

基于“3D”框架的成渝经济区经济增长差异研究^①

闵 杰, 刘 勇, 刘秀华

西南大学 资源环境学院, 重庆 400715

摘要: 利用 2009 年世界银行提出的“3D”分析框架, 基于 2005—2013 年成渝经济区县域数据, 分析了密度、距离、分割三大经济地理特征对成渝经济区县域经济增长差异的影响。考虑到密度变量的内生性问题和各县域经济增长的空间效应, 采用 2SLS 估计模型和空间计量模型分别对估计结果进行纠正。研究发现, 密度对县域经济增长的影响显著为正, 距离对其显著为负, 以户籍城镇化率衡量的分割对县域经济增长的影响显著为正, 而以民族差异衡量的分割对其无显著影响。这个结论为审视成渝经济区经济增长差异提供了一个系统性视角, 对促进成渝经济区区域协调发展有一定指导意义。

关键词: 密度—距离—分割; 成渝经济区; 经济增长; 空间计量模型

中图分类号: K902

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2016)10-0090-07

地区间经济发展不平衡是经济发展的常态。2009 年, 世界银行发布了《重塑世界经济地理》^[1] 报告, 指出空间上均衡分配经济活动往往只会阻碍经济增长, 生产的集聚—经济的集中—地区差距扩大—生活水平分化—政府财政转移支付等政策的实施—经济的进一步繁荣—生活水平趋同—共同富裕, 才是经济地理变迁和实现共同繁荣的根本途径^[2]。改革开放以来, 我国的经济地理变迁也遵循这一规律, 长三角、珠三角、环渤海地区作为增长极引领了我国经济的高速发展, 但同时也拉大了东西部的贫富差距。1999 年以来实施的西部大开发, 则旨在缩小这一差距。成渝经济区作为西部大开发的引擎, 其内部经济发展极不平衡^[3], 因而十分有必要探讨其内部的经济增长差异。

世界银行报告创造性提出了密度、距离、分割的“3D”(Density, Distance and Division)分析框架, 指出了提高密度、缩短距离、打破分割是推动地区经济发展的基本途径。密度指单位面积的经济总量, 反应聚集经济效应; 距离衡量劳动力、资本、商品、服务、知识等的空间流动难易程度, 反映与高密度经济区或大市场的经济距离; 分割反映阻碍经济一体化的经济与社会方面的障碍。“3D”框架一经提出, 便引起国内外学者的广泛关注和研究。例如, Jinhwan 运用这一框架描述了城市化需要逐步经历的 3 个状态^[4]; Roberts 等对重庆市非农劳动生产率差异进行了实证研究^[5]。国内学者也基于这一系统性分析框架从定量^[2, 6-11]和定性的角度研究区域地理格局, 如陈闻君针对新疆的特殊性提出改变交通格局、强化城市合作、打造特色产业的政策建议^[7]。在实证研究方面, 如全国层面的研究表明, 我国城市劳动生产率与密度呈现显著正相关、与距离呈现显著负相关, 而分割并无显著影响^[12]; 沿海三大城市群^[13]、武汉城市群^[14]的研究结论也基本类似。然而, 由于“3D”框架 2009 年才提出, 研究成果并不丰富, 而且大多研究对东部地区关注更多, 对西部地区关注较少, 对成渝经济区的实证研究尚未见报道。且针对“3D”相关的研究模型或方法都假定各县域经济增长在空间分布上相互独立, 鲜少有文献考虑到空间相关性, 因此得到的模型估计结果可能是有

① 收稿日期: 2015-09-19

基金项目: 国家自然科学基金项目(41101568); 重庆市自然科学基金项目(cstcjjA00008)。

作者简介: 闵 杰(1992-), 女, 重庆垫江人, 硕士研究生, 主要从事土地经济与政策的研究。

通信作者: 刘 勇, 副教授。

偏的. 为此, 本文以成渝经济区为研究对象, 利用 2005—2013 年分区县数据, 利用 OLS, 2SLS 估计模型和空间计量模型, 探讨密度、距离和分割对县域经济增长的影响, 以期为区域战略规划和发展提供借鉴.

1 研究区、变量选取及数据

1.1 研究区

成渝经济区位于长江上游, 地处四川盆地和川西岭谷, 是西部地区重要的经济中心和西部大开发战略的重要支撑点. 2011 年, 国务院正式批复《成渝经济区区域规划》, 成渝经济区建设上升到国家战略层面, 成为继东部三大增长极后新的增长极. 成渝经济区由重庆市 31 个区县(2011 年, 綦江与万盛合并设立綦江区, 大足与双桥合并设立大足区, 由此成渝经济区重庆含 29 个区县)和四川省 15 个市组成, 面积 20.6 万 km^2 , 占全国总面积 1.8%. 截止 2013 年, 该区域常住人口 9 281 万人, 占西部地区 25%, 占全国 7%; 经济总量约 34 524 亿元, 占西部地区 27%, 占全国 5%. 成渝经济区内经济发展水平参差不齐, 各区县人均 GDP 最大相差 10 倍以上; 城镇化发展也极不均衡, 城镇化率差异较大(图 1).

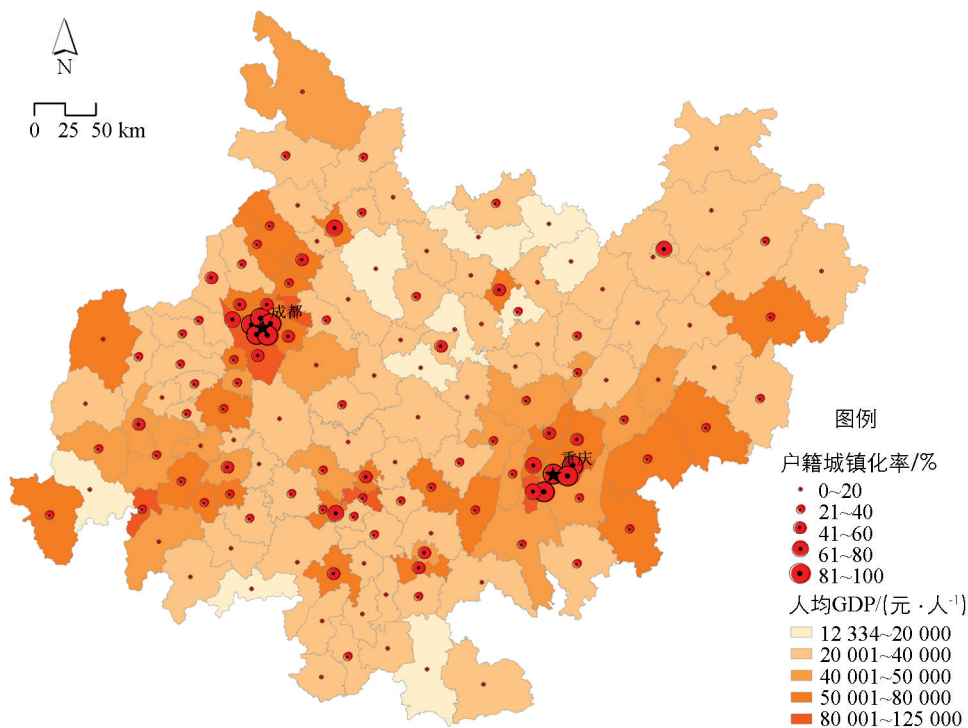


图 1 成渝经济区人均 GDP 及户籍城镇化率空间分布图(2005—2013 年平均数据)

1.2 变量选取

本文采用人均 GDP 作为被解释变量, 来衡量县域经济增长水平差异.

密度是聚集经济在空间上的表达. 高密度具有双重效应, 其正效应是聚集经济带来的规模效应, 负效应是交通拥堵、环境恶化等外部成本. 本文密度采用产出密度($Dens$), 即用 GDP 除以行政区面积, 预期密度对经济增长有正效应.

距离反映与聚集经济的接近程度. 缩短与高密度地区或大市场的距离同样有双重效应. 正效应源于溢出效应: 一方面, 与市场的邻近性会降低要素流动成本; 另一方面, 距离缩短会增加面对面进行知识和信息交流的机会^[15]. 负效应主要指极化效应, 即与大城市的邻近会导致人才和资本的流失. 成渝经济区的区位特征类似“孤立国”, 其总体结构为由重庆和成都构成的“双核”格局, 因此本文采用与重庆市解放碑的路网距离($Dist_{cq}$)及与成都市天府广场的路网距离($Dist_{cd}$)作为距离变量. 预期距离对经济增长呈负效应.

分割反映阻碍经济一体化的经济与社会障碍. 一方面, 劳动力的大量流出不利于当地经济的发展^[16], 我国独有的户籍制度被认为是阻碍劳动力流动进而弱化聚集效应的重要原因^[17]. 成渝经济区地处西部内陆

区域,城乡二元结构较沿海区域更为显著,也是全国统筹城乡综合配套改革试验区.本文选取了户籍非农人口比重($Divi_cx$)来反映城乡分割程度,预期对经济增长的影响为正.另一方面,宗教、种族、语言上的差异可能导致发展障碍,尤其是在具有 4 个少数民族自治县及 8 个少数民族比例超过了 5% 区县的成渝经济区.本文选用少数民族人口比例($Divi_mz$)作为民族分割指数,并预期其对经济增长的影响为负.

此外,根据 Ciccone 的生产模型,物质资本和人力资本也需要作为控制变量加以考虑^[18].本文选取在校中小学生人数比例(Edu)作为人力资本的衡量指标;固定资产投资占 GDP 的比重作为物质资本的衡量指标.本文还引入了虚拟变量“城市”($City$)作为控制变量,市区及地级市所在地取值 1,否则取值 0.还采用了虚拟变量“四川”($Sichuan$),以比较四川和重庆经济增长水平的总体差异.

1.3 数据

剔除行政区变动的影响,本文采用成渝经济区 146 个县(区、县级市)2005—2013 年面板数据.距离数据由百度地图采集,少数民族占比数据来自 2010 年《第六次人口普查》,其余数据来自《重庆统计年鉴》和《四川统计年鉴》.GDP 数据以 2005 年为基础换算成可比价.借鉴 Roberts 等的做法^[5],为简化模型,将 2005—2013 年各年数据进行算术平均从而得到模型需要的截面数据.为减小异方差的影响,本文对所有数据做对数化处理.

2 结果分析

2.1 OLS 估计

表 1 给出了 OLS 估计结果.由于物质资本变量在模型中始终不显著,予以剔除.根据已有文献,“3D”间往往存在较高相关性,变量间相关性高常用的解决办法是删掉相关度高的指标,但“3D”中 3 个指标是本文重要变量,不能剔除,因此需要将密度、距离、分割分别引入计量模型观察回归结果.整体上 4 个模型的拟合程度较好, d 列“3D”的估计模型作为 2SLS 估计模型和空间计量模型的比较基准.

表 1 OLS 估计结果

变量	密度(a)	距离(b)	分割(c)	3D 模型(d)
常数项	8.65***	13.97***	8.85***	6.33***
产出密度	0.25***	—	—	0.21***
到重庆解放碑距离	—	−0.15***	—	0.12***
到成都天府广场距离	—	−0.26***	—	0.08*
民族分割	—	—	0.003	0.04***
城乡分割	—	—	0.67***	0.38***
人力资本	−0.08	0.12	−0.19	−0.25**
城市	0.19***	0.25**	0.13**	0.11*
四川	−0.14**	−0.29***	−0.09	−0.17**
R^2	0.67	0.50	0.75	0.80
$R(adj)^2$	0.66	0.49	0.74	0.79
F 检验	72.12***	28.46***	82.75***	68.37***
Log likelihood	−29.87	−59.97	−10.79	6.20
Schwarz criterion	84.65	149.84	51.48	32.45
Akaike info criterion	69.73	131.94	33.58	5.59
空间依赖性检验				
Moran's I (error)	6.59***	4.07***	3.46***	4.13***
LM-LAG	0.36	1.21	2.70	0.69
Robust LM-LAG	0.66	0.02	1.17	0.05
LM-ERR	34.82***	11.35***	8.21***	10.58***
Robust LM-ERR	35.12***	10.16***	6.68***	9.94***
LM-SARMA	35.48***	11.37***	9.38***	10.63***

注:***, **, * 分别表示在 1%,5%,10%水平下通过显著性检验.

从 a 和 d 列来看, 密度对人均 GDP 具有显著且稳定的正影响, 其弹性系数在 a 列中为 0.25, d 列中为 0.21. 距离对人均 GDP 的影响不稳定, 在 b 列, 距离弹性系数为负, 符合预期, 但在 d 列弹性系数为正, 极可能是“3D”间多重共线性引起的, 关于距离与人均 GDP 的关系, 后续模型将会继续讨论. 以户籍城镇化率衡量的城乡分割对人均 GDP 的影响显著为正, 符合预期. 以少数民族人口比例衡量的民族分割对地区经济增长无显著影响. 人力资本变量在模型中不显著; 虚拟变量“城市”具有稳健的正效应; 虚拟变量“四川”具有显著的负效应.

2.2 2SLS 估计

基于已有文献^[5, 12, 19], 本文中的经济密度变量可能具有内生性问题, 即经济密度对县域经济增长的影响并不是单向的, 经济增长水平较高的区域, 可能会通过高资本收益率和高工资水平来吸引更多的资本和劳动力进入, 进一步提高该地区的经济密度^[12]. 这会导致 OLS 模型中密度变量的估计系数偏大. 本文采用工具变量法(IV)和两阶段最小二乘法(2SLS)进行纠正.

采用 1999 年经济密度($\ln 1999Dens$)作为工具变量. 在回归前, 首先检验模型的内生性. Hausman 检验结果见表 2, 其值接近于 0, 说明密度变量具有显著内生性; 其次, 对工具变量进行相关性检验. 经济密度作为因变量, 其他外生性变量和工具变量作为自变量, 进行回归(得到方程为 Hausman 方程). 结果如表 2 所示, 工具变量的系数分别为 1.08 和 0.91, 在 1%的水平上有统计学意义, 说明工具变量和经济密度高度相关; 最后, 对于工具变量是否与随机扰动项不相关, 无法直接检验, 根据已有文献能很好地说明工具变量的外生性^[12].

表 2 2SLS 估计结果

变 量	密度(a)	3D 模型(b)	变 量	密度(a)	3D 模型(b)
常数项	8.80***	7.11***	城市	0.23***	0.1
产出密度	0.23***	0.16***	四川	-0.15**	-0.17**
到重庆解放碑距离	—	0.09**	R^2	0.67	0.8
到成都天府广场距离	—	0.04	$R(adj)^2$	0.66	0.79
民族分割	—	0.03**	F 检验	65.39***	65.34***
城乡分割	—	0.44***	Hausman 检验	0.36***	0.26***
人力资本	-0.09	-0.22*	工具变量相关性检验	1.08***	0.91***

注: ***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下通过显著性检验.

由表 2 可知, 与 OLS 结果相比, 密度的估计系数略有下降, 也说明 OLS 模型高估了密度的解释力. 运用 2SLS 估计得到与上面 OLS 估计类似的结果, 3D 模型中距离的系数仍然为正. 对应于表 3 中 b 列的 Hausman 方程, 提供了看待距离与人均 GDP 间关系的额外视角:

$$\ln Dens = -0.769 - 0.083 \ln Dist_{cq}(**) - 0.107 \ln Dist_{cd}(***) -$$
$$0.032 \ln Divi_{mz}(**) + 0.336 \ln Divi_{cx}(***) + 0.568 \ln Edu(***) -$$
$$0.205 City(***) - 0.077 Sichuan + 0.909 \ln 1999Dens(***) + u$$

$$R^2 = 0.97 \qquad R(adj)^2 = 0.97$$

这个 Hausman 方程表明, 距离与经济密度高度相关. 到重庆的距离每增加 1%, 经济密度将下降 0.08%; 到成都的距离每增加 1%, 经济密度将下降 0.11%. 这间接解释了距离与人均 GDP 间的负向作用.

2.3 空间计量模型

任何地区的经济都不可能独立存在, 它总是与其他经济体存在着联系. 表 1 给出了 OLS 估计残差的空间自相关检验结果, 所有模型中 Moran's I 值均在 1%的概率上有统计学意义, 说明地区间经济增长存在空间自相关, 有必要采用空间计量模型进行估计. 常用的空间计量模型是 SLM 模型和 SEM 模型, 采用 LM 检验来判断哪个模型更合适. 表 1 的拉格朗日乘子检验 LM-ERR 和 Robust LM-ERR 都在 1%的水平

上有统计学意义,而 LM-LAG 和 Robust LM-LAG 无统计学意义,因此本文选择空间误差模型(SEM 模型),并采用极大似然法(ML)进行估计.另外,为了进一步讨论距离对地区经济增长的解释力,还将距离单独引入模型进行估计(a 列),估计结果见表 3.

表 3 ML 估计结果

变 量	距离(a)	3D 模型(b)	变 量	距离(a)	3D 模型(b)
常数项	11.56***	4.27***	四川	-0.29**	-0.19**
产出密度	—	0.24***	LAMBDA	0.46***	0.53***
到重庆解放碑距离	-0.16***	0.15***	R ²	0.57	0.83
到成都天府广场距离	-0.25***	0.09**	Log likelihood	-53.24	13.99
民族分割	—	0.02*	Schwarz criterion	136.38	16.88
城乡分割	—	0.32***	Akaike info criterion	118.48	-9.97
人力资本	0.46**	-0.02	Likelihood Ratio	13.46***	15.57***
城市	0.24**	0.1*			

注:***,**,*, 分别表示在 1%,5%,10%水平下通过显著性检验.

两个模型的 LR 值均在 1%的水平上有统计学意义,再次证明空间依赖性的存在. Wald, LR 及 LM—ERR 检验,符合 Wald>LR>LM 的顺序,表明选择 SEM 模型是合理的.将空间计量模型的估计结果与 OLS 估计结果进行比较,对数似然比 Log likelihood 越大表示模型的拟合效果越好, AIC 和 SC 的值越小则表示模型的拟合效果越好.由表 1,表 3 可知, Log likelihood 值增加, AIC 和 SC 值减小,说明 SEM 模型优于 OLS 模型.最后,在 Geoda 中采用蒙特卡罗模拟法来检验 SEM 模型的有效性,结果显示残差的空间自相关被消除.

与 OLS 估计相比, 3D 模型估计的相对值有所变化,在某种程度上,这些变量的解释能力正是受邻近位置的影响,但总体趋势不变,距离变量仍显著为正.在仅含距离这一维度的回归中(表 3a 列),距离与人均 GDP 间具有显著负效应,即与重庆的距离每增加 1%,人均 GDP 下降 0.16%;与成都的距离每增加 1%,人均 GDP 下降 0.25%,与表 1b 列的估计结果类似.

3 结 论

密度对经济增长有显著且稳健的正效应,与预期一致,证明了聚集经济效应的存在.成渝经济区地处我国相对滞后的西部地区,地域广袤、发展差别大,改革开放以来,经济向着沿江、沿路、盆地、资源丰富等条件较好的地区聚集,逐步形成了“双核五带四群”的空间格局,这种空间格局不仅促进了聚集地区的经济繁荣,而且有效地带动了整个成渝经济区的经济发展.

距离对经济增长有显著负效应.“3D”间多重共线性使密度和分割变量在 3D 模型中对距离变量干扰较大,在仅引入距离这一维度的模型中距离与经济增长呈稳定且显著的负效应,同时 2SLS 估计中的 Hausman 方程说明了密度与距离间显著的负相关关系,也间接解释了距离与经济增长间的负向作用.成都和重庆市区都充分发挥了“双核”的带动作用,与“双核”的经济距离越短,越能分享其经济增长带来的红利.近年来,重庆和四川都大力推进交通基础设施建设,尤其是高铁、高速公路网、城市快速交通等的建设,大大缩短了地区间经济距离,有效推动了川渝两地经济发展.

分割对成渝经济区经济增长的影响可以两方面看待:一方面是城乡分割,估计结果显示,户籍城镇化率与人均 GDP 显著正相关,地区农业人口比重太大阻碍地区经济增长.这个结果表明应进一步深化城乡一体化改革,打破城乡分割,促进人口城镇化;另一方面是民族差异,模型中拒绝了民族差异会带来经济分割的假设,说明川渝采取的一系列惠及少数民族地区的政策,如民族地区教育、住宅、水利、电网等工程建设,有效带动了少数民族地区的发展.

空间误差系数在 1% 水平下有统计学意义, 说明了各县域经济增长存在空间效应, 应采用空间计量模型进行估计. 这是距离对地区经济增长影响的进一步补充, 它表明在成渝经济区内, 除了拉近与“双核”的距离, 拉近与周围较高密度地区的距离也会显著促进县域经济增长. 这个结果与目前“双核五带四群”空间格局的思路一致, 即重点发展“双核”增长极, 同时培育多个次级增长极和小增长极, 以共同促进成渝经济区的经济发展.

物质资本在模型中始终不显著, 可能是由于物质资本投资已达到相对较高的状态, 进一步增加物质资本投资不足以显著影响地区的经济增长. 人力资本与经济增长的关系并不明确, 可能是指标选择上的问题.

虚拟变量“城市”与县域经济增长有稳健正效应, 表明行政等级对县域经济增长有影响. 虚拟变量“四川”与县域经济增长有稳健负效应, 表明重庆经济发展较四川更快, 可能受成渝经济区内四川部分的一些偏远区县的影响^[20], 而这一区域并未包括渝东南和渝东北的国家级贫困县. 重庆作为我国四大直辖市之一, 其政策倾斜力度也可能高于省会城市成都.

4 建 议

模型结果表明, 密度、距离、分割对成渝经济区的经济增长有显著影响. 密度对县域经济增长的影响显著为正, 距离的影响显著为负, 以户籍城镇化率衡量的分割其影响显著为正, 而以民族差异衡量的分割无显著影响. 上述结论对成渝经济区未来的发展规划有重要的政策含义. 首先, 继续深化成渝两地多方位、多领域、多层次的合作, 进一步发展“双核”增长极, 同时积极培育次一级增长极; 其次, 加强交通基础设施建设, 缩短地区间经济距离, 让欠发达地区分享经济发展红利; 此外, 成渝经济区作为“双核”内陆开放型城市, 应积极加强与周围城市、沿海城市、其他国家大市场的交流合作, 不断缩短与的经济距离; 最后, 深化户籍制度改革, 加快人口城镇化, 打破城乡分割是成渝经济区实现城乡一体化和地区经济发展的重要途径.

参考文献:

- [1] 世界银行. 2009 年世界发展报告: 重塑世界经济地理 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.
- [2] 林 凌, 刘世庆, 付 实. 重塑经济地理: 世界经验和四川的选择 [J]. 开放导报, 2014, 173(2): 7—13.
- [3] 涂建军, 何海林. 重庆市新型城镇化测度及其时空格局演变特征 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2014, 36(6): 128—134.
- [4] OH J. Spatial Adaptation of the MSV Model, with Special Reference to World Development Report 2009 and Korean Examples [J]. Letters in Spatial and Resource Sciences, 2011, 5(1): 33—45.
- [5] ROBERTS M, GOH C C. Density, Distance and Division: the Case of Chongqing Municipality, China [J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2011, 4(2): 189—204.
- [6] 白永亮, 党彦龙. 基于 3D 框架的长江中游城市群经济空间演化研究 [J]. 湖北经济学院学报, 2014, 12(4): 66—72.
- [7] 陈闻君. 3D 概念对新疆城市化发展模式的政策启示 [J]. 开发研究, 2009, 142(3): 134—137.
- [8] 陈肖飞, 纪莉莉, 张落成, 等. 基于“3D”框架的江苏省地级市经济地理格局空间演化研究 [J]. 地理与地理信息科学, 2014, 30(3): 66—70.
- [9] 李 霞, 王明杰. 新经济地理视角下的区域合作研究——以成渝经济区为例 [J]. 宏观经济研究, 2013(4): 93—99.
- [10] 李 燕, 贺灿飞. 基于“3D”框架的长江三角洲城市群经济空间演化分析 [J]. 经济地理, 2013, 33(5): 43—46, 66.
- [11] 王洁玉, 贺灿飞, 黄志基. 基于 3D 视角的京津冀都市圈经济空间分析 [J]. 城市观察, 2012(3): 67—76.
- [12] 郭 琪, 贺灿飞. 密度、距离、分割与城市劳动生产率——基于中国 2004—2009 年城市面板数据的经验研究 [J]. 中国软科学, 2012(11): 77—86.
- [13] 邵汉华, 杨 俊, 廖尝君. 经济地理特征与劳动生产率: 一个系统性的分析框架 [J]. 经济经纬, 2014, 31(4): 19—24.
- [14] 周 沂, 沈昊婧, 贺灿飞. 城市群发展的 3D 框架——以武汉城市群为例 [J]. 长江流域资源与环境, 2013, 22(2): 136—142.

- [15] FELDMAN M P, AUDRETSCH D B. Innovation in Cities: Science-Based Diversity, Specialization and Localized Competition [J]. *European Economic Review*, 1999, 43(2): 409—429.
- [16] 李晓阳, 黄毅祥. 劳动力流出对当地经济发展的影响 [J]. *西南大学学报(自然科学版)*, 2014, 36(12): 91—100.
- [17] PONCET S. Provincial Migration Dynamics in China: Borders, Costs and Economic Motivations [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36(3): 385—398.
- [18] CICCONE A. Agglomeration Effects in Europe [J]. *European Economic Review*, 2002, 46(2): 213—227.
- [19] 徐肇涵. 中国城市集聚效应与非农劳动生产率的实证研究 [J]. *经济学动态*, 2012(8): 38—41.
- [20] 刘世庆. 成渝经济区建设研究——川渝毗邻地区的发展差距与合作策略 [J]. *经济体制改革*, 2008(1): 137—141.

Difference of Economic Growth among Chengdu-Chongqing Economic Zone Based on “3D” Framework

MIN Jie, LIU Yong, LIU Xiu-hua

College of Resources and Environment, Southwest University, Chongqing 400715, China

Abstract: Based on socio-economic data in CCEZ from 2005 to 2013, this paper analyzes how the economic geographical features (i. e. , density, distance and division) affect the economy growth in different counties of CCEZ, using the “3D” framework proposed by the World Bank. Considering the endogenous problem of density variable and the spatial effect of the county economic growth, this paper use 2SLS estimation method and spatial econometric model to correct the estimation results. The result presents evidence of a significant positive role for density and a negative role for distance in determining economic growth. But the division measured by the indicator of urbanization rate is significantly positive with economic growth, and the division measured by ethnic differences does not significantly affect economic growth of CCEZ. This conclusion provides a systematic perspective for examining the economic growth of CCEZ, and which has important significance for coordinating regional development of CCEZ.

Key words: Density-distance-division (3D); Chengdu-Chongqing Economic Zone (CCEZ); Economic growth; Spatial econometric model

责任编辑 周仁惠

