

# 中国区域经济波动与经济增长关系

董冠鹏<sup>1,2</sup>, 郭腾云<sup>1</sup>, 马 静<sup>3</sup>

(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;  
3. 北京大学城市与经济地理系, 北京 100871)

**摘 要:** 区域经济波动与经济增长的关系研究对中国经济的持续稳定增长具有重要的理论与现实意义。基于1978-2007年中国省级区域横截面和面板2种数据格式, 运用相应的计量模型对我国区域经济波动与经济增长的关系进行了实证研究, 发现: ①我国区域经济波动对经济增长的负作用在时间—空间2个维度上均显著, 但随改革开放的推进, 经济波动对经济增长的负作用呈逐渐减小趋势; ②金融深化和市场化程度的加深有利于减小经济波动对增长的负作用, 各地区金融深化和市场化程度的差异造成了波动—增长关系的地区异质性, 这种异质性主要表现在不同地区经济波动对经济增长负面影响的强度上; ③控制经济波动的内生性后, 经济波动对经济增长的负作用有被放大的倾向, 考虑经济波动内生性时, 中国经济波动程度提高1%, 会导致经济增长率降低0.125%。

**关 键 词:** 经济波动; 经济增长; 金融深化; 市场化程度; 面板数据模型; 中国

## 1 引言

近年来, 中国区域经济发展已成为国内外广泛关注的热点之一, 国内外学者对中国不同尺度的区域发展差异, 投资与区域发展关系, 以及区域发展政策与区域经济发展相互作用等进行了大量研究<sup>[1-3]</sup>。而对中国区域经济波动对增长的减损效应, 区域发展、市场化、金融深化程度及对外开放程度是否对经济波动与增长的关系产生影响等方面的研究还很少。

在Kydland等<sup>[4]</sup>、King等<sup>[5]</sup>与Long等<sup>[6]</sup>提出生产率的变动是经济波动发生的潜在因素, 而生产率变动也会影响长期的增长之后, 国外越来越多学者从理论和实证上研究波动对长期增长的影响。Blackburn等基于“干中学”思想建立模型, 得到当经济萧条时, 当前生产活动的减少会损害将来生产率水平, 认为波动有损长期增长<sup>[7-8]</sup>。因企业事先选择技术, 经济波动使企业偏离其最小有效规模, 造成资源浪费和无效率, 意味着经济波动会降低平均产出, 且当期波动通过“干中学”的机制对长期增长产生持久效应<sup>[9]</sup>。Kroft和Ellis在他人基础研究上, 将总体波动分解为阶段内(within-phase)和阶段间(between-phase)波动, 发现前者与增长为正相关, 后者与增长为显著稳健的负相关, 投资率和阶段内波动显著正相关, 与阶段间波动关系不显著<sup>[10]</sup>。Norrbin

和Yigit对Ramey模型的稳健性检验发现, 横截面模型中波动与增长关系不稳健, 但在面板数据中, 波动对增长的负作用稳健<sup>[11]</sup>。国内对区域波动与增长关系的研究还刚刚起步。李永友用TARCH-M模型对中国1953-2004年经济波动进行了研究, 得出经济波动对中国经济增长有减损效应, 但控制改革开放这个重大制度变量后, 波动对增长却有正溢出效应<sup>[12]</sup>。卢二坡用省级面板数据和静态面板数据模型和动态异质面板数据模型, 考察了我国短期波动对长期增长的影响, 得到20世纪90年代后波动对增长总体上有正效应, 但这种效应在不同省份间有异质性的结论<sup>[13-14]</sup>。下面将在国内外相关研究基础上, 在考虑中国区域总体发展水平、金融深化程度、对外联系水平等差异后, 利用1978-2007年中国省级区域横截面与面板数据, 探讨区域经济波动对经济增长的作用方向和影响强度。

## 2 模型方法和数据

### 2.1 模型方法

首先, 参照Ramey等的思路<sup>[15]</sup>, 对各省市区1978-2007年经济平均增长率对增长率的波动进行横截面分析, 回归模型如式(1):

$$g_i = \beta_0 + \beta_1 v_i + \epsilon \quad (1)$$

式中:  $g$  代表各省份的平均增长率,  $v_i$  为各省份增

收稿日期: 2010-04; 修订日期: 2010-08.

基金项目: 国家自然科学基金项目(40671054)。

作者简介: 董冠鹏(1985-), 男, 河南许昌人, 硕士研究生, 从事产业、区域与城市发展研究。E-mail: donggp.08s@igsrr.ac.cn

通讯作者: 郭腾云, E-mail: guoty@igsrr.ac.cn

长率的波动测度,  $\beta_0$  为常数项,  $\beta_1$  为经济波动对经济增长的影响, 两者均为待估系数,  $\epsilon$  是回归残差。加入其他控制变量后经济波动与经济增长的关系为:  $g_{it} = \beta_0 + \beta_1 v_{it} + \beta_2 x_i + \epsilon$  (2) 式中:  $x$  代表控制变量集, 包括增长方程中稳健的  $L$ - $R$  变量(初始人均 GDP、投资率、人口增长率等)和政府干预程度。

第二, 进行面板数据分析。静态面板数据可以分为固定效应模型和随机效应模型, 随机效应模型假设解释变量和未观测到的个体效应无关, 而固定效应模型则没有这种假设, 且本研究目的包括考察波动对增长的区域异质性及异质性的影响因素。这里将采用固定效应模型, 以检验波动对增长的影响是否发生根本性变化。  $g_{it} = \beta_1 v_{it} + \beta_{2i} + \epsilon_{it}$  (3)  $g_{it} = \beta_1 v_{it} + \beta_{2i} + \beta_{3t} + \epsilon_{it}$  (4) 式中:  $g_{it}$  是地区在第  $t$  时期平均增长率,  $v_{it}$  为第  $t$  时期波动的衡量,  $\epsilon_{it}$  是独立同分布的误差项,  $\beta_{2i}$  是地区固定效应, 代表那些各地区之间不同而时间上保持不变的因素对经济增长的作用,  $\beta_{3t}$  为时间固定效应, 代表那些对不同地区经济增长有共同影响且随时间变化的因素(如经济体制改革、金融体制改革、金融危机等)。

第三, 研究不同区域的结构特征对波动—增长关系的非线性影响。虽然面板数据模型能够减小变量的多重共线性, 由于区域结构特征与时间固定效应的共线性较大, 为了减小变量估计的偏差, 在考察结构变量的影响时, 只用如下地区固定效应模型:  $g_{it} = \beta_1 v_{it} + \alpha_1 x + \alpha_2 v_{it} \times s_{it} + \beta_{2i} + \epsilon_{it}$  (5) 式中:  $s$  代表地区结构特征(总体发展、金融深度、对外开放和市场化程度等)。

以上只考虑波动对增长的单向作用, 而 Aghion 等认为, 提高长期生产率的通用技术(General Purpose Technologies), 减少了从事生产活动的资源, 产生短期的波动<sup>[16-17]</sup>。宏观上, 随着区域经济发展水平提高, 其金融市场、投资体制等软环境及政府宏观调控能力会大幅提高, 都会减小经济波动发生的可能性与负面影响。不考虑增长对波动的反馈, 会使模型产生内生性问题, 以致模型估计结果有偏。因此, 考察经济波动的内生性问题, 解决内

生性问题有效的方法是工具变量法, 在地区固定效应模型中使用工具变量可解决经济波动内生性问题, 使对区域结构特征的分析结果更加稳健。

$$g_{it} = \beta_1 v_{it} + \beta_{2i} + \beta_3 X_{it} + \epsilon_{it}$$
 (6)

$$V_{it} = rIV_{it} + \mu_{it}$$
 (7)

$$E(v_{it} \times \epsilon_{it}) \neq 0, E(IV_{it} \times \epsilon_{it}) = 0$$
 (8)

式中:  $IV$  代表经济波动的工具变量, 好的工具变量应该能较好地解释经济波动, 同时只通过经济波动来影响经济增长。选用居民消费价格指数, 将其调整到各地区各年相对于 1978 年累计居民消费价格指数, 然后将其波动作为经济波动的工具变量。

2.2 数据来源和变量说明

本研究收集到中国 28 个省级区域 1978-2007 年的数据(因重庆、西藏和山西缺失必要数据而未列入)。依通常做法, 按 5 年时间间隔构造面板数据, 将 1978-2007 年划分为 6 个时间段: 1979-1983、1984-1988、1989-1993、1994-1998、1999-2003、2004-2007。所有数据来自《新中国统计资料五十五年汇编》和 2005-2008《中国统计年鉴》。主要变量为: ①经济增长率。用  $t-m+1$  到  $t$  期  $i$  地区不变价人均地区生产总值的对数差分算术平均数表示。②经济波动。用经济增长率的变异系数表示。③金融深度。用全部金融机构的贷款占地区生产总值的比重表示。④市场化程度。用非国有经济职工占总职工的比重表示。⑤其他控制变量。对外开放度用进出口总额占地区生产总值的比重表示; 投资率用固定资产投资占地区生产总值比重表示; 人口增长率用各时段期末与期初人口总数的对数差分表示; 政府干预程度用政府消费占地区生产总值的比重表示。

3 实证结果分析

3.1 横截面模型结果分析

表 1 给出了各地区经济增长对经济波动的横截面回归结果。为了克服可能存在的异方差问题, 对模型进行了 White 异方差稳健估计。表 1 显示, 在没有其他控制变量的情况下, 波动对增长有显著的负作用。加入  $L$ - $R$  变量及政府消费变量后, 经济波动变量的系数有所减小, 但仍在 1% 水平上显

表 1 1979-2007 年各省区经济波动和经济增长横截面分析

Tab.1 The effects of volatility on growth: cross-sectional analysis, 1979-2007

解释变量		经济波动	初始地区发展程度	投资率	人口增长率	政府消费	常数项	Adj-R <sup>2</sup>	样本数
无控制变量	模型(1)	-0.025**					0.049**	0.447	28
有控制变量	模型(2)	-0.014***	-0.001***	0.009**	-0.155	-0.085	0.122***	0.531	28

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著(下同)。

著。在模型(2)中,分别估计引入经济波动变量和不引入经济波动变量2套变量集,然后将后者估计模型残差减去前者估计模型残差就是经济波动自身对增长的作用(图1)。可看出,随着经济波动强度增大,经济增长率有下降趋势。模型(2)中仅有初始地区发展程度和投资对经济增长的作用在5%水平上显著,初始地区发展程度系数为负,说明存在区域经济增长的条件收敛效应。如果经济波动对经济增长的作用与投资没有关系时,模型(2)中经济波动的系数应该不变,然而,经济波动系数的减小说明投资是经济波动影响经济增长的渠道之一,国家在经济萧条时扩张性的财政政策、货币政策的逆周期政策会减小经济波动带来的负面影响。

3.2 未加其他控制变量的面板数据模型分析

对不添加控制变量的单向固定效应模型和双向固定效应模型及将1979-2007年分为不同时间段进行估计,以检验各地区经济波动对增长关系是否发生了显著变化。刘金全和张鹤的研究表明1990年代以来,经济波动对经济增长有正的溢出效应<sup>[18]</sup>。表2显示,模型(3)为1979-2007整个样本区间的估计,经济波动变量系数显著为负。模型(4)和模型(5)分别用不同的时期对模型进行估计,波动系数也显著为负,可以看出1994年以后经济波动系数要小于1979-1993年间的经济波动系数,说明1994年后进行的企业体制、教育体制、医疗体制、住房体制等的改革对波动—增长的关系有一定的影响,但是还不足以改变波动与增长的负相关关系。模型(6)-(8)也验证了这一点,地区和时间双向固定效应模型中经济波动的系数远远小于地区单向固定效应模型,原因是地区效应和时期效应出现多重共线性。因此总体上经济波动对增长有负作用,负作用强度随中国改革深化及国家执行逆经济周期的财政政策能力的提高而减弱。

3.3 波动—增长关系的地区异质性

通过将地区特征变量与经济波动交互项引入模型来考察地区特征对波动—增长关系的影响,限于篇幅,且总投资率、人口增长

率和政府消费对经济增长的作用方向及显著性都与横截面模型分析结论相似,下面将不再给出这3个变量估计结果。

3.3.1 基于地区金融深化程度的波动—增长非线性关系及地区异质性

表3的模型(9)和(10)分别给出了有、无金融深化程度与经济波动交互项的估计结果。模型(9)说明了金融深化程度对经济增长有促进作用。模型(10)中金融深化程度与经济波动变量交互项的系数在1%水平上显著为正,说明随金融深化程度的提高,波动与增长的负相关关系逐渐减弱。与Hnatkowska和Loayza得到的经济波动对经济增长有着非线性效应的结论相似,但与之不同的是,我们发现金融深化程度对波动—增长关系具有线性影响,随着区域金融深化程度加深,经济波动对增长的负效应逐渐减小。一方面是由于横截面模型估计对

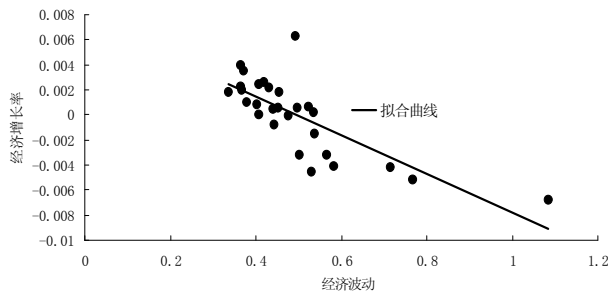


图1 1978-2007年中国各省市区经济增长率的变异系数与均值的偏相关关系

Fig.1 The partial correlation between volatility and economic growth in China during 1978-2007

表2 增长和波动:静态固定效应模型估计结果

	单向固定效应模型			双向固定效应模型		
	模型(3) 1979-2007	模型(4) 1979-1993	模型(5) 1994-2007	模型(6) 1979-2007	模型(7) 1979-1993	模型(8) 1994-2007
经济波动	-0.023***	-0.024***	-0.02***	0.007	-0.006	-0.006
常数项	0.101***	0.095***	0.048**	0.023**	0.023***	0.066**
期间哑变量	无	无	无	有	有	有
样本数	28 =168	28 =84	28 =84	28 =168	28 =84	28 =84

表3 区域特征变量影响下经济波动和经济增长的非线性关系

Tab.3 Nonlinear relationship between volatility and growth by regional characteristics							
解释变量	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)	模型(15)
经济波动	-0.02**	-0.024**	-0.017***	-0.024**		-0.025**	-0.025***
初始地区发展程度	-0.026**	-0.024**	-0.037***	-0.038**	-0.009	-0.034**	-0.036**
金融发展度	0.038**	0.034*					
金融发展度×经济波动		0.011**					
市场化度			0.135***	0.133***			
市场化度×经济波动				0.004***			
对外开放度						0.004	0.005*
对外开放度×经济波动							0.0015
地区发展度×经济波动					0.0002***		
常数项	0.226***	0.217***	0.248***	0.254***	0.129**	0.128*	0.118*
样本数	168	168	168	168	168	168	168



样本选择的依赖性,另一方面中国各地区的金融深化程度还都处于较低水平,金融深化会减小经济波动,同时促进经济发展。此时波动对增长的边际影响为(因为我们为了减少经济波动变异系数偏离正态分布的程度而对其取了对数):

$$\frac{\partial g_{it}}{\partial v_{it}} = \frac{1}{v_{it}} \times (-0.024) + 0.11 \times finan_{it} \quad (9)$$

根据式(9),用各地区 1979-2007 年经济增长率的变异系数和平均金融深化程度,可以得出不同地区波动对经济增长的边际影响(表 4)。可发现,波动对增长影响的区域异质性表现在不同地区波动对经济增长影响强度的差异,而非表现在不同区域波动对增长影响方向的不一致,进一步验证了经济波动和经济增长负相关关系在空间上的稳健性。

3.3.2 基于地区市场化程度的波动—增长非线性关系及地区异质性

模型(11)和(12)分别给出了有、无市场化程度与经济波动交互项的估计结果。模型(11)证实了市场化程度对于经济增长显著的正向作用。模型(12)中市场化程度与经济波动交互项的系数在 1%水平上显著,说明市场化程度减小了波动对经济增长的负作用,与卢二坡的研究结果一致<sup>[4]</sup>。用上述方法计算了各个地区波动对增长的边际影响,发现地区异质性同样表现在不同地区经济波动对经济增长的影响强度的差异(表 4)。

3.3.3 基于地区总体发展程度和对外开放程度的波动—增长非线性关系

在国家总体发展程度差异更大的跨国研究中,Hnatkovska 和 Loayza 发现总体发展程度较低的国家,波动和增长有负的相关关系;中等发展程度国家波动和增长关系不明显;高发展程度国家波动和增长则为正相关关系。模型(13)给出了我们的估计结果,虽然初始地区总体发展程度和经济波动的交互项在 1%水平上显著,似乎说明了地区总体发展程度会减小波动对增长的减损效应,但是初始地区发展程度的系数要明显小于模型(9)-(12),进一步检验发现初始地区总体发展程度和经济波动的交互项与初始地区发展程度存在严重的共线性问题,两者相关系数为 0.823,因此,不能够推出地区总体发展程度对波动—增长关系有显著的影响。

模型(14)和(15)给出了有、无对外开放程度与经济波动变量交互项的估计结果。模型(14)显示对外开放程度会提高经济增长率,但不显著。模型(15)显示对外开放程度边际显著,但对外开放程度与经济波动变量的交互项并不显著,可能的原因是对外开放程度高的地区能够更好地利用外部资源

以调节区内经济波动,同时也使区域经济易受到外部市场的冲击,两方面作用相互抵消。因此,对外开放程度并没有显著地减小经济波动对增长的负效应。

3.3.4 经济波动内生背景下波动—增长非线性关系

解释波动对增长的因果关系,还要考虑经济波动的内生性问题。处理变量内生性问题常用的方法是工具变量法,进行两阶段最小二乘(2sls)估计。进行结果解读前,首先检验经济波动是否存在内生性,即构造一个 Hausman 检验<sup>[20]</sup>。检验结果(表 5)表明,模型(16)和(17)分别在 10%和 1%水平上拒绝经济波动外生的假设。其次,还要检验所选工具变量的合理性,涉及两个方面问题:一是工具变量对经济波动的解释力;二是工具变量是否与方程残差相关。第一阶段回归方程的 F 值及对应的 P 值可以检验第一个问题,检验结果表明,选择的工具变量对经济波动有显著解释力。对于第二个问题,按照 Keane 和 Runkle 建议<sup>[21]</sup>,构造 hausman 检验,在工具变量与方程残差无关的原假设下,固定效应两阶段最小二乘估计量是一致且有效估计量,一阶差分两阶段最小二乘估计量是一致但不是有效估计量;反之,只有一阶差分两阶段最小二乘估计量是

表 4 各省区波动对经济增长的边际影响  
Tab.4 Heterogeneous effect of volatility on growth in different regions

地区	考虑金融深化程度时 经济波动的边际影响	考虑市场化程度时 经济波动的边际影响
北京	-0.014	-0.028
天津	-0.007	-0.020
河北	-0.018	-0.023
内蒙古	-0.001	-0.010
辽宁	-0.015	-0.024
吉林	-0.014	-0.025
黑龙江	-0.006	-0.014
上海	-0.003	-0.014
江苏	-0.014	-0.018
浙江	-0.016	-0.021
安徽	-0.013	-0.018
福建	-0.015	-0.020
江西	-0.017	-0.023
山东	-0.017	-0.022
河南	-0.018	-0.024
湖北	-0.003	-0.004
湖南	-0.018	-0.022
广东	-0.013	-0.022
广西	-0.014	-0.020
海南	-0.004	-0.013
四川	-0.011	-0.020
贵州	-0.016	-0.023
云南	-0.017	-0.023
陕西	-0.020	-0.030
甘肃	-0.011	-0.021
青海	-0.015	-0.025
宁夏	-0.010	-0.021
新疆	-0.011	-0.019

一致估计量。结果说明我们不能拒绝工具变量与方程残差无关的假设。因此采用固定效应两阶段最小二乘估计(表5)。

通过对比表3和表5,可以发现:①考虑了经济波动内生性的模型,经济波动对增长的负效应更大,以模型(16)为例,考虑了波动内生性的模型中,波动对增长的负作用(不考虑金融深化程度带来的非线性影响)是未考虑内生性时的约5倍。可以推断,波动和增长由于同时和另一个变量作用而存在正的联系或者增长对波动有正的反馈作用,一旦控制住这种正的联系,波动对增长就具有更大的减损效应。②金融深化程度和市场化程度与经济波动交互项仍在1%水平上显著,证明了两者减小经济波动对经济增长减损效应的稳健性。

4 结语

运用横截面和面板两种数据结构模型对中国区域经济波动与经济增长的关系进行了实证研究,得到如下结论:

(1) 改革开放后区域经济波动对经济增长有稳健的负作用。随着由计划经济向市场经济的转型,特别是从1990年代中期后市场经济体制的更加完善,经济波动一增长的负相关关系有减弱趋势。

(2) 地区金融深化、市场化程度对波动一增长关系有显著影响。随着地区金融深化、市场化程度加深,经济波动对增长的负作用逐渐减小。区域对外开放程度对波动一增长关系的影响不显著。

(3) 地区金融深化、市场化程度的差异使波动一增长关系有区域异质性,这种异质性表现在区域经济波动对增长的影响强度不同。区域经济波动与增长在时空上均显著负相关。

(4) 控制经济增长对经济波动的反馈作用后,经济波动对经济增长有更大的减损效应。其他情况不变,未控制经济波动内生性时,经济波动增加1%,经济增长率降低0.024%,考虑经济波动内生性时,经济波动增加1%,经济增长率降低0.125%。

本研究只是初步证明了经济波动与增长在时空上稳健的负相关关系,且区域特征会影响波动对增长负作用的强度,其中还有许多问题需在今后研究中加以探讨:

(1) 经济波动影响经济增长的“渠道”。在理论指导下的实证研究仅考虑总投资、私人投资、长期投资及人力资本的作用“渠道”,这些作用在中国背景下是否成立还有待探讨。

表5 地区特征对经济波动一增长关系的固定效应两阶段最小二乘估计

Tab.5 Different regional characteristics' impact on volatility-growth relationship by fixed effect 2sls methods

解释变量	模型(16)	模型(17)
波动	-0.125***	-0.08***
初始地区发展度	-0.041***	-0.045***
金融发展程度	0.051***	
金融发展程度×波动	0.012***	
市场化程度		0.090***
市场化程度×波动		0.023***
常数项	-0.078	0.123
Hausman 检验(P 值)	0.061	0.008
工具变量和残差无关(P 值)	0.122	0.168
第一阶段回归 F 值	22.3	23.58
第二阶段回归 P 值	0.00	0.00
样本数	168	168

(2) 没有考虑经济在衰退、扩张期对增长的非对称性及经济在衰退、扩张期阶段内的波动与阶段间波动对增长的不同作用。

参考文献

[1] 郭腾云. 区域投入波动与增长的数量关系. 中国科学院研究生院学报, 2009, 26(1): 65-71.

[2] 樊杰, 陶岸君, 吕晨. 中国经济与人口重心的耦合态势及其对区域发展的影响. 地理科学进展, 2010, 29(1): 87-95.

[3] 郭腾云, 徐勇, 马国霞, 等. 区域经济空间结构理论与方法的回顾. 地理科学进展, 2009, 28(1): 111-118.

[4] Kydland F E, Prescott E C. The computational experiment: An econometric tool. Journal of Economist Perspectives, 1982, 10(1): 69-85.

[5] King R G, Plosser C I. Money, credit and prices in a real business cycle. American Economic Review, 1984, 74(3): 363-380.

[6] Long J B, Plosser C I. Real business cycles. Journal of Political Economy, 1983, 91(1): 39-69.

[7] Blackburn K, Pelloni A. On the relationship between growth and volatility in learning-by-doing economies. CGBCR Discussion Paper Series No.332, 2001.

[8] Blackburn K. Can stabilization policy reduce long-run growth. The Economic Journal, 1999, 109(452): 67-77.

[9] Ramey G, Ramey V A. Technology commitment and the cost of economic fluctuations. NBER Working Paper Series No. 3755, 1991.

[10] Kroft K, Lloyd-Ellis H. Further cross-country evidence on the link between growth, volatility and business cycles. Queens University Working Paper, 2002.

[11] Norrbin F C, Yigit F P. The robustness of the link between volatility and growth of output. Review of World Economics, 2005, 141(2): 343-358.

[12] 李永友. 经济波动对经济增长的减损效应: 中国的经验

- 证据. 当代经济科学, 2006, 28(4): 8-14.
- [13] 卢二坡, 王泽填. 短期波动对长期增长的效应: 基于省际面板数据的经验证据. 统计研究, 2007, 24(6): 32-37.
- [14] 卢二坡. 转型期中国短期波动对长期增长影响的实证研究[D]. 厦门大学, 2007.
- [15] Ramey G, Ramey V A. Cross-country evidence on the link between volatility and growth. *American Economic Review*, 1995, 85(5): 1138-1151.
- [16] Aghion P, Saint-Paul G. Uncovering some causal relationship between productivity growth and the structure of economic fluctuations: A tentative survey. *Labour*, 2003, 12(2): 279-303.
- [17] Aghion P, Howitt P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 1992, 60(2): 323-351.
- [18] 刘金全, 张鹤. 经济增长风险冲击传导和经济周期波动的“溢出效应”. *经济研究*, 2003, 38(10): 32-39.
- [19] Hnatkovska V, Loayza N. Volatility and Growth. NBER Working Paper Series No.3184, 2003.
- [20] Baltagi B H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley, 1995: 76-89.
- [21] Keane M P, Runkle D E. On the estimation of panel-data models with serial correlation when instruments are not strictly exogenous. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, 10(1): 1-12.

## Impacts of Volatility on Economic Growth: Some Evidence from China

DONG Guanpeng<sup>1,2</sup>, GUO Tengyun<sup>1</sup>, MA Jing<sup>3</sup>

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

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

3. Department of Urban and Economic Geography, Peking University, Beijing 100871, China)

**Abstract:** The existence of a relationship between short-term fluctuations or economic volatility and economic growth has essential macroeconomic and regional development policy implications, as it suggests the possibility that policies designed to stabilize short-term fluctuations might also have effects on the long-term performance of the economy. Depending mainly on whether this relationship is negative or positive, there is the presumption that successful stabilization would also entail either an improvement or deterioration in growth prospects. This paper aims to provide the general empirical evidences on regional economic volatility's impact on regional economic growth in China. Based on the panel data set of 28 provinces in Chinese mainland over the period from 1978 to 2007 and on the cross-sectional data, using the corresponding econometric methods, we find that: (1) There is a robust negative relationship between regional economic volatility and regional economic growth in both temporal and spatial dimensions, although the magnitude of this negative effect is decreasing with the deepening of China's reform and opening-up. Specifically, during 1978-1993, one percent increase of economic volatility would lead to the decrease of economic growth rate by 0.024%, while it only led to the decrease of 0.020% between 1994-2007 in our one way fixed effect panel data models. (2) The advancing process of financial and market-oriented development alleviates the negative effect imposed by economic volatility on long-term growth and the heterogeneous effect of volatility on growth in different regions caused by different levels of regional financial development and market-oriented development differs only in magnitude. This also shows the robust negative relationship between economic volatility and the growth in the spatial dimension. (3) In the Schumpeterian Waves analysis, we find strong evidence to reject the hypothesis that economic volatility is exogenous, and we use the fixed effect two stage least square method proposed by Keane and Runkle to capture the true impact of economic volatility on economic growth. Once we account for simultaneous and reverse causation in the economic volatility-growth relationship, the negative effect is magnified to a large extent. As a matter of fact, in the financial models, without considering the nonlinear effect of financial development, one percent increase of economic volatility will decrease the economic growth rate by 0.125%. Therefore, implementation of stable macroeconomic and regional development policies is beneficial to the long-term economic growth, especially in China.

**Key words:** volatility; long-term economic growth; financial deepening; market-oriented reform; panel data models; China

本文引用格式:

董冠鹏, 郭腾云, 马静. 中国区域经济波动与经济增长关系. 地理科学进展, 2010, 29(10): 1233-1238.