

xiandai jingjixue
lilun yu fangfa chuangxin luntan

现代经济学理论与方法

创 新 论 坛 (十)

何爱平 刘瑞明 / 主编

红利消退、阶段拐点和中国经济增长方式转变 魏 婕 任保平

发展战略、产权结构与政府最优行为 李 勇 王满仓

——对于近代以来中国长期经济增长轨迹的解读

聚集经济、金融发展与能源效率 师 博

技术进步、结构性偏好和人口转变 豆建春 杨建飞

教育部教育质量工程项目：“理论经济学基础人才培养模式创新试验区”支持项目
教育部第二批高等学校特色专业：“经济学”特色专业建设点支持项目
陕西省重点学科——西方经济学建设项目
西北大学“211工程”国家理论经济学人才培养基地建设支持项目

现代经济学理论与方法

创 新 论 坛 (十)

何爱平 刘瑞明 / 主编



中国经济出版社
CHINA ECONOMIC PUBLISHING HOUSE

北京

图书在版编目 (CIP) 数据

现代经济学理论与方法创新论坛. 10/ 何爱平, 刘瑞明主编.

北京: 中国经济出版社, 2014. 1

ISBN 978 - 7 - 5136 - 2955 - 3

I. ①现… II. ①何…②刘… III. ①经济学—文集 IV. ①F0 - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2013) 第 282819 号

责任编辑 贺 静

责任审读 霍宏涛

责任印制 张江虹

封面设计 华子设计

出版发行 中国经济出版社

印 刷 者 北京科信印刷有限公司

经 销 者 各地新华书店

开 本 710mm × 1000mm 1/16

印 张 18.5

字 数 253 千字

版 次 2014 年 1 月第 1 版

印 次 2014 年 1 月第 1 次

书 号 ISBN 978 - 7 - 5136 - 2955 - 3

定 价 42.00 元

广告经营许可证 京西工商广字第 8179 号

中国经济出版社 网址 www.economyph.com 社址 北京市西城区百万庄北街 3 号 邮编 100037

本版图书如存在印装质量问题, 请与本社发行中心联系调换(联系电话: 010 - 68330607)

版权所有 盗版必究(举报电话: 010 - 68355416 010 - 68319282)

国家版权局反盗版举报中心(举报电话: 12390)

服务热线: 010 - 88386794

(11) 魏 捷 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

..... 中国农村信用社支农效率研究

目 录

红利消退、阶段拐点和中国经济增长方式转变 魏 捷 任保平 (1)

家族主义信任、家族权威与企业绩效

——基于浙江上市家族企业的实证研究 葛 枫 任保平 (21)

收入差距推迟婚姻吗

——理论与经验证据 江 涛 (45)

出生性别结构均衡的经济分析

——一项基于经济理论的解释与实证研究 江 涛 (66)

发展战略、产权结构与政府最优行为

——对于近代以来中国长期经济增长轨迹的解读 ... 李 勇 王满仓 (85)

中国省际农村信用社支农效率研究

——基于修正的三阶段 DEA 模型和非期望产出 SBM 模型的分析

..... 师荣蓉 徐璋勇 (113)

- 聚集经济、金融发展与能源效率 师 博 (132)
- 中国经济结构失衡：基本评价、变动趋势与转型路径
..... 郭 晗 任保平 (152)
- 基于 SVAR 模型的中国实际经济活动对世界原油价格变化影响研究
..... 田洪志 (175)
- 市场要素、组织要素与制造业出口优势
——基于中国地区—行业交叉数据的分析 刘 航 (197)
- 技术进步、结构性偏好和人口转变 豆建春 杨建飞 (215)
- 三线建设、资源错配与区域经济差距 张朱霖 (237)
- 高中国家助学金会影响大学入学机会吗
——基于陕南地区的微观数据与倾向得分匹配方法 徐竹峰 (268)

红利消退、阶段拐点和中国增长方式转变

魏 婕 任保平

摘 要：对于“中国奇迹”解读之一即是“红利说”。随着时间的推移，经历了多年高速增长后的今天，中国经济发展的宏观情景发生了许多重大变化，诸多红利消退成为最典型的事实。本文以曾经引致中国经济增长的转轨红利、人口红利和外资外贸红利为主要分析对象，论证了诸多红利消退现象正在发生，并从逻辑上证明了传统增长模式下的高速增长在今后难以为继，从而迎来了阶段性的拐点。运用面板门限估计的方法对中国数据进行实证检验，证明了红利消退以及新阶段到来这一基本结论。未来以寻求新的红利空间来促进经济增长方式的转变才是必由之路。

关键词：红利消退 发展阶段 增长方式转变

作者简介：魏婕（1986—），陕西咸阳人，西北大学经济管理学院2010级西方经济学专业博士研究生；任保平（1968—），陕西凤县人，西北大学经济管理学院院长、教授、博士生导师。

一、引 言

中国30多年的改革开放所取得的巨大成就毋庸置疑，对于这一成就的解读也是热点问题，特别是关于是否存在中国模式的探讨尤为激烈，“中国改革的成功归因于政府主导下的经济发展路径、社会管理方式及其政治治理结构，

从而认为已经找到一个与现代发达社会截然不同的终极发展模式,这是一种‘致命的自负’,误将‘次优’当‘最优’,误将过渡性制度安排当作终极性制度安排”(田国强等,2010)。

中国增长奇迹,确实并非是探索出一种异于现代发达国家的、不可复制的模式,只是博采众长、因地制宜地将诸多发展理论移植于特殊的政体。对新中国成立60多年或是改革开放30多年来业已取得的经济成就,经济学家分别从“比较优势”战略(林毅夫等,1994)、“产权结构”(张军,2006)、“财政分权”(王永钦等,2007)、“渐进改革”(Qian & Roland, 1998; Qian, Roland & Xu, 1999; Qian & Weingast, 1997)、“晋升激励”(周黎安,2004;张晏等,2005;傅勇等,2007)、“关系型合约”(王永钦,2007、2009)以及“中性政府”(姚洋,2009;贺大兴等,2009、2011)等视角指出了改革开放后诸多方面的措施(比较优势战略、混合所有制战略以及分权化改革)对“中国奇迹”所产生的巨大推力。由此可见,中国过去的增长机制是“糅合”了西方理论的百家之长,根植于特殊的国情,依托体制转轨释放的巨大活力、人口居多产生的“人口红利”以及作为新兴市场吸引的外资和外贸,从而取得的斐然成绩。

经过多年的增长后,中国经济发展的宏观情景发生了若干重大变化,诸多红利未来是否能够持续下去被打上了一系列重重的问号。同样,宏观情景的相对变化是否意味着我们迎来了阶段拐点?中国经济是否已经迈入了“新的发展阶段”?特别是2008年金融危机后,对于中国改革阶段的拷问甚为激烈。认为传统的影响中国经济增长的因素,如转轨效能的日益消散、刘易斯拐点的到来以及国际经济的困境等,发生了“质”的变化,改革的阶段也慢慢从“前改革时代”迈入“后改革时代”(白永秀,2010;任保平,2010)。同样也有对此提法和发展阶段判断的质疑(王欢、于连锐,2010),但这种“后改革时代”或是“后危机时代”的新阶段到来的提法还是被学界所共识^①。

^① 凤凰网对中国人民大学郑功成教授的采访中,他认为“这个时代,既是改革开放的延续,同时又是改革开放的一个时代的深化。中国进入了一个后改革开放时代”;清华大学金融系李稻葵教授也在多次演讲中提到“后危机时代”。

基于此,本文首先分析中国过去对经济增长起到不可估量作用的诸多“红利”是否发生了新变化,是否出现了所谓的“红利消退”的基本现象。当这种现象真的出现时,未来的中国经济何去何从就成了文章分析的核心,以期通过这样的分析为进入新阶段的中国经济提供可供参考的建议。

另从传统文献可以看出,对于近些年中国宏观形势发生了新的变化,诸多红利消退从而导致的发展阶段出现拐点,这些都基于价值判断,并无详细的逻辑推演和实证数据对该新特征、新阶段进行分析和检验。本文从这样一个视角出发,用新近的发展起来的对拐点检验相对科学的“门限回归模型”,对红利消退和后改革时代到来进行实证检验。基于中国宏观数据的结论判断可能是本文最重要的边际贡献。

二、红利消退是中国经济新阶段最典型的事实

对于中国经济增长的多种红利的概括甚多,有学者将过去中国的发展奇迹概括为“五大红利”——体制转轨红利、全球化红利、人口结构红利、后发展红利和县际竞争发展模式红利(郑京平,2011)。同时还有研究中国要素流动而形成的产业结构变化,从而影响生产率的“结构红利说”(千春晖等,2009)。这一系列构成了过去中国发展的基本动力,传统计划体制由市场体制几乎全面代替,由半封闭体制转向基本全面开放的体制,这些种种都释放了巨大的能量。但是边际效应递减规律依然适用于诸多对中国经济发展的驱动作用,随着时间的推移,特别是当国民收入以及人民生活水平迈入新的阶段,传统的诸多红利开始日益呈现消散的趋势,大家共识的是改革开放的红利时代一去不复返(周正平,2008)。

1. 转轨红利效应降低

过去30多年我们以体制转型为主线,以渐进改革为路径,通过宏观体制、微观体制的改革以及发展环境改善的动力机制,促进了中国经济增长。可以说,改革是最大的红利^①。过去经济的持续增长取决于改进资源的配置,

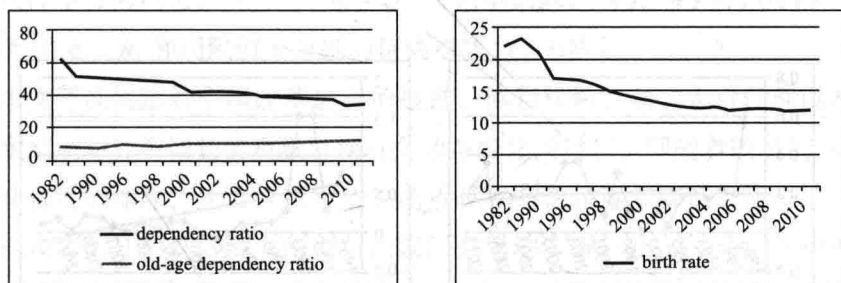
^① 2012年11月21日中国国务院召开全国综合配套改革试点工作座谈会,李克强在会上强调,改革是中国最大的红利。

即从利用效率较低的部门体制下释放出来,转移到利用效率较高的体制中去,在转轨经济中就表现为非国有部门在经济结构中比重加大而国有部门的相对缩小(樊纲,2000)。这种所有制结构的变化带来的增长效应是可喜的,特别是国企改革的推进,和民营企业的生机勃勃成为过去最大的亮点。但是改革时至今日,这种国企拖累民营企业的发展进程,以及民营企业在自身发展中困难重重,使得这种转轨释放效能的程度在降低。另外,改革初期对传统制度变革的强烈压力,促使中央政府、地方政府和人民群众等改革主体之间形成“增长共识”,这种“共识”产生的合力作用对持续的高增长拉动效应明显。但是随着改革的深入,中国市场化改革对于中国资源配置效率提高的作用已达到顶点。同时各阶层分化明显,市场分割程度不降反增,要素价格未形成合理的决定机制等问题,都使得过去的“合力”在慢慢演变为“分力”,以至于以增量改革为特征的体制转轨红利正在逐步消退。

2. 人口红利变薄

对于改革开放以来中国经济高速增长中的人口因素贡献的分析,王丰、梅森(2006)认为15%可归功于人口贡献,蔡昉、王德文(1999)认为23.71%是人口红利的作用。尽管分析方法不同且结论也有所不同,但可以肯定的是,人口红利是中国经济快速发展的重要因素。1982—2010年,中国适龄劳动人口比重从61.5%上升至74.5%,总抚养比从62.6%下降至34.2%(见图1a),充足的劳动力供给和低抚养比形成的高储蓄率极大地加速了中国工业化和城市化的进程。大规模的劳动力从农村迁移到城市,造就中国作为“世界工厂”的地位不容撼动的局面,也充分证明了人口红利带来的庞大的劳动力数量对经济增长的显著促进作用。但人口红利只是人口转变过程中的一个短暂机遇期,中国自20世纪70年代开始实施计划生育政策以来,人口出生率逐年下降(见图1b),中国步入老龄化社会的步伐明显较快,中国的人口红利出现了新变化:从劳动力供给角度看,2011年中国适龄劳动人口比重为74.4%,十年来首次出现下降,即社会抚养比在2010年达到顶点,而中国第六次人口普查数据显示人口老龄率为8.9%,到2050年左右将高达30%。蔡昉(2010)的研究也表明,中国目前已经走到劳动力从无限供给转向有限供给的转折点,人口红利正逐步消失。随着适龄劳动人口占总人口比重开始

下降,过去依靠劳动力规模以及由此而带来的分工效应都会减弱。可以说,对于过去 30 年为我们主要利用人口红利的前期阶段,即劳动力数量占绝对优势,劳动力成本低廉成为经济发展的助推器。现阶段这个人口红利的前期逐渐式微、未来依靠劳动力质量提高的红利仍举步维艰的情况下,经济增长不得不遭遇瓶颈。



1 (a) 总人口抚养比和老年人抚养比 (单位: %)

1 (b) 人口出生率 (单位: ‰)

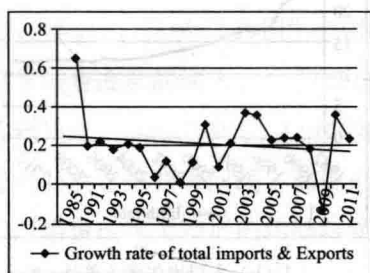
图 1

3. 外资红利恶化

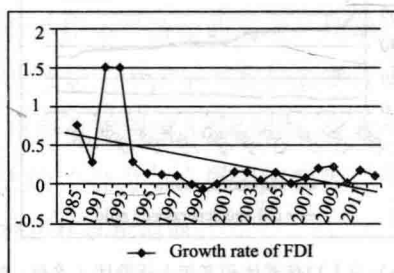
中国经济高速增长的机制被归纳为“低价工业化增长模式”(中国经济增长与宏观稳定课题组, 2008),而这种“低价模式”,特别是廉价的劳动力和资源供给,是中国贸易长期增长的最为重要的支持因素,同样也使得中国形成了出口导向型的增长模式。过去对外商直接投资(FDI)、外贸对中国经济增长的贡献研究(江小涓、李蕊, 2002; 尹敬东, 2007),都证明了一个结论:中国经济增长都有赖于外部经济。

从图 2 可以看出,进出口总额和外商直接投资(FDI)的增长率虽呈现剧烈波动的趋势,但近些年这种增速明显开始下降。外资与出口作为中国经济增长的核心动力难以维持,其对增长的贡献将步入递减区域,未来中国很难像“入世”头十年一样享有全球化对中国经济增长的拉动作用。就具体逻辑机制来讲,发达国家对发展中国家的技术扩散就是通过投资来实现的,可称为“投资中学”(Learning by Investment),但随着国内技术的提高,这种学习效应下降,国内技术进步会使增长减速并最终停止(中国经济增长与宏观稳

定课题组, 2006)。所以一开始 FDI 和外贸让我们在技术差距较大时迅速掌握新技术, 使产出效率不断提高, 但经过这么多年的学习, 国内外技术差距变小, 自然会从报酬递增向递减阶段过渡, 这种 FDI 和外贸红利变薄是一种极为正常的现象。同样, 由于近些年国际经济形势的恶化, 特别是 2008 年金融危机以及此后的欧债危机, 这种不利的外部环境加上国内劳动成本上升等因素, 外贸红利的薄化同样不可逆转。



2 (a) 进出口总额增长率



2 (b) 外商直接投资增长率

图 2

综上所述, 本文提出可检验的假说: 过去多年的中国经济增长的奇迹, 主要是依靠宏观微观体制改革的红利、人口红利以及对外开放红利等诸多有利因素来推动实现的。随着时间的推移, 时至今日, 各种红利在慢慢消散, 以至于对中国经济增长的贡献度开始慢慢降低, 传统的高增长难以为继。同时, 这一客观情景的变化也说明中国经济发展阶段转折点的到来, 从旧阶段向新阶段的转换成为当下最大的特征。

三、实证检验

1. 检验方法——面板门限回归

面板门限回归模型是近年发展起来的非线性计量经济学模型, 是对“分组检

验方法”的重要扩展^①。门限回归模型主要是由 Hansen (1996, 1999, 2000) 发展和完善, 最终形成了多元面板门限回归模型。其具体形式如下所示:

$$y_{it} = \theta_1 x_{it} I_i(q_i \leq \gamma) + \theta_2 x_{it} I_i(q_i > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

其中, x_{it} 为解释变量, 是一个 m 维的列向量; q_i 为“门限变量”, 它既可以是解释变量 x_{it} 中的一个回归元, 也可以是独立于 x_{it} 的一个变量; γ 为门限值。将上述样本分为两组, $I_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$ 为指示函数, 当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, $I_i(\gamma) = 1$, 否则为 0。 θ_1 、 θ_2 和门限值 γ 分别为待估参数, e_{it} 为残差。

本文要证明随着中国改革进程的推进, 体制转轨红利、人口红利以及外资外贸红利对经济增长的贡献呈现一个动态变化的过程, 即随着改革的深入、市场化程度的加深, 几大红利对增长的贡献率应该在逐步降低。所以这一个非线性逻辑的证明就需要采用面板门限回归模型实现, 则本文采用该模型对上文提出的命题进行检验。

2. 变量定义及数据选取

由上所述, 本文采用面板门限回归模型对提出的假说进行实证检验。本应分析的时间段为 1978 年改革开放至今, 但由于我们选择的门限变量——市场化指数的限制, 参考樊纲等 (2011) 的研究, 所以只能选取 1997—2010 年中国内地 30 个省、直辖市、自治区^②的平衡面板数据为研究对象。

本文以市场化指数为门限变量, 探讨体制转轨、人口结构和外资外贸对经济增长的影响, 其中我们用地区的总量 GDP (REGDP) 和人均 GDP (PERGDP) 作为经济增长的基本衡量; 核心解释变量主要是体制转轨红利、人口红利和外资外贸红利, 其中体制转轨红利主要用国有经济比重下降、民营经济比重上升为其基本衡量, 选择“国有经济增加值相对增长率” (RSP) 和“地区非国有经济增长率” (NSO) 两个指标来衡量; 人口红利则用最常用的总抚养比 (TDR) 来度量; 外资外贸红利则用进出口总额衡量的地区开放程度 (OPEN) 和外商直接投资衡量的地区引资程度 (FDI) 来衡量。控制变

① 以前“分组检验”是人为地事先指定相应的门限值, 然后以此为依据进行分组和检验。面板门限回归模型则基于一定的统计方法对门限值进行内生性检验, 并以此确定最终真实的门限值。与主观分组方法比较, 其能够更为准确地捕捉门限水平和揭示不同组别中解释变量与被解释变量之间的变化关系。

② 由于西藏数据缺失, 故将其剔除。

量中，本文选取了城市化率（*UBR*）、第三产业占比（*THI*）、投资增长率（*FAR*）和教育水平（*EDU*）四个变量以反映上述领域的变化对于地区经济增长的影响。变量定义和计算方法具体如表 1 所示：

表 1 数据变量定义和计算方法

变量性质	变量名称	变量含义	具体计算方法
被解释变量	<i>REGDP</i>	地区 GDP 增长率	$(\text{地区生产总值指数} - 100) / 100$
	<i>PERGDP</i>	地区人均 GDP 增长率	$(\text{地区人均生产总值指数} - 100) / 100$
核心解释变量	<i>RSP</i>	地区国有经济增加值相对增长率	$\text{地区国有经济增加值} / (\text{上年地区经济增加值} - \text{上年地区国有经济增加值})$
	<i>NSO</i>	地区非国有经济增长率	$(\text{地区当年非国有经济就业人数} / \text{地区上年非国有经济就业人数}) - 1$
	<i>TDR</i>	地区总抚养比	$(0 \sim 14 \text{ 岁的人口数} + 65 \text{ 岁及以上人口数}) / 15 \sim 64 \text{ 岁的人口数}$
	<i>OPEN</i>	地区开放程度	$\text{地区进出口总额} / \text{地区生产总值}$
	<i>FDI</i>	地区引资程度	$\text{外商直接投资} / \text{地区生产总值}$
门限变量	<i>MAR</i>	市场化指数	具体计算方法详见樊纲、王小鲁等 (2010)
控制变量	<i>UBR</i>	城市化率	$\text{地区非农人口数} / \text{地区总人口数}$
	<i>THI</i>	第三产业占比	$\text{地区第三产业增加值} / \text{地区生产总值}$
	<i>FAR</i>	投资增长率	$\text{地区经济固定资产投资增加额} / \text{上年地区经济固定资产投资额}$
	<i>EDU</i>	教育水平	$\text{地区普通高校学校在校人数} / \text{地区总人口}$

明确选取的数据和变量后，在此重写基于需要的面板门限回归模型进行实证分析^①：

① 为了表示简便，本文只表示为存在一个门限的面板估计方程。

$$y_{it} = \mu_i + \theta_1 x_{it} I_i(q_i \leq \gamma) + \theta_2 x_{it} I_i(q_i > \gamma) + \sum_{j=1}^n \alpha_j \text{Control}_{jt} + e_{it} \quad (2)$$

其中, y 是被解释变量, 分别代表 REGDP 和 PERGDP, x 是核心解释变量, q 为门限变量, Control 为一系列控制变量, 下标 i 和 t 分别为第 i 个省和第 t 年。

3. 计量结果分析

在实际估计门限值时, 通常的是运用“格子搜索”(Grid Search) 寻找。于是, 我们首先把市场化指数进行升序排列, 并根据 Hansen (2000) 忽略掉前后各约 10% 的观测值, 然后选取市场化指数值 (MAR) 为门限值, 逐一对模型进行估计, 并获取其残差。最后利用残差平方和最小原则找到门限估计值后, 再利用自助抽样法模拟似然比检验统计量及其临界值以进一步检验是否存在门限效应, 具体结果如表 2 所示。

表 2 门限效应检验

变量	H_0	H_1	F 统计量	结论
市场化指数 (MAR)	无门限效应	1 个门限	19.797*** (0.0048)	拒绝 H_0
	1 个门限	2 个门限	13.348** (0.0246)	拒绝 H_0
	2 个门限	3 个门限	5.437 (0.2031)	接受 H_0

市场化指数 (MAR) 搜索到的第 1 个门限值为 4.95, 其对应的残差平方和达到最小, 且得到的 F 统计量的 P 值为 0.0048, 拒绝无门限效应的原假设, 表明 $\hat{\gamma}_1 = 4.95$ 是真实有效的。于是, 先固定第 1 个门限值, 然后再寻找第 2 个门限变量, 得到相应的门限值 $\hat{\gamma}_2 = 7.81$, 其对应残差平方和同样最小, 进行门限检验, 得到的 F 统计量为 13.348, 拒绝原假设, 表明了第 2 个门限结果的真实性。继续进行搜索第 3 个门限值时, 从 F 统计量可以看出无法接受存在 3 个门限的假设。所以我们最终确定的门限值为 4.95 和 7.81。

表 3 门限回归模型估计结果 1 (被解释变量: 地区 GDP 增长率)

	取值区间	REGDP				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常数项		0.544*** (3.584)	0.321* (1.965)	0.211** (2.312)	-0.122*** (4.980)	0.221* (2.010)
<i>RSP</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	0.214*** (5.746)	-	-	-	-
	(4.95, 7.81]	0.003** (2.935)	-	-	-	-
	(7.81, 12.04)	-0.172* (2.084)	-	-	-	-
<i>NSO</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	-	0.453** (2.564)	-	-	-
	(4.95, 7.81]	-	0.467* (1.998)	-	-	-
	(7.81, 12.04)	-	0.432*** (4.324)	-	-	-
<i>TDR</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	-	-	-0.133* (1.951)	-	-
	(4.95, 7.81]	-	-	-0.128 (1.126)	-	-
	(7.81, 12.04)	-	-	-0.112* (1.967)	-	-
<i>OPEN</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	-	-	-	0.237*** (7.891)	-
	(4.95, 7.81]	-	-	-	0.175* (2.180)	-
	(7.81, 12.04)	-	-	-	0.145 (1.234)	-
<i>FDI</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	-	-	-	-	0.322*** (6.234)
	(4.95, 7.81]	-	-	-	-	0.310*** (5.198)
	(7.81, 12.04)	-	-	-	-	0.296*** (6.116)

续表

	取值区间	REGDP				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	<i>UBR</i>	0.245*** (2.598)	0.211** (2.411)	0.345** (2.329)	0.401*** (2.981)	0.167** (2.512)
	<i>THI</i>	0.174** (2.034)	0.195* (1.972)	0.289** (2.378)	0.134* (1.999)	0.142*** (2.744)
	<i>FAR</i>	0.341*** (4.098)	0.279*** (3.990)	0.376*** (4.698)	0.247*** (5.011)	0.302*** (4.998)
	<i>EDU</i>	0.123*** (2.977)	0.098** (2.533)	0.200*** (5.790)	0.101* (2.019)	0.199*** (3.675)
Adj-R ²		0.582	0.573	0.412	0.632	0.643
Hausman Test		35.833***	36.723***	45.378***	58.212***	52.799***
F Test		57.451***	66.334***	58.582***	71.668***	69.837***

注：①括号中的数字为t值；②***、**、*分别表示该估计量在1%、5%、10%的水平上显著。

表4 门限回归模型估计结果2（被解释变量：地区人均GDP增长率）

	取值区间	PERGDP				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常数项		0.983* (1.974)	0.328* (1.879)	1.109** (2.231)	0.213* (1.911)	0.987** (2.111)
<i>RSP</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	0.138* (2.102)	—	—	—	—
	(4.95, 7.81]	0.001** (2.782)	—	—	—	—
	(7.81, 12.04)	-0.079** (2.896)	—	—	—	—
<i>NSO</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	—	0.499*** (4.782)	—	—	—
	(4.95, 7.81]	—	0.476** (2.395)	—	—	—
	(7.81, 12.04)	—	0.451*** (5.983)	—	—	—

续表

	取值区间	PERGDP				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>TDR</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	-	-	-0.150 (0.945)	-	-
	(4.95, 7.81]	-	-	-0.135* (2.061)	-	-
	(7.81, 12.04)	-	-	-0.127* (2.100)	-	-
<i>OPEN</i> (<i>MAR</i>)	(4.95, 7.81]	-	-	-	0.189** (2.865)	-
	(7.81, 12.04)	-	-	-	0.123* (2.001)	-
<i>FDI</i> (<i>MAR</i>)	(0, 4.95]	-	-	-	-	0.296*** (5.908)
	(4.95, 7.81]	-	-	-	-	0.271*** (4.873)
	(7.81, 12.04)	-	-	-	-	0.253*** (6.004)
控制变量	<i>UBR</i>	0.179* (1.899)	0.133* (1.999)	0.155* (2.005)	0.231* (2.000)	0.241 (0.921)
	<i>THI</i>	0.111 (0.211)	0.149 (0.678)	0.208* (2.018)	0.218** (2.333)	0.200** (2.439)
	<i>FAR</i>	0.229*** (5.888)	0.215*** (4.978)	0.123** (2.473)	0.327*** (3.113)	0.389*** (3.991)
	<i>EDU</i>	0.100*** (3.823)	0.123*** (5.163)	0.149*** (4.182)	0.210*** (4.789)	0.222*** (5.334)
Adj-R ²		0.291	0.308	0.317	0.442	0.456
Hausman Test		28.912***	31.667***	19.537**	24.319***	18.348*
F Test		77.815***	86.341***	79.225***	50.680***	64.713***

注：①括号中的数字为t值；②***、**、*分别表示该估计量在1%、5%、10%的水平上显著。

从表3、表4可以看出，不论是 *REGDP* 还是 *PERGDP* 作为被解释变量，Hausman Test 都在5%的显著水平下拒绝了原假设，则选择固定效应模型是合适的。另外，两个方程的调整后判定系数说明模型解释力度相对较好。除了