

【国民经济】

# 地区差距的新视角:人口与产业分布不匹配研究

蔡翼飞, 张车伟

(中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 北京 100732)

[摘要] 地区差距从空间上看表现为人口与产业分布的不匹配,因此研究不匹配是审视地区差距的一个新视角。本文通过构造测度不匹配程度的指数,描绘了我国人口与产业不匹配程度的现状与变化趋势;并在分析不匹配形成机理的基础上,提出了三个可能导致其扩大的研究假设。通过实证分析,发现人口与产业不匹配程度会随着经济发展呈现出先升后降的变化趋势,在此过程中,人口迁移壁垒、资本边际产出变动差异对不匹配扩大起到了推动作用,而国家区域协调发展战略在阻止其扩大方面发挥了一定的作用。

[关键词] 地区差距; 不匹配; 协同集聚

[中图分类号]F014.4 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2012)05-0031-13

## 一、问题提出

改革开放三十多年来,中国经济经历了迅猛增长,取得了举世瞩目的成就。但与此同时,地区发展不平衡问题也逐渐显现,突出表现为东部沿海与内陆地区<sup>①</sup>间收入差距持续扩大。地区差距从空间上看体现为人口和产业之间的不匹配(以下简称不匹配),即某地区容纳了更多的产业,但却没有集聚相应人口,或者承载了更多的人口却未能集聚相应规模的产业。具体来看,人口与产业分布匹配度可以使用一个地区生产规模占全国的份额与其人口占全国份额的比值来度量。经过简单的等式变换后,我们容易发现,不匹配实际上就是人均 GRP<sup>②</sup>相对于全国均值的水平。

除了作为度量地区差距的指标,不匹配本身也是一个值得高度关注的问题,它会造成空间效率的损失。例如,不匹配意味着要素必须大规模长距离流动,这个过程造成了大量中间损耗。同时,不匹配也意味着就业机会的不平等,产业集中的地区,就业岗位供给充足,失业率低;而产业少、人口多的地区,就业岗位相对不足,失业问题就会比较严重。

[收稿日期] 2012-03-30

[基金项目] 中国社会科学院重大课题“我国人口流动、未来空间分布与区域协调发展”;国家博士后基金面上课题“中国人口与产业分布匹配性研究”(批准号 20100481204)。

[作者简介] 蔡翼飞(1982—),男,河北邯郸人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所博士后;张车伟(1964—),男,河南遂平人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所党委书记,研究员,博士生导师。

① 东部沿海地区包括辽宁、北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南 11 个省市,其他省区市为内陆地区。

② 一国的国民生产总值用 GDP 表示,为与之区别,区域的生产总值用 GRP 表示(GRP, Gross Regional Product)。

关于中国地区差距问题,学术界的研究已经有很多。杨开忠(1994)、魏后凯(1996,1997)等比较早地对中国地区差距进行了统计描述和分解。许多学者从不同视角对我国地区差距为何扩大进行解释。林毅夫等(2003)指出,地区收入差距拉大的主要原因是以扭曲要素和产品价格为特征的宏观政策环境,导致现存价格体系形成的地区“经济”上的比较优势和该地区“资源结构”上的比较优势相背离。蔡昉等(2001)认为劳动力市场扭曲影响要素资源配置,由此产生效率差异是地区差距扩大的深层原因。一些文献还从人口与产业集聚协同性角度考察地区差距的成因,这类研究与本文的研究思路比较接近。例如,李国平、范红忠(2003)认为,中国地区差距成因主要是生产向东部地区不断集中,而人口并没有相应集中,造成区域间生产与人口分布高度失衡。范红忠、李国平(2003)从要素流动性角度探讨了这种人口与生产分布失衡产生的原因,认为人口流动成本是造成区域差距的关键因素,假如不存在人口流动制度和其他障碍,中国生产与人口分布就会有更高的一致性,地区差异因此会比现实情况更低。范剑勇、王立军(2004)在新经济地理的框架下,研究了劳动力与产业集聚之间的关系,认为非农产业特别是制造业向东部沿海地区集聚和农村劳动力向东部地区流动相互强化的过程导致地区差距扩大。

现有文献中虽已考虑到要素流动性对地区差距有重要影响,有的文献也指出中国地区差距扩大很大程度上是因人口或劳动力流动不充分造成的。但这种分析并不完整,实际上资本的集聚也是影响地区差距的重要动力。如果说劳动力流动更为直接地影响了人口的分布,那么资本集聚则是影响产业集聚的基本动力,劳动力流动又强化了产业集聚,两种要素集聚共同决定了匹配性。这种分析视角有助于我们更清晰地认识地区差距的形成与演变。因此,匹配性问题的研究也对如何引导要素合理流动具有重要意义,可以为国家空间发展战略提供一些新思路。

## 二、统计描述

改革开放以后,东部沿海地区率先发展,产业不断向东部集中,但其人口没有与产业同等幅度地提高,内陆地区则相反。人口分布可用各区域人口规模占全国人口总量的份额进行描述,产业分布用各区域 GRP 占 GDP 的份额来表示。我们可以观察到这样一个现象,东部地区 GRP 份额提高的幅度要大大高于其人口份额提高的幅度。图 1 刻画了改革开放以来东部沿海和内陆地区 GRP 与人口份额的变化情况。图 1A 显示,1978—2010 年间,东部沿海地区 GRP 份额占全国比重由 50.2% 提高到 57.3%,而人口份额由 38.2% 提高到 41.3%,后者提高幅度远小于前者。与此对应,广大内陆地区人口份额下降幅度却低于产业份额下降的幅度,如图 1B 所示。因此,中国人口与产业集聚是不协同的,其后果必然导致不匹配程度不断扩大。

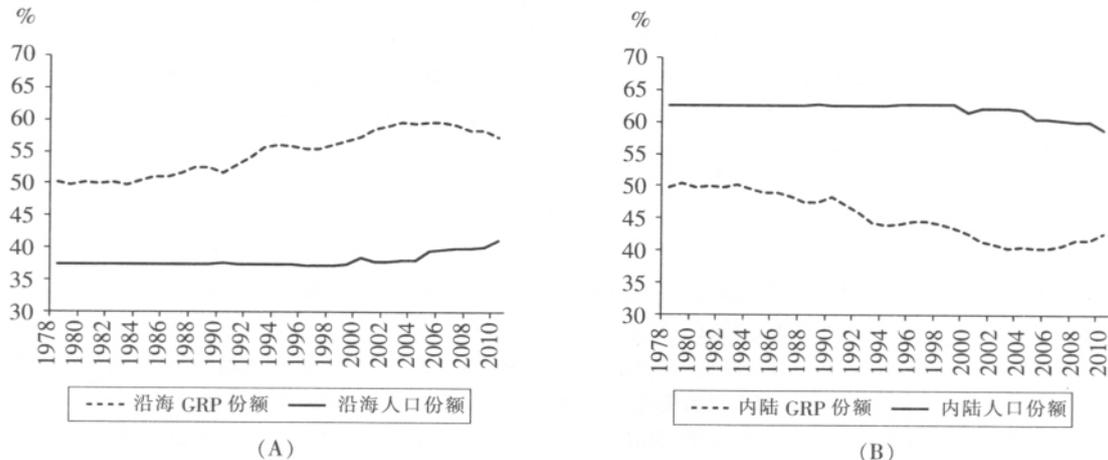


图 1 1978—2009 年沿海和内陆地区人口与 GRP 份额变化

资料来源:根据《新中国六十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》(2010)计算。

人口与产业分布匹配性实际上反映了二者分布的偏离程度,故我们将各地区人口份额与产业份额的差的绝对值求和得到人口与产业分布不匹配指数(M)<sup>①</sup>。此外,本文还采用威廉姆森指数  $V_w$  作为描述人口与产业分布不匹配的辅助指标<sup>②</sup>。

根据不匹配指数的设定,图2计算了1978年以来中国四大区域M指数的变化。该图采用了堆积面积图的表示方式,共有四块不同标识的图形区,每块图形区的高度表示对应区域的M指数,四块图形区高度总和可表示全国的M指数。1978—2010年间,全国M指数呈现出先下降后上升再下降的变化过程。1990—2003年,不匹配指数不断攀升;2003年之后,不匹配指数又有所下降。从四大区域对全国不匹配程度的贡献来看,东部地区的不匹配指数总体呈现出不断扩大趋势,由1978年的0.137提高到2010年的0.210,解释了全国不匹配度扩大的很大部分,而东北、中、西部地区贡献变化不大。

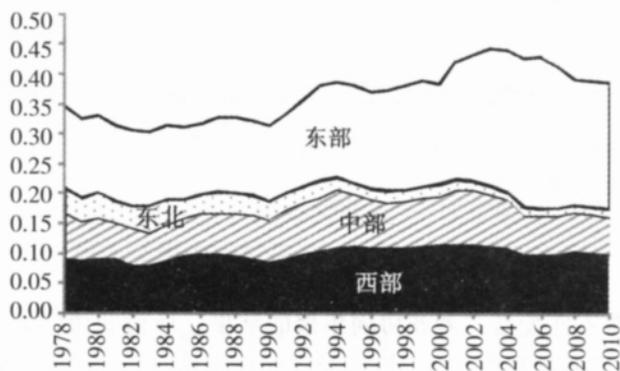


图2 四大区域人口和产业分布不匹配指数

资料来源:根据《新中国五十五年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》(2006—2010)数据计算。

考察发达国家当前及较长历史时期人口与产业分布匹配性的变动过程,对了解中国当前处境和明确未来发展方向有重要的借鉴意义。图3是根据20世纪五六十年代主要国家的威廉姆森指数( $V_w$ )和人均GDP绘制的散点图,中国采用1990年和2008年两个年份的数据。可以看到,随着国家人均GDP的提高, $V_w$ 指数总体呈下降趋势(拟合曲线斜率为负)。50年代,美国、英国等发达国家的匹配度比较高,其对应的散点集中于图3的右下部分。而菲律宾、哥伦比亚、南斯拉夫和印度等发展中国家的匹配程度较低,这些国家集聚在图3的左上部分。可见,随着经济发展水平的提高,国家区域发展的不平衡程度呈下降趋势。1990年,中国的人均GDP值与50年代的日本、希腊等国处于同一个水平,而到2008年,中国的人均GDP有了较大幅度增长,大体与20世纪五六十年代瑞典、荷兰、英国等国处于同等水平,但其 $V_w$ 指数已经严重偏离了趋势线。这说明中国经济发展的同时,不匹配程度并未相应下降。通过以上分析可知,尽管国家间不匹配程度各不相同,但这种不匹配程度要与其发展水平相适应。如果将趋势线看做是不匹配变化的参照标准,那么中国已经远远偏离了各国的平均趋势。

① M指数的计算,要先求产业份额( $S_i^n$ )与人口份额( $S_i^p$ )之差,再对差的绝对值求和,具体公式为: $M = \sum_i M_i = \sum_i |S_i^n - S_i^p|$ 。M取值在[0,1]区间内,当M等于0时,说明产业和人口完全匹配地分布,各地区拥有的产业份额和人口份额相等,越接近于0说明产业和人口的匹配度越高,当M等于1时,说明产业和人口完全集中于某个地区,越接近于1,表示人口和产业分布的不匹配性越高。

② 威廉姆森指数用相对人均收入与1之差的加权平方和来再开方来表示,权重为某地区人口占全国份额,具体公式为: $V_w = \sqrt{\sum_i \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\bar{y}}\right)^2 \cdot \frac{P_i}{P}} = \sqrt{\sum_i \left(\frac{y_i}{\bar{y}} - 1\right)^2 \cdot \frac{P_i}{P}}$ 。其中, $y_i$ 为*i*地区的人均收入, $\bar{y}$ 为全国人均收入均值, $P$ 表示全国总人口, $P_i$ 为*i*地区的人口数。

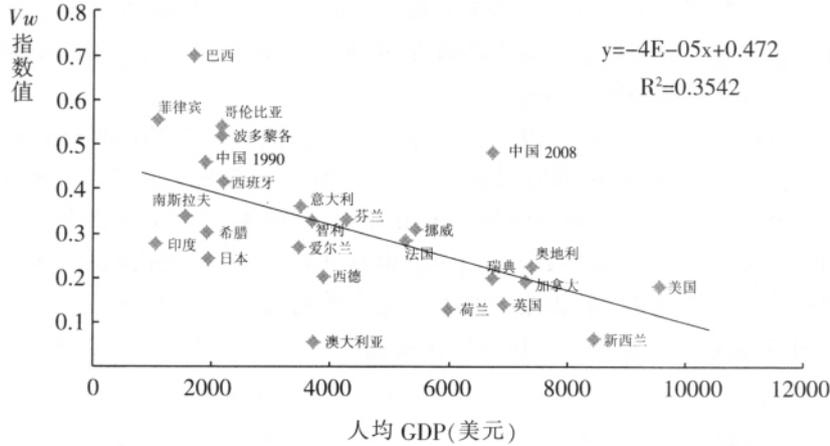


图3 人口与产业分布匹配程度与经济发展水平之间的关系

资料来源:中国的  $V_w$  指数根据相关年份《中国统计年鉴》计算;其他国家的  $V_w$  指数来自 Williamson(1965);人均 GDP 数据来自 Maddison(2010)。

### 三、理论与研究假设

中国人口与产业分布不匹配是二者非协同集聚的结果。所谓非协同集聚就是其中一个集聚速度快于另一个,从而导致不匹配程度扩大。按新经济地理理论,产业集聚是规模报酬递增的结果,集聚会通过各种外部性诱发生要素的流入(最主要的是资本和劳动力),要素的流入会强化产业集聚。产业集聚就意味着地区差距和不匹配问题的产生。另一方面,人口集聚是劳动力流动诱导的,但由于流动壁垒的存在,人口集聚低于理想水平,从而使不匹配程度在原有基础上进一步扩大。借鉴新经济地理理论的分析框架,这里主要从人口、产业集聚协同性角度来探讨不匹配的形成机制,并分析中国不匹配度扩大的主要原因。

#### 1. 人口与产业不匹配演变的一般过程

我们借鉴新经济地理理论的逻辑描述人口与产业不匹配形成的一般过程。假定初始一国有两个区域(A 和 B),两个部门<sup>①</sup>(农业和制造业),农业部门规模报酬不变,制造业部门生产规模经济,且其产品是差异化的。开始两个区域完全一样,由于偶然的原因,使其中一个区域的制造业企业数量增加,不妨假定是 A 区域,在经济内生力量作用下,A 区域会逐渐发展成中心区,而 B 区域则逐渐沦为外围区。企业数量增加意味着生产配套更完善,企业花费在中间投入品上的运费下降,企业盈利能力增加。这又会吸引更多的企业进入,从而进一步降低中间品的消耗。这个正向反馈过程就是所谓的后向关联。从消费环节来看,企业集聚意味着市场上有更多商品,在支出不变情况下,可消费的商品种类增加,也意味着人们的实际效用提高。这种因消费多样化带来的实际效用提高,在新经济地理理论中用消费品价格指数下降来描述。价格指数下降,意味着实际工资提高,吸引劳动力不断流入。这就是所谓的前向关联效应。劳动力集聚产生“池效应”,降低企业用工的搜寻和培训成本,这又会诱导企业不断进入。因此,劳动力流动支撑了前后相关联效应,使得制造业集聚过程自我维持下去。制造业不断向 A 地区集聚表现为其制造业规模占全国比重提高,也就是说 A 地区产出增长是由制造业拉动的,由于制造业是生产率高的部门,也就表明其产出增速快于人口的增速。以上过程可以简单地反映在图 4 中。图 4 上半部分反映了产业与人口份额的变化趋势,纵轴表示人口或产业的份额,横轴表示经济发展水平,曲线含义是,A 地区人口或产业份额随着经济发展水平提高而改变;图 4 下半部分的 ABC 曲线反映了产业份额和人口份额偏离程度, $S_N$  和  $S_P$  分别代表该

<sup>①</sup> 假定经济发展之初,服务业影响很小,为简化分析,我们忽略其影响。

区域的 GRP 份额和人口份额。在第 I 段中,  $S_N$  曲线提高快于  $S_P$  曲线, 导致 AB 段曲线反映的不匹配程度不断扩大。

随着经济的发展, 人们需求结构发生变化, 服务发展开始影响经济分布过程。如果制造业产品的需求弹性低于服务业产品, 那么, 支出中将有更多的部分用于购买服务消费。这会导致服务业产出在总产出中所占比重不断扩大。假定服务业报酬递减 (Baumol, 1967)<sup>①</sup>, 这意味着服务业增长低于该部门劳动力投入的增长, 该部门的报酬递减性质会抵消制造业的报酬递增, 总产出增长会逐渐与劳动力增速相一致。该过程在图 4 中表现为,  $S_N$  曲线斜率

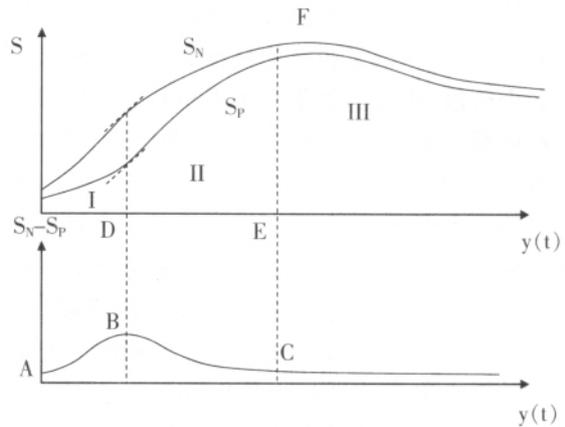


图 4 人口与产业集聚协同性的标准变化过程

减小,  $S_P$  曲线斜率变大, 在某个时点, 例如 D 点,  $S_N$  曲线和  $S_P$  曲线的斜率会相等, 不匹配度达到最大值。在阶段 II, 人口集聚速度逐渐高于产业集聚的速度, 不匹配程度开始下降。当曲线通过 E 点后 (阶段 III), 人口与产业将保持大致相同速度集聚, 不匹配稳定在较低的水平上。但  $S_N$  曲线和  $S_P$  曲线不会完全重合, 也就是说不匹配并不能完全消除。这是因为, 一方面区域间资源禀赋和人力资本差异很难完全消除, 中心区生产率会略高于外围区; 另一方面劳动力迁移存在障碍, 迁移必须付出成本, 稳态下的差异大小取决于迁移障碍的大小。随着经济进一步发展, 中心区产业会向外围区扩散, 当扩散速度逐步超过集聚速度时, 中心区产业份额会达到峰值 (F 点), 然后开始下降。人口流动也会因地区收入的趋同或就业饱和而停止, 并在产业扩散的诱导下向外围区流动。在经济活动的扩散过程中, 外围地区 B 逐步发展起来, 产业不断向其聚集, 并继续着图 4 所描述的过程。

以上是人口与产业协同集聚的标准变动过程, 为考察外界因素如何作用于  $S_N$  曲线和  $S_P$  曲线, 并最终影响不匹配提供了分析框架。我们尝试对这个标准过程进行比较分析, 并得到两种偏离情形 (如图 5 所示)。需要说明的是, 目前中国还处于经济活动不断集聚阶段, 产业由中心向外围的绝对扩散还未到来, 因此 F 点以后的情况暂且不予分析。

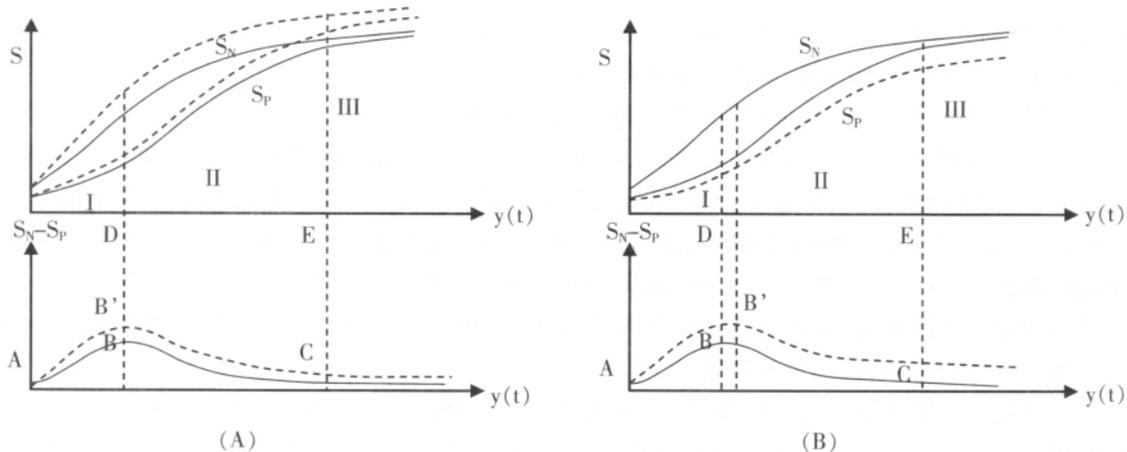


图 5 人口与产业分布不匹配过程的动态分析

<sup>①</sup> 虽然现代服务业具有规模报酬特征, 但传统服务业是报酬递减的, 二者效果可能会相互抵消。因此, 与制造业相比, 服务业整体上应作为报酬递减部门。

第一种情形:当某种外部条件改变使产业的报酬递增倾向更强。这实际就是加大对本地区资本的补贴力度,降低了企业的投资成本,从而促使产业集聚速度加快。如图 5A 显示,经济发展过程中的各个阶段,中心区的集聚水平相对于标准情形都会更高。在第 I 阶段,不匹配程度会加速上升,不匹配的最大值会高于标准状态的最大值;第 II 阶段,不匹配程度下降速度也会减慢;假定人口迁移成本不变,则 E 点后,不匹配将会在更高水平稳定。

第二种情形:当某种原因使得劳动力迁移障碍提高时,例如发达地区为治理拥挤或就业保护而采用限制外来人口进入的措施,这就意味着提高了人口的流动成本,人口集聚曲线会下降。如图 5B 所示,由于人口集聚程度在每个发展阶段都比标准状态有一定下降,不匹配程度会整体提高,峰值也比标准状态高<sup>①</sup>。第 I 阶段不匹配程度上升更快,第 II 阶段不匹配程度下降更慢,E 点后,不匹配程度会以高于标准状态的水平维持下去。

## 2. 不匹配的影响因素和研究假设

根据以上分析框架,我们从影响人口和产业非协同集聚的角度出发,找出导致现实不匹配程度高于理想状态的具体原因,可以归纳为三个方面的原因:

(1)人口迁移的制度壁垒。区域间的收入和就业机会差异会诱发劳动力流动,随着外出务工的劳动力物质条件的改善,他们会将家庭成员接到流入地共同生活,从而形成人口流动。从劳动力流动的过程来看,制度性壁垒抬高了劳动力流动的成本。从家庭流动过程来看,由于劳动者在流入地受到歧视、工资被压低,同时家庭成员的公共需求得不到保障,变相提高了外来劳动者家庭成员的生存成本,造成家庭流动受阻。流动的制度壁垒既影响劳动力流动又影响家庭流动,最终是限制了人口流动的规模。因此,迁移壁垒会在其他外在条件不变的情况下,加大人口与产业分布不匹配的程度,因为劳动力在流入地创造了更多的财富扩大了“分子”,而未相应带动人口相应增加,即“分母”未相应扩大。

以上是从人口流动规模角度探讨不匹配扩大原因,即迁移壁垒的“人口流动规模效应”,此外制度壁垒还通过“人口流动质量效应”影响不匹配。由于劳动力流动本身就是具有选择性的,往往是那些人力资本相对较高的劳动力才选择外出务工,而迁移壁垒又强化了这种选择结果,提高了劳动力流出所需人力资本的“门槛”。如果按照流动性强弱,将不同素质的劳动者划分为不同等级,那么随着“门槛”的提高,人力资本更高的劳动力才有可能流出,即那些有更高劳动参与率、更高受教育水平、更健康身体的劳动力,其流动性更强。某种程度上说,发达地区并未充分吸纳落后地区的隐形失业人员,还剥夺了相对欠发达地区最具有生产能力的年轻人和技术工人。这部分劳动者流动为流入地带来更高的劳动生产率,而对流出地则是劳动生产率的损失。

假设 1:迁移制度壁垒抬高,不匹配程度会在原来的基础上被拉大。

(2)区域间资本边际产出变动差异。人口流动不充分是造成不匹配原因之一,除此之外,资本配置也是影响匹配性的重要因素,因为资本集聚影响着产业集聚。有两种情况会使得资本集聚导致不匹配扩大:①当资本边际回报递增时,企业投资到经济率先发展的地区获得的收益更大,资本会不断流向该区域,从而也会带动产业不断向该区域集聚。②中心区资本边际回报下降时,如果外围地区资本回报率下降更快,意味着企业投资到其他区域的收益率低于中心区,那么资本仍然会向中心区集聚,从而带动中心区的产业集聚。

这里我们考察中国的资本回报情况。图 6 计算了 1990 年以来中国东部沿海和内陆地区资本边际回报( $mpk$ )的变化情况<sup>②</sup>。可以看到,两个区域  $mpk$  都呈下降趋势,但内陆地区  $mpk$  下降幅度要大于东部沿海地区,1998 年沿海地区的  $mpk$  绝对水平超过了内陆地区。既然资本边际产出递减,为什

① 劳动力流入受限会影响产业集聚,但企业经营更为灵活,他们可以通过追加资本、改进生产技术等手段使生产不致受到太大影响。故由流动壁垒导致的  $s_N$  曲线下降幅度比较低,为便于分析,对此可忽略不计。

②  $mpk$  计算方法在实证部分有详尽的陈述,在此我们直接给出结果。

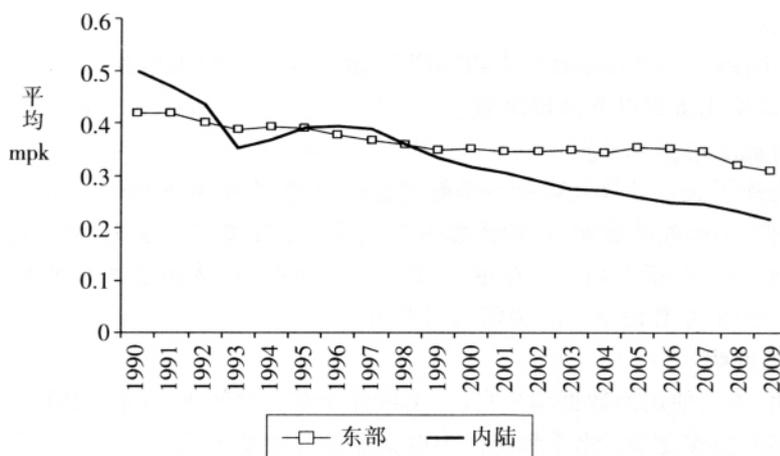


图 6 1990—2009年不同区域 mpk 变化及省际差异

注: mpk 计算方法具体参见实证研究部分。

么没有看到不匹配程度缩小呢? 内陆地区资本边际回报下降更快, 导致产业无法由东部沿海向广大内陆地区有效扩散。1998 年以前, 沿海地区 mpk 低于内陆地区, 但市场力量的结果是产业不断向东部沿海集聚, 这说明东部沿海在其他方面比内陆优越。1998 年以后, 内陆地区 mpk 反而过快地下降, 沿海地区的企业更加缺乏向内陆扩散的动力, 因此不匹配状况一直未能有效降低。由此可见, 1990—2003 年, 不匹配扩大可能是内陆地区 mpk 过快下降, 东部地区 mpk 相对上升所致。

假设 2: 1990 年以来, 不匹配总体扩大的趋势是地区间 mpk 变化趋势不同所致, 具体来说就是因内陆地区 mpk 更快地下降和东部沿海 mpk 相对上升所致。

(3) 国家偏向性的区域政策。中央政府偏向性的区域政策是通过在一定区域创造特定的产业发展环境, 达到调整经济布局的目的。中国在相当长时间里计划经济占主导地位, 区域政策成为国家实施赶超发展战略的辅助手段, 最大限度地促进经济发展也成为区域政策的目标。当赶超战略要求牺牲区域平衡来实现效率目标时, 区域政策的实施不但无助于克服市场带来的区域差距, 还可能恶化空间不均衡的结果。

改革开放以前, 国家实施平衡发展的区域战略, 将诸多大型项目布局在广大内陆地区, 一度改变了我国产业过度集中在沿海的局面。20 世纪 80 年代, 为促进国民经济增长, 提高经济效益, 国家采取了优先支持区位和产业基础较好的沿海地区发展区域倾斜政策。东部地区获得的优势逐步转化为产业集聚的内生动力, 使东部的产业集聚不断强化。1999 年后, 中央开始实施区域协调发展战略, 包括实施西部大开发和振兴东北老工业基地战略、构建全方位对外开放的格局、完善建立老少边穷地区援助政策体系等(魏后凯, 2006)。从政策实施效果来看, 中西部地区基础设施和市场环境得到明显改善, 东北地区经济转轨的负担减轻, 地区差距不断加速扩大的势头被遏制。

假设 3: 不匹配程度扩大与国家区域政策导向有关, 如果将 1999 年作为“分水岭”, 之前区域政策扩大了不匹配程度, 之后旨在缩小地区发展不平衡等的区域政策起到了缩小不匹配的作用。

## 四、实证分析

我们对以上提出的假设 1—3 进行验证, 首先对计量模型设定进行说明, 接着对主要变量进行统计描述, 再对模型估计结果进行分析。在此基础上, 根据国家发展战略和区域空间格局转变的关键年份, 将数据划分为不同时间段分别进行估计。

### 1. 模型设定

由不匹配一般过程的分析, 我们将不匹配程度及其因素设定为如下函数形式:

$$M=f(mc,mpk,pl)_i \quad (1)$$

$mc$  表示人口迁移的壁垒,  $mpk$  是资本边际产出,  $pl$  表示区域政策指数。

根据(1)式可以变化得到以下计量模型:

$$M_i=\beta_0+\beta_1mc_i+\beta_2mpk_i+\beta_3pl_i+\gamma X+u_i \quad (2)$$

(2)式中,  $\beta_1$  反映了人口迁移壁垒对不匹配度的影响,  $\beta_2$  表示资本边际产出对不匹配的影响,  $\beta_3$  表示区域政策倾斜对不匹配的影响, 正的系数表明变量水平提高扩大了不匹配, 反之则表示缩小了不匹配。  $X$  为控制变量, 包括劳均资本存量  $k$ 、实际利用外资  $fdi$ 、人力资本水平  $hk$ 、城市化水平  $urb$  等,  $\gamma$  表示控制变量组的系数向量。  $u_i$  为随机误差项。

## 2. 变量与数据说明

如无特别说明, 本文使用的数据均来自《中国统计年鉴》, 时间为 1990—2010 年。被解释变量为人口与产业分布不匹配程度  $M$ 。本文模型的因变量需要反映单个地区的不匹配程度, 故采用  $i$  地区人口与产业分布不匹配度  $M_i$  来表示。  $M_i$  计算方法为人口份额 ( $S_p^i$ ) 与产业份额 ( $S_N^i$ ) 相减后再取绝对值,  $S_p$  用各省市区  $t$  年末总人口除以全国总人口来表示<sup>①</sup>,  $S_N$  用 GRP 份额来表示。

为验证假设 1—3, 我们需要为人口流动的制度壁垒、资本边际产出、国家的区域政策三个影响因素寻找代理变量。

人口流动制度壁垒 ( $mc$ ) 用各省市区的城乡收入差距与第二、三产业增加值之比来表示。这样设定基于以下考虑: 城镇收入水平一般高于乡村, 而且就业机会也更多, 因此成为人口流入地。一般而言, 本地乡村人口流入本地城镇相对容易。如果人口流动不存在壁垒, 城乡差距会保持在较小的范围内。但本区域的城乡收入差距高低还与城市产业结构特点, 例如, 第三产业比重较高的城市吸纳劳动力的能力相对较强, 本区内的城乡差距就相对较小; 而以重工业为主导产业的城市, 吸纳劳动力的能力相对较弱, 城乡差距可能更高。Henderson(2006)用二三产业增加值之比来描述城市特征。因此, 在使用城乡收入差距作为人口迁移壁垒的代理变量时, 我们也用该指标剔除掉城市特征不同而带来的影响。

资本的边际产出 ( $mpk$ ) 计算是近年来学术界研究的热点问题, 白重恩等(2006)、Caselli and Feyrer(2007)等都对  $mpk$  进行了详细地估算<sup>②</sup>, 本文使用后者的计算方法。  $mpk$  的计算需要用到物质资本存量 ( $K$ )、资本价格 ( $P_k$ )、劳动报酬占 GDP 份额 ( $\alpha$ ) 几个统计指标。关于物质资本存量, 张军等(2004)、王小鲁、樊纲(2000)都曾用永续盘存法对物质资本存量  $K$  进行了详尽地计算。这里我们直接采用张军等(2004)对省际物质资本存量结果及其后期更新数据作为本文物质资本存量。关于  $\alpha$  的计算, 我们首先从《中国国内生产总值核算(1952—2004)》(1990 年和 1992 年劳动报酬数据来自当年投入产出表, 2005—2009 年数据来自相应年份《中国统计年鉴》, 1991 年、2007 年数据并未公布, 我们取前后两年的平均值来补充)得到劳动报酬占 GDP 的份额, 1 减劳动份额就是资本份额。  $P_k$  用各年固定资产价格指数来代表, 1990—2000 年数据来自《中国固定资产投资统计数典(1950—2000)》, 2001—2004 年数据来自《中国国内生产总值核算(1952—2004)》, 2005—2009 年数据来自《中国统计年鉴》。

区域政策变量 ( $pl$ ) 用财政支出与财政收入占全国份额之比来衡量。这样设计是考虑区域政策要发挥作用必须有资金支持, 而这些资金主要来自中央的财政转移支付。财政转移支付对不同区域的偏向程度可通过财政支出与财政收入之间的差别来反映。但由于存在财政赤字, 绝对量的加减无法消除财政赤字的偏差。因此, 我们使用财政收支的相对差距, 即各地区财政收入与支出占全国份

① 1997 年重庆设立直辖市后才有统计数据, 1998 年以前的数据不完整, 故我们仍将重庆数据合并到四川作为一个省来处理。

② Caselli and Feyrer(2007)的资本边际产出公式为:  $MPK=\alpha P_k Y/P_k K$ 。其中,  $\alpha$  为资本收入占 GDP 的份额,  $P_k$  代表当前总产出的价格,  $Y$  就表示 GDP,  $P_k$  代表资本当前价,  $K$  为资本存量。

额之比来反映。

图 7 中描绘了 1990—2009 年主要变量省际平均值和变异系数的情况。由图 7A 可见,  $mc$  值呈现先上升后下降的变化趋势, 2002 年达到顶峰, 说明 2003 年以前迁移壁垒在上升, 而 2003 年之后开始下降。图 7B 显示  $mpk$  总体呈现出下降趋势, 而且由于内陆地区各省的下降速度更快, 省际差距在缩小。从图 7C 可以看到, 区域政策变量  $pl$  指数呈现先缩小再扩大的趋势, 1997 年前后  $pl$  变异系数达到最低, 此后  $pl$  的区域差距整体呈不断扩大趋势, 这可能是因 20 世纪 90 年代中后期国家加大对内陆省份政策扶持力度所致。

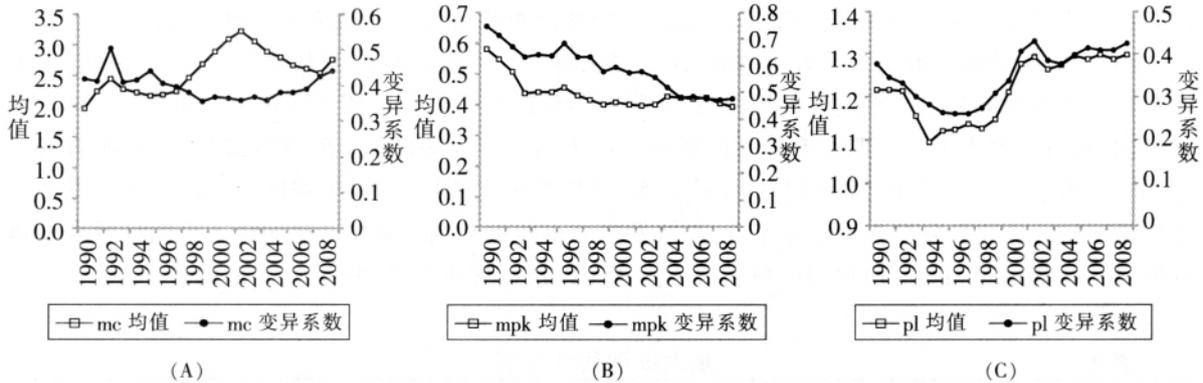


图 7 1990—2009 年主要解释变量的省际平均值与变异系数

由图 4 可知, 不匹配和经济发展水平间存在非线性的关系, 即随着经济发展水平的提高地区差距经历了一个先上升后下降的倒“U”形变化过程。经济发展水平对其影响是一个综合效应, 其中包含了产业结构调整、技术进步等因素。为控制经济发展阶段对不匹配综合影响, 我们在回归方程(2)引入人均地区生产总值(不变价) $y$ 及其平方项  $y^2$ 。

此外, 为控制区域发展条件的差别, 我们还需要引入以下几个控制变量: ①自然资源禀赋( $la$ )用资源富集度来表示。自然资源的范围非常广, 土地、矿产、河流、湖泊、森林等等都属于资源的范畴, 很难将全部资源条件量化。但是, 不论何种资源都蕴含在土地之中, 土地面积越大, 蕴藏资源的可能性也越大。我们使用各省、市、区人均拥有的土地面积作为资源条件差异的代理指标。② $fdi$  表示外商直接投资人均规模, 1990—2009 年实际利用外资数据来自相关年份的《中国贸易外经统计年鉴》。③ $k$  为劳均物质资本存量, 分子为资本存量, 具体计算方法前文已有介绍, 分母为就业人员人数。④ $hk$  表示人力资本水平, 用各省区人均教育年限来表示。⑤城镇化率( $urb$ ), 用城镇人口规模除以总人口表示, 资料来自《新中国五十五年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。⑥经济发展水平( $y$ ), 用 1978 年不变价计算的人均 GRP 表示。

### 3. 计量分析结果

表 1 给出了模型的估计结果。回归(1)列出的是随机效应模型估计结果, 回归(2)—(4)给出了固定效应模型的估计结果。回归(3)与(4)的差别是, (4)中引入了区域虚拟变量  $inland$  (东部沿海省份为 0, 内陆省份为 1) 和  $mpk$  的交叉项, 用来观测沿海和内陆地区  $mpk$  对不匹配影响的差异。估计结果显示, 随机效应模型和固定效应模型的估计结果非常接近, 随机效应估计量  $\theta^{\text{①}}$  也超过 0.9。但是, 由于解释变量与省区自身特征可能存在某种关联, 故随机效应模型估计量可能是有偏的。因此,

①  $\theta$  为随机效应估计量  $\theta = 1 - [\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + T\sigma_f^2)]^{1/2}$ ,  $T$  为样本时期数,  $\sigma_u^2$  和  $\sigma_f^2$  分别为混合误差项和不可观测的个体效应的方差(伍德里奇, 2003)。当  $\theta = 0$  时, 得到混合 OLS 估计量; 当  $\theta = 1$  时, 得到固定效应估计量, 随着  $T$  增大,  $\theta$  趋于 1 时, 随机效应和固定效应估计非常接近。

我们在对估计结果进行解释时主要依据固定效应估计量。基本结论如下：

(1)人口迁移壁垒存在导致不匹配扩大。四个回归结果中, $mc$  系数均显著为正,加入控制变量后, $mc$  的系数的显著水平仍然很高。这说明,1990 年以来,人口流动壁垒是不匹配扩大的重要原因。计量结果支持研究假设 1。

(2) $mpk$  的变化对不匹配度负向影响。前三个结果显示  $mpk$  的系数大致为-0.45,系数显著水平也比较高。结果(4)中, $mpk$  系数表示沿海地区的影响,但该系数并不显著,交叉项的系数显著为负。综合来看内陆地区  $mpk$  对其不匹配度的影响为-0.6451,内陆地区的系数要用  $mpk$  系数和  $mpk \times inland$  系数之和来得到。由前文分析可知,东部沿海  $mpk$  相对于内陆地区是上升的。由此可推知, $mpk$  扩大不匹配的效应,主要是内陆地区  $mpk$  下降速度更快所致。该结论支持研究假设 2。

(3)国家区域政策取得了较好的成效。回归结果(1)—(4)均显示  $pl$  系数显著为负。这说明,国家为缩小地区差距而采取的偏向性区域政策,在阻止不匹配扩大方面发挥了积极的作用。

(4)经济发展水平对不匹配有较大的影响。四个估计方程均显示  $y$  的系数最显著,在所有变量中的影响也最大。这说明,20 世纪 90 年代以来,不匹配程度的扩大,很大程度上是由于经济发展水平提高所致。 $y^2$  项系数显著为负意味着,经济发展对不匹配影响在减弱。这印证了中国区域发展格局确实存在如 Williamson 所说的区域发展不平衡与经济发展水平之间的倒“U”形趋势。

表 1 基本模型估计结果

估计方法	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)
	随机效应	固定效应	固定效应	固定效应
$mc$	0.1110***(0.0295)	0.1154***(0.0298)	0.1768***(0.0338)	0.1785***(0.0337)
$mpk$	-0.4337*(0.2457)	-0.4794*(0.2503)	-0.4397*(0.2601)	0.2888(0.5055)
$mpk \times inland$				-0.9339*(0.5561)
$pl$	-0.5081***(0.0821)	-0.4653***(0.0834)	-0.4026***(0.0881)	-0.4271***(0.0892)
$y$	1.3651***(0.2125)	1.3133***(0.2132)	1.8280***(0.4574)	1.8964***(0.4584)
$y^2$	-0.7197***(0.1804)	-0.6935***(0.1815)	-0.7536***(0.2549)	-0.7994***(0.2559)
$k$			-0.0548(0.0346)	-0.0617*(0.0348)
$fdi$			0.0003(0.0005)	0.0004(0.0005)
$hk$			-0.1766***(0.0533)	-0.1766***(0.0532)
$urb$			0.0130**(0.0064)	0.0138**(0.0064)
$la$			-0.0010*(0.0006)	-0.0010*(0.0006)
常数项	1.5249***(0.2166)	1.4846***(0.1468)	2.1093***(0.3350)	2.0414***(0.3368)
观测值	580	580	580	580

注:圆括号内的数字是系数估计值的  $t$  统计量。

为考察不同历史时期影响因素作用的变化,我们将样本按时间进行划分,使用固定效应模型对表 1 中的回归(3)重新进行回归。①以 1999 年为分界点将数据划为分为两个时间段,因为中央于 1999 年提出了西部大开发战略,这是国家区域政策战略转变的重大事件,可能会对政策变量的效果产生影响。②再以 2003 年为分界点将数据划为分为两个时间段,因为 2003 年后地区差距开始下降,这有可能意味着区域发展格局的“拐点”,故解释变量的系数可能会发生方向性的变化。③由于三大直辖市与其他省区在空间特征、产业基础等方面差异较大,出现异常数据的可能性也较大,可能会影响解释变量的系数。因此,我们还对剔除了直辖市数据进行回归,以考察该估计结果同表 1 结果是否有显著区别。以上数据处理后的回归结果在表 2 中给出。

$mpk$  系数在分时间段后都变得不显著,而引入  $mpk$  与  $inland$  交互项后二者都变得非常显著。

表 2

不同时间段样本的回归结果

	1990—1999		2000—2009		1990—2003		2004—2009		不含直 辖市 <sup>a</sup>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>mc</i>	-0.0135 (0.0476)	-0.0618 (0.0468)	0.2456*** (0.0681)	0.2930*** (0.0642)	0.0667* (0.0367)	0.0420 (0.0369)	0.0572 (0.0893)	0.0555 (0.0872)	0.1659*** (0.0420)
<i>mpk</i>	0.3708 (0.2507)	2.0011*** (0.4170)	1.2324 (0.8353)	7.7102*** (1.3279)	-0.0866 (0.2278)	1.2107*** (0.4392)	0.5618 (1.0571)	4.6549** (1.8048)	-0.4436* (0.2680)
<i>mpkxinland</i>		-2.2288*** (0.4657)		-9.8574*** (1.6332)		-1.6415*** (0.4776)		-6.0344*** (2.1829)	
<i>pl</i>	0.1858* (0.1022)	0.1358 (0.0986)	-0.2716*** (0.1037)	-0.3183*** (0.1034)	-0.0526 (0.0791)	-0.0772 (0.0783)	-0.2176*** (0.1070)	-0.2949*** (0.1010)	-0.2904*** (0.0977)
<i>y</i>	6.0175*** (1.2826)	7.7580*** (1.2827)	2.3668*** (0.7283)	3.5020*** (0.7072)	4.0761*** (0.8616)	4.5735*** (0.8615)	-1.2691 (0.9476)	-0.8672 (0.9365)	-1.0486 (0.9122)
<i>y</i> <sup>2</sup>	-3.4241 (2.2606)	-4.5345** (2.1804)	-1.5627*** (0.3673)	-2.1695*** (0.3583)	-0.2431 (0.8057)	-0.6147 (0.8014)	-1.6099*** (0.4723)	-1.6216*** (0.4611)	1.5517** (0.7644)
<i>k</i>	-0.0811 (0.0755)	-0.0664 (0.0725)	-0.0037 (0.0611)	-0.0570 (0.0579)	-0.1660*** (0.0450)	-0.1650*** (0.0443)	0.2772*** (0.0674)	0.2427*** (0.0669)	0.0227 (0.0583)
<i>fdi</i>	-0.0013** (0.0006)	-0.0016*** (0.0006)	0.0008 (0.0006)	0.0013** (0.0006)	-0.0009 (0.0005)	-0.0008 (0.0005)	0.0012** (0.0006)	0.0012** (0.0006)	0.0010 (0.0007)
<i>hk</i>	-0.2228*** (0.0667)	-0.2750*** (0.0649)	-0.1746 (0.1138)	-0.1612 (0.1066)	-0.2497*** (0.0517)	-0.2583*** (0.0510)	0.0567 (0.1286)	0.0477 (0.1256)	-0.0978 (0.0636)
<i>urb</i>	0.0250*** (0.0085)	0.0245*** (0.0081)	-0.0154 (0.0122)	-0.0317*** (0.0117)	0.0285*** (0.0069)	0.0310*** (0.0069)	0.0171 (0.0178)	0.0065 (0.0178)	0.0218*** (0.0075)
<i>la</i>	-0.0007 (0.0008)	-0.0005 (0.0008)	-0.0030* (0.0016)	-0.0037** (0.0015)	-0.0003 (0.0006)	-0.0002 (0.0006)	-0.0033 (0.0031)	-0.0041 (0.0030)	-0.0011* (0.0006)
常数项	1.0128* (0.5336)	1.2137** (0.5134)	2.6279*** (0.9979)	2.8648*** (0.9350)	1.4632*** (0.3500)	1.3307*** (0.3471)	0.6993 (1.3739)	1.2344 (1.3552)	1.4450*** (0.3927)
观测值	-0.0135	-0.0618	0.2456***	0.2930***	0.0667*	0.0420	0.0572	0.0555	0.1659***

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。a 表示回归方程(9)数据为剔除掉 3 个直辖市后的样本, 回归时间段为 1990—2009。

1990—2003 年和 2004—2009 年, 东部沿海 *mpk* 的影响系数分别为 1.2107 和 4.6549, 内陆地区分别为 -0.4308 和 -1.3795。两个时间段中, 沿海地区 *mpk* 下降对不匹配有减小的作用, 内陆地区 *mpk* 下降则扩大了不匹配。但两个时间段相比, 2003 年后, 东部地区 *mpk* 的作用明显增强。

总体上讲, 区域政策在缩小不匹配程度方面发挥了积极作用。但分时段来看, 2000 年以前, *pl* 系数并不显著; 而 2000 年后, *pl* 系数变得显著为负, 表明国家区域协调发展战略的实施对减缓地区差距扩大和缩小不匹配, 发挥了积极的作用。以上分析结果也支持研究假设 3。

从经济发展阶段的影响来看, 结果(1)—(6)中 *y* 的系数均显著为正, 而且大大超过其他解释变量的系数值, 说明不匹配度变化与经济发展阶段密不可分。1990—2003 年, *y* 系数值在 4 以上, 而 *y*<sup>2</sup> 项系数并不显著, 说明 2003 年以前, 经济发展水平提高拉大了不匹配; 2003 年后, *y* 的系数为负, 但不显著, *y*<sup>2</sup> 项系数显著为负, 这表明经济发展水平提高对缩小不匹配的效果不明显, 而且其影响在不断减弱。综合来看, 不匹配度与经济发展之间的确存在着倒“U”形变化趋势, 而且中国已经跨过了

地区差距由扩大到缩小的“拐点”。但是,地区差距缩小的步伐在减慢,未来可能出现高位运行的状况。

结果(9)显示,剔除直辖市后的样本估计结果与表1中的回归(3)的变量系数差异不大,说明直辖市数据没有异常值,或者异常值对估计量影响不大,方程估计结果是稳健的。

## 五、结论

本文从要素流动与人口和产业分布匹配性的角度提出了认识地区差距的新视角,借鉴新经济地理集聚的思想,构建了一个人口和产业非协同集聚的理论框架,提出了三个影响不匹配的研究假设,并利用计量模型对研究假设进行了验证,主要结论包括以下几个方面:

第一,根据理论分析,我们认为中国的地区差距随着经济发展呈现出先扩大再缩小的趋势。计量模型结果也印证了中国确实存在如 Williamson(1965)所提出的地区差距和经济发展间的倒“U”关系证据。但结果也显示地区差距缩小的步伐在减慢,未来可能出现高位运行的状况。通过国际比较可知,中国的不匹配程度比其他国家相类似发展阶段时更大。因此,尽管遏制地区差距扩大的目标基本实现,但如何尽快弥合巨大的地区发展差距鸿沟仍是决策者必须考虑的。

第二,实证分析表明,在控制了经济发展水平后,迁移壁垒对地区差距扩大有着显著的推动作用。从迁移壁垒构成来看,尽管户籍及依附其上的保障制度对劳动力流动规模的影响减弱,但对就业质量和家庭成员的迁移影响仍然很大;此外,城市住房价格上涨对劳动力流动的制约作用也日渐凸显。因此,政府不仅要推动户籍制度改革,还应加强针对外来务工者的公共产品供给,才能通过降低迁移壁垒、促进人口流动,实现有效缩小地区差距的目的。

第三,资本边际产出下降反而起到了扩大地区差距的效果。从不同区域来看,东部沿海  $mpk$  下降缩小了不匹配度,内陆地区  $mpk$  下降扩大了不匹配度,而且内陆地区的作用效果要超过东部沿海。这反映出,虽然两个区域  $mpk$  都在下降,但由于内陆地区下降更快,造成东部的相对上升,是资本回报没有缩小不匹配的根本原因。这也表明,中国的生产模式并不符合新古典理论的逻辑,因为新古典理论认为要素边际产出下降使其流动能够缩小地区差距。基于此,我们认为国家不能单靠资金补贴来扶持中西部地区发展,更要通过完善区域金融市场、改进技术创新能力等手段提高内陆地区投资效益。通过提高内陆地区的资本回报率,培养其自我发展能力,才是缩小地区差距的有效途径。否则,投入的资金非但不能化为本地增长的动力,反而会在高回报率的诱导下,通过其他渠道回流到东部。

第四,国家区域倾斜政策对阻止地区差距扩大起到重要作用,特别是2000年以后,作用更为明显。地区差距形成是各种因素影响的综合结果,评价区域政策的效果不能脱离经济发展阶段。目前,许多研究认为区域政策的力度不够、投入不足,其依据就是政策实施并未带来地区差距的显著缩小,该结论显然并未将经济发展阶段带来的惯性考虑进来。本文回归结果显示,在控制经济发展水平后,政策的作用效果非常明显。这说明国家对中西部地区政策扶持力度并不弱,主要的问题是政策工具的效益还不高,内陆地区  $mpk$  相对下降可能正是政策资金利用效率不高的结果。未来区域政策应该更加注重完善内陆地区的市场体系,利用市场力量培育其自生能力。

### [参考文献]

- [1] Bai, C., Hsieh, C., Qian, Y. The Return to Capital in China [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2006, (37).
- [2] Baumol, W. J. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis [J]. The American Economic Review, 1967, 57(3).
- [3] Caselli, F., Feyrer, J. The Marginal Product of Capital [J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(2).
- [4] Henderson, J.V., Au, C.C. Are Chinese Cities Too Small [J]. Review of Economic Studies, 2006, 73(256).

- [5]Krugman, P., Venables, A.J. Globalization and the Inequality of Nations [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(4).
- [6]Maddison, A. Historical Statistics for World Economy:1-2008AD [EB/OL]. Version2010, <http://www.ggdc.net/maddison>
- [7]Romer, P.M. Increasing Returns and Long-Run Growth[J]. Journal of Political Economy. 1986, 94(5).
- [8]Williamson, J.G. Regional Inequality and the Process of National Development: A Description of the Patterns [J]. Economic Development and Cultural Change, 1965, 13(4).
- [9]蔡昉,王德文,都阳. 劳动力市场扭曲对区域差距的影响[J]. 中国社会科学, 2001, (2).
- [10]蔡昉,王德文. 比较优势差异、变化及其对地区差距的影响[J]. 中国社会科学, 2002, (5).
- [11]范红忠,李国平. 资本与人口流动及其外部性与地区经济差异[J]. 世界经济, 2003, (10).
- [12]范剑勇,王立军,沈林洁. 产业集聚与农村劳动力跨区域流动[J]. 管理世界, 2004, (4).
- [13]李国平,范红忠. 生产集中、人口分布与地区经济差异[J]. 经济研究, 2003, (11).
- [14]林毅夫,蔡昉,李周. 中国的奇迹:发展战略与经济改革[M]. 上海:上海人民出版社, 2008.
- [15]林毅夫,刘培林. 中国的经济发展战略与地区收入差距[J]. 经济研究, 2003, (3).
- [16]刘华,李帮贤. 资本市场与西部大开发[J]. 改革. 2000, (3).
- [17][美]伍德里奇. 计量经济学导论现代观点[M]. 费剑平,林相森译. 北京:中国人民大学出版社. 2003.
- [18]莫荣. 农民工劳动力市场的状况和政策建议[J]. 经济研究参考. 2008, (31).
- [19][日]藤田昌九,[美]克鲁格曼,[美]维纳布尔斯. 空间经济学——城市、区域与国际贸易[M]. 梁琦译. 北京:中国人民大学出版社, 2005.
- [20]王小鲁,樊纲. 中国经济增长的可持续性[M]. 北京:经济科学出版社, 2000, (1).
- [21]魏后凯. 现代区域经济学[M]. 北京:经济管理出版社, 2006.
- [22]魏后凯. 中国地区间居民收入差异及其分解[J]. 经济研究, 1996, (11).
- [23]魏后凯. 中国地区经济增长及其收敛性[J]. 中国工业经济, 1997, (3).
- [24]肖金成,蔡翼飞. 加强东西合作,促进产业转移[J]. 中国金融, 2008, (2).
- [25]杨开忠. 中国区域经济差异变动研究[J]. 经济研究, 1994, (12).
- [26]杨宜勇. 完善劳动力市场的政策着力点[J]. 中国党政干部论坛, 2007, (4).
- [27]姚枝仲,周素芳. 劳动力流动与地区差距[J]. 世界经济, 2003, (4).
- [28]张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究, 2004, (10).

## A New Perspective of Regional Disparity: Research on the Mismatch of Population and Industrial Distribution

CAI Yi-fei, ZHANG Ju-wei

(Institute of Population and Labor Economics CASS, Beijing 100723, China)

**Abstract:** The regional disparity can be expressed as mismatching between population and industries from a spatial point of view, which is a new perspective in looking at regional disparity. In this paper, we first construct some indexes to measure the status and trends of the mismatch. Second, we try to explain the mismatch by three hypotheses, including the population migration barriers, changes of capital marginal return and the regional policies of the government. Our empirical results showed that the mismatch firstly increased then decreased with the economic development. During the course, the population migration barriers and regional differences of capital marginal return are forces to increase the mismatch, and the regional coordinated development policies have partly reduced the degree of the mismatch. Finally, we have proposed some policy suggestions for reducing regional disparity based on our research results.

**Key Words:** regional disparity; mismatch; coordinate agglomeration

〔责任编辑:高粮〕