

资本回报率、资本增长与 中国地区差距

蔡翼飞 马佳丽

摘要 21世纪初以来,中国地区间人均地区生产总值和人均资本存量的差距均出现下降态势。通过对地区经济增长和地区差距变动两个过程的分解可以发现,地区差距变化是由资本增长所主导的,而理论上说资本增长又受资本回报率的控制。故从资本回报率这个角度考察地区差距,能够更清晰地揭示其变化的原因。作者构建了一个资本回报率影响资本增长机制的分析框架,考察了区域政策和市场壁垒的作用。实证分析结果显示:近年来地区差距缩小是区域政策主导的;资本回报率对资本增长的影响不再显著,说明市场机制可能存在被扭曲现象,而区域政策很可能是最重要的扭曲来源。由此,区域政策应由直接干预经济活动向通过调节再分配、缩小可支配收入的地区差距转变。

关键词 地区差距 资本回报率 经济增长

【中图分类号】F061.5 【文献标识码】A 【文章编号】2095-851X(2014)02-0083-18

一、问题的提出

地区差距是经济增长理论和公共政策关注的热点问题。改革开放三十多年来,中国经济保持了较高的增长速度,但在经济高速发展的同时,地区差距^①问题也日渐凸显(如图1所示),特别是20世纪90年代初期至21世纪初期,地区差距的不断扩大已经成为制约经济整体运行质量的重要因素。然而,自2003年以来,中国地区差距经历了一个迅速下降的过程,2011年的人均地区生产总值(Gross Regional Product, GRP)^②省际基尼系数已经与1990年持平。具体来看,中国地区差距变化大致分为三个阶段:稳

【基金项目】国家社会科学基金青年项目“我国人口-经济分布匹配性与区域均衡发展的路径选择(批准号:13CJL068)。

【作者简介】蔡翼飞(1982-),中国社会科学院人口与劳动经济研究所助理研究员,经济学博士,邮政编码:100028;马佳丽(1984-),中国社会科学院研究生院博士研究生,邮政编码:102401。

① 本文的地区差距主要是指经济地区差距。

② 一国的国内生产总值用GDP表示,为与之区别,地区的生产总值用GRP表示,它是Gross Regional Product的简称。

中略降阶段(1978年~1990年)、快速提高阶段(1990年~2003年)和稳定下降阶段(2003年~2011年),这一判断已经被大量文献所证实(刘树成、张晓晶,2007;魏后凯、蔡翼飞,2009;洪兴建,2010)。表面上看,中国的地区差距变化特征符合威廉姆森假说(Williamson,1965),而且似乎已经跨越了地区差距由扩大到缩小的“拐点”。然而,这个拐点正好处于2000年中国开始实施“西部大开发”战略之后,不得不让人思考这种差距缩小背后的主导力量——市场抑或是政策。

根据增长理论,资本增长是影响经济增长^①最主要的动力之一。在新古典经济学的框架内,长期来看,不同经济发展水平地区的资本存量 and 经济增长均会趋于收敛。由图1可以看出,人均资本存量基尼系数也于2000年前后开始缩小,人均资本存量和人均GRP的基尼系数波动高度吻合。据此我们推测,中国地区间资本差距与经济差距背后存在着某种紧密关联,探索二者相关性有助于解释近年来经济差距的转变。

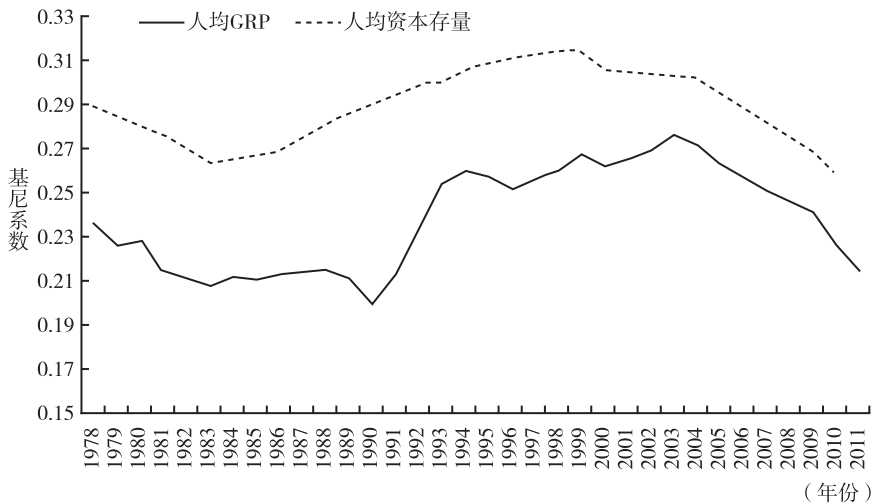


图1 1978年~2011年中国省际人均GRP基尼系数变动

注:GRP数据使用1952年不变价增长指数进行推算,并剔除价格因素。

数据来源:GRP、增长指数和人口数据来自《新中国60年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。资本存量数据计算参见本文第二部分。

如果资本增长能在很大程度上决定经济增长,那么资本增长格局背后变化的原因是什么?从微观层面看,一个企业是否进入一个行业,即投资行为是否会发生,主要依据投资预期收益率,而预期收益率主要由企业的进入概率和平均收益率决定(Melitz,2003)。资本积累主要由企业投资形成,对整体经济而言,企业平均收益率反映为资本回报率,因而理论上资本增长也应由资本回报率决定。据此,本研究首先证明地区间资本增长与经济增长的关系,然后再考察资本回报率与资本增长之间的关系,从而解开近

① 下文凡涉及资本增长和经济增长,均是指人均资本存量和人均GRP的增长。

年来地区差距变动之谜。

20世纪80年代以来，探索地区差距成因的研究大量涌现。这些研究通常以增长理论为基础，从要素投入和全要素生产率（Total Factor Productivity，简称TFP）两个方面考察地区差距的形成机理。从要素投入影响来看，由于物质资本的可积累特征，经济增长归根结底体现为物质资本存量的增加。王小鲁、樊纲（2004）认为地区间资本自西向东流动，以至东部地区的资本积累更快，这是导致地区差距扩大的重要原因。徐现祥（2005）也认为，20世纪90年代沿海与内陆在物质资本存量上的差距扩大是导致区域间差距不断拉大的根本原因。然而，资本积累本身也只是一个结果，并不能从根本上解释地区差距，其变化受到更深层次因素的影响，只有找到这些因素才能更清晰地解释地区差距变化。另一些学者认为，TFP是能够解释地区差距的唯一源泉（Prescott, 1998; Hall and Jones, 1999），他们认为如果没有TFP的提高，资本深化过程是不可持续的，所以中国地区差距扩大是TFP作用的结果。近年来关于地区差距的经验研究，多采取对生产函数进行分解的方法来考察TFP和资本积累对收入差距的贡献。李静等（2006）使用Hall和Jones（1999）的方法进行测算，结果表明，经济增长差异主要来源于TFP。但需要注意的是，TFP含义比较含混，难以准确测度（郑玉歆，1999），更为重要的是，资本本身就是技术的载体。赵志耘等（2007）研究发现，中国的技术进步主要是以设备引进的方式引进国外的先进技术，中国设备资本的边际收益率远高于世界范围内有形资本的平均收益率，所以资本积累和技术进步是融合的。资本流动就意味着技术流动，资本积累水平提高就意味着技术水平提高，因此，仅仅用TFP差异解释人均收入差异可能会混同资本积累的作用。

基于以上分析，我们认为，地区间资本积累差异有可能是导致地区差距的主要原因，而资本回报率影响着地区间的资本流动和增长过程。因此，资本回报率是我们解开地区差距变动谜题的“钥匙”，因为很大程度上外部因素的影响是通过改变实际资本回报率^①来实现的。

二、资本增长对地区差距的影响

增长理论认为，经济增长的驱动因素主要是技术进步、资本深化和劳动力增长（包括人力资本积累），这三个因素的差异导致了各地区的生长差异，从而进一步导致地区差距。学术界通过大量的增长核算研究来量化三者对经济增长的贡献，研究结果总体上显示，资本深化在经济增长中发挥了主要作用（Law and Park, 2003; 傅晓霞、吴利学，2006）。下面我们也使用这种增长核算方法，在省际层面上度量不同要素对经济增长的贡献率。

增长核算通常使用索洛余值法分离出资本增长的贡献率。这里的分析使用 Mankiw

^① 实际资本回报率是指真实经济环境中企业面对的资本回报率；与之相对应，理想资本回报率是指在没有外界经济干预情况下的理论资本回报率。

et al. (1992) 的生产函数: $Y = AK^\alpha L^\beta H^{1-\alpha-\beta}$ 。将其转换为人均形式得到: $y = A(K/L)^\alpha (H/L)^{1-\alpha-\beta}$ 。其中, Y 、 K 、 L 、 H 分别为增加值、资本存量、劳动力规模和人力资本存量, A 为全要素生产率。令 k 为人均资本存量, 即 $k = K/L$, 令 h 为人力资本水平, 即 $h = H/L$, 则生产函数变为 $y = Ak^\alpha h^{1-\alpha-\beta}$ 。根据变换后的方程, 我们可以将该方程推导为增长率的形式:

$$g_y = g_A + \alpha g_k + (1 - \alpha - \beta) g_h \quad (1)$$

公式(1)右边每一项除以左边就是相应变量增长对人均产出增长的贡献率。资本增长对人均产出增长的贡献率计算公式为 $s_k = \alpha g_k / g_y$ 。其中涉及三个变量: 人均资本存量增长率、资本收入份额和人均产出增长率。人均产出即人均 GRP, 用 GRP 除以常住人口得到, 数据来源参见图 1。这里主要探讨人均资本存量和资本收入份额的计算和数据来源。

计算人均资本存量增长率首先要获得资本存量值。学术界对资本存量的估算普遍使用永续盘存法(黄勇峰等, 2002; 张军等, 2004; 孙琳琳、任若恩, 2005; 单豪杰, 2008)。永续盘存法的计算公式是: t 期资本存量 = 基期资本存量 + t 期固定资产形成 - t 期固定资产折旧。在计算过程中, 对变量的一个重要处理是要将变量价格进行折算, 统一平减为以某年为基期不变价格指数。我们使用张军等(2004)设计的价格平减指数方法: 投资隐含平减指数 = 当年价固定资产形成总额 / 固定资产形成总额指数 / 基期固定资产形成总额。根据《中国国内生产总值核算历史资料 1952 - 1995》提供的固定资产形成总额和固定资产价格指数, 我们计算了 1952 年 ~ 2000 年以来的投资隐含平减指数, 2000 年以后的价格平减指数使用《中国统计年鉴》中的固定资产投资价格指数来代替。关于基期固定资本存量的计算, 学者们通常采用基期固定资本形成总额除以一个折旧率得到。理论上资本折旧率也很难精确地计算出来, 已有研究对折旧的处理主要有两种方法, 一种方法是使用国民经济核算收入法进行推算 (Chow, 1993); 另一种方法是使用现有数据估计一个合理的折旧率。对后一种方法, 不同研究对折旧率的选择不尽相同, 多数研究的折旧率在 5% ~ 10% 之间。张军等(2004)根据组成固定资产投资三个项目(即建筑安装工程、设备工具购置及其他)使用寿命的差异, 确定了其在总折旧率中的权重, 最终得到省级行政区资本折旧率为 9.6%。本文折旧率也采用 9.6% 的水平。实际上, 固定折旧率的大小并不影响各地区资本存量增长的相对速度, 因而也不影响下文方差分析和固定效应回归的结论。资本存量计算还需要基年资本存量数据, 按照文献的做法, 用 1952 年的固定资本形成总额除以 9.6% 来代表。固定资产形成总额和固定资产价格指数来自《中国国内生产总值核算历史资料 1952 - 1995》和《中国国内生产总值核算历史资料 1952 - 2004》以及历年《中国统计年鉴》。根据以上方法得到各地区的资本存量值, 将其除以各地区常住人口可得到人均资本存量。

资本收入份额可由国民经济核算收入法中的项目进行计算, 本文将劳动收入之外的全部国民收入项目记为资本收入, 计算公式为: 资本收入份额 (α) = (营业盈余 + 固定资产折旧 + 生产税净额) / 国民收入。在计算过程中, 我们对资本存量和国民收入数

据以 1952 年不变价价格指数进行了缩减。根据以上方法，测算了全国省级行政区资本存量增长在 1978 年~1990 年、1990 年~2003 年、2003 年~2010 年三个阶段对经济增长的贡献^①，由表 1 可见资本增长对地区经济增长的贡献基本在 50% 以上，分区域来看，东部地区资本增长的贡献基本稳定，而中部和西部地区资本增长的贡献在第三阶段有大幅度提升。总体来看，资本增长对经济增长的贡献率在 60% 左右，而且随着工业化的深入推进，各区域经济增长过程对资本深化的依赖有所提高，特别是中部和西部地区更为明显。

表 1 1978 年~2010 年资本存量增长对经济增长的贡献

单位：%

地区	1978 年~1990 年	1990 年~2003 年	2003 年~2010 年	1978 年~2010 年
全国	54.82	57.66	64.48	57.43
东部	60.81	50.06	53.90	55.76
中部	51.93	52.04	68.13	59.54
西部	46.16	48.49	63.61	56.70

资料来源：本表计算需要资本存量和各地区生产总值数据。各地区生产总值数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》，并且换算为 1952 年的不变价。

实际上，资本增长最直接的影响是改变了资本的分布格局，我们还需要知道资本存量差距在地区差距中的贡献。现有研究通过方差分解方法测算要素投入和 TFP 等变量对人均产出差距指数的贡献（Easterly and Levine, 2001；李静等，2006；傅晓霞、吴利学，2006）。方差分解首先需要设定生产函数，这里仍采用上文生产函数形式，并将该式记为分地区的形式，两边同除以 L 再取自然对数得：

$$\ln y_{it} = \ln x_{it} + \alpha \ln k_{it} \quad (2)$$

其中， x 为非物质资本积累要素投入，其中也包含了人力资本和 TFP 的影响， i 表示第 i 个地区， t 表示第 t 年。对方程（2）两边取方差得： $Var(\ln y_{it}) = Var(\ln k_{it}) + Var(\ln x_{it}) + 2Cov(\ln k_{it}, \ln x_{it})$ ，两边同时除以等式左边项得：

$$1 = \frac{Var(\ln k_{it})}{Var(\ln y_{it})} + \frac{Var(\ln x_{it})}{Var(\ln y_{it})} + \frac{2Cov(\ln k_{it}, \ln x_{it})}{Var(\ln y_{it})} \quad (3)$$

公式（3）中，右边第一项表示人均资本存量地区差距对人均 GRP 地区差距的贡献，通常被称为资本深化效应，第二项可称之为非物质要素积累贡献，第三项是物质资本投入和非物质要素投入相互影响对地区差距的贡献。图 2 给出了资本深化在地区差距变化中的贡献效应，不难看出，该效应呈现出一个倒 U 型的过程，最高值出现在 1990

^① 收入法国民经济核算以国民总收入为分析对象，实际上这里应该是资本增长对国民收入增长的贡献，但由于国民总收入与地区生产总值（GRP）相等，因此国民收入增长与经济增长是等价的，本文统称为经济增长。

年前后,资本深化效应贡献率达到了80%,之后,此效应呈现不断下降的趋势,2011年下降至55%。总体上看,人均资本存量差距在地区差距贡献中占据较大份额,虽然近些年来有所下降,但仍保持在50%以上。

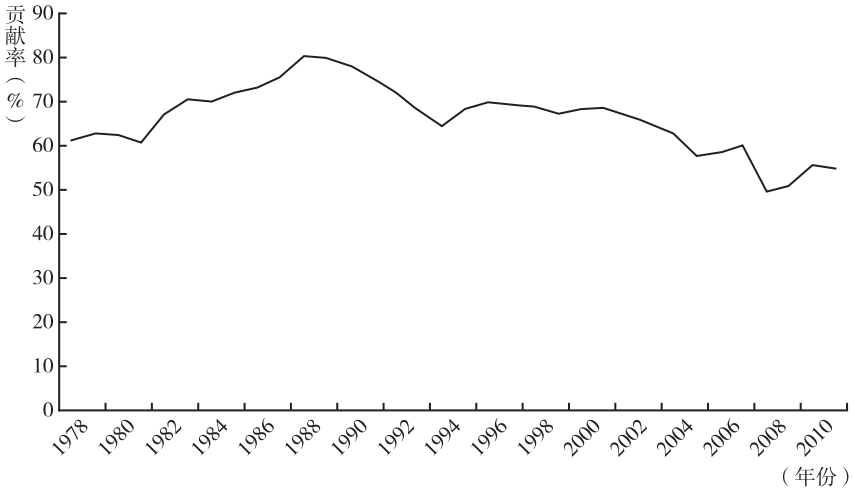


图2 资本深化在地区差距变化中的贡献

由经济增长分解结果可知,资本增长在经济增长中发挥着主导作用,并且,这种主导作用有逐渐强化的趋势。同时,人均资本存量差异也是导致人均GRP差距的主要原因。综合来看,在地区差距变动过程中,资本增长格局变化起到了更为重要的作用。东部沿海发达地区资本积累速度较快时,地区间增长趋于发散,地区差距必然不断扩大,随着中西部地区承接产业转移步伐的加快,其资本增速逐渐超过了东部地区,从而使地区差距缩小。一个新的问题又摆在我们面前,到底什么原因影响着资本增长格局的变动?下文我们将进一步研究资本增长的影响机制,从而深化对地区差距变化的认识。

三、资本增长的影响机制

宏观经济学中能够用来解释资本增长的理论主要有两个:乘数加速数理论和托宾 q 理论。乘数加速数理论的基本思想是,企业投资决策由市场对该企业产品的需求决定,企业规模与其当期及滞后期的产出成比例(宋海岩等,2003)。但是,该理论缺乏对企业决策微观机制的考虑。例如,利润率、税收负担及商业环境等更为直接地影响了企业的投资决策。托宾 q 理论认为,投资规模与资本在股票市场的重置成本有关, q 值高于1时,企业容易进行投资,因而资本增长较快。用托宾 q 理论来解释资本增长存在实证上的困难,这是因为,我们往往只能得到上市企业的资本价格,但上市企业只是全部企业的一小部分,估计的资本价格不具代表性。本文将尝试依据新古典理论,构建一个资

本回报率对资本增长影响机制的分析框架，并在此基础上放松假定，探讨政策和市场扭曲对资本增长的影响。

新古典理论两个最基本的假设条件是市场有效性和要素边际报酬递减。假定在一个国家或者区域中有企业和家庭两类主体以及产品交易和资本借贷两个市场。家庭拥有的资产可按照资产收益率（用 R 表示）借给企业，资本市场有效性保证借给企业的资产收益率与借贷市场利率（用 π 表示）相等。从企业来看，追求利润最大化的动机使得投入维持在资本边际产出（用 MPK 表示）与从资产市场借贷成本相等的水平上，借贷成本就等于借贷市场的利息率。当两个市场都处于均衡时，资本边际回报率应该等于利率，即 $MPK = \pi$ 。上述机制可以通过图 3 来表示。

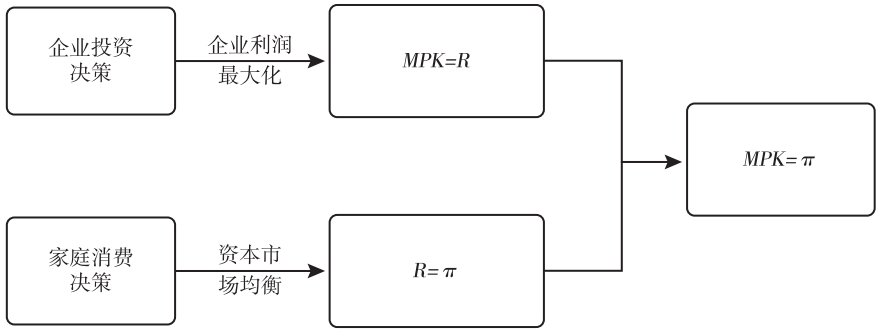


图 3 资本回报率与利率的关系

进一步，可将上述分析拓展到多个区域的情况。假定存在一个银行系统，家庭的储蓄存入银行，企业从银行贷款进行投资，存款和贷款利率相等。银行根据全国整体资本回报率水平制定利率，二者必须相等，否则要么企业贷款需求不能满足，要么存款贷不出去，市场就无法达到均衡。各地区银行之间存款可以自由流动，各地区利率与全国利率水平保持一致，以 π 来表示。再假定某个区域存在一个代表性企业，区域的投资行为完全由这个代表性企业来反映。为追求利润最大化目标，企业会向资本回报率更高的区域投入资本。由于资本存在边际报酬递减效应，当某个地区资本回报率高于其他地区时，资本会流入这个地区，该地区资本存量相应提高，进而将资本回报率拉低到与全国利率相同的水平。当然，资本存量的改变也可以通过增加储蓄来实现，但是通常一个区域的消费和积累结构是稳定的，如果要在短期内快速改变资本存量的增长格局，很大程度上需要依靠外部资本输入。如果市场是完美的，资本在区域间可以自由流动，如在均衡时，各个地区的资本回报率相等，等于全国的利率水平，即 $MPK_1 = MPK_2 = \dots = MPK_i = \pi$ 。资本回报率等于平均利率的关键性条件是资本可自由流动。但现实中，市场存在各种扭曲，资本并不能自由流动，换句话说，资本流动并不能对理想资本回报率 MPK 的差异做出充分响应，从而导致了行业或部门间理想资本回报率尚存差异时资本的套利流动就已终止。那么，我们自然要问：理想资本回报率是如何被扭曲的呢？理论上资本回报率的扭曲可归因于对资本使用成本进行了干预，用数学公式表示为 $r_i = \varphi_i \pi$ ， r_i 为扭曲后

的资本回报率,^① φ_i 表示扭曲程度,当该指数等于1时不存在扭曲,该指数越偏离1,表明扭曲程度越大。资本流动对实际回报率 r 响应,而非理想资本回报率 MPK ,均衡时,每个区域的资本回报率都等于其实际利率,即 $r_i = \varphi_i \pi$ 。

需要指出的是,实际利率和资本回报率都处于动态变化中。因此,均衡状态取决于二者的相对水平,即 $r_i/\pi = \varphi_i$ 。如果某个地区资本回报率与全国利率同比例增长, r_i/π 不发生变化,那么均衡格局也不会被打破。这里所谓的均衡是指人均资本增长速度相同,此时,地区间人均资本存量比例关系是不会发生改变的。只有当某些外部因素导致资本回报率的相对水平发生变化时,资本增长才会偏离均衡状态,例如,某个地区资本回报率相对水平提高必然会诱导更多资本流入,区域间资本增长速度就会出现差异。因此,决定资本增长差异的并不是资本回报率的绝对量,而是其相对水平的变化。

结合对经济实际运行的观察,我们认为存在两种可能的市场扭曲情形。一种是资本进入壁垒,它阻碍市场化资本进入某些高回报率部门,其形式包括行业管制、行政垄断等,例如,政府对进入某些垄断部门的企业设置了门槛。如果某个地区一个行业的行政垄断部门比较多,市场化资本进入该行业的成本就会很高,这就意味着 φ_i 比较大,也就是说均衡时 MPK_i 也将较高。该地区为获得较高的资本回报率,其资本存量水平就必须相应较低。因此,当一个地区资本进入壁垒提高时,该地区资本存量就必然下降。另一种扭曲形式是政策干预。政府通过对特定行业或区域的投资补贴、优惠贷款等形式改变资金的使用成本,间接作用于资本回报率,从而控制资本积累过程。当区域政策向某个地区倾斜时,会降低其融资成本,则意味着 φ_i 会下降,为达到市场均衡,资本就会流入这个地区,从而提高了资本存量水平,最终将资本回报率拉回到与实际利率相等的状态。

四、计量检验

由上文可知,地区间资本回报率相对水平的变化是导致资本增长格局变化的直接原因,市场本身会影响理想投资回报率,而政策引起的投资壁垒和市场干预会扭曲理想资本回报率,进而影响资本增长格局。本文实证部分将对资本回报率相对水平、投资壁垒和政策干预三个因素对资本增长的影响进行计量检验,以验证上文的理论机制是否存在。

(一) 模型设定

本文构建的资本增长因素计量模型将依据新古典增长模型,以使控制变量的选择最有效率,从而减少遗漏关键解释变量带来的估计结果偏误。我们依然使用 Mankiw et al. (1992) 新古典生产函数,方程为:

^① r 表示市场不完美的实际回报率,也可理解为被扭曲后的结果。

$$Y = F(K, L, H) = AK^\alpha L^\beta H^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

其中, A 为全要素生产率, L 为劳动力投入量, H 为人力资本水平, α 、 β 为资本、劳动的产出弹性。对方程 (4) 两边求 K 的导数, 则可得到资本回报率:

$$MPK = \frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha AK^{\alpha-1} L^\beta H^{1-\alpha-\beta} = \alpha Ak^{\alpha-1} h^{1-\alpha-\beta} \quad (5)$$

式中, $k = K/L$, $h = H/L$ 。新古典增长模型中, 资本变化遵循如下运动方程:

$$\dot{K} = sF(K, L, H) - \delta K \quad (6)$$

其中, s 为储蓄率, δ 为折旧率。将方程两边同除以资本存量, 得到资本增长率方程:

$$g_k = \frac{\dot{k}}{k} = sf'(k) - (n + \delta + x) = s \cdot MPK - (n + \delta + x) \quad (7)$$

式中, n 和 x 分别代表 L 和 A 的增长率。 n 、 δ 和 x 是外生给定的, 不影响人均资本存量的增长, 故在回归模型中可被省略。因此, 根据 (7) 式可将资本增长影响因素的回归方程设定为如下形式:

$$\ln g_{it}^k = \beta_0 + \beta_1 \ln s_{it} + \beta_2 \ln MPK_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

方程 (8) 中, β 表示待估计的参数。根据上文分析, 影响资本增长格局最主要的解释变量为资本回报率的相对水平, 然而, 借贷市场的利息率是很难得到的。由于地区间银行拆借体系已经形成, 资金和信息流动比较充分, 这里大致假定区域间利率是相等的, 以全国平均资本回报率作为平均利率水平的代理指标, 将各地区资本回报率除以全国平均水平, 得到各地区资本回报率的相对值 (用 mpk 表示), 代替回归方程中的 MPK 。资本进入壁垒和政策干预强度的变化也会影响资本增长, 因而在计量模型中还需引入表达二者的代理变量, 分别用 bar_{it} 和 $policy_{it}$ 表示。

此外, 资本的增长也可能存在“惯性”。从投资主体来看, 投资项目通常具有较长的周期, 由于工程建设、设备安装调试等过程都需要时间, 这个过程一旦开始, 需要在随后几年不断追加新的投资。从行业角度来看, 投资还具有很强的行业关联效应, 项目建设中和建成后既会产生中间投入品的需求, 其产品也会成为其他企业的中间投入品, 从而带动上下游产业的投资。此外, 投资目的的多元化也会产生投资惯性, 企业经营也不完全是出于短期获利的目的, 诸如扩大市场份额、占领潜在产品市场等也是企业投资的重要原因, 因此部分企业投资扩张会诱导竞争对手实施“投资跟进策略”(王东京, 1991)。因此, 考虑到投资惯性的存在, 需要在估计方程右边引入资本增长率的滞后项 g_{it-1}^k 。根据以上分析, 资本增长率的估计方程采用如下形式:

$$\ln g_{it}^k = \beta_0 + \beta_1 \ln g_{it-1}^k + \beta_2 \ln mpk_{it} + \beta_3 \ln policy_{it} + \beta_4 \ln bar_{it} + \beta_5 \ln s_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(二) 变量与数据说明

本文估计模型所使用数据为省级行政区的数据。省级行政区数据的优点是指标比较

全,时间序列也比较长,缺点是省域的异质性比较强,不同省域的发展环境差异很大,这些差异很难被完全测度,从而造成解释变量与误差项之间存在相关性。为缓解模型内生性问题,本文使用系统广义矩(GMM)方法对方程(9)回归。下文将对这种方法的特点和使用条件给予详细介绍。

模型涉及四个解释变量,分别是人均资本存量增长速度 g^k 、资本回报率相对值 mpk 、进入壁垒 bar 和政策变量 $policy$ 。另外,在下文估计中还涉及 mpk 的工具变量,包括全要素生产率 A 、人力资本水平 H 。下面我们首先对这些变量的计算方法和数据来源一一陈述。^①

资本回报率研究近年来大量涌现(Caselli and Feyrer, 2007; Bai, et al., 2006),其基本思路是:假定生产采用科布-道格拉斯函数,市场始终出清,资本回报率等于资本收入份额(α)乘以产出与资本的比(Y/K),进行价格平减后再减去折旧(δ),即 $MPK = \alpha Y/K - \delta$,这些研究主要是在折旧和价格指数计算方法上有所区别。本文也按照上述方法计算资本回报率,并将资本收入折算为1952年不变价。^②通常折旧率不随时间变化,对估计结果影响不大,故在实际计算资本回报率时,没有考虑折旧率。再用各地区资本回报率除以全国平均水平,得到资本回报率的相对值(以下为表述方便称其为相对资本回报率)。地区生产总值及其增长指数、劳动份额数据来自《新中国60年统计资料汇编》以及历年《中国统计年鉴》。

人均资本存量增速(g^k)需要资本存量和常住人口数量两个指标。常住人口数量来自1978年以来的历次人口普查资料、1%人口抽样调查资料以及历年《中国人口与就业统计年鉴》。

政策变量($policy$)反映了中央对不同地区政策支持力度,由于政策很难被精确量化,因而我们也使用代理变量来反映。中央政府区域政策是多方面的,既包括物质和资金支持、财税和金融支持,也包括放松管制,例如,允许西部地区政府采取更为灵活的产业和土地政策等手段。能够反映政府对区域差别化态度的指标是政府财政支出强度,但要反映国家的政策支持力度还需要考虑各地区财政收入水平的影响。此外,由于现有统计体系只公布了地方一般预算内收入和支出数据,而一般预算内收入中不包括上缴国家的税金,因此使用一般预算内支出占全国份额除以一般预算内收入份额来计算 $policy$ 。这里有一个潜在的假定,即全口径财政收入在全国的分布与一般预算内财政收入的分布相同或者接近。

资本进入壁垒(bar)反映了市场分割、行业垄断对资本流动进而对资本增长的影响。资本进入壁垒也无法直接度量,目前的研究通常是将国有经济比重作为其代理变量(刘小玄, 2003; 白重恩、陶志刚、仝月婷, 2006; 陈林、朱卫平, 2011)。我们也采用这种

① 在估计过程中所有的变量都取自然对数,为表述方便,以下不再赘述。

② 需要说明的是,以1952年为基期的目的是要与资本存量基期相对应。在估计资本存量时,由于缺乏历史数据,基年资本存量都是使用该年固定资本形成除以折旧率估计得到。因此,基年资本存量可能与真实水平有偏差,但由于折旧现象的存在,基年资本存量估计误差会随时间推移逐渐下降,因此基期越早对后期的影响就越小。目前能够得到比较完整数据的最早年份为1952年,故资本回报率计算中的各指标均折算到1952年价格。

方法，将各地区规模以上工业企业中国有企业固定资产净值占全部工业企业固定资产净值的比重作为资本进入壁垒代理变量。数据来自历年《中国工业经济统计年鉴》。

区域储蓄率 (s) 用资本形成总额加上净出口再除以 GRP 得到。^① 这里需要对所使用的储蓄概念予以说明。根据宏观经济理论，在一个封闭的区域内，一定时期的资本形成完全来自于这个时期的国民储蓄，因此资本积累增长也由储蓄决定。但现实中，区域是开放的，资本积累增长除了来自本地区储蓄，还有相当一部分是区域外流入的。因此，根据上述方法计算的储蓄实际上包含了区域外资本净流入部分。但由于现有统计资料无法直接获取省级行政区的储蓄指标，而且作为控制变量其估计结果并不重要，故这里区域储蓄率的计算仅用地区生产总值（支出法计算）中的资本形成和货物指标近似地表示。数据来自历年《中国统计年鉴》。

全要素生产率 (A) 的计算通常采用索洛余值法，索洛余值法会在不同的生产函数假定下获得不同的结果，这里我们使用 Cohen 和 Soto (2004) 提出的计算方法。该方法假定生产函数为 $y_{it} = (K_{it}/Y_{it})^{\alpha/(1-\alpha)} H_{it} A_{it}^{\alpha/(1-\alpha)}$ 的形式，先对该式两边取对数，然后移项可得到全要素生产率 A 的对数表达式：

$$\ln A_{it} = (1 - \alpha)/\alpha (\ln y_{it} - \ln H_{it}) - \ln(K_{it}/Y_{it}) \quad (10)$$

方程 (10) 中， y 表示人均地区生产总值，小写字母表示强度指标，大写字母表示绝对量指标。地区生产总值数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。 H 为人力资本存量，该变量使用各地区 6 岁以上人口的人均受教育年限来度量，计算所使用的指标来自历次人口普查资料和历年《中国人口与就业统计年鉴》。^②

(三) 估计方法

从方程设定和变量描述角度看，基本估计方程 (9) 是一个典型的动态面板模型。目前，动态面板模型的估计通常采用系统广义矩方法进行。动态面板模型存在着可能影响估计结果的两种情况：首先，由于存在投资惯性，方程 (9) 中包含了解释变量 g_{it}^k 的一阶滞后项 g_{it-1}^k ，^③ 滞后项很可能会与省际截面效应和残差项之间存在相关性，从而影响到估计结果的一致性。尽管我们能够通过差分或者构造组内估计量的方式消除前定变量和不随时间变化的个体效应之间的相关性，但却不能解决前定变量和随时间变化的个体特征之间的相关性。其次，除了前定变量外，回归元的内生性也会造成估计结果有偏。根据新古典理论，资本边际存在报酬递减倾向，故方程 (9) 中的资本回报率 (mpk) 与资本存量 (k) 有关， k 越高 mpk 越低， k 显然影响其自身的增长率，越接近

① 实际上，这种方法更确切地说得到的是国民储蓄率指标。但由于现有统计资料中居民、企业和政府储蓄在地区维度上很难区分，而且居民储蓄率实际关注的也是资本积累能力，因而这里笼统地将国民储蓄当作居民储蓄使用。

② 统计年鉴中并未直接提供平均受教育年限指标，但给出了未上过学、小学、初中、高中、大专及以上学历以上五级受教育程度的人口结构指标。我们对每个等级的教育水平赋予权重，未上过学权重为 1，小学为 6，初中为 9，高中为 12，大专及以上学历为 16，将权重乘以每个教育程度人口所占比重然后求和，即得到人均受教育年限指标。需要说明的是，个别省级行政区资料缺失，我们使用趋势插值法补充缺失数据。

③ 方程右边被解释变量的一阶滞后项通常被称为前定变量 (Predetermined Variable)，前定变量是非严格外生的，它会影响工具变量的选择。

稳态水平 k 增长率越低。可见, 方程中的 mpk 是内生决定的, 因此会影响估计量的一致性。此外, 动态面板模型还可能出现复合误差项的异方差和序列自相关问题。因为复合误差项中包含着除固定效应外的特异性误差, 而特异性误差项往往会出现方差随个体变动以及序列自相关的状况, 从而导致 OLS 估计结果有偏和无效率。

针对以上动态面板模型可能出现的问题, Arellano 和 Bond (1991) 提出了用一阶差分广义矩 (first-differenced GMM) 的估计方法。该方法的基本思想是先对回归方程进行一阶差分, 然后用解释变量的滞后项作为差分解释变量的工具变量, 对差分后的方程进行 GMM 估计。尽管差分 GMM 方法消除了固定效应, 但因变量的滞后项仍然存在内生性问题。具体来说, 因变量一阶滞后项差分与特异性误差的一阶差分都会与因变量一阶滞后项相关, 而因变量的一阶滞后项又与特异性误差的一阶滞后项相关, 因而导致前两种变量与特异项的一阶滞后项相关联, 由此可知, 解释变量中任意前定变量都不是严格外生的。一种解决的办法是引入具有更大时间跨度的回归元滞后项作为工具变量, 则能满足工具变量的外生性条件, 但滞后越长损失的样本信息越大。此外, 如果因变量接近一个随机游走过程, 用其滞后项作为工具变量会带来弱工具变量问题。

为解决差分 GMM 方法的局限, Blundell 和 Bond (1998) 在差分 GMM 的基础上设计了一个系统估计量, 即系统 GMM 估计法 (Roodman, 2006)。系统 GMM 估计法的基本原理是, 将解释变量的观测数据集合成一个包括变形观测值 (差分值) 和未变形观测值 (水平值) 的增广矩阵, 然后利用因变量和自变量观测值的增广矩阵估计系数值。尽管系统 GMM 法使用了差分方程和水平方程两个方程, 但其本质上还是一个单方程估计问题, 因为两个方程中变量的函数形式是一样的。在工具变量选取上, 系统 GMM 方法用自变量的二阶或者更深的水平滞后项作为差分变量工具, 同时用差分变量的滞后项作为水平变量的工具变量。这样处理最大限度地消除了工具变量的内生性, 而且通过增加工具变量个数降低单纯使用水平滞后项所带来的弱工具变量问题。由于系统 GMM 估计量能够利用差分和水平两个方程的信息, 相对于差分 GMM 而言, 样本观测值时间序列越长, 工具变量的有效性越高。本文数据时间跨度达 33 年, 系统 GMM 估计方法是比较适用的。

特异性误差序列自相关也会威胁到工具变量的有效性。如果特异性误差存在一阶自相关, 那么滞后因变量作为工具变量会与误差项的差分存在内生性。因此, 为消除误差项的一阶自相关, 需要将二阶滞后因变量作为工具变量。如果特异性误差存在二阶自相关, 则需要加入三阶滞后因变量作为工具变量, 才能保证其外生性。为了检验特异性误差项的自相关, Arellano 和 Bond (1991) 提出了用残差项的差分项及一阶差分和二阶差分, 以检验是否存在 $AR(1)$ 和 $AR(2)$ 过程。

系统 GMM 方法的最大优点在于引入了更多工具变量, 提高了估计量的有效性, 但大量工具变量的使用也增加了工具变量存在内生性的风险, 因此要对工具变量组进行过度识别检验。目前, 文献中普遍使用 Sargan (1958) 和 Hansen (1982) 两种检验方法, 这两种检验方法均假设工具变量组是联合有效的。两种检验的不同之处在于, 如果误差项的协方差矩阵是个标量, Hansen 检验和 Sargan 检验是一样的, 对非稳健 GMM 估计是

有效的；如果协方差矩阵是“非球形”的，则 Sargan 检验是不一致的；如果使用修正异方差的稳健估计，则对两阶段 GMM 估计进行 Hansen 检验是比较合适的。本文采用两步法 GMM 估计参数，并使用异方差稳健估计技术提高 GMM 估计量的渐近有效性，而且在使用 robust 估计量的情况下，Hansen 统计量更适宜进行工具变量的有效性检验。

(四) 估计结果

根据工具变量的选择，回归分两个步骤进行：第一步，对于前定变量 g_{it-1}^k 和内生变量 mpk_{it} ，我们只考虑引入这两个滞后变量的滞后两期变量作为工具变量（见表 2）；第二步，为提高估计的有效性，引入更为外生的变量作为 mpk_{it} 的工具变量（见表 3）。资本的边际收益是多个经济变量的函数，包括全要素生产率 A 、人均资本存量 k 、人力资本水平 H ，其中 A 和 H 可以视为外生变量，因此可以在 mpk_{it} 的工具变量组中增加 A 和 H 。

表 2 资本增长方程的基本回归结果

被解释变量	资本增长率(g^k)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
模型					
g_{it-1}^k	0.756 *** (0.050)	0.731 *** (0.056)	0.738 *** (0.060)	0.710 *** (0.053)	0.730 *** (0.061)
mpk	0.135 (0.179)	0.132 (0.177)	0.069 (0.207)	0.249 (0.255)	-0.047 (0.114)
s	0.072 (0.052)	0.065 (0.059)	0.053 (0.032)	-0.011 (0.124)	
bar		-0.004 (0.003)	-0.006 ** (0.003)	-0.003 * (0.001)	
$policy$		-0.040 (0.166)	-0.027 (0.147)	0.195 (0.202)	
$constant$	-0.314 (0.262)	-0.308 (0.267)	-0.381 (0.297)	-0.243 (0.384)	-0.628 * (0.267)
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.001	0.010
AR(2)	1.000	1.000	0.844	0.611	0.654
Sargan	0.003	0.002	0.001	0.000	0.379
Hansen	0.922	1.000	1.000	1.000	1.000
N	914	914	910	593	317

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的水平显著，括号内为回归参数的标准差。模型估计结果使用怀特异方差稳健标准误进行了修正。

表 2 的模型 (1) 只包含资本增长的滞后项，模型 (2) 和 (3) 分别引入了储蓄率、资本进入壁垒和区域政策，模型 (4) 和 (5) 是将数据划分为 1978 年~1999 年、2000 年~2011 年两个时间段进行回归的结果。这样划分的原因是考虑到 1999 年我国实

表3 增加工具变量后的模型估计结果

被解释变量	资本增长率(g^k)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
模型					
g_{it-1}^k	0.919 *** (0.020)	0.876 *** (0.031)	0.878 *** (0.028)	0.862 *** (0.045)	0.910 *** (0.031)
mpk	0.097 *** (0.029)	0.113 *** (0.041)	0.111 *** (0.036)	0.139 *** (0.033)	0.054 (0.038)
s		0.080 *** (0.018)	0.083 *** (0.019)	0.085 *** (0.024)	0.169 (0.114)
bar			-0.004 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)	-0.003 ** (0.001)
$policy$			0.002 (0.028)	-0.019 (0.044)	0.126 ** (0.054)
$constant$	-0.328 (0.302)	-0.325 (0.349)	-0.448 * (0.297)	-0.365 (0.345)	-0.232 (0.367)
AR(1)	0.003	0.002	0.008	0.001	0.009
AR(2)	0.835	1.000	0.836	0.611	0.649
Sargan	0.000	0.000	0.714	0.000	0.813
Hansen	0.986	1.000	1.000	1.000	1.000
N	910	593	317	910	593

注：*、**、***分别代表10%、5%、1%的水平显著，括号内为回归参数的标准差。模型估计结果使用怀特异方差稳健标准误进行了修正。

行了西部大开发战略，中国区域发展战略出现了重大变化，这个时间点前后变量的作用方向可能会发生改变。回归结果显示，资本增长率 g_{it-1}^k 的一阶滞后项在1%的水平上显著，由于我们使用逐步回归法，因此在模型中不断加入解释变量对资本增长率滞后项系数的影响不大。这表明中国资本增长存在较为明显的增长惯性，增长惯性系数基本维持在0.75左右，表明过去投资增长率解释了当期资本增长率的75%。解释变量的系数均不显著，与理论预期不符，一方面可能是理论阐述有偏差，另一方面也可能是滞后项组成的工具变量组有效性不足，导致估计结果出现偏差。因此，需要排除由于弱工具变量带来的偏误，具体做法是在工具变量组中加入其他外生变量。

有效的工具变量需要满足与内生变量相关而与因变量无关两个条件。为防止出现上文所说的弱工具变量组问题，我们引入全要素生产率 A 和人力资本水平 H 两个变量。需要说明的是， A 和 H 为相对指标，即某区域的变量值除以全国平均水平。显然，全要素生产率和人力资本水平越高，可能得到的资本回报率水平也越高。但对企业或者投资者来说，根本目标是利益最大化，投资与否关键取决于项目能否获得足够的利润。这就意味着资本流动或者积累由资本回报率决定，因此这两个指标满足工具变量的相关性条件。引入新的工具变量后的估计结果如表3所示。回归过程仍采用逐步回归方法，模型

(1) 只包含资本增长的滞后项，模型 (2) 和 (3) 又分别引入了储蓄率和政策变量，模型 (4) 和 (5) 则划分为 1978 年~1999 年和 2000 年~2011 年两个时间段分别进行估计。

从模型估计结果来看，表 2 与表 3 有所不同。首先，表 3 中前定变量的估计系数有所提高，在 0.9 上下浮动，比表 2 中的弹性系数略有提高。资本积累速度的一阶滞后项高度显著，而且系数相对稳健，再次印证了存在投资惯性现象。其次，资本回报率估计结果的有效性得到明显提高，模型 (1)~(3) 显示资本回报率对资本存量增长率的弹性系数在 0.1 左右。值得注意的是，分时间段估计结果显示，1999 年以前 *mpk* 系数显著为正，说明资本积累速度变化对资本回报率能够产生充分响应，资本回报率提高较快的地区资本积累速度也较快；2000 年之后，资本回报率的影响不再显著，表明资本增长对回报率相对变动不再敏感。从进入壁垒对资本增长的影响来看，如模型 (3)~(5) 所示，*bar* 系数显著为负，说明市场不完善的地区资本积累过程受到阻碍。而从变化趋势上看，2000 年后的 *bar* 系数比 2000 年以前在绝对值上大大降低，可能是随着市场化水平的不断提高，阻碍要素流动的壁垒逐步消除的原因。最后，我们来观察区域政策的影响。表 3 中模型 (4) 显示，*policy* 在 2000 年以前并不显著，而在模型 (5) 中，*policy* 的影响开始显著。这说明，2000 年以来，区域政策支持力度越大的地区，资本增长速度越快。显然，这一结果与我国实施西部大开发、中部崛起战略以来，中西部地区不断追赶发达地区的情况非常吻合。综合来看，在影响资本增长的三个主要解释变量中，资本回报率的影响越来越小，资本进入壁垒阻碍作用也大为下降，区域政策影响越来越大。基于此，我们可以推断，近年来地区差距缩小主要得益于区域政策的实施。

通过实证分析，我们认为，地区资本差距缩小主要得益于区域政策的实施。资本回报率与政策变量影响之间呈现此消彼长的态势，在所有解释变量中，只有区域政策产生显著的正向影响。1999 年以来，中央政府加大了对中西部地区的扶持，可以推断：在区域政策引导下资本流向中西部地区对于缩小地区差距发挥了关键性作用。此外，估计结果也显示，进入壁垒对资本增长的阻碍作用也在下降，反映出市场有效性在提高。然而，资本回报率对资本增长的影响却在下降，这似乎与市场有效性提高的趋势不相符。我们认为，这个结果可能与政策干预力量的强化有关。1999 年以来，中央政府加大了对中西部欠发达地区的扶持力度，扶持政策中很重要的一点是利用非市场手段提高外来资本的投资效益，这些政策往往是逆向调节的，难免会对市场机制产生干扰。

五、结论与启示

本文试图从资本增长格局变化的角度来解答中国地区差距出现拐点的原因。首先，通过对增长核算的分析发现，资本增长在产出增长中发挥着主导作用，资本增长的收敛与发散又导致了人均资本存量差距的变化。而通过人均 GRP 的方差分析，我们发现，资本深化程度差异又对人均 GRP 差距形成做出了主要贡献。因此，本文认为资本增长的敛散性是影响地区差距变动的主要力量。其次，我们构建了一个资本增长影响机制的

分析框架,重点考察了资本进入壁垒和区域倾斜政策如何通过资本回报率影响资本增长格局。最后,实证研究结果发现,总体上资本增长对资本回报率变化做出了响应,但是分阶段来看,2000年以后,这种响应已经不再显著,区域政策成为正向影响资本增长的最主要力量。区域政策固然对缩小地区差距发挥了积极作用,但其扭曲市场信号、降低配置效率的作用也不容忽视。

基于本文分析我们认为,中国的区域政策应该由过去以产业和投资政策为主转变为通过再分配调节为主。过去中央政府主要通过产业、投资和税收等政策来缩小地区差距,效果虽然显著,但却是以扭曲市场和降低效率为代价的。从产出角度来看,地区差距有其自身的运行规律,Williamson提出的地区差距倒“U”型变化假说已经被各国发展事实所证实(Williamson, 1965),那么我们有理由相信中国人均产出意义上的地区差距转折点必然会到来。生产领域的差距是市场力量作用的自然结果,政府在这方面过多干预就会损害经济增长的潜力。

无论什么政策,归根结底目的是要改善落后地区人民的生活水平,达到各地区居民共同富裕,应该说缩小地区间居民可支配收入差距和公共服务差距比缩小人均GRP差距更贴近人民的需求目标。从近年世界主要国家的经验数据可以发现,经过收入分配再调节,人均可支配收入地区差距指数较人均GRP差距指数有大幅度下降。例如,英国、法国和德国地区基尼系数降幅超过100%,印度和俄罗斯也分别下降约40%和50%,而2010年中国这一降幅仅有18%。实际上,各国并不严格限制产出上的地区差距,而是通过调节收入再分配、提高社会保障水平,使居民收入的地区差距逐渐缩小。中国在促进收入再分配调节地区差距方面也有很大改进空间。目前,省级层面的财权和事权不匹配,经济发展水平高的地区,往往财力雄厚,能够将更多的资金投入基本公共服务领域,导致在一些领域出现了地区越发达人均投入增长越快的状况,这实际是一种逆向调节。基本公共服务水平间接影响人们的实际收入,这种逆向调节反而拉大了收入差距。

无论是从经济发展的一般规律还是其他国家的发展经验来看,中国都应该从过去对落后地区的直接经济干预转变为加大对基本公共服务的投资。中央政府应承担更多的事权,增加落后地区居民的转移性收入,减少居民在医疗、教育和社会保障上的支出,多渠道增加其可支配收入。通过再分配政策缩小地区间收入差距,既能发挥市场的决定性作用,又能达到促进区域公平的目的。

参考文献

白重恩、陶志刚、仝月婷(2006):《影响中国各地区生产专业化程度的经济及行政整合的因素》,《经济学报》第2期,第19~28页。

陈林、朱卫平(2011):《创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验》,《经济学》(季刊)第2期,第653~674页。

单豪杰(2008):《中国资本存量K的再估算:1952—2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期,第17~31页。

傅晓霞、吴利学(2006):《全要素生产率在中国地区差异中的贡献:兼与彭国华和李静等商榷》,《世界经济》第9期,第12~22页。

洪兴建 (2010):《中国地区差距、极化与流动性》,《经济研究》第12期,第82~96页。

黄勇峰、任若恩、刘晓生 (2002):《中国制造业资本存量永续盘存法估计》,《经济学》(季刊)第1期,第377~396页。

李静、孟令杰、吴福象 (2006),《中国地区发展差异的再检验:要素积累抑或 TFP》,《世界经济》第1期,第12~22页。

刘树成、张晓晶 (2007):《中国经济持续高增长的特点和地区间经济差异的缩小》,《经济研究》第10期,第17~31页。

刘小玄 (2003):《中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素》,《经济研究》第1期,第21~29页。

宋海岩、刘滔楠、蒋萍、吴桂英 (2003):《改革时期中国总投资决定因素的分析》,《世界经济文汇》第1期,第44~56页。

孙琳琳、任若恩 (2005):《资本投入测量综述》,《经济学》(季刊)第4期,第823~842页。

王东京 (1991):《国际投资惯性论》,《世界经济》第4期,第15~21页。

王小鲁、樊纲 (2004):《中国地区差距的变动趋势和影响因素》,《经济研究》第1期,第33~44页。

魏后凯、蔡翼飞 (2009):《西部大开发的成效与展望》,《中国发展观察》第10期,第32~34页。

徐现祥 (2005):《渐进改革经济中的最优增长》,《数量经济技术经济研究》第8期,第3~15页。

张军、吴桂英、张吉鹏 (2004):《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期,第35~44页。

赵志耘、吕冰洋、郭庆旺、贾俊雪 (2007):《资本积累与技术进步的动态融合:中国经济增长的一个典型事实》,《经济研究》第11期,第18~31页。

郑玉歆 (1999):《全要素生产率的测度及经济增长方式的“阶段性”规律——由东亚经济增长方式的争论谈起》,《经济研究》第5期,第57~62页。

Arellano, M. and S. R. Bond (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* (58), pp. 277 - 297.

Bai, C., C. Hsieh, and Y. Qian (2006). The Return to Capital in China. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 61 - 88.

Blundell, R. and S. Bond (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115 - 143.

Caselli, F. and J. Feyrer (2007). The Marginal Product of Capital. *Quarterly Journal of Economics*, 122 (2), pp. 535 - 568.

Chow, G. C. (1993). Capital Formation and Economic Growth in China. *Quarterly Journal of Economics*, 114(3), pp. 243 - 266.

Cohen, D. and M. Soto (2004). Why Are Poor Countries Poor? *Econometric Society 2004 Latin American Meetings* 75, pp. 1 - 21.

Easterly, W. and R. Levine (2001). It's not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *World Bank Economic Review*, 15(2), pp. 177 - 219.

Hall, R. E. and C. L. Jones (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), pp. 83 - 116.

Hansen, L. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(3), pp. 1029 - 1054.

Law, J. L. and J. Park (2003). The Sources of East Asian Economic Growth Revisited. *Working Paper of*

Stanford University, pp. 1 – 51.

Mankiw, E. , D. Romer, and D. Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 407 – 437.

Melitz, J. M. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), pp. 1695 – 1725.

Prescott, E. (1998). Needed: A Theory of Total Factor Productivity. *International Economic Review*, 39(3), pp. 525 – 552.

Roodman, D. (2006). How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata, *Center for Global Development Working Papers*, No. 103, pp. 1 – 50.

Sargan, J. D. (1958). The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), pp. 393 – 415.

Williamson, J. G. (1965). Regional Inequality and the Process of National Development: A Description of the Patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4), pp. 1 – 84.

The Return to Capital, Capital Growth and Regional Disparity in China

CAI Yi-fei¹ MA Jia-li²

(1. The Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China

2. Graduate School of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China)

Abstract: Many studies show that since the beginning of this century, the regional disparity of GRP per capita and capital stock per capita are both narrowing. According to the result of decomposing the regional economic growth and variation of regional disparities, we found that capital accumulation is playing the most important role in regional disparities. In theory, capital accumulation should be controlled by return to capital. So the return to capital is exactly the key to understand the reason of regional disparities change. This paper builds a framework to analyze the impacts of return to capital accumulation, and focuses on the effects of regional policy and market barrier in this framework. Then we use econometric model to test this impact. The estimation output shows that regional policy has become the main driver of capital accumulation, but this is at the cost of distorting capital market and sacrificing efficiency to some extent. Finally, this paper presents that regional policy should narrow regional disparities by redistributing, instead of intervening in the economy directly.

Key Words: regional disparity; return to capital; economic growth

责任编辑: 武占云