

中国各省区资本流动能力再检验：基于广义空间计量模型的分析

王守坤*

摘要：极大似然估计等均值化回归方法会掩盖不同时间段的数据特征，故本文通过构造广义空间计量模型对传统 Feldstein - Horioka (FH) 资本流动性检验进行了分阶段估计。结果显示我国 1979 - 1992 年阶段 FH 系数显著为负或不显著，而 1994 - 2010 年期间则显著高于 0.64。本文从体制变革中我国中央与地方政府行为特征变化角度对以上现象给予了解释。同时，本文采用物质资本存量变动率指标，更加直接地展示了多类权重矩阵情形下我国地区资本流动性的空间分布及其影响因素。进一步的，本文通过选取或构造制度潜在变量分析了一些重要经济变量对地区资本流动能力产生作用的条件。本文基于空间计量模型的分析得出了较为丰富的结论，并最终指出改变对地方政府以 GDP 增长率为主导的考核机制是提升我国地区资本流动能力关键的变革环节。

关键词：资本流动 FH 系数 广义空间计量模型 权重矩阵

一、引言

无论是国家之间还是国家内部，追逐利润的物质资本在辖区内能够相对自由地流动是经济一体化的显著特征，也是影响经济均衡增长的重要因素。流动着的物质资本如同血液一样在区域间沿着合理的渠道不断地流动，通过流动实现自身收益最大化与资源要素的空间配置效率。事实上，依托于不同资本流动能力而形成的差异化要素集合束将对地区产业结构、收入结构甚至消费结构产生累积性影响。然而，对于我国而言，一体化市场的缺失恰恰是长期存在的问题，地区之间相互分割甚至已然成为类似于囚徒困境的状态。这不仅体现在产品市场中存在各类“以邻为壑”的地方保护主义行为（如地方政府采购方面），以及劳动力市场中流动人口在获取均等社会服务的行政限制，而且，也是更重要的方面，我国国内生产要素尤其是物质资本在自由流动性问题上面临着较大约束，这从各地区之间广泛存在的运输壁垒、产业同构以及相应的产能过剩等现象可窥一斑。鉴于此，公正客观地刻画了我国地区间的资本流动能力，将对我国继续深化市场一体化改革、提高稀缺资本配置效率并进一步释放经济增长红利具有

* 王守坤，江西财经大学经济学院，邮政编码：330013，电子信箱：cdwangshoukun@126.com。

本文研究得到国家社会科学基金青年项目“金融干预视角下区域资本流动的空间关联与经济协调发展研究”（项目编号：12CJL060）、国家社会科学基金重点项目“基础设施产业特许经营合约中的政府承诺问题及其治理研究”（项目编号：13AJL011）、教育部人文社会科学研究青年基金项目“分权治理、地方政府竞争与经济增长方式转变”（项目编号：11YJC790190）、国家社会科学基金重点项目“促进中国经济长期持续均衡增长的公共投资问题研究”（项目编号：12AJL006）的资助。作者感谢编辑部及匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。

积极的政策借鉴意义。

当然,理论上很难直接衡量资本流动能力,这就需要采取间接方法加以刻画。这方面最具开创性的文献是 Feldstein 和 Horioka(1980)对 1960-1974 年 OECD 成员国之间资本流动性的研究。该文认为,如果一个国家或地区的资本流动能力很强,则其储蓄就会在世界范围内寻找投资回报率尽可能高的机会,从而使得封闭经济条件下本地投资与储蓄之间的紧密相关性被打破。然而,该文采用截面数据分析指出 OECD 国家没有显示出符合直觉的资本流动能力,投资率-储蓄率回归系数较高且不显著异于 1。也就是说,至少在数据统计意义上,OECD 国家之间的资本市场并没有表现出一体化特征。这个结论也被称为“FH 之谜”。之后众多研究者同样针对 OECD 国家的分析得出了与 Feldstein 和 Horioka(1980)一样的结论(Coakley, et al., 1998),而近期 Kim 等(2005)、Avik(2006)、M. A. Mohammad 和 R. I. Mohammad(2010)则分别采用面板数据证实了亚洲及欧盟国家的投资-储蓄相关关系总是呈现阶段性变化的特征。

虽然研究者大多承认国家间投资率与储蓄率之间具有较高的正相关关系(Coakley, et al., 2004),但是其解释却并不总是与 FH 经典论文一致(Obstfeld and Taylor, 2005)。伴随着对 FH 分析框架的争议,该资本流动性检验方法被扩展地应用于一国范围之内,如 Bayoumi 和 Mickael(1997)、Helliwell 和 McKittrick(1999)、Iwamoto 和 Wincoop(2000)等计算了英国、加拿大、日本等发达国家内部的投资-储蓄相关性,结论表明不同国家的资本流动性程度存在差异,同一国家在不同时间段的投资-储蓄相关系数同样也在变动。

学者们在 FH 框架下检验了中国的资本流动性。Boyreau-Debray 和 Wei(2004)指出中国投资-储蓄相关系数为 0.5;赵岩和赵留彦(2005)分析表明,在改革之初各省投资与储蓄变量的变化趋势并不一致,到了 20 世纪 80 年代末期两者才明显呈现出共同的变化趋势,之后这种共同趋势又趋于变弱;徐东林和陈永伟(2009)及 Yan 等(2011)均认为我国在计划经济时期资本流动性较高,而改革开放之后资本流动性下降了;Yoshihiro 和 Shigeyuki(2009)采用面板数据分析证实了 1996 年后我国资本流动性逐渐增强;吴强(2009)基于光滑转换面板模型展示了我国投资-储蓄转换率随 GDP 增量的变化存在非线性变化。当然,有不少学者也针对我国资本流动总体上较弱的状况给出了不同的解释角度,如储蓄主体和投资主体的重叠(于春海, 2007)、经济结构变动和地区间市场分割(李治国, 2008)以及地方政府行政权和金融权的联姻(Li, 2010)。

在 FH 框架之外,张晓莉和刘启仁(2012)以及 Lai 等(2013)基于 Campbell-Mankiw 永久收入模型从私人消费和净产出关系角度来测度资本流动程度,结果同样表明我国多数省份资本流动程度较低且地区差距较大。此外,还有学者基于市场交易中资金与货物流向相反的逻辑近似地对资本流动的方向与绝对规模进行了核算(郭金龙、王宏伟, 2003;李小平、陈勇, 2007;胡凯, 2011;任晓红等, 2011)。

然而,在 FH 框架下的计量分析忽视了一类重要的内生性问题,即投资率或储蓄率变量的空间相关性。当前,在研究地区经济问题时,考虑到空间依赖性 or 空间异质性从而构建空间计量模型已经成为计量经济学领域的热点之一(Revelli, 2005)。空间计量理论改变了经典计量经济学中样本数据具备独立性与匀质性的假定,并以表达空间交互结构的权重矩阵为纽带,将样本单元之间的空间效应纳入计量模型之中。在现有关于我国地区资本流动的文献中,虽然进行了各种形式的 FH 检验(Apergis and Tsoumas, 2009),但是我们仅发现 Yoshihiro 和 Chen(2010)在 FH 框架下采用了空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。遗憾的是,该文采用的

是截面数据结构,相对于面板数据结构而言就不利于控制时间固定效应以及随时间变动的空间效应;该文的空间计量分析直接采用了空间误差模型,从而也就忽略了因变量存在空间滞后效应,或者因变量与误差项两类空间滞后效应同时存在的情形。另外,该文仅仅根据计量结果就判断出我国改革开放后到 20 世纪 80 年代末地区资本流动能力较强的结论。显然,这是忽视具体国情的主观判断,同时也不符合以市场化利益为驱动力的资本流动现象的本质涵义。

综上,本文关注的问题是,在因变量与误差项两类空间滞后效应同时存在的 FH 框架下,我国的储蓄-投资相关程度如何?我国经济转型与体制转轨双重进程使得改革开放后的地区资本流动性是否呈现出始终如一的特征?考虑到 FH 检验终究属于对我国地区资本流动性的间接刻画,故我们也有必要采取更加直接的方式来展示我国地区资本流动性的空间分布特征,并进一步分析影响地区资本流动性的因素,以及一些关键因素发挥作用的制度条件。本文与现有文献的不同之处在于,在 FH 框架下重点采用了广义空间计量模型进行分析,且按照重大体制改革节点将样本数据分为了两个阶段,并将估计结果与经典文献进行了对比与解释;在分析地区资本流动性的影响因素时,分别从地理特征与经济特征角度构建了四类空间权重矩阵,以较为全面地刻画并甄别空间效应产生的现实基础。

本文其余部分结构安排如下:第二部分为考虑空间效应的 FH 测度;第三部分是我国地区资本流动能力的直接测度与空间分布特征;第四部分是我国地区资本流动性的影响因素及一些关键因素发生作用的制度条件分析;第五部分是结论。

二、我国地区资本流动能力的间接测度:空间 FH 系数

(一) 投资率与储蓄率变量的空间相关性检验

本文选取我国 1979-2010 年的各省区数据,但不包含数据不完整的海南、西藏、港澳台地区。因为重庆在 1997 年成为直辖市,故将重庆和四川数据进行了合并。按照赵岩和赵留彦(2005)、李治国(2008)、徐东林和陈永伟(2009)等文献的通行做法,各省区总储蓄定义为地区 GDP 减去最终消费,其中最终消费包括居民消费和政府消费;总投资以各省区资本形成总额表示,其中资本形成总额包括私人部门和公共部门的固定资本形成总额以及存货增加;然后,将各省区总储蓄和总投资分别除以相应的 GDP 即是总储蓄率和总投资率。各省区 GDP 及固定资产形成额数据均已按照 GDP 平减指数及固定资产投资价格指数进行了换算以控制价格变动的影响。所有公开数据来源于各省区统计年鉴以及《新中国六十年统计资料汇编》。

为了证实采用空间 FH 模型的合理性,我们首先采用全局 Moran's I 统计量进行检验,其定义为:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

其中, $\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n$, 表示第 i 个空间单元的观测值, n 为空间单元数, W_{ij} 为空间权重矩阵。

Moran's I 指数取值范围为 $[-1, 1]$, 绝对值越大表示空间相关程度越大, 大于 0 表示空间变量正相关, 小于 0 表示负相关, 不异于 0 则表示空间变量呈现出随机分布特征。为了保证统计准确性, 需要采用标准化统计量 $Z(I)$ 的 p 检验值来确定全局 Moran's I 指数的显著性水平(魏

浩,2010)。Z(I)的计算公式为:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{var(I)}} \tag{2}$$

本文分别计算了 1979 - 2010 年样本省区投资率与储蓄率的 Moran's I 指数,结果见表 1 与图 1。在计算过程中,采用了基于 Rook 方式的简单一阶邻接规则来定义空间权重矩阵。从表 1 可知,对于各省区总投资率的 Moran's I 而言,所考察时间段内绝大部分年份均至少在 10% 水平上显著,其均值为 0.26;而对于总储蓄率而言,所有年份均至少在 5% 水平上显著,均值为 0.44。可见,空间相关性是 FH 检验中一个不可忽视的内生性问题,否则将会使得传统 FH 相关系数出现偏误。

表 1 各省区投资率与储蓄率变量的 Moran's I 统计量

年份	总投资率	总储蓄率	年份	总投资率	总储蓄率
1979	0.27(0.01)	0.35(0.00)	1995	0.32(0.00)	0.47(0.00)
1980	0.22(0.03)	0.37(0.00)	1996	0.31(0.00)	0.50(0.00)
1981	0.34(0.00)	0.35(0.00)	1997	0.37(0.00)	0.44(0.00)
1982	0.34(0.00)	0.35(0.00)	1998	0.35(0.00)	0.49(0.00)
1983	0.39(0.00)	0.38(0.00)	1999	0.22(0.04)	0.56(0.00)
1984	0.31(0.00)	0.40(0.00)	2000	0.21(0.04)	0.59(0.00)
1985	0.31(0.00)	0.45(0.00)	2001	0.20(0.05)	0.55(0.00)
1986	0.29(0.01)	0.44(0.00)	2002	0.24(0.02)	0.52(0.00)
1987	0.15(0.13)	0.46(0.00)	2003	0.21(0.04)	0.51(0.00)
1988	0.31(0.01)	0.44(0.00)	2004	0.18(0.07)	0.49(0.00)
1989	0.33(0.00)	0.51(0.00)	2005	0.15(0.13)	0.45(0.00)
1990	0.41(0.00)	0.47(0.00)	2006	0.17(0.09)	0.41(0.00)
1991	0.42(0.00)	0.44(0.00)	2007	0.22(0.03)	0.46(0.00)
1992	0.23(0.03)	0.54(0.00)	2008	0.31(0.01)	0.38(0.00)
1993	0.16(0.11)	0.48(0.00)	2009	0.19(0.06)	0.33(0.00)
1994	0.19(0.06)	0.48(0.00)	2010	0.15(0.14)	0.25(0.02)

注:(1)采用行和标准化为 1 的一阶邻接矩阵;(2)采用双尾(Two-tail)检验;(3)括号中为针对 Z(I)值的概率值 p。

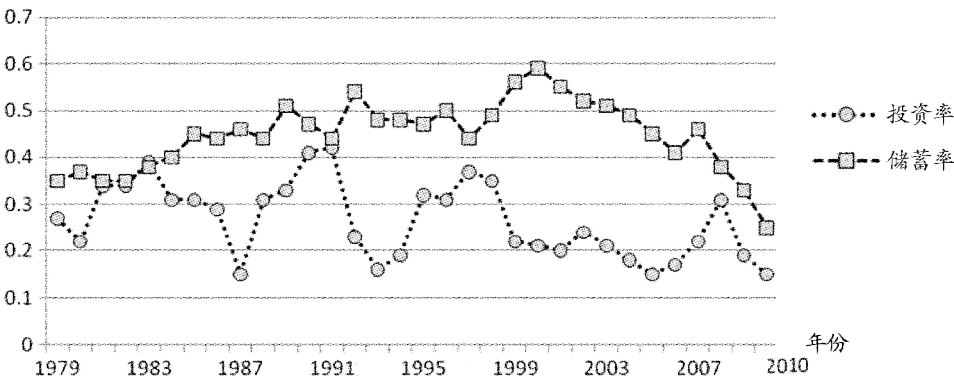


图 1 1979 - 2010 年我国各省区投资率与储蓄率变量的 Moran's I 指数折线图

(二) 考虑空间相关性的 FH 模型

基于面板数据结构的传统 FH 回归模型如下:

$$\frac{I_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \cdot \frac{S_{it}}{Y_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i,t 表示截面与时间; I 为投资额; S 为储蓄额; Y 为产出水平,一般用GDP规模表示; α 是常数项; ε 为随机误差项。前文已经发现将式(3)转化为空间效应模型是必要的。为了增强与国内外文献回归结果的可比性,本文所设定的FH空间模型仅控制了截面与时间固定效应,未加入其他控制变量。目前我们并不能确认空间效应模型应该采用空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)^①还是空间误差模型(Spatial Error Model, SEM),故我们首先基于初始FH回归方程分别构建两种形式的空间模型,然后再根据各自的空间效应系数进行下一步选择。基于FH方程的空间滞后模型(SLM)形式如下:

$$\frac{I_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \rho \cdot \sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot \frac{I_{jt}}{Y_{jt}}) + \beta \cdot \frac{S_{it}}{Y_{it}} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, u_i 为截面固定效应项; v_t 为时间固定效应项; W_{ij} 为空间权重矩阵,本文采用一阶邻接权重矩阵与逆距离权重矩阵,且均已进行行和标准化处理。基于“地理学第一定律”,国外文献中最早的空间计量模型也是从邻接权重矩阵开始的。在一阶邻接权重矩阵(First Order Contiguity Matrix)设置规则下,我国各省区之间只要拥有非零长度的共同边界,其空间交互作用就会发生,即赋值规则为当相邻空间截面 i 和 j 有共同的边界用1表示,否则以0表示。因为邻接权重假定了空间截面之间的空间交互作用取决于相邻与否,即所有与某既定空间截面相邻的单元均具有相同的空间影响强度,所有其他不相邻的空间单元的空间影响均为0,这显然是不符合客观事实的。因此,作为邻接权重的扩展,依据距离信息来构建权重矩阵就成为可行的选择。对于逆距离权重矩阵而言,其假定空间效应强度决定于距离,空间单元之间距离越近则空间效应越强。在逆距离权重设置中,令 d_{ij} 代表样本省区省会城市之间的铁路距离^②,赋值规则为 $i \neq j$ 时 $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$, $i = j$ 时 $w_{ij} = 0$ (Ertur, et al., 2006; Paas and Schlitte, 2007); ρ 是因变量空间滞后项 $\sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot \frac{I_{jt}}{Y_{jt}})$ 的系数,用于度量空间单元之间的互相影响程度,其取值范围为 $(1/r_{\min}, 1/r_{\max})$,其中 $r_{\min}$ 与 $r_{\max}$ 分别为行和标准化之后权重矩阵 W 的最小纯实数特征根(LeSage and Pace, 2009)。从经济学意义上讲,SLM模型意味着空间单元的某一经济属性受到其他空间单元相同属性值的影响。进一步,基于FH方程的空间误差模型(SEM)则假定空间单元 i 的误差项受到其他单元 j 的误差项即不可观测因素的空间影响,模型的基本形式为:

$$\frac{I_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \cdot \frac{S_{it}}{Y_{it}} + u_i + v_t + \phi_{it}, \text{ 且 } \phi_{it} = \lambda \cdot \sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot \phi_{jt}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, ϕ_{it} 为特异误差项,表征了可能产生空间效应的不可观测因素; ε_{it} 仍然是随机误差项; λ 是空间误差滞后项系数,代表回归残差之间空间相关强度。 λ 显著不为0表明,影响因变量的其他潜在变量会对地区投资率产生间接的空间溢出效应。

根据上述所设定的空间滞后模型式(4)与空间误差模型式(5),采用极大似然估计法(Maximum Likelihood Estimation, MLE)(Elhorst, 2003; Lee, 2004)对我国1979–2010年各省区投资率与储蓄率数据的回归结果见表2。从表2可知,一阶邻接与逆距离两种权重矩阵情形

①可以把空间德宾模型(SDM)视为空间滞后模型的扩展形式。

②样本省会城市间的铁路距离来自于中国铁路客户服务中心官方网站。

下,空间滞后模型中的空间相关系数 ρ 在 1% 显著性水平上异于 0,空间误差模型中的空间相关系数亦是如此。这说明 Yoshihiro 和 Chen(2010)直接采用基于 FH 方程的空间误差模型来测度地区资本流动性有些片面,也意味着传统空间计量模型无法捕捉我国省区投资率变量的全部空间相关关系。参考 Lee 和 Yu(2010)中基于固定效应的更一般化的空间效应模型,即广义空间计量模型(Spatial Autocorrelation Model, SAC),这里将 FH 广义空间计量模型设置为如下形式:

$$\frac{I_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \rho \cdot \sum_{j=1}^N (W1_{ij} \cdot \frac{I_{jt}}{Y_{jt}}) + \beta \cdot \frac{S_{it}}{Y_{it}} + u_i + v_i + \phi_{it} \text{ 且 } \phi_{it} = \lambda \cdot \sum_{j=1}^N (W2_{ij} \cdot \phi_{jt}) + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

式(6)中 $W1_{ij}$ 、 $W2_{ij}$ 分别为内生性的因变量空间滞后项与空间误差滞后项中的权重矩阵。由于我们没有充分信息用于判断 $W1_{ij}$ 与 $W2_{ij}$ 是否一致,故我们采取尽量简化的处理方法令二者一致,这意味着虽然因变量空间滞后项与空间误差滞后项代表着不同形式的空间效应,但是其发生逻辑是一致的。另外,王美今等(2010)、杨海生等(2010)也构建了与本文类似的广义空间计量模型形式。依据式(6)得出的回归结论见表 2 中后两列。

从表 2 的 SAC 模型回归结果中可知,邻接权重与逆距离权重矩阵情形下的空间相关系数 ρ 与 λ 均通过了 1% 的显著性检验。对于 FH 系数测算中的关键变量,即储蓄率系数在本文三个空间计量模型中均未超过 0.21,数值较小且比较显著。这与 Boyreau - Debray 和 Wei(2004)、Li(2010)所测算出的我国各省投资 - 储蓄相关系数存在较大差异。其中,Boyreau - Debray 和 Wei(2004)对 1978 - 2001 年各省数据回归得出的 FH 系数为 0.53, Li(2010)采用面板协整模型对 1978 - 2006 年各省数据回归得出的 FH 系数为 0.58,他们根据各自数据分析结果指出我国省份之间资本流动的障碍大约相当于 OECD 国家之间的情况。显然,本文 FH 估计系数与上述经典文献的显著差异一方面说明将空间效应融入到传统 FH 回归方程的必要性,另一方面又不得不令我们对估计结果进行更加谨慎的解读。

表 2 两种权重情形下不同空间计量模型回归结果

	空间滞后模型(SLM)		空间误差模型(SEM)		广义空间计量模型(SAC)	
	一阶邻接权重	逆距离权重	一阶邻接权重	逆距离权重	一阶邻接权重	逆距离权重
ρ	0.28*** (0.04)	0.29*** (0.05)	-	-	-0.58*** (0.09)	-0.46*** (0.09)
λ	-	-	0.30*** (0.04)	0.30*** (0.05)	0.70*** (0.05)	0.64*** (0.06)
储蓄率	0.19*** (0.03)	0.19*** (0.03)	0.21*** (0.03)	0.20*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.19*** (0.03)
Within - R^2	0.45	0.44	0.37	0.37	0.21	0.28
样本数	896	896	896	896	896	896

注:(1)回归采用截面与时间双固定效应模型,拟合优度采用组内统计值(Within - R^2);(2)表格括号中报告的是异方差稳健标准误(Robust Stand Error);(3)***表示满足 1% 的显著性水平,**表示 5% 的显著性水平,*表示 10% 的显著性水平,以上均为双尾检验。下同。

实际上,样本年份的较长跨度可能导致重大体制变革前后不同的数据特征被极大似然估计(MLE)等均值化回归方法所掩盖。从 1993 年起,我国在宏观层面实施多项体制改革,尤其是财政体制方面的分税制改革与转移支付体系开始实施。这些重大体制改革必然会打破原有的地方利益均衡态势,并对省区间的资本流动趋势产生结构性影响,故我们有必要以 1993 年

为分界线分别考察 1979 – 1992 年与 1994 – 2010 年两个时间段的空间 FH 系数^①。继续采用广义空间计量模型的回归结果见表 3。

表 3 分阶段广义空间计量模型 (SAC) 回归结果

	1979 – 1992 年		1994 – 2010 年	
	邻接权重	逆距离权重	邻接权重	逆距离权重
ρ	0.78 *** (0.05)	0.81 *** (0.05)	0.69 *** (0.06)	0.58 *** (0.10)
λ	-0.78 *** (0.11)	-0.65 *** (0.09)	-0.63 *** (0.12)	-0.38 *** (0.15)
储蓄率	-0.10 ** (0.04)	-0.05 (0.05)	0.64 *** (0.07)	0.74 *** (0.08)
Within – R^2	0.21	0.14	0.50	0.49
样本数	420	420	476	476

从表 3 可知,在两种权重矩阵设置下,广义空间模型中的 FH 估计值,即储蓄率变量系数在 1979 – 1992 年阶段显著为负或不显著,这与赵岩和赵留岩 (2005) 以及 Yoshihiro 和 Chen (2010) 对改革开放之后到 20 世纪 80 年代末各省区储蓄率和投资率相关性的计算较为一致。这种情形可能来自于我国在改革开放初期市场经济体制的不完备特征。在这个阶段,我国整体经济运行的计划经济体制色彩较浓重,资本运转主要依靠统收统支的财政体制,驱动资本自由流动的自由价格机制与金融资源分配体制还没有真正建立起来,中央政府仍然在宏观与微观层面掌握着经济资源的流向,从而也就充当着国民财富行政分配者的角色。这样,在数据统计意义上也就不存在地方投资率与储蓄率之间的相关关系。

在 1994 – 2010 年阶段,两种权重矩阵下 FH 系数显著地达到了 0.64 以上,高于 Boyreau – Debray 和 Wei (2004) 针对 1990 – 2001 年分省数据估计而得到的 FH 系数值 0.60。这意味着这个阶段我国省份之间的投资率在较大程度上还依赖于自身的储蓄率。原因在于,以分税制为代表的新财政体制在很大程度上保留了地方原有支出责任,这就使得我国地方政府面临着比财政承包体制下更紧缩的预算约束。地方政府一方面需要积极采取超常规的优惠政策吸引各类资本流入本辖区,另一方面又具备采取各种显性或隐性的地方保护与分割政策以阻止本辖区资本流出的内在激励 (Jin, et al., 2005)。这就削弱了各地方政府建立一体化生产要素市场的积极性。最终,这种情形反映在数据统计特征上就是我国地区资本流动性较弱。

三、我国地区资本流动能力的直接测度与空间分布特征

本文借鉴李小平和陈勇 (2007) 以及任晓红等 (2011) 的思路,采用我国各省区物质资本存量占全国比重的变动率百分数来测度资本流动水平。考虑到前文中采用空间 FH 框架对 1979 – 1992 年地区资本流动性的判断,本部分的样本时间段仅选取 1994 – 2010 年。部分物质资本存量数据来自单豪杰 (2008) 的估算,且本文同样按照永续盘存法及统一折旧率 10.96%^②将数据扩展到了 2010 年。同时,计算过程中已将各省区物质资本存量数据依据各地固定投资价格指数转换成了可比值。

无论是采用传统的一阶邻接矩阵还是逆距离权重矩阵,对直接测度的资本流动水平进行

^①体制冲击使得 1993 年的地方统计数据失真严重,故将该年舍去。

^②根据现有数据资料很难推算分省折旧率,故按照通行的处理方法将折旧率统一取 10.96%。

全局 Moran's I 指数计算均显示其在考察时段的绝大多数年份具有显著的空间关联性。图 2 展示了采用逆距离权重矩阵时我国各省区资本流动水平的全局 Moran's I 指数变动趋势^①。从图 2 可知,地区资本流动水平首先呈现出正相关,然后随年份顺序其正相关性逐步减弱并转变为负相关,最终全局 Moran's I 指数绝对值变得非常小且不显著。我们将在第四部分分析地区资本流动能力背后的影响因素。

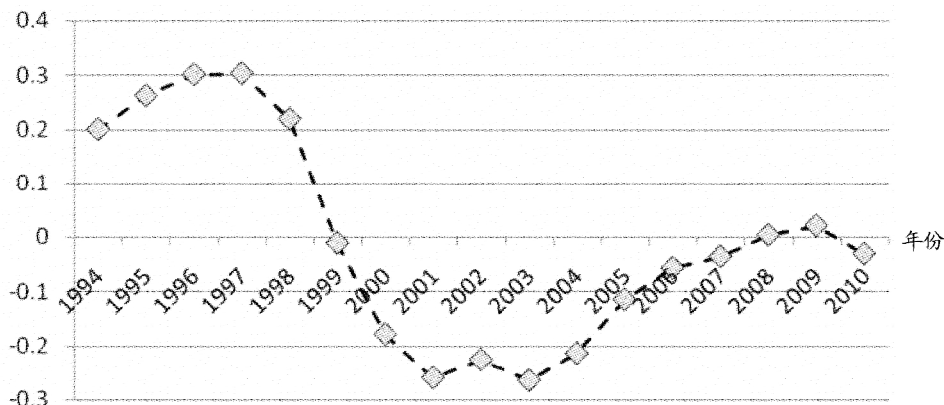


图 2 各省区资本流动水平的全局 Moran's I 指数折线图

全局 Moran's I 指数并不能揭示除了我国地区资本流动确实存在空间效应之外的更多信息,甚至全局指标在某些情形下会掩盖局部空间状态的不稳定性。因此,有必要使用空间关联局部 Moran's I 指数,即每一个空间单元与其他单元之间针对目标变量的相关程度来分析空间关联的局部特性(Anselin,1995;潘文卿,2012)。局部 Moran's I 指数被定义为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \cdot \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})$$

其中 $S^2 = \sum_{j=1, j \neq i}^n (x_j - \bar{x})^2 / (n - 1)$, W_{ij} 为权重矩阵,我们仍然采用逆距离权重矩阵。 $I_i > 0$ 表示该空间单元与其他单元属性值相似, $I_i < 0$ 表示属性值不相似。局部 Moran's I 指数与样本象限分布相互配合使用能够更清晰地刻画局部空间相关的格局与特征 (Anselin,1996)。

这里选取 1996 年、2001 年与 2008 年三个时点来观察资本流动水平的空间分布(见表 4)。

表 4 对应于局部 Moran's I 指数的样本省区象限分布情况

年份	第一象限:高-高	第二象限:低-高	第三象限:低-低	第四象限:高-低
1996	北京、天津、河北、辽宁、浙江、山东、河南	山西、内蒙古、吉林、上海、安徽、湖北、陕西	江西、湖南、广西、贵州、甘肃、青海、宁夏、新疆	黑龙江、江苏、四川(含重庆)、云南
2001	北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、浙江	山西、吉林、山东	安徽、江西、湖北、湖南、广西、四川(含重庆)、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	黑龙江、上海、江苏、河南、广东
2008	北京、天津、河北、浙江、山东	山西、内蒙古、辽宁、吉林、河南	湖南、四川(含重庆)、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆	黑龙江、上海、安徽、江西、湖北、广西

注:未通过显著性检验的省区未列出。

^①直接测度的地区资本流动性与前文空间 FII 模型中估算的间接地区资本流动性存在取值范围的不同,它们之间不可比。

从统计结果表4中可知,在第一象限中,三个时点上的北京、天津、河北与浙江四个东部省市均稳定属于高-高集聚类型,尤其是北京的局部 Moran's I 指数最高。这表明这些省市依赖于自身的政治、经济或地缘优势成功地承当了地区发展中的正向增长极角色,并对周边地区经济产生了溢出效应与辐射效应;在第三象限中,三个时点上包含的省区数量相比于其他象限都是最多的,而稳定居于该象限的是贵州、甘肃、青海、宁夏与新疆等西部省区和一个中部省份湖南。这说明虽然中央采取了各种优惠政策支援西部地区经济起飞,但是这些主要的西部省区仍然没有吸引到充足的资本流入。

四、我国地区资本流动性的影响因素

(一) 空间模型设置及控制变量选取

为了使得回归分析更加客观全面,本部分仍然采用广义空间面板计量模型,且包含静态与动态两种形式(郭杰、李涛,2009;钟水映、李魁,2010;汪冲,2011)。之所以引入动态模型,一方面是因为考虑到地区资本流动过程是连续的宏观经济活动,会受到自身历史状态的影响,从而仅仅依赖静态空间模型也就无法揭示地区资本流动的时空联合特点;另一方面是因为地区资本流动的影响因素除了包括本文所列出的控制变量之外,还可能受到不可观测变量的影响。综上,引入因变量滞后一期的广义空间计量模型形式如下:

$$CM_{it} = \tau \cdot CM_{i,t-1} + \rho \cdot \sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot CM_{jt}) + \beta \cdot X_{it} + \theta \cdot \sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot X_{jt}) + u_i + v_t + \phi_{it} \quad (7)$$

$$\phi_{it} = \lambda \cdot \sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot \phi_{jt}) + \varepsilon_{it}$$

其中, CM (Capital Mobility)是因变量,即采用各省区资本存量变动率表示的直接资本流动^①; τ 、 ρ 、 β 、 θ 及 λ 分别为待估参数, $\tau=0$ 时式(7)为静态形式,否则为动态形式; W 为权重矩阵。正如前文所述,由于没有充分的信息判断因变量空间滞后项与误差空间滞后项中的空间结构关系即权重矩阵是否一致,故我们采取尽量简化的原则令二者相同; X_{it} 为控制变量集; u_i 与 v_t 分别为截面固定效应与时间固定效应; ε 为独立同分布扰动项。

控制变量集 X_{it} 中包括如下影响地区资本流动性的因素:

(1) 经济发展程度变量,包括省区 GDP 对数值($\ln GDP$)^②、第一产业产值占 GDP 的比重(Primary Industry Product/GDP, PIP/GDP)与城镇居民人均可支配收入对数值(Per Capital Annual Disposable Income of Urban Households, $\ln PCIUH$)三个变量。其中,GDP 与收入变量用以表征地区发展阶段,且当年 GDP 已经按照平减指数折算为以 1994 年为基期的实际值并取对数;第一产业比重变量用百分数表示,表征地区经济结构。

(2) 资源禀赋变量(Energy Production),用能源生产总量对数值($\ln EP$)表示,单位为万吨标准煤。作为发展中国家,合理地依赖资源密集型产业是我国实现经济快速增长的优势之一。一个地区的资源丰裕程度如何,直接会影响该地区的资本活跃程度。

①资本流动水平数据中存在负值,故没有对其取对数。

②将变量进行对数化处理的目的是尽可能减弱异方差问题。

(3) 人口规模(Population),采用省区年末常住人口对数值表示($\ln POP$)。一方面,人口规模大在一定程度上意味着地区市场容量较大,仅仅在辖区内就可以产生各类生产与生活需求,从而可以吸引资本流入;另一方面,在我国教育水平整体受限的前提下,较大的人口规模也可能给地方经济带来各种社会负担,从而对资本流动产生拖累效应。

(4) 劳动力成本,采用省区在岗职工平均工资(Average Wage of Workers, AWW)表示,且将该变量用省区 CPI 指数调整为实际值后取对数($\ln AWW$)。为了控制劳动力成本与因变量之间可能出现的非线性关系,还加入了该变量的平方项。

(5) 政府职能实施变量,采用地方财政一般预算支出(General Budgetary Financial Expenditures)占 GDP 的比例表示($GBFE/GDP$)。该变量用来在宏观上表达地方政府的规模大小及其对辖区经济发展的干预程度。

(6) 金融深化变量,采用各项存贷款总额(Deposits and Loans)与 GDP 之比表示(DL/GDP)。无论是在成熟的市场经济国家还是像我国一样的金融抑制型体制国家,国内资本流动的最终实现都离不开金融系统的发展与支撑。

(7) 经济开放程度,采用实际利用外商直接投资对数值($\ln FDI$)来衡量,且将该变量以万美元计算的初始值依照当年人民币兑换美元年平均价进行了换算。

(8) 交通便利程度。作为主体交通方式^①,公路运输在我国各地区均承担了大部分的货运周转任务。这里采用人均公路里程变量对数值($\ln HIGHWAY$)作为交通便利程度的代理变量。

(9) 截面固定效应变量(Province)与时间虚拟变量(Year)。首先,考虑到我国疆域版图广大,不同省区之间存在各种差异,因此,需要控制每个样本省区不可观测的异质性效应;其次,为了控制与时间因素有关的非观测效应,也需要加入依时间跨度而生成的年份虚拟变量。

相关变量的统计性描述如下:

表 5 关键变量的统计性描述

变量名	单位	均值	标准差	最小值	最大值
资本流动水平(CM)	百分数	0.06	0.32	-3.84	2.20
GDP 对数值($\ln GDP$)	亿元	8.17	1.08	4.91	10.74
第一产业产值比重(PIP/GDP)	百分数	15.77	7.85	0.66	35.70
城镇居民人均可支配收入对数($\ln PCIUH$)	元	8.95	0.54	7.82	10.37
能源生产总量对数($\ln EP$)	万吨标准煤	8.04	1.28	3.00	11.06
人口规模对数($\ln POP$)	万人	8.16	0.76	6.16	9.34
在岗职工实际平均工资对数($\ln AWW$)	元	8.62	0.23	8.06	9.34
地方财政预算支出比例($GBFE/GDP$)	百分数	14.57	6.71	4.92	55.05
存贷总额与 GDP 之比(DL/GDP)	-	2.24	0.77	1.04	6.39
实际利用 FDI 对数($\ln FDI$)	万元	11.46	1.69	6.30	14.86
人均公路里程对数($\ln HIGHWAY$)	公里/万人	2.71	0.68	0.98	4.70

(二) 空间权重

地区资本流动的空间效应不仅可以基于地理特征产生,而且在市场交易范围不断扩大、交易成本不断降低以及各类生产要素不断流动的前提下,空间效应更有可能蕴涵于经济属性之间。因而,我们也需要从经济特征角度构建权重矩阵,以更为全面地刻画地区资本流动的空间

^①根据近年《中国公路运输行业投资分析及前景预测报告》,我国公路运输在客运量、货运量、客运周转量等方面遥遥领先于其他交通运输方式的总和。

结构关系。考虑到人力资本与物质资本的空间效应一直是空间经济学理论研究的核心要素 (Berliant, et al., 2006), 本文构造了人均物质资本存量矩阵与人均人力资本存量矩阵。与李婧等 (2010)、陈继勇等 (2010) 以及张征宇和朱平芳 (2010) 一致, 经济权重矩阵的构建方法如下: 基于空间单元之间可能产生空间效应的上述经济指标 V 的绝对差异, 将权重矩阵元素赋值为该经济指标之差绝对值的倒数, 即:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/|V_i - V_j|, & \text{当 } i \neq j; \\ 0, & \text{当 } i = j \end{cases} \quad (8)$$

其中, V 包括我国各省区人均物质资本存量与人均人力资本存量。经济权重矩阵与地理权重矩阵的一个重要区别在于, 经济变量值是随时间发生变动的。因而, 为了构造稳定的权重矩阵, 通常是以损失一部分时间信息为代价, 采用样本时间段内经济指标的算术平均值来形成矩阵元素。

综上, 本文计算了 1994 - 2010 年样本省区人均物质资本存量与人均人力资本存量的算术均值并按照式 (8) 来形成权重矩阵。物质资本存量数据计算仍然与单豪杰 (2008) 的做法一致且进行了人均化处理; 人力资本存量数据是依据《中国统计年鉴》中全国人口变动情况抽样调查样本数据并采用教育年限法来计算的。该方法的统计对象为各省区 6 岁以上人口, 各学历阶段的教育年限赋值如下: 不识字或识字很少计为 0 年, 小学计为 6 年^①, 初中计为 9 年, 高中或中专计为 12 年, 大学及大专以上计为 15 年。将各学历阶段受教育年限与其对应人数权重相乘后加总即可得到各省区人均教育年限数据 (李婧等, 2010; 冯晓等, 2012)。

(三) 基本回归结果

为了检验空间效应系数的稳健性, 我们分别对广义空间模型式 (7) 的动态与静态形式进行极大似然估计。在一阶邻接权重 W_a 、逆距离权重 W_b 、人均物质资本权重 W_c 以及人均人力资本权重 W_d 四种权重情形下的估计结果见表 6。从表 6 可知, 与静态模型相比, 加入因变量滞后期的动态模型回归系数值发生了较大变化, 空间效应项与控制变量的显著性也有较大变动, 而因变量滞后项自身也通过了 1% 的显著性水平检验。这说明静态模型由于忽略了不可观测因素而使得回归结果产生了较大的偏差。此外, 动态模型中四种权重矩阵情形下的组内 R^2 也均高于静态模型, 故我们依据空间计量模型动态形式的估计结果进行解读。

对于空间效应而言, (1) 在邻接与逆距离权重下空间误差项系数均显著为负值。这意味着在地理特征上考察空间效应时, 不可观测因素对地区资本流动产生了间接的抑制作用。我们可以把这种不可观测因素理解为我国全国层面上资本驱动型经济增长方式 (Prasad, 2009) 造成的资本稀缺性。在资本总量相对稳定的前提下, 地区之间的这种资本竞争关系使得地理上的资本空间分布表现为“此消彼长”的替代关系。同时, 因变量空间滞后项系数 ρ 在邻接权重下不显著, 在逆距离权重下则显著为正。这说明各地区之间直接的资本集聚效应不是狭隘地发生于具有共同边界的省区之间, 而是依据距离在全国范围内发生; (2) 在物质资本权重矩阵情形下两个空间效应项至少在 10% 显著性水平上为正, 而采用人力资本权重时空效应均不显著。该结论意味着在考虑经济特征引起的空间效应时, 是物质资本而非人力资本发挥了主导作用。这也再次印证了我国现阶段经济增长的资本驱动特征。

对于控制变量而言, (1) 人口规模变量系数在四种权重情形下均显著为负, 说明在我国教

^①按照通常的做法, 从小学一年级到小学毕业均计为 6 年, 其余类推。

育水平整体受限的前提下,较大的人口规模可能通过各种社会负担对经济产生拖累效应。(2)在岗职工平均工资变量对因变量的影响呈现出显著的倒 U 型关系。这说明工资水平逐步上升到一定阈值之前,更多地代表着劳动生产率的提升从而有利于资本流动。(3)人均公路里程变量系数在四种权重情形下均显著为负。经考察,由于人口密度的原因,该变量数值较大的省区为内蒙古、新疆、青海等人口稀少的西部地区,而人均公路里程较少的省区却是那些经济发达的省区。这就意味着该变量数值越大其对应省区的经济基础以及自然地理条件越差,也就显然不利于资本流动。(4)资源禀赋、政府职能、金融深化以及经济开放程度等在其他文献中对经济运行会产生重要作用的变量在本文回归中并不显著,这引起了我们的注意。下文将针对这些不显著变量进行扩展分析。

表 6 广义空间计量模型估计结果

变量	动态广义空间模型				静态广义空间模型			
	W_a	W_b	W_c	W_d	W_a	W_b	W_c	W_d
空间滞后项系数 ρ	0.15 (0.12)	0.43 *** (0.11)	0.42 *** (0.10)	-0.17 (0.11)	0.29 *** (0.11)	0.56 *** (0.08)	0.40 *** (0.10)	-0.12 (0.11)
空间误差项系数 λ	-0.32 ** (0.14)	-0.73 *** (0.13)	0.19 * (0.12)	-0.12 (0.11)	-0.48 *** (0.14)	-0.87 *** (0.09)	0.16 (0.11)	-0.20 * (0.11)
L1. CM	0.78 *** (0.12)	0.69 *** (0.12)	0.86 *** (0.11)	0.80 *** (0.121)	-	-	-	-
lnGDP	0.30 (0.23)	0.25 (0.20)	0.20 (0.22)	0.23 (0.23)	0.57 *** (0.21)	0.55 *** (0.17)	0.46 ** (0.21)	0.43 * (0.22)
PIP/GDP	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
lnPCIUH	-0.40 (0.26)	-0.26 (0.24)	-0.21 (0.26)	-0.31 (0.27)	-0.29 (0.23)	-0.17 (0.21)	-0.11 (0.25)	-0.12 (0.25)
lnEP	0.06 (0.05)	0.07 (0.05)	0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.05 (0.04)	-0.02 (0.05)	-0.02 (0.05)
lnPOP	-1.20 *** (0.36)	-1.11 *** (0.33)	-0.73 ** (0.35)	-1.11 *** (0.36)	-1.72 *** (0.32)	-1.54 *** (0.29)	-1.39 *** (0.32)	-1.60 *** (0.33)
lnAWW	25.08 ** (10.27)	24.29 *** (8.98)	26.55 *** (9.53)	30.55 *** (10.26)	23.79 *** (6.62)	21.67 *** (5.63)	28.82 *** (7.00)	29.86 *** (7.20)
(lnAWW) ²	-1.46 ** (0.58)	-1.43 *** (0.51)	-1.50 *** (0.54)	-1.74 *** (0.59)	-1.39 *** (0.38)	-1.26 *** (0.32)	-1.64 *** (0.40)	-1.70 *** (0.41)
GBFE/GDP	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
DL/GDP	0.02 (0.06)	0.03 (0.06)	-0.03 (0.06)	-0.02 (0.06)	-0.13 ** (0.06)	-0.10 * (0.05)	-0.18 *** (0.06)	-0.18 *** (0.06)
lnFDI	0.05 (0.03)	0.04 (0.03)	0.03 (0.03)	0.04 (0.03)	0.06 ** (0.03)	0.04 (0.03)	0.06 ** (0.03)	0.073 ** (0.03)
lnHIGHWAY	-0.20 ** (0.08)	-0.16 ** (0.08)	-0.21 *** (0.08)	-0.20 ** (0.09)	-0.27 *** (0.08)	-0.19 *** (0.07)	-0.30 *** (0.08)	-0.27 *** (0.08)
Within - R ²	0.24	0.22	0.26	0.29	0.15	0.04	0.06	0.15
样本数	448	448	448	448	476	476	476	476

注:(1)为了突出本文所关心的空间效应系数,我们将其放在了表 6 中的前两行;(2)模型同时控制了截面固定效应与时间固定效应,故拟合优度为组内统计值(Within - R²);(3)表格括号中报告的是经过异方差稳健校正计算得到的标准误(Robust Stand Error);(4)*** 表示满足 1% 的显著性水平,** 表示 5% 的显著性水平,* 表示 10% 的显著性水平,以上均为双尾检验。

作为稳健性检验,在回归过程中逐个加入控制变量,且对模型中所有控制变量均取滞后一期以尽可能地校正内生性问题,得到的估计结果性质不变。此外,对于逆距离权重的矩阵元素赋值,我们采用省区经纬度数据计算的最短球面距离^①来代替省会城市之间的铁路距离,回归结果也是一致的。

(四)地区资本流动影响变量的制度条件

在表6中,以下在其他文献中对经济运行会产生重要作用的变量,即资源禀赋($\ln EP$)、政府职能实施($GBFE/GDP$)、金融深化(DL/GDP)以及经济开放程度($\ln FDI$)均不显著,该情形出现的原因很可能是忽略了这些变量对资本流动产生影响的条件。正如前文所言,我国现阶段正处于经济转轨与体制转型的双重进程之中,体制变革与新政策实施较为频繁,故我们将控制变量是否发生显著作用的条件重点放在考察制度因素方面。鉴于制度变量是宏观层面上的潜在变量,我们选取或构建了两个代理变量:

(1) 中国市场化指数(Marketization Index, MI)。其中,该指数1997–2009年的数据来自于樊纲等(2011)计算的各地区市场化进程总得分,1994–1996年该变量数据我们用1997年数据替代,2010年则用2009年数据替代。

(2) 政策优惠指数(Policy Index, PI)。参照刘生龙和胡鞍钢(2011)的做法,在补充了中部崛起战略实施之后构建了1994–2010年28个样本省区的政策优惠指数。步骤如下:首先,依据实施一项优惠政策的起始时间计算出单项政策优惠指数值,比如对于1979年广东省成为经济特区这一项政策而言,2009年其政策优惠指数为30(即 $2009 - 1979 = 30$),2010年其政策优惠指数为31。各省份各年度的政策优惠指数以此类推;其次,将各单项政策优惠指数加总为该省区的总政策优惠指数。该变量反映了一个地区能否为资本流动提供具有竞争力的制度软环境。

接下来,本文分别构建了两个制度代理变量与资源禀赋变量、政府职能实施变量、金融深化变量以及经济开放程度变量四个重要控制变量的交互项,以考察这些变量对地区资本流动性的影响是否因制度环境而异。需要说明的是,由于控制变量与交叉项的相关性较大,我们对各制度代理变量与控制变量进行中心化处理之后才形成了交互项。采用与式(7)同样的动态广义空间模型设置与回归方法,分别将两个制度代理变量及其与重要控制变量的交互项加入回归方程得到了两组估计结果,见表7。

表7显示,(1)采用中国市场化指数来代理制度环境时,除金融深化指标交互项之外,其他控制变量交互项均不显著。这说明市场化程度与地方能源生产、地方政府预算支出与吸引外商投资之间不存在相互影响。而金融深化指标交互项显著为负意味着,市场化程度越高,金融深化越不利于地方资本流动,该结论在以政策优惠指数表征制度环境时也成立。可见,政府行政权与金融权的这种联姻最终造成市场化推动的资本流动受到阻碍。这与Boyreau-Debray和Wei(2005)所指出的“国家主导的金融体系陷阱”现象逻辑一致;(2)在以政策优惠指数表征制度环境时,仅有外商投资交互项不显著,这说明外商投资在我国总是享有很多优惠待遇的前提下,其投资量多少取决于除制度环境之外的其他因素。与此同时,能源生产变量交互项与政府预算支出交互项系数显著为正,意味着政策优惠幅度越大,地区资源禀赋与政府职能实施越能促进资本流动。

^①根据我国省区经纬度位置计算得来的球面最短距离数据来自于Yu(2009)的整理。

表 7 加入制度变量交互项的估计结果

变量		权重矩阵			
		W_a	W_b	W_c	W_d
制度变量 1	$MI * \ln EP$	-0.001 (0.010)	-0.001 (0.010)	0.009 (0.009)	0.008 (0.010)
	$MI * (GBFE/GDP)$	0.002 (0.003)	0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)
	$MI * (DL/GDP)$	-0.037 *** (0.014)	-0.031 ** (0.013)	-0.023 * (0.013)	-0.031 ** (0.014)
	$MI * \ln FDI$	0.007 (0.006)	0.008 (0.006)	-0.001 (0.007)	0.007 (0.007)
制度变量 2	$PI * \ln EP$	0.003 ** (0.001)	0.002 * (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.003 ** (0.001)
	$PI * (GBFE/GDP)$	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 ** (0.000)
	$PI * (DL/GDP)$	-0.005 *** (0.002)	-0.004 *** (0.002)	-0.003 * (0.002)	-0.005 *** (0.002)
	$PI * \ln FDI$	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
样本数		448	448	448	448

注:由于交互项数值较大从而使得回归系数值较小,故这里保留小数点后三位数。为节约篇幅,表格中只报告了交互项系数。表格其他说明同表 6。

五、结论

本文基于 FH 框架以及同时考虑因变量与误差项两类空间滞后效应的广义空间计量模型,对我国省级面板数据进行分阶段回归显示,1979 - 1992 年 FH 系数显著为负或不显著,这种不同寻常的相关性充分反映了我国在改革开放初期市场经济体制的不完备特征,以及中央政府在资源分配中的威权地位;而针对 1994 - 2010 年的分析结果显示,FH 系数显著地达到了 0.64 以上。这意味着这个阶段我国地区资本流动能力非常弱,也就是地区间的物质资本流动能力被较为严重地限制。虽然从全局来看,一体化的国内市场有利于发挥经济增长的分工效率与规模效应,但是,采取分割市场的干预政策在我国各省区之间的博弈中却可能是一个占优策略均衡。

本文也采用物质资本存量变动率指标更加直接地展示了我国地区资本流动性的空间效应特征。结果显示,在地理特征上考察空间效应时,不可观测因素对地区资本流动产生了间接的抑制作用。与此同时,在考虑经济特征引起的空间效应时,是物质资本而非人力资本发挥了主导作用。进一步地,我们通过选取或构造制度潜在变量分析了资源禀赋、政府职能、金融深化以及经济开放程度等变量对资本流动性产生作用的条件。分析结果显示,我国政府原有的对金融体系的干预力量在制度环境改善时并没有削弱,政府行政权与金融干预权的这种联姻最终造成市场化推动的资本流动受到阻碍,而地区资源禀赋与政府职能实施变量在政策优惠幅度越大的环境中越能促进资本流动。

从政策意义上讲,以上结论意味着为了使市场力量在物质资本配置中起到决定性作用,防

止政府这只“有形的手”抓住市场这只“无形的手”,我国就需要进一步推进金融市场化改革,努力保持资本流动所依赖的金融渠道畅通,割裂政府行政权与金融干预权之间的裙带关系。针对我国银行间组织兼容性差以及民间金融资本进入门槛高的问题,则需要进一步取消银行间业务壁垒,减少金融业务交易成本,并充分调动社会资本尤其是民间金融资本的进入,从而实现依托于金融体系的资本配置效率的大幅提升。与此同时,鉴于本文结论指出,地区资源禀赋与政府职能实施变量只有在政策优惠幅度越大的情形中才越能促进资本流动,故而,我国政府应该逐步减少各类不必要的行政审批权,限制自身对市场行为的微观干预权力,在真正意义上划清政府与市场的界限。众所周知,2013年国务院已经分批取消和下放了416项行政审批等事项,这正是在行政管理体制改革方面迈出的实质性步伐。

最终,为了从根源上提升我国的地区资本流动能力,并打破各地区选择分割策略的占优均衡,中央政府需要采取更加符合市场与人民意愿的多元化政绩考核方式,来改变地方单维度倚重GDP来实现经济发展或获得政治晋升的偏好,诱导其更加注重长远的教育投资以使人力资本,而非仅仅是物质资本的空间扩散效应得以发挥。我们已经看到,2013年底,中央组织部发布了《关于改进地方党政领导班子和领导干部政绩考核工作的通知》,明确规定“不能仅仅把地区生产总值及增长率作为考核评价政绩的主要指标,不能搞地区生产总值及增长率排名”。只有这样,我们才能尽可能地打破“以邻为壑”的行政区区利益观,逐步减少各类不利于生产要素尤其是物质资本流动的地方分割与保护主义政策,从而实现国内经济一体化创造有益的制度环境。

参考文献:

1. 陈继勇、雷欣、黄开琢,2010:《知识溢出、自主创新能力与外商直接投资》,《管理世界》第7期。
2. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社。
3. 冯晓、朱彦元、杨茜,2012:《基于人力资本分布方差的中国国民经济生产函数研究》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
4. 郭杰、李涛,2009:《中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》第11期。
5. 郭金龙、王宏伟,2003:《中国区域间资本流动与区域经济差距研究》,《管理世界》第7期。
6. 胡凯,2011:《中国省际资本流动规模实证研究》,《经济地理》第1期。
7. 李婧、谭清美、白俊红,2010:《中国区域创新生产的空间计量分析》,《管理世界》第7期。
8. 李小平、陈勇,2007:《劳动力流动、资本转移和生产率增长》,《统计研究》第7期。
9. 李治国,2008:《中国区域间资本流动:基于Feldstein-Horioka方法的检验》,《统计研究》第10期。
10. 刘生龙、胡鞍钢,2011:《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》第3期。
11. 潘文卿,2012:《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》,《经济研究》第1期。
12. 任晓红、张宗益、余元全,2011:《中国省际资本流动影响因素的实证分析》,《经济问题》第1期。
13. 单豪杰,2008:《中国资本存量的再估算:1952-2006》,《数量经济技术经济研究》第10期。
14. 王美今、林建浩、余壮雄,2010:《中国地方政府财政竞争行为特性识别》,《管理世界》第3期。
15. 魏浩,2010:《中国30个省市对外贸易的集聚效应和辐射效应研究》,《世界经济》第4期。
16. 汪冲,2011:《资本集聚、税收互动与纵向税收竞争》,《经济学(季刊)》第1期。
17. 吴强,2009:《国内资本流动的Feldstein-Horioka之谜》,《宏观经济研究》第1期。
18. 徐东林、陈永伟,2009:《区域资本流动:基于投资与储蓄关系的检验》,《中国工业经济》第3期。
19. 杨海生、罗党论、陈少凌,2010:《资源禀赋、官员交流与经济增长》,《管理世界》第5期。
20. 于春海,2007:《Feldstein-Horioka之谜的中国经验分析》,《世界经济》第1期。

21. 张晓莉、刘启仁,2012:《中国区域资本流动:动态与区域差异》,《国际商务研究》第 3 期。
22. 张征宇、朱平芳,2010:《地方环境支出的实证研究》,《经济研究》第 5 期。
23. 赵岩、赵留彦,2005:《投资 - 储蓄相关性与资本的地区间流动能力检验》,《经济科学》第 5 期。
24. 钟水映、李魁,2010:《人口红利、空间外溢与省域经济增长》,《管理世界》第 4 期。
25. Anselin, L. 1995. "Local Indicators of Spatial Association - LISA." *Geographical Analysis*, 27(2): 93 - 115.
26. Anselin, L. 1996. "The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association." In *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, ed. M. M. Fischer, H. J. Scholten and D. Unwin, 111 - 125. London, UK: Taylor and Francis.
27. Apergis, N., and C. Tsoumas. 2009. "A Survey of the Feldstein - Horioka Puzzle: What Has Been Done and Where We Stand." *Research in Economics*, 63(2): 64 - 76.
28. Avik, C. 2006. "The Saving - Investment Relationship Revisited: New Evidence from Multivariate Heterogeneous Panel Cointegration Analyses." *Journal of Comparative Economics*, 34(2): 402 - 419.
29. Bayoumi, A., and K. Mickael. 1997. "A Provincial View of Economic Integration." *IMF Staff Papers*, 44(4): 534 - 556.
30. Berliant, M., R. Reed, and P. Wang. 2006. "Knowledge Exchange Matching and Agglomeration." *Journal of Urban Economics*, 60(1): 69 - 95.
31. Boyreau - Debray, G., and S. J. Wei. 2004. "Can China Grow Faster? A Diagnosis on the Fragmentation of the Domestic Capital Market." *IMF Working Papers*, No. 76.
32. Boyreau - Debray, G., and S. J. Wei. 2005. "Pitfalls of a State - dominated Financial System: The Case of China." *NBER Working Paper* 11214.
33. Coakley, J., M. Fuertes, and F. Spagnolo. 2004. "Is the Feldstein - Horioka Puzzle History?" *Manchester School Working Paper*, 72(5): 569 - 590.
34. Coakley, J., F. Kulasi, and R. Smith. 1998. "The Feldstein - Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review." *International Journal of Finance and Economics*, 3(2): 169 - 188.
35. Elhorst, J. P. 2003. "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models." *International Regional Science Review*, 26(3): 244 - 268.
36. Ertur, C., J. Gallo, and C. Baumont. 2006. "The European Regional Convergence Process, 1980 - 1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?" *International Regional Science Review*, 29(1): 3 - 34.
37. Feldstein, M., and C. Horioka. 1980. "Domestic Saving and International Capital Flow." *The Economic Journal*, 90(358): 314 - 329.
38. Helliwell, F., and R. McKittrick. 1999. "Comparing Capital Mobility across Provincial and National Borders." *Canadian Journal of Economics*, 32(5): 1164 - 1173.
39. Iwamoto, Y., and E. Wincoop. 2000. "Do Border Matter? Evidence from Japanese Regional Net Capital Inflows." *International Economic Review*, 41(1): 241 - 269.
40. Jin, Hehui, Yingyi Qian, and B. Weingast. 2005. "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style." *Journal of Public Economics*, 89(9 - 10): 1719 - 1742.
41. Kim, H., K. Oh, and C. Jeong. 2005. "Panel Cointegration Results on International Capital Mobility in Asian Economies." *Journal of International Money and Finance*, 24(1): 71 - 82.
42. Lai, J., P. McNelis, and I. Yan. 2013. "Regional Capital Mobility in China: Economic Reform with Limited Financial Integration." *Journal of International Money and Finance*, 37: 493 - 503.
43. Lee, Lung - Fei. 2004. "Asymptotic Distributions of Quasi - maximum Likelihood Estimators for Spatial Econometric Models." *Econometrica*, 72(6): 1899 - 1926.
44. Lee, Lung - Fei, and Jihai Yu. 2010. "Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects." *Journal of Econometrics*, 154(2): 165 - 185.
45. LeSage, J., and R. Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, Florida: CRC Press Taylor & Francis Group.

46. Li, Cheng. 2010. "Savings, Investment and Capital Mobility within China." *China Economic Review*, 21(1): 14 – 23.
47. Mohammad, M. A. , and R. I. Mohammad. 2010. "Revisiting the Feldstein – Horioka Hypothesis of Savings, Investment and Capital Mobility." *International Journal of Economics*, 4(1): 71 – 90.
48. Obstfeld, M. , and M. Taylor. 2005. *Global Capital Markets: Integration, Crisis, and Growth*. New York: Cambridge University Press.
49. Paas, T. , and F. Schlitte. 2007. "Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU – 25." HWWI Research Papers 1 – 11, Hamburg Institute of International Economics (HWWI).
50. Prasad, E. 2009. "Rebalancing Growth in Asia." *Finance and Development*, 46(4): 19 – 22.
51. Revelli, F. 2005. "On Spatial Public Finance Empirics." *International Tax and Public Finance*, 12(4): 475 – 492.
52. Yan, K. , S. Chan, T. Dang, and T. Lai. 2011. "Regional Capital Mobility in China: 1978 – 2006." *Journal of International Money and Finance*, 30(7): 1506 – 1515.
53. Yoshihiro, Hashiguchi, and Kuang – hui Chen. 2010. "Has China's Interregional Capital Mobility Been Low? A Spatial Econometric Estimation of the Feldstein – Horioka Equation." MPRA Paper, No. 24595.
54. Yoshihiro, Hashiguchi, and Hamori Shigeyuki. 2009. "Saving – Investment Relationship and Capital Mobility: Evidence from Chinese Provincial Data, 1980 – 2007." *Economics Bulletin*, 29(3): 1986 – 1994.
55. Yu, Yihua. 2009. "CHINA_SPATDWM: Stata Module to Provide Spatial Distance Matrices for Chinese Provinces and Cities." Statistical Software Components S457059, Boston College Department of Economics.

China's Provincial Capital Mobility and Its Influencing Factors: An Analysis Based on the General Spatial Econometric Model

Wang Shoukun

(School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: The estimation methods on account of mean value, such as maximum likelihood estimation, are likely to disguise the respective characteristics of different periods. This paper specifies a general spatial model to extend the traditional FH test, and then it shows us two FH coefficients which are so different when we estimate China's province data in the periods of 1979 – 1992 and 1994 – 2010 separately. For the first period, the FH coefficient is significant negative or not significantly under two geographic weight matrices, which are binary and inverse squared standardized weight matrix. However, the FH coefficient is significantly higher than 0.64 for the second period. This paper gives an explanation for this phenomenon from the perspective of institutional change and corresponding behavior of China's central and provincial governments. At the same time, we regard the changing rate of physical capital stock of each province as an index which can demonstrate the mobile capability directly, and depict the spatial position by using local Moran's I statistics. What's more important, we analyze many influencing factors of China's provincial capital mobility from two geographic weight matrices to two economic weight matrices, as well as their institutional conditions if necessary. In short, this paper obtains convincing conclusions based on the spatial econometric estimation. Finally, it points out that the key step to promote China's capital mobility is changing the singular assessment criterion of GDP growth to the local governments gradually.

Key Words: Capital Mobility; FH Coefficient; General Spatial Econometric Model; Weight Matrix
JEL Classification: C21, O16, P21

(责任编辑:彭爽)