

文章编号: 2095-1663(2013)02-0001-08

我国研究生教育区域结构外部协调性之实证研究

王传毅 袁本涛 文雯

(清华大学教育研究院, 北京 100084)

摘要:本研究通过建立基于本科教育区域结构、政治、经济、文化、科技和人口六大因素的联立方程来测量我国研究生教育区域结构外部协调性,同时运用系统动力学的计量方法,预测我国研究生教育区域结构外部协调性的发展趋势,最后构建基于观测样本的统计控制图对不协调程度进行判别。实证研究结果表明:2009年我国研究生教育显著超前于区域经济社会发展的省市有北京、四川、陕西、甘肃、贵州和云南;研究生教育显著滞后于区域经济社会发展的省市有天津、浙江、江西、山东、河南、上海、广东和河北;其他省市未出现显著的不协调状态。从长期来看,我国研究生教育区域结构整体外部协调性将收敛于协调状态。

关键词:研究生教育;区域结构;外部协调性

中图分类号: G643 **文献标识码:** A

研究生教育区域结构是指各区域研究生教育的发展态势以及研究生教育要素(或资源)的分布状态。研究生教育区域结构的外部协调性是指各区域研究生教育与经济社会发展的协调状况。《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010~2020年)》明确指出:高等教育应“适应国家和区域经济社会发展需要,建立动态调整机制,不断优化高等教育结构……优化区域结构。”研究生教育区域结构同样也不能回避外部经济社会发展的要求,应与外部经济社会系统保持协调发展。因为研究生教育区域结构的外部协调性是判断一国研究生教育区域结构是否合理的重要标准之一。^[1]但“协调”是一个内涵明确而外延模糊的词语,学者们一直努力为其注入实证性含义。

一、研究生教育区域结构外部协调性 计量方法之回顾

研究生教育区域结构外部协调性的计量是当前研究的核心问题,笔者将其总结为五种类型:观察思辨判断型、二维图示直观型、描述性统计观测型、回归分析拟合型和系统建模仿真型。^[2]

观察思辨判断型的研究大多列举出若干相关数据,通过思辨分析来判断当前研究生教育与区域经济社会发展的协调状况。^[3]此类研究一般带有较强的个人经验色彩,科学性较弱。

二维图示直观型的研究大多以二维图像的形式展现区域研究生教育的外部协调性,一般只涉及两

收稿日期:2012-12-21

作者简介:王传毅(1985—),男,四川成都人,清华大学教育研究院博士后,管理学博士,统计师,高级调查分析师。

袁本涛(1965—),男,湖北石首人,清华大学教育研究院副院长,教授,教育学博士。

文雯(1981—),女,湖北宜昌人,清华大学教育研究院讲师,教育学博士。

基金项目:本文系教育部哲学社会科学研究重大攻关项目“我国研究生教育结构调整问题研究”(编号:10JZD0039)阶段性成果。

个变量或两个系统,如研究生教育与经济发展,研究生教育与人口发展等。研究成果中最有代表性的首推谢维和、王孙禹和袁本涛等学者在《研究生教育发展:战略与规划》一书中所用的图示法。^[4]

描述性统计观测型的研究一般通过计算若干描述性统计指标或统计量来刻画省域研究生教育(高等教育)的外部协调性。最常用的统计量为相关系数,相对塞尔系数和基尼系数^[5-7]。其他常见的描述性统计指标还包括:高等教育集中指数、高等教育再分布指数、区域高等教育相对偏差、高等教育人口集中指数^[8-10]等。

回归分析拟合型的研究一般将人口、经济、地理、财政和文化发展水平等因素中若干因素作为解释变量,将研究生教育(高等教育)的发展水平指标(在校生数,培养机构数,学位授权点数和经费投入等)作为被解释变量进行回归分析,通过对比模型估计值与实际值差异,对协调性进行判断。^[11]较之前三种方法科学性要高。但其不足在于不能给出外部协调性的发展趋势,同时对于因素间的作用机制也难以精确把握。

系统建模仿真型的研究成果从系统论的角度出发,认为系统间的协调取决于系统间的相互作用。持这一观点的研究者将研究生教育(高等教育)作为社会系统的一个子系统,将经济系统和人口系统作为社会的其他子系统,通过多元统计中主成分提取和综合评价的方法,估计出各个子系统的综合发展水平值,并通过曲线拟合和构建模糊数学隶属函数,估算出每个子系统相对于其他子系统的协调值,以及整个子系统之间的协调值。^[12-13]目前运用此类方法的研究均主要针对高等教育,缺乏专门针对研究生教育区域结构外部协调性的研究。已有研究成果最多讨论了高等教育、经济和人口三个系统之间的协调性,而与教育密切相关的政治、文化等难以衡量的系统尚未纳入考察范围。

二、研究生教育区域结构外部协调性 计量方法之改进

如何对研究生教育区域结构的外部协调性从定量的角度进行判断?首先,我们必须找到影响研究生教育区域结构的外部因素。影响研究生教育区域结构的外部因素主要有经济、政治、文化、人口、科技和本科教育区域结构六大因素。因素之间的关系如

图 1 所示:

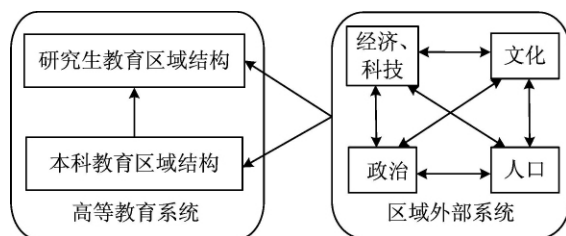


图 1 影响研究生教育区域结构的因素及其作用路径

研究生教育区域结构受到各区域外部经济、政治、文化、人口、科技因素以及本科教育区域结构的影响。影响的作用方式有二:一类是外部因素直接作用于研究生教育区域结构;另一类是通过影响本科教育区域结构从而作用于研究生教育区域结构。此外因素之间也相互作用、相互影响。

我们将图 1 的理论模型表示为如下方程:

$$\begin{cases} GP = \alpha_1 + \beta_1 E + \beta_2 T + \beta_3 P + \beta_4 R + \\ \beta_5 C + \beta_6 HP + \epsilon_1 \\ HP = \alpha_2 + \phi_1 E + \phi_2 T + \phi_3 P + \\ \phi_4 R + \phi_5 C + \epsilon_2 \end{cases} \quad (1)$$

GP 代表研究生教育区域结构,可表征为各区域研究生教育的发展水平; R 代表政治因素; HP 为本科生教育区域结构,可表征为各区域高等教育的发展水平; R 为人口因素; E 为经济因素; T 为科技因素; C 为文化因素; α_1, α_2 均为常数项,表示外界对内生变量的恒定影响; ϵ_1, ϵ_2 均为随机扰动项。该模型包括 2 个内生变量(GP 和 HP), 5 个外生变量(P, R, E, T 和 C), 13 个待估参数,它们代表着各变量对内生变量的影响。代入数据我们可得到与外部五大系统相协调的不同区域研究生教育发展的预测值 \hat{GP} , 将实际观测值 GP 与 \hat{GP} 进行对比,就可以得到各区域研究生教育与经济社会发展差异程度的数值,我们令:

$$X = GP - \hat{GP}$$

当 $x_i < 0$, 说明第 i 地区研究生教育发展的实际水平低于预测值,即第 i 地区研究生教育滞后于地区经济社会发展;

当 $x_i = 0$, 说明第 i 地区的研究教育发展的实际水平与预测值一致,即第 i 地区研究生教育与地区经济社会同步发展;

当 $x_i > 0$, 说明第 i 地区研究生教育发展的实际水平高于预测值,即第 i 地区研究生教育发展领先于地区经济社会发展。

x_i 的绝对值 $|x_i|$ 越大,说明 i 地区研究生教育发展与经济社会发展的协调程度越低。

在对各地区研究生教育区域结构的外部协调性进行计量后,我们还需对研究生教育区域结构整体外部协调性的发展趋势做出预测:在当前各地区政治经济社会发展态势不变、研究生教育发展态势也不变的情况下,未来若干年后我国研究生教育区域结构整体上是否与经济社会发展相协调?

按照系统动力学的基本建模思路,可建立非线性自回归模型来预测研究生教育与外部经济社会协调发展状态的长期走向,设 X_t 为第 t 期不协调程度数值,则

$$X_t = -\alpha X_{t-1}^2 + \beta X_{t-1} + \gamma; \quad (2)$$

借鉴相关学者的做法 令 $X_t = \delta + \theta Y_t$; 则

$$Y_t = -\alpha \theta Y_{t-1}^2 + (\beta - 2\delta\alpha) Y_{t-1} + [\alpha\delta^2 - (\beta - 1)\delta - \gamma]/\theta$$

令:

$$\begin{cases} \alpha\delta^2 - (\beta - 1)\delta - \gamma = 0 \\ \alpha\theta = \beta - 2\delta\alpha \\ K = \alpha\theta \end{cases}$$

则原方程可变化为,

$$Y_t = KY_{t-1}(1 - Y_{t-1}),$$

其中,

$$\begin{cases} \delta = \frac{(\beta - 1) \pm \sqrt{\Delta}}{2\alpha} \\ \theta = \frac{\beta}{\alpha} - 2\delta \end{cases}, \Delta \geq 0,$$

且

$$\Delta = (\beta - 1)^2 - 4\alpha\gamma$$

经证明:

当时 $0 < \Delta < 4$, 不协调程度 X_t 处于稳定区域,

且逐步收敛于 $\theta * \frac{K-1}{K} + \delta$;

当 $4 < \Delta < 2.6786^2$, 不协调程度 X_t 处于偶周期区域,在上下两点波动,不稳定;

当 $2.6786^2 < \Delta < 9$, 不协调程度 X_t 处于混沌区域,呈不规则运动状态。^[14]

但需要注意的是,现实中完全实现与经济社会协调发展的研究生教育区域结构几乎不存在,因为各区域的研究生教育发展和其他社会子系统的发展并不按照一定的控制程序进行,或多或少总有偏离,同时由于存在着随机误差,依据样本数据拟合出的预测值或多或少和真实值有差异。但只要偏离在一

个正常的范围之内,我们就认为该地区的研究生教育发展属于协调状态。

我们采用统计控制图技术来划定不协调程度的合理范围。其主要思想是,若实际观察值与理论观测值的偏离程度不大,在既定的显著性水平下二者没有出现统计意义上的显著差异,那么实际观察值就和理论观测值来源于同一总体,即二者的差异属于正常的波动范围。反之,则二者可能来源于不同的总体,二者间的差异属于异常波动。

在取得 x_i 的数据后,我们建立基于样本的统计控制图,它包括三部分:

中心线: $CL = \bar{x}$; 控制图上限: $UCL_{\bar{x}} = \bar{x} + z\delta_{\bar{x}}$; 控制图下限: $LCL_{\bar{x}} = \bar{x} - z\delta_{\bar{x}}$ 。

\bar{x} 为协调程度的均值,理论值为 0,实际上会略有偏误; $\delta_{\bar{x}}$ 为协调程度均值的标准差; z 为样本观察值的波动区间可靠程度,在 95.45% 的置信区间内,取值为 2。

当 $x_i > UCL$, 说明第 i 地区的研究生教育发展领先于经济社会发展,且领先程度超过了警戒线,我们将判别为领先地区;

当 $LCL < x_i < UCL$, 说明第 i 地区的研究生教育基本实现与外部经济社会协调发展,即使研究生教育区域结构可能与外部经济社会发展存在一定程度的差异,但仍属于可容忍的正常范围之内;

当 $x_i < LCL$, 说明第 i 地区的研究生教育发展滞后于经济社会发展,且滞后程度超过了警戒线,我们将判别为滞后地区。

对于长期趋势而言,若差异程度 X_t 处于正常区域,即 $LCL < X_t < UCL$, 则说明我国整体上各区域研究生教育实现了与其经济社会协调发展的状态。

三、我国研究生教育区域结构外部协调性之现实考察

(一) 数据、指标与描述性统计

各区域研究生教育发展水平是研究生教育区域结构的具体观测点。本研究的区域主要是指我国的省域。我们选取《中国教育统计年鉴》中 2003 年至 2010 年各省市的在校硕士研究生数量和在校博士研究生数量来衡量其发展规模。同时,采用武汉大学中国科学评价研究中心所公布的各省市研究生教育竞争力指数来衡量各省市研究生教育的质量,数

据来源于 2005 年至 2010 年的《中国研究生教育评价报告》。2002 年、2003 年和 2004 年的研究生教育竞争力,依据已有数据再加上《中国研究生教育评价

报告》(2010~2011)、(2011~2012)两期的数据,利用移动平均法向前外推得出。各类指标数据的来源及描述性特征见表 1。

表 1 各类指标描述性统计特征

变量	指标序号	指 标	单位	样本数	平均值	标准差
研究生教育	11	在校硕士生数	人	217	27787.56	26810.64
	12	在校博士生数	人	217	6484.313	9551.839
	13	研究生教育竞争力		217	51.90465	25.10317
文化	21	人均文化事业支出	元	217	17.12687	15.43952
	22	群众文化事业机构数	个	186	1326.849	830.8197
经济	31	居民消费性支出	元	217	4410.596	2310.127
	32	各省市 GDP	亿元	217	7812.162	7266.436
	33	人均国内生产总值	万元	217	1.928441	1.363218
	34	生产要素市场发育		217	16	8.964952
科技	41	科技成交额	万元	210	568803.6	1301872
	42	科技成交合同数	项	210	7918.486	10849.62
	43	科技人员数	人	217	51043.92	51568.52
	44	实验与发展经费支出	万元	217	1064989	1368107
人口	5	各地区人口数	万人	217	4182.71	2654.156
政治	61	各省财政收入	万元	217	6125088	5965157
	62	各省教育投入	千元	217	2300000	17100000
	63	各省政府与市场关系		217	16	8.964952
	64	中介组织与制度环境		217	16	8.964952
本科教育	71	高等教育经费投入	千元	217	10700000	9651366
	72	高教育机构数	所	217	65.54839	33.41488
	73	本、专科毕业生数	人	217	137771.8	99712.82
	74	本、专科招生数	人	217	183072.9	117860.1
	75	本、专科在校生数	人	217	595229.9	392107.7
	76	本、专科专任教师数	人	217	33759.81	21141.05

注:数据时间跨度为 2003 年至 2009 年

经济因素采用各省市人均 GDP、居民消费性支出和各省市生产要素市场完善性的得分来衡量。GDP 代表各省市经济发展水平,居民消费性支出代表着省域居民实际的购买力,各省市生产要素市场完善性得分代表着劳动力市场的发展水平,得分来源于《中国市场化进程(1999~2002)》《中国市场化进程(2002~2006)》。2006 年以后的数据我们运用移动平均法将其观测值外推了三年。

政治因素的衡量,存在着较大难度,例如抗战内迁事件,我们很难对其进行定量表征。另一方面,对于重点高校的建设以及研究生院的设立,它们既是政治对于研究生教育区域结构影响的重要表现,又是当前各省市研究生发展现状的直接体现,若将其作为衡量指标,就会产生“自己证明自己”的现象。同理,对于各省市的高等教育投入,我们将在本科教育发展的衡量指标中衡量,而不在政治因素中讨论。

所以我们主要采用各省市政府与市场关系、政府的财政收入状况、对教育的财政投入状况以及省域内法律制度的完善情况三个指标来衡量区域政治环境。各省历年来的财政收入和对教育的财政投入状况来源于 2003 年至 2010 年中国统计年鉴。历年各省的政府与市场关系、省域内中介组织和制度环境的数据来源、计算方法均与生产要素市场完善性得分一致。

文化因素的衡量可从两个方面进行:一,若某个地区具有深厚的文化积淀,那么其博物馆、历史陈列馆或文化遗址等事业单位的数量就会越多;二,若区域内居民受到文化的感染较大,那么其用于文化事业支出的开支就会越多。因此我们采用各省市群众文化事业机构数和人均文化事业费作为衡量指标。

科技因素的衡量可采用各省市科技成果成交

额、科技成交合同数、科技工作人员数以及实验与发展经费支出四个指标。

人口因素的衡量可采用各区域的年末人口数。文化、科技和人口方面的指标均来源于 2003 年至 2010 年中国统计年鉴。

各省本科教育发展状况我们主要采用各省市的高等教育经费投入、高等教育机构数、本、专科招生数、在校生数、毕业生数和高等教育专任教师数进行

表 2 外生变量各指标主因子分析结果

指 标	主因子		指 标	主因子	
	1	2		1	2
群众文化事业机构数	0	0.878	各地区人口数	0	0.919
居民消费性支出	0.532	0	财政情况	0.842	0
人均生产总值	0.846	0	政府教育投入	0.796	0
科技成交额	0.690	0	政府与市场关系	-0.727	0
科技成交合同数	0.830	0	中介组织与制度环境	-0.807	0
科技人员数	0.895	0	生产要素市场发育	-0.776	0
试验与发展经费支出	0.926	0			

第一个主因子和经济(各省市历年的居民消费性支出、人均国内生产总值、生产要素市场发育)、科技(科技成交额、科技成交合同数、科技人员数、试验与发展经费支出)和政治(中介组织与法律制度环境、省域政府与市场关系、政府财政收入和政府教育投入)密切联系。从因子载荷上看,科技对第一个因子的影响是最大的,实验与发展经费指出的因子载荷高达 0.926,科技人员数的因子载荷高达 0.895;其次,经济的影响也不容忽视,人均生产总值的因子载荷达到 0.846;最后是政治方面的影响,省级财力越强、政府对教育的支持力度越大,第一个主因子的得分就越高。在省域制度环境中,政府与市场的力量相较,市场的力量越强,中介组织和制度环境越完善,生产要素市场发育越成熟则第一主因子得分越高。由于其与生产力发展水平(经济、科技)以及生产关系(政治)有密切联系,因此我们将其命名为生产力与生产关系因子。

第二个主因子主要和文化方面的指标(群众文化事业机构数)和人口指标(各省市历年人口数)呈正向联系,我们将其命名为文化与人口因子。

同样,我们将各省市历年研究生教育发展水平和本科教育发展水平的指标运用 SPSS 17.0 进行验证性因子分析,本科教育类指标的主因子累计贡献率为 89%,研究生教育类指标的主因子累计贡献率为 84%,两个因子的载荷矩阵如下^①:

衡量,它们均来源于 2004 年至 2010 年的中国统计年鉴。

(二)数据处理与指标转化

外生变量间较强的相关性会使模型的估计中出现较强的多重共线性现象。因此我们采用探索性因子分析的方法对各指标进行综合。运用 SPSS17.0 进行计算,得到两个主因子,各指标在主因子上的载荷分布见表 2。

表 3 内生变量各指标主成分分析结果

指 标	本科教育发展因子	指 标	研究生教育发展因子
高等教育机构数	0.968	硕士生数	0.975
本、专科毕业生数	0.975	博士生数	0.942
本、专科招生数	0.969	研究生教育竞争力	0.835
本、专科在校生数	0.985		

(三)模型求解

我们依据修正后的研究生教育区域结构影响因素关系图将联立方程模型改为以下形式:

$$\begin{cases} GP = \alpha_1 + \beta_1 T + \beta_2 C + \beta_3 HP_{t-1} + \epsilon_1 \\ HP = \alpha_2 + \phi_1 T + \phi_2 C + \epsilon_2 \end{cases}$$

其中 T 为省域社会生产力和生产关系因子, C 为省域文化发展因子,

联立方程的参数能否被估计需要满足模型识别的阶条件和秩条件,因此我们将联立方程中第一个子方程的自变量(省域本科教育发展因子)用其滞后一期替代,使之成为外生变量。由于模型之间具有相互联系,其随机扰动之间也可能存在着一定的相关性,传统的单方程估计方法,如普通最小二乘法,间接最小二乘法,二阶段最小二乘法甚至有限信息最大似然估计法都可能存在忽略方程之间的联系从而使参数估计不能满足无偏性,因此我们运用三阶段最小二乘法将所有方程作为一个整体进行估计。将数据带入 Stata 11.0,结果如下所示:

表 4 模型求解结果

因变量		方程 1		方程 2	
		研究生教育发展因子		本科教育发展因子	
		系数	Z 值	系数	Z 值
自变量	本科教育发展因子	0.72***	6.96		
	生产力与生产关系因子	0.26***	3.10	0.71***	22.56
	文化与人口因子	0.60***	8.69	-0.54***	-17.30
	常数项	0.08	1.81	0.12***	3.60
模型可决系数		0.7498		0.8432	

注：*** 表示对应参数通过了 0.01 显著性水平的统计检验。

估计结果显示：外部系统中生产力与生产关系因子、本科教育发展主因子和文化发展因子都对省域研究生教育发展因子有着统计意义上显著的正向促进作用；另一方面，生产力与生产关系因子与本科教育发展因子呈统计意义上显著的正向关系，而文化发展因子与其呈统计意义上显著的负向关系。^②

依据估计结果，我们以 2009 年的各省市研究生教育发展情况为例，将与外部经济社会发展相协调的研究生教育发展因子得分、研究生教育发展因子的实际得分以及不协调程度的度量数值列于表 5。

为判断我国研究生教育区域结构整体外部协调性的发展趋势，我们对模型 2 运用动态面板数据的方法进行估计。解释变量所有一阶滞后项将导致模型估计的内生性问题，因此传统的最小二乘估计得不到无偏、有效的参数估计。较多学者对动态面板数据模型的估计都采用 Arellano 和 Bond 所提出的广义矩估计 (GMM) 方法。^[15]但需要注意的是我国省域间的差异大小远大于同一省市内部的随机性差异，即当面板效应的方差比随机误差项的方差高时，GMM 估计表现出较大的不稳定性。因此可采用 Blundell 和 Bond 的方法解决这一问题。^[16]将数据带入 Stata 11.0 计算，得到模型为：

$$X_{it} = 0.09 - 0.14X_{i,t-1}^2 + 0.26X_{i,t-1} + \nu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

各参数均通过 0.05 显著性水平的统计检验，模型整体卡方值为 16.25，通过 0.01 显著性水平卡方检验。

我们依据公式计算出 $\alpha = 0.14$ ； $\beta = 0.26$ ； $\gamma = 0.09$ ； $\Delta = (\beta - 1)^2 + 4\alpha\gamma = 0.6$ 。由于 $0 < \Delta < 4$ ； Y_5 处于稳定区域，且逐步收敛于 $\theta * \frac{K-1}{K} + \delta$ 。我们将参数估计值带入计算公式，得：

表 5 各省市 2009 年研究生教育发展的外部协调性分析

省市	测算值	实际值	不协调程度
北京	3.53	4.46	0.93
天津	1.07	0.42	-0.65
河北	0.43	0.04	-0.39
山西	-0.03	-0.08	-0.05
内蒙古	0.03	-0.30	-0.33
辽宁	1.03	1.09	0.06
吉林	0.24	0.55	0.31
黑龙江	0.35	0.66	0.31
上海	2.46	1.89	-0.57
江苏	2.34	1.97	-0.37
浙江	1.13	0.55	-0.58
安徽	0.27	0.27	0
福建	0.38	0.16	-0.22
江西	0.26	-0.18	-0.44
山东	1.54	0.72	-0.82
河南	0.50	0.02	-0.48
湖北	1.41	1.56	0.15
湖南	0.52	0.68	0.16
广东	1.53	0.99	-0.54
广西	-0.38	-0.19	0.19
海南	-0.43	-0.62	-0.19
重庆	-0.02	0.31	0.33
四川	-0.22	1.04	1.26
贵州	-0.85	-0.38	0.47
云南	-0.60	-0.06	0.54
西藏	-0.51	-0.72	-0.21
陕西	0.71	1.24	0.53
甘肃	-0.51	0.03	0.54
青海	-0.41	-0.63	-0.22
宁夏	-0.37	-0.58	-0.21
新疆	-0.53	-0.31	0.22

$$\begin{cases} K = 1 + \sqrt{\Delta} = 1.78 \\ \theta \frac{\beta}{\alpha} - 2\delta = 12.71 \\ \delta = \frac{\beta - 1 - \sqrt{\Delta}}{2\alpha} = -5.42 \end{cases}$$

所以 $\theta * \frac{K-1}{K} + \delta = 0.15$ ，即 $X_t = 0.15$ 。

(四) 协调性判断

模型求解的结果显示：无论是区域结构中各省市研究生教育与外部经济社会发展的协调状况，还是研究生教育区域结构整体的外部协调性发展趋势都呈现一定程度的不协调。但是我们需要注意的是由于测量误差和某些偶然性因素，协调程度得分会围绕其均值进行上下波动，即完全协调是理想状态，

而一定程度的不协调则属于可以容忍的范围之内。如何判断哪些地区的协调程度得分属于正常波动,哪些地区的协调程度得分可判定为不协调区域?我们将借助于统计控制图进行判断。^③

本研究采用控制图中最常用的均值控制图,对省域研究生教育的不协调程度进行监测。它包括三部分:

中心线: $CL = \bar{x}$,控制图上限: $UCL_{\bar{x}} = \bar{x} + z\delta_{\bar{x}}$,控制图下限: $LCL_{\bar{x}} = \bar{x} - z\delta_{\bar{x}}$ 。

\bar{x} 为不协调程度的样本均值; $\delta_{\bar{x}}$ 为样本均值的标准差; z 为样本观察值的波动区间可靠程度,在 95.45% 的置信区间内,取值为 2。我们代入 2006 年至 2009 年的各省市研究生教育发展与外部经济社会协调度的控制图,得到出省域研究生教育协调程度的控制图: $CL = 0, LCL = -0.38, UCL = 0.38$ 。

根据均值控制图的上下限,我们将全国 31 个省市的研究生教育 2009 年的协调状况汇总于表 6。最协调的三个省市为湖南、安徽和新疆;最不协调的三个省市为北京、四川和山东,研究生教育超前区域经济社会发展程度最高的三个省市为北京、四川和甘肃;研究生教育滞后于区域经济社会发展程度最高的为山东、天津和浙江。

表 6 2009 年我国研究生教育区域结构的外部协调性分析

协调情况	类别	名称	省市名称
不协调程度的均值超过警戒线(14个)	研究生教育超前于区域经济社会发展(6个)	领先省市	北京、四川、陕西、甘肃、贵州、云南
	研究生教育滞后于区域经济社会发展(7个)	滞后省市	天津、浙江、江西、山东、河南、上海、广东、河北
不协调程度的均值在警戒线以内(17个)	吉林、黑龙江、湖北、湖南、广西、重庆、新疆、安徽、山西、辽宁、海南、内蒙古、西藏、宁夏、福建、青海、江苏		

按照统计控制图对我国研究生教育区域结构外部协调性整体的发展趋势进行判断,我们发现整体的不协调程度 X_i 将收敛于 0.15; 即 $LCL < X_i < UCL$ 。换言之,我国研究生教育区域结构整体与经济社会发展的不协调程度将收敛于统计控制图的上下限内。

四、结论

在借鉴已有的研究生教育(或高等教育)的外部

协调性计量方法的基础上,本研究构建了基于本科教育区域结构、政治、经济、文化、科技和人口六大因素的联立方程模型来测量我国研究生教育区域结构外部协调性,同时运用系统动力学的计量方法,预测了我国研究生教育区域结构外部协调性的发展趋势,最后构建了基于观测样本的统计控制图对不协调程度进行判别。实证结果主要包括以下方面:

(1)影响我国研究生教育区域结构的因素包括本科教育区域结构、政治、经济、文化、科技和人口六大因素,因素之间存在着较强的交互影响。运用探索性因子分析对各指标进行归类和降维,我们可以发现政治、经济和科技从属于社会生产力和生产关系因子,其中科技因素对此因子的贡献率最高;文化和人口归为一类,从属于文化与人口因子,其中人口因素对此因子的贡献率最高。

(2)各省市研究生教育和本科教育的总体发展水平可通过高等教育机构数、本、专科招生数、本、专科在校生数、本、专科毕业生数、硕士生数、博士生数和研究生教育竞争力来进行衡量。各指标具有很强的相关性,可通过验证性因子分析将其化为研究生教育发展因子和高等教育发展因子来衡量。

(3)外部系统中社会生产力与生产关系、本科教育区域结构、文化和人口都对我国研究生教育区域结构有着统计意义上显著影响。一方面,各省市社会生产力与生产关系因子、本科教育发展水平因子和文化人口发展因子均对各省市研究生教育发展因子有着显著的正向促进作用。另一方面,各省市社会生产力与生产关系因子与文化发展因子也通过影响各省市本科教育发展水平因子对各省市研究生教育发展因子产生作用。

(4)无论是区域结构中各省市研究生教育与外部经济社会发展的协调状况,还是研究生教育区域结构整体的外部协调性发展趋势都呈现一定程度的不协调。但这种不协调可能是由于随机扰动或抽样误差所引起。通过所计算基于样本的统计控制图的上下限,我们发现 2009 年我国研究生教育显著超前于区域经济社会发展的省市有北京、四川、陕西、甘肃、贵州和云南;研究生教育显著滞后于区域经济社会发展的省市有天津、浙江、江西、山东、河南、上海、广东和河北;其他省市未出现显著的不协调状态。

(5)通过建立非线性动力系统模型,本研究发现,从长期来看,我国研究生教育区域结构将逐步收敛于协调状态。

注释:

- ① 本研究分别对本科教育类指标和研究生教育类指标的数据进行了 KMO 和 Bartlett's 检验,本科教育类的 KMO 值为 0.821,研究生教育类的 KMO 值为 0.588,二者均通过显著性水平为 0.01 的统计检验,表明两类指标的数据均适合做主因子分析。
- ② 为什么文化发展因子与高等教育发展因子呈负向关系?这是由于在数据处理时将直辖市与省份同等对待,而五个直辖市无论是在人口数量上还是群众文化机构数量上,都比其他省份要弱,同时部分高等教育大省(如湖北、湖南)的文化发展,也远远落后于其教育发展水平,因此二者从整体上呈较为明显的负向关系。我们将文化类指标和人口类指标与高等教育和研究生教育各类指标的相关系数矩阵进行了计算,发现人口与高等教育、研究生教育呈低度相关,而各省的文化与高等教育呈低度的负相关。
- ③ 统计控制图常用于工业生产运作管理领域,其主要目的是对工业产品生产过程进行监测。对产品规格进行抽查,若规格在可接受的范围内,就允许继续生产,若规格落入指定范围外,则过程就被终止。迄今为止,统计控制图在监测行业信息、股票信息以及监测物价指数上,都有较为广泛的应用。

参考文献:

- [1] 王传毅,赵丽娜. 什么是合理的研究生教育区域结构——基于扎根理论的视角[J]. 高等理科教育,2012,(5):12.
- [2] 王传毅,赵丽娜,杨莉. 我国区域研究生教育发展的外部协调性研究述评[J]. 现代教育管理,2013,(3):15.
- [3] 李琳,徐烈辉. 湖南高等教育的失衡与对策[J]. 高教探索,2006,(6):37.
- [4] 谢维和,王孙禹,袁本涛. 学位与研究生教育:战略与规划[M]. 北京:教育科学出版社,2010:246.
- [5] 许为民等. 区域经济与研究生教育布局——美、英、日、中四国现状比较[J]. 比较教育研究,2005,(1):20-24.
- [6] 侯龙龙,薛澜. 我国高等教育地区差距的实证分析[J]. 北京大学教育评论,2009,(1):151-159.
- [7] 潘璐璐,张炜,赵红星等. 我国东西部高等教育区域结构研究[J]. 数学的实践与认识,2009,(11):92-98.
- [8] 李若建. 高等教育布局与区域发展研究[J]. 未来与发展,1994,(2):49-52.
- [9] 赵庆年. 区域高等教育发展差异问题研究[D]. 厦门:厦门大学博士学位论文,2009:93.
- [10] 周仲高. 中国高等教育人口的地域性研究[M]. 北京:中国经济出版社,2009:49-52.
- [11] Wang C. Y., Hu W.. Evaluation Studies on Graduate Education System Quality: the Case of Provinces in China[R]. Geomatics and Information Science of Wuhan University, 2012,(37):226-229.
- [12] 朱迎春. 区域“高等教育—经济”系统协调发展研究[D]. 天津:天津大学博士论文,2009:101.
- [13] 苗红等. “高等教育—经济”复合系统协调性评价与预测模型[J]. 西南交通大学学报(哲学社会科学版),2007,(10):131-134.
- [14] 葛新权. 两个非线性混沌动力学模型[J]. 数量经济技术经济研究,1998,(8):30-34.
- [15] Arellano, Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. Review of Economic Studies,1991,(2):277-297.
- [16] Blundell, Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998,(87):115-143.

An Empirical Study on the Coordination between the Structure of Graduate Education and Regional Socio-economic Development

WANG Chuan-yi, YUAN Ben-tao, WEN Wen

(Institute of Education, Tsinghua University, Beijing 100084)

Abstract: A system model that includes the structure of undergraduate education and social, economic, cultural, technical and demographic factors of specific regions is used to measure the coordination between graduate education and regional socio-economic development. The trend of coordination is predicted by dynamic system econometrics and the degree of non-coordination is determined with a statistic control chart based on samples observed. Our findings indicate that, in 2009, the development of graduate education exceeded the social and economic development in Beijing, Sichuan, Shaanxi, Gansu, Guizhou and Yunnan, while it fell behind the socio-economic development in Tianjin, Zhejiang, Jiangxi, Shandong, Henan, Shanghai, Guangdong and Hebei. From a long-term point of view, a region's structure of graduate education and its socio-economic state tend to keep in coordination.

Keywords: graduate education; regional structure; coordination