

# 中国货币化率与经济增长

——来自全球72个国家的经验证据

段伟杰<sup>1</sup>, 陈文晖<sup>2</sup>

(1.西安交通大学 金禾经济研究中心,西安710061;2.北京服装学院 中国时尚研究院,北京100029)

**摘要:**近年来,中国高货币化率问题愈发严重,学者们专注于寻找其背后的原因,却忽略了对货币化率与经济增长关系的研究。为此,在对货币化率影响经济增长相关理论进行总结归纳基础上,提出货币化率与经济增长之间呈现倒U型关系的理论假设,并且选择全球72个主要国家1996—2018年面板数据,对货币化率与经济增长之间关系进行实证检验。结果表明:在全样本和发达国家子样本中,货币化率与经济增长之间呈现倒U型关系,目前我国货币化率水平小于全样本数据拐点值,大于发达国家子样本数据拐点值。发展中国家子样本数据则显示,货币化率与经济增长呈现正U型关系,适当提高货币化率可以促进经济增长。最后,根据上述结论,提出中国货币化率最优路径图。

**关键词:**货币化率;经济增长;倒U型

**中图分类号:**F822.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)08—0089—08

## 一、引言

改革开放之后,中国经济迅速崛起,中国的货币化率(M2/GDP)也随之不断攀升,早在1996年中国货币化率就超过了1达到了1.06,并持续增加到2016年的顶点值2.09,之后虽有所回落但是在2018年仍然高达1.99。理论上讲,美、欧等发达国家的货币化率应远高于发展中国家,但仍处于中低收入水平的中国,货币化率却远超西方发达国家,且没有出现大的通货膨胀,被称之为中国的“高货币化之谜”。

围绕中国的“高货币化之谜”问题,学者们主要从以下两个视角展开研究:一是中国高货币化率产生的原因,是什么原因导致了中国高货币化率现象的发生,应该采取什么手段解决中国高货币化率问题;二是中国货币化率是否具备一定的演进规律,例如是否存在着一个峰值,达到峰值之后货币化率就会开始下降。但是除了以上两点以外,还有一个值得重点关注的研究课题,那就是货币化率与经济增长之间的关系,货币化率是如何影响经济增长的,货币化率处于什么水平或区间时,对于经济增长才是最有利的,而对于此问题,学者们则几乎少有涉猎。

20世纪70年代,经济学家McKinnon(1973)提出用M2/GDP(M2指的是流通中的现金+活期存款+储蓄存款)指标来代表一个国家的金融深化水平,金融深化水平越高对于经济增长的拉动作用越强。此后的一段时间内,国内学者普遍沿用这种理念,并将其应用到金融发展与经济增长关系研究上(宾国强,1999;谈儒勇,2000;韩廷春,2001;王洪斌和柳欣,2008)。但是,随着研究的不断深入及各国货币化率的不断攀升,学者们对于采用M2/GDP作为金融发展衡量指标的做法提出了质疑。Levine(1997)就指出金融发展指标应该反映的是融资便利性,建议使用流动资产占GDP比重、实体贷款占GDP比重等指标代替。沈坤荣和汪建(2000)基于1978—1998年宏观数据对经济增长与利率之间关系进行了研究,研究发现通过依赖提高M2/GDP的方法促进经济增长是不切合实际的,M2/GDP作为金融深化指标信息量不足,甚至可能导致偏误。王宇鹏和赵庆明(2015)也指出按照货币数量论,M2/GDP可以表示为货币流通速度的倒数,而货币流通速度受各种外在因素影响,国别间差异巨大。庞博(2020)认为M2/GDP指标仅反映银行系统信贷供给,不能体现一国金融市场和非银行业发展水平。特别是随着中国货币化率的不断攀升,截至2018年中国货币化率已经达到同期美国货币化率的2倍多,仍然将货币化率当作金融发展指标的理念显然已经与实际不符。虽然M2/GDP指标不能用来衡量金融发展程度,但是却可以作为一个金融预警指标,而将货币化率当作预警指标,来研究货币化率与经济增长之间关系,它的理论及实证分析都会发生很大变化。

收稿日期:2021—03—01

作者简介:段伟杰,西安交通大学金禾经济研究中心博士研究生,研究方向:货币需求、货币供给、电子货币;(通讯作者)陈文晖,博士,北京服装学院中国时尚研究院研究员,研究方向:产业经济,时尚经济。

也有部分学者专注于研究货币化率的动态演进规律,其中蕴含了货币化率与经济增长关系的理论内涵。徐永定(2002)对传统货币数量理论进行改进,并以此为基础对货币化率的动态变化进行预测。模型中特别指出,80年代M2/GDP较低,扩张性货币政策导致金融深化,明显地推动了经济增长,但是随着货币化率的不断走高,金融深化对于经济增长的带动作用越来越小。韩平等(2005)发现徐永定模型所得结论与实际不符,并且指出模型中对于货币运行规则的设定存在不足,是导致理论与实际不符的原因。对原模型进行改进后,根据确定的GDP增长率,估算出合理的货币供应量及增长速度,并且预测我国将在2011—2015年出现货币化率拐点,增长上限约为3.4或2.6左右。张杰(2006)对西方国家货币化率路径图进行了总结归纳,发现西方国家货币化率在1946年达到顶点,顶点值约为0.9,之后缓慢下降,总体呈现一个“倒U型”过程。但该文数据只持续到2004年,而西方主要国家货币化率在2004年以后,特别是2008年金融危机期间都出现了加速上涨的情况,截至2018年多数西方国家的货币化率远超0.9,所得结论也就不再成立。

有关货币化率与经济增长关系的实证研究十分稀少。贾清显和朱铭来(2016)基于内生增长理论,选取全球69个国家1991—2013年数据,实证检验经济货币化(M2/GDP)、信贷配置与经济增长之间的关系,研究发现经济货币化与经济增长之间的关系已经十分微弱,盲目追求高货币化率甚至可能会给经济带来负效应,这其实已经反映了二者之间可能存在倒U型关系的理论内涵。贺滢哈(2020)从全国和区域的角度研究经济货币化与经济增长之间关系,并且基于1952—2018年全国数据和1994—2018年省级数据,采用线性回归及非线性面板门槛回归模型进行实证检验。结果显示:线性模型中经济货币化(M2/GDP)对全国经济增长有显著正效应;非线性面板门槛效应模型中,货币化率处于门限值1.97以下时对于经济增长的效果十分显著,当高于门限值时影响效果就会减弱。上述文献都存在着一些显著的缺陷,第一篇文章虽然采用了全球面板数据,但是模型全部基于线性关系的研究假设,未考虑高货币化率对于经济增长的抑制性作用。第二篇文章仅关注国内市场,模型结果缺乏稳健度,另外模型虽然考虑了非线性,但是模型结果仍然是一个单向关系的分析。

因此,本文尝试做出以下几点创新。首先,对货币化率与经济增长之间关系的相关理论进行总结归纳,厘清货币化率影响实体经济的不同渠道。其次,基于理论分析结果,选择全球72个主要国家面板数据进行实证研究,考虑到发达国家、发展中国家在经济发展程度,经济金融结构等方面存在的差异性,又将数据分解为发达国家、发展中国家子样本。最后,根据理论及实证研究结果,提出中国货币化率运行的最优路径图。

## 二、中国货币化率与经济增长关系:1996—2018

在进行理论及实证分析之前,我们首先描绘中国货币化率与经济增长的趋势图,用来直观反映最近20年来二者的相关关系。对于货币化率指标,本文沿用大多数学者的做法,用M2/GDP表示。用人均GDP增长率代表经济增长,数据来源于国家统计局网站,时间跨度为1996—2018年,具体如图1所示。

从图1可以发现,整个时间段可以划分为三个区间,1996—2006年、2006—2008年、2008—2018年。其中1996—2006年间货币化率整体处于上升态势,从1996年的106%增加到2006年的157%,增加了48%,而期间内中国经济增长经历了一个正U型曲线,GDP增长率从1996年9.93%下降到2001年的8.34%,然后又逐渐回升到2006年的12.72%,整体上来讲期间内货币化率的大幅攀升与经济增长快速增长同向而行,货币化率与经济增长之间正相关。2006—2008年间货币化率出现了短暂的下跌,从2006年的157%下降到2008年的149%,同期内经济增长先上涨到2007年的14.23%,然后快速下滑到2008年的9.65%,货币化率的下跌与经济增长的放缓相一致,二者之间仍然呈现正相关关系。但是2008年以后,货币化率依然屡创新高,到2016年的最高点

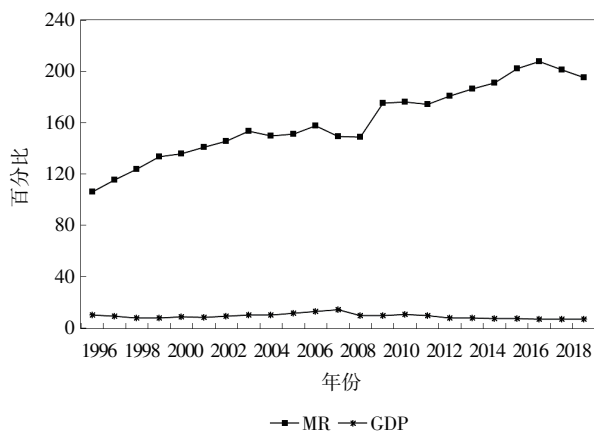


图1 货币化率与经济增长

208%之后稍有下滑,同期内经济增长却逐渐放缓,从2010年的高点10.64%下滑到2018年的6.75%,通过提升货币化率带动经济增长的能力逐渐削弱,二者之间开始呈现负相关关系。总结区间内货币化率与经济增长之间关系,我们可以发现,当货币化率处于较低的位置时,货币化率的上涨能够带动经济增长,而当货币化率已经到达高位时,货币化率的上涨带动经济增长的能力就会减弱,甚至可能出现负相关情况,货币化率与经济增长总体上可能呈现一种倒U型的曲线关系。

### 三、机制分析与研究假设

学者们尝试从不同角度,对货币化率与经济增长之间关系进行解读。崔建军和朱函语(2018)在研究货币供给的大幅增长与经济增速放缓的矛盾时,将其归结为以下三点:首先,货币在金融系统内部空转,未能进入实体经济;其次,部分资金避实就虚,进入股市、房市等资本市场;再次,部分资金虽然进入了实体经济但由于产业结构不合理,造成资金错配,生产效率低下。文章的前两点其实都可以归纳为虚拟经济的观点,即货币脱离实体经济,在股市、房市、汇市、期货等资本市场内部空转,无法对实体经济产生任何影响。李秀萍等(2019)通过研究我国货币信贷传导机制,来解释高货币化情况下经济增长为何放缓,文中将我国货币传导机制总结为:外汇储备-基础货币-贷款-实体经济-GDP,即由于出口大幅增长带来外汇储备激增,造成央行不得不发行大量基础货币进行对冲,由基础货币创造的信贷,一部分流向实体经济,另一部分流向虚拟经济,由于政府对于国有银行的控制,信贷主要流向效率较低的国有企业,造成经济增长速度放缓。

上述解读针对的都是处于高货币化率状态时的中国,如果将研究范围扩展到全球,包括所有低货币化率国家及高货币化率国家。货币化率与经济增长的动态关系可以总结为:当货币化率处于低位时,市场中信贷供给并不是很充裕,大幅增加货币供给,可以有效降低利率促进投资,此时投资多流向实体经济,投资增长继而带动经济增长。但是当货币化率已经处于高位时,市场上信贷供给已经足够充裕,此时再继续增加货币供给,反而可能引起经济增长放缓甚至倒退。造成这种现象的原因可能主要包括以下几点:第一,增加的货币供给仅有部分流向实体经济,而另一部分会通过虚拟经济,流向汇市、股市、房市等资本市场,在这些市场内部空转,如果虚拟经济收益远大于实体经济,就会出现货币供给绝大部分流向虚拟经济的极端情况产生,此时易产生资产价格泡沫,甚至于诱发金融危机。第二,在信贷供给比较充裕,金融体系发展比较完备的条件下,高收益、低风险的投资项目早就获得信贷支持,剩下的投资项目往往收益低、风险高,对于经济增长的拉动作用有限。第三,货币供给的增加,货币化率的提升,可能诱发货币贬值,虽然货币贬值对于出口是有利的,但是在资本流动越来越开放的今天,货币贬值更可能导致更强的贬值预期,出现更多的资本外流,对于外国资本依赖度比较高的国家,就会出现经济增长放缓甚至倒退的情况发生。

通过对货币化率与经济增长之间关系相关文献进行总结归纳,本文认为货币化率位于低位时会首先促进经济增长,随着经济增长货币化率的促进作用也会随之减弱,当货币化率处于绝对高位时甚至会阻碍经济增长,总体上货币化率与经济增长之间呈现倒U型形状。因此,提出本文的理论假设:

假设:货币化率与经济增长之间呈现倒U型曲线关系。

### 四、研究设计

#### (一)模型设定

本文旨在研究货币化率与经济增长之间的动态关系,基于前文所提出的研究假设,引入货币化率及货币化率平方项,加入控制变量项,构建如下静态面板数据回归模型:

$$\ln GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 MR_{it-1} + \beta_2 MR_{it-1}^2 + \beta_3 X_{it-1} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:被解释变量 $\ln GDP$ 表示人均GDP的自然对数,表示经济增长; $MR$ 表示货币化率, $MR^2$ 表示其平方项; $X$ 表示将要引入的控制变量所组成的向量集; $i$ 表示各个国家; $t$ 表示时间; $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 表示参数系数; $\varepsilon_{it}$ 表示随机误差项; $\eta_i$ 和 $\mu_t$ 分别表示个体固定效应和时间固定效应。在这里我们重点关注的是 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 的系数,预期参数系数 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ ,即呈现倒U性曲线形质。考虑到货币化率与经济增长之间可能存在双向因果关系,以及缺省变量问题,借鉴庄毓敏等(2020)的处理办法,本文所有解释变量均取滞后一期。

#### (二)变量选取与定义

根据模型设定结果,本文选择人均GDP自然对数作为被解释变量,货币化率及货币化率平方项作为核

心解释变量,参考邵帅等(2013)、陶新宇等(2017)、孙英杰和林春(2018)文中处理办法,同时考虑到数据可得性,我们最终选择国际贸易、居民储蓄、产业结构、城镇化率4个因素作为控制变量,变量定性描述见表1,下面对各变量进行详细介绍。

### 1. 被解释变量——经济增长质量

本文选择人均GDP自然对数( $\ln GDP$ )代表经济增长质量,数据采用当地货币表示,其中人均

GDP由国内生产总值/年中人口计算得到,GDP定义为该经济体中,所有常住生产者的总增加值加上产品税,再减去不计入产品价值的任何补贴。计算时不考虑扣除制造资产的折旧或自然资源的损耗和退化。

### 2. 核心解释变量——货币化率及货币化率平方项

一般文献中,通常采用M2/GDP作为货币化率的替代指标,但是在国别间的分析中,由于各国货币统计之间存在一定的差异,直接使用M2/GDP会出现一定的统计误差,为减少货币统计差异所造成的偏误,本文选择广义货币/GDP作为货币化率(MR)替代指标。其中在大部分国家中广义货币等于M2,部分国家存在一些差异,比如在美国广义货币等于M3,在英国广义货币等于M4(M3指的是政府以外货币+旅行支票+商业银行活期存款+其他支票存款+储蓄存款+小额定期存款+货币市场共同基金+大额定期存款+存款机构回购协议等。M4指的是私营部门持有的纸币和硬币+存款包括存款凭证+金融机构发行的债券、商业票据+银行票据等)。

### 3. 控制变量

在已有文献研究基础上,同时考虑到数据缺失问题,例如技术创新、劳动力数据缺失得比较严重,本文最终选择了4个控制变量,具体如下:

居民储蓄( $S$ )。在新古典的索洛增长模型中,储蓄率增加会带来经济增长率的暂时增加及经济水平的永久提升。因此本文预计居民储蓄与经济增长之间正相关。但是也存在着一些特殊情况,对于部分储蓄率较高的国家,高储蓄反而可能会阻碍经济增长。崔晓娟(2011)研究发现在不同的经济发展阶段,储蓄率与经济增长之间的关系也会随之改变,中国近些年来的高储蓄率,已经引发投资效率下降,进而对经济增长产生阻碍效应。本文采用总储蓄占GDP比重代表居民储蓄率。

国际贸易( $GT$ )。随着经济全球化步伐不断推进,国际贸易在经济增长中的作用日益显现。在理论上,亚当斯密的绝对优势理论,阐明了国际贸易促进经济增长的作用原理。克鲁格曼的新贸易理论,描绘出了国际贸易对于经济增长的路径图。但是在具体的实证分析方面,国际贸易对于不同发展阶段国家所产生的影响却不尽相同。吴立波和汤维祺(2010)从实证数据得出结论,国际贸易对于中等收入国家促进作用最强,对于发达国家促进作用稍弱,对于低收入国家甚至有抑制作用。本文以商品贸易(包括进口商品和出口商品)占GDP比重代表国际贸易。

产业结构( $FS$ )。产业结构对于经济增长的作用同样重要,产业结构变动可以提升要素再配置效率,从而促进长期经济增长。刘伟和张辉(2008)对中国经济数据进行分析时发现,改革开放初期,产业结构变化对于经济增长的促进作用十分显著,但是随着时间推移,影响力度不断衰减,逐渐让位于技术进步。发达国家、发展中国家产业结构存在很大差异,发达国家大部分已经完成了工业化进程,发展中国家多数处于工业化进程中。因此如果使用第二产业增加值占GDP比重代表产业结构,预期第二产业占比增加对于发展中国家经济增长是有益的,对于发达国家作用可能并不明显,甚至出现抑制性作用。

城镇化率( $UR$ )。通常来讲,随着经济的发展农村人口会不断向城镇迁移,城镇规模的不断扩大、产业分工的不断细化都会促进经济增长,城镇化率与经济增长之间存在着正向关系。朱孔来等(2011)利用宏观数据,对我国城镇化率与经济增长之间的关系进行了实证检验,发现我国城镇化率每提高一个百分点,可以保持7.1%的经济增长。但是这是对于发展中国家而言,对于一些城镇化率非常高的国家,城镇化率的提升反而可能引起交通拥堵、生态环境压力增加等大城市病问题。因此我们预期城镇化率增加,可以促进发展中国家经济增长,而对于发达国家可能会出现抑制性作用。本文使用城镇人口占总人口比重来代表城镇化率。

表1 变量定性描述

变量类别	符号	变量定义	测度指标	单位
被解释变量	$\ln GDP$	人均GDP自然对数	总GDP/人口数量	%
核心解释变量	$MR$	货币化率	广义货币/GDP	%
	$MR^2$	货币化率平方项	(广义货币/GDP) <sup>2</sup>	万分比
控制变量	$GT$	国际贸易	商品贸易/GDP	%
	$S$	居民储蓄	总储蓄/GDP	%
	$FS$	产业结构	第二产业增加值/GDP	%
	$UR$	城镇化率	城镇人口/总人口	%

### (三) 样本选择与数据来源

样本选择上,本文选取1996—2018年全球主要国家数据作为研究样本,数据均来源于世界银行数据库。对样本进行筛选剔除,最后得到76个国家(其中发达国家17个,发展中国家59个)共计1748个观测值,变量的描述性统计见表2。

表2 变量描述性统计

变量	含义	样本	均值	标准差	最小值	最大值
lnGDP	人均GDP自然对数	1748	11.5637	2.4572	5.9294	17.4778
MR	货币化率	1748	56.8464	39.2057	5.1791	252.9219
MR <sup>2</sup>	货币化率平方项	1748	4767.73	7574.99	26.8229	63969.47
GT	国际贸易	1748	63.9754	40.5064	12.3147	343.4809
S	居民储蓄	1748	21.8748	9.2282	-13.7904	52.3004
FS	产业结构	1748	27.3297	8.7549	4.5559	71.5656
UR	城镇化率	1748	55.7083	21.6498	7.412	100.00

### (四) 实证结果分析

回归结果见表3,表中所有模型均采用双向固定效应模型。其中模型(1)为所有国家全样本数据结果,模型(2)、模型(3)分别为发达国家与发展中国家子样本数据结果,所有模型R<sup>2</sup>值均大于0.7,且所有参数系数均在1%水平上显著。从表3我们可以发现:

全样本及发达国家子样本数据中,货币化率一次项系数为正,二次项系数为负。但是发展中国家子样本数据中,货币化率一次项系数为正,二次项系数也为正。这表明,发达国家及全样本数据中货币化率与经济增长呈现倒U型曲线关系,倒U型曲线存在一个最高的拐点值,在拐点左侧时提升货币化率会促进经济增长,而在拐点右侧时提升货币化率会抑制经济增长。经测算发达国家曲线拐点值大约为1.54,全样本数据拐点值大约为2.86。发展中国家货币化率与经济增长呈现正U型曲线关系,正U型曲线存在一个最低的拐点值,在拐点左侧时增加货币化率会抑制经济增长,而在拐点右侧时增加货币化率会促进经济增长。曲线拐点值大约为-1.02,但是因为货币化率始终为正,所以所有数据都位于拐点右侧,货币化率增加会促进经济增长。这主要是因为除中国等几个少数国家外,发展中国家的货币化率都很低,距离形成货币化率拐点还有很大距离。在低货币化率国家,通过提高货币化率可以有效降低利率,促进投资从而加快经济增长。而发达国家整体货币化率已经处于高位,提高货币化率对拉动经济增长效果有限,反而可能造成资金避实就虚,引起资产泡沫,阻碍经济增长。

居民储蓄系数在所有样本中都为正,且在发达国家样本中系数最大达到了0.01094,在发展中国家中为0.00203,全样本数据中为0.00318,系数符号与预期基本一致。回归结果说明,提升储蓄率可以促进经济增长,同时对于发达国家的影响要远大于发展中国家。这主要是因为,在发达国家经济结构中消费所占比例更高。因此居民储蓄率要低于发展中国家,居民储蓄增加会转化为投资,而发达国家的投资效率会较发展中国家更高一些,对经济的促进作用也就更大一些。

产业结构系数在全样本及发展中国家子样本中都为正,但是在发达国家子样本中为负。其中在全样本数据中系数为0.00763,在发展中国家子样本中系数为0.00924,在发达国家子样本数据中系数为-0.00957,系数符号与本文的预期基本一致。本文中选择第二产业增加值占GDP比例作为产业结构替代变量,由于发达国家和发展中国家发展程度不统一,发展中国家多数还处于工业化进程中,产业结构变化表现为第二产业占比提升,所以可以促进经济增长。而发达国家多数都已经完成了工业化进程,第二产业占比增加会对第三产业造成挤压,进而拖累经济增长。因此在发达国家产业结构与经济增长之间负相关。

城镇化率系数在全样本及发展中国家子样本中都为正,在发达国家子样本中为负。其中在全样本数据中系数为0.01056,在发展中国家子样本中系数为0.00659,在发达国家子样本数据中系数为-0.02191,系数符号与本文的预期一致。与产业结构系数结果所产生的原因类似,发展中国家随着经济的发展,农村人口逐渐向城市转移,城镇化率提升的同时也促进了经济发展,但是发达国家城镇化过程基本结束,甚至由于大城市人口密度过大,容易造成交通堵塞、生态环境等问题,进而阻碍经济发展,城镇化率下降反而可能会促进经济增长。

国际贸易系数在全样本及发展中国家子样本中都为负,在发达国家子样本中为正。其中在全样本数据中系数为-0.00836,在发展中国家子样本中系数为-0.00151,在发达国家子样本数据中系数为0.00803,系数

符号也与我们的预期基本一致。随着经济全球化的不断推进,国家间的竞争日趋激烈,由于整体实力限制,发展中国家尤其是低收入发展中国家处于相对不利的地位,中等收入及发达国家处于有利的位置。因此发展中国家国际贸易与经济增长之间负相关,发达国家国际贸易与经济增长之间正相关。理论上国际贸易对于全球整体经济的发展是有益的,但是因为样本数据并不能代表全球所有国家,所以全样本数据国际贸易与经济增长负相关的结论,可能存在一定的误差。

表 3 经济增长与货币化率关系估计结果

被解释变量: lnGDP	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	所有国家	发达国家	发展中国家
L.MR	0.00558*** (0.00058)	0.00288*** (0.00087)	0.00345*** (0.00071)
L.MR <sup>2</sup>	-0.00001*** (0.00000)	-0.00001*** (0.00000)	0.00002*** (0.00000)
L.S	0.00318*** (0.00064)	0.01094*** (0.00168)	0.00213*** (0.00067)
L.FS	0.00763*** (0.00107)	-0.00957*** (0.00266)	0.00924*** (0.00106)
L.UR	0.01056*** (0.00132)	-0.02191*** (0.00327)	0.00659*** (0.00153)
L.GT	-0.00836*** (0.00025)	0.00803*** (0.00032)	-0.00151*** (0.00030)
曲线类型	倒 U 型	倒 U 型	正 U 型
拐点	2.86	1.54	-1.02
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	1748	391	1357
R <sup>2</sup>	0.718	0.766	0.759

注:\*,\*\*,\*\*\*分别代表在 10%、5%、1% 水平显著;括号内数值为标准误差;L. 代表变量一阶滞后项。

### (五) 稳健性检验

为了确保货币化率与经济增长之间关系结论的可靠性,本文考虑从以下两个角度对全样本数据进行稳健性检验,检验结果见表 4。

#### 1. 分时间段进行回归估计

2008 年美国次贷危机爆发,引发全球金融市场大动荡,拖累全球经济增长。为了应对危机,各国政府普遍采取宽松的货币政策及积极的财政政策,这些政策的实施对于经济增长及货币化率都会产生重大的影响。因此本文选择 2008 年为时间节点,将样本分成金融危机前 1996—2007 年和金融危机后 2008—2018 年两个时间段进行回归估计,估计结果见表 4 中的模型(1)、模型(2)所示。从表中我们可以发现:两个时间段内经济增长与货币化率之间依然呈现倒 U 型关系,但是金融危机前、金融危机后的拐点值分别变为 6.15 和 5.62,都要远大于完整时间段估计结果。说明金融危机虽然会对二者之间关系造成巨大扰动,但是在长期它们之间的倒 U 型关系依然成立。

#### 2. 动态面板模型估计

考虑到经济增长指标 lnGDP 具有一定的惯性,本文考虑将 lnGDP 的一阶滞后项纳入基准模型,静态面板模型变为动态面板数据模型。由于加入了被解释变量的一阶滞后项,所以会产生内生性问题,本文采用广义矩估计(GMM)方法进行处理。GMM 方法包括系统 GMM 和差分 GMM,通过对估计结果进行比对筛选,最终选择一阶差分 GMM 估计法对模型进行估计。估计结果见表 4 中的模型(3)所示。从表中可以发现:经济增长与货币化率之间呈现倒 U 型关系,拐点值大约为 2.57,参数系数也基本一致。同时从 AR(1)和 AR(2)检验结果来看,扰动项之间存在一阶序列相关,但不存在二阶序列相关,符合一阶差分 GMM 方法的有关设定,Hansen 检验结果值大于 0.1,可见工具变量的设置是合理的。

从以上两个稳健性检验结果可以看出,经济增长

表 4 稳健性检验结果

被解释变量:	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	1996-2007	2008-2018	动态面板
lnGDP			0.65937*** (0.05712)
L.lnGDP			
L.MR	0.00293*** (0.00070)	0.00344*** (0.00075)	0.008850*** (0.00190)
L.MR <sup>2</sup>	-0.000002*** (0.00000)	-0.000003*** (0.00000)	-0.0000172*** (0.00000)
曲线类型	倒 U 型	倒 U 型	倒 U 型
拐点	6.15	5.62	2.57
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	912	836	1748
R <sup>2</sup>	0.672	0.630	
AR(1)			0.000
AR(2)			0.217
Hansen 检验值			0.707

注:\*,\*\*,\*\*\*分别代表在 10%、5%、1% 水平显著;括号内数值为标准误差;L. 代表变量一阶滞后项。

与货币化率之间全部呈现倒U型关系,参数系数也与基准模型相差不大,证明基准模型回归结果是稳健可靠的。

## 五、结论与政策建议

本文旨在对货币化率与经济增长之间关系进行研究,为构建中国货币化率最优运行路径图提供政策建议。文中在对现有文献进行总结归纳基础上,提出货币化率与经济增长之间呈倒U型关系的理论假说,并选取全球76个主要国家(其中发达国家17个,发展中国家59个)1996—2018年数据作为研究样本,又将样本分成全样本、发达国家子样本、发展中国家子样本分别进行实证检验。研究发现:全样本及发达国家子样本数据显示,货币化率与经济增长呈现倒U型曲线关系,其中全样本数据中曲线拐点值2.86,发达国家子样本数据中曲线拐点值1.54。目前,我国货币化率水平大于发达国家货币化率拐点值,小于总样本数据货币化率拐点值。发展中国家子样本数据结果显示,货币化率与经济增长呈现正U型曲线关系,并且全部位于拐点右侧,适当增加货币化率可以促进经济增长,说明发展中国家距离形成货币化率拐点还有很大的距离。最后,本文还从两个不同角度对全样本数据进行稳健性检验,检验结果证明了模型结论是稳健可靠的。

本文结论具有重要的政策指导意义。对于低货币化率的发展中国家而言,由于经济发展水平低下,金融系统不够完善,企业很难获得信贷资金,适当地提高货币化率,可以降低利率水平促进投资,从而加快经济增长。对于高货币化率的发达国家而言,由于金融体系已经十分完善,市场资金也足够充裕,企业容易从各种渠道获得融资,此时继续大幅提高货币化率,可能引起经济避实就虚,反而不利于经济增长,应当降低货币化率,保持货币化率位于合理区间以内。就我国而言,我国虽然是一个发展中国家,但是货币化率却长期处于较高位置,远超发展中国家平均水平,甚至高于多数发达国家水平,同时我国经济总量已经稳居世界第二,且仍然在快速增长之中。因此不能简单地将我国当作发展中国家来看待。我国货币化率最优路径图应该是:在短期,当经济形势良好时稳步降低货币化率,当经济形势严峻时保持货币化率基本稳定或小幅增长;在长期,坚定执行降货币化率政策,逐步将货币化率降低到发达国家货币化率拐点值以下水平。

## 参考文献

- [1] 宾国强, 1999. 实际利率、金融深化与中国的经济增长[J]. 经济科学(3): 32-38.
- [2] 崔晓娟, 2011. 论储蓄与经济增长的关系[J]. 经济论坛(6): 13-16.
- [3] 韩平, 李斌, 崔永, 2005. 我国M<sub>2</sub>/GDP的动态增长路径、货币供应量与政策选择[J]. 经济研究, (10)37-47.
- [4] 韩廷春, 2001. 金融发展与经济增长: 基于中国的实证分析[J]. 经济科学(3): 31-40.
- [5] 贺臻哈, 2020. 中国经济货币化的经济增长效应研究[D]. 重庆: 西南大学.
- [6] 贾清显, 朱铭来, 2016. 经济货币化、信贷配置与经济增长——基于动态面板数据模型的GMM估计[J]. 工业技术经济, 35(3): 23-30.
- [7] 李秀萍, 付兵涛, 韩立彬, 2019. 我国高货币化率的研究综述与展望——基于信贷传导机制的视角[J]. 管理现代化, 39(2): 118-121.
- [8] 刘伟, 张辉, 2008. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究, 43(11): 4-15.
- [9] 庞博, 2020. 从金融深化理论看我国高货币化率问题[J]. 金融经济(1): 21-28.
- [10] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉, 2013. 资源产业依赖如何影响经济发展效率? ——有条件资源诅咒假说的检验及解释[J]. 管理世界(2): 32-63.
- [11] 沈坤荣, 汪建, 2000. 实际利率水平与中国经济增长[J]. 金融研究(8): 25-34.
- [12] 孙英杰, 林春, 2018. 试论环境规制与中国经济增长质量提升——基于环境库兹涅茨倒U型曲线[J]. 上海经济研究(3): 84-94.
- [13] 谈儒勇, 2000. 金融发展理论与中国金融发展[M]. 北京: 中国经济出版社.
- [14] 陶新宇, 靳涛, 杨伊婧, 2017. “东亚模式”的启迪与中国经济增长“结构之谜”的揭示[J]. 经济研究, 52(11): 43-58.
- [15] 王洪斌, 柳欣, 2008. 金融发展与经济增长: 基于中国的经验分析[J]. 经济问题(1): 97-99.
- [16] 王宇鹏, 赵庆明, 2015. 金融发展与宏观经济波动——来自世界214个国家的经验证据[J]. 国际金融研究(2): 3-13.
- [17] 吴力波, 汤维祺, 2010. 自由贸易抑或贸易保护——国际贸易的经济增长效应再考察[J]. 世界经济研究(11): 44-49.
- [18] 余永定, 2002. M<sub>2</sub>/GDP的动态增长路径[J]. 世界经济(12): 3-13.
- [19] 张杰, 2006. 中国的高货币化之谜[J]. 经济研究(6): 59-69.
- [20] 庄毓敏, 储青青, 马勇, 2020. 金融发展、企业创新与经济增长[J]. 金融研究(4): 11-30.
- [21] 朱孔来, 李静静, 乐菲菲, 2011. 中国城镇化进程与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 28(9): 80-87.

- [22] LEVINE R, 1996. Financial development and economic growth: Views and agenda [J]. Social Science Electronic Publishing, 35(2): 688-726.
- [23] MCKINNON R I, 1973. Money and capital in economic development[M]. Washington, D.C: Brookings Institution Press.

## Monetization Rate and Economic Growth in China: Empirical Evidence from 72 Countries around the World

Duan Weijie<sup>1</sup>, Chen Wenhui<sup>2</sup>

(1. Jinhe Center for Economic Research, Xi'an jiaotong University, Xi'an 710061, China;

2. China Fashion Research Institute, Beijing Institute of Fashion Technology, Beijing 100029, China)

**Abstract:** In recent years, the problem of China's high monetization rate has become more and more serious. Scholars focus on finding the reasons behind it, but ignore the research on the relationship between the monetization rate and economic growth. Therefore, on the basis of summarizing the relevant theories about the influence of monetization rate on economic growth, the theoretical hypothesis there is an inverted U-shaped relationship between monetization rate and economic growth was put forward. And the panel data of 72 representative countries in the world from 1996 to 2018 were selected to conduct an empirical test on the relationship between monetization rate and economic growth. The results show that: the full sample and the sub-sample data of developed countries show that there is an inverted U-shaped relationship between monetization rate and economic growth. At present, the level of monetization rate in China is less than the inflection point of the whole sample data and greater than the inflection point of the developed countries' sub sample data Point value. The sub sample data of developing countries show that there is a positive U-shaped relationship between the monetization rate and economic growth. and appropriate increase of monetization rate can promote economic growth. Finally, according to the above conclusions, the optimal path map of China's monetization rate is proposed.

**Keywords:** monetization rate; economic growth; inverted U-shaped