

中国区域间建设用地数量配置对资本流动的影响研究

——基于生产要素边际报酬省际面板数据的实证分析

张建¹，彭山桂²，孙健¹，于立涛¹

(1.北京华夏至信土地科技有限公司，北京 100176；

2.中国矿业大学环境与测绘学院，徐州 221000)

摘要：研究目的：分析我国各地区建设用地数量配置对资本流动的影响途径和方式。研究方法：统计分析法、计量模型法。研究结果：(1) 建设用地边际报酬对资本存量边际报酬具有反向作用，资本存量边际报酬对资本净流入具有正向作用。(2) 由地区间差别性的建设用地数量配置所导致的资本存量边际报酬差异对资本流动的推力仅在东、中、西部地区间发生作用，未对各地区内部资本流动产生显著作用。研究结论：我国中、西部地区相对丰富的建设用地数量，使其地均资本存量较少，导致了较低的建设用地边际报酬并推高了资本存量边际报酬，从而使资本改变了长期以来反向流动的格局，驱动资本从东部向中、西部逐渐流动，资本流动方式向符合新古典主义增长趋同的方向发展。

关键词：土地经济；资本流动；计量模型；生产要素；边际报酬

1 引言

土地作为经济生产的重要要素之一，在现代经济增长理论中却通常被忽视。其直观的原因是土地供给缺乏弹性，一个经济体的土地数量没有变化。其深层原因是传统经济与现代经济技术水平和增长方式的差异。前者体现的是前工业化时期的特征——较少的知识存量，土地生产要素重要且数量固定，资本和劳动边际报酬呈下降趋势，这种增长方式被称为“马尔萨斯”增长；后者体现的是后工业化时期的特征——快速的科技进步，资本对土地具有很强的替代性，土地重要性持续下降，资本和劳动边际报酬摆脱了下降的趋势，这种增长方式被称为“索洛增长”。目前中国正处于工业化快速发展时期，处在由“马尔萨斯”增长向“索洛增长”过渡阶段，因此土地要素对经济增长仍具有重要而特殊的作用。在货币政策外生给定，劳动力的配置日益由市场来决定的情况下，建设用地供给政策成为了地方政府推动经济增长的重要手段。笔者思考的问题是，在我国地区竞争的背景下，现阶段不同地区差别性的建设用地数量配置所引起的土地、资本要素比例差异是否能导致资本边际报酬出现符合新古典主义模型中经济增长趋同假设的变化，即发达地区土地供给有限，资本边际报酬递减，从而导致资本向土地要素相对丰富的欠发达地区流动，为区域均衡发展提供物质基础。本文以土地—资本要素配置关系为切入点，借助C-D生产函数，估计并剥离出我国各省建设用地及资本存量的边际报酬，同时测算出我国省际资本流动方向及规模，发现资本流动的新趋势，在此基础上构建面板数据及其计量模型，分析探讨我国各区域建设用地数量配置对资本流动的影响途径和方式。

2 建设用地及资本存量边际报酬的测算

2.1 测算模型构建

为了测算我国各省（自治区、直辖市，以下简称省）资本存量和建设用地的边际报酬，我们需要估计各省的生产函数。考虑到研究关注点为建设用地与资本要素配置关系的主观意愿及经济转型期中国绝大部分地区资本相对劳动十分稀缺的客观事实，为提高生产函数估计的准确度，构建的生产函数中只包括土地和资本两个要素。形如下式：

$$Y_i = ALU_i^{\alpha_i} K_i^{\beta_i} \quad (\text{式 1})$$

为了避免模型估计中出现异方差和多重共线性问题，采用 C-D 生产函数的对数线性形式对式 1 模型进行估计。两边取对数并加入时间变量 t 和残差项 ε 则模型变为：

$$\ln Y_i^t = \ln A + g_i t + \alpha_i \ln LU_i + \beta_i \ln K_i + \varepsilon_i \quad (\text{式 2})$$

对式 2 强加条件 $\alpha_i + \beta_i = 1$ ，并设技术进步率为 g_i ，同时将式 2 变形为：

$$\ln(Y_i / LU_i) = \ln A + g_i t + \beta_i \ln(K_i / LU_i) + \varepsilon_i \quad (\text{式 3})$$

式 3 中 Y_i 为 i 省的非农产业经济总量，用二三产增加值表征； LU_i 为 i 省的土地要素，用建设用地总量表征； K_i 为 i 省的资本要素，用二、三产业资本存量表征； A 、 g_i 、 α_i 、 β_i 为待估参数。在得到 β_i 的估计后，通过 $\alpha_i = 1 - \beta_i$ 得出生产函数中建设用地的回归系数。在 C-D 生产函数形式的假设下， i 省第 t 年资本存量的边际报酬 r_i^t 可表示为：

$$r_i^t = \frac{\partial Y_i^t}{\partial K_i^t} = A \beta_i LU_{it}^{\alpha_i} K_{it}^{\beta_i - 1} = \frac{\beta_i Y_i^t}{K_i^t} \quad (\text{式 4})$$

i 省第 t 年建设用地的边际报酬 w_i^t 可表示为：

$$w_i^t = \frac{\partial Y_i^t}{\partial LU_i^t} = A \alpha_i LU_{it}^{\alpha_i - 1} K_{it}^{\beta_i} = \frac{\alpha_i Y_i^t}{LU_i^t} \quad (\text{式 5})$$

2.2 数据收集及整理

估计各省生产函数需要获得该地区二三产增加值、二三产业资本存量、建设用地面积等数据。考虑到我国土地市场发育较晚，20 世纪九十年代开始土地供给政策才开始成为地方政府重要的政策工具，因此为真实反映建设用地数量配置对资本流动的影响，本研究将数据收集的时间范围限定为 1990-2011 年。需要说明的是数据收集对象未包括港澳台地区；考虑到重庆直辖时间较晚，数据较短，按照惯例将其并入四川省进行分析；同时由于西藏数据缺失问题，也未收集西藏的数据，最终本文样本包括 29 个省份。具体而言，各项指标数据的收集及整理过程如下：

(1) 二三产业增加值由各省历年统计年鉴中二、三产增加值加和而得，为保证数据间的可比性，将相关数据按照地区生产总值指数中第二、三产业相关指数调整为以 1990 年为基期的不变价。

(2) 二三产业资本存量按照永续盘存法计算。由于中国没有进行过大规模的资产普查，所以本文所采用的方法是在估计一个基准年（1990）后运用永续盘存法按不变价格计算资本存量。这一方法可以写作 $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t$ ，前式涉及当年投资 I 的选取；投资品价格指数的构造；经济折旧率 δ 的确定；基年资本存量 K 的确定等四个技术问题。本文在借鉴张军（2004）研究成果的基础上，以 1990 年二三产投资总额除以 10% 作为基年资本量，各省经济折旧率根据单豪杰（2008）的研究成果确定，同时根据历年《中国统计年鉴》中的分省固定资产投资价格指数，将相关数据统一折算为 1990 年的不变价。

(3) 各省建设用地面积的数据来源于相关年份的《中国国土资源统计年鉴》和《中国国土资源年鉴》。

2.3 要素边际报酬测算结果

利用各省相关变量 1990-2011 年的时间序列数据，在对相关变量进行单位根、协整检验的基础上，按照式 3 建立多元线性回归模型，运用 EViews6.0 软件进行 OLS 回归，从而得出资本存量的回归系数 β_i ，继而测算出建设用地的回归系数 α_i 。具体结果如表 1 所示。

表 1 中国各省份的生产函数的估算结果
Tab.1 Estimation results of production function of relevant provinces in China

序号	省(市)名称	α_i	β_i	检验结果 D. W.; White; VIF ₁ ; VIF ₂	序号	省(市)名称	α_i	β_i	检验结果 D. W.; White; VIF ₁ ; VIF ₂
1	北京	#N/A	#N/A	#N/A	16	河南	0.16	0.84	1.71; 8.55; 4.52; 5.19
2	天津	#N/A	#N/A	#N/A	17	湖北	0.05	0.95	2.02; 9.78; 3.16; 4.57
3	河北	0.41	0.59	1.81; 8.84; 8.17; 7.65	18	湖南	0.18	0.82	1.74; 9.44; 4.89; 6.99
4	山西	0.08	0.92	1.76; 9.71; 5.64; 4.23	19	广东	#N/A	#N/A	#N/A
5	内蒙古	#N/A	#N/A	#N/A	20	广西	0.11	0.89	1.53; 7.56; 5.27; 4.31
6	辽宁	#N/A	#N/A	#N/A	21	海南	#N/A	#N/A	#N/A
7	吉林	0.17	0.83	1.70; 6.20; 5.77; 8.93	22	四川	0.15	0.85	1.87; 8.93; 6.19; 7.08
8	黑龙江	0.17	0.83	1.75; 8.77; 5.67; 7.54	23	贵州	0.29	0.71	2.11; 8.04; 7.12; 8.39
9	上海	#N/A	#N/A	#N/A	24	云南	0.46	0.54	1.96; 6.86; 5.58; 7.07
10	江苏	0.11	0.89	1.79; 9.35; 5.01; 7.88	25	陕西	0.12	0.88	1.91; 6.76; 7.97; 8.05
11	浙江	0.03	0.97	2.17; 8.44; 5.61; 7.92	26	甘肃	0.19	0.81	1.78; 7.34; 6.59; 7.28
12	安徽	0.18	0.82	1.68; 8.79; 6.16; 8.34	27	青海	0.24	0.76	1.79; 8.27; 7.29; 8.97
13	福建	0.18	0.82	1.77; 9.26; 7.12; 9.34	28	宁夏	0.27	0.73	1.71; 7.33; 5.48; 6.19
14	江西	0.34	0.66	1.85; 8.10; 6.68; 7.99	29	新疆	0.19	0.81	2.02; 8.26; 7.88; 8.12
15	山东	0.19	0.81	1.72; 6.49; 7.24; 9.67					

注：(1) 表中#N/A 表示该省数据回归结果未通过 F、t 检验或回归系数超出约束条件。(2) 检验结果列从左至右分别列出了自相关 D. W. 检验量；异方差 White 检验量；多重共线性方差膨胀因子检验量 VIF₁，VIF₂。(3) 在 n=22 的情况下 D. W. 检验上下界分别 dU=1.54、dL=1.15；5%显著性水平下自由度为 5 的 χ^2 分布的临界值 $\chi^2_{0.05}(5)=11.07$ 。(4) 经分析，表中给出参数估计值的 22 个省份，其 D. W. 检验量均处于 [dU, 4-dU] 区间，不拒绝原假设，误差项无自相关；White 检验量均小于 $\chi^2_{0.05}(5)$ ，接受同方差的原假设；方差膨胀因子检验量 VIF₁，VIF₂ 均小于 10，多重共线性不严重。

表 1 结果显示，在参与分析的 29 个省份中，有 22 个省份能够成功估计出生产函数。对于这 22 省份，利用式 4 和式 5 测算出了资本存量及建设用地边际报酬。为了直观地反映各省资本存量及建设用地边际报酬数据，在图 1 和图 2 中分别给出了各省建设用地和资本存量边际报酬的变化趋势。从图 1 和图 2 中可以发现两点规律：一是所有省份资本存量的边际报酬总体呈下降趋势，而建设用地边际报酬总体呈持续上升的趋势。二是东部地区省份的建设用地边际报酬较中、西部明显偏高，与建设用地边际报酬差距相比，中、西部地区与东部地区省份的资本边际报酬差距相对较小。为反映资本存量及建设用地边际报酬省际差距的变化趋势，本文参考龚六堂、谢丹阳 根据“Gini-Coefficient”思想提出计算方法，用下式测算省份间的资本存量及建设用地边际报酬的差异程度：

$$D = \frac{2}{n^2 * r} \sum_{i=1}^n i(r_i - *r) \quad (式 6)$$

式 6 中 n 为省份个数，*r 为要素边际报酬平均值，r_i 为 i 省要素边际报酬值，i 为要素边际报酬按从大到小排序的位序数。按式 6 测算出了我国各年资本存量及建设用地边际报酬差异程度，其发展趋势如图 3

所示。从图 3 中可以看出资本存量边际报酬的省际差距总体呈收窄的趋势，这说明在资本逐利流动的作用下，资本存量在省际间配置的有效性在不断增加，省际资本存量的边际报酬呈现出趋同的发展倾向。同时，可以观察到建设用地边际报酬的省际差距却呈现出持续上升的趋势，反映出在建设用地不能自由流动的前提下，各省建设用地与资本的配置状态呈现出明显而持续性的差异。结合图 4，可以更清楚地看出我国各省地均资本存量与资本存量边际报酬之间表现出一定程度的反向发展趋势，即多数地均资本存量较高的省份，资本存量边际报酬较低；多数地均资本存量较低的省份，资本存量边际报酬较高。上述各种现象均暗示地区间差别性的建设用地数量配置对要素边际报酬差异确实存在一定影响。

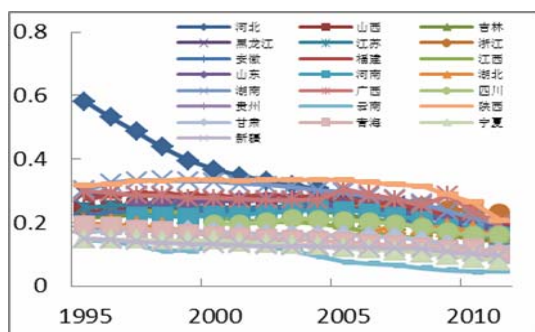


图 1 资本存量边际报酬的变化趋势

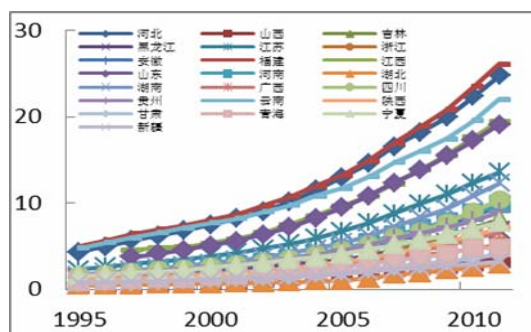


图 2 建设用地边际报酬的变化趋势

Fig.1 The trend of marginal return of capital

Fig.2 The trend of marginal return of construction land

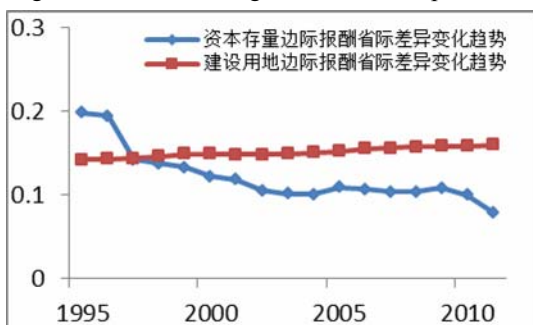


图 3 要素边际报酬省际差异的变化趋势

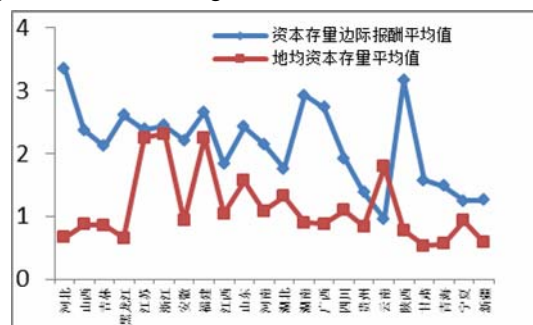


图 4 地均资本存量及资本存量边际报酬对比^①

Fig.3 The trend of provincial diversity of factor marginal return

Fig.4 The comparison between per land capital and marginal return of capital

3 省际资本流动规模 and 方向的分析

在我国省际资本流动的现象观察上，国内学者研究的一般结论认为，改革开放以来资本流动的方向是从中、西部地区向东部地区运动。由于这种资本流动模式与新古典经济学中的经济增长趋同理论所揭示的规律相反，故被称为资本反向流动。由于这种资本流动模式的描述和解释主要建立在 20 世纪 80 年代至 20 世纪末的数据基础上，是否具有现势性需要进一步考察。目前我国制造业的大规模内陆化转移及中、西部地区显著的经济增速等经验现象均在暗示形成于上个世纪改革开放以来的资本反向流动模式可能出现了变化和调整。因此，为保证本文研究的准确性，有必要对我国省际资本流动的最新趋势进行测算和分析。目前，基于国内统计资料的现状，衡量地区间资本流动规模 and 方向的方法主要有两种：一是基于商品流反向测算的资本流动绝对数测算方法；二是基于资本存量比重变化的相对数测算方法。一般而言，相对数测算方法存在以下两个不足：一是本质上基于相对数测算方法计算出的资本流动数据为差分序列，其经济意义与普通的时间序列数据不一致；二是这种方法计算出的资本流动数据为百分比变化，数值普遍很小，无法显著地反映资本流动的规模 and 方向，对分析的准确性存在不利影响。基于以上考虑，本文决定采用基于商品流反向测算的资本流动绝对数测算方法来测算 and 反映我国省际资本流动的最新趋势。根据郭金龙、王宏伟的研究成果，将测算过程分为四个步骤：首先从国民经济帐户中整理得到按支出法计算的各省货物进出口净值；其次根据海关数据计算得到各省按货源地与目的地统计的对外进出口商品净值；再次用各省商品进出口净值减去各省对外进出口商品净值，得到各省商品流动的总方向和规模；最后对商品流动的总

量规模和方向进行反向调整得到资本流动状况。为区别于先前已有研究成果，体现省际资本流动的最新趋势，同时考虑到数据的可得性，本文将测算范围设定为 2003-2010 年。按照上述方法和步骤，依据历年《中国统计年鉴》和《中国海关统计年鉴》测算得出了我国相关年份各省资本流动方向和规模，具体结果如表 2 所示。

表 2 2003-2010 各省资本流动方向及规模

Tab.2 The orientation and size of capital flow of relevant provinces in China

单位：亿元

Unit: 100 million

地区	省份	2004	2006	2008	2010
东部	河北	754.12	627.63	534.52	1435.19
	江苏	1105.23	-136.97	-976.38	-1232.02
	浙江	-1517.32	-3295.05	-3818.99	-5490.96
	福建	-800.63	-1102.99	-1317.56	-1034.17
	山东	646.27	938.08	2587.51	2641.36
中部	山西	-485.07	-331.86	-596.81	-1145.39
	吉林	254.24	145.65	-1422.37	-1287.51
	黑龙江	424.73	896.34	318.54	-676.67
	安徽	-14.53	-98.11	-173.26	75.70
	江西	-87.49	-104.05	-108.17	-68.86
	河南	132.70	-324.58	-792.69	-3384.50
	湖北	177.36	-283.33	16.44	162.69
	湖南	25.69	-446.64	-491.76	-448.74
西部	广西	-87.09	-238.61	-494.62	-2736.54
	四川	-20.31	-390.75	-632.06	-545.28
	贵州	-379.13	-755.72	-600.41	-898.14
	云南	-405.52	-975.32	-808.82	-2637.77
	陕西	-354.37	-291.90	-963.86	-1266.48
	甘肃	-82.89	-106.38	-142.22	-364.38
	青海	-181.49	-216.24	-217.28	-439.84
	宁夏	-277.47	-317.38	-475.71	-734.10
	新疆	-298.18	-769.48	-1134.90	-1047.39

注：(1) 为保持研究对象的连续性，本文只分析了前文中成功估计出生产函数省份的资本流动状况。(2) 表中数据已根据商品零售价格指数进行了平减。(3) 表中正值表示资本净流入，负值表示资本净流出。(4) 限于篇幅未列出全部数据。

通过将本次测算结果与先前研究进行对比，可以发现近年来我国省际资本流动存在下面两方面规律和变化趋势：一是东部地区资本净流入格局发生明显变化，各省资本流动情况分异。在 1992-2000 年期间，东部地区除个别年份外，基本上处于资本净流入状态。但从表 2 中可以看出，最近几年在河北、山东等省继续保持资本净流入状态的同时浙江、江苏、福建等东部沿海省份均出现了资本净流出的状况，并且资本流出的规模呈现出持续扩大的趋势。这表明东部地区长期以来保持的资本净流入的整体格局发生了显著变化，其资本流动模式从纯粹的吸收集聚开始转向辐射扩散。二是中、西部地区资本流动格局复杂，但资本流入总体有所提升。中、西部各省最近几年资本流动方向变化迅速、波动明显。这一现象延续了自上个世纪 90 年代以来的格局。但与 20 世纪 90 年代中、西部省份资本净流入状态相比，中、西部各省资本流出的情况有所改善，处于资本净流入状态的时间和地域范围明显有所增加，资本流入状态总体有所增强。

4 建设用地数量配置与资本流动关系的计量分析

4.1 假说的提出

通过本文第二、第三部分的分析，可以观察到以下几个基本事实：一是我国建设用地边际报酬省际差异呈现持续扩大的变化趋势。这表明在建设用地无法自由流动的前提下，不同地区差异性的建设用地数量配置，确实影响了生产要素比例关系，进而影响了要素边际报酬。二是各省地均资本存量与资本存量边际报酬存在一定程度的负相关关系，多数地均资本存量较高的省份，资本存量边际报酬较低，这表明发达地区存在资本流出的驱动力。三是资本流向和规模的分析结果表明东部地区资本净流入的整体格局发生了明显改变，中部和西部地区资本流入有一定程度提升，说明我国资本流动格局确实产生了显著的局部变化。将上述三个基本事实联系起来进行总体考虑，可以推测确实存在这样一种可能，即不同地区间差异性的“建设用地—资本”配置状态以某种方式导致了地区间资本存量边际报酬的差别和资本流动格局的变化。对此，本文提出以下待检验的假说：我国地区间差别性的建设用地数量配置，导致了各地区资本与建设用地生产要素差异性的配置关系，而生产要素间不同的配置关系影响了地区间资本存量边际报酬的变化趋势，从而使资本逐渐由东部向中、西部流动，逐渐摆脱长期以来反向流动趋势，向符合新古典主义趋同发展的方向运动。

4.2 计量分析

4.2.1 计量方法的选择

为将纵向横向两个维度的变化均纳入分析，本文采用面板数据计量方法分析建设用地数量配置对资本流动的影响。对面板数据计量方法的研究是近年来计量经济学的热点，取得了很大进展。Pedroni, Kao, Hadri, Levin 和 Im 等提出并发展了面板数据单位根检验和协整理论，相关理论已较为成熟。但面板数据因果检验仍属于计量经济学研究的前沿，尚未形成权威的检验方法，专门的计量经济学软件也多不提供相关检验工具。为验证建设用地配置与资本流动的关系，本文采用目前公认较为合理的由 Hurlin 提出的面板数据格兰杰因果检验方法对其进行分析。

4.2.2 数据检验

遵循假说的思路，本文分别选取各省建设用地边际报酬 (MLD)、资本存量边际报酬 (MK) 和资本净流入量 (CP) 作为研究变量，分析三者之间的作用关系。考虑到资本净流入量数据短板的存在，本文选取 2003-2010 年三个变量的数据构建数据面板。为确认三个分析变量是否平稳，本文利用 Eviews6.0 的面板数据单位根检验确定上述四个变量是否为单位根过程（单位根检验结果如表 3 所示）。

表 3 变量单位根检验结果
Tab.3 The results of unit root test

变 量	原始序列				一阶差分序列		二阶差分序列	
	检验 形式	检验统计方法	统计检 验量	P 值	统计检验 量	P 值	统计检 验量	P 值
CP	C,0,0	Levin, Lin & Chu t*	2.43842	0.9926	-4.1861	0	-12.5685	0
		Im, Pesaran and ShinW-stat	3.86967	0.9999	-0.6079	0.2716	-3.89933	0
		ADF - Fisher Chi-square	22.4649	0.9971	55.379	0.1167	95.096	0
		PP - Fisher Chi-square	23.9897	0.9940	59.0791	0.0639	120.796	0
MK	C,0,0	Levin, Lin & Chu t*	6.6204	1	-6.2482	0	-9.70515	0
		Im, Pesaran and ShinW-stat	8.2940	1	-0.6655	0.2529	-2.64929	0.004
		ADF - Fisher Chi-square	13.7345	1	49.6077	0.2596	78.1798	0.0011
		PP - Fisher Chi-square	22.7614	0.9967	61.5955	0.0409	92.6716	0
MLD	C,0,0	Levin, Lin & Chu t*	27.1109	1	-1.0921	0.1374	-8.2776	0
		Im, Pesaran and ShinW-stat	21.0249	1	2.3015	0.9893	-1.8845	0.0298

ADF - Fisher Chi-square	0.2044	1	22.2843	0.9974	66.6486	0.0154
PP - Fisher Chi-square	0.0559	1	27.3497	0.9769	81.4476	0.0005

从检验结果来看，三个分析变量的原始序列在各种面板数据单位根检验方法中均非平稳。对此，本文分别对原始序列进行了一阶和二阶差分处理，并对差分序列进行了单位根检验，检验结果表明变量一阶差分序列仍然不平稳。但二阶差分序列单位根检验 P 值均小于 5%，说明经过二阶差分的面板数据在 5% 的显著性水平下拒绝变量为单位根过程的原假设，各变量为 2 阶单整序列，满足进行协整检验的前提。在此基础上，为准确检验变量间的协整关系，本文分别采用 Pedroni 和 Kao 协整检验方法对相关变量进行了检验（结果如表 4 所示）。从检验结果看，多种检验方法的协整检验 P 值分别均小于 0.01，说明在 1% 的显著性水平下拒绝变量间不存在协整关系的原假设，确认三个分析变量间存在显著的协整关系，相关数据可用于后续分析。

表 4 面板数据协整检验结果

Tab.4 The results of panel cointegration test

检验方法	检验假设	统计量名	统计量值 (P 值)
Kao 检验		ADF-Statistic	-2.7217 (0.0032)
		Panel v-Statistic	-4.3975 (0.0022)
Pedroni 检验	$H_0: \rho = 1$	Panel rho-Statistic	-4.9461 (0.0063)
	$H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Panel PP-Statistic	-6.55825 (0.0000)
		Panel ADF-Statistic	-5.56896 (0.0000)

4.2.3 面板数据因果检验

由于原始面板数据是非平稳过程，因此只对平稳的二阶差分数据进行因果检验。同时，由于相关计量经济软件未提供相应的检验工具，本文采用 Hurlin 提出的从标准格兰杰因果检验扩展而得的面板数据因果检验方法，对三个分析变量间的因果关系进行检验。检验模型如下：

$$y_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma^k y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta^k x_{i,t-k} + \mu t + v_{it} \quad (式 7)$$

式 7 中 p 为正整数， $v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ ， ε_{it} 为白噪声。零假设为 H_0 ：对任意 k ， $\beta^k = 0$ ，备选假设为 H_1 ：存在 k 使得 $\beta^k \neq 0$ 。如果拒绝零假设，则 x 是 y 的格兰杰原因；反之则 x 不是 y 的格兰杰原因。构建以下统计量检验零假设^[26]：

$$F_{hnc} = \frac{(RSS_2 - RSS_1) / p}{RSS_1 / (TN - N - 2p - 1)} \quad (式 8)$$

式 8 中 RSS_2 和 RSS_1 分别为带约束（即设定 $\beta_i^k \equiv 0$ ）和不带约束的 OLS 估计残差平方和， N 为面板数据宽度， T 为时间长度， p 为滞后项阶数。可知 F_{hnc} 服从 $F[p, TN - N - 2p - 1]$ 分布。利用 2003-2010 相关变量的面板数据，按照上述格兰杰因果检验模型，对建设用地边际报酬 (MLD)、资本存量边际报酬 (MK) 和资本净流入量 (CP) 等三个变量间的因果关系进行分析，将分析结果写成格兰杰因果检验的一般格式（如表 5 所示）。同时，为进一步了解东、中、西部地区内部三者间的因果关系，采用与全国层面相同的方法，作了进一步分析（结果如表 5 所示）。

表 5 面板数据因果检验结果

Tab.5 The results of panel Granger causality test

原假设	全国		东部		中部		西部	
	F 检验量	P 值	F 检验量	P 值	F 检验量	P 值	F 检验量	P 值
(1) MLD 不是 MK 的格兰杰原因	2.9620	0.0357	19.1340	0.0001	3.9397	0.0422	6.6469	0.0124
(2) MK 不是 MLD 的格兰杰原因	1.1842	0.3195	0.2338	0.6320	0.3136	0.5779	0.0002	0.9902
(3) CP 不是 MK 的格兰杰原因	0.4691	0.7045	0.0361	0.8505	2.4855	0.1138	0.0855	0.7710
(4) MK 不是 CP 的格兰杰原因	4.0917	0.0087	2.3788	0.1328	0.0019	0.9654	1.2866	0.2612
(5) CP 不是 MLD 的格兰杰原因	0.5350	0.6593	2.1492	0.1407	0.7606	0.3871	0.0244	0.8765
(6) MLD 不是 CP 的格兰杰原因	1.8644	0.1403	0.0410	0.8409	1.6204	0.2086	0.1143	0.7365

从全国层面格兰杰因果检验的结果来看, 6 个原假设中只有 (1) 和 (4) 在 5% 的显著性水平下被拒绝。这显示: 在全国层面, 建设用地边际报酬变动是资本存量边际报酬变动的原因, 同时, 资本存量边际报酬变动是资本流动的原因。但从东、中、西部地区层面格兰杰因果检验的结果来看, 三个地区均只有原假设 (1) 在 5% 的显著性水平下被拒绝。这表明: 在我国东、中、西部地区内部建设用地边际报酬变动也是资本存量边际报酬变动的原因, 但资本存量边际报酬的变动未引起地区内部资本流动。为进一步分析全国及东、中、西部地区层面中存在因果关系变量间的作用方式和强度, 本文采用面板数据回归分析的方法 (根据 Hausman 检验结果, 选择固定个体效应模型), 对相关变量的关系进行了计量分析, 结果如表 6 所示。

表 6 面板数据回归分析结果

Tab.6 The results of panel regression analysis

地区	被解释变量	解释变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值.
全国层面	<i>MK</i>	<i>MLD</i>	-0.009	0.0004	-18.293	0.0000
	<i>CP</i>	<i>MK</i>	7305.60	1999.52	3.6536	0.0004
东部	<i>MK</i>	<i>MLD</i>	-0.0104	0.0007	-13.2507	0.0000
中部	<i>MK</i>	<i>MLD</i>	-0.0076	0.0009	-7.6779	0.0000
西部	<i>MK</i>	<i>MLD</i>	-0.0088	0.0007	-11.8277	0.0000

从面板数据回归分析结果来看, 无论是在全国还是东、中、西部地区层面, 建设用地边际报酬 (*MLD*) 均对资本存量边际报酬 (*MK*) 均有明显的反向作用, 建设用地边际报酬越低, 资本存量边际报酬越高, 反之亦然。在控制其他因素的情况下, 全国及东、中、西部地区土地边际报酬每降低 1 个单位, 将使资本存量边际报酬上升 0.009、0.0104、0.0076 和 0.0088 个单位。同时, 在全国层面, 资本存量边际报酬 (*MK*) 对资本净流入量 (*CP*) 具有明显的正向作用, 资本存量边际报酬越高的省份, 资本净流入越多。在控制其他因素的情况下, 某省资本存量边际报酬提高 1 个单位, 将导致 7305.60 单位的资本净流入。

5 结论与政策启示

利用计量分析工具, 在测算出我国各省建设用地边际报酬、资本存量边际报酬和资本净流入量的基础上, 通过面板数据因果检验及回归分析等方法, 发现并得出了以下一些规律和结论: (1) 在全国层面, 建设用地边际报酬、资本存量边际报酬和资本净流入量之间存在两对因果关系: 建设用地边际报酬变化是资本存量边际报酬变化的格兰杰原因, 建设用地边际报酬对资本存量边际报酬具有反向作用, 表明通过调整建设用地数量配置能够影响资本边际报酬, 地均资本存量越少, 建设用地边际报酬越低, 资本存量边际报酬越高; 资本边际报酬变化是资本流动的格兰杰原因, 资本存量边际报酬对资本净流入具有正向作用, 地区资本存量边际报酬越高, 资本净流入量越大。(2) 在地区层面, 东、中、西部均只有建设用地边际报酬与资本存量边际报酬存在一对因果关系, 其因果关系及作用方式与全国层面相同。(3) 在我国, 要素边际报酬因果关系的实际作用表现为: 中、西部地区相对丰富的建设用地数量, 使得地均资本存量较低, 导致了较低的建设用地边际报酬并推高了资本存量边际报酬, 从而使得资本改变了长期以来反向流动的格局,

逐渐从东部向中、西部流动，资本流动方式向符合新古典主义增长趋同的方向发展。从影响尺度上看，这种由差异性的建设用地数量配置所引起的资本存量边际报酬差异对资本要素流动的推力仅在东、中、西部地区间发生作用，未对地区内部资本流动产生显著作用。从上述结论中我们可以得出以下两方面的政策启示：（1）应当重视土地要素在促进区域平衡发展中的作用。自 2000 年西部大开发政策实施以来，我国政府采取了向中、西部倾斜的投资政策，其核心内容是由东部向中、西部倾斜的财政转移支付制度，土地要素的作用没有受到足够的重视。从目前政策执行效果来看，财政转移支付主要用于解决中、西部教育、医疗、社保等公共服务不足的问题，对地区资本积累的贡献有限，“造血”作用不足。对此，可考虑转换思路，从土地要素入手，给予中、西部地区一些建设用地指标倾斜，以建设用地作为杠杆撬动资本流动，为区域平衡发展提供新的动力。（2）应当打破阻碍区域间资本流动的壁垒。在当前经济上高度分权的制度环境中，地区间存在高度竞争。地方政府为确保本区域资金供给，存在设置区域间金融市场壁垒的冲动，从而导致区域间金融市场分割和区域间资本流动性减弱，对此应在更高的行政层级上进行顶层设计，推动区域一体化发展，打破阻碍资本流动的体制壁垒，减少区域间资本流动的成本，更好地促进建设用地指标杠杆作用的发挥。