

不同类型资本账户开放与经济增长:来自中低收入国家的证据

智 琨 傅虹桥*

摘要: 本文将资本账户开放细分为直接投资开放、证券投资开放和金融信贷开放,研究了不同类型资本账户开放对中低收入国家经济增长的影响。文章利用58个中低收入国家1995-2012年的年度数据作为回归样本,采用系统广义矩估计的方法进行实证回归。研究发现,不同类型资本账户开放对中低收入国家经济增长的影响存在异质性,直接投资开放能够显著促进经济增长,而证券投资开放和金融信贷开放均对经济增长有显著的负向影响。研究为新结构经济学的相关论述提供了经验证据并为我国资本账户开放的相关讨论提供了参考。

关键词: 资本账户开放;经济增长;新结构经济学

一、引言

资本账户开放对经济增长的影响一直是学术界和政策界关心的话题。近一段时间,关于我国是否应当开放资本账户以及如何开放资本账户的讨论也越来越多。根据传统的经济学理论,资本账户开放可以给经济体带来至少以下几方面的益处:第一,资本账户开放相当于放松了一国的资本约束,能够使资源得到更为有效的配置。第二,资本账户开放提供了更多分散风险的途径,影响微观主体的投资决策和宏观经济的发展。第三,跨国资本流动常常会产生多种多样的外溢性,如技术外溢性,从而促进一国生产率等经济发展指标的优化。这些都是经济增长的有利因素。然而,诸多实证研究却发现资本账户开放对经济增长的影响是不显著或模糊的。观察现实中的案例,也发现资本账户开放与经济增长的关系不能一概而论。新加坡曾利用外商直接投资推动了本国经济的快速发展,跨越中等收入陷阱成为高收入经济体;而泰国由于资本账户开放使得本国经济直接暴露在国际资本流动当中,在1998年东南亚金融危机时遭受重创。

中低收入国家的要素禀赋与高收入国家存在显著不同,资本较为稀缺。相比高收入国家而言,中低收入国家的生产技术和管理经验相对落后,金融体系不健全,制度不完善,抵御负面冲击的能力较差。因此,资本账户开放对中低收入国家和高收入国家经济增长的影响可能是不同的。同时,根据国际收支平衡表,资本账户可细分为直接投资、证券投资和其他

* 智琨,北京大学国家发展研究院,邮政编码:100871,电子信箱:nkzhikun@163.com;傅虹桥(通讯作者),北京大学国家发展研究院,邮政编码:100871,电子信箱:fuhongqiao900824@126.com。

本文研究获得北京大学新结构经济学专项研究基金资助。作者感谢余森杰、黄益平、刘青、林发勤、王孝松和王歆几位老师的有益评论以及两位匿名审稿人的宝贵意见。当然,文责自负。

投资三类。直接投资是指一国资本为了获得长期利润,对另一国家的产业部门进行投资并建立企业,从而实现国与国之间的资源转移,其特征是投资者对非居民企业的经济管理拥有有效的控制权。证券投资指通过购买非居民政府的长期债券、非居民公司的股票或债券等方式进行投资。其他投资是一个剩余项目,凡不包括在直接投资、证券投资和储备的一切资本交易均在此记录,主要包括金融信贷。由于这三类账户对应的资本流动的性质各不相同,因此,不同类型的资本账户开放对中低收入国家经济增长的影响可能也是不同的。

林毅夫(2014)利用新结构经济学的分析框架,提出了对三类资本账户开放与经济增长关系的看法。根据新结构经济学的观点,外国直接投资对中低收入国家经济增长的影响是正向的。原因在于这部分资本直接投资于实体经济,能够促进中低收入国家的资本积累、技术创新和产业升级;同时,直接投资具有外溢性,能够带来先进的生产技术和管理经验,并扩大国外市场,助力经济发展;此外,直接投资具有长期性的特点,比较稳定,一般不会突然撤资。证券投资不直接投入实体经济,有较强的投机性质,短期行为严重,不利于中低收入国家的经济增长。最后,金融信贷对中低收入国家的经济增长有负向影响。原因在于金融信贷需要在日后还本付息,可能存在期限错配、货币错配等问题,爆发危机的风险较高;如果信贷资金的用途不符合一国的比较优势,不仅无助于经济增长,可能还会带来经济泡沫。

鉴于以上背景,本文认为,要讨论资本账户开放与各国经济增长的关系,就必须对资本账户进行细分,并考虑中低收入国家与高收入国家的不同。故本文将研究的问题聚焦在探讨不同类型资本账户开放对中低收入国家经济增长的影响,从实证角度检验新结构经济学的观点。文章遵循国际收支平衡表的编制惯例,将资本账户开放划分为直接投资开放、证券投资开放和金融信贷开放,采用基于事实(De facto)的指标体系衡量资本账户开放程度,并根据数据可得性,选择了58个中低收入国家^①1995–2012年的年度数据作为研究样本,通过面板数据系统广义矩估计的方法研究了不同类型资本账户开放的增长效应,同时进行了一系列的稳健性检验。研究为新结构经济学的相关论述提供了经验证据:对于中低收入国家而言,直接投资开放的增长效应为正向显著,证券投资开放和金融信贷开放的增长效应为负向显著。

文章剩余部分的结构如下:第二部分是文献回顾;第三部分介绍了文献中度量资本账户开放程度的常用方法和本文采用的指标;第四部分为实证分析,介绍计量模型与数据,展示并分析回归结果,进行稳健性检验;第五部分是本文的结论。

二、文献回顾

关于资本账户开放与经济增长的关系,国内外学者进行了大量的研究,涌现出了许多经典文章。然而,各文章的研究结论却不尽相同。

Grilli 和 Milesi-Ferretti(1995)通过对61个国家1966–1989年的数据进行回归分析,得出了资本账户开放对经济增长无显著影响的结论。Quinn(1997)建立了“奎因指数”用于衡量资本账户的开放程度,并在此基础上利用58个国家1960–1989年的数据,通过国家层面的截面回归研究了资本账户开放对经济增长、公司税收、政府支出以及收入不平等的影响,发现资本账户开放与经济增长之间存在显著的正相关关系。Rodrik(1998)采用近100个国

^①确切说法应为国家(或地区),下同。

家 1974–1989 年的数据作为研究样本研究了资本账户开放对经济增长的影响,没有发现二者间存在显著的关系。Edwards (2001) 使用了 61 个国家 1975–1997 年的年度数据,采用 WLS 和 IV 的方法进行回归,发现资本账户开放对高收入国家的经济增长有促进作用,而对收入较低国家的经济增长有负向影响,他们的研究结论说明了资本账户开放对一国经济的影响取决于该国的收入水平。Bekaert 等 (2001, 2005) 通过实证分析,发现了资本账户开放和股票市场开放伴随着后续经济增长的证据。Quinn 和 Toyoda (2008) 发现了之前实证文章所得出结论的不一致,并猜想这种不一致源于不同文章采用的衡量资本账户开放程度指标的不同以及选取的样本期间不同,他们于是利用奎因指数作为衡量资本账户开放程度的指标复制了之前的几篇代表性文章,发现这时文章的结论趋于一致,证实了他们的猜想;随后,他们通过建立计量模型,用固定效应 OLS 和 system GMM 的方法,研究了资本账户开放对经济增长的影响并进行了多种稳健性检验,结果发现,无论是对于全部国家还是新兴市场国家,资本账户开放对经济增长都有显著的正向影响。Epaulard 和 Pommeret (2016) 则采用理论模型和数值模拟的方法,发现资本账户开放有正向的增长效应。

关于不同类型资本账户开放对经济增长的影响,国内外有一些学者进行了研究。Reison 和 Soto (2001) 使用 44 个发展中国家 1986–1997 年的面板数据,研究了 FDI、股权资金流入、债券资金流入以及银行长短期借贷对发展中国家经济增长的影响,得出的结论是,FDI 和股权资金流入会促进发展中国家的经济增长,而银行长短期借贷对发展中国家的经济增长有负向影响。Choong 等 (2010) 将资本流动分为 FDI、证券投资 and 对外债务,利用 1988–2002 年的基于事实的衡量指标,分别探讨了三类资本流动对发达国家和发展中国家经济增长的影响,发现无论是发达国家还是发展中国家,FDI 对于经济增长有显著的正向影响,而证券投资和对外债务对经济增长有显著的负向影响。侯晓霞 (2012) 利用 68 个国家 1994–2009 年的数据,通过对资本流向和流动方式进行细分,考察了国际资本流动对发达国家和发展中国家经济增长的影响。结果显示,境外国际资本流入更能促进转型国家的经济增长,同时,国际资本流出仅对发达国家经济增长有显著的促进作用。游宇和黄宗晔 (2016) 整理了 78 个国家 1995–2010 年的资本管制数据,研究了资本管制政策与经济增长的关系,发现对债券进行管制能够促进经济增长,对股票进行管制阻碍了经济增长,直接投资管制对经济增长的影响不显著。

通过梳理相关文献,我们发现,国内外将资本账户作为一个整体来探讨资本账户开放对经济增长影响的文献非常多,相比之下,通过对资本账户进行细分来专门探讨不同类型资本账户开放与经济增长关系的文章则比较匮乏。此外,现有文献在利用跨国面板数据进行回归时很少对高收入国家和中低收入国家进行区分。本文认为,资本账户开放对经济增长的影响可能与具体开放的资本账户类型有关,且这种影响对不同经济发展水平的国家而言存在异质性。现有文章结论的不一致或增长效应的不显著,很可能源于多数文章没有对资本账户类型以及样本国家进行细分,导致不同效应相互抵消。

中国作为一个中等收入国家,其要素禀赋和制度的完善程度与高收入国家有显著不同,且不同类型资本流动的特点各不相同。因此,在目前学术界和政策界关于中国是否应当开放资本账户的讨论越来越多的背景下,探讨不同类型资本账户开放与中低收入国家经济增长的关系具有较强的现实意义。本文将对此展开深入研究。

三、资本账户开放程度的度量

在相关的学术研究中,资本账户开放程度的衡量指标分为两类,一类是基于法规的指标(De jure measures),一类是基于事实的指标(De facto measures),两类指标各有特点。

基于法规的衡量指标是根据一国的法律法规对资本账户开放程度进行度量,主要关注一国法律法规是否存在对国际资本流动的限制,这种限制既包括对国际资本流入或流出的限制,也包括从价限制或从量限制等。国际货币基金组织在其年度出版物《汇兑安排与汇兑损益年度报告》(*Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, AREAER*)中将各国各年的资本管制政策进行整理并发布,构成大多数基于法规衡量指标的原始数据来源。在1995年之前,该报告只包括一国资本账户是否存在管制的信息;1995年之后,报告将资本交易细分为13个类别,根据资金流动性质区分了资本项目的类型,同时也在资本流入和资本流出等维度进行了细分,数据更为充分和具体,但是,对于细分之后的每个项目,包含的信息同样仅为是否存在资本管制。将《汇兑安排与汇兑损益年度报告》中的信息进行加工整理,可以得到多种基于法规的指标来度量资本账户开放程度。Alesina等(1994)提出一个二元变量,直接利用报告中一国是否存在资本管制的信息对二元变量进行赋值,若存在资本管制,则赋值为1,否则赋值为0,以此衡量资本账户开放程度。Grilli和Milesi-Ferretti(1995)提出另一个基于法规的指标“SHARE”,度量方法为一国无资本管制的年份数在样本时间段内所占的比重。此外,基于法规的指标方面,Quinn(1997)提出“奎因指数”(Quinn Index),将资本账户开放的范围定为0-4分,其中资本流入和资本流出各2分,判断标准为:0表示完全限制资本项目兑换,0.5表示存在数量或规则限制,1表示资本交易税负较重,1.5表示资本交易税负较轻,2表示资本交易自由。

基于法规衡量指标的优点在于其可以体现政府当局对资本账户开放的态度,但也存在明显缺点。首先,衡量方式较为粗糙,大部分指标仅能说明资本账户是否存在管制,而无法体现各类管制政策的强度。第二,无法体现管制政策的有效性,因此无法在实质上反映资本账户的开放情况。如许多拉丁美洲国家在20世纪90年代有资本外流方面的限制,但仍有大量资本通过各种渠道实现“外逃”(Kose et al., 2009)。第三,虽然1995年之后,《汇兑安排与汇兑损益年度报告》对资本项目的具体类型、资本流动的方向、以及资本流动的客体是居民还是非居民进行了区分,但由于原始数据均为二元变量,以此为基础整理出的诸多指标仍或多或少体现出二元变量的性质。

基于事实的衡量指标主要依据一国在不同时间段的资本流动或外部头寸状况对资本账户开放程度进行度量。资本流动是流量概念,可以作为反映资本账户实际开放程度的恰当指标,但从数据上看,该指标波动较大,并可能伴有测量误差。为减轻这一问题,文献中通常采用的做法是考虑存量概念,使用一国外部头寸状况进行衡量。如Lane和Milesi-Ferretti(2006)将一国对外总资产与对外总负债之和占GDP的比重作为资本账户开放程度的衡量指标。

本文主要采用基于事实的指标度量资本账户开放程度。原因有以下两点。第一,基于事实的资本账户开放指标与本文的研究目的更为相关。本文的研究目的之一是验证新结构经济学关于资本账户开放对经济增长影响的论述,在这些论述中,资本账户开放对经济增长影响的机制是通过实际的资本流动实现的,基于事实的指标恰好能在这个方面对其予以确

切的反映。第二,基于法规的指标存在固有缺陷,除难以体现各类管制政策的强度及有效性之外,从实证研究的角度考虑,其在样本期间的变动很小,不利于计量识别。当然,基于事实的指标也可能存在缺点,为了使文章更为全面,我们在稳健性检验中也采用基于法规的指标进行了补充回归,并对回归结果进行了讨论。

具体而言,在基准回归中,本文根据 Lane 和 Milesi-Ferretti (2006) 构造基于事实的资本账户开放程度衡量指标,使用的数据也来自于以上两位作者构建的 EWN 数据库 (External Wealth of Nations Database)。^① 该数据库目前包括 188 个国家 1970-2011 年的外部头寸数据,既包括各国对外总资产和总负债的信息,也包括各国外部头寸组成部分的资产负债信息,如 FDI、权益证券投资、债务证券投资、外部金融信贷。其中 FDI 指外商对本国的直接投资,或者本国的对外直接投资;权益证券投资指外国投资者购买或持有本国权益类证券,或者本国投资者购买或持有外国权益类证券;债务证券投资指外国投资者购买或持有本国债务类证券,或者本国投资者购买或持有外国债务类证券;外部金融信贷指外国银行对本国银行或企业的信贷,或者本国银行对外国银行或企业的信贷。根据文献中的做法,本文采用表 1 中的形式定义一国资本账户整体开放程度 (KAOPEN),以及直接投资开放程度 (DIOPEN)、证券投资开放程度 (SIOOPEN)、金融信贷开放程度 (FCOPEN)。注意到变量的取值越高,代表资本账户越开放。

表 1 资本账户开放程度的衡量方法

变量名称	衡量方法
资本账户整体开放程度	(对外总资产+对外总负债)/GDP
直接投资开放程度	(对外 FDI 资产+对外 FDI 负债)/GDP
证券投资开放程度	(对外证券投资资产+对外证券投资负债)/GDP ^②
金融信贷开放程度	(对外金融信贷资产+对外金融信贷负债)/GDP ^③

注:表中均为基于事实的衡量指标,数据和衡量方法参考 Lane 和 Milesi-Ferretti (2006)。

本文也使用基于法规的资本账户开放指标进行了稳健性检验。此时文章采用的是 Fernandez 等 (2015) 提出的数据集,^④该数据集整理了《汇兑安排与汇兑损益年度报告》中的信息,并在 Schindler (2009) 提出的数据集基础上进行了补充与拓展,共包括 100 个国家 1995-2013 年在 10 个资产大类下资本流动是否存在管制的信息,覆盖了 42 个高收入国家,8 个中等收入国家和 50 个低收入国家。值得指出的是,该数据集将资本账户管制情况进行了细致的分类,对最细分的资本交易进行 0-1 赋值。对这些数据进行加工,可以得到各种不同维度的信息。本文根据这个数据集建立基于法规的资本账户开放程度衡量指标。其中,资本账户整体开放程度 (KAOPEN)、直接投资开放程度 (DIOPEN) 和金融信贷开放程度 (FCOPEN) 可直接从 Fernandez 等 (2015) 中获取,需要构建的是证券投资开放程度 (SIOOPEN) 指标。由于证券投资的工具包含了股票、债券、货币市场工具以及集合投资

①数据下载地址为 <http://www.philiplane.org/EWN.html>。

②证券投资资产既包括权益类证券投资资产,也包括债务类证券投资资产;证券投资负债既包括权益类证券投资负债,也包括债务类证券投资负债。

③对外金融信贷资产在数值上等于一国对外债务类资产扣除一国对外债务类证券投资资产的部分,对外金融信贷负债在数值上等于一国对外债务类负债扣除一国对外债务类证券投资负债的部分。

④数据下载地址为 <http://www.nber.org/data/international-finance>。

工具,因此证券投资开放程度可以用这四类投资工具市场开放程度的简单平均来衡量,^①上述四类投资工具的市场开放程度亦可由 Fernandez 等(2015)直接得到。需要指出的是,由于在原始数据中,1 代表有管制,0 代表无管制,为更直观地理解回归结果,同时与基于事实的衡量指标相对应,我们将原始数据进行变形,用 1 与原始数据作差,在此基础上构建各变量。此时变量的数值越大表示管制越少,即资本账户越开放。

四、实证分析

(一) 计量模型设定

根据新古典经济学理论,经济增长可由如下模型进行刻画:

$$Dy = f(y, y^*) \quad (1)$$

(1)式中: Dy 为人均 GDP 的增长率, y 为初始期人均实际 GDP 的水平值, y^* 为经济体在长期稳态时的人均 GDP。对(1)式进行一阶线性近似,可得:

$$Dy = -\lambda(y - y^*) \quad (2)$$

(2)式中: λ 为条件收敛系数,其理论上的取值应当为正,代表经济增长的“收敛效应”。在文献中, y^* 通常由一些结构变量的线性组合进行刻画。基于上述考虑,参考 Barro(1991)以及 Bekaert 等(2005),回归模型可以表示为如下形式。

$$\begin{aligned} growth_{i,t} = & \beta_1 \log dp_{i,t-1} + \beta_2 OPENNESS_{i,t} + \beta_3 gov_{i,t} + \beta_4 pop_{i,t} + \\ & \beta_5 life_{i,t} + \beta_6 school_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (a)$$

(a)式中: i 代表国家, t 代表时期。 $growth_{i,t}$ 表示 i 国在 t 期的经济增长率,即人均实际 GDP 的增长率,是回归分析的被解释变量。 $\log dp_{i,t-1}$ 表示 i 国初始期实际人均 GDP 的对数值,其经济含义为 i 国在期初的经济发展水平,该变量来源于上述理论框架:根据新古典增长模型(Solow, 1956; Cass, 1965),经济增长存在“收敛效应”,即其他条件相同时,人均实际 GDP 较低的地区倾向于拥有较高的经济增速。 $OPENNESS$ 表示资本账户开放程度,为本文核心的解释变量,既可以表示资本账户整体的开放程度($KAOPEN$),也可以同时包括直接投资开放程度($DIOPEN$)、证券投资开放程度($SIOPEN$)和金融信贷开放程度($FCOPEN$)。当采用基于事实的衡量指标时,这些变量代表了一国对外资产负债规模,通过实际的外部头寸状况来衡量资本账户开放程度;当采用基于法规的衡量指标时,这些变量代表了一国对资本账户管制的情况,通过量化政府当局的态度来衡量资本账户开放程度。其余变量均为控制变量,为充分减小数据挖掘偏差,本文基准回归中的控制变量与 Bekaert 等(2005)完全相同。其中, gov 表示政府消费支出占 GDP 的比重,衡量了经济增长中政府的作用。根据 Barro(1991),该变量与经济增长存在负相关关系,原因在于政府消费对私人部门的生产率提升没有直接作用,但通过税收等形式对经济体形成扭曲,降低了储蓄。 pop 表示人口增长率,由于人口规模既是计算总产出时衡量劳动投入的重要指标,也是计算人均产出的基数,因此在估计人均实际 GDP 的增长率时,需要控制人口增长率。 $life$ 表示人口预期寿命, $school$ 表示中学入学率,经济含义方面,这两个变量衡量了一国的人力资本存量,其中人口预期寿命从健康的角

^①由于各类投资工具的相对市场规模可能受到一国经济发展水平以及各细分市场开放程度等因素的影响,因此如果使用加权平均,权重变量可能存在较强的内生性。为克服这一问题,我们采用简单平均的做法。

度进行衡量,中学入学率从教育的角度进行衡量。最后, α_i 表示国家固定效应, λ_t 表示年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

由于 $growth_{i,t} = \log gdp_{i,t} - \log gdp_{i,t-1}$, (a)式左边实际上包含了 $\log gdp_{i,t-1}$,我们将(a)式改写为如下形式,作为计量回归使用的模型。

$$\log gdp_{i,t} = \beta_1 \log gdp_{i,t-1} + \beta_2 OPENNESS_{i,t} + \beta_3 gov_{i,t} + \beta_4 pop_{i,t} + \beta_5 life_{i,t} + \beta_6 school_{i,t} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (b)$$

从结构上看,(b)式为动态面板数据模型,如果采用传统的 OLS 方法进行估计,得到的估计系数存在偏误。Arellano 和 Bover(1995),以及 Blundell 和 Bond(1998)提出的系统广义矩估计(system GMM)方法能够克服这种缺点,得到具有一致性的估计量。同时,一国资本账户开放程度可能存在较强的内生性,因为一国的经济增长状态可能会影响到实际的资本流动和外部头寸状况,二者也可能共同由其他因素决定。系统广义矩估计在一定程度上可以处理这种内生性问题。^①最后,该估计方法的优势还包括:对随机误差项的分布没有强假设,允许 $\varepsilon_{i,t}$ 存在异方差和序列相关;适用于“大 N 小 T ”情形,^②适合宏观面板数据分析等。综上,本文采用系统广义矩方法对(b)式进行估计。

此外,计量模型依据的增长理论主要关注的是长期增长,而在短期,各变量容易受到经济波动的影响而产生度量偏差,因此使用年度数据回归会出现较大的估计偏误。为克服短期经济波动带来的噪音,我们根据文献中经济增长回归的惯例,将样本期间进行分组。文章的样本期间为 1995–2012 共 18 年,考虑到数据年份限制,我们以 3 年为一组,将样本期间划分为不重叠的 6 组,即 1995–1997 年,1998–2000 年,2001–2003 年,2004–2006 年,2007–2009 年以及 2010–2012 年,并将各变量在 3 年中的均值作为当期值,利用分组后的数据进行回归。^③

(二) 变量和数据

如上所述,本文在基准回归中采用基于事实的指标度量资本账户开放程度,并采用基于法规的指标进行了稳健性检验。为使两类指标的时间跨度和国家范围保持一致,以使回归结果更有可比性,同时考虑到 1995 年之前,一些国家解释变量和控制变量的缺失值较多,我们根据 Fernandez 等(2015)将样本期间确定为 1995–2012 年,^④将样本范围确定为 58 个中低收入国家。^⑤

前文已介绍资本账户开放程度的变量构造和数据来源。图 1 展示的是样本期间资本账

①具体而言,在本文的实证回归中,我们将资本账户开放程度、政府支出占 GDP 的比重、人口增长率、人口预期寿命和中学入学率均作为内生变量处理。采用各变量的滞后项作为差分方程的工具变量,并使用各变量差分后的滞后项作为水平方程的工具变量。

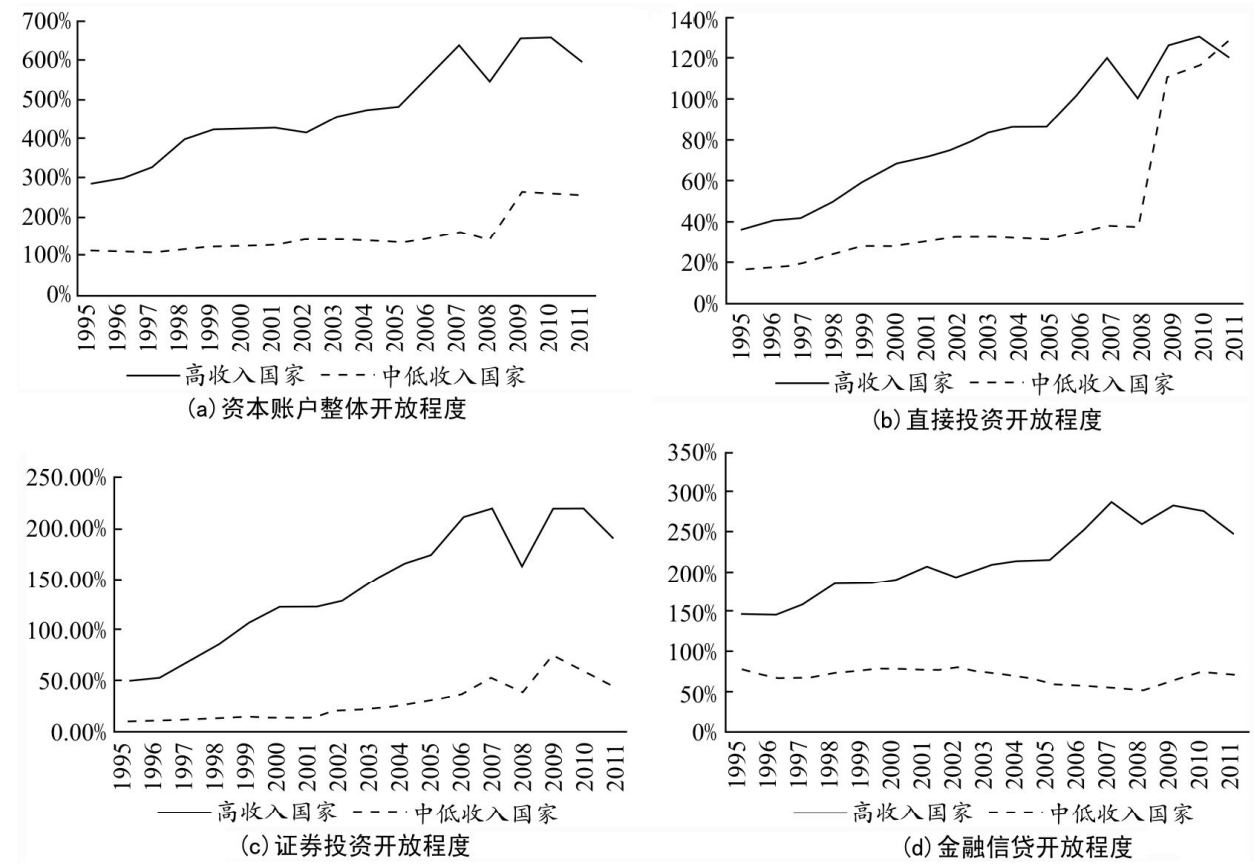
②即个体数量足够多,但时期不必太长的情形。

③由于各国基于事实的资本账户开放程度数据截止到 2011 年,对于 $KAOPEN$ 、 $DIOPEN$ 、 $SIOPEN$ 、 $FCOPEN$ 四个变量,将其在 2010–2011 年的均值作为 2010–2012 年均值的代理变量。

④之所以样本年份截取在 1995–2012 年而不是 Fernandez 等(2015)中的 1995–2013 年,是因为回归中需要将样本每 3 年分为一组,1995–2012 为 18 年,恰好为 3 的整数倍。

⑤我们参考世界银行的标准将国家加以划分,将 2012 年人均国民收入(GNI per capita)小于或等于 12 475 美元的国家定义为中低收入国家,将 2012 年人均国民收入高于 12 475 美元的国家定义为高收入国家。具体的国家名单见附表 1。

户开放程度的变化情况,采用的指标为基于事实的指标,样本点的计算方式为按年份分别将中低收入国家和高收入国家的资本账户开放程度在国别层面取简单平均。可以看出,无论是资本账户整体,还是将资本账户细分为直接投资、证券投资、金融信贷,高收入国家的开放程度都显著高于中低收入国家的开放程度,^①且高收入国家资本账户在样本期间开放的趋势更为明显。对中低收入国家而言,直接投资开放程度在 2009 年之前稳步上升,并在 2009 年出现较大跳跃;证券投资开放程度在样本期间呈现上升趋势;金融信贷开放程度在样本期间保持波动,除 2002-2008 年出现下降以外,其余时间没有呈现出明显的趋势。



数据来源: Lane 和 Milesi-Ferretti (2006), 根据作者计算所得。

图 1 资本账户开放程度: 基于事实的指标

各国经济增长率及人均实际 GDP 数据来源于世界银行 WDI 数据库。我们同样从该数据库中得到各控制变量的数据,包括:政府支出占 GDP 的比重、人口增长率、人口预期寿命以及中学入学率。表 2 是文章基准回归使用变量的描述性统计信息。附表 2 中报告了本文实证研究部分使用的所有变量的定义及其数据来源。

表 2 基准回归各变量描述性统计信息

变量	均值	标准差
经济增长率(%)	2.99	3.98
人均实际 GDP	7.79	0.98
资本账户整体开放程度	1.54	4.18
直接投资开放程度	0.45	2.43
证券投资开放程度	0.33	1.79

① 只有在 2011 年,中低收入国家的直接投资开放程度超过高收入国家。

续表 2 基准回归各变量描述性统计信息

变量	均值	标准差
金融信贷开放程度	0.68	0.73
政府支出/GDP(%)	13.60	4.35
人口增长率(%)	1.49	1.09
人口预期寿命	66.33	8.72
中学入学率(%)	68.48	23.43

注:变量的样本为中低收入国家。人均实际 GDP 为以 2010 年美元计价的人均实际 GDP 取自然对数之后的数值,资本账户开放程度的数值为绝对数值(不含百分号),人口预期寿命的单位为年,其余变量的单位为%。

(三) 实证结果

1. 基准回归

在基准回归中,我们选择基于事实的指标衡量资本账户开放程度,此时对(b)式的系统广义矩估计结果如表 3 所示。各列的回归样本均为中低收入国家,其中前两列将资本账户整体开放程度作为解释变量,后两列将资本账户分为直接投资、证券投资和金融信贷,将三种类型资本账户开放程度作为解释变量。表 3 的第(1)列和第(3)列仅控制了国家固定效应,第(2)列和第(4)列同时控制了国家固定效应和年份固定效应。

表 3 基准回归结果

被解释变量:经济增长率①	(1)	(2)	(3)	(4)
资本账户整体开放程度	-0.000 (-0.40)	-0.000 (-0.17)		
直接投资开放程度			0.031 *** (3.93)	0.022 *** (3.54)
证券投资开放程度			-0.007 *** (-3.06)	-0.007 *** (-3.05)
金融信贷开放程度			-0.132 *** (-4.02)	-0.091 *** (-3.53)
人均实际 GDP(滞后项)	0.920 *** (28.38)	0.952 *** (41.29)	0.952 *** (35.78)	0.963 *** (45.35)
政府支出/GDP	0.000 (0.04)	0.003 (1.21)	-0.007 * (-1.72)	-0.002 (-0.69)
人口增长率	-0.042 *** (-2.92)	-0.034 *** (-2.97)	-0.055 *** (-3.44)	-0.034 ** (-2.13)
中学入学率	0.001 (1.31)	-0.000 (-0.32)	0.001 (0.74)	0.000 (0.44)
人口预期寿命	0.005 (1.47)	0.003 (1.40)	-0.004 (-1.49)	-0.004 (-1.35)
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
国家类别	中低收入国家	中低收入国家	中低收入国家	中低收入国家
观察值	244	244	195	195

注:括号中为 t 统计量。*** 表示在 1%的水平上显著,** 表示在 5%的水平上显著,* 表示在 10%的水平上显著。

①由于是对(b)式进行回归,因此方程左手边变量确切地说是当期人均实际 GDP 的对数值。考虑到(b)式和(a)式实质上是等价的,表中各解释变量和控制变量的估计系数均可以用来解释经济增长,为了使读者更容易理解,表中的被解释变量注明的是“经济增长率”。下同。

可以看出,当将资本账户作为一个整体进行回归时,资本账户开放程度的系数无论在经济意义上还是统计学特性上均不显著;而将资本账户进行分类回归时,直接投资开放程度的系数显著为正,证券投资和金融信贷开放程度的系数显著为负,这说明对于中低收入国家,直接投资开放会显著促进经济增长,证券投资和金融信贷开放会对经济增长产生不利影响。基准回归结果与新结构经济学的理论预测一致。观察第(4)列的估计系数,可以判断,直接投资开放程度每提高10%,可以促进中低收入国家经济增速上升0.22%;而证券投资和金融信贷开放程度每提高10%,则会分别使得中低收入国家的经济增速下降0.07%和0.91%。回归结果说明了不同类型资本账户开放对中低收入国家经济增长的影响是不同的,将资本账户作为一个整体进行研究会忽视这种异质性。^①

此外,与理论模型和现有文献一致,人均实际GDP的估计系数小于1且在1%的水平上显著,说明经济增长存在“收敛”效应。人口增长率的系数负向显著,该结果也与诸多关于经济增长的研究保持一致。最后,表中各列回归均通过了过度识别检验。

2. 对照回归

与表3的结果作为对照,我们将高收入国家和全部国家作为样本,对(b)式重新进行回归,得到的结果如表4所示。

表4 对照回归结果

被解释变量:经济增长率	(1)	(2)	(3)	(4)
直接投资开放程度	0.001 (0.77)	0.003*** (3.03)	0.006 (1.11)	0.013*** (2.79)
证券投资开放程度	0.002 (0.84)	-0.002 (-1.11)	-0.001 (-0.23)	-0.001 (-0.22)
金融信贷开放程度	-0.005 (-1.09)	-0.006 (-1.35)	-0.005 (-1.27)	-0.006* (-1.84)
人均实际GDP(滞后项)	0.964*** (55.48)	0.964*** (56.54)	1.001*** (28.98)	0.970*** (29.55)
政府支出/GDP	-0.003 (-1.35)	-0.000 (-0.16)	-0.011*** (-3.11)	-0.004 (-1.27)
人口增长率	-0.017** (-2.09)	-0.011 (-1.43)	-0.017 (-1.27)	-0.010 (-0.98)
人口预期寿命	-0.002 (-1.05)	-0.003 (-1.29)	-0.014*** (-4.38)	-0.008** (-2.05)
中学入学率	0.001* (1.94)	0.002*** (3.23)	0.000 (0.39)	0.000 (0.21)
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
国家类别	全部国家	全部国家	高收入国家	高收入国家
观察值	368	368	173	173

注:括号中为*t*统计量。***表示在1%的水平上显著,**表示在5%的水平上显著,*表示在10%的水平上显著。

^①如前文所述,本文在实证回归部分根据Fernandez等(2015)将样本期间确定为1995-2012年,将样本范围确定为58个中低收入国家,这种做法可能存在选择性偏差。为正面说明样本选取没有对回归结果造成影响,我们利用基于事实指标的全样本数据进行了补充回归,包括78个中低收入国家1970-2011年的数据。考虑到此时样本期间较长,可以对全部样本每5年分为一组,故截取1970-2009年共40年的数据,将样本分为8组回归,这样可以进一步避免经济波动对回归结果的影响。补充回归结果如附表3所示,直接投资开放系数仍正向显著,证券投资和金融信贷开放系数仍负向显著,文章结论保持不变。作者感谢审稿人对这部分提出的建议。

表4中第(1)列和第(2)列的回归样本为全部国家,第(3)列和第(4)列的回归样本为高收入国家。可以发现,当选择高收入国家作为回归样本时,各类资本账户开放程度的系数与表3对应的回归系数存在较大差异,这说明资本账户开放对经济增长的影响在高收入国家和中低收入国家之间存在异质性。特别地,我们没有发现证券投资开放不利于高收入国家经济增长的证据,这可能是因为高收入国家一般金融市场比较发达,金融工具较为丰富,能够有效应对国际短期资本流动带来的风险。我们进一步将全部国家作为样本进行回归,得到的结果同样与表3存在显著不同,因此,将全部国家作为整体进行研究可能会忽视资本账户开放对中低收入国家在经济增长方面的特殊影响。

3. 稳健性检验 I :更多控制变量

关于经济增长的文献是一支庞大的文献,可能影响经济增长的变量非常之多,我们不可能在控制变量中予以穷尽。此外,控制变量过多可能会带来严重的多重共线性问题,在回归样本量有限的情况下,会较大程度地影响估计效率。尽管如此,(b)式仍存在潜在的遗漏变量问题。为尽可能处理这一问题,同时尽可能避免多重共线性,我们在基准回归的基础上适当引入更多控制变量,得到的结果如表5所示。在表5第(1)列中,我们在基准回归的基础上加入更多基本面变量,如加入私人信贷与GDP的比重用以控制一国金融发展程度,以及加入贸易开放度、人口生育率。^①在表5第(2)列中,我们将一国的汇率制度纳入考量,原因在于一方面汇率制度可能会对一国的经济增长产生影响,另一方面,根据蒙代尔提出的“不可能三角”,当一国保持货币政策独立性时,其汇率制度与资本账户开放程度格外相关。^②在表5第(3)列中,我们根据Rodrik(1998)控制了国家所在地区虚拟变量。最后,在表5第(4)列,我们将所有变量均加以控制。可以看到,文章的回归结果没有受到控制变量增减的影响,直接投资开放程度的系数仍然正向显著,证券投资和金融信贷开放程度的系数仍然负向显著。

表5 更多控制变量回归结果

被解释变量:经济增长率	(1)	(2)	(3)	(4)
直接投资开放程度	0.027*** (7.07)	0.023*** (5.37)	0.020*** (4.26)	0.025*** (6.01)
证券投资开放程度	-0.008*** (-3.20)	-0.007** (-2.53)	-0.005* (-1.73)	-0.006** (-2.13)
金融信贷开放程度	-0.111*** (-7.44)	-0.094*** (-5.51)	-0.081*** (-4.30)	-0.102*** (-6.24)
人均实际GDP(滞后一期)	0.962*** (102.26)	0.964*** (84.11)	0.971*** (72.41)	0.963*** (86.25)
政府支出/GDP	-0.004** (-2.06)	-0.002 (-1.28)	-0.002 (-0.92)	-0.003 (-1.64)
人口增长率	-0.058*** (-4.61)	-0.032*** (-3.40)	-0.021* (-1.72)	-0.055*** (-3.77)
人口预期寿命	-0.000 (-0.12)	-0.004*** (-3.47)	-0.004** (-2.40)	-0.000 (-0.18)
中学入学率	0.002** (2.38)	0.001 (1.01)	0.000 (0.74)	0.001** (2.12)

①其中贸易开放度的定义为一国进口额与出口额之和占该国GDP的比重。

②汇率制度为虚拟变量,1代表固定汇率制,0代表浮动汇率制。汇率制度的定义参考Shambaugh(2004),数据来源为<http://www.nber.org/data/international-finance/#err>。

续表 5 更多控制变量回归结果

被解释变量:经济增长率	(1)	(2)	(3)	(4)
私人信贷/GDP	-0.000 (-0.18)			-0.000 (-0.27)
贸易开放度	0.000 (1.55)			0.000 (0.80)
人口生育率	0.039*** (2.70)			0.042*** (2.80)
汇率制度		0.003 (0.20)		0.009 (0.68)
地区控制变量	否	否	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
国家类别	中低收入国家	中低收入国家	中低收入国家	中低收入国家
观察值	195	190	195	190

注:括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著, ** 表示在 5% 的水平上显著, * 表示在 10% 的水平上显著。

4. 稳健性检验 II: 行业层面回归

如前文所述,一国的经济增长状况很可能反向影响该国资本账户开放状态,二者也可能共同由其他因素决定。为进一步克服资本账户开放程度的内生性,我们利用行业层面的数据进行回归。参考 Rajan 和 Zingales (1998),我们设计了如下所示的计量模型。

$$vagrowth_{i,j,t} = \beta_1 OPENNESS_{i,t-1} + \beta_2 share_{j,t-1} + \beta_3 loggdp_{i,t-1} + \beta_4 gov_{i,t-1} + \beta_5 pop_{i,t-1} + \beta_6 life_{i,t-1} + \beta_7 school_{i,t-1} + \mu_{i,j} + \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (c)$$

(c) 式中: i 代表国家, j 代表行业, t 代表年份。 $vagrowth_{i,j,t}$ 表示 i 国的 j 行业在 t 年份的实际工业增加值增速, $share_{j,t-1}$ 表示行业 j 的期初实际工业增加值占期初全部工业增加值的份额。我们从联合国 UNIDO 工业统计数据库获得了各国 ISIC 二位码层面的名义工业增加值数据,通过使用定基 CPI 对名义工业增加值进行平减,可以得到各行业实际工业增加值数据,我们进一步得到各年各行业的实际工业增加值增速以及行业所占份额信息。(c) 式中其他的控制变量还包括期初人均实际 GDP、政府支出占 GDP 的比重、人口增长率、中学入学率和人口预期寿命。 $\mu_{i,j}$ 表示控制国家-行业固定效应, λ_t 表示控制年份固定效应, $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机误差项。我们采用面板数据固定效应模型对 (c) 式进行估计。

行业层面的回归结果如表 6 所示。我们发现,直接投资开放程度的系数仍显著为正,证券投资 and 金融信贷开放程度的系数仍显著为负,且估计系数的大小与表 3 第 (4) 列的估计系数相差不大。这说明,在行业层面,直接投资开放促进了中低收入国家工业增加值的增长,而证券投资开放和金融信贷开放则产生了负向效果。

表 6 行业层面回归结果

被解释变量:工业增加值增速	(1)	(2)	(3)
直接投资开放程度	0.016*** (2.79)	0.011* (1.95)	0.014** (2.54)
证券投资开放程度	-0.011* (-1.95)	-0.014** (-2.53)	-0.010* (-1.87)
金融信贷开放程度	-0.081*** (-3.45)	-0.046** (-1.99)	-0.074*** (-3.13)
行业增加值占比	-3.325*** (-11.17)	-3.374*** (-11.81)	-4.324*** (-12.01)

续表 6 行业层面回归结果

被解释变量:工业增加值增速	(1)	(2)	(3)
初始人均 GDP	0.418 *** (7.87)	-0.136 (-1.06)	-0.327 ** (-2.33)
政府支出/GDP			0.030 *** (6.08)
人口增长率			-0.043 (-1.24)
中学入学率			-0.007 *** (-4.75)
人口预期寿命			0.036 *** (3.60)
国家-行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	否	是	是
观察值	5 329	5 329	4 418
R^2	0.042	0.121	0.166

注:括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著, ** 表示在 5% 的水平上显著, * 表示在 10% 的水平上显著。

5. 稳健性检验Ⅲ:基于法规的资本账户开放程度

考虑到基于法规的指标能够体现政府对资本账户开放的态度,并且也是文献中经常使用的一类指标,为使文章的分析更加完整,本文也采用该类指标进行了稳健性检验。我们根据 Fernandez 等(2015)提供的数据集构造基于法规的资本账户开放程度衡量指标,具体方法如前文所述。表 7 报告了此时对(b)式的估计结果,其中第(1)列和第(2)列的回归样本为中低收入国家,第(3)列和第(4)列的回归样本为高收入国家。观察前两列的回归结果,可以发现,证券投资开放程度的系数仍然为负,且在 1% 的水平上显著,这说明放松证券投资的管制政策确实不利于中低收入国家的经济增长。直接投资开放程度的系数为正,金融信贷开放程度的系数为负,仍然符合我们的预期,但此时的估计系数不具有统计显著性。我们认为,这不能说明我们的基准回归结果不具有稳健性。原因有以下两点。第一,在新结构经济学的逻辑论述中,直接投资和金融信贷对中低收入经济体的影响主要是通过实际的跨国资本流动发挥作用的,基于法规的指标无法在这一点予以真实反映。证券投资由于其资本流动具有较强的投机和逐利性质,对经济增长的作用可能会较多受到市场预期的影响,而政策监管恰好能够引导市场预期。因此,证券投资开放系数显著而直接投资和金融信贷开放系数不显著的结果是易于理解的。第二,在我们的数据中,大多数国家的资本账户开放政策具有连续性,因此在样本期间,基于法规的指标波动很小,这给计量识别增加了难度,估计系数较难出现统计显著性。

表 7 基于法规的资本账户开放程度回归结果

被解释变量:经济增长率	(1)	(2)	(3)	(4)
直接投资开放程度 (基于法规)	0.041 (1.53)	0.023 (0.97)	0.016 (0.66)	0.013 (0.57)
证券投资开放程度 (基于法规)	-0.117 *** (-3.92)	-0.084 *** (-3.04)	0.053 (1.49)	-0.006 (-0.19)
金融信贷开放程度 (基于法规)	0.000 (0.01)	-0.011 (-0.58)	-0.024 (-1.11)	0.009 (0.43)
人均实际 GDP	0.962 *** (84.25)	0.983 *** (92.65)	0.982 *** (66.21)	0.976 *** (70.47)

续表 7 基于法规的资本账户开放程度回归结果

被解释变量:经济增长率	(1)	(2)	(3)	(4)
政府支出/GDP	-0.000 (-0.10)	0.003 (1.55)	-0.009 *** (-5.20)	-0.008 *** (-4.58)
人口增长率	-0.045 *** (-6.09)	-0.035 *** (-4.81)	-0.009 *** (-3.70)	-0.008 *** (-3.59)
人口预期寿命	0.004 *** (2.98)	0.002 * (1.95)	-0.015 *** (-7.47)	-0.009 *** (-3.76)
中学入学率	-0.000 (-0.10)	-0.001 ** (-2.21)	0.001 (1.63)	0.001 * (1.77)
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
国家类别	中低收入国家	中低收入国家	高收入国家	高收入国家
观察值	244	244	191	191

注:括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著,** 表示在 5% 的水平上显著,* 表示在 10% 的水平上显著。

比较表 7 后两列和前两列的估计结果,我们发现,当采用基于法规的衡量指标时,资本账户开放对中低收入国家和高收入国家经济增长的影响仍呈现出较大的不同。

综上,实证结果证实了新结构经济学的预测,对中低收入国家而言,直接投资开放能够促进经济增长,而证券投资和金融信贷开放则对经济增长产生不利影响。当我们不对资本账户进行分类时,会发现总体上资本账户开放不会显著影响中低收入国家的经济增长,这可能是因为不同类型资本账户开放对经济增长的影响是反向的,直接投资开放带来的正向影响会被证券投资开放和金融信贷开放带来的负向影响抵消。

为什么直接投资开放能够促进中低收入国家的经济增长而证券投资开放和金融信贷开放对经济增长的影响是负向的呢?我们将新结构经济学以及其他研究者的观点加以总结。第一,直接投资的流入会弥补中低收入国家稀缺的资本,FDI 通过带来先进的技术和管理经验、加剧国内竞争、促进人力资本积累等途径提高中低收入国家经济运行的效率;同时,对外直接投资能够扩大国外市场,产生“规模经济”,并产生对投资母国的逆向技术溢出(Potterie and Lichtenberg, 2001),促进投资母国的研发创新和生产率进步(毛其淋、许家云, 2014; 蒋冠宏、蒋殿春, 2014),继而促进经济增长。直接投资还具有长期稳定的特点,有助于经济平稳发展。第二,学术界目前广泛认同过量外债,尤其是短期外债,是产生金融危机和货币危机的主要原因。事实上,许多研究(如 Radelet and Sachs, 1998)证明了短期债务与官方储备的比例是预测金融危机的稳健指标。中低收入国家如果放开金融信贷管制,可能会借入过量外债,发生期限错配与货币错配,从而对经济增长造成不利影响。第三,与 FDI 可以作为稳定且持续的资金供给不同,证券投资资金大多是短期的并具有较强的投机性质,证券投资开放会使中低收入国家暴露在国际“热钱”当中,从而更容易受到外部冲击,不利于经济稳步增长。如 Baharumshah 和 Thanoon(2006)利用亚洲国家的数据证明了短期资本流动在经济波动较大以及资金流向突然变化时会产生负外部性,对经济增长产生负向影响。

五、结论与政策建议

本文利用 1995–2012 年间 58 个国家的年度数据,通过将资本账户划分为直接投资、证券投资以及金融信贷,研究了不同类型资本账户开放对中低收入国家经济增长的影响,用实证数据验证了新结构经济学的观点。研究发现,对于中低收入国家,直接投资开放会显著促

进经济增长,证券投资开放不利于经济增长,金融信贷开放对经济增长的影响也是负向的。

结合目前关于中国是否应当开放资本账户的讨论,本文认为,我国目前还是中等收入国家,此时应当开放直接投资账户而对证券投资和金融信贷的开放持审慎态度。随着我国经济的不断发展和制度的不断完善,在进入高收入国家行列后,可考虑逐步放开证券投资和金融信贷管制。

当然,本文还存在着一些不足。第一,资本账户开放可能存在内生性问题。虽然我们在文章中通过分别采用 system GMM 方法和行业层面数据尽力进行了克服,但仍无法保证彻底解决了该问题,因此需要更进一步的工作。第二,虽然本文通过实证分析验证了新结构经济学关于不同类型资本账户开放对经济增长影响结果的论述,但在影响机制方面,文章暂没有针对性地设计实证策略加以验证,有待在后续研究中进行补充。

附录:

附表 1

回归样本国家(或地区)

收入类别	样本国家(或地区)	样本国家(或地区)个数
中低收入国家	孟加拉国、坦桑尼亚、乌干达、多哥、肯尼亚、缅甸、布基纳法索、埃塞俄比亚、菲律宾、突尼斯、泰国、巴西、毛里求斯、厄瓜多尔、斯里兰卡、斯威士兰、马来西亚、玻利维亚、匈牙利、危地马拉、巴拿马、多明尼加共和国、乌克兰、摩洛哥、萨尔瓦多、保加利亚、南非、印度、巴拉圭、科特迪瓦、哥斯达黎加、乌兹别克斯坦、秘鲁、罗马尼亚、哈萨克斯坦、黎巴嫩、摩尔多瓦、哥伦比亚、安哥拉、越南、印度尼西亚、尼日利亚、巴基斯坦、格鲁吉亚、埃及、中国、牙买加、委内瑞拉、阿尔及利亚、阿根廷、也门、加纳、土耳其、尼加拉瓜、伊朗、吉尔吉斯共和国、墨西哥、赞比亚	58
高收入国家 (或地区)	新西兰、葡萄牙、波兰、科威特、俄罗斯、拉脱维亚、斯洛文尼亚、西班牙、希腊、捷克共和国、冰岛、新加坡、马耳他、加拿大、美国、阿曼、瑞典、韩国、中国香港、英国、瑞士、塞浦路斯、奥地利、德国、文莱达鲁萨兰国、巴林、澳大利亚、卡塔尔、芬兰、智利、阿拉伯联合酋长国、以色列、日本、丹麦、荷兰、比利时、挪威、意大利、法国、乌拉圭、爱尔兰、沙特阿拉伯	42

注:确切说法应为样本国家(或地区)。划分标准来自世界银行,2012 年人均国民收入(GNI per capita)小于或等于 12 475 美元的国家为中低收入国家,2012 年人均国民收入高于 12 475 美元的国家为高收入国家(或地区)。

附表 2

变量定义及数据来源

变量	定义	数据来源
KAOPEN(De facto)	资本账户整体开放程度(基于事实):(对外总资产+对外总负债)/GDP	Lane 和 Milesi-Ferretti (2006): EWN 数据库
DIOPEN(De facto)	直接投资开放程度(基于事实):(对外 FDI 资产+对外 FDI 负债)/GDP	
SIOPEN(De facto)	证券投资开放程度(基于事实):(对外证券投资资产+对外证券投资负债)/GDP	
FCOPEN(De facto)	金融信贷开放程度(基于事实):(对外金融信贷资产+对外金融信贷负债)/GDP	
KAOPEN(De jure)	资本账户整体开放程度(基于法规)	Fernandez 等(2015)
DIOPEN(De jure)	直接投资开放程度(基于法规)	
SIOPEN(De jure)	证券投资开放程度(基于法规)	
FCOPEN(De jure)	金融信贷开放程度(基于法规)	
growth	经济增长率:人均实际 GDP 增速	世界银行 WDI 数据库
loggdp	人均实际 GDP 取自然对数	
gov	政府支出/GDP	
pop	人口增长率	
life	人口预期寿命	
school	中学入学率:中学入学人数/中学学龄人口总数	
credit	私人信贷/GDP	
ferti	人口生育率	
trade	贸易开放度:(进口额+出口额)/GDP	
peg	汇率制度:虚拟变量,1 代表固定汇率制,0 代表浮动汇率制	Shambaugh (2004)
vagrowth	工业行业实际增加值增速	联合国 UNIDO 数据库
share	工业某一行业增加值占全部工业增加值的比重	

附表 3 补充回归结果(1970–2009 年)

被解释变量:经济增长率	(1)	(2)
直接投资开放程度	0.178 *** (5.13)	0.122 *** (3.39)
证券投资开放程度	-0.080 *** (-4.47)	-0.058 *** (-3.22)
金融信贷开放程度	-0.141 *** (-6.50)	-0.085 *** (-3.54)
人均实际 GDP(滞后项)	0.901 *** (53.73)	0.919 *** (44.54)
政府支出/GDP	0.001 (0.38)	0.001 (0.73)
人口增长率	-0.003 (-0.20)	-0.015 (-0.97)
中学入学率	0.002 *** (2.82)	0.002 (1.57)
人口预期寿命	0.007 *** (3.83)	0.005 *** (2.80)
国家固定效应	是	是
年份固定效应	否	是
国家类别	中低收入国家	中低收入国家
观察值	182	182

注:括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著, ** 表示在 5% 的水平上显著, * 表示在 10% 的水平上显著。

参考文献:

- 侯晓霞, 2012:《国际资本流动对经济增长的影响分析》,《经济问题》第 10 期,第 97–100 页。
- 蒋冠宏、蒋殿春, 2014:《中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步》,《世界经济》第 9 期,第 53–76 页。
- 林毅夫, 2014:《我为什么不支持资本账户完全开放》,载于陈元、钱颖一:《资本账户开放:战略、时机与路线图》,社会科学文献出版社,第 80–90 页。
- 毛其淋、许家云, 2014:《中国企业对外直接投资是否促进了企业创新》,《世界经济》第 8 期,第 98–125 页。
- 游宇、黄宗晔, 2016:《资本管制对融资结构和经济增长的影响》,《金融研究》第 10 期,第 32–47 页。
- Alesina, A., V.Grilli, and G.-M. Milesi-Ferretti. 1994. “The Political Economy of Capital Controls.” In *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment, and Growth*. Edited by Leonardo Leiderman and Assaf Razin, 289–321. Cambridge: Cambridge University Press.
- Arellano, M., and O. Bover. 1995. “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error – Components.” *Review of Economic Studies* 68(1): 277–297.
- Baharumshah, A. Z., and M. Thanoon. 2006. “Foreign Capital Inflows and Economic Growth in East Asian Countries.” *China Economic Review* 17(1): 70–83.
- Barro, R. J. 1991. “Economic Growth in a Cross – Section of Countries.” *Quarterly Journal of Economics* 106(2): 407–443.
- Bekaert, Geert, Campbell R. Harvey, and Christian Lundblad. 2001. “Emerging Equity Markets and Economic Development.” *Journal of Development Economics* 66(2): 465–504.
- Bekaert, Geert, Campbell R. Harvey, and Christian Lundblad. 2005. “Does Financial Liberalization Spur Growth?” *Journal of Financial Economics* 77(1): 3–55.
- Blundell, R. W., and S. R. Bond. 1998. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.” *Journal of Econometrics* 87(1): 115–143.
- Cass, D. 1965. “Optimum Growth in an Aggregate Model of Capital Accumulation.” *Review of Economic Studies* 32(3): 233–240.
- Chinn, M. D., and H. Ito. 2006. “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions.” *Journal of Development Economics* 81(1): 163–192.
- Choong, Chee-Keong, Ahmad Zubaidi Baharumshah, Zulkornain Yusop, and Muzafar Shah Habibullah. 2010. “Private Capital Flows, Stock Market and Economic Growth in Developed and Developing Countries: A Comparative Analysis.” *Japan and World Economy* 22(2): 107–117.

16. Edwards, S. 2001. "Capital Mobility and Economic Performance: Are Emerging Economies Different?" NBER Working Paper 8076.
17. Epaulard, A., and A. Pommeret. 2016. "Financial Integration, Growth and Volatility." *Pacific Economic Review* 21(3): 330–357.
18. Fernandez, A., M. W. Klein, A. Rebucci, M. Schindler, and M. Uribe. 2015. "Capital Control Measures: A New Dataset." NBER Working Paper 20970.
19. Grilli, V., and G. M. Milesi – Ferretti. 1995. "Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls." IMF Staff Papers 42: 517–551.
20. Kose, M. A., R. Prasad, K. Rogoff, and S. Wei. 2009. "Financial Globalization: A Reappraisal." IMF Staff Papers 561: 8–62.
21. Lane, P. R., and G. M. Milesi – Ferretti. 2006. "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004." IMF Working Paper 06/69.
22. Potterie, B., and F. Lichtenberg. 2001. "Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders?" *Review of Economics and Statistics* 83(3): 490–497.
23. Quinn, D. 1997. "The Correlates of Change in International Financial Regulation." *American Political Science Review* 91(3): 531–551.
24. Quinn, D., and A. Toyoda. 2008. "Does Capital Account Liberalization Lead to Growth?" *The Review of Financial Studies* 21(3): 1403–1449.
25. Radelet, S., and J. D. Sachs. 1998. "The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects." *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 1–90.
26. Rajan, R. G., and L. Zingales. 1998. "Financial Development and Growth." *American Economic Review* 88(3): 559–586.
27. Reisen, H., and M. Soto. 2001. "Which Types of Capital Inflows Foster Developing Country Growth?" *International Finance* 4(1): 1–14.
28. Rodrik, D. 1998. *Who Needs Capital Account Convertibility? Princeton Essays in International Finance*, No. 207. Princeton, NJ: Princeton University.
29. Schindler, M. 2009. "Measuring Financial Integration: A New Dataset." IMF Staff Papers 56: 222–238.
30. Shambaugh, J. C. 2004. "The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy." *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 301–352.
31. Solow, R. M. 1956. "A Contribution to the Theory of Growth." *Quarterly Journal of Economics* 70(1): 65–94.

Different Types of Capital Account Openness and Economic Growth: Evidence from Middle and Low Income Countries

Zhi Kun and Fu Hongqiao

(National School of Development, Peking University)

Abstract: This paper classifies capital account openness into three subcategories: direct investment openness, portfolio investment openness and financial credit openness. And we investigate the relationship between different types of capital account openness and economic growth for middle and low income countries. Using a dataset which measures the financial integration of 58 countries from 1995 to 2012 and adopting the system GMM method, this paper finds that different types of capital account openness have heterogeneous effects on the growth for middle and low income countries. Direct investment openness spurs growth, while portfolio investment openness and financial credit openness hinder growth. Our research results provide empirical evidence for the related statements of New Structural Economics.

Keywords: Capital Account Openness, Economic Growth, New Structural Economics

JEL Classification: F36, F41, F43

(责任编辑:陈永清)