

基于金融发展和生产多样性的经济增长与经济波动关系

武力超¹ 林澜¹ 张晓倩¹ 刘莉莉²

(1. 厦门大学 经济学院 福建 厦门 361005; 2. 中国人民大学
汉青经济与金融高级研究院 北京 100872)

摘要:针对近年来多次由金融危机引发的区域性或全球经济波动,结合全球产业重组和产业链布局调整步伐加快的时代背景,使用160个国家2000~2014年的面板数据,运用Arch-in-mean模型从金融发展和生产多样性的视角对经济增长与经济波动之间的关系再度进行探究。研究认为,经济波动对经济增长有显著负效应;金融发展(金融中介和股票市场)既会直接作用于经济增长,也会通过弱化经济波动对增长的负面影响而间接促进经济增长,且这一作用在经济发展水平较低或产业结构较为单一的经济体中更为明显。研究还认为,生产结构多样化既可以直接促进经济增长,还可以通过减轻波动对经济的不利作用间接促进经济增长,但生产多样化对经济增长的促进作用存在边际递减效应;完善的制度建设水平可以增强金融发展对经济增长的促进作用。因此,中国应进一步完善银行体系并加快建设金融服务体系,在稳步淘汰落后产能的同时,重视产业结构的优化升级,同时坚持稳健化、规则化的改革为经济增长提供健康的软环境。

关键词:经济波动;经济增长;金融发展;生产多样性;Arch-in-mean模型;金融服务体系

中图分类号:F061.2 文献标志码:A 文章编号:1671-6248(2019)05-0020-15

Economic growth and fluctuations: based on financial development and diversity inroduction

WU Lichao¹, LIN Lan¹, ZHANG Xiaoqian¹, LIU Lili²

(1. School of International Economics and Business, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian, China; 2. Hanqing Advanced Institute of Economics and Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

收稿日期:2019-05-25

基金项目:国家社会科学基金青年项目(15CJL052);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(13JZD010);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD790036)

作者简介:武力超(1985-),女,山西太原人,副教授,经济学博士。

Abstract: In view of the regional or global economic fluctuations caused time after time by the financial crisis in recent years, combined with the historical background of the global industrial restructuring and the accelerated adjustment of the industrial chain layout, this paper attempts to use the panel data of 160 countries from 2000 to 2014 and the Arch-in-mean model to examine once again the relationship between economic growth and economic fluctuations from the perspective of financial development and production diversity. Research results show that economic fluctuations have a significantly negative impact on growth; financial development (including both financial intermediaries and stock markets) could not only promote economic growth directly, but also weaken the negative impact of economic fluctuations on growth, indirectly facilitating economic growth, and this effect is more prominent in economies with low economic development level or rather simplex industrial structure. Research further holds that diversification of national production structure can promote economic growth directly and also indirectly by mitigating the adverse effects of volatility on the economy, but the promoting effect of such diversification on economic growth exhibits marginal diminishing effect. Last but not least, good institutions can enhance the positive effect of financial development on economic growth. Therefore, the Chinese government should further improve the banking system, speed up the construction of the financial service system, steadily eliminate backward production capacity, attach importance to the optimization and upgrading of the industrial structure, and adhere to robust and standardized reform to provide a healthy soft environment for economic growth.

Key words: economic fluctuation; economic growth; financial development; diversification in production; Arch-in-mean model; financial service system

关于经济增长和经济波动两者之间的关系,理论界至今尚未得出一致结论,20世纪80年代,以Schumpeter为代表的部分经济学家提出经济增长与经济波动正相关的理论观点,他们认为经济波动会通过带动更高的预防性储蓄,使企业在面临较高的收益风险时将更多的投资转向具有高风险收益的高科技领域(Black假说),进而促进经济增长;而以Keynes、Bernanke为代表的学者则认为经济波动会通过降低投资需求和投资效率等方式阻碍经济增长。考虑到两者之间的关系对一国宏观政策的制定至关重要,本文尝试运用Arch-in-mean模型,从金融发展和生产结构多样化的视角对这一问题再度进行深入探讨。

自20世纪70年代McKinnon和Shaw提出金融抑制理论以来,金融发展就成为世界各国关注的热点。伴随着多次区域性和全球金融危机的出现,金融发展再次引起各国学者的关注。已有研究表明,

金融发展不仅与经济增长密切相关,与经济波动的联系也十分紧密,但到目前为止,极少有文献结合三者进行研究。本文的主要贡献之一就是使用最新的数据和回归技术方法弥补这一研究领域的不足,以为金融发展对经济增长的影响提供新的分析视角。

另外,从世界范围来看,因产业结构不合理而导致国家或地区发展“其兴也勃也,其亡也忽焉”的案例屡见不鲜。俄罗斯长期以来形成的依靠高油价能源出口实现经济高速增长的“跛脚”产业结构,导致其在国际原油大幅下跌的背景下,经济陷入独木难支的局面;委内瑞拉一直以来将命运寄托在自身没有定价权的原油和黄金出口上,结果是随着油价和金价下降,其国家外储急剧减少,财政赤字飙升,债务危机爆发。可见,单一的生产结构对内不利于各行业部门之间的分工协作,对外则会使一国在面临各种外部冲击时脆弱不堪,这也是近年来生产结构多样化成为产业

经济学研究热点的原因。Omar 指出,国家可以通过多样化其生产结构来促进经济增长,企业可以通过在多样化的经济体中替代使用投入品来缓解外部冲击引发的波动^[1]。考虑到 Haddad et al.^[2]、Cadot et al.^[3]学者的文献在对经济体生产多样化度量时大多仅从出口产品结构方面切入,而出口产品结构既无法有效地呈现整个经济体的生产多样化程度,也不能反映各产业之间联系的紧密程度,本文的另一主要贡献就是根据 Omar 的方法,基于投入产出表构建生产多样化指标并探讨其在促进经济增长和弱化波动负面影响方面所发挥的作用。

在模型设定方面,国内的学者常使用经济增长率的标准差作为波动的衡量指标并对其进行横截面回归,但这种方法只能分析平均波动对平均增长率的影响,无法考察不同时间点上的波动对经济增长的不同效应。为克服这一问题,本文引用 Arch-in-mean 模型,将经济增长回归方程中的残差标准差作为波动的衡量指标进行联合回归,以捕捉样本的时序效应,从而更好地刻画经济波动对经济增长的影响。为增强回归的稳健性,本文还进行了细致的分组回归。

本文的贡献体现在以下几点:第一,将金融发展引入模型中,分别从银行主导的金融体系和股票市场主导的金融体系两种金融体系结构的视角,分析金融发展、经济波动和经济增长的关系,同时考察制度在金融发展的经济效应中多发挥的作用,为金融发展影响经济增长的途径提供了新的分析视角;第二,基于投入产出表构建的多样化指标不但涵括了整个国家的生产结构,而且将产业间联系程度考虑在内,比以往基于贸易数据构建的出口结构指标更全面地反映一国的生产多样性情形,本文还利用该指标细致考察了不同生产多样化水平对经济增长的影响;第三,使用 Arch-in-mean 模型进行系统研究,为国内学者研究相关问题提供了更好的模型选择;第四,本研究的样本包含 160 个国家,时间跨度为 2000 年至 2014 年,扩展了研究的样本容量,增加了回归结果的时效性和可靠性。

本文的结构安排如下:第二部分对相关理论和

文献进行梳理,第三部分介绍计量模型的设定与相关变量的选取,第四部分对实证结果进行分析,最后是结论与政策建议。

一、理论背景和文献综述

针对经济增长与经济波动关系的研究,“古典二分法”认为决定长期经济增长的是技术进步、资本等实际经济变量而非短期波动,但随着 20 世纪 80 年代真实经济周期理论和内生增长理论的提出,学者们对经济波动与经济增长之间关系的看法发生了实质性的改变。Black、Grier et al. 学者认为经济波动有利于经济增长,这是因为经济波动会促使民众增加出于预防性动机的储蓄,而储蓄率的提高会以促进投资的方式正向作用于经济增长,不仅如此,经济波动还会以扩大未来收益不确定性的方式迫使企业在进行投资决策时更加偏向于以高技术产业为代表的具有高期望收益的行业,进而助推一国产业结构优化升级^[4-5]。Keynes、Bernanke、Woodford、Pindyck et al. 学者则持相反观点,他们认为经济波动会以增加未来收益不确定性的方式降低潜在投资者的投资热情,从而导致计划投资减少,除此之外,波动还会使已经实现的投资偏离新的经济环境所对应的有效规模,造成资源配置的低效率^[6-9]。许多学者的经验研究为这一观点提供实证支持。Martin et al. 通过运用动态面板模型,对 59 个发展中国家 1956 ~ 1992 年间的相关数据进行分析,发现经济波动会通过阻碍投资,负作用于经济增长^[10];在对 OECD 国家的分析中,Rafferty 发现,波动会通过制约生产率的提高影响一国经济的增长^[11];通过构建联立方程组对更多样本国和更长时间跨度的经济波动和增长数据进行分析,Lin et al. 进一步证实了产出波动不利于经济增长^[12];运用空间 Durbin Ramey-Ramey 模型和偏导效应方法对 76 个国家的数据进行分析后,Abate 也得出类似的结论,即无论是直接影响还是间接影响,经济波动都不利于长期的经济增长^[13]。关于中国经济增长与波动关系的研究结论可大致总结为改革开放前两

者呈负相关关系,改革开放后两者呈正相关关系^[14-16]。

关于金融发展的经济增长效应研究最早可追溯到 Mckinnon 和 Shaw 所提出的金融抑制理论^[17-18]。他们针对发展中国家所存在的金融管制过多、利率限制、信贷配额以及金融资产单调等现象,提出政府应放宽对金融市场的过分管制,通过金融发展调动储蓄积极性进而促进投资和经济增长。Rajan et al. 从另一角度对金融发展的经济功能进行阐述,认为伴随金融发展所建立的更健全的会计、信息披露制度,有利于资金供应方对企业财务状况进行事前审查及对企业经营情况进行事后监督,从而降低企业在外融资时因逆向选择和道德风险所面临的成本^[19]。Arestis et al. 通过运用时间序列模型对 5 个发达经济体的相关数据进行检验,发现以股票市场和银行为主要载体的金融发展对经济增长有显著促进作用^[20];对中低收入国家的实证检验也得到了类似结论^[21-23]。随着研究的不断深入,近年来越来越多的学者发现,金融发展对经济增长并非简单的线性关系。Cecchetti et al. 认为,金融发展与经济增长存在倒 U 型关系,当金融发展水平小于某一临界值时,其对经济发展有促进作用,而大于临界值时,金融部门将与其他实体部门争夺有限资源,从而对经济增长产生不利影响^[24]。Arcand et al.^[25]、Samargandi et al.^[26] 的研究也得出类似结论。

关于金融发展对经济波动的影响,学者们从理论方面进行了诸多探讨。Bermanke et al. 认为,信贷市场上借贷双方因信息不对称所产生的代理成本是反经济周期变化的,而金融市场的发展会通过降低这一代理成本来缓解金融加速器效应,从而降低宏观经济的波动^[27];分散风险理论从投资风险分散的角度提出,金融市场可以通过为参与者提供更加丰富的风险管理工具,帮助投资者在宏观经济受到局部或者全部冲击时,有效地转移、对冲、分散部分非系统性风险和系统性风险进而降低经济波动。不少学者的经验研究为上述观点提供了实证支持:Denizer et al. 使用 1956 ~ 1998 年 70 个国家的数据,

得出金融部门更为发达的国家在实际人均产出增长、实际人均消费和实际人均投资增长方面都经历更少的经济波动^[28];Larrain 从微观角度切入,分析得出金融发展对行业产出波动具有抑制作用^[29];王宇鹏等以 1961 ~ 2012 年 214 个国家的宏观数据为样本,采用固定效应模型进行分析,发现金融发展与 GDP、投资、消费增速波动率之间存在显著的负相关关系^[30]。在对中国经济的研究中,王翔等使用 1993 ~ 2005 年的省级面板数据,发现金融发展会通过优化投资结构的方式降低经济增长对外生冲击的敏感性^[31];姚耀军等基于 1994 ~ 2010 年中国省级面板数据进行研究,发现金融中介发展对货币冲击减震效应存在倒 U 型关系,且目前中国尚未到达金融中介发展对经济波动产生平抑效应的阶段^[32]。

除了金融发展对经济的影响,从多样性视角出发研究其对经济的影响也一直得到学者们的关注。但目前关于多样性的研究大多基于对出口多样性的考察。Singer 认为增加出口产品种类可以帮助发展中国家改变长期以来因依赖单一初级产品出口所导致的贸易条件恶化状况^[33];Bleaney et al. 认为出口产品多样化的多元组合效应有助于弱化国际市场需求或价格波动对经济产生的不利影响^[34];Hausmann et al. 认为发展中国家可以通过利用出口产品多样化带来的“成本发现”和“需求发现”效应促进经济增长^[35];Nicet-Chenaf et al. 认为出口产品多样化会通过“出口中学”和“干中学”效应对经济增长发挥动态溢出效应^[36]。考虑到相比出口多样性,生产多样性程度能够更加综合全面地反映一国的产业结构特点,近年来开始有学者从生产多样性角度研究其对经济的影响。Papageorgiou et al. 全面考察了整个经济体的生产结构,发现较低的生产多样化水平通常与经济体较高的波动性相联系^[37];Omar 利用投入产出矩阵构建生产多样化指标,并在此基础上对资源禀赋与经济增长关系进行探究,结果表明多样化生产可以弱化贸易波动对经济增长的负面影响。

综上所述,金融发展、经济波动和经济增长三者之间两两相关,但现有研究大多仅着眼于研究其

中两者之间的关系,很少将三者放在同一框架内进行考察;且在对多样性的经济效应研究中,已有研究大多局限于从出口多样性视角出发,缺乏从生产结构角度入手。本文尝试采用 Arch-in-mean 模型将金融发展、经济增长和经济波动三者综合考虑在内;除此之外,参考 Omar 的方法构建生产多样性指标,在此基础上分析其对促进经济增长和弱化经济波动的作用。

二、计量模型设定与变量选择

(一) 模型构建

以往学者在研究经济波动与增长的关系时,大多选取经济增长的标准差作为度量经济波动的外生变量,并以此进行相关回归,得出平均标准差对平均增长率的影响,但这种方法无法体现不同时刻的波动对经济增长的影响差异。为此,本文在借鉴已有相关研究的基础上,采用 Arch-in-mean 模型来克服这一缺陷。

Arch-in-mean 模型最早由 Engle et al. 在使用时间序列数据研究波动对金融市场的影响时提出^[38],而后 Ramey et al. 将该方法扩展应用到混合横截面数据中^[39],此后众多学者将 RR 模型应用到对波动和增长关系的研究中^[40-42]。本文设定的计量模型就建立在 Ploeg et al.^[42]所构建的模型基础之上,但与之不同的是本文修改后的模型适用于面板数据而不仅仅局限于混合横截面数据。模型的基本设定如下

$$\Delta \ln(y_{it}) = \lambda \sigma_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2) \quad (1)$$

$$\ln(\sigma_{it}^2) = \alpha + \beta \varepsilon_{it-1}^2 \quad (2)$$

式中: y_{it} 为国家*i*在时间*t*的人均 GDP, $\Delta \ln(y_{it})$ 为其对应的增长率, σ_{it} 为残差 ε_{it} 的标准差,用来衡量经济波动程度, X_{it} 为控制变量, ε_{it} 服从正态分布, α 为常数, λ 、 θ 和 β 为相应变量所对应的系数。

由模型的基本设定可知,Arch-in-mean 模型是两个方程的联合估计模型。其中,方程(1)为均值方

程,由经济波动变量 σ_{it} 和控制变量 X_{it} 作为解释变量来体现其对经济增长的影响,回归中固定国家和时间效应;方程(2)阐释 ε_{it-1}^2 与变量 σ_{it}^2 之间的关系。该模型的主要优点是将残差的标准差作为波动的衡量指标,该指标不仅能反映经济增长对其的周期影响,也可以体现其他重要经济变量对其的影响;此外,该模型还能捕捉时间序列效应,即不同时刻波动的大小对经济增长的不同影响。在实际操作中,Arch-in-mean 模型通过极大似然法求得各估计系数 α 、 β 、 θ 、 λ ,为了得到各估计系数的值,需要给各参数赋一个初始值,计量软件包通过迭代算法来求最大似然估计值,本文通过 OLS 估计方程(1),得到各参数的估计值作为初始值,并将 OLS 的残差的方差作为 λ 的初始值。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文参考 Alshehry et al.^[43]和 Égert^[44]等经济学家在研究经济增长相关问题时选取的变量,以实际人均 GDP 的增长率为被解释变量,记为 $\Delta \ln(y_{it})$,其中 y_{it} 表示国家*i*在时间*t*的实际人均 GDP, $\Delta \ln(y_{it})$ 为其对应的增长率。

2. 解释变量

第一,衡量经济波动的变量涉及众多指标。Aghion et al. 用一段时间跨度内人均 GDP 增长率的标准误差代表经济波动^[45];赵振全等从工业生产总值波动、货币供应量波动、消费价格指数波动等方面选取指标反映宏观经济波动情况^[46];唐志军等选取社会消费品零售总额变动率来度量经济波动情况^[47]。根据我们所设定的模型并考虑到之前的相关研究,本文将经济增长回归方程中残差 ε 的标准差 σ 作为波动的衡量指标。对于经济波动与经济增长两者之间的关系,现有研究的观点主要有两种:一是经济波动不利于经济增长,二是认为经济波动有利于经济增长。具体到本文,两者之间的潜在关系还需定量分析。

第二,度量金融发展水平的指标有很多,根据 Goldsmith 的研究,作为金融发展的重要载体,金融

体系可以分为以银行为主导的金融体系和以股票市场为主导的金融体系^[48]。这两者在促进经济发展中所扮演的角色各不相同,前者的优势主要体现在收集处理信息和动员储蓄,后者则主要通过降低借贷双方信息不对称和为投资者提供更多风险管理产品来提高资金配置效率和降低企业融资成本。考虑到单一指标难以真实详尽地反映一国的金融发展水平,本文试图从银行和股票市场两个方面选取多个指标对一国的金融发展水平进行度量。其中,衡量银行发展程度的指标包括流动负债比(*finf*)、银行资产收益率(*finr*)和银行贷存比(*finl*),衡量股票市场发展程度的指标为股票市值比。在进行具体的定量分析之前,我们分别预计各指标与经济增长之间的关系:

流动负债比(*finf*):等于银行和其他所有金融中介的流动负债之和占GDP的比重,通过加总银行和非银行的流动负债,King et al.认为该指标反映金融中介规模相对于经济规模的大小^[49]。考虑到金融中介在影响储蓄率、资本的边际生产率和储蓄投资转化率等方面发挥的积极作用,我们预计其与经济增长之间存在正相关关系。

银行资产收益率(*finr*):等于一国所有银行的税后利润与资产的比率,反映银行使用资源的效益和效率,是体现银行经营效益和管理水平的重要综合性指标。通常情况下,银行资产收益率越高,经济的运行效率越高,对经济增长越有利。

银行贷存比(*finl*):等于一国所有银行贷款总额与存款总额的比率,由于存款存在资金成本,如果一家银行存款很多而贷款很少,则其盈利能力一般来说较低。因此,以盈利为目的的商业银行会努力提高贷存比,这同时也为潜在投资者提供了更多的可贷资金,对鼓励投资有正向积极作用。但值得注意的是,银行贷存比并非越高越好,因为银行要应付广大客户日常现金支取和结算的需要,若贷存比过高,这部分资金将会不足,甚至会导致银行出现支付危机。因此,有效控制在合理范围内的银行贷存比将对一国经济增长产生积极作用。

股票市值比(*stmc*):等于一国所有股票的市值

总额与该国GDP之比,是衡量股票市场发展程度的代表性指标之一。一般情况下,较为发达的股票市场能够更加有效地进行以下行为:通过研究信息获利来促使投资者对企业进行监督^[50];通过公司并购和薪酬激励机制等强化公司治理及为风险资本提供退出机制^[51-52]。此外,Bencivenga et al.认为流动性较强的股票市场还能够激励投资者对具有高收益但期限较长的项目进行投资,进而促进经济增长^[53]。因此,本文认为股票市值比与经济增长之间存在正向关系。

第三,关于国家生产多样性(*div*)指标的构建,是本文的主要贡献之一。该指标的构建以投入产出表数据为基础,其目的是更加精确真实地测度一国的生产结构多样化程度。本文对该指标的定义如下

$$div = E + DN \times \varphi \quad (3)$$

式中:多样化指标(*div*)由熵(*E*)、生产密度(*DN*)、惩罚系数(φ)共同决定。在具体计算三者之前,需先对涵盖产业间和产业内交易信息的里昂惕夫投入产出矩阵($I - A$)进行取逆,记为 $L = (I - A)^{-1}$,其中 A 为技术矩阵。其后,再分别计算 E 、 DN 和 φ 。

熵(*E*)用于衡量收入平等和产业集中度,标准化的定义为

$$E = \sum_{i=1}^N x_i \times \ln\left(\frac{1}{x_i}\right) = - \sum_{i=1}^N x_i \times \ln(x_i) \quad (4)$$

式中: x_i ($0 < x_i < 1$)表示各个经济部门所占份额, N 为矩阵元素总数。如果所有的经济活动集中于一个部门,那么 $x_i = 1$, $E = 0$;反之,经济活动如果在各个部门之间均匀分配,那么相应的熵值会达到最大值。熵值的计算本可以直接应用于里昂惕夫矩阵,其中 x_i 为矩阵中的元素,满足 $0 < x_i < 1$,但是存在一个问题,即熵值会随着矩阵元素数目的增多而变大,这意味着即使两个多样化程度相同的国家,也会具有不同的熵值,因为各个国家的投入产出矩阵中的部门分类不是全然相同的。标准化的熵值不遵循“人口原则”(分布保持不变时,人口规模的增大不应当改变其对应熵值)。更具体地, X 为元素都为常数 θ 的方阵,代表一个均匀分布的经济体,其相应的熵值为

$$E = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij} \times \ln\left(\frac{1}{x_{ij}}\right) = N\theta \times \ln \frac{1}{\theta} \quad (5)$$

可以发现,熵值取决于矩阵中元素的数目 N ,为此,需要对标准化的熵值进行修正,将熵值重新定义为

$$\hat{E} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij}^{\frac{1}{n}} \times \ln\left(\frac{1}{x_{ij}^{\frac{1}{n}}}\right) = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij}^{\frac{1}{n}} \times \ln(x_{ij}^{\frac{1}{n}}) \quad (6)$$

式中: x_{ij} 为上述矩阵 $L = (I - A) - 1$ 中的元素 n 为矩阵的行数或者列数。尽管修正后的熵值也会随着矩阵元素总数变化,但与标准化的熵值相比,元素的数目 $N(=n \times n)$ 的影响大大减少,同理,假定一个方阵 X 的元素都为常数 θ ,其修正过的熵值为

$$\hat{E} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij}^{\frac{1}{n}} \times \ln\left(\frac{1}{x_{ij}^{\frac{1}{n}}}\right) = \frac{1}{n} N\theta^{\frac{1}{n}} \times \ln\left(\frac{1}{\theta^{\frac{1}{n}}}\right) = -\theta^{\frac{1}{n}} \times \ln\theta \quad (7)$$

由于 $0 < \theta < 1$,故由 n 导致的差异仅在 $(0, 1)$ 之间。修正过的熵值保留着原标准化熵值的重要性质,即如果所有的交易集中于一个产业,则相应的熵值为 0;如果产业间交易的转移使得对应元素间的数值差异减少,则相应的熵值增大,即生产结构越是多样化的经济体,其产业分布越均匀,对应熵值也就越高。

生产密度(DN)用以衡量产业间联系的紧密程度,其标准化的定义如下

$$DN = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij} \quad (8)$$

式中:生产密度(DN)的计算同样是基于里昂惕夫投入产出矩阵,其中 x_{ij} 代表矩阵中的元素。由于投入产出矩阵描述的是国内各产业部门间的交易情况,因此该指标值越高,表明国内部门间的交易份额越多,部门间的联系也就越紧密。和熵值出于相同的考虑,本文将 x_{ij} 修正为 $x_{ij}^{\frac{1}{n}}$ 。

$$DN = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij}^{\frac{1}{n}} \quad (9)$$

惩罚系数(φ)用来“惩罚”那些商品出口份额超过该商品国内产值份额的国家。具体操作中,本文借鉴 Omar 的做法,选取矿业作为计算标准,相应

公式如下

$$\varphi = \sqrt{\exp\left(\frac{q-x}{1+q}\right)} \quad (10)$$

式中: x 代表石油萃取品出口额占总出口额的比重,由相应出口贸易额计算得出; q 代表矿业产值占国内总产值(扣除出口)比重,根据中间品消费矩阵计算得出。由 φ 的定义可知,如果 $x > q$,则 $\frac{q-x}{1+q} < 0$, $0 < \varphi < 1$, div 减小,即当矿制品的出口份额大于矿业的产值份额时,多样性指标会降低;分式的分母为 $(1+q)$,即 q 增大时, div 也增大,这是因为前者的增大代表矿业及其下游产业的发展,有利于增强矿业与其他部门的联系,促进生产结构的多样化。

3. 控制变量

本文模型选择物质资本(inv)、人力资本(hc)、全要素生产率(tfp)、政府支出(gov)、净资本流入($fdiinp$)、贸易开放度($openness$)、法制水平(rl)和政府效能(ge)作为宏观控制变量。由内生增长理论可知,物质资本(inv)、人力资本(hc)和全要素生产率(tfp)是决定产出的重要因素,本文用资本形成总额与 GDP 的比值作为物质资本的衡量指标;参考 Psacharopoulos、Lee et al. 的方法,基于个人受教育年限和教育回报率构建人力资本(hc)指标^[54-55];为了区别由投资引致的经济增长,本文用全要素生产率(tfp)来捕捉技术进步对经济增长产生的影响。考虑到教育、基础设施、国防建设等公共物品对长期经济增长具有正向作用,本文选用政府支出占 GDP 的比重来测度公共投资对经济增长产生的影响。根据武力超的研究,当一国的储蓄不足以满足国内投资需求的时候,国外资本的流入对弥补储蓄—投资缺口至关重要^[56]。结合外商直接投资在一国流入资本中占有较高比重的特征事实,本文以外商直接投资净资本流入占 GDP 的比值作为净资本流入($fdiinp$)的衡量指标,来反映资本流入对一国经济增长的影响。Malik et al. 认为,以各国相互联系更为紧密为特征的全球化既能为参与国享受国际分工的利益带来便利,也能使一国更易受到国际市场的冲击,进而加剧经济的波

动^[57]。本文选取进出口贸易总额占 GDP 比重作为贸易开放度(*openness*) 的度量指标。除此之外,考虑到好的政府治理对提高整个经济社会体系的集体理性、阻止不正当市场行为作用显著^[58],本文选取世界银行政府治理指标中的法制水平(*rl*) 和政府效能(*ge*) 来度量各国经济运行的软环境,其中,法制水平(*rl*) 衡量公众对社会法制建设的信心以及遵守社会规则的程度,政府效能(*ge*) 衡量公共服务的质量、公务员队伍的素质、国家政策制定和执行的独立程度以及政府承诺和各项政策的可信度。这两个指标的取值范围在 ± 2.5 之间,得分越高,表示一国的政府治理水平越高。

上述被解释变量及控制变量(除人力资本指标和全要素生产率指标)的数据全部来自世界银行 WDI 指标数据库;金融发展相关数据来自于世界银行金融研发部门;国家生产多样化指标是基于 Omar 的研究方法计算得来;人力资本指标和全要素生产率指标的数据取自 PWT 8.0。

(三) 经验检验与分析

基于上述理论分析和模型设定,本文接下来考察金融发展对经济增长的影响。考虑到经济增长、经济波动和金融发展三者之间相互影响,在此将金融发展和经济波动同时作为解释变量加入回归,结果见表 1。表 1 的上半部分对应方程(1)的回归结果,下半部分为方程(2)的回归结果。由结果可知,绝大多数变量的符号都与理论预期一致且具有统计显著性。

金融发展指标的估计系数在四个回归中都显著为正,考虑到指标选取的不同,回归系数的大小有所差异。其中,模型 1~3 侧重从银行层面测度金融发展对经济增长的影响,相应金融发展指标的估计系数分别为 0.006、0.117、0.003,且分别在 10%、5%、5% 的统计水平上显著,这表明银行作为金融发展的重要载体,可通过调整利率、鼓励储蓄并将储蓄转化为有效投资的方式缓解企业的间接融资约束进而促进经济增长;模型 4 从股票市场的角度测度金融发展对经济增长的影响,股票市值比(*stmc*) 的估计系数为 0.009,且在 1% 的水平下显著,反映股票市场的发展

可通过消除投资者与企业之间的信息不对称为企业直接融资提供便利,从而促进经济发展。

表 1 基准回归:金融发展与经济增长

方程	变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
(1)	<i>finf</i>	0.006* (1.73)			
	<i>finr</i>		0.117** (2.15)		
	<i>fins</i>			0.003** (2.12)	
	<i>stmc</i>				0.009*** (2.69)
	σ	-0.815*** (2.53)	-0.850*** (2.83)	-0.390*** (4.15)	-1.299*** (4.93)
	<i>inv</i>	0.111*** (4.84)	0.145*** (6.41)	0.154*** (7.18)	0.132*** (4.13)
	<i>hc</i>	1.400*** (4.18)	1.285*** (3.88)	0.880*** (3.14)	2.287*** (4.24)
	<i>tfp</i>	0.781*** (14.26)	0.772*** (13.10)	0.734*** (23.21)	0.808*** (11.85)
	<i>gov</i>	0.171*** (5.37)	0.169*** (5.07)	0.163*** (5.44)	0.175*** (3.91)
	<i>openness</i>	0.010*** (2.41)	0.006* (1.69)	0.010*** (2.68)	0.005 (1.17)
	<i>fdiinp</i>	0.009 (0.66)	0.010 (0.50)	0.004 (0.27)	0.009 (0.53)
	<i>constant</i>	23.719*** (9.60)	23.238*** (9.44)	36.747*** (18.29)	22.699*** (7.79)
(2)	<i>L. arch</i>	0.302*** (4.89)	0.276*** (4.71)	0.694*** (6.83)	0.326*** (5.18)
	<i>constant</i>	6.901*** (12.96)	7.715*** (13.15)	5.558*** (10.32)	7.423*** (11.88)
	<i>N</i>	760	840	782	642

注:括号内为 *t* 值的绝对值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

在控制了金融发展变量的影响后,经济波动(σ) 的估计系数也都在 1% 的水平下显著为负,验证了经济波动不利于经济增长的预期。其他控制变量的回归结果也均符合理论预期。

接下来,为了考察国家生产多样性对经济增长的影响,本文尝试在表 1 回归的基础上引入变量 *div*,回归结果如表 2 所示。

div 在模型 1~4 中总体显著为正,表明多样化的生产结构有利于经济增长,这与 Papageorgiou et al.^[37] 的研究结果一致。对此可从两方面进行解释:一方面,生产的多样化有助于一国企业出口结构的优化和产品质量的提升,从而为企业开拓更多的国际市场及在国际分工体系中占据更为有利的

位置提供支持;另一方面,多样化的生产结构意味着产业之间联系更为紧密,这有助于资源配置效率的提高和产业间协作分工能力的提升。此外,在控制 *div* 之后, σ 对经济增长的作用仍显著为负,说明波动对经济增长的负作用具有稳健性,这与 Omar 的研究结果一致。金融发展指标和其他控制变量的符号和显著性水平也都没有发生太大变化。

表 2 引入国家生产多样性指标的回归分析

方程	变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	
(1)	<i>finf</i>	0.005* (1.87)				
	<i>finr</i>		0.117** (2.13)			
	<i>finsv</i>			0.006* (1.88)		
	<i>stmcv</i>				0.008*** (2.57)	
	σ	-0.930*** (2.68)	-1.399*** (2.83)	-0.938*** (3.99)	-1.062*** (4.63)	
	<i>div</i>	0.087** (2.01)	0.061* (1.70)	0.225*** (2.62)	0.115 (1.16)	
	<i>inv</i>	0.116*** (4.91)	0.148*** (6.44)	0.161*** (7.36)	0.122*** (4.30)	
	<i>hc</i>	1.708*** (4.70)	1.471*** (4.08)	1.263* (1.80)	2.048*** (3.58)	
	<i>tfp</i>	0.325*** (13.35)	0.635*** (12.46)	0.363*** (22.19)	0.195*** (12.28)	
	<i>gov</i>	0.167*** (5.12)	0.164*** (4.78)	0.145*** (4.61)	0.173*** (3.74)	
	<i>openness</i>	0.010*** (2.36)	0.006* (1.67)	0.007** (1.94)	0.004 (0.91)	
	<i>fdiinp</i>	0.009 (0.63)	0.010 (0.51)	0.003 (0.22)	0.009 (0.50)	
	<i>constant</i>	22.682*** (8.56)	22.687*** (8.60)	37.059*** (16.62)	22.705*** (7.38)	
	(2)	<i>L.arch</i>	0.281*** (4.71)	0.262*** (4.58)	0.770*** (7.38)	0.354*** (5.13)
		<i>consant</i>	7.096*** (12.39)	7.881*** (12.64)	5.070*** (10.24)	7.338*** (11.05)
<i>N</i>		449	828	770	630	

注:括号内为 *t* 值的绝对值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

为进一步考察各变量对经济增长的作用是否会因 *div* 水平的不同而存在差异,即国家生产结构多样性是否会在各变量对经济增长的作用关系中发挥调节作用,本文接下来将回归样本以 *div* 指标的中位数为界进行分组回归。为区别不同金融结构体系在经济增长中所扮演的角色,本文分别从代表银行和股票市场发展水平的指标中各选取一个指标,即银行资产

回报率(*finr*)和股票市值比(*stmc*),回归结果见表 3。其中 *above* 表示 *div* 指标取值位于中位数之前的样本分组回归结果,*below* 代表 *div* 指标取值位于中位数之后的样本分组回归结果。

表 3 基于国家生产多样性指标的分组回归分析

方程	变量	模型 1		模型 2		
		above	below	above	below	
(1)	<i>stmc</i>	0.012*** (3.21)	0.021* (1.87)			
	<i>finr</i>			0.226*** (8.06)	0.244*** (2.78)	
	<i>div</i>	0.253* (1.89)	0.431** (2.31)	0.106 (1.61)	0.329** (1.95)	
	σ	-0.600*** (4.36)	-1.628* (1.75)	-0.992*** (2.44)	-1.271** (2.10)	
	<i>inv</i>	0.176*** (5.44)	0.151*** (2.85)	0.244*** (6.98)	0.120*** (4.17)	
	<i>hc</i>	0.955 (1.45)	4.307*** (2.79)	1.248 (1.54)	1.124*** (2.47)	
	<i>tfp</i>	0.346*** (16.03)	0.908*** (4.05)	0.494*** (7.68)	0.569*** (6.47)	
	<i>gov</i>	0.151*** (3.02)	0.451*** (3.58)	0.139** (2.31)	0.109** (2.20)	
	<i>openness</i>	0.003* (1.65)	0.011* (1.66)	0.003 (1.43)	0.003 (1.51)	
	<i>fdiinp</i>	0.029 (0.98)	0.004 (0.05)	0.053 (1.49)	0.006 (0.21)	
	<i>constant</i>	34.056*** (11.44)	10.406 (0.99)	13.094 (0.61)	53.328 (0.13)	
	(2)	<i>L.arch</i>	0.047*** (5.54)	0.095* (1.73)	0.037* (1.80)	0.006** (2.09)
		<i>constant</i>	5.095*** (7.19)	7.922*** (4.43)	10.511*** (10.92)	8.872*** (9.12)
		<i>N</i>	485	145	500	329

注:括号内为 *t* 值的绝对值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

第一, σ 在 4 组回归中显著为负,表明生产结构多样化有助于弱化经济波动对经济增长的负面影响。对此可解释为:对于生产结构单一的开放经济体,经济波动不仅容易通过贸易关系从国外传导至国内,还容易在国内由一个产业传导至另一个产业,以致放大波动对经济的负面作用;而生产结构多样化的国家既可通过出口市场平抑国内需求的波动,也可借助更为紧密的产业关联为受到冲击的行业提供更为多样的替代性投入品,从而分散风险。

第二, *div* 在 4 组回归中均为正,表明与生产结构单一的国家相比,生产结构相对多样化的国家从进一步多样化产业结构中获得的经济效益有所下

降,即生产结构多样化对经济增长存在边际递减效应。这可从以下角度进行理解:通常情况下,生产结构单一的国家大多是经济尚不发达的发展中国家,单一的生产结构既不利于它们通过国际贸易带动经济增长,也会因上下游产业的欠发展而使整个经济效率低下,此时,多样化生产对外可以带来更为宽广的出口市场,对内有助于提升整个经济的生产效率,从而实现经济大幅增长;相比之下,生产结构相对多样化的国家往往是发达国家,其国内各部门发展已相对成熟,进一步产业结构多样化给经济增长带来的上升空间会相对有限。

第三, $finr$ 和 $stmc$ 在 4 组回归中都显著为正,表明生产结构多样性在金融发展对经济增长的作用关系中也具有调节功能,当生产结构较为单一时,金融市场会通过降低信息不对称、提供更为便捷的融资渠道和风险管理产品使资本流向收益率更高的行业,从而带来整个经济资源配置效率的大幅提高;考虑到生产结构多样化的国家大多为发达经济体,其金融发展水平也相对较高,相比在生产结构单一的国家中金融发展所发挥的雪中送炭功能,这些国家金融发展对经济增长的贡献则更多倾向于锦上添花。

对生产结构多样性指标进行分组回归所带来的结果差异使我们进一步思考:各变量对经济增长的作用是否也会因金融发展水平的不同而存在差异,即金融发展是否也会在各变量对经济增长的作用关系中发挥调节作用?基于此,接下来我们以金融发展指标中位数为界进行分组回归。具体操作中,出于与上文同样的考虑,本文选取银行资产回报率($finr$)、银行贷存比($fins$)和股票市值比($stmc$)作为金融发展水平的度量指标,回归结果见表 4。其中, $above$ 表示相应金融发展指标取值位于中位数之前的样本分组回归结果, $below$ 则代表位于中位数之后的样本分组回归结果。

第一, σ 在 4 组回归中均为负。在以 $finr$ 作为金融发展度量指标的回归结果表明在银行资产收益率较高的国家,经济波动对经济增长的负面影响较小,这与 Aghion et al. 的研究结果一致,这是因为银行资产收益率较高的国家在面临外部冲击时能

在短时间内释放较多资金为经济提供缓冲,从而弱化经济波动对经济增长的负面影响^[59];在模型 2 和 3 中,回归结果表明波动对银行贷存比和股票市值比相对较高的国家的经济增长负面影响更大,这在一定程度上与 Hellmann et al. 的观点一致。他们认为较高的银行贷存比有时意味着银行存在过度借贷的动机,将为银行坏账和金融危机爆发埋下隐患;另一方面,虽然股票市场的发展在一定程度上可以消除信息不对称性、降低企业的直接融资成本,但也会使波动的传导由于各方紧密的联系而更具扩散性,进而加剧经济波动^[60]。

第二,金融发展指标在 3 组回归方程中也都显著为正。具体来说,在模型 1 中表明在银行资产收益率较高的国家,其对经济增长的促进作用更为显著;模型 2 中 $fins$ 在两组样本中的表现与模型 1 中 $finr$ 指标存在差异是与指标本身表示的含义有关,因为较高的银行贷存比往往意味着银行存在过度借贷的可能性较高,也就意味着更大的风险;模型 3 中表明在股票市场刚刚起步的时候其对经济增长的促进作用更加显著,对此可从股票市场资金供求双方的影响方面进行解释:对资金需求方来说,股票市场的出现使他们可以改变以往仅能依靠自有资金或银行贷款等途径进行融资的状况,转向通过发行股票进行直接融资,在丰富融资方式的同时降低了融资成本;对资金供给方来说,股票市场未出现时,他们只能将闲置资金存入银行以赚取少许利息,股票市场的出现为多元化投资提供了机会,从而大大提高了其资本收益率,由此可知,股票市场的出现使整个经济的资金配置效率大幅提高。随着股票市场发展成熟,其对经济增长仍发挥促进作用,但资本收益边际递减效应的存在使股票市场对经济增长的促进作用会有所弱化。

第三, div 全部为正,这是由于金融发展水平高的国家常常是发达国家,而水平低的国家往往为发展中国家,由前文对生产结构多样化回归结果的分析可知,多样化生产结构也会随经济发展水平的提升而对经济增长存在边际递减效应。此外,各控制变量的符号和显著性也基本符合理论预期。

表 4 基于金融发展指标的分组回归分析

方程	变量	模型 1		模型 2		模型 3	
		above	below	above	below	above	below
(1)	<i>finr</i>	0.146 *** (3.66)	0.094 *** (4.97)				
	<i>fins</i>		(1.79)	0.004* (2.57)	0.038 ***		
	<i>stmc</i>				(1.87)	0.003* (4.00)	0.097 ***
	σ	-1.328 (1.14)	-1.575 ** (1.94)	-0.942 *** (2.39)	-0.913 *** (2.23)	-1.496* (1.69)	-1.003 ** (2.02)
	<i>div</i>	0.045 (1.10)	0.275 ** (2.26)	0.079* (1.85)	0.178 ** (2.07)	0.017 ** (1.94)	0.421 *** (3.77)
	<i>inv</i>	0.104 *** (3.42)	0.126 *** (3.24)	0.151 *** (3.82)	0.153 *** (4.99)	0.154 *** (3.79)	0.159 *** (3.74)
	<i>hc</i>	0.136 (0.27)	2.383 *** (3.36)	1.110 ** (1.97)	2.228 *** (3.26)	2.616 *** (2.44)	0.928 *** (5.32)
	<i>tfp</i>	0.546 *** (7.05)	0.695 *** (7.47)	0.319 *** (6.31)	0.404 *** (6.11)	0.111 *** (5.76)	0.228 *** (11.31)
	<i>gov</i>	0.103 ** (2.13)	0.157 *** (2.91)	0.255 *** (4.70)	0.085* (1.74)	0.145 *** (3.12)	0.229 *** (3.05)
	<i>openness</i>	0.004 (1.57)	0.007* (1.65)	0.006* (1.86)	0.011 ** (2.04)	0.002 (0.45)	0.039 *** (5.21)
	<i>fdiinp</i>	0.008 (0.28)	0.011 (0.39)	0.020 (0.55)	0.001 (1.06)	0.007 (0.42)	0.055* (1.74)
	<i>constant</i>	21.581 *** (5.71)	22.229 *** (6.24)	23.809 *** (4.42)	25.099 *** (4.62)	23.819* (1.73)	26.612 *** (5.71)
(2)	<i>L. arch</i>	0.211* (1.86)	0.408 ** (2.16)	0.162 ** (2.19)	0.157* (1.86)	0.069* (1.68)	0.072 *** (5.40)
	<i>constant</i>	7.147 *** (5.84)	7.158 *** (4.64)	9.266 *** (9.92)	8.337 *** (7.16)	5.903 *** (8.24)	3.455 *** (2.92)
	<i>N</i>	374	455	462	308	325	305

注: 括号内为 *t* 值的绝对值; ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

Chinn et al. 在对一国金融发展与制度水平的关系研究中发现,政府治理水平直接影响到一国的法律、制度等环境,从而对金融市场功能的发挥具有重要的影响^[61]。基于此,本文接下来通过引入制度与金融发展指标的交互项来考察制度在金融发展的经济增长效应中所发挥的作用。具体操作中,本文选用银行资产回报率(*finr*)和股票市值比(*stmc*)作为金融发展变量,回归结果如表 5 所示。

从回归结果可以看出,在原有变量方面,各变量与经济增长的关系基本没有发生大的变化,在这里我们就不做过多的解释,此处我们关注的焦点主要集中在交互项的回归系数上。4 个回归结果中交互项的系数均显著为正,表明随着一国政府治理水平的提升,金融发展对经济增长的促进作用会有所加强。其中,法制水平(*rl*)衡量公众遵守社会规章

的程度,政府效能(*ge*)衡量政府政策制定和执行的独立程度及可信度,两个变量分别从法律的遵守和制定执行角度体现一个国家的法制建设水平。可见,高水平的政府治理水平确实可以通过提高整个社会体系的集体理性和降低道德风险来增加整个金融体系的运行效率,为经济发展提供良好的软环境,这也进一步证实了各国大力加强法律制度建设的必要性。

三、结语

针对近年来多次由金融危机引发的区域性或全球经济波动,结合以美国为代表的发达国家加紧迫制造业和以中国为代表的发展中国家大力倡导供给侧改革的时代背景,本文尝试从金融发展和

表5 引入制度和金融发展指标交互项的回归分析

方程	变量	模型1	模型1	模型2	模型2
(1)	<i>stmc</i>	0.012** (2.20)	0.013** (2.17)		
	<i>stmcr1</i>	0.004** (2.06)			
	<i>stmcge</i>		0.005** (2.16)		
	<i>fur</i>			0.358*** (6.00)	0.281*** (4.92)
	<i>furrl</i>			0.442*** (6.33)	
	<i>furge</i>				0.497*** (6.99)
	σ	-1.051*** (4.47)	-1.089*** (4.57)	-0.754** (2.09)	-0.573* (1.90)
	<i>div</i>	0.108** (2.09)	0.095** (1.96)	0.064* (1.74)	0.027* (1.82)
	<i>inv</i>	0.119*** (4.19)	0.117*** (4.08)	0.117*** (4.71)	0.110*** (4.40)
	<i>hc</i>	1.844*** (3.14)	1.865*** (3.19)	1.727*** (4.76)	1.704*** (4.70)
	<i>tfp</i>	0.518*** (11.47)	0.523*** (11.21)	0.342*** (12.44)	0.383*** (14.00)
	<i>gov</i>	0.168*** (3.65)	0.170*** (3.73)	0.188*** (5.46)	0.181*** (5.43)
	<i>openness</i>	0.005 (1.11)	0.005 (1.13)	0.007* (1.79)	0.006* (1.87)
	<i>fdiinp</i>	0.010 (0.56)	0.009 (0.51)	0.010 (0.56)	0.008 (0.61)
<i>constant</i>	22.718*** (7.40)	22.474*** (7.29)	20.992*** (7.97)	21.411*** (8.97)	
(2)	<i>L. arch</i>	0.346*** (5.13)	0.343*** (5.16)	0.267*** (3.84)	0.339*** (4.82)
	<i>constant</i>	7.385*** (10.97)	7.396*** (11.03)	7.479*** (12.13)	7.069*** (12.26)
	<i>N</i>	630	630	829	829

注: 括号内为 *t* 值的绝对值, ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

生产结构多样化视角对经济增长与波动的关系进行分析。具体而言,我们首先选取 2000~2014 年 160 个国家的样本建立面板数据,采用 Arch-in-mean 模型细致考察金融发展和生产结构多样化对经济增长和经济波动的影响,结果发现两者对经济增长都有直接促进作用,且以银行为主导的金融体系和以股票市场为主导的金融体系在促进经济增长的过程中所发挥的作用不尽相同;为进一步验证经济波动及其他变量对经济增长的影响是否会因生产结构多样化和金融发展水平的不同而存在差异,我们分别以这两个指标的中位数为界对样本进行分

组回归,结果发现两者均会通过弱化经济波动对增长的负面作用间接促进经济增长;最后,考虑到一国的制度建设水平可能对其金融发展的经济增长功能有调节作用,我们引入该指标与金融发展指标的交互项进行实证检验,结果发现高水平的政府治理和法制建设水平的确可以通过提高整个金融体系的运行效率来促进经济增长。

上述结论对于中国政府宏观政策的制定具有重要的参考价值。目前中国经济已全面进入“新常态”的新阶段,经济波动加剧和经济增速放缓的现象仍然存在,近年来中国政府一直在积极推进供给侧改革。因此,本文拟从金融发展和生产结构多样化角度提出具有针对性的政策建议。首先,结合当前中国金融体系所呈现出的银行主导、股市发展尚处于发展阶段的特点,中国政府应进一步完善银行体系,打破国有银行的垄断地位,让商业银行和中小银行在市场经济中发挥更多作用,使银行业成为充分竞争和高效率的行业;政府还应加快建设以股票证券市场为代表的多层次、广覆盖、可持续的金融服务体系,以此拓宽企业获得资金的方式、提高资金供求双方的匹配度,从而为国家供给侧改革提供融资支持。其次,供给侧改革要在稳步淘汰落后产能的同时,重视产业结构的优化升级,以期经济培育新的增长点。为此,政府要在引导传统制造业转型升级的同时鼓励劳动密集型服务业的发展,通过经济结构的调整提高资源的配置效率,同时要加大教育投入并鼓励通过专业培训提高劳动力素质,进而实现经济增长质量和数量的双重提升。最后,政府还应坚持稳健化、规则化的改革,避免阻碍金融发展对经济增长促进作用的发挥,从而为经济增长潜力的充分释放提供健康的软环境。

需要说明的是,本文主要基于金融体系视角,从金融中介和股票市场两个方面考察金融发展影响经济增长与经济波动关系的机制。实际上,金融发展影响二者关系的机制远不止这两种。因此,未来的研究可以从金融发展的其他角度探索其对经济增长与经济波动之间关系的影响。此外,经济增长和经济波动之间的关系与诸多因素有关,金融发

展和生产多样性只是其中较为关键的因素。限于篇幅,本文主要研究金融发展和生产多样性在经济波动与经济增长的关系中所起的作用,探究其他重要因素的影响可作为今后进一步研究的方向。

参考文献:

- [1] Omar J. Growth and volatility in resource-rich countries: does diversification help? [J]. *Structural Change and Economic Dynamics* 2015, 35(4): 38-55.
- [2] Haddad M, Lim J J, Pancaro C et al. Trade openness reduces growth volatility when countries are well diversified [J]. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* 2013, 46(2): 765-790.
- [3] Cadot O, Carrère C, Strauss-Kahn V. Export diversification: what's behind the hump? [J]. *Review of Economics and Statistics* 2011, 93(2): 590-605.
- [4] Black F. *Business cycles and equilibrium* [M]. New York: Basil Blackwell, 1987.
- [5] Grier K B, Tullock G. An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951~1980 [J]. *Journal of Monetary Economics* 1989, 24(2): 259-276.
- [6] Keynes J M. *The general theory of interest, employment and money* [M]. New York: Prometheus Books, 1997.
- [7] Bernanke B S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1983, 98(1): 85-106.
- [8] Woodford M. Self-Fulfilling expectations and fluctuations in aggregate demand [J]. *Nber Working Papers*, 1990, 3361: 1-39.
- [9] Pindyck R S. Irreversibility, uncertainty, and investment [J]. *Journal of Economic Literature*, 1991, 29(3): 1110-1148.
- [10] Martin P, Rogers C A. Long-term growth and short-term economic instability [J]. *European Economic Review*, 2000, 44(2): 359-381.
- [11] Rafferty M C. Growth-business cycle interaction: a look at the OECD [J]. *International Advances in Economic Research* 2004, 10(3): 191-201.
- [12] Lin S C, Kim D H. The link between economic growth and growth volatility [J]. *Empirical Economics* 2014, 46(1): 43-63.
- [13] Abate G D. On the link between volatility and growth: a spatial econometrics approach [J]. *Spatial Economic Analysis* 2016, 11(1): 27-45.
- [14] 邵军, 徐康宁. 转型时期经济波动对中国生产率增长的影响研究 [J]. *经济研究* 2011(12): 97-110.
- [15] 陈昆亭, 周炎, 龚六堂. 短期经济波动如何影响长期增长趋势? [J]. *经济研究* 2012(1): 42-53.
- [16] 卢二坡, 吕介民, 张焕明. 中国制造业行业短期波动对长期增长的影响研究——基于 CPMG 估计方法 [J]. *财经研究* 2014, 40(3): 63-72.
- [17] Mckinnon R. *Money and capital in economic development* [M]. Washington D C: Brookings Institution, 1973.
- [18] Shaw E. *Financial deepening and in economic development* [M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [19] Rajan R G, Zingales L. Which capitalism? lessons from the east Asian crisis [J]. *Journal of Applied Corporate Finance*, 1998, 11(3): 40-48.
- [20] Arestis P, Demetriades P O, Luintel K B. Financial development and economic growth: the role of stock markets [J]. *Journal of Money, Credit and Banking* 2001, 33(1): 16-41.
- [21] Yang Y Y, Yi M H. Does financial development cause economic growth? implication for policy in Korea [J]. *Journal of Policy Modeling* 2008, 30(5): 827-840.
- [22] Odusola A F, Akinlo A E. Output, inflation, and exchange rate in developing countries: an application to Nigeria [J]. *The Developing Economies* 2007, 39(2): 199-222.
- [23] Hassan M K, Sanchez B, Yu J S. Financial development and economic growth: new evidence from panel data [J]. *Quarterly Review of Economics & Finance*, 2011, 51(1): 88-104.
- [24] Cecchetti S G, Kharroubi E. Reassessing the impact of finance on growth [EB/OL]. (2012-07-01) [2019-04-03]. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download;jsessionid=F235299B7591A2D90EC0C50CFC6230AC?doi=10.1.1.259.9660&rep=rep1&type=pdf>.
- [25] Arcand J L, Berkes E, Panizza U. Too much finance? [EB/OL]. (2012-12-01) [2019-04-03]. https://www.wto.org/english/res_e/reser_e/gtdw_e/wkshop12_e/panizza.pdf.
- [26] Samargandi N, Fidrmuc J, Ghosh S. Financial develop-

- ment and economic growth in an oil-rich economy: the case of Saudi Arabia [J]. *Economic Modelling* 2014 43 (8): 267-278.
- [27] Bernanke B ,Gertler M ,Gilchrist S. The financial accelerator and the flight to quality [J]. *Review of Economics & Statistics* 1996 78(1): 1-15.
- [28] Denizer C A ,Iyigun M F ,Owen A. Finance and macro-economic volatility? [EB/OL]. (2000-06-14) [2019-02-03]. <https://econwpa.ub.uni-muenchen.de/econ-wp/mac/papers/0004/0004015.pdf>.
- [29] Larrain B. Do banks affect the level and composition of industrial volatility? [J]. *The Journal of Finance* 2006 , 61(4): 1897-1925.
- [30] 王宇鹏,赵庆明. 金融发展与宏观经济波动——来自世界214个国家的经验证据[J]. *国际金融研究* 2015 (2): 3-13.
- [31] 王翔,李凌. 中国的金融发展,经济波动与经济增长: 一项基于面板数据的研究[J]. *上海经济研究* 2009 (2): 34-43.
- [32] 姚耀军,鲍晓辉. 金融中介发展平抑了经济波动吗? ——来自中国的经验证据[J]. *财经研究* 2013 , 39(1): 61-70.
- [33] Singer H W. The distribution of gains between investing and borrowing countries [J]. *American Economic Review* 1950 40(2): 473-485.
- [34] Bleaney M ,Greenaway D. The impact of terms of trade and real exchange rate volatility on investment and growth in sub-Saharan Africa [J]. *Journal of Development Economics* 2001 65(2): 491-500.
- [35] Hausmann R ,Rodrik D. Economic development as self discovery [J]. *Journal of Development Economics* 2002 , 72(2): 603-633.
- [36] Nicet-Chenaf D ,Rougier E. FDI ,diversification and growth: an empirical assessment for MENA countries [J]. *Journal of International Trade & Economic Development An International & Comparative Review* ,2008 ,20(4): 507-533.
- [37] Papageorgiou C ,Spatafora N. Economic diversification in LICs: stylized facts and macroeconomic implications [EB/OL]. (2012-12-14) [2019-04-03]. <http://pdfs.semanticscholar.org/2e44/2463456bc3132371484c2c6b4a58c34a09dd.pdf>.
- [38] Engle R F ,Lilien D M ,Robins R P. Estimating time varying risk premia in the term structure: the arch-m model [J]. *Econometrica* 1987 55 (2): 391-407.
- [39] Ramey G ,Ramey V A. Cross-country evidence on the link between volatility and growth [J]. *The American Economic Review* ,1995 85(5): 1138-1151.
- [40] Imbs J. Growth and volatility [J]. *Journal of Monetary Economics* 2007 54 1848-1862.
- [41] Edwards J A ,Yang B. An empirical refinement of the relationship between growth and volatility [J]. *Applied Economics* 2009 41(11): 1331-1343.
- [42] Ploeg R ,Poelhekke S. The volatility curse and financial development: revisiting the paradox of plenty [J]. (2009-04-01) [2019-05-01]. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/26660/1/599465190.PDF>.
- [43] Alshehry A S ,Belloumi M. Energy consumption ,carbon dioxide emissions and economic growth: the case of Saudi Arabia [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* , 2015 41(1): 237-247.
- [44] Égert B. Public debt ,economic growth and nonlinear effects: myth or reality? [J]. *Journal of Macroeconomics* 2015 43: 226-238.
- [45] Aghion P ,Bacchetta P ,Banerjee A. Financial development and the instability of open economies [J]. *Journal of Monetary Economics* 2004 51(6): 1077-1106.
- [46] 赵振全,张宇. 中国股票市场波动和宏观经济波动关系的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究* 2003 20 (6): 143-146.
- [47] 唐志军,徐会军,巴曙松. 中国房地产市场波动对宏观经济波动的影响研究 [J]. *统计研究* 2010 ,27(2): 15-22.
- [48] Goldsmith R W. *Financial structure and development* [M]. New Haven: Yale University Press ,1969.
- [49] King R G ,Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. *Policy Research Working Paper Series* 1993 108(3): 717-737.
- [50] Holmstrom B ,Tirole J. Financial intermediation ,loanable funds ,and the real sector [J]. *The Quarterly Journal of Economics* 1997 112(3): 663-691.
- [51] Jensen M C ,Murphy K J. Performance and top management incentives [J]. *Journal of Political Economy* 1990 , 98: 225-264.

- [52] Peter L R A ,Paul W B. Equity markets and growth: cross-country evidence on timing and outcomes ,1980 ~ 1995 [J]. *Journal of Banking & Finance* 2000 24(12) : 1933-1957.
- [53] Bencivenga V R ,Smith B D ,Starr R M. Transactions costs ,technological choice ,and endogenous growth [J]. *Journal of Economic Theory* ,1995 67(1) : 153-177.
- [54] Psacharopoulos G. Returns to investment in education: a global update [J]. *Policy Research Working Paper Series* ,1993 ,12(2) : 111-134.
- [55] Lee J W ,Barro R J. Schooling quality in a cross section of countries [J]. *Economica* 2010 68(272) : 465-488.
- [56] 武力超. 国外资本的流入是否总是促进经济增长 [J]. *统计研究* 2013 30(1) : 53-60.
- [57] Malik A ,Temple J R W. The geography of output volatility [J]. *Journal of Development Economics* 2009 90(2) : 163-178.
- [58] Acemoglu D ,Johnson S ,Robinson J A. Reversal of fortune: geography and institutions in the making of the modern world income distribution [J]. *The Quarterly Journal of Economics* 2002 ,117(4) : 1231-1294.
- [59] Aghion P ,Angeletos G M ,Banerjee A ,et al. Volatility and growth: credit constraints and the composition of investment [J]. *Journal of Monetary Economics* ,2010 ,57(3) : 246-265.
- [60] Hellmann T F ,Murdock K C ,Stiglitz J E. Liberalization , moral hazard in banking ,and prudential regulation: are capital requirements enough? [J]. *American economic review* 2000 90(1) : 147-165.
- [61] Chinn M D ,Ito H. What matters for financial development? capital controls ,institutions ,and interactions [J]. *Journal of Development Economics* ,2006 ,81 (1) : 163-192.