

金融发展、财政支出与经常项目调整 ——基于面板 ARDL 模型的研究

刘 方，孙 暖

(云南师范大学 经济与管理学院, 云南 昆明 650500)

摘要:利用我国31个省(自治区、直辖市)2007—2016年的面板数据,运用面板自回归分布滞后模型,探讨了金融发展、财政支出对经常项目余额的长短期影响。结果表明:长期内金融发展、财政支出均显著负向、正向影响各地区经常项目余额;短期内,财政支出增加将会缩小经常项目余额,而金融发展则不具有显著作用。因此,在我国经常项目持续调整的过程中,各地区应充分利用市场化的金融手段替代行政性的财政手段,以保证经常项目的持续平衡。

关键词:金融发展;财政支出;面板 ARDL;截面相关性检验

中图分类号:F832.6 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-0098(2020)02-0033-08

自1994年以来,我国开始出现持续的对外贸易顺差,其后受金融危机冲击、外部需求疲弱等因素影响,我国对外贸易顺差虽有所下降,贸易失衡问题有所缓解但依然存在,持续的贸易顺差已经引起不少学者的关注。但是,一国贸易失衡具有其深刻的国内经济缘由和外部经济环境,它不仅受制于该国的产业结构、经济结构、消费结构等结构性因素,而且也可能与该国的经济金融发达水平密切相关。鉴于经常项目顺差在学界、政界的普遍关注,我们有必要重新从财政和金融的视角解释和验证二者对经常项目余额的长短期影响,这对我国经常项目顺差调整具有更加的现实指导意义。

一、文献述评

经常项目失衡的决定因素在经济学、国际贸易学中已经得到了大量研究,探讨了诸如汇率变动、货币政策、收入分配等因素对经常项目的影响。近年来,国内外诸多研究强调了金融发展在形成全球失衡以及中国经常账户顺差方面的作用,这些研究或使用跨国面板数据实证分析,或进行理论层面的解析,或是二者兼有。

针对全球失衡及美国失衡问题,Mendoza et al.(2007)^[1]模拟发现,国际金融一体化可能导致更多的金融发达区域积累更多的净负债总额。进一步地,Mendoza et al.(2009)^[2]使用国内私人部门贷款与GDP之比衡量金融发展,研究发现金融发展与净出口和经常账户失衡呈负相关关系。与此不同的是,Gruber &Kamin(2009)^[3]却发现,很少有证据表明金融发展有助于解释全球经济账户失衡,也不能解释美国经常账户赤字问题。但国内学者如刘钻石和张娟(2010)^[4]认为,金融深化与经常项目具有稳定的协整关系,金融深化差异是导致全球失衡长期存在的重要原因(杨珍增,2010)^[5]。王栋贵(2013)^[6]的综述表明,美国金融发展优势得到了经验研究的肯定,即美国高度的金融发展导致了全球经济失衡。陆建明等(2011)^[7]、陆建明和杨珍增(2011)^[8]从创新和生产的垂直分工视角,也论述了金融发展与经常项目失衡具有密切关系,金融发展与经常项目余额存在反向关系。潘雅琼(2016)^[9]运用1986—2013年59个国家的面板数据,研究发现无论是发达国家还是发展中国家,金融发展均显著负向影响经常项目余额。安蕾(2018)^[10]使用82个国家的面

收稿日期:2019-10-05

基金项目:国家自然科学基金项目(71163047);云南省哲学社会科学规划青年项目(QN2017011)

作者简介:刘 方(1986-),男,贵州毕节人,博士(后),副教授,研究方向为国际金融、银行管理和金融发展。

板 VAR 模型,研究发现金融发展差异解释了资本从发展中国家流向发达国家,也解释了美国吸引了大量资本,(高度)金融发展将会恶化美国的经常项目。

针对中国经常账户失衡,王叙果(2006)^[11]从金融约束视角论证了经常项目失衡的原因,认为要缓解我国经常项目失衡,必须推动金融深化,解决金融约束问题。顾国达和麻晔(2015)^[12]的研究结果与此观点一致。许雄奇等(2006)^[13]从财政赤字视角研究中国的贸易余额,结果发现财政赤字增加,贸易余额随之增加,但刘伟和李传昭(2005)^[14]却认为,我国财政赤字的增加长期内改善经常项目顺差。刘伟和陈静(2011)^[15]认为,金融深化和财政支出对中国经常项目具有重要影响,而且金融发展的影响处于上升趋势,但财政支出的影响处于下降趋势,这与雷达和赵勇(2009)^[16]的研究结论一致。张少华和潘晓晓(2016)^[17]基于半参数时变系数模型,发现中国财政账户(指财政收入、财政支出和财政余额)与经常账户存在非线性关系,而且“生产型财政”特征是导致中国经常项目顺差的重要因素。宋晓东(2013)^[18]从金融结构视角,探讨了金融结构与国际收支失衡的关系,指出我国金融结构失衡是导致国际收支失衡的重要因素,必须优化金融结构纠正国际收支失衡。

综上所述,国外研究主要是针对全球经济失衡以及美国经济失衡问题,从金融发展视角进行解析和论证。国内研究既针对全球经济失衡,也针对中美两国经济失衡问题从金融发展(或金融深化、金融结构)视角进行理论与实证分析,但对中国金融发展、财政支出与经常项目余额的相关研究,则多数使用的是时间序列数据,较少使用面板数据。为弥补上述不足,本文利用我国 31 个省(自治区、直辖市)的面板数据,利用面板自回归分布滞后模型,同时考察金融发展、财政支出对经常项目余额的长短期影响,为我国经常项目调整提供金融、财政类的新思路、新视角。

二、理论分析

根据宏观经济学理论,开放条件下的国民收入恒等式可表示为:

$$Y = C + I + G + NX \quad (1)$$

式(1)中,令 $S = Y - C - G$, 则式(1)可变形为:

$$NX = S - I \quad (2)$$

式(2)意味着,在不考虑净要素收入的情况下,经常项目余额可表示为净出口,也即 $CA = EX - IM = S - I$, 是储蓄(S)和投资(I)的差额。在封闭经济条件下, $NX = 0$ 。在开放经济条件下, NX 取决于储蓄大于还是小于投资,从而决定了经常项目差额的大小。

为了区分私人储蓄、公共储蓄以及私人投资和公共投资,我们将式(2)进一步改写为式(3),表示如下:

$$\begin{aligned} CA &= (S_p + S_g) - (I_p + I_g) \\ &= (S_p - I_p) + (S_g - I_g) \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中, S_p, S_g, I_p, I_g 分别表示私人储蓄、公共储蓄、私人投资和公共投资。因此,式(3)可将经常项目余额理解为私人储蓄投资差额和公共储蓄投资差额之和。当公共储蓄投资差额一定时,私人储蓄投资差额的变动将会影响经常项目余额的变动。

根据王叙果(2006)、刘伟和陈静(2011)的分析,金融发展通过影响私人储蓄和私人投资进而影响到经常项目,而财政支出虽然对公共储蓄和公共投资有直接的影响,但其最终取决于私人储蓄和投资。一方面,若私人储蓄边际倾向不变,那么财政支出增加刺激经济增长,带动国民可支配收入和私人可支配收入的提高,从而引起私人储蓄的上升。另一方面,财政支出的增加可能导致利率上升或经济增长,对私人投资则会产生“挤出效应”或“挤入效应”,从而影响私人储蓄投资缺口。

三、研究设计

(一) 模型设计

根据研究目的,考虑金融发展、财政支出与经常项目的长期均衡关系,我们建立面板自回归分布滞后模型(刘方和杨赫,2019)^[19],并使用 MG(Mean Group Estimator)、PMG(Pooled Mean Group) 和 DFE(Dynamic

Fixed Effects)^①三种方法进行估计。

根据 Pesaran et al. (1999)^[20],三变量的动态异质性面板 ARDL 模型可以写成 ARDL(p, q, m) 的形式,p 为因变量的最大滞后期数,q、m 为自变量最大滞后期数。因此,动态面板 ARDL(p, q, m) 模型可以写为:

$$CA_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} CA_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} FD_{i,t-j} + \sum_{j=0}^m \gamma_{ij} GOV_{i,t-j} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, CA_{it} 表示第 i 省(区) t 年的净出口余额,该指标为负表示净出口逆差,反之,净出口顺差。 FD_{it} 表示第 i 省(区) t 年的金融发展水平, GOV_{it} 表示第 i 省(区) t 年的财政支出水平。 λ 、 δ 、 γ 分别表示不同滞后期自变量的回归系数(下同), u_i 表示截面固定效应, ε_{it} 为随机误差项, j 表示滞后阶数。

若式(1)中的变量在所有截面上均是一阶差分平稳过程(即 I(1) 单整序列)并存在协整关系,那么其误差项在所有截面上也应该是平稳序列 I(0),即存在长期均衡关系。误差修正模型为:

$$\begin{aligned} \Delta CA_{it} = & \phi_i (CA_{i,t-1} - \theta_{1,i} FD_{i,t} - \theta_{2,i} GOV_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta CA_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta FD_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{m-1} \gamma_{ij}^* \Delta GOV_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)中, ϕ_i 是误差修正系数(也即调整系数), θ_1 、 θ_2 为长期均衡系数。

(二) 估计方法

1. 截面相关性检验。对于截面数大于时间数的短面板($N > T$)而言,使用面板 ARDL 模型必须进行截面相关性检验,也即 CD 检验,该方法是由 Pesaran(2004)^[21] 提出。其检验原理如下:

考虑一个一般的面板数据模型:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (6)$$

式(6)中, μ_i 表示个体固定效应, β_i 为估计系数, y_{it} 、 x_{it} 分别为被解释变量和解释变量, i 、 t 分别表示截面和时间跨度。

CD 检验统计量为:

$$CD_p = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (7)$$

式(7)中, $\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T e_{it}^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T e_{jt}^2}}$, e_{ij} 为式(6)中使用最小二乘法估计的残差值。

2. 截面 ADF 检验。若存在截面相关,对面板数据进行 ARDL 回归前,必须检验所有变量的平稳性,常用的方法主要是截面 ADF 检验(CADF),该方法也称为 Pesaran-CADF 检验,主要是 Pesaran(2007)^[22] 提出的。其检验原理是用截面个体均值的滞后期和截面个体的一阶差分进行 OLS 回归,并计算 CADF 统计量。考虑如下的模型:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i \bar{y}_{t-1} + \varphi_i \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

利用 OLS 估计式(8),得到 Pesaran-CADF 检验统计量为:

$$CADF = t_i(N, T) = \frac{\Delta y'_{i,T} \bar{M}_w y_{i-1}}{\sigma_i \sqrt{y'_{i,T-1} \bar{M}_w y_{i-1}}} \quad (9)$$

式(9)中, $\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{iT})'$, $y_{i,-1} = (y_{i,0}, y_{i,1}, \dots, y_{i,T-1})'$, $\bar{M}_w = \mathbf{I}_T - \bar{W} (\bar{W}' \bar{W})^{-1} \bar{W}'$, $\bar{W} = (\tau, \bar{y}, \bar{y}_{-1})$, $\Delta \bar{y} = (\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_2, \dots, \Delta \bar{y}_T)'$, $\bar{y}_{-1} = (\bar{y}_0, \bar{y}_1, \dots, \bar{y}_{T-1})'$, $\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y'_{i,T} \bar{M}_{i,w} \Delta y_i}{T-4}$, $M_{i,w} = \mathbf{I}_T - G_i (G'_i G_i)^{-1} G'_i$, $G_i = (y_{i,-1}, \bar{W})$ 。

^① PMG 假设不同组之间的长期系数是一致的, MG 则假设不同组之间的系数是不同的, DFE 则要求截距项、不同组之间的短期系数和长期系数是一致的。

(三) 数据来源

1. 经常项目余额。反映经常项目余额变化的有两个指标:一是当年进出口贸易余额占当年进出口总额的比重(NX),二是当年进出口贸易余额占当年该地区GDP的比重(NXG) (顾国达和麻晔,2015),一般文献通常采用后者,为了便于与其他文献的比较,本文采取第二种度量方式,数据来源于历年《中国统计年鉴》。由于获取的是每个省份(自治区、直辖市)的面板数据,因而仅考虑了货物进出口差额,未能完全考虑服务贸易、转移支付,与国家外汇管理局公布的经常项目余额不同。在不考虑净要素收入的情况下,净出口与经常项目余额相等。

2. 金融发展。关于金融发展指标的度量,Goldsmith(1969)^[23]最早提出金融相关比率(FIR),即在某一时点上现存金融资产总额与国民财富之比来衡量一国的金融发展水平。McKinnon(1973)^[24]则采用货币存量(M2)与国民生产总值(GDP)之比来衡量一国或地区金融发展,此时M2/GDP也称金融深化率。Levine(1997)^[25]、Crinò & Ogliari(2017)^[26]等使用商业银行向私人部门提供的信贷占GDP之比来衡量一国或地区的金融发展,而Svyrydzenka(2016)^[27]将金融发展分解为深度、进度和效率3个方面,并构建了金融市场发展和金融机构发展两方面指数,运用主成分方法合成金融发展指标。

由于中国缺乏省份或地区的金融资产、M2和金融效率等数据,因此本文主要采用金融机构贷款余额占GDP之比表示金融发展水平。金融机构贷款额数据来自于历年《中国金融年鉴》,各地区生产总值GDP的数据来自于国家统计局历年《中国统计年鉴》。

3. 财政支出。大多数文献通常采用政府财政支出占GDP的比重来衡量,该指标反映了一个地区政府对经济活动的干预程度。但是,国防和教育类等支出并不反映政府对微观经济活动的干预程度,根据孔东民等(2012)^[28]、李强和李书舒(2017)^[29],我们采用地方财政一般预算支出扣除国防、公共安全、文化、教育、科学技术、卫生、事务类支出后的余额占GDP的比重(GOV)表示政府的财政支出,数据来源于国家统计局历年《中国统计年鉴》。

(四) 统计描述

表1报告了主要变量的相关性检验及描述统计结果。从中不难发现,经常项目余额与金融发展的偏相关系数为-0.46,财政支出与经常项目余额的偏相关系数为0.06,表明了金融发展与经常项目余额负相关,财政支出与经常项目余额正相关。

表1 主要变量的相关系数及描述统计

	CA	FD	GOV
FD	-0.4559	1.00	
GOV	0.0629	0.1598	1.00
最小值	-107.92	55.28	3.81
平均值	1.03	118.03	12.34
最大值	32.31	265.08	72.19
中位数	1.94	109.11	9.97
75% 分位数值	5.77	138.03	12.48

2007-2016年,我国31个省(自治区、直辖市)经常项目余额占地区生产总值最低为-107.92%,最高达到32.31%,平均仅有1.03%,表明各省(自治区、直辖市)经常项目余额差异较大。分区域来看,在2007-2016年10年间,北京、上海、天津、吉林、内蒙古、海南和甘肃的平均净出口为负,出现经常项目逆差,其中以北京逆差最大(见图1);山西、黑龙江的平均净出口接近0,保持较好的进出口平衡,其余大部分省区均保持了较高的经常项目顺差,各省(自治区、直辖市)的金融发展、财政支出也存在显著差异。

四、实证分析

(一) Pesaran - CD 检验

由于面板数据的特征,可能会有某种共同冲击如全球金融危机影响所有省份,从而导致截面相关性的出

现,因此我们采用截面相关性检验(Pesaran-CD)来进行,结果如表2所示^①。由表2可知,经常项目余额(CA)、金融发展(FD)和财政支出(GOV)的CD统计值分别为11.64、59.94和43.90,而且均在1%的水平下显著,说明三者存在截面相关性。

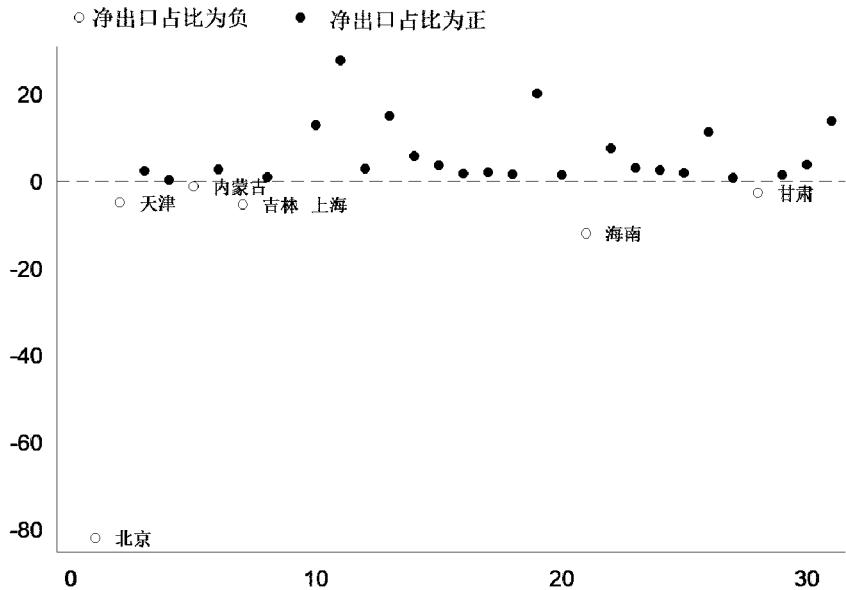


图1 各地区平均经常项目余额/GDP比较

资料来源:作者测算

表2 全国样本的Pesaran CD检验

变量	Pesaran CD 检验值	相应的伴随概率
CA	11.64	0.000
FD	59.94	0.000
GOV	43.90	0.000

注:原假设为截面不相关。

(二) Pesaran-CADF检验

当面板数据存在截面相关时,传统的单位根检验方法(比如,ADF、PP、KPSS)均无效。如果Pesaran-CD检验结果显示存在截面相关,则采用考虑截面相关因素的Pesaran-CADF面板单位根检验,检验结果如表3所示。从表3可知,经常项目余额(CA)、金融发展水平(FD)、财政支出水平(GOV)均是平稳过程I(0),符合ARDL模型对变量是I(1)或I(0)的要求。

表3 全国样本的Pesaran-CADF单位根检验

变量	水平变量检验结果的t值(p)
CA	-3.290(0.000)***
FD	-9.374(0.000)***
GOV	-5.652(0.000)***

注:***代表1%的水平上显著异于0。

(三)长短期系数估计

假设最大滞后期为2期^②,根据SBC最小准则,最优滞后期均为1期,如图2所示,即设定ARDL(1,1,1)模型。因此,为了避免估计结果的非稳健性,我们同时使用PMG、MG和DFE三种方法来估计长期和短期

① 我们按照东、中、西部分组后,由于要求时间维度必须完整,从而使得损失样本较多,不能进行Pesaran-CD检验和Pesaran-CADF检验,故不再分组,仅进行全国样本的分析。

② 当设定滞后期为3期以上时,由于不满足矩阵条件,不能计算最优滞后期。

影响系数,估计结果见表 4。结果显示:在三种估计方法中,误差修正项的系数均显著为负,这证明变量之间存在协整关系,系数最大的为 42.7%,最小为 17.7%,说明当短期偏离长期均衡值时,将以 42.7% 的最大力度反向拉回均衡。

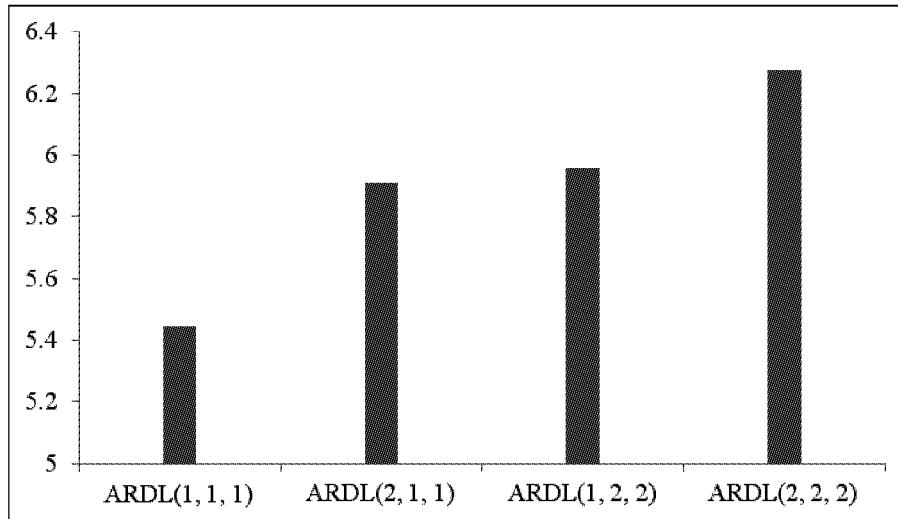


图 2 SC 准则下最优滞后期的选择过程

长期来看,在 PMG 估计中,金融发展水平(FD)对经常项目余额(CA)存在显著的负向影响,而财政支出(GOV)对其则具有显著的正向影响。这表明,平均来看,金融发展和财政支出将会显著降低和提高我国的经常项目余额,金融发展对缩小经常项目余额具有重要作用,这与潘雅琼(2016)结论一致,而财政支出则会扩大经常项目余额。同理,在 MG 和 DFE 估计当中,金融发展的估计值仍是负数,但不具有统计意义上的显著性,财政支出的估计系数为正,DFE 估计时在 1% 的水平下显著。

短期来看,金融发展变动对经常项目余额变动不具有显著的影响,但财政支出的变动对经常项目余额的变动则具有显著的负向影响。这意味着,金融发展水平的短期提高并不能消解经常项目顺差,但财政支出的短期增加则会减少经常项目余额增加,即短期内财政支出的增加有利于缩小经常项目顺差。

表 4 面板 ARDL(1,1,1) 模型估计结果

	PMG		MG		DFE	
	长期系数	短期系数	长期系数	短期系数	长期系数	短期系数
误差修正项		-0.177 *** (-3.437)		-0.376 *** (-4.696)		-0.427 *** (-8.302)
ΔFD		-0.028 (-0.799)		0.008 (0.123)		0.037 (0.575)
ΔGOV		-0.375 ** (-2.000)		-0.134 (-0.572)		-0.236 ** (-2.105)
FD	-0.032 *** (-2.951)		-0.742 (-1.448)		-0.092 (-1.380)	
GOV	0.392 *** (4.195)		12.087 (1.534)		0.613 *** (2.791)	

注:括号里为 z 值,***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著水平。

因此,在长期中,我国各地区金融发展对经常项目调整具有积极作用,但是财政支出则会扩大经常项目余额。不同的是,在短期中,金融发展对经常项目余额不具有明显的调节作用,而财政支出则具有缩小经常项目余额的作用。

五、结论与启示

一国金融发展、财政支出对经常项目余额调整具有重要的影响。文章通过运用面板自回归分布滞后模

型(P-ARDL),探讨了金融发展、财政支出对我国经常项目余额的长短期效应。结果发现:长期内,金融发展显著负向影响经常项目余额,金融发展水平的提高有利于缓解经常项目顺差;财政支出则显著正向影响经常项目余额,即财政支出会扩大经常项目顺差;短期内,金融发展对经常项目余额不具有显著的抑制作用,而财政支出对经常项目余额则具有显著的抑制作用。

因此,在我国经济转型发展过程中,需要充分利用金融因素(主要是银行信贷)调节进出口余额,推进金融适度发展,既要充分发挥金融发展对经常项目余额的调节效应,也要防止政府部门对金融资源的过度干预。同时,为避免过多依靠财政投入(干预)调节进出口差额,各地政府需要优化财政支出结构和比例,使经常项目顺差的调节从长期依赖财政投入转向依靠市场化的金融手段,从而确保各地区经常项目平衡持续。

参考文献:

- [1] Mendoza E. G. , Quadrini V. , Ríos - Rull J. V. , Corsetti G. , Yorukoglu M. . On the Welfare Implications of Financial Globalization without Financial Development [J]. NBER International Seminar on Macroeconomics, 2007, 36(1):283 - 322.
- [2] Mendoza E G, Quadrini V, Riosrull J V. Financial Integration, Financial Deepness and Global Imbalances[J]. Journal of Political Economy, 2009, 117(3):371 - 416.
- [3] Gruber J. , Kamin S. . Do Differences in Financial Development Explain the Global Pattern of Current Account Imbalances? [J]. Review of International Economics, 2009, 17(4):667 - 688.
- [4] 刘钻石,张娟. 美国经常项目与金融市场关系的实证分析[J]. 国际贸易问题,2010(9):96 - 105.
- [5] 杨珍增. 金融深化差异对贸易收支失衡的影响[J]. 南开学报(哲学社会科学版),2010(3):104 - 111.
- [6] 王栋贵. 全球经济失衡原因论争综述——被忽视的基于美国视角的解释[J]. 经济评论,2013(1):152 - 160.
- [7] 陆建明,李宏,朱学彬. 金融市场发展与全球失衡:基于创新与生产的垂直分工视角[J]. 当代财经,2011(1):49 - 63.
- [8] 陆建明,杨珍增. 创新和生产的垂直分工与全球失衡:金融发展与金融开放的影响[J]. 世界经济文汇, 2011(4):1 - 16.
- [9] 潘雅琼. 金融发展对经常项目失衡的影响[J]. 首都经济贸易大学学报,2016, 18(1):51 - 57.
- [10] 安蕾. 人口结构、金融发展与全球失衡——基于 PVAR 模型的分析[J]. 上海金融,2018(1):17 - 23.
- [11] 王叙果. 金融约束:经常项目失衡分析的新思路[J]. 财贸经济,2006(9):86 - 89.
- [12] 顾国达,麻晔. 财政支出偏向、金融约束与中国外贸失衡[J]. 国际贸易问题,2015(11):156 - 164.
- [13] 许雄奇,张宗益,康继军. 财政赤字与贸易收支不平衡:来自中国经济的经验证据(1978 - 2003)[J]. 世界经济,2006(2):41 - 50;96.
- [14] 刘伟,李传昭. 我国财政赤字与经常项目动态关系的实证分析[J]. 中央财经大学学报,2005(9):1 - 5.
- [15] 刘伟,陈静. 金融深化、财政支出与经常项目顺差[J]. 国际经贸探索,2011(7):55 - 61.
- [16] 雷达,赵勇. 中美经济失衡的性质及调整:基于金融发展的视角[J]. 世界经济,2009, 32(1):62 - 71.
- [17] 张少华,潘晓晓. 中国经常项目变动的财政解释:基于半参数变系数模型[J]. 金融理论与实践,2016(4):6 - 13.
- [18] 宋晓东. 金融结构失衡下国际收支失衡的机理分析——基于中国经济数据的实证检验[J]. 税务与经济,2012(6):23 - 28.
- [19] 刘方,杨赫. 老龄化背景下我国区域消费信贷对银行稳定的影响——基于省际面板 ARDL 和 VAR 模型的研究[J]. 金融理论与教学,2019(4):1 - 6.
- [20] Pesaran M H, Shin Y, Smith R P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels[J]. Publications of the American Statistical Association, 1999, 94(446):621 - 634.
- [21] Pesaran M H. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels[R]. IZA Discussion Papers, 2004:1 - 42.

- [22] Pesaran M H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence[J]. Journal of Applied Econometrics,2007,22(2) :265 – 312.
- [23] Goldsmith, R. W. Financial structure and development[M]. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [24] Mckinnon, R. I. Money and Capital in Economic Development[M]. Washington. D. C: The Brookings Institution, 1973.
- [25] Levine R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda[J]. Journal of economic literature, 1997, 35(2) :688 – 726.
- [26] Crinò R. , Ogliari L. . Financial Imperfections, Product Quality and International Trade[J]. Journal of International Economics, 2017(104) :63 – 84.
- [27] Svirydzenka K. . Introducing a New Broad – Based Index of Financial Development[R]. IMF Working Papers, 2016:1 – 43.
- [28] 孔东民, 傅蕴英, 康继军. 政府支出、金融发展、对外开放与企业投资[J]. 南方经济, 2012, 30(3) :66 – 82.
- [29] 李强, 李书舒. 财政支出和金融发展对经济增长的影响: 非线性效应与关联机制[J]. 财贸研究, 2017 (2) :25 – 33.

Financial Development, Fiscal Expenditure and Current Account Adjustment ——Research based on Panel ARDL Model

LIU Fang, SUN Nuan

(School of Economics and Management, Yunnan Normal University, Kunming, Yunnan 650500, China)

Abstract: Using the panel data set of China's 31 provinces over the period from 2007 – 2016, and the panel autoregressive distributed lag model, this paper aims to examine the relationship between financial development, fiscal expenditure and current account balance in the long and short – term. The results of the regression show that financial development and fiscal expenditure has significantly negative, positive effects on the current account balance respectively in the long run; in the short term, the increase in fiscal expenditure will reduce the current account balance, while financial development will not have a significant effect. Therefore, in the process of continuous adjustment of the current account surplus in China, all regions should make full use of market – based financial means to replace the administrative financial means and ensure the balance of current account continues.

Key words: financial development; fiscal expenditure; panel ARDL; cross section correlation test

(责任编辑:沈 五)