

# 产业结构、贸易开放与 M2/GDP 比例关系研究

## ——基于发达经济体与新兴市场国家的实证检验

贾清显<sup>1,2</sup> 朱铭来<sup>2</sup>

<sup>1</sup>(钦州学院经济管理学院, 钦州 535000) <sup>2</sup>(南开大学经济学院, 天津 300071)

〔摘要〕在后金融危机时代,全球 M2/GDP 比例的持续上升态势引起经济学家及各国货币政策制定者的格外关注,并对其与宏观经济运行的关系加以深入探讨。本文利用 69 个国家和地区 1991~2014 年间的的面板数据资料,区别不同经济发展程度的国别群体,通过面板数据的平稳性检验、协整分析和构建误差修正模型,检验产业结构、贸易开放与经济增长等因素变量与 M2/GDP 比例的长期均衡及短期因果关系,并以此为依据提出有利于经济发展的经济货币化政策和建议。

〔关键词〕产业结构 贸易开放 M2/GDP 比例 误差校正模型 货币政策 金融生态环境

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2017.08.013

〔中图分类号〕F820 〔文献标识码〕A

### 引言

马克思在《政治经济学批判》中曾指出,货币是“社会形成和发展的条件和发展一切生产力即物质生产力和精神生产力的主动轮”。数百年来,货币对经济的影响以及金融深化与宏观经济波动性关系受到不懈的探讨,并有了更加深刻的认识,而广义货币供给量与名义国内生产总值的比例,即 M2/GDP 比例被作为衡量这类关系的重要指标,很大程度上反映了货币、产出和物价水平之间的关系,成为经济学家及各国货币政策制定者关注的重点。过去的研究多数表明,一国 M2/GDP 比例越高越能够促进一国经济增长。然而,根据 Pigou (1917) 提出的剑桥方程式  $M=KPY$ , 我们很容易解得  $M/PY=K$ , 公式中 PY 表示以货币计量的社会总资源或总财富,即所谓的名义 GDP, 如果再以 M 取值 M2, 则 M2/GDP 比例也就是“剑桥系数 K”或“马歇尔指数 K”, 其变化趋势被用以衡量货币供应相对于货币需求的过剩与短缺情况<sup>[1]</sup>。自牙买加体系以来,世界平均的 M2/GDP 比例呈持续上升态势,由 1991 年的 0.88, 上升至 2014 年的 1.26, 其间发生了

1997~1998 年亚洲金融危机和 2008~2009 年美国次贷危机, 每次危机后该指标都会有新的增长。据此 M2/GDP 比例愈来愈与宏观流动性过剩联系起来, 普遍被用来判断一国货币数量合宜程度的重要表现变量(张明, 2007)。尤其是中国、日本 M2/GDP 比例一直存在偏高的现象, 日本 1994 年已经突破 2.0, 2000 年竟上升到 2.41; 中国自 1993 年到达 1.0 之后持续上升至 2014 年的 1.9, 高于世界平均水平, 与欧洲货币联盟的数值保持相当, 远低于日本水平。与传统货币数量论相悖的是, 中国高 M2/GDP 比例并没有带来严重的通货膨胀, 这一现象被称为“中国之谜”(Mckinnon, 1993)<sup>[2]</sup>, 而日本超高的 M2/GDP 比例与很低乃至负性的通货膨胀更是形成强烈反差, 由此增添了该指标与宏观经济基本面之间的神秘色彩。鉴于 M2/GDP 比例的多重表象, 我们对 M2/GDP 比例变化趋势与经济重要现象的联动性进行深入研究。

本文认为 M2/GDP 比例大小及变化趋势虽然常常有一个独立的原因, 但更多根基于一国的经济状况, 不能简单地归咎于中央银行, 认为中央

收稿日期: 2017-05-16

基金项目: 广西哲学社会科学规划课题(项目编号: 15FJL003)。

作者简介: 贾清显, 钦州学院经济管理学院教师, 南开大学经济学博士。研究方向: 金融理论与政策、经济与金融发展、保险经济等。朱铭来, 南开大学经济学院教授, 博士生导师。研究方向: 金融理论与政策、保险经济、金融风险管理等。

银行可以独立操纵 M2/GDP 比例, 各国产业结构、贸易开放程度差异以及一国内部各阶段经济运行状况的变化都会使 M2/GDP 比例遭受影响, 我们必须摆脱以 M2/GDP 比例大小就可判断货币超发与否的简单思维, 努力从货币与经济运行两个层面实证和解释 M2/GDP 比例的变化趋势。基于此, 本文以 1991~2014 年 69 个国家产业结构、贸易开放、经济增长与 M2/GDP 比例的实际年度数据为依据, 并将不同经济发展程度的国别群体加以区别, 利用面板数据协整分析和误差修正模型实证各变量与 M2/GDP 比例之间的长期均衡和短期因果关系, 并以此为依据提出有利经济发展的经济货币化政策和建议。

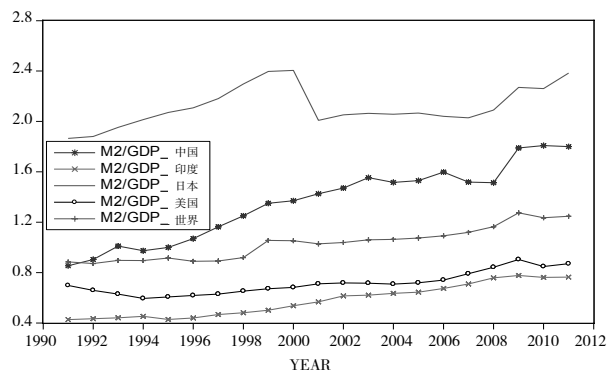


图1 世界及典型国家 M2/GDP 比例变化趋势

资料来源: 世界银行(WDI)数据库。

## 2 文献综述

M2/GDP 比例的趋势变化很早就引起国外经济学者关注, Fisher (1911) 在其《货币的购买力》一书中提出了交易方程式:  $MV=PT$ , 认为 M2/GDP 比例是由社会制度和习惯等因素决定, 长期内比较稳定可视为常数; Pigou (1917) 则提出 M2/GDP 比例长期是一个变量, 而短期由于影响该值变化的因素变动有限可看作常数; 然而, 如此假设并没有实证的支持, 并遭到一些经济学家的反对 (Gould 和 Nelson, 1974; Nelson 和 Plosser, 1982) [3,4], 他们认为货币流通速度遵循随机漫步规律, 明显随时间而变化, 即便是在短期内也会发生变动, 自身缺乏趋势性。而对于 M2/GDP 比例影响因素的研究, Friedman (1956) 将其设定为实际 GNP、价格水平、货币等各类资产预期报酬率以及金融业整体结构等内生变量的函数 [5]; Goldsmith (1969) 将一国全部金融资产价值  $F_t$  与

国民财富  $W_t$  ( $t$  代表时期) 的比率定义为“金融相关比率” (Financial International Ratio, 简称 FIR), 用来分析一国某一时点已发行金融工具存量与其他基本宏观经济量之间的重要经济关系, 从金融资产结构层面推导出金融相关比率公式:

$$FIR = F_t / W_t = \beta^{-1} [(\gamma + \pi + \gamma\pi)^{-1} + 1] [\kappa\eta + \bar{\phi}(1 + \lambda) + \xi] \{1 + \theta[(1 + \psi)^{\frac{1}{2}} - 1]\}$$

认为一国金融相关比率与资本形成比率 ( $\kappa$ )、非金融机构金融工具发行量占资本形成总值比率 ( $\eta$ )、外国金融工具发行量占国民生产总值比率 ( $\xi$ )、金融机构金融工具发行量占国民生产总值比率 ( $\phi$ )、股票占非金融机构金融工具总发行量比重 ( $\theta$ )、金融资产价格变动 ( $\psi$ ) 呈正相关关系, 与实际收入增长率 ( $\gamma$ )、产品价格变动 ( $\pi$ ) 和平均资本产出比率 ( $\beta$ ) 呈负相关 [6]; Mckinnon (1973) 在研究金融改革与成功经济增长问题时, 把货币负债对国民生产总值的比率作为判断一国经济中货币体系重要性和实际规模的最简单标尺, 认为日本、德国等工业化国家的货币体系实际规模成为第二次世界大战后经济迅速增长的一股领导力量, 并强调这种因果关系必然不是单向的 [7]。

中国 M2/GDP 比例由于较长时期内保持高位, 深受国内学者关注, 被从货币金融、经济结构和制度体制等方面加以研究。改革开放至 20 世纪 90 年代中期, 随着中国市场化进程的深入, 经济货币化范畴由商品和服务货币化进一步拓展至生产要素领域, 导致中国 M2/GDP 比例快速上升 (张文, 2008) [8], 而居民储蓄率居高不下以及银行类金融机构巨额不良资产的存在则是 1998 年以来 M2/GDP 比例持续走高的两大重要因素 (秦朵, 2002; 谢平、张怀清, 2007) [9,10]。易纲 (2003)、李斌 (2004) 从中国产业结构演进、中国经济“两部门”特征来阐释中国 M2/GDP 比率变化 [11,12]; 张成思等 (2013) 则发现贸易开放与金融发展规模 (包括金融机构存款之和占名义 GDP 比例、贷款余额占名义 GDP 比例、居民储蓄比率等指标) 几乎都呈负相关, 贸易开放程度的提高对金融发展并未起到推动作用, 反而有所抑制 [13]。

综合上述文献, 我们清晰地认识到 M2/GDP 比例并非独立的外生决定, 而是由一个经济体系

内部多种因素和多方主体共同决定。因此,对于M2/GDP比例影响因素的研究,可以从产业结构演进、贸易开放以及经济增长差异性宏观层面加以阐释。

### 3 模型设定、变量选取和数据说明

#### 3.1 模型设定

根据弗里德曼的名义收入货币理论,有:

$$M = f(P; Y; \omega; \gamma_m; \gamma_b; \gamma_e; \frac{1}{P} \cdot \frac{dp}{dt}; \mu) \quad (1)$$

式(1)两边同除以Y,则得:

$$\frac{M}{Y} = f(P; \omega; \gamma_m; \gamma_b; \gamma_e; \frac{1}{P} \cdot \frac{dp}{dt}; \mu) \quad (2)$$

其中,  $M$ 为名义货币存量,  $Y$ 为名义收入,  $P$ 为平均物价水平,  $\omega$ 代表非人力财富或物质财富在总财富中所占的比例,  $\gamma_m$ 、 $\gamma_b$ 、 $\gamma_e$ 依次为货币、债券和股票的预期报酬率,  $\frac{1}{P} \cdot \frac{dp}{dt}$ 为商品价格的预期变动率,  $\mu$ 为各种财富收入以外可能影

响货币效用的其他因素或变量。本文中需要对式(2)作进一步拓展,以M2代表名义货币存量, GDP代表名义收入,等式右侧即为M2/GDP比例,而左侧的各影响因子:物价水平分为家庭消费价格指数  $plc$  和投资价格指数  $pli$ ;不再细分货币、固定债券和股票的预期报酬率,以贷款利率  $leni$  来衡量各类资产的预期报酬率;考虑到本文的研究基于年度数据,时间变动  $dt=1$ ,那么商品价格预期变动率  $\frac{1}{P} \cdot \frac{dp}{dt} = \frac{\Delta p}{P}$ ,不妨以通货膨胀率  $inf$  来替代;其他变量  $\mu$  我们具体扩展为经济增长率  $gdp$ 、产业结构  $nagr$ 、贸易开放  $tra$ 、资本形成  $cap$ 、股市发展  $stv$  以及其他变量  $\mu'$ ;我们不分析非人力财富或物质财富在总财富中所占的比例  $\omega$  对M2/GDP比例产生影响以及影响程度如何。为了研究方便,以  $fds$  代表M2/GDP比例,据此可得到式(3):

$$fds = f(tra; nagr; cap; gdp; inf; stv; plc; pli; leni; \mu') \quad (3)$$

根据全微分原理对式(3)求全微分,整理可得:

$$\begin{aligned} dfds = & \frac{\partial f}{\partial tra} dtra + \frac{\partial f}{\partial nagr} dnagr + \frac{\partial f}{\partial cap} dcap + \frac{\partial f}{\partial gdp} dgdp + \frac{\partial f}{\partial inf} dinf \\ & + \frac{\partial f}{\partial stv} dstv + \frac{\partial f}{\partial plc} dplc + \frac{\partial f}{\partial pli} dpli + \frac{\partial f}{\partial leni} dleni + \frac{\partial f}{\partial \mu'} d\mu' \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中,令  $\beta_1$  代表产业结构  $nagr$ 、贸易开放  $tra$ 、经济增长率  $gdp$  等各变量对M2/GDP比例

的边际效应,  $\varepsilon$  代表影响M2/GDP比例的其他因素,则有:

$$dfds = c + \beta_1 dtra + \beta_2 dnagr + \beta_3 dcap + \beta_4 dgdp + \beta_5 dinf + \beta_6 dstv + \beta_7 dplc + \beta_8 dpli + \beta_9 dleni + \varepsilon \quad (5)$$

根据差分变量与水平变量之间的关系,前者只不过表现为后者前后期间的差值,我们可以求证:M2/GDP比例与经济增长率  $gdp$ 、贸易开放

$tra$ 、贷款利率  $leni$  等变量的水平项同样存在稳定关系,故可设定如下模型做实证研究:

$$\begin{aligned} fds_{j,it} = & c_j + \beta_{j1} tra_{j,it} + \beta_{j2} nagr_{j,it} + \beta_{j3} cap_{j,it} + \beta_{j4} gdp_{j,it} + \beta_{j5} inf_{j,it} \\ & + \beta_{j6} stv_{j,it} + \beta_{j7} plc_{j,it} + \beta_{j8} pli_{j,it} + \beta_{j9} leni_{j,it} + \varepsilon_{j,it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中,  $j=1,2,3$ , 分别代表组别G、组别F、组别E,  $i$  表示模型中包含的样本国家,  $t$  表示年度期间。

#### 3.2 指标选取

本文试图研究M2/GDP比例变化趋势及其关键影响因素,将可能影响M2/GDP比例变化的产业结构、贸易开放、资本形成等经济结构因素与经济增长、股市发展、通货膨胀、贷款利率等非经济结构因素均纳入实证模型中,在我们看来,

只有在模型中充分考虑各类因素的影响,才能准确检验经济结构、经济增长对M2/GDP比例的直接和间接影响。但鉴于数据资料的可获得性,拟纳入模型中的变量如下:

经济结构因素。本文把产业结构、贸易开放、资本形成等3个因素作为经济结构变量纳入模型:

(1) 产业结构 ( $nagr_{it}$ )。马歇尔在《货币、信用与商业》中指出“运输、生产和商业方法的变化,这可以影响商品在制造和买卖过程中易手的次

数”，企业的生产经营行为及信贷行为将发生相应变化，其不同部门及细分部分所从事的经营活动会有不同，对存款和贷款的需求弹性存在差异，因而对金融服务有其各自要求，资金需求者与资金供给者交换的频率增加，货币内生的力量会增强。越来越多的劳动者从农业部门转移到非农业部门后，其持币需求和储蓄行为也会发生相应改变，这些变化会对货币创造的速度及路径产生影响。因此，一国各生产部门在其增长速度以及随之而发生的它们在总产出或总投入中的长期份额的变化等方面的不同反应，必将引起货币存量与国内生产总值的不同变化，进而产生 M2/GDP 比例的差异性。本文拟将农业以外的其他行业增加值之和占国内生产总值的比例，即非农业增加值占 GDP 的比例 ( $nagr_{it}$ ) 来衡量产业结构的演化趋势；(2) 贸易开放 ( $tra_{it}$ )。有限的证据表明金融和贸易开放确实存在一定关系，金融体系较发达的国家在外源融资依赖性行业中占有更高贸易份额，金融是贸易的决定因素 (Beck, 2003) [15]。但金融与贸易开放的交互作用也许能够以更为复杂路径相互促进，金融可能诱发贸易开放，更为重要的是增加贸易开放会导致更深层次的金融深化 (Svaleryd 和 Vlachos, 2005) [16]。国家搞贸易开放，企业干进出口，通过结汇，便形成中央银行印钱换汇增发基础货币，对广义货币存量 M2 产生实质影响 (Gries 等, 2011) [17]。本文遵循经济学界标准的度量指标，以贸易进出口总额占国内生产总值的比例 ( $tra_{it}$ ) 来衡量一国贸易开放程度；(3) 资本形成 ( $cap_{it}$ )。Goldsmith (1969) 认为金融相关比率与资本形成比率正相关，King 和 Levin (1993) 也有类似观点，认为投资总额占 GDP 的比例与金融体系流动性负债占 GDP 的比例

呈强的正相关 [18]。本文拟以资本形成总额占 GDP 的比重来衡量一国资本形成，进一步检验与金融相关率、流动性负债占 GDP 的比例相比较，其对 M2/GDP 比例产生类似的影响。

非经济结构因素。本文选取 6 个非经济结构指标作为控制变量，包括 GDP 增长率 ( $gdp_{it}$ )、股票交易额占 GDP 的比重、通货膨胀率 ( $inf_{it}$ )、贷款利率 ( $leni_{it}$ )、家庭消费价格指数 ( $plc_{it}$ )、投资价格指数 ( $pli_{it}$ )。

### 3.3 数据说明

本文选取 1991~2014 年间 69 个国家或地区的面板数据资料，其中发达经济体 31 个、新兴市场和发展中国家 38 个<sup>①</sup>，并相应划分为 3 个不同组别：组别 G 代表样本全体、组别 F 为发达经济体、组别 E 为新兴市场和发展中国家。数据来源于 IMF 在线数据库、World Bank 指标数据库和国家统计局网站。

## 4 实证结果及分析

### 4.1 单位根检验及结果分析

面板数据单位根检验与单截面时间序列单位根检验相比，更为复杂和高级，但进行单位根检验的目的都是一致的，即避免在计量分析过程中产生虚假回归。本文采用同质单位根 LLC 检验和异质单位根 IPS 检验、Fisher-ADF 检验等 3 种检验方法对模型进行单位根检验。通过对组别 G、组别 F、组别 E 各变量的检验及结果综合分析，我们发现  $fds_{it}$ 、 $tra_{it}$ 、 $nagr_{it}$ 、 $cap_{it}$ 、 $gdp_{it}$ 、 $inf_{it}$ 、 $stv_{it}$ 、 $plc_{it}$ 、 $pli_{it}$  和  $leni_{it}$  等水平项均为非平稳，而差分项  $\Delta fds_{it}$ 、 $\Delta tra_{it}$ 、 $\Delta nagr_{it}$ 、 $\Delta cap_{it}$ 、 $\Delta gdp_{it}$ 、 $\Delta inf_{it}$ 、 $\Delta stv_{it}$ 、 $\Delta plc_{it}$ 、 $\Delta pli_{it}$  和  $\Delta leni_{it}$  则均在 1% 显著水平上平稳，即不存在单位根，模型各变量均为一阶单整 I(1)。

表 1 组别 G 面板数据单位根检验

检验方法	LLC 检验		IPS 检验		ADF-Fisher 检验		
	变量	T 统计量	p 值	W 统计量	p 值	Chi-sq. 值	p 值
因变量	$fds_{it}$	18.7806	1.0000	-0.50111	0.3081	54.6709	0.7342
	$\Delta fds_{it}$	-16.4120***	0.0000	-11.3621***	0.0000	242.434***	0.0000
经	$tra_{it}$	23.0835	1.0000	-0.11324	0.4549	118.823	0.8794
	$\Delta tra_{it}$	-22.8956***	0.0000	-21.8734***	0.0000	644.637***	0.0000
济	$nagr_{it}$	19.6642	1.0000	1.38265	0.9166	117.091	0.9011
	$\Delta nagr_{it}$	-18.9257***	0.0000	-20.6798***	0.0000	614.460***	0.0000
结	$cap_{it}$	25.1415	1.0000	0.05363	0.5214	118.996	0.8771
	$\Delta cap_{it}$	-22.3142***	0.0000	-19.0693***	0.0000	580.662***	0.0000
构							
因							
素							

续 表

检验方法	LLC 检验		IPS 检验		ADF-Fisher 检验		
	变量	T 统计量	p 值	W 统计量	p 值	Chi-sq. 值	p 值
非 经 济 结 构 因 素	$gdp_{it}$	18.8129	1.0000	-0.99488	0.1599	121.022	0.8477
	$\Delta gdp_{it}$	-33.9576***	0.0000	-33.9086***	0.0000	1166.71***	0.0000
	$inf_{it}$	251.051	1.0000	-2.66958	0.0038	140.276	0.4300
	$\Delta inf_{it}$	-51.6793***	0.0000	-40.5362***	0.0000	930.160***	0.0000
	$stv_{it}$	36.8510	1.0000	0.14800	0.5588	122.113	0.8302
	$\Delta stv_{it}$	-21.3633***	0.0000	-20.9465***	0.0000	619.564***	0.0000
	$plc_{it}$	2.77918	0.9973	6.30943	1.0000	63.5516	1.0000
	$\Delta plc_{it}$	-18.8707***	0.0000	-12.7095***	0.0000	410.094***	0.0000
	$pli_{it}$	1.14802	0.8745	5.38607	1.0000	88.4780	0.9997
	$\Delta pli_{it}$	-21.6460***	0.0000	-17.2324***	0.0000	524.772***	0.0000
	$leni_{it}$	14.2687	1.0000	-8.58829***	0.0000	316.795***	0.0000
	$\Delta leni_{it}$	-2.85066***	0.0022	-23.0518***	0.0000	595.550***	0.0000

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上拒绝有单位根的原假设。

4.2 协整检验及结果分析

式(6)中如果 $\beta_{jN}$  (N=1, 2, …, 9 为因变量个数)不全为零, 则表明模 M2/GDP 比例与产

$$\begin{aligned} \epsilon_{j,it} = & fds_{j,it} - c_j - \beta_{j1} tra_{j,it} - \beta_{j2} nagr_{j,it} - \beta_{j3} cap_{j,it} - \beta_{j4} gdp_{j,it} - \beta_{j5} inf_{j,it} \\ & - \beta_{j6} stv_{j,it} - \beta_{j7} plc_{j,it} - \beta_{j8} pli_{j,it} - \beta_{j9} leni_{j,it} \end{aligned} \quad (7)$$

假定均衡有意义, 均衡残差 $\epsilon_{j,it}$ 一定是平稳的。反之, 则表明 M2/GDP 比例与各变量之间不存在长期稳定均衡关系。另外, 根据组别 G、组别 F、

业结构、贸易开放等变量之间存在长期均衡关系, 其残差 $\epsilon_{j,it}$ 被称为均衡残差, 可表示为:

组别 E 的 Hausman 检验 P 值都在 1% 的显著水平上拒绝模型存在随机效应的原假设, 所以对于所有组别而言, 模型都应设定为固定效应形式。

表 2 各变量对 M2/GDP 比例长期影响的面板数据回归结果

变量	组别 G		组别 F		组别 E	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
$tra_{it}$	0.569303***	18.05695	1.085381***	10.71657	0.220350***	11.81097
$nagr_{it}$	0.740929***	6.268390	-0.443645	-0.455896	0.703934***	10.38175
$cap_{it}$	-0.066642	-0.730774	-0.883258**	-2.342736	0.078103	1.184801
$gdp_{it}$	-0.570691***	-5.710876	-1.680793***	-4.250506	-0.312177***	-4.428537
$inf_{it}$	0.006992*	1.672822	-0.144109***	-3.856129	-0.002681	-0.776972
$stv_{it}$	0.050903***	8.191805	0.002808	0.190480	0.078499***	6.465808
$plc_{it}$	0.294113***	8.420815	-0.267175*	-2.033512	0.181585***	7.639262
$pli_{it}$	0.029297	0.943591	0.756965***	5.341524	-0.051491***	-3.357746
$leni_{it}$	-0.033031***	-3.316896	-0.097287***	-3.437720	-0.018565***	-3.453056
c	-0.634226***	-6.468147	0.198330	0.216908	-0.321223***	-5.625807
R <sup>2</sup>	0.902536		0.794836		0.918389	
DW	0.519742		0.391343		0.609600	
Hausman Test	(Chi-Sq)	(P 值)	(Chi-Sq)	(P 值)	(Chi-Sq)	(P 值)
	62.469476***	0.0000	53.285374***	0.0000	52.637173***	0.0000

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上拒绝原假设。

从表 2 看, 贸易开放与 M2/GDP 比例在 1% 显著水平上呈正相关关系, 表明二者相互作用强烈, 贸易开放程度每提升 1% 引发 M2/GDP 比例增长 0.5693%, 发达经济体的 M2/GDP 比例受贸易开放的影响程度要大于新兴市场和发展中国家; 产业结构与 M2/GDP 比例之间关系具有异质性, 在发达经济体中, 二者呈非显著性负相关,

而在新兴市场和发展中国家中二者关系在 1% 的显著水平上正相关, 这恰恰证明 90 年代以来, 随着新兴市场和发展中国家的工业化和市场化进程的不断加深, 自给自足表现特征的农业占比下降, 经济货币化程度提高; 新兴市场和发展中国家资本形成总额占 GDP 比重增长提升了 M2/GDP 比例水平, 而发达经济体则抑制了 M2/GDP 比例水平。

经济增长与 M2/GDP 比例呈显著负相关; 通货膨胀与 M2/GDP 比例的关系表现得令人迷惑, 全样本下二者正相关, 而在发达经济体与新兴市场和发展中国家下却都呈负相关。传统货币数量理论看来, M2/GDP 比例越高时, 说明货币供给超过实际产出的需要, 最终表现出一定水平的通货膨胀, 也就是说通货膨胀与 M2/GDP 比例应呈正相关, 但检验结果却表现出通货膨胀与 M2/GDP 比例是此消彼涨; 股市发展对 M2/GDP 比例的影响呈显著正相关, 股票交易总额 /GDP 比值每增长 1% 将使得 M2/GDP 比例提高 0.0509%, 且这种效应在新兴市场和发展中国家表现的更为强烈; 投资价格、居民消费价格与 M2/GDP 比例在全样本下呈现正相关, 这很符合我们正常的逻辑判断, 如果由于市场力量的推动使投资或者消费的价格普遍上升, 一国货币的流动性需求必然增加, 进而会导致 M2/GDP 比例提升。不过, M2/GDP 比例对不同价格因素的反映在发达经济体与新兴市场和发展中国家并非一致, 发达经济体居民消费价格效应为负, 投资价格效应为正, 而新兴市场和发展中国家却表现得相反; 贷款利率提高能够降低 M2/GDP 比例, 且这种效应在发达经济体与新兴市场和发展中国家中都是一致的。

在确定模型设定形式及得出相关参数估计基础上, 我们利用式(7)生产残差项  $ECM_{j,it}$ , 分别对  $ECM_{1,it}$ 、 $ECM_{2,it}$ 、 $ECM_{3,it}$  进行平稳性检验, 结果为水平项下均不存在单位根, 表明各变量与 M2/GDP 比例之间存在长期均衡关系。

表3 残差项  $ECM_{j,it}$  检验结果

检验方法	LLC 检验		IPS 检验		ADF-Fisher 检验	
	T 统计量	p 值	W 统计量	p 值	Chi-square 值	p 值
$ECM_{1,it}$	-1.56252**	0.0591	-1.46525*	0.0714	181.252***	0.0079
$ECM_{2,it}$	-3.97852***	0.0000	-0.77217**	0.0220	88.8524***	0.0143
$ECM_{3,it}$	-2.16318**	0.0153	-2.90479***	0.0018	124.802***	0.0004

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上拒绝有单位根的原假设。

### 4.3 误差修正模型构建及结果分析

在协整分析基础上, 通过构建误差修正模型来考察各变量间的短期因果关系, 增强认识产业

结构、贸易开放对 M2/GDP 比例的短期效应。我们可构建如下误差修正模型:

$$\Delta fds_{j,it} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} \Delta tra_{j,it} + \alpha_{j2} \Delta nagr_{j,it} + \alpha_{j3} \Delta cap_{j,it} + \alpha_{j4} \Delta gdp_{j,it} + \alpha_{j5} \Delta inf_{j,it} + \alpha_{j6} \Delta stv_{j,it} + \alpha_{j7} \Delta plc_{j,it} + \alpha_{j8} \Delta pli_{j,it} + \alpha_{j9} \Delta leni_{j,it} + \delta ECM_{j,it-1} + \mu_{j,it} \quad (8)$$

如果  $\delta \neq 0$ , 则误差修正机制产生, 检验得到的长期因果关系可靠。假定  $\alpha_{jN}$  ( $N=1, 2, \dots, 9$  为因变量个数) 不等于零, 如果这一假设成立,

说明 M2/GDP 比例与相应变量之间存在短期因果关系, 反之则不存在短期因果关系。根据表 4 误差修正模型结果, 我们可以判断:

表4 误差修正模型结果

变量	组别 G		组别 F		组别 E	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
$\Delta tra_{it}$	0.075653***	5.421085	0.051342	1.095539	0.056641***	3.946141
$\Delta nagr_{it}$	0.130824*	1.675764	-0.708340	-1.179032	0.149883**	1.981742
$\Delta cap_{it}$	-0.060788	-1.269213	-0.329081**	-1.908422	0.012897	0.255839
$\Delta gdp_{it}$	-0.262269***	-7.968877	-0.543045***	-4.570259	-0.206847***	-5.935877
$\Delta inf_{it}$	-0.013079***	-6.440067	-0.036019***	-3.880340	-0.010342***	-4.651746
$\Delta stv_{it}$	0.012087**	2.307995	0.006644	0.948186	0.023703**	2.498302
$\Delta plc_{it}$	-0.073331***	-2.925264	-0.181584**	-2.091439	-0.062911**	-2.226567
$\Delta pli_{it}$	0.023105*	1.814433	0.203625**	2.124485	0.007311	0.634707
$\Delta leni_{it}$	0.007460**	1.949161	0.003343	0.503338	0.004676	0.841017
$ECM_{it-1}$	-0.094530***	-8.577011	-0.077803***	-4.997541	-0.186321***	-9.156508

续 表

变量	组别 G		组别 F		组别 E	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
$\alpha_{j0}$	0.025784***	19.77135	0.045312***	13.03332	0.010117***	7.280135
R <sup>2</sup>	0.194286		0.176136		0.234572	
DW	1.947123		2.000493		1.844295	
Hausman Test	(Chi-Sq)	(P 值)	(Chi-Sq)	(P 值)	(Chi-Sq)	(P 值)
	94.877554***	0.0000	43.547363***	0.0000	18.196098***	0.0106

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示统计值在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

对于所有组别而言， $ECM_{j,it-1}$  的回归系数均为负，且在 1% 水平上显著，说明反向误差修正机制发生，M2/GDP 比例与各变量之间的长期因果关系得到证实。通过考察其他变量的符号和显著性，组别 G 中 *tra*、*nagr*、*gdp*、*stv*、*inf*、*plc*、*pli*、*leni* 与 M2/GDP 比例之间短期动态关系成立，而 *cap* 不是 M2/GDP 比例变化的短期原因；组别 F 中，*cap*、*gdp*、*inf*、*plc*、*pli* 的差分项回归系数在 5% 或 1% 显著水平上显著，表明这些变量是 M2/GDP 比例变动的短期原因，*Tra*、*nagr*、*stv*、*leni* 的差分项不具有显著性，它们与 M2/GDP 比例之间不存在短期动态关系；组别 E 中，*Tra*、*nagr*、*gdp*、*stv*、*inf*、*plc* 的差分项回归系数呈现较强的显著水平，它们与 M2/GDP 比例之间短期动态关系成立，而 *cap*、*pli*、*leni* 不是 M2/GDP 比例变化的短期原因。

## 5 结论及政策含义

根据上述分析我们可以清楚地认识到，M2/GDP 比例变化趋势与经济结构、经济增长、股市发展以及利率、价格的变化密切相关。诚然，我们不否定 M2 状况的变化通常有其独立的原因，如货币政策当局为达到某种目标而实施的特定货币政策，致使 M2/GDP 比例因单纯外部力量而发生变动，但在货币增长内生理理论深入人心以及普遍强调市场机制安排的情况下，我们必须承认一国 M2/GDP 比例的状态是该国的整体宏观经济特征及一定发展阶段上国民经济运转势态的缩影。1991 年至 2014 年间贸易开放、经济增长、股市发展、利率变化，无论对发达经济体还是新兴市场和发展中国家而言，对 M2/GDP 比例变化都具有显著的影响，贸易开放程度的提升刺激了对货币存量的需求，进而要求一国有更高的经济货币化水平；经济增长与贷款利率能抑制 M2/GDP 比

例上升态势，但二者作用机制存有差异，经济增长使得产量提高进而降低了单位产量的货币存量，而贷款利率越高 M2/GDP 比例越低，则可能暗示贷款利率的提高减缓了货币创造进程以至于影响货币存量；以往的研究表明，M2/GDP 比例能够促进股市发展，本文结果表明反向作用也存在；产业结构、资本形成在发达经济体中对 M2/GDP 比例有负面效应，而在新兴市场和发展中国家中有正向作用，这种截然不同正好体现了两种类型经济体经济结构的差异：前者 1991~2014 年间已进入后工业化时代而后者正在加速向工业化时代挺进；至于通货膨胀、价格变动与 M2/GDP 比例之间的关系，我们习惯上认为是货币超发、M2/GDP 比例高企是导致通货膨胀、价格上升的根源，而很少考察成本推进、经济结构失衡等其他非货币性因素，这些因素一旦导致通货膨胀的发生进而必然对 M2/GDP 比例产生反作用。

在影响 M2/GDP 比例各因素中，贸易开放 *tra*、经济增长 *gdp*、贷款利率 *leni* 在不同经济体中具有一致性，而其它变量则呈现不一致性，这也说明 M2/GDP 比例的变化趋势以及在不同国家有高低差异的合理性。我们不能不顾一国经济状况而单方面依据 M2/GDP 比例大小来判断货币的超发与否。然而，一国也不能偏离实体经济地臆造 M2/GDP 比例大小或任意使其游走，否则预示着经济危机发生。在经历了美国次贷危机、欧洲主权债务危机之后，经济增长低水平波动、产品价格变动不居以及贸易保护主义盛行等构成了全球经济的新常态，M2/GDP 比例走高的态势还会持续存在，各国货币政策制定者应给予密切关注，更加清醒认识到货币表象很大程度上具有欺骗性，妥善处理货币供给与实体经济的关系，保证经

济结构转型升级与金融生态环境改善相互协同。

注:①本文根据IMF发布的《World Economic Outlook, April 2014》中对不同经济体的列表进行划分,其中发达经济体31个:加拿大、法国、德国、日本、英国、美国、意大利、澳大利亚、奥地利、比利时、丹麦、芬兰、韩国、荷兰、新西兰、挪威、葡萄牙、西班牙、瑞典、瑞士、卢森堡、希腊、捷克、斯洛文尼亚、冰岛、斯洛伐克、新加坡、香港、马耳他、塞浦路斯、拉脱维亚、立陶宛;新兴市场和发展中国家38个:中国、巴西、俄罗斯、印度、南非、孟加拉国、巴巴多斯、博茨瓦纳、保加利亚、智利、哥伦比亚、科特迪瓦、厄瓜多尔、埃及、萨尔瓦多、加纳、印尼、约旦、肯尼亚、立陶宛、马来西亚、蒙古国、摩洛哥、巴基斯坦、斯里兰卡、墨西哥、毛里求斯、纳米比亚、秘鲁、菲律宾、罗马尼亚、沙特阿拉伯、泰国、特立尼达和多巴哥、突尼斯、土耳其、委内瑞拉玻利瓦尔共和国、赞比亚。

#### 参 考 文 献

- [1] Pigou, A. C., The Value of Money [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1917, 32 (1): 38~65.
- [2] McKinnon R. I. The Order of Economic Liberalization: Financial Control in the Transition to a Market Economy [M]. JHU Press, 1993.
- [3] Gould, J. P., & Nelson, C. R., The Stochastic Structure of the Velocity of Money [J]. The American Economic Review, 1974: 405~418.
- [4] Nelson, C. R., & Plosser, C. R., Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications [J]. Journal of Monetary Economics, 1982, 10 (2), 139~162.
- [5] Friedman, M. Studies in the Quantity Theory of Money [M]. University of Chicago Press, 1956.
- [6] Goldsmith, R.W., 1969, Financial Structure and Development [M]. New Haven: Yale University Press.
- [7] Mc Kinnon, R.I. Money and Capital in Economic Development [M]. Washington D.C.: Brookings Institution, 1973.
- [8] 张文. 经济货币化进程与内生性货币供给——关于中国高M2/GDP比率的货币分析[J]. 金融研究, 2008, (2): 13~32.
- [9] 秦朵. 居民储蓄——准货币之主源[J]. 经济学, 2002, 1(2): 339~356.
- [10] 谢平, 张怀清. 融资结构, 不良资产与中国M2/GDP [J]. 经济研究, 2007, (2): 27~37.
- [11] 易纲. 中国的货币化进程 [M]. 商务印书馆, 2003.
- [12] 李斌. 存差, 金融控制与铸币税——兼对我国“M2/GDP过高之谜”的再解释 [J]. 管理世界, 2006, (3): 29~39.
- [13] 张成思, 朱越腾, 芦哲. 对外开放对金融发展的抑制效应之谜 [J]. 金融研究, 2013, (6): 16~30.
- [14] 贾清显, 朱铭来. 银行亦成市场主导金融体系对M2/GDP比例影响研究 [J]. 工业技术经济, 2015, (09): 86~93.
- [15] Beck T. Financial Dependence and International Trade [J]. Review of International Economics, 2003, 11 (2): 296~316.
- [16] Svaleryd H, Vlachos J. Financial Markets, the Pattern of Industrial Specialization and Comparative Advantage: Evidence from OECD Countries [J]. European Economic Review, 2005, 49 (1): 113~144.
- [17] Gries, T., Kraft, M., & Meierrieks, D., Financial Deepening, Trade Openness and Economic Growth in Latin America and the Caribbean [J]. Applied Economics, 2011, 43 (30), 4729~4739.
- [18] King, R.G., Levin, R., Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108 (3): 717~718.

## Industrial Structure, Openness to Trade and the Ratio of M2 / GDP

Jia Qingxian<sup>1,2</sup> Zhu Minglai<sup>2</sup>

(1.School of Economics and Management, QinZhou University, QinZhou 535000, China;

2.School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

[ Abstract ] In the post-crisis era, the high ratio of M2/GDP in a rising trend in the world has been concerned by economists and monetary policymakers, and the relation between it and the operation of macro economy is discussed. This paper uses the panel data of 69 countries and regions during 1991~2014, distinguished between developed and emerging economies, through panel data stationarity test, cointegration analysis and error correction model constructed, we empirically analyze the long-run equilibrium relationship and short-term causal relationship among industrial structure, trade openness, economic growth and the ratio of M2/GDP. Based on this, we put forward the favorable monetary policies and suggestions on economic development.

[ Key words ] industrial structure; openness to trade; the ratio of M2/GDP; TVEWU; monetary policy; financial ecological environment

(责任编辑:王平)