

京津冀都市区经济分布演化及作用机制模拟研究

郭腾云¹, 董冠鹏^{1,2}

(1.中国科学院地理科学与资源研究所, 北京 100101; 2.中国科学院研究生院, 北京 100049)

摘要: 利用 kernel 密度估计方法考察了京津冀都市区 1995~2007 年经济分布演化过程, 在此基础上, 引入经济增长分布模拟模型进一步模拟研究了其经济增长驱动力的作用效应。研究发现: ① 京津冀都市区经济增长分布形态经历了“双峰状”→“单峰状”→“双峰状”的演化过程。② 资本深化、技术效率、技术进步和空间依赖效应对京津冀都市区经济增长起显著作用。③ 资本深化和技术效率对京津冀都市区经济增长分布演化起重要作用, 而技术进步、空间外溢效应和误差分布效应则没有显著的作用。④ 资本深化分布的变化和技术效率综合作用效应的变化是影响京津冀都市区经济分布演化的驱动力, 并通过资本深化的分布效应和技术效率的综合作用效应这两个渠道对其经济分布演化产生影响。⑤ 对京津冀都市区经济增长起作用的因素不一定能够影响到其经济分布的演化, 基于分解技术的经济增长分布模拟模型, 并利用理论分布和实际分布差异性的统计检验可以识别真正影响其经济分布演化的因素及其作用渠道。

关键词: kernel 密度估计; 经济增长分布; 空间依赖效应; 京津冀都市区

中图分类号: K901 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-0690(2012)05-0550-07

研究区域经济增长分布演化对促进区域经济发展持续协调发展有重要的意义。但已有研究主要是在 β 收敛框架内, 就区域间长期经济增长是趋同, 还是发散这一命题展开的^[1-5]。然而, β 收敛方法不能描绘经济体横截面的分布特征。如果区域经济增长分布呈现出“双峰状”, 采用一阶矩或二阶矩不能概括其真实的经济发展水平^[6]。随着对 β 收敛不足的认识逐渐加深, 经济增长分布演化开始成为经济增长实证研究的热点^[7]。但已有研究还主要停留在对大尺度区域经济增长分布演化的关注^[7-9], 对其机制的分析还较少。Quah 认为技术扩散的空间模式导致了全球经济分布呈现“双峰趋同”格局^[7]。Kumar 将劳动生产率增长分解为资本深化、技术进步与技术追赶效应等, 发现资本深化是全球经济增长的主要因素, 也是导致“双峰趋同”的因素^[6]。对中国省区经济增长分布形态由“单峰”向“双峰”转变的解释, 一般将其归结于空间近邻效应、资本深化、技术扩散、经济结构和发展政策等的作用^[10-12]。现有研究并没指出区域经济增长分布演化是由经济增长因素分布变化引起的还是由这些因素对经济

增长作用强度变化引起的。为此, 将以京津冀都市区为例, 分析其在 1995~2007 年经济增长空间分布演化, 并采用分解法对其演化的驱动力作用进行模型模拟分析。

1 研究方法和数据

1.1 Kernel 密度估计法

Kernel 密度估计作为非参数估计方法, 适用于随机变量的概率密度估计^[13]。在 Kernel 密度估计中可用连续的密度曲线描述随机变量的分布形态。设随机变量 X 的密度函数为 $f(x)$, 在点 x 处的概率密度为:

$$\hat{f}(x) = (1/Nh) \sum_{i=1}^N K[(X_i - x)/h] \quad (1)$$

式(1)中的 N 为研究的区域个数, h 为带宽, $i=1, 2, \dots, N$, $K(\cdot)$ 是随机核估计的核函数。本文将采用高斯核密度函数, $h=0.9DN^{-1/5}$, D 为随机变量观测值的标准差。

1.2 经济增长分布变化分解与模拟模型

为进行经济增长分布变化分解与模型模拟, 须先将研究期划分为 2 个子区间, 以研究经济增长

收稿日期: 2011-02-05; 修订日期: 2011-12-02

基金项目: 国家自然科学基金项目(40671054)资助。

作者简介: 郭腾云(1962-), 男, 湖南桂东县人, 副研究员, 博士, 主要从事产业、区域与城市发展研究。E-mail: guoty@igsnrr.ac.cn

因素作用强度变化对经济分布形态的影响。临界时点用所研究区域经济分布形态开始变化年份^[5]。通过试探分析,发现2001年是京津冀都市区经济分布开始变化的临界点。设 y_{iT1} 、 y_{iT2} 、 y_{iT3} 分别为1995、2001和2007年京津冀都市区县级区域*i*的人均GDP的对数值, T_1 和 T_2 分别表示1995~2001和2001~2007年这2个时期,则京津冀都市区1995~2007年经济分布演化的经济增长恒等式为:

$$y_{iT3}=y_{iT1}+6g_{iT1}+6g_{iT2} \quad (2)$$

式中, g_{iT1} 、 g_{iT2} 分别为 T_1 、 T_2 时期京津冀都市区县级区域*i*的年人均GDP增长率。

京津冀都市区作为一个内部相互联系密切的区域,其经济增长的空间效应明显^[14,15]。为此,将京津冀都市区年均经济增长率设定为资本深化、技术效率、技术进步的函数,并通过空间计量模型引入空间依赖效应,通过移项整理得到式(3)和(4):

$$g_{iT1}=A_0\alpha_{0T1}+A_1\beta_{yT1}y_{iT1}+A_1\beta_{mT1}M_{iT1}+A_0\varepsilon_{iT1} \quad (3)$$

$$g_{iT2}=A_1\alpha_{0T2}+A_1\beta_{yT2}y_{iT2}+A_1\beta_{mT2}M_{iT2}+A_1\varepsilon_{iT2} \quad (4)$$

式中, $A_0=(I-\rho_{T1}W)^{-1}$, $A_1=(I-\rho_{T2}W)^{-1}$; I 为单位矩阵; y_{iT1} 、 y_{iT2} 的意义与式(2)相同,此处分别指 T_1 和 T_2 这两时期的初始值; M_i 为不同时期区域*i*资本深化(K)、技术效率(TD)和技术进步(TP)的函数; β_{yT1} 、 β_{yT2} 、 β_{mT1} 、 β_{mT2} 分别为 y_{iT1} 、 y_{iT2} 、 M_{iT1} 、 M_{iT2} 的收敛系数; α_0 为常数项; ε_i 为随机误差; ρ 为空间自相关系数, W 为空间权重矩阵,本文采用各县级区域政府所在地大圆距离的 k -nearest权重矩阵, k 取值15。设 $d_i(k)$ 是区域*i*的门槛距离, d_{ij} 为区域*i*与区域*j*的距离,则 W 的元素 $w_{ij}(k)$ 的取值为:

$$\begin{cases} w_{ij}(k)=0, & i=j \\ w_{ij}(k)=1, & d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}(k)=0, & d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (5)$$

在该模型框架下,京津冀都市区2007年相对于1995年经济分布变化可分解为:① y_i 、 M_i 分布形状变化;②收敛系数 β 、 β_m 变化;③空间依赖效应 ρ 变化;④随机误差 ε_i 分布变化。通过对经济分布演化分解,在控制不同影响因素的基础上,可模拟经济增长的各种理论分布。对理论分布和实际分布的差异性进行统计检验,如理论分布和实际分布没有区别,说明其对经济分布演化不起作用,否则,起作用。以 M 在2个时段内分布变化对京津冀都市区经济分布演化的影响为例。首先,保持 M 在1995~2001年的分布不变,构建2001~2007年区域*i*的人均GDP增长率 $g_{im,T3}$ (式6);其次,构建2007

年区域理论经济分布 $y_{im,T3}$ (式7);最后对 $y_{im,T3}$ 与实际 y_{iT3} 进行统计检验,确定 M 分布是否影响其经济增长分布。

$$g_{im,T3}=A_1\alpha_{0T2}+A_1\beta_{yT2}y_{iT1}+A_1M_{iT1}\beta_{mT2}+A_1\varepsilon_{iT2} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} y_{im,T3}=y_{iT2}+6g_{im,T3}=y_{iT2}+6(A_1\alpha_{0T2}+A_1\beta_{yT2}y_{iT1}+ \\ A_1M_{iT1}\beta_{mT2}+A_1\varepsilon_{iT2}) \\ =y_{iT2}+6(A_1\alpha_{0T2}+A_1\beta_{yT2}y_{iT1}+A_1M_{iT1}\beta_{mT2}+ \\ A_1\varepsilon_{iT2})-6A_1(M_{iT1}-M_{iT2})\beta_{mT2} \\ =y_{iT2}+6A_1(M_{iT1}-M_{iT2})\beta_{mT2} \end{aligned} \quad (7)$$

同理,可推导出 β_m 、 β_y 、 A 、 ε_i 所对应的理论分布。

1.3 DEA模型与Malmquist指数模型

DEA模型方法是评价多投入和多产出决策单元效率的有效方法^[16,17]。自Kumar运用DEA模型和Malmquist指数将经济增长分解为资本深化、技术扩散和创新,研究三者和经济增长分布演化关系后,DEA模型被引入到经济增长领域^[6]。从Malmquist指数得到的技术效率变化可衡量区域在某一时段内到生产边界距离的变化,可反映其生产效率的变化情况。效率提高可能是区域不断学习、吸收或干中学等的结果。与技术转移扩散含义相似,区域经济增长领域将技术效率变化视为技术扩散,生产边界移动视为技术进步^[11]。本文用DEA和Malmquist指数模型测算京津冀都市区各区域在两个时段内的技术效率和进步,考察其在京津冀都市区经济增长分布演化中的作用。DEA和Malmquist指数模型参照文献[17]。

1.4 数据说明与处理

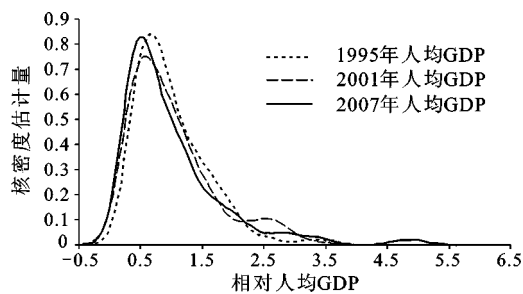
研究区域为京津冀都市区140个县级区域。经济增长率采用人均GDP增长率,且各区域各年份的人均GDP都依据京津冀各自的GDP指数统一调整到1995年的价格。资本存量以各年份、各区域固定资产投资为基础,用“永续存盘法”计算得到,其中基期资本存量计算、折旧率选择和投资平减均用文献[18]的方法。技术扩散与进步用DEA和Malmquist指数模型计算得到(DEA和Malmquist指数模型的投入为劳动力和资本存量,产出为各自的GDP)。所有基础数据取自1996~2008年北京统计年鉴^[19]、天津统计年鉴^[20]和河北经济年鉴^[21]。

2 京津冀都市区经济增长分布演化模拟模型估计及其分析

2.1 经济分布演化的Kernel密度曲线及其分析

利用1995~2007年各县级区域人均GDP与京

京津冀都市区人均 GDP 之比的数据,估计得到了京津冀都市区经济分布形态的 Kernel 密度曲线(图 1)。图 1 显示:① 曲线主峰都位于平均水平的左侧,表明京津冀都市区大部分区域经济发展水平都低于平均水平。从 1995 到 2007 年主峰逐渐向左推移,说明大部分地区相对经济发展水平与平均水平的差距在变大,这与采用其他方法得到的结论是一致的^[23]。② 从分布形态看,1995 年相对人均 GDP 的分布呈现“双峰状”,除主峰外,还有一个位于 3.5 处的次峰。2001 年相对人均 GDP 的分布呈现“单峰状”,位于 3.5 处的次峰逐渐消失,说明这一时期京津冀都市区内存在经济趋同现象。2007 年相对人均 GDP 的分布再次呈现“双峰状”,与 1995 年不同的是,次峰出现在 5 的附近,且核密度也要高于前者。说明该时段内京津冀都市区经济极化加剧,区域差距加大了。从发展趋势看,位于平均水平 3.0~3.5 倍的区域也可能会演化为次峰,从而加剧都市区内经济发展水平的差距。



横标数值 1 为京津冀都市区平均水平的 1 倍,
2 为平均水平的 2 倍,以此类推。

图 1 京津冀都市区经济增长分布演化

Fig.1 Distribution of relative per capita GDP in
Beijing-Tianjin-Hebei Metropolitan Region (BTHMR)

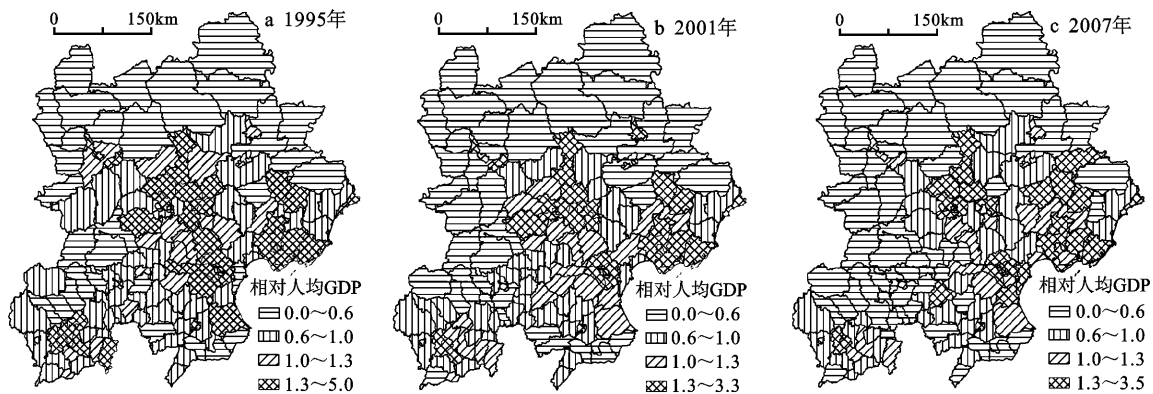


图 2 京津冀地区经济空间分布类型演化

Fig.2 Evolution of economic distribution in BTHMR based on the relative per capita GDP

图 2 给出了京津冀都市区经济空间类型的演化。将经济空间划分为 4 类:低水平(相对人均 GDP<0.6),较低水平(0.6~1.0),较高水平(1.0~1.3),高水平(>1.3)。图 2 显示:高经济发展水平区域在空间上逐步集聚,到 2007 年基本集中于京津唐三市的辖区,正是这些区域形成了 2007 年经济分布的次峰;低水平区域进一步扩大。1995 年低水平区域有 40 个(28.57%);2007 年低水平区域增加到 55 个(39.29%)。从空间上看,低水平地域由北部和西北部的承德、张家口等所辖县逐渐扩展至保定、廊坊、沧州等地市的所辖县,与环京津贫困带的区域范围大致相同^[22]。

2.2 经济增长分布变化模拟模型估计及其分析

为对京津冀都市区经济增长分布变化进行分解,并模拟其经济增长的理论分布以及保证估计系数具有渐近一致性,采用极大似然法对公式(3)、(4)进行了估计(表 1)。

模型估计显示,在两个时段内经济增长分布变化模拟模型的解释能力较高,均达到 90%。模型残差的空间自相关检验显示,经济增长分布变化模拟模型很好地反映了区域经济增长中存在的空间依赖效应。资本深化、技术效率和技术进步均在京津冀都市区经济增长中的两个时段内起着重要作用,且均在 1%水平上显著。初始经济发展水平与增长率负相关,表明京津冀都市区内存在 β 收敛现象,第二个时段的收敛强度远小于第一时段的,这是因为在第一个时段内各区域向着同一稳态(主峰)趋同。而在第二个时段,不同区域趋同于不同的稳态:经济发展较高的区域趋同于高水平稳态(次峰);低经济发展水平区域趋同于低水平稳态。空间自相关系数(ρ)在 1%水平上显著为正,

表1 京津冀都市区经济增长分布变化模拟模型的估计结果

Table 1 Parameter estimation result of spatial lag models in BTHMR

估计结果	1995~2001年(模型1)	2001~2007年(模型2)	假设检验		
初始发展水平	-0.11*** (0.011)	-0.018*** (0.007)	原假设	统计量	显著水平
空间自相关系数(ρ)	0.155*** (0.046)	0.115*** (0.058)	初始发展水平系数相同	4.34	1%
人均物质资本存量(K)增长率	0.612*** (0.023)	0.429*** (0.038)	空间自相关系数(ρ)相等	0.13	不显著
技术效率(TD)	0.347*** (0.012)	0.097*** (0.003)	人均资本存量(K)系数相等	15.36	1%
技术进步(TP)	0.047*** (0.002)	0.039*** (0.005)	技术效率(TD)系数相等	4.13	1%
			技术进步(TP)系数相等	2.79	10%

注:*,**,***分别表示10%、5%和1%的显著水平(下同)。调整后的 R^2 分别为0.92和0.90;LIK分别为354.866和334.518;AIC分别为-699.733和-659.035;Moran's $I(P$ 值)分别为1.24(0.45)和1.12(0.47)。

说明京津冀都市区存在正的空间外溢效应。表1后3列给出了各因素对经济增长作用强度是否发生变化的统计检验。空间依赖效应在前后2个时段对经济增长的作用大致相同,技术进步和效率在第一时间段对经济增长的作用强度要显著大于第二时段。

3 京津冀都市区经济分布演化驱动力作用的模拟分析

利用上述估计得到的模拟模型分别研究资本深化、技术效率、技术进步等对京津冀都市区经济分布演化的分布效应和综合作用效应。

3.1 资本深化分布效应和综合作用效应模拟分析

图3给出了资本深化对经济分布演化的分布效应和综合作用效应。图3a显示,其它因素不变,

资本作用强度变化得到的经济分布理论形态与2007年实际经济分布形态基本相同。可见,不仅资本深化对经济增长的作用强度在两个时段内不相同,且对经济分布形态的影响也小。利用Fan对两个分布差异性的检验方法^[23],对理论经济分布与实际经济分布的差异进行了统计检验,T统计量为0.44,不能拒绝两者相同的原假设(表2),证明资本深化作用强度的变化不是京津冀都市区经济分布形态演化的驱动力。图3b显示,当其它因素不变,资本分布变化引起的理论经济分布与实际经济分布明显不同,一方面理论经济分布的次峰要大于实际经济分布;另一方面理论经济分布主峰的核密度要高于实际经济分布。对两者差异检验的统计量为6.46,在1%水平上显著,证明资本深化分布变化是引起京津冀都市区经济分布演化的驱动

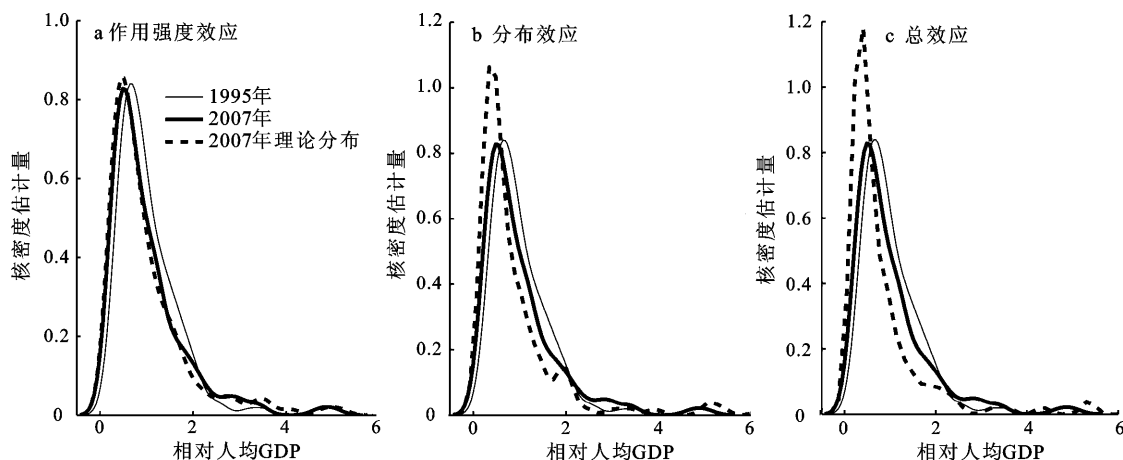


图3 资本深化对经济分布演化效应的模拟

Fig.3 Simulation of capital deepening on economic distribution evolution in BTHMR

表2 2007年理论经济分布形态与实际经济分布形态存在差异的统计检验

Table 2 Hypothetical economic distribution and real economic distribution

原假设	$f(y^{2007})=g(K_{\beta})$	$f(y^{2007})=g(K_{DIS})$	$f(y^{2007})=g(K_{TOT})$	$f(y^{2007})=g(TD_{\beta})$
统计量	0.44	6.46	7.77	12.55
显著水平	不显著	1%	1%	1%
原假设	$f(y^{2007})=g(TD_{DIS})$	$f(y^{2007})=g(TD_{TOT})$	$f(y^{2007})=g(TP_{\beta})$	$f(y^{2007})=g(TP_{DIS})$
统计量	0.35	4.02	1.37	0.14
显著水平	不显著	1%	不显著	不显著
原假设	$f(y^{2007})=g(TP_{TOT})$	$f(y^{2007})=g(\rho)$	$f(y^{2007})=g(e)$	
统计量	1.59	0.27	0.91	
显著水平	不显著	不显著	不显著	

注: $f(y^{2007})$ 表示由kernel密度估计得到的2007年实际经济分布, $g(\bullet)$ 表示理论经济分布, $g(K_{\beta})$ 表示只有资本深化作用强度变化模拟得到的理论经济分布, $g(K_{DIS})$ 表示只有物质资本分布变化模拟得到的理论经济分布, $g(K_{TOT})$ 表示资本深化综合作用效应和分布效应之和,其他变量以此类推。 $g(e)$ 表示只有误差项分布变化模拟得到的理论经济分布。

力。资本的总效应(资本深化的作用强度和分布均发生变化)模拟得到的理论经济分布与实际经济分布效应得到的理论经济分布大致相同(图3c),分布差异检验的统计量为7.77,在1%水平上显著。说明资本深化对京津冀都市区经济分布演化作用的渠道是资本深化分布的变化。

3.2 技术效率分布效应和综合作用效应模拟分析

图4a显示了其它因素不变,只有技术效率对经济增长作用强度发生变化得到的理论经济分布与实际经济分布差异巨大,两者差异性检验的统计量在1%水平上显著,说明技术效率对经济增长作用强度的变化对京津冀都市区经济分布演化起重要作用,主要是因为技术效率在第一时段对经济增长的作用强度几乎是第二时段的4倍。技术效率分布变化得到的理论经济分布与实际经济分布的区别不是很大(图4b),两者差异性检验统计

量不显著。由于技术效率对经济增长作用强度变化对经济分布的影响使得技术效率总效应也显著地影响京津冀都市区经济分布(图4c)。

3.3 技术进步分布效应和综合作用效应模拟分析

图5显示了技术进步作用强度得到的理论经济分布与实际经济分布基本重合,技术进步分布效应得到的理论经济分布及总效应得到的理论经济分布与实际经济分布有一定差异。主要表现在两者的理论分布都缺少“次峰”存在,但理论分布和实际分布差异性检验的统计量均不显著。

4 结 论

利用经济增长分布变化分解与模型模拟方法等,对1995~2007年京津冀都市区经济分布演化驱动力作用进行了研究,研究发现:①京津冀都市区经济分布形态经历了“双峰状”→“单峰状”→“双

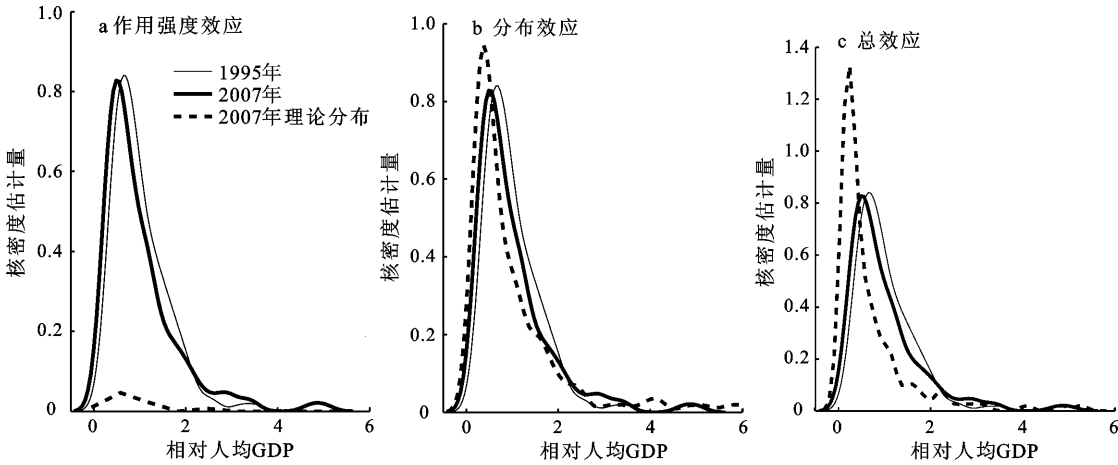


图4 技术效率对经济分布演化效应的模拟

Fig.4 Simulation of effects of technology efficiency on economic distribution evolution in BTHMR

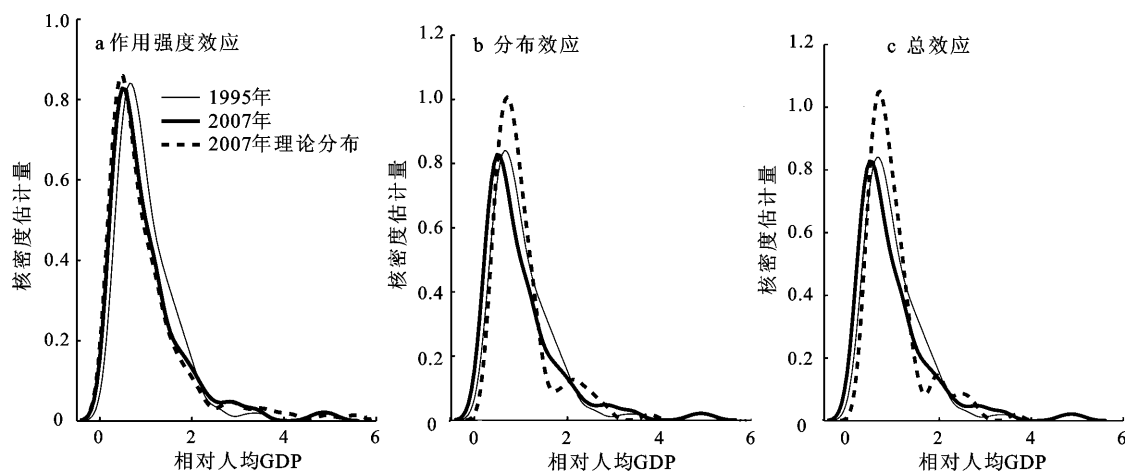


图5 技术进步对经济分布演化效应的模拟

Fig.5 Simulation of effects of technology progress on economic distribution evolution in BTHMR

峰状”的演化过程,后一个“双峰”两峰的距离较大,即经济发展水平高的区域趋同于高水平稳态,经济发展水平低的区域趋同于低水平稳态,说明其区域经济差距在继续扩大。② 对其经济增长分布演化驱动力作用的模拟发现,资本深化、技术效率、技术进步和空间依赖效应对京津冀都市区经济增长均起显著作用。③ 资本深化和技术效率对京津冀都市区经济分布演化起重要作用,技术进步、空间外溢效应和误差分布效应则没有显著作用。④ 资本深化分布的变化和技术效率作用强度的变化是影响京津冀都市区经济分布演化的趋动力,并通过资本深化的分布效应和技术效率的综合作用效应两个渠道对京津冀都市区经济分布演化产生影响。⑤ 对京津冀都市区经济增长起作用的因素不一定能够影响到其经济分布的演化,基于分解技术的经济增长分布模拟模型,利用理论分布和实际分布差异性的统计检验可以识别真正影响其经济分布演化的因素及其作用渠道。

本研究只是对京津冀都市区经济分布演化及其动力进行了初步模拟分析,还有许多需要深化的地方:① 尽管所选择的影响因素已经能够解释京津冀都市区经济增长的90%以上,但还是存在遗漏的问题,如人力资本、区域政策等。② 对影响因素的相互作用也没有加以考虑等。所有这些将是下一步研究的重点。

参考文献:

[1] Barro R J, Sala-I-Martin X. Convergence[J]. Journal of Political

Economy,1992, **100**(2): 223-251.

[2] Mankiw N G, Romer D, Weil D N. A contribution to the empirics of economic growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, **107**: 407-423.

[3] 蔡 昉,都 阳.中国地区经济增长的趋同与差异[J].经济研究,2000,**10**:30~37.

[4] 魏后凯.中国地区经济增长及其收敛[J].中国工业经济,1997,**3**: 31~37.

[5] 刘树成,李 强,薛天栋.中国地区经济发展研究[M].北京:中国统计出版社,1994.

[6] Kumar S, Russell R. Technological change, technological catch-up, and capital deepening: relative contributions to growth and convergence[J]. The American Economic Review, 2002,**92**(3):527-548.

[7] Quah D. Empirical for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs[J]. Journal of Economic Growth,1997,**2**(1):27-59.

[8] Bourguignon F, Mossison C. Inequality among world citizens: 1820-1992[J]. The American Economic Review,2002,**92**(4): 727-744.

[9] Jones C. On the evolution of the world income distribution[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1997,**11**(3):19-36.

[10] 何 江,张馨之.中国省区收入分布演化的空间-时间分析[J].南方经济,2006,**12**:64~75.

[11] 李国平,陈晓玲.中国省区经济增长空间分布动态[J].地理学报,2007,**62**(10):1051~1062.

[12] 徐现祥,舒 元.中国省区经济增长分布的演化(1978~1998) [J].经济学季刊,2004,**3**(3):619~638.

[13] 叶阿忠.非参数计量经济学[M].天津:南开大学出版社,2003.

[14] 董冠鹏,郭腾云,马 静.空间依赖、空间异质与京津冀都市区经济收敛[J].地理科学,2010,**30**(5):679~685.

[15] 董冠鹏,郭腾云,马 静.京津冀都市区经济增长空间分异的GIS分析[J].地球信息科学学报,2010, **12**(6):797~805.

[16] 郭腾云,董冠鹏.基于GIS和DEA的特大城市空间紧凑度与城

- 市效率分析[J].地球信息科学,2009,11(4):482~490
- [17] 郭腾云,徐 勇,王志强.基于 DEA 的中国特大城市资源效率及其变化[J].地理学报,2009,64(4):408~416.
- [18] 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,2004,10:35~44.
- [19] 北京市统计局.北京统计年鉴(1996~2008)[M].北京:中国统计出版社,1996~2008.
- [20] 天津市统计局.天津统计年鉴(1996~2008)[M].北京:中国统计出版社,1996~2008.
- [21] 河北省统计局.河北经济年鉴(1996~2008)[M].北京:中国统计出版社,1996~2008.
- [22] 樊 杰,陈 田,封志明,等.京津冀都市区区域综合规划研究[M].北京:科学出版社,2008:217~223.
- [23] Fan Y, Ullah A. On the goodness of fit tests for weakly dependent processes using kernel method[J]. Journal of Nonparametric Statistics,1999,11:337-360.

Simulation of Economic Distribution Evolution and Its Driving Forces in Beijing-Tianjin-Hebei Metropolitan Region

GUO Teng-yun¹, DONG Guan-peng^{1,2}

(1. Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China;

2. Graduate University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

Abstract: The evolution of economic growth in Beijing-Tianjin-Hebei Metropolitan Region (short for BTHMR) are simulated using Kernel density estimation based on the data of the population, capital investment, and GDP of 140 county-level sub-regions of BTHMR in 1995-2007. And further its driving forces are simulated using spatial lag models based on the variables, such as capital deepening, technological efficiency and technological progress, which derived from the DEA and Malmquist index models, in different periods. Several conclusions are drawn as follows: 1) The shape of economic spatial distribution have changed significantly, from two peaks in 1995 to one peak in 2001, then, two peaks again, with a bigger and bigger gap between poor sub-region groups and rich ones, which indicates that the BTHMR had undergone a change from convergence to club convergence. 2) Capital deepening, technological efficiency, technological progress and spatial dependence play important roles in the economic growth of BTHMR. 3) Capital deepening and technological efficiency have statistically significant impacts on the economic spatial distribution evolution while the spatial dependence and technological progress have not although they both were important driving forces in economic growth. The distribution change of capital deepening and the increasing importance of technological efficiency have contributed to the economic distribution evolution rather than the increasing importance of capital deepening and the distribution change of technological efficiency. The results indicate that the distribution effects of capital deepening and coefficient effects of technological efficiency had become the channel, through which capital deepening and technological efficiency changed the economic distribution evolution.

Key words: kernel density estimation; economic growth distribution; spatial dependence effect; Beijing-Tianjin-Hebei Metropolitan Region