此,政府需要继续推进城市圈内基础设施的建设,在优化投资环境的同时提高城市圈内各地区间的资源配置效率,并通过加快城市化进程进一步促进城市圈区域的经济增长。最后,本文也发现城市圈对区域经济增长的影响具有异质性,北京作为中国的政治文化中心,并没有发挥增长极的作用,带动京津冀城市圈区域的经济增长;相反,北京利用发展战略和政策的优势汲取周边地区的资源要素阻碍了该区域的经济增长。为此,需要控制资源要素进一步向北京的集中,在保证北京正常发展的前提下,积极发挥其固有的增长极的作用,将经济发展的收益辐射到城市圈的其他区域。

参考文献:

1. 洪银兴, 2007:《工业和城市反哺农业、农村的路径研究:长三角地区实践的理论思考》,《工业经济》第 10 期。
2. 沈凌、田国强, 2009:《贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需要因素的经济学分析》,《经济研究》第 1 期。
3. 吴福象、刘志彪, 2008:《城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角 16 城市的经验证据》,《经济研究》第 11 期。
4. 徐现祥、李郁, 2005:《市场一体化与区域协调发展》,《经济研究》第 12 期。
5. 余静文、王春超, 2010:《转型时期中国城市圈的经济绩效》,《当代经济科学》第 5 期。
6. 余静文、赵大利, 2010:《城市群崛起、经济绩效与区域收入差距》,《中南财经政法大学学报》第 4 期。
7. Bayer Patrick, Fernando Ferreira and Robert M Millan. 2003 “A Unified Framework for Measuring Preferences for Schools and Neighborhoods.” Economic Center Discussion Paper 872, Yale University
8. Bertinelli, Luísa and Duncan Black. 2004 “Urbanization and Growth.” *Journal of Urban Economics*, 56(1): 80–96
9. Black, Sandra E. 1999. “Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education.” *Quarterly Journal of Economics* 114(2): 577–599.
10. Crozet, Matthieu and Pamina Koenig. 2005. “The Cohesion vs Growth Tradeoff: Evidence from EU Regions (1980–2000).” University of Paris 1, Mimeo
11. Deaton, Angus. 2009. “Instruments of Development: Randomization in the Tropics and the Search for the Elusive Keys to Economic Development.” *NBER Working Paper* w14690
12. Dell, Melissa. 2008. “The Mining Mita Explaining Institutional Persistence.” MIT Department of Economics Manuscript
13. Friedmann, John. 2001. *Regional Development Policy: A Case Study of Venezuela*. Cambridge, MA: MIT Press
14. Henderson, Vernon J. 2000. “How Urban Concentration Affects Economic Growth.” The World Bank Policy Research Working Paper 2326
15. Lee, David S. 2008. “Randomized Experiments from Non-random Selection in US House Elections.” *Journal of Econometrics* 142(2): 675–697

(下转第 126 页)

43. Moerland P. W. 1995. "A lternative Disciplinary Mechanisms in Different Corporate Systems" *Journal of Economic Behavior and Organization*, 26(1): 17- 34.
44. Pavlov G. 2006. "Colluding on Participation Decisions" Boston University Working Paper 030
45. Rajan, R. G., and L. Zingales. 1998. "Power in a Theory of the Firm." *Quarterly Journal of Economics*, 113(2): 387- 432
46. Shavell S. 1980. "Damage Measures for Breach of Contract" *Bell Journal of Economics*, 11(2): 466- 490.
47. Shleifer A., and R. W. Vishny. 1997. "A Survey of Corporate Governance" *The Journal of Finance*, 52(2): 737- 787.
48. Tirole J. 1986. "Hierarchies and Bureaucracies: On the Role of Collusion in Organizations" *Journal of Law, Economics and Organization*, 2(2) 181- 214
49. Tirole J. 1992. "Collusion and the Theory of Organizations." In *Advances in Economic Theory: Sixth World Congress Volume*, ed J J Laffont. Cambridge: Cambridge University Press
50. Tirole J. 1999. "Incomplete Contracts: Where Do We Stand?" *Econometrica*, 67(4): 741- 781.
51. Williamson, O. 1979. "Transaction- Cost Economics: The Governance of Contractual Relations" *Journal of Law and Economics*, 22(2): 223- 261.
52. Zingales L. 2000. "In Search of New Foundation" *The Journal of Finance*, 55(4): 1623- 1653.

Mechanism Design of Collusion Proof in State- controlling Corporate Governance

Jiang Shenzhou

(Research Center of Corporate Governance, Nankai University)

Abstract In this paper, we redefine that who are principal, supervisor and agent. We also analyze the situation without collusion-proof mechanism, and design two collusion proof mechanisms. One is dominated by supervisor and the other by principal. In the anterior mechanism, principal provides a contract beforehand, and authorizes supervisor to contract with agent. Principal can make the transfer payoffs to supervisor and agent more than the information rents produced by collusion. It will give supervisor no incentive to participate collusion. In the later one, principal contracts with supervisor and agent at the same time. If agent lies about his cost type, principal will punish agent, and give additional premiums to supervisor. Then supervisor will have incentives to execute supervision, and high cost agent also will have incentives to reduce the production cost.

Key Words Corporate Governance, State- controlling Companies, Collusion, Mechanism Design

JEL Classification G34, D82, C72

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 78页)

16. Imbens, Guido W., and Thomas Lemieux. 2008. "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice" *Journal of Econometrics*, 142(2): 615- 635.

Analysis on Endogenous Mechanism of Metropolitan Area in Stimulating the Regional Economic Growth: Based on the Metropolitan Area of Jing- Jin- Ji, Yangtze River Delta and Pearl River Delta

Yu Jingwen¹ and Wang Chunchao²

(1: CCER NSD, Peking University; 2: School of Economics, Jinan University)

Abstract This paper uses the regression discontinuity design to analyze the overall economic performance of the metropolitan area and its endogenous mechanism in spurring the regional economic growth based on the metropolitan area data of Jing- Jin- Ji, Yangtze river delta and Pearl river from 2003 to 2007. It is well- known that the formation of metropolitan area is based on the distance between one area and the central city, so that the distance is the key determinant of whether one area is a part of the metropolitan area or not. As a result, we can compare the samples beside the threshold of metropolitan area to determine the causal relationship among different variables. The empirical result shows that such positive effect of the metropolitan area formation on economic performance of metropolitan area is driven by the Tiebout mechanism and the enhancements of the urbanization rate. Furthermore, the influence of the metropolitan area formation is heterogeneous. Specifically, Beijing cannot act as a growth pole to improve the economic performance of the Jing- Jin- Ji area. On the contrary, the area of Yangtze river delta and Pearl river delta have benefited a lot from their growth pole.

Key Words Metropolitan Area, Regional Economic Growth, RD Design

JEL Classification O12, O18, R12

(责任编辑: 孙永平、陈永清)