

弹性价格货币模型的实证检验*

——基于跨国面板数据的分析

江春 毛庆 司登奎

〔摘要〕弹性价格货币模型是探究汇率变动的经典模型之一,但其实证检验文献却十分匮乏。本文基于四步面板检验和区制转换面板模型,将结构突变,异质性和截面相关性同时纳入考虑,使用全球77个国家1975年至2017年的年度数据,从实证角度验证了弹性价格货币模型的适用性。本文研究发现高、中、低收入国家货币模型中主要变量序列的非平稳特征,并且发现上述国家名义汇率波动与其相对货币供应量、相对收入水平间长期协整关系的证据;自举法面板因果关系检验和区制转换面板模型的结果显示在中等收入和低收入国家中,货币供应量对于货币的贬值促进影响更大,而在高收入国家中,经济增长对于货币的升值促进影响更大。据此,本文认为,由于中国目前正逐步从中等收入国家向高收入国家迈进,为保持人民币汇率的长期稳定,中国需高度注重控制货币供应量的过度增长。

关键词:弹性价格货币模型 跨国面板 自举法面板因果分析 区制转换面板模型

JEL 分类号:F10 F31 F33

一、引言

自2008年金融危机爆发以后,全球许多国家央行都在增发货币,以增加出口、支持本国经济,例如美国、日本、英国等国,这导致自2008年以来,全球央行已经向世界金融体系注入了超过11万亿美元的流动性。以美国为例,其“扩大版”的第三轮量化宽松货币政策,每月资产购买计划总额达到850亿美元,导致人民币、韩元和新加坡元等多国货币兑美元纷纷走高。与此同时,美国、日本、英国等国的M2/GDP比率不断上升,以日本为例,其2016年度M2/GDP比率高达209%。除发达国家以外,许多中、低收入国家的“货币超发”现象也很普遍。世界各国均存在不同程度超额货币的现实给我们提出了如下值得讨论的问题:全球各国不断增长的货币供应量对于各国汇率的变化到底会产生什么影响?更需要注意的是,由于中国的货币供应量长期持续增长,因而导致中国的超额货币问题越来越严重,截至2017年末,中国M2/GDP的比率已高达203%,其是否会对人民币汇率带来影响?是否也会导致人民币汇率的贬值?这显然是一个需要我们深入研究的重大问题。

* 江春,武汉大学经济发展研究中心,教授;毛庆,武汉大学经济与管理学院金融学系,硕士研究生;司登奎,青岛大学经济学院,副教授,经济学博士。本研究得到国家社科基金重大项目“扩大中国金融业双向开放的关键问题研究”(15ZDC020)的资助。

值得指出的是,货币主义学派的经济学家(Frenkel and Johnson, 1976; Bilson, 1978, 1979; Boughton, 1988; MacDonald and Taylor, 1993; Diamandis, 1996; Georgios, 1997; Hwang, 2001; Tawadros, 2001)早就分析过一国货币供应量的变动对该国名义汇率的影响,进而形成弹性价格货币模型。弹性价格货币模型认为,汇率是两国货币的相对价格,而不是两国商品的相对价格,因此,汇率是由两国的相对货币供求决定的。在其他条件不变时,如果一国货币供应量增长过快,进而出现超额货币时,则该国居民就会增加对国内外商品、证券或真实资产的购买,这就会导致本国进口及资本流出增加,从而使该国的国际收支出现逆差。同时,在其他条件不变的情况下,当一国因货币供应量增长过快而出现超额的货币供给时,该国的物价水平就会上升,由于购买力平价的关系,这将导致本国货币贬值。

必须指出的是,弹性价格货币模型是从宏观经济的角度来研究汇率的决定,而购买力平价理论实际上只是从进出口贸易的角度来研究汇率的决定,因此,从这一角度来看,弹性价格货币模型比购买力平价理论更能反映一国的宏观经济状况对该国货币汇率的影响。同时,购买力平价理论认为汇率是由两国的物价水平决定的,但却没有说明一国的物价水平是如何决定及变动的,而弹性价格货币模型却能将货币供应量的变动与物价的变动进而与汇率的变动联系起来,因而对汇率变动的原因分析得更为深入。而且,弹性价格货币模型比购买力平价理论更能预测汇率的未来变化。绝对购买力平价认为均衡汇率等于两国在某一时刻上的物价水平之比,这说的仅仅是某一时刻上的均衡汇率;相对购买力平价则认为两国货币汇率的变动率等于两国到某一时刻为止的过去一段时期内物价水平变动率的差异,这只能说明两国到某一时刻为止的过去一段时期内的汇率变动状况,但不能据此判断两国货币未来汇率的变动状况(因为两国未来的物价变动率不一定与过去时期相同),而弹性价格货币模型有利于人们从宏观上根据两国的相对货币供应量增长率、国民收入增长率及利率等数据来判断或预测两国货币汇率的未来变动趋势。此外,运用弹性价格货币模型研究汇率问题的决定及变动还能解决购买力平价理论中的物价指数选择及物价指数可比性等难题,等等。不仅如此,弹性价格货币模型还强调了各国国民收入及利率等因素对汇率的影响,因而对汇率变动的原因分析得更为全面。可见,弹性价格货币模型在购买力平价理论的基础上将汇率理论的研究向前大大推进了一步。

但遗憾的是,目前国内学者主要运用购买力平价理论研究人民币汇率的决定或变动(易纲和范敏,1997;Chou and Shih,1998;俞乔,2000;张晓朴,2001;温建东,2004;邱冬阳,2006;孙茂辉,2006;钟宁桦和杨长江,2012)。而国外学者则倾向于研究区域经济体或国家的货币模型检验,缺少对全球代表性国家总体汇率决定的普适性检验,因而得出的结论往往只在某一特定经济体具有适用性(Dąbrowski et al.,2014;Beckmann and Czudaj,2014;Josef et al.,2015)。本文就试图弥补上述缺陷。

运用货币模型解释汇率变动的实践在20世纪70年代之前仅仅停留在理论解释上,在布雷顿森林体系瓦解之后,其实证检验才逐渐兴起。总结已有研究的经验,可以发现货币模型检验的成功建立在三个条件之上:第一,研究对象需采取浮动汇率或者近似浮动汇率制度并且其经济具有一定的国际化程度(Uz and Ketenci,2008);第二,所用数据须为多国面板数据(Groen,2000;Mark and Sul,2001;Taylor and Taylor,2004;Breitung and Pesaran,2008),这是因为面板数据不仅增大了数据容量,同时也增强了单位根检验和协整检验的可信度与精确性;第三,跨国面板数据中的异质性,截面相关性和结构突变特征应当在实证检验中进行恰当处理(Banerjee et al.,2004,2005)。

在上述三点条件之下,本文获取并完善了全球总计77个高、中、低收入国家^①的数据,运用四步面板检验(Dąbrowski,2014),验证了货币模型对上述国家汇率决定的适用性。本文的主要贡献

^① 由于本文的样本区间截至2017年末,因此本文按照2017年末各国人均GDP排名将面板中77个国家分为高、中、低收入三类。

有三点:第一,本文发现了高、中、低收入国家汇率波动与两国间相对货币供应量、相对收入水平长期协整关系的证据以及主要变量序列的非平稳特征;第二,本文以全球代表性国家的汇率为研究对象,得出的结论具有较强的普适性;第三,本文得出的结论较为可靠,这是因为本文的检验方法考虑到了异质性,截面相关性和结构突变,这相对于之前的文献具有充分的改进。

本文其余部分的研究结构为:第二部分是文献回顾,第三部分是理论模型及研究方法,第四部分是实证分析,第五部分是结论与启示。

二、文献综述

事实上,国外已有不少学者运用相关国家的汇率变动来检验弹性价格货币模型的适用性,特别是在布雷顿森林体系瓦解之后,货币模型对于汇率变动的解释力度重新引起了国外学者的关注。如 Bhargavi(2018)使用了自 1995 年 4 月至 2016 年 12 月印度卢比兑美元的汇率数据,实证检验了弹性价格货币模型中相对货币供应量、相对产出水平以及相对利率水平对印度卢比汇率变动的影响,得出了在长期中货币模型对印度卢比汇率波动具有较强解释作用的结论。DaBrowski(2014)使用了 9 个中东欧国家^①的数据,考虑截面相关性以及国与国之间的异质性,使用面板单位根检验,面板协整,协整等式估计以及面板因果检验,得出了汇率与货币基本面之间长期协整的证据。Beckman et al.(2012)使用了 19 个 OECD 国家^② 1973 年到 1997 年的季度数据检验了弹性价格货币模型在解释这些国家汇率变动方面的适用性问题,得出了协整关系显著的结论,验证了在长期中,一国货币供应量的增长会导致本国货币贬值,一国经济的增长会导致本国货币的升值。Groen(2002)和 Beckmann et al.(2012)曾以发达经济体为样本,不仅验证了货币模型的有效性,并且得出了收入弹性更大的结论,Crespo-Cuaresma et al.(2005)则指出,该结论仅仅适用于发达经济体,对于发展中经济体来说,结果可能恰恰相反。Rapach and Wohar(2002)运用 14 个工业化国家 1880 年至 1995 年间的年度汇率数据,进行了货币模型的检验,发现了其中 8 国的汇率变动与货币供应量和经济增长存在长期协整关系。Mark and Sul(2001)使用 1973 至 1997 年的季度数据,使用面板协整方法分析了 19 个 OECD 国家^③汇率变动与长期基本面之间关系。Husted and MacDonald(1998)运用货币模型检验了美元,德国马克,日元的汇率决定,得出了长期协整关系存在的结论。Sarantis(1994)检验了 1973 年至 1990 年间货币模型对于 4 个 OECD 国家^④汇率决定的适用性,研究指出,货币供应量对于汇率的贬值促进作用十分显著。另外,对弹性价格货币模型进行实证检验的结果已证明,分析的时间越长,或两国货币供应增长率的差异越大,则弹性价格货币模型就越符合现实(Frenkel and Johnson,1976; Haynes and Stone,1981; MacDonald and Taylor,1993)。

从中国的情况来看,目前国内学者主要运用购买力平价理论研究人民币汇率的决定或变动(易纲和范敏,1997;Chou and Shih,1998;俞乔,2000;张晓朴,2001;温建东,2004;邱冬阳,2006;杨长江,2012),而关于运用弹性价格货币模型来分析人民币汇率的决定或变动的研究较少(卜永祥(2008)曾以货币模型为基础推导出人民币外汇压力指数来研究其汇率波动,但是并没有对货币模型的有效性进行检验)。这其中的重要原因就是弹性价格货币模型的前提假设在中国还不具备,

① DaBrowski(2014)文中 8 个中东欧国家为:波兰,罗马尼亚,捷克,匈牙利,摩尔多瓦,塞尔维亚,土耳其,乌克兰。

② Beckmann(2012)文中 19 个 OECD 国家为:澳大利亚,奥地利,卢森堡,加拿大,丹麦,芬兰,法国,德国,英国,希腊,意大利,日本,韩国,新西兰,挪威,西班牙,瑞典,瑞士,美国。

③ Mark and Sul(2001)文中 19 个 OECD 国家为:澳大利亚,奥地利,卢森堡,加拿大,丹麦,芬兰,法国,德国,英国,希腊,意大利,日本,韩国,新西兰,挪威,西班牙,瑞典,瑞士,美国。

④ Sarantis(1994)文中 4 个 OECD 国家分别为:英国,德国,日本和法国。

如人民币汇率不能自由浮动,中国的资本账户没有完全开放等等,但随着人民币汇率不断趋向市场化且中国目前的资本账户开放程度已相当高(按照IMF的分类,在资本账户7大类40个子项中,中国已有14项“基本可兑换”、22项“部分可兑换”,4项为“不可兑换”),这意味着,运用弹性价格货币模型来分析人民币汇率的决定或变动的条件下已逐步成熟。

上述观点的得出相对于更早期的学者所持的汇率变动与货币供应量无关的论点(Krugman, 1989; Obstfeld and Rogoff, 2000)已经有了较大的改善,将货币主义汇率决定理论的发展向前推进了一大步。大量学者经过实证研究指出,早期验证货币模型有效性的尝试之所以得不到显著的结果,原因在于可用的数据容量不够全面,从而导致非协整的原假设经常被错误地接受(Hakkio and Rush, 1991; Groen, 2002)。Breitung and Pesaran(2008)指出,如果使用面板时间序列数据来进行检验,其效果将优于仅仅使用单一时间序列数据,面板时间序列数据不仅增大了数据容量,同时也增强了时序数据单位根检验和协整检验的可信度与精确性。上述观点为货币模型的实证检验提供了面板协整的新思路。

虽然目前越来越多的学者已经成功使用面板数据验证了货币模型的有效性,但是从检验方法上来看,仍然存在继续改进的空间。首先,现在的面板协整检验建立在了一系列非理性假设的基础之上,Rapach and Wohar(2002)指出,面板国家中的异质性问题不应该被忽略,在研究中继续假设面板国家之间的同质性会导致实证结果的偏误。再譬如近期的研究结果总是建立在一阶单位根检验(Levin et al., 2002; Im et al., 2003)和一阶面板协整检验(Pedroni, 2001)的基础之上,这些检验都设定了面板间独立非相关的前提,而这一前提随着世界各国日益密集的经济往来而显得漏洞百出,截面相关性呈现在数据中但是并未得到恰当的处理,将会扭曲截面协整的推论(Banerjee et al., 2004),从而导致在估计中以及在对变量关系的推论中出现实质偏误(Pesaran, 2006)。需要指出的是,早期的文献都忽略了结构性突变的重要性,在时间序列检验中,错误地遗漏结构突变将导致估计结果的不准确。更重要的是虽有一些学者运用弹性价格货币模型,其中大都倾向于研究区域经济体或国家的货币模型检验,但是缺少对全球代表性国家总体汇率决定的普适性检验,因而得出的结论往往只在某一特定经济体具有适用性(Dąbrowski, 2014; Beckmann and Czudaj, 2014; Josef et al., 2015)。

综上,本文将面板国家之间的异质性、截面相关性以及数据的结构突变等特征纳入考虑视野,并且剔除了阿拉伯地区采用钉住汇率制度的国家之后,以全球77个国家汇率波动为研究对象,采用Dąbrowski(2014)的四步面板框架并对其面板因果检验存在的不足进行完善,并且加入区制转换面板模型来避免结构突变的影响,从而来检验货币模型的有效性。本文首先采用Pesaran(2006)提出的面板CIPS单位根检验来检验面板数据的平稳性,这一检验方法同时考虑了异质性、面板国家截面相关性以及结构突变,而这些因素在采用面板做法的文献中很少被同时考虑。本文随后采用Westerlund and Edgerton(2007)提出的面板协整检验、Konya(2006)提出的自举法面板因果关系检验以及区制转换面板模型进一步分析协整关系和因果关系的存在,这三种分析方法考虑并处理了面板国家之间的异质性、截面相关性以及数据的结构突变问题。通过以上改进,本文较好地克服了之前研究的种种不足。

三、理论模型与研究方法

本文的研究框架首先建立在弹性价格货币模型的理论基础上,根据理论模型得出需要验明的协整关系式,然后在面板框架下分析货币模型解释汇率波动的有效性。由于国家间截面相关性和异质性的存在将会扭曲截面协整的推论(Banerjee et al., 2004, 2005)从而导致估计偏误,因此本文

首先检测截面相关性和斜率同质性的存在,并且在随后的面板单位根检验、面板协整检验以及面板因果分析中对截面相关和斜率异质的问题进行处理。最后需要指出的是,由于结构突变的存在将扭曲协整分析的结果,因此本文在面板协整分析中对结构突变的问题也进行了处理。

(一)理论模型

弹性价格货币模型一直是理解汇率波动的具有吸引力的理论工具(Rapach and Wohar,2002),因此被广泛使用于解释汇率的波动,这一点早已被大量的研究所验证,且适用于解释各大经济体的汇率波动,不管是在发达经济体(Mark and Sul,2001; Rapach and Wohar,2004; Engel et al.,2007),还是新兴市场经济体(Crespo-Cuaresma,2005; Uz and Ketenci,2008; Dağbrowski,2013)。弹性价格货币模型的成立是基于以下三大基石:国内外货币市场的均衡、绝对购买力平价关系成立、无抛补利率平价关系成立(Sarno and Taylor,2002)。因此,本文将名义汇率(以直接标价法表示)取对数值,表示为 s_{it} ,有如下关系式成立:

$$s_{it} = (1 - b)v_{it} + bE_t s_{it+1} \quad (1)$$

这里的 $i = 1, 2, \dots, N$, 代表面板中的国家个数, $t = 1, \dots, T$, 代表时期数, $b \equiv \lambda(1 + \lambda)^{-1}$ 是货币需求利率替代弹性的增函数, λ 和 E_t 是在时期 t 时基于可得信息所形成的期望值, 货币基本面被表示为 v_{it} , v_{it} 有如下表达式:

$$v_{it} \equiv \tau_{it} + (m_{it} - m_{it}^*) - \Phi_i(y_{it} - y_{it}^*) + \gamma_i(i_{it} - i_{it}^*) \quad (2)$$

本文等式(2)中的 τ_{it} 表示各国常数项, $m_{it} - m_{it}^*$ 对应本国和外国货币供应量差额(或相对货币供应量), $y_{it} - y_{it}^*$ 对应本国和外国国民收入差额(或相对收入), $i_{it} - i_{it}^*$ 对应本国和外国实际利率水平差异, 由于货币模型中无抛补利率平价关系的成立, 无抛补利率平价关系如等式(3)所示:

$$E_t(\Delta s_{it+1}) = (i_{it} - i_{it}^*) \quad (3)$$

这里的 Δ 和 E_t 分别表示一阶项和 t 时刻的期望汇率水平, 通过将等式(3)代入至等式(2)中去, 上述货币基本面的表达式可以进一步化简为如下形式:

$$v_{it} \equiv \tau_{it} + (m_{it} - m_{it}^*) - \Phi_i(y_{it} - y_{it}^*) + w_{it} \quad (4)$$

此处的 $w_{it} = \gamma_i E_t(\Delta s_{it+1})$ 表示误差项, 这一序列应该是平稳的, 这是因为 $E_t(\Delta s_{it+1})$ 是平稳序列, 经验研究与理论研究都显示, 名义汇率, 相对货币供应和相对产出水平是非平稳的, 因此 $(m_{it} - m_{it}^*)$, $(y_{it} - y_{it}^*)$ 组成协整向量 $(1 - \varphi_i)'$ 。

对等式(1)实施“no-bubbles”条件处理, 即当 $t \rightarrow \infty$ 时, $b^j E_t s_{it+j} \rightarrow 0$, 那么的表达式可以表述如下:

$$s_{it} = (1 - b) \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t v_{it+j} \quad (5)$$

因此, 名义汇率就和货币基本面以及未来货币基本面的期望值相联系起来, 为了消去等式右边的 v_{it} , 经过 Sarno and Taylor(2002)所述的一系列处理, 名义汇率可以被表示如下:

$$s_{it} - v_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t \Delta v_{it+j} \quad (6)$$

由等式(6)可得名义汇率与其货币基本面之间的关系式:

$$s_{it} = \tau_{it} + \beta_i(m_{it} - m_{it}^*) - \Phi_i(y_{it} - y_{it}^*) + w_{it} \quad (7)$$

这里 β_i 和 Φ_i 是各国的斜率参数, 并是随着时间连续的, τ_{it} 表示各国常数项, 误差项 w_{it} 被写为 $w_{it} = g_{it} + \varepsilon_{it}$, 并且存在 $g_{it} = g_{it-1} + \rho_i \varepsilon_{it}$ 。

这里的 ε_{it} 是零均值的平稳扰动项, 并且在面板国家间是相互独立的, ε_{it} 被认为只能是平稳的, 这一事实意味着该序列既具有异方差性, 又是序列相关的。这就说明, 不仅仅只有协整向量在研究区间的各面板国家中是不同的, 长期扰动项 ε_{it} 在研究区间的各面板国家中也是不同的。

(二) 研究方法

由于在进行面板协整及面板因果分析之前需要先检验截面相关性和斜率异质性的存在,因此本文首先将使用三个统计量进行截面相关检验: CD_{BP} , CD_{LM} 和 CD_{test} 。其中, CD_{BP} 检验由 Breusch and Pagan(1980) 提出,该检验的原假设是面板国家之间不存在横截面相关,若结果显著,则原假设被拒绝, CD_{LM} 和 CD_{test} 统计量也具有相同的原假设,分别由 Pesaran et al., (2008) 和 Pesaran(2004) 提出。若三个检验得出的结果都是显著的,则可以证明面板国家之间确实存在横截面相关。第二个需要解决的问题就是斜率同质性问题,如果不存在经验证据证明存在斜率同质性,那么我们将无法捕获面板国家间的异质性特征(Breitung, 2005)。因此,本文引入 Swamy 检验(Swamy, 1970) 和 Δ 检验(Pesaran and Yamagata, 2008) 来检测斜率同质性。

检测完截面相关性和异质性之后,我们还需考虑单位根检验的问题,由于本文的单位根检验必须考虑截面相关性,因此本文采用 Pesaran(2007) 提出的面板 CIPS 单位根检验,用于探究面板序列可能存在的非平稳特性,它的优点是处理了面板数据的截面相关性,从而使得面板单位根检验更为准确,较之之前的检验方法(Maddala and Wu, 1999; Levin et al., 2002; Im et al., 2003) 更加稳健和准确。

因为面板数据的截面相关性特征,因此本文采用 Westerlund and Edgerton(2007) 所提出的面板协整检验,这一检验的优点是考虑了结构突变并且使用自举法处理截面相关性,因此不会对协整等式施加过多限制,从而保证了估计结果的准确性。通过对等式(7)进行进一步变形,需要进行协整检验的式子可写为如下形式:

$$\Delta s_{it} = \tau_{it} + \beta_i \Delta m_{it}^r - \Phi_i \Delta y_{it}^r + w_{it} \quad (8)$$

其中,变量 s_{it} , $m_{it}^r \equiv m_{it} - m_{it}^*$ 和 $y_{it}^r \equiv y_{it} - y_{it}^*$ 分别表示名义汇率的对数值,国内外货币供应量对数值的差额(差额以上标 r 表示),国内外国民收入对数值的差额,所有变量均进行了微分处理,并假定为一阶单整,以 $I(1)$ 表示,系数 β_i 和 Φ_i 分别表示长期内名义汇率的相对货币供应弹性和相对收入弹性。

为了检验等式(8)中的协整关系,本文采用 Westerlund(2007) 提出的基于误差修正的面板协整检验,所需检验等式表达式如下:

$$\Delta s_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i s_{it-1} + \lambda'_i z_{it-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_{ij} \Delta s_{it-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} \Delta z_{it-j} + \eta_{it} \quad (9)$$

其中, $d_t = (1, t)'$ 代表决定项, $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$ 代表参数关联向量, Δ 代表一阶算子, p 代表滞后阶数, Z_i 代表货币基本面, η_{it} 代表误差项,该序列是独立同分布的。 α_i 是误差修正系数, λ_i' 是 $-\alpha_i$ 与长期货币基本面 Z_{it-1} 系数值之间的产物。Westerlund(2007) 提出了 4 个检验统计量:两个组统计量(Gt 和 Ga)以及两个面板统计量(Pt 和 Pa), Gt 和 Ga 统计量的原假设是对于所有的面板国, $\alpha_i = 0$, 备择假设是至少对一个截面单位,有 $\alpha_i < 0$ 成立,若拒绝原假设,则说明至少一个截面单位的变量间存在协整关系; Pt 和 Pa 统计量的原假设是对于所有的面板国, $\alpha_i = 0$, 备择假设是对所有截面单位,有 $\alpha_i < 0$ 成立,若拒绝原假设,则说明整体面板的变量间存在协整关系。

借鉴 Konya(2006) 的研究,本文随后进行自举法面板因果检验,既分析了面板国家整体的结果,也对各国的情况单独进行了分析,并且结果较为稳健,因为自举法面板因果检验和传统的面板因果检验相比,将 77 个面板国数据视为单一时间序列数据一一进行检验,因此可以避免截面相关性和斜率同质性的影响。其数量表达式如下(10), (11) 和(12) 所示:

$$\Delta s_{it} = \omega_{1i} + \sum_{j=1}^p \gamma_{11ij} \Delta s_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{12ij} \Delta m_{it-j}^r + \sum_{j=1}^p \gamma_{13ij} \Delta y_{it-j}^r + u_{1i,t} \quad (10)$$

$$\Delta m_{it-j}^r = \omega_{2i} + \sum_{j=1}^p \gamma_{21ij} \Delta s_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{22ij} \Delta m_{it-j}^r + \sum_{j=1}^p \gamma_{23ij} \Delta y_{it-j}^r + u_{2i,t} \quad (11)$$

$$\Delta y_{it-j}^r = \omega_{3i} + \sum_{j=1}^p \gamma_{31ij} \Delta s_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{32ij} \Delta m_{it-j}^r + \sum_{j=1}^p \gamma_{33ij} \Delta y_{it-j}^r + u_{3i,t} \quad (12)$$

为了进一步保证在避免截面相关性影响的同时剔除结构突变对结果的影响,本文采用了区制转换面板模型,这一模型的优势在于避免了结构突变对于协整关系估计结果的影响。本文先以相对货币供应量为转换变量,再以相对经济增长为转换变量,探究对于高中低收入国家,其汇率变动究竟受相对货币供应量影响更大,还是受相对经济增长影响更大。

四、实证分析

(一)数据来源

本文的数据来源为EPS统计分析平台,IMF数据库及OECD数据库,基于数据的可得性和完整性,剔除钉住汇率制度国家后,本文选取了全球77个国家的名义汇率(均以直接标价法表示,美元为参照货币),货币供应量(M2),实际产出水平(实际GDP)等几大变量自1975年到2017年的年度数据,并且根据2017年末的人均GDP大小将所有82国分为了高、中、低收入三类,所有变量均以指数形式表示,并根据货币模型表达式进行了微分处理。名义汇率(本位币兑美元)取年末观测值,面板国家的货币供应量一般取年末M2值,但是由于国家间货币统计口径存在差异,因此,英国的货币供应量取M3年末值(英格兰银行统计货币供应量时由M0,M1直接跳转至M3),爱尔兰取M3年末值(爱尔兰货币体系中仅统计狭义货币M1和广义货币M3),各国收入水平用年末实际GDP值来表示。

从表1(S_{it} 表示本币兑美元汇率的对数值, mr 表示 $m_{it} - m_t^*$, yr 表示 $y_{it} - y_t^*$,后同)可以看出,高收入国家货币模型几大变量的波动水平比中低收入国家要小,其汇率波动的标准差仅为1.0175,而中低收入国家汇率波动的标准差分别达到了1.2942和1.0980,高等收入国家的相对货币供应量水平和相对经济增长水平波动也处于较为稳定的状态。面板中77个国家的J-B值都在1%的显著性水平上统计显著,这说明所有面板国的几大变量都服从正态分布。

表1 主要变量描述统计

	Mean	Median	Max.	Min.	Std. Dev.	Skew.	Kurt.	J. -B.
Country	s_{it}							
高收入国家	0.6017	0.3263	3.2809	-2.0000	1.0175	0.8341	3.6589	144.1067***
中等收入国家	0.9347	0.6519	4.5102	-2.0000	1.2942	0.3735	3.3781	31.4002***
低收入国家	1.4119	1.2439	4.1319	-1.1549	1.0980	0.2777	2.5220	25.0172***
Country	mr							
高收入国家	-1.4112	-1.2455	2.3612	-5.8613	1.4004	0.4527	4.1134	92.2448***
中等收入国家	-2.2050	-1.7435	2.7583	-13.2303	2.2879	-1.5830	7.4662	1342.4070***
低收入国家	-1.9328	-1.7924	2.4481	-12.4891	1.8486	-1.9786	12.3133	4770.0300***
Country	yr							
高收入国家	-1.4078	-1.2779	1.9606	-5.3346	1.3483	0.3932	3.7549	53.2313***
中等收入国家	-1.9542	-1.5041	2.8023	-12.6594	2.2171	-1.5519	7.2756	1250.2920***
低收入国家	-1.5716	-1.4457	2.8061	-11.9579	1.8398	-2.0125	12.4716	4933.6900***

注:***表示1%的显著性水平。

(二) 相关检验

表2列示了高中低收入国家面板截面相关特征和斜率同质性的检验结果。首先是横截面相关检验,在三类国家中,统计检测量 CD_{BP} (Breusch and Pagan, 1980), CD_{LM} (Pesaran, 2004) 和 CD (Pesaran, 2004) 的检测值都在1%的显著性水平上拒绝了面板国家间不存在截面相关性的原假设,说明三类国家之中存在着较强的截面相关性特征,这也是后续自举法面板因果检验的前提;其次是斜率同质性检验:三类国家中,统计量 Δ , Δadj (Pesaran and Yamagata, 2008) 和 Swamy 值 (Swamy, 1970) 的检测值分别在1%的显著性水平上拒绝了斜率同质性的原假设,这意味着对面板实施同质性的假设会对面板因果检验的结果产生干扰从而导致统计偏差,面板国之间的异质性也是后续自举面板因果检验的又一大前提条件。上述检测结果说明本文之后的检验都应该在考虑并处理横截面相关和斜率异质的前提下实施方才有效,这两大检验的结果为后续的相关检验提供了较好的基础条件。

表2 截面相关与斜率同质检验

	截面相关性检验		斜率同质性检验	
高收入国家	CD_{BP}	4779.743***	Δ	121.928***
	CD_{LM}	181.864***	Δadj	121.927***
	CD	16.034***	Swamy statistics	574.270***
中等收入国家	CD_{BP}	7327.579***	Δ	152.557***
	CD_{LM}	285.879***	Δadj	152.556***
	CD	58.001***	Swamy statistics	149.001***
低收入国家	CD_{BP}	7005.922***	Δ	148.667***
	CD_{LM}	261.028***	Δadj	148.534***
	CD	52.426***	Swamy statistics	556.820***

注:***表示1%的显著性水平。

由于前文的检验表明面板数据中存在强烈的横截面相关和斜率异质特征,因此本文使用CIPS面板单位根检验对上述两种特征进行处理并得出较为确切的单位根检验结果。其中,高、中、低收入国家的检验结果如表3-5所示,从表中结果可知,当序列未取一阶差分时,变量非平稳的原假设在1%的显著性水平上绝大多数均不能被拒绝,这一点与前文的研究结论相一致,即77国货币模型中的变量序列为非平稳序列;而当序列取一阶差分时,所有变量在1%的显著性水平上变为了平稳序列,这也与之前的研究结论相一致。上述结果表明,在考虑结构突变和横截面相关的前提下,有必要继续对变量进行协整分析以及面板因果分析。

表3 高收入国家CIPS面板单位根检验结果

变量	原值		一阶差分		
	截距项	截距项及趋势项	截距项	截距项及趋势项	
高收入国家	sit	-2.484***	-2.427	-4.563***	-4.698***
	mr	-1.864	-2.191	-4.859***	-4.987***
	yr	-1.620	-2.136	-4.273***	-4.395***

注:***表示1%的显著性水平。

表4 中等收入国家 CIPS 面板单位根检验结果

变量	原值		一阶差分		
	截距项	截距项及趋势项	截距项	截距项及趋势项	
中等收入国家	<i>sit</i>	-1.788	-1.764	-4.981***	-5.075***
	<i>mr</i>	-2.487***	-2.498	-4.899***	-5.050***
	<i>yr</i>	-2.060	-1.680	-4.213***	-4.464***

注：***表示1%的显著性水平。

表5 低收入国家 CIPS 面板单位根检验结果

变量	原值		一阶差分		
	截距项	截距项及趋势项	截距项	截距项及趋势项	
低收入国家	<i>sit</i>	-2.239***	-2.273	-5.123***	-5.163***
	<i>mr</i>	-1.706	-1.848	-4.809***	-4.701***
	<i>yr</i>	-2.010	-1.853	-4.488***	-4.700***

注：***表示1%的显著性水平。

(三) 面板协整检验

如前文所述,由于大多数国家变量序列表现为非平稳特征,因此本文采用 Westerlund and Edgerton(2007)提出的面板协整检验进行分析,结果如下表6所示。高收入国家的 Gt 统计值在1%的显著性水平上拒绝了非协整的原假设,证明高收入国家中货币模型协整等式的协整关系是成立的;中等收入国家的 Gt 统计值在1%的显著性水平上拒绝了非协整的原假设,证明中等收入国家中货币模型协整等式的协整关系也是成立的;低收入国家的 Gt 统计值在10%的显著性水平上显著,同样说明低收入国家中货币模型协整等式的协整关系也是成立的。并且上述结果不受到面板数据横截面相关和结构突变特征的影响,因此更加稳健。通过上述面板协整检验,本文在样本国家中证明了理论货币模型中变量间协整关系的存在,这一结果支持了 Crespo-Cuaresma et al.(2005)、Uz and Ketenci(2008)以及 DaBrowski(2013)的研究结论。

表6 Westerlund(2007)面板协整检验结果

国家/统计量	Gt	Ga	Pt	Pa
高收入国家	-2.947***	-10.593	-10.069	-7.246
中等收入国家	-3.273***	-8.320	-12.415	-10.197
低收入国家	-2.752*	-7.029	-10.069	-8.512

注：***和*分别表示1%和10%的显著性水平。

(四) 面板因果检验

Engel et al.(2008)经研究指出汇率水平的决定取决于对未来货币基本面的预期,即汇率会随着货币基本面预期的变动而调整,两者之间存在着前因后果的关系。因此本文在获取了77个面板国家汇率决定与货币基本面之间的协整证据之后,进一步采用 Konya(2006)提出的自举面板因果检验来探究77国汇率与货币基本面之间的因果关系,这一方法将77国数据一一进行检验,因此避

免了截面相关性的影响。需要说明的是,第二列为面板因果检验的 *Wald* 值,若显著,则拒绝原假设,同时,第七列为经过自举法处理的 *P* 值,若其显著,同样拒绝原假设,最后一列为因果关系的方向,若为负,则对汇率升值具有促进作用,若为正,则会导致汇率贬值。主要变量自举法面板因果关系检验的结果见下表 7、8^①。

表 7 Konya(2006) 面板因果检验

国家	Wald 检验值	显著性水平	原假设:mr 不是 sit 的格兰杰原因			自举法 P 值	结论	影响方向
			自举法临界值					
			10%	5%	1%			
瑞士	3.046	0.385	0.433	0.331	0.182	0.253	接受	0.649***
挪威	0.787**	0.053	0.413	0.305	0.173	0.023	拒绝	0.036***
新加坡	10.221**	0.017	0.475	0.361	0.204	0.026	拒绝	-0.148***
丹麦	3.580	0.311	0.516	0.393	0.226	0.101	接受	-0.031***
冰岛	2.009	0.570	0.435	0.327	0.194	0.173	接受	1.147***
爱尔兰	0.815	0.846	0.427	0.321	0.189	0.584	接受	0.336***
澳大利亚	1.161	0.762	0.463	0.349	0.202	0.938	接受	0.609***
瑞典	2.813	0.421	0.414	0.316	0.183	0.600	接受	0.139***
英国	4.283	0.232	0.452	0.343	0.204	0.410	接受	1.074***
荷兰	4.130	0.248	0.432	0.327	0.185	0.358	接受	0.586***
加拿大	0.850	0.837	0.439	0.332	0.192	0.325	接受	-0.878***
芬兰	4.079	0.253	0.478	0.349	0.200	0.621	接受	0.075***
法国	0.335	0.953	0.430	0.319	0.178	0.677	接受	0.672***
以色列	7.187*	0.066	0.397	0.298	0.166	0.022	拒绝	0.211***
新西兰	7.497*	0.058	0.447	0.329	0.190	0.055	拒绝	-0.080***
日本	1.667	0.644	0.524	0.398	0.226	0.325	接受	0.645***
科威特	8.771**	0.032	0.520	0.390	0.222	0.050	拒绝	0.273***
意大利	2.374	0.498	0.439	0.344	0.192	0.538	接受	0.809***
韩国	13.086***	0.004	0.404	0.303	0.167	0.078	拒绝	0.556***
马耳他	4.439	0.218	0.423	0.315	0.179	0.752	接受	0.188***
塞浦路斯	8.093***	0.004	0.412	0.316	0.179	0.075	拒绝	0.045***
特立尼达和多巴哥	2.051	0.562	0.497	0.382	0.213	0.253	接受	0.719***
乌拉圭	7.851**	0.049	0.504	0.388	0.223	0.084	拒绝	0.427***
塞舌尔	0.319	0.956	0.458	0.349	0.198	0.484	接受	1.547***
智利	10.846	0.113	0.400	0.302	0.173	0.853	接受	0.854***
高收入国家整体	112.290***	0.003					拒绝	0.827***
阿根廷	4.597***	0.204	0.420	0.318	0.191	0.000	拒绝	0.017
马来西亚	2.507	0.474	0.404	0.309	0.172	0.998	接受	0.264***
苏里南	4.370***	0.224	0.444	0.342	0.193	0.007	拒绝	0.382***

① 表中标粗的为结果显著的国家。

续表

国家	Wald 检验值	显著性水平	原假设:mr 不是 sit 的格兰杰原因			自举法 P 值	结论	影响方向
			自举法临界值					
			10%	5%	1%			
墨西哥	7.776 *	0.051	0.383	0.289	0.176	0.013	拒绝	0.928 ***
土耳其	9.171 **	0.027	0.472	0.353	0.205	0.004	拒绝	0.478 ***
中国	5.983 *	0.073	0.463	0.350	0.203	0.075	拒绝	0.283 ***
加蓬	0.856	0.836	0.439	0.327	0.179	0.223	接受	0.570 ***
巴西	5.290 **	0.152	0.373	0.277	0.156	0.048	拒绝	0.023 **
多米尼加	8.470 **	0.037	0.415	0.312	0.179	0.047	拒绝	0.844 ***
博茨瓦纳	8.456 **	0.037	0.451	0.339	0.208	0.099	拒绝	0.563 ***
厄瓜多尔	1.737 *	0.629	0.622	0.491	0.292	0.085	拒绝	1.667 **
哥伦比亚	1.555	0.670	0.602	0.466	0.278	0.709	接受	0.840 ***
哥斯达尼加	0.210	0.976	0.481	0.367	0.205	0.940	接受	0.806 ***
南非	2.492 *	0.477	0.477	0.365	0.211	0.064	拒绝	0.973 ***
泰国	2.977	0.395	0.420	0.315	0.182	0.312	接受	0.240 ***
秘鲁	2.776	0.428	0.562	0.418	0.241	0.117	接受	0.169 ***
利比亚	1.485	0.686	0.508	0.384	0.226	0.275	接受	1.036 ***
伊朗	0.671	0.880	0.410	0.312	0.182	0.999	接受	1.085 ***
斐济	5.198	0.158	0.452	0.341	0.201	0.505	接受	0.698 ***
牙买加	8.059 **	0.045	0.428	0.322	0.187	0.025	拒绝	1.018 ***
汤加	3.078	0.380	0.414	0.321	0.181	0.706	接受	0.482 ***
阿尔及利亚	5.960 *	0.114	0.569	0.429	0.244	0.100	拒绝	1.113 ***
委内瑞拉	5.346	0.148	0.411	0.313	0.184	0.466	接受	0.915 ***
圭亚那	12.258 ***	0.007	0.629	0.474	0.278	0.034	拒绝	1.118 ***
斯里兰卡	2.833	0.418	0.451	0.342	0.198	0.878	接受	0.666 ***
中收入国家整体	113.113 ***	0.003					拒绝	0.197 ***
巴拉圭	3.524	0.318	0.526	0.395	0.230	0.887	接受	0.877 ***
萨尔瓦多	8.791 **	0.032	0.571	0.428	0.249	0.481	拒绝	0.959 ***
危地马拉	5.246	0.155	0.457	0.339	0.191	0.254	接受	0.736 ***
突尼斯	9.914 **	0.019	0.464	0.349	0.202	0.411	拒绝	0.800 ***
斯威士兰	1.933	0.586	0.418	0.319	0.177	0.429	接受	0.984 ***
印度尼西亚	4.106	0.250	0.377	0.289	0.174	0.306	接受	0.701 ***
菲律宾	1.852 *	0.604	0.460	0.341	0.187	0.068	拒绝	0.585 ***
摩洛哥	1.510	0.680	0.436	0.334	0.183	0.143	接受	0.336 ***
玻利维亚	3.424	0.331	0.548	0.411	0.245	0.438	接受	0.209 ***
尼日利亚	8.583 **	0.035	0.517	0.392	0.222	0.145	拒绝	1.045 ***

国家	Wald 检验值	显著性水平	原假设:mr 不是 sit 的格兰杰原因			自举法 P 值	结论	影响方向
			自举法临界值					
			10%	5%	1%			
洪都拉斯	7.797 **	0.050	0.347	0.266	0.157	0.042	拒绝	0.769 ***
巴布新几内亚	4.144	0.246	0.502	0.369	0.212	0.421	接受	0.783 ***
尼加拉瓜	20.096 ***	0.000	0.400	0.296	0.170	0.255	拒绝	0.218 ***
印度	9.004 **	0.029	0.501	0.383	0.229	0.219	拒绝	0.604 ***
肯尼亚	2.720	0.437	0.405	0.308	0.174	0.648	接受	0.819 ***
赞比亚	4.632	0.201	0.361	0.275	0.163	0.834	接受	0.228 **
孟加拉国	5.624	0.131	0.435	0.323	0.188	0.800	接受	0.465 ***
喀麦隆	0.972	0.808	0.421	0.319	0.186	0.810	接受	0.297
乍得	3.420	0.331	0.499	0.380	0.235	0.673	接受	0.359 ***
尼泊尔	2.238	0.525	0.471	0.362	0.208	0.787	接受	0.565 ***
海地	13.833 ***	0.003	0.471	0.351	0.196	0.150	拒绝	0.914 ***
贝宁	4.027	0.259	0.504	0.383	0.227	0.234	接受	0.524 ***
乌干达	23.308 ***	0.000	0.486	0.374	0.208	0.400	拒绝	1.063 ***
布隆迪	11.143 **	0.011	0.525	0.396	0.223	0.216	拒绝	1.126 ***
巴基斯坦	1.114 **	0.774	0.448	0.339	0.198	0.042	拒绝	0.772 ***
埃及	9.887 **	0.020	0.423	0.311	0.185	0.639	拒绝	0.890 ***
低收入国家整体	172.840 ***	0.000					拒绝	0.211 ***

注:***, **和* 分别表示 1%, 5% 和 10% 的显著性水平。

首先在高收入国家中,相对货币供应量和名义汇率之间存在因果关系的证据在挪威、新加坡、以色列、新西兰、科威特、韩国、塞浦路斯、乌拉圭以及整体表现显著,在这些国家中,名义汇率受相对货币供应量的影响,并整体呈现出显著正向相关,说明一国货币供应量的增长对于汇率贬值具有促进作用。再看中等收入国家的情形,汇率与相对货币供应量的因果关系在阿根廷、苏里南、墨西哥、土耳其、巴西、中国、多米尼加、博茨瓦纳、厄瓜多尔、南非、牙买加、阿尔及利亚、圭亚那和整体表现显著,相对货币供应量的增长对于一国货币贬值具有促进作用。这其中,值得一提的是中国的情形,因为在 1994 年到 2005 年这个时间段内超额货币与人民币升值共存,江春(2006)曾将这一现象称作继 Mckinnon(1993)之后的又一个中国之谜,然而经过本文的检验可知,在长期超额货币对人民币汇率仍然具有贬值促进作用,若人民银行持续增加货币供应量,那么人民币未来的贬值趋势是可以预见的,实际上,在 2015 年开始,人民币汇率就已经出现了持续贬值趋势,这也从一定程度上印证了超额货币对人民币汇率的贬值促进效果。最后,在低收入国家中,相对货币供应量和名义汇率间的因果关系在萨尔瓦多、突尼斯、菲律宾、洪都拉斯、尼加拉瓜、尼日利亚、印度、海地、布隆迪、乌干达、巴基斯坦、埃及和整体表现显著。上述结果表明,在中、低收入国家中,货币供应量对于其汇率贬值的促进作用更大(因为在中低收入国家中,结果显著的国家多于高收入国家),而在高收入国家中,货币供应量对于其汇率波动的影响并没有其对中低收入国家汇率波动影响那么大。

表 8 Konya(2006) 面板因果检验

国家	Wald 检验值	显著性水平	原假设:yr 不是 sit 的格兰杰原因			自举法 P 值	结论	影响方向
			自举法临界值					
			10%	5%	1%			
瑞士	6.524*	0.089	0.435	0.339	0.185	0.201	拒绝	-0.534***
挪威	1.278	0.734	0.388	0.303	0.177	0.276	接受	-0.218***
新加坡	10.024**	0.018	0.457	0.347	0.200	0.231	拒绝	-0.003***
丹麦	11.670***	0.009	0.439	0.335	0.190	0.725	拒绝	-0.212***
冰岛	4.736*	0.192	0.389	0.292	0.175	0.068	拒绝	1.001***
爱尔兰	3.798	0.284	0.387	0.297	0.159	0.783	接受	-0.185***
澳大利亚	7.599*	0.055	0.440	0.334	0.200	0.576	拒绝	-0.690***
瑞典	6.073*	0.100	0.412	0.306	0.170	0.020	拒绝	-0.383***
英国	3.363**	0.339	0.443	0.336	0.202	0.035	拒绝	-1.138***
荷兰	3.736	0.291	0.450	0.338	0.201	0.760	接受	-0.503***
加拿大	4.117	0.249	0.455	0.337	0.201	0.431	接受	-0.874***
芬兰	0.411	0.938	0.495	0.373	0.215	0.731	接受	0.127***
法国	1.269	0.737	0.456	0.347	0.204	0.662	接受	-0.681***
以色列	36.196***	0.000	0.425	0.328	0.188	0.034	拒绝	-0.056***
新西兰	11.576***	0.009	0.437	0.333	0.192	0.551	拒绝	-0.009***
日本	2.112	0.549	0.511	0.385	0.212	0.663	接受	-0.988***
科威特	2.241	0.524	0.397	0.308	0.173	0.828	接受	-0.016***
意大利	1.430	0.699	0.452	0.347	0.202	0.958	接受	0.768***
韩国	3.394**	0.035	0.392	0.297	0.177	0.033	拒绝	-0.075***
马耳他	0.646	0.886	0.454	0.343	0.195	0.954	接受	0.679***
塞浦路斯	1.409*	0.003	0.386	0.292	0.176	0.075	拒绝	0.487***
特立尼达和多巴哥	0.399	0.941	0.514	0.395	0.218	0.447	接受	0.748***
乌拉圭	5.262	0.154	0.480	0.360	0.216	0.493	接受	0.498***
塞舌尔	2.857*	0.014	0.472	0.354	0.201	0.078	拒绝	1.839***
智利	10.223**	0.017	0.483	0.365	0.215	0.009	拒绝	0.419***
高收入国家整体	142.341***	0.000					拒绝	-0.042**
阿根廷	0.549***	0.908	0.440	0.330	0.179	0.000	拒绝	-0.314***
马来西亚	2.163	0.539	0.483	0.364	0.210	0.536	接受	-0.548***
苏里南	12.101***	0.007	0.358	0.268	0.148	0.049	拒绝	-0.513***
墨西哥	5.464	0.141	0.369	0.283	0.168	0.178	接受	-0.857***
土耳其	4.126	0.248	0.490	0.371	0.214	0.101	接受	-1.602***
中国	4.988	0.179	0.498	0.375	0.202	0.165	接受	-0.619***
加蓬	1.735	0.629	0.423	0.316	0.182	0.192	接受	1.364***
巴西	21.498***	0.000	0.361	0.275	0.160	0.025	拒绝	-0.263***
多米尼加	2.548	0.467	0.520	0.396	0.224	0.272	接受	-0.021***
博茨瓦纳	1.670	0.644	0.397	0.299	0.168	0.510	接受	-0.281***

国家	Wald 检验值	显著性水平	原假设:yr 不是 sit 的格兰杰原因			自举法 P 值	结论	影响方向
			自举法临界值					
			10%	5%	1%			
厄瓜多尔	14.559***	0.002	0.610	0.465	0.263	0.006	拒绝	2.389***
哥伦比亚	2.042	0.564	0.531	0.398	0.228	0.675	接受	1.253***
哥斯达尼加	3.346	0.341	0.479	0.363	0.200	0.172	接受	0.921***
南非	2.356	0.502	0.428	0.329	0.184	0.217	接受	-0.535***
泰国	9.082**	0.028	0.513	0.391	0.223	0.010	拒绝	0.199***
秘鲁	33.435***	0.000	0.515	0.384	0.219	0.100	拒绝	-0.519***
利比亚	1.529	0.676	0.445	0.341	0.187	0.280	接受	-1.050***
伊朗	8.562	0.136	0.414	0.317	0.192	0.103	接受	1.337***
斐济	3.046	0.385	0.441	0.329	0.192	0.422	接受	-0.463***
牙买加	19.540***	0.000	0.435	0.328	0.199	0.010	拒绝	0.284***
汤加	10.915***	0.012	0.435	0.328	0.196	0.089	拒绝	-0.241***
阿尔及利亚	4.516	0.211	0.472	0.355	0.196	0.788	接受	0.178***
委内瑞拉	3.720	0.293	0.441	0.333	0.188	0.883	接受	-1.465***
圭亚那	3.696	0.296	0.502	0.365	0.216	0.851	接受	0.791***
斯里兰卡	5.464	0.141	0.469	0.356	0.200	0.123	接受	0.574***
中收入国家整体	182.558***	0.000					拒绝	-0.002***
巴拉圭	7.254*	0.064	0.499	0.375	0.211	0.060	拒绝	1.335***
萨尔瓦多	3.841	0.279	0.463	0.347	0.204	0.176	接受	-0.344***
危地马拉	3.740	0.291	0.483	0.364	0.213	0.224	接受	-0.720***
突尼斯	2.833	0.418	0.458	0.345	0.204	0.005	接受	-1.189***
斯威士兰	2.883	0.410	0.450	0.343	0.201	0.694	接受	-0.508***
印度尼西亚	0.792	0.851	0.448	0.339	0.197	0.148	接受	1.337***
菲律宾	6.202	0.102	0.423	0.316	0.182	0.242	接受	-0.208***
摩洛哥	0.870	0.833	0.403	0.296	0.168	0.754	接受	-0.553***
玻利维亚	3.642	0.303	0.588	0.440	0.247	0.120	接受	-0.564***
尼日利亚	11.333***	0.010	0.468	0.351	0.204	0.397	拒绝	-0.383***
洪都拉斯	15.691***	0.000	0.432	0.328	0.190	0.031	拒绝	-0.410***
巴布新几内亚	4.407	0.221	0.539	0.409	0.231	0.196	接受	-0.916***
尼加拉瓜	30.670***	0.000	0.383	0.284	0.162	0.062	拒绝	-0.210***
印度	1.648	0.648	0.544	0.412	0.243	0.994	接受	-0.387***
肯尼亚	9.452**	0.024	0.411	0.312	0.179	0.085	拒绝	0.062***
赞比亚	0.166	0.983	0.398	0.298	0.171	0.998	接受	0.082***
孟加拉国	2.433	0.488	0.476	0.361	0.211	0.483	接受	-0.009***
喀麦隆	3.812	0.282	0.470	0.358	0.202	0.311	接受	0.904***
乍得	0.438	0.932	0.472	0.351	0.203	0.910	接受	1.047***
尼泊尔	2.174	0.537	0.453	0.349	0.198	0.234	接受	0.190***

续表

国家	Wald 检验值	显著性水平	原假设:yr 不是 sit 的格兰杰原因			自举法 P 值	结论	影响方向
			自举法临界值					
			10%	5%	1%			
海地	11.202 ^{***}	0.010	0.475	0.356	0.198	0.057	拒绝	-0.107 ^{***}
贝宁	1.582	0.663	0.417	0.317	0.179	0.560	接受	1.043 ^{***}
乌干达	0.857	0.836	0.493	0.374	0.209	0.066	接受	0.571 ^{***}
布隆迪	9.983 ^{**}	0.019	0.531	0.406	0.237	0.025	拒绝	1.076 ^{***}
巴基斯坦	0.340	0.952	0.445	0.337	0.194	0.722	接受	-0.108 ^{***}
埃及	10.714 ^{**}	0.013	0.432	0.339	0.199	0.088	拒绝	-1.030 ^{***}
低收入国家整体	148.963 ^{***}	0.000					拒绝	-0.123 ^{***}

注:***, **和* 分别表示 1%, 5% 和 10% 的显著性水平。

本文在表 8 中列示了相对经济增长与汇率水平之间的因果关系检验结果,结果显示,在高收入国家及地区中,瑞士、丹麦、新加坡、冰岛、澳大利亚、瑞典、英国、以色列、新西兰、韩国、塞浦路斯、塞舌尔、智利和整体的相对经济增长与汇率水平之间存在着显著的因果关系,面板国大多数因果方向表现为负向,经济增长会对一国汇率产生升值推动,可以看出,相对于货币供应量,经济增长对于高收入国家汇率升值的促进作用更为明显;而对于中等收入国家,阿根廷、苏里南、墨西哥、泰国、巴西、秘鲁、牙买加、汤加的结果表现显著且因果方向为负向,可以发现,相对于货币供应量,经济增长对于人民币汇率的影响并不显著;最后在低收入国家中,巴拉圭、尼日利亚、洪都拉斯、尼加拉瓜、肯尼亚、海地、布隆迪、埃及的实证结果表现显著,这一发现说明在低收入国家中,货币供应量对于汇率的影响远远大于对于经济增长对其汇率的影响,这是因为在面板因果检验显著的低收入国家中,表 7 结果显著的低收入国家数远远多于表 8。

(五) 区制转换面板模型

为了保证在避免截面相关性影响的同时剔除结构突变对结果的影响,本文采用了区制转换面板模型,结果如表 9 所示,在高收入国家中,以 yr 为转换变量的转换系数是显著的,并且数值为负数,说明在高收入国家中,相对经济增长量对于汇率升值促进影响更大;在中等收入国家中,货币供应量和相对经济增长量分别对汇率贬值和汇率升值具有促进作用;而在低收入国家中,结果同样如此。这说明,在中低收入国家中,影响汇率变动的除了相对经济增长量,货币供应量对于汇率贬值的促进作用也逐渐明显,而在高收入国家中,货币供应量对于汇率贬值的影响则不明显。这一结论与面板因果检验的结论大致相同。

表 9 区制转换面板模型结果(表中为转换系数)

	以 mr 为转换变量	以 yr 为转换变量
高收入国家	0.5932	-2.2858 ^{***}
中等收入国家	1.9285 ^{***}	-4.4559 ^{***}
低收入国家	0.9145 [*]	-0.5647 ^{***}

注:***和* 分别表示 1% 和 10% 的显著性水平。

五、结论与启示

本文通过货币模型的四步面板检验,并考虑了异质性、结构突变和横截面相关的情形,得出了高、中、低收入国家货币模型中主要变量序列的非平稳特征,发现了上述国家名义汇率与其相对货币供应量、相对收入水平间之间长期协整关系的证据,并且保证了协整结论的准确性。自举法面板因果关系检验和区制转换面板模型的结果显示,在中等收入和低收入国家中,货币供应量对于货币的贬值促进影响更大,而在高收入国家中,经济增长对于货币的升值促进影响更大。

基于以上发现,本文认为,由于目前我国正步入中等收入国家行列,因此我们必须高度关注货币供应量的过度增长可能对人民币汇率所产生的影响。考虑到目前我国超额货币过多(截至2017年底,中国的M2/GDP已高达203%,是全球超额货币最多的国家之一)以及2015年以后由于中国货币供应量的长期过度增长而导致人民币汇率曾一度处于贬值状态的事实,本文认为:中国必须控制货币供应量的过度增长,以避免增大人民币贬值的压力,进而为保证人民币汇率的长期稳定提供良好的货币金融环境。

参考文献

- 江春(2006):《超额货币与人民币汇率》,《经济科学》,第1期。
- 卜永祥(2008):《人民币升值压力与货币政策:基于货币模型的实证分析》,《经济研究》,第9期。
- 邱冬阳(2006):《人民币购买力平价——1997-2005年数据的协整分析》,《经济研究》,第5期。
- 孙茂辉(2006):《人民币自然均衡实际汇率:1978-2004》,《经济研究》,第11期。
- 温建东(2004):《人民币购买力平价研究》,《金融研究》,第4期。
- 杨长江、钟宁桦(2012):《购买力平价与人民币均衡汇率》,《金融研究》,第1期。
- 易纲(2003):《中国的货币化进程》,商务印书馆。
- 易纲、范敏(1997):《人民币汇率的决定因素及走势分析》,《经济研究》,第10期。
- 俞乔(2000):《购买力平价、实际汇率与国际竞争力》,《金融研究》第1期。
- 张晓朴(2001):《人民币均衡汇率研究》,中国金融出版社。
- George, Gilboy, 钟宁桦(2010):《度量中国经济:购买力平价的适当应用》,《经济研究》,第1期。
- Banerjee, A., M. Marcellino and C. Osbat (2004): "Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macroeconomic Data", *Econometrics Journal*, 7, 322-340.
- Banerjee, A., M. Marcellino and C. Osbat(2004): "Testing for PPP: Should We Use Panel Methods?", *Empirical Economics*, 30, 77-91.
- Beckmann, J. and R. Czudaj (2014): "Regime Shifts and the Canada/US Exchange Rate in A Multivariate Framework", *Economics Letters*, 123, 206-211.
- Beckmann, J., A. Belke and F. Dobnik (2012): "Cross-section Dependence and the Monetary Exchange Rate Model-a panel Analysis", *North American Journal of Economics & Finance*, 23, 38-53.
- Bilson, J. (1978): "The Monetary Approach to Exchange Rate: Some Empirical Evidence", *IMF Staff Papers*, 48-75.
- Bilson, J. (1979): "Recent Development in Monetary Model of Exchange Rate Determination", *IMF Staff Papers*, 201-223.
- Boughton, J. (1988): *The Monetary Approach to Exchange Rates: What Now Remains?* Journal International Econometrics, Princeton University, Princeton, NJ.
- Breitung, J. (2005): "A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data", *Econometric Reviews*, 24, 151-173.
- Breitung, J. and M. Pesaran (2008): "Unit Roots and Cointegration in Panels", *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, Springer Publishers, 279-322.
- Breusch, T. and A. Pagan (1980): "The LM Test and Its Application to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47, 239-254.
- Chou, W. and Y. Shih (1998): "The Equilibrium Exchange Rate of Chinese RMB", *Journal of Comparative Economics*, 26, 165-

174.

Crespo-Cuaresma, J., J. Fidrmuc and R. MacDonald (2005): "The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs", *Economics of Transition*, 13, 395-416.

DaBrowski, M., M. Papiez and S. Smiech (2013): "Monetary Exchange Rate Model for the Central European Countries; Evidence from A Panel Approach", In: Loster, T., Pavelka, T. (Eds.), *Proceedings of 7th International Days of Statistics and Economics*, Prague, Melandrium, 289-298.

DaBrowski, M., M. Papiez and S. Smiech (2014): "Exchange Rates and Monetary Fundamentals in CEE Countries: Evidence from A Panel Approach", *Journal of Macroeconomics*, 41, 148-159.

Diamandis, P. and G. Kouretas (1996): "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships, Coefficient Restrictions and Temporal Stability of the Greek Drachma", *Applied Financial Economics*, 6, 351-62.

Engel, C., N. Mark and K. West (2007): "Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think", In: Acemoglu, D., Rogoff, K., Woodford, M. (Eds.), *NBER Macroeconomic Annual 2007*, vol. 22. Chicago University Press, Chicago.

Frenkel, J. and H. Johnson (1976): *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, London: Allen & Unwin.

Georgios, P. (1997): "Identifying Linear Restrictions on the Monetary Exchange Rate Model and the Uncovered Interest Parity: Cointegration Evidence from the Canadian-U. S. Dollar", *Canadian Journal of Economics*, 30, 875-890.

Groen, J. (2000): "The Monetary Exchange Rate Model as A Long-run Phenomenon", *Journal of International Economics*, 52, 299-319.

Groen, J. (2002): "Cointegration and The Monetary Exchange Rate Model Revisited", *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 64, 361-380.

Hakkio, C. and M. Rush (1991): "Cointegration: How Short Is the Long Run?", *Journal of International Money & Finance*, 10, 571-581.

Husted, S. and R. Macdonald (1998): "Monetary-based Models of the Exchange Rate: A Panel Perspective", *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 8, 1-19.

Hwang, J. (2001): "Dynamic Forecasting of Monetary Exchange Rate Models: Evidence from Cointegration", *International Advances in Economic Research*, 7, 51-64.

Im, K., M. Pesaran and Y. Shin (2003): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.

Josef, M., P. Dilhan and M. Daniel (2015): "Exchange Rate Movements and The Australian Economy", *Economic Modelling*, 47, 53-62.

Karamcheti, B., V. Padake and T. Geetha (2018): "The INR/USD Exchange Rate Determination: An Empirical Investigation of the Flexible Price Monetary Model in a Vector Auto Regression Framework", *Theoretical Economics Letters*, 8, 1070-1082.

Konya, L. (2006): "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with A Panel Data Approach", *Economic Modelling*, 23, 978-992.

Krugman, P. (1989): *Exchange-rate Instability*, Cambridge, MA: MIT Press.

Im, K., M. Pesaran and Y. Shin (2003): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.

Levin, A., C. Lin and C. Chu (2002): "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.

Lucio, S., P. Mark and M. Taylor. (2002): "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, 49, 65-105.

MacDonald, R. and M. Taylor (1993): "The Monetary Approach to the Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, March, 80-107.

Maddala, G. and S. Wu (1999): "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 61, 631-652.

Mark, N. and D. Sul (2001): "Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence Form A Small Post-Bretton Woods Panel", *Journal of International Economics*, 53, 29-52.

Mckinnon, R. (1993): "The Rules of the Game: International Money in Historical Perspective", *Journal of Economic Literature*, 31, 1-44.

Obstfeld, M. and K. Rogoff (2000): "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause?", In: Bernanke, B. and K. Rogoff (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2000*, vol. 15. MIT Press, Cambridge, MA-London, 339-412.

Pesaran, M. and T. Allan (2007): "Selection of Estimation Window in the Presence of Breaks", *Journal of Econometrics*, 137, 134-161.

Pesaran, M. (2004): "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", In: *Cambridge Working Papers in*

Economics, No. 0435, University of Cambridge.

Pesaran, M. (2006): "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multifactor Error Structure", *Econometrics*, 74, 967-1012.

Pesaran, M., A. Ullah and T. Yamagata (2008): "A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-section Independence", *Econometrics Journal*, 11, 105-127.

Pesaran, M. and T. Yamagata (2008): "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", *Journal of Econometrics*, 142, 50-93.

Pedroni, P. (2001): "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", *Review of Economics and Statistics*, 83, 727-731.

Rapach, D. and M. Wohar (2002): "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from A Century of Data", *Journal of International Economics*, 58, 359-385.

Rapach, D. and M. Wohar (2004): "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: A Closer Look at Panels", *Journal of International Money & Finance*, 23, 867-895.

Sarantis, N. (1994): "The Monetary Exchange Rate Model in the Long Run: An Empirical Investigation", *Weltwirtschaftliches Archive*, 130, 698-711.

Stone, J. and S. Haynes (1981): "A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differential", *American Economic Review*, 71, 1060-1067.

Swamy, P. (1970): "Efficient Inference in A Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, 38, 311-323.

Tawadros, G. (2001): "The Predictive Power of the Monetary Model of Exchange Rate Determination", *Applied Financial Economics*, 11, 279-86.

Taylor, A. and M. Taylor (2004): "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, 18, 135-158.

Uz, I. and N. Ketenci (2008): "Panel Analysis of the Monetary Approach to Exchange Rates: Evidence from Ten New EU Members and Turkey", *Emerging Markets Review*, 9, 57-69.

Westerlund, J. and D. Edgerton (2007): "A Panel Bootstrap Cointegration Test", *Economics Letters*, 97, 185-190.

(责任编辑:周莉萍)

Empirical Study on Flexible-price Monetary Model

JIANG Chun MAO Qing SI Dengkui

(Center of Financial Research, Wuhan University, Wuhan, 430072, China; Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan, 430072, China; School of Economics, Qingdao University, Qingdao, 266071, China)

Abstract: Flexible-price monetary model is one of the most classic models which explain the fluctuations of exchange rate. However, the empirical examination of flexible-price monetary model is rare. This paper uses panel data from 1975 to 2017 for 77 countries to tackle the issue of structural breaks, cross-section dependence and heterogeneity for the monetary exchange rate model on the basis of four-step panel analysis and zone conversion panel model. We find the evidence of the feasibility of flexible-price monetary model on the determination of exchange rate. To be specific, we find the non-stationarity emerging in exchange rates and monetary fundamentals series and the evidence of the long-run co-integration relationship between the nominal exchange rates and monetary fundamentals which is rather convincing and accurate. We have proved that excess money supply tends to depreciate the nominal exchange rate in the lower-income countries and middle-income countries, however, considerable GDP growth tends to appreciate the nominal exchange rate in the higher-income countries. As China belongs to the middle-income countries, we suggest that China should pay more attention to the case of excess money and reduce the money supply for the stabilization of RMB nominal exchange rate.

Key Words: Flexible-Price Monetary Model; Transnational Panel; Panel Cointegration; Bootstrapped Panel Causal Analysis; Zone Conversion Panel Model

JEL Classification: F10; F31; F33

Media Communication of Monetary Policy: Market Indicators or Conventional Indicators?

ZHANG Chengsi MOU Pengfei

(School of Finance, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

Abstract: This paper examines the impact factors of media reports on monetary policy in China over 2000 – 2016. We use the relevant media reports in the week after monetary policy committee meeting to determine the factors that may affect the media reports. We further explore whether monetary policy variables and other economic variables affect the media reports. Empirical results show that media reports do not really pay attention to market interest rate. In contrast, the media pays more attention on policy interest rate and required reserve ratio, as well as growth rate of broad money. Therefore, the central bank in China may consider underscoring the importance of policy interest rate, required reserve ratio and monetary growth in central bank communication to gear up monetary policy transmission effect.

Key Words: Media Report; Monetary Policy; Central Banking

JEL Classification: E22; E52; E58