

金融结构、经济效率与 M2/GDP 的关系

——基于跨国面板数据的实证研究

李宏瑾 任羽菲¹

摘要：长期以来，中国 M2/GDP 持续偏高且呈上升发散态势，关于其影响因素的研究近年来并不多见，且已有研究大多聚焦于中国经济增长和转型时期的特定因素。本文提出 M2/GDP 水平主要与一国金融结构、经济效率、价格水平、税收负担、储蓄率等因素相关的理论假说，并以 41 个国家的跨国面板数据为样本，对 M2/GDP 的影响因素进行实证研究。结果表明，经济效率提升能够抑制 M2/GDP 过快上升，以间接融资为主的金融结构、税收负担以及价格水平则与 M2/GDP 显著正相关；金融发展水平与 M2/GDP 水平不具可替代性，M2/GDP 是多因素共同作用的结果。本研究对深刻理解 M2/GDP 的影响因素，提升经济效率，优化金融结构，大力减税降费，更好地促进经济高质量发展，具有重要启示性意义。

Abstract : This paper puts forward theoretical hypotheses that M2/GDP is mainly related to financial structure, economic efficiency, price level, tax burden, savings rate and other factors, and uses the transnational panel data of 41 countries as a sample to conduct an empirical study on factors that influence M2/GDP. Our results show that the improvement of economic efficiency can refrain the rapid rise of M2/GDP, while the financial structure dominated by indirect financing, tax burden and price level are significantly positively correlated with M2 / GDP. Financial development and M2/GDP are not substitutable. This study is of great significance to deeply understand the influencing factors of M2/GDP, improve economic efficiency, optimize the financial structure, vigorously reduce taxes and fees, and better promote high-quality economic development.

关键词：金融结构；经济效率；M2/GDP

声明：中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果，以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。如需引用，请注明来源为《中国人民银行工作论文》。

Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.

¹ 李宏瑾，经济学博士，副研究员，现任职于中国人民银行研究局，邮箱：lhongjin@pbc.gov.cn；任羽菲，经济学博士，中国人民银行金融研究所博士后，邮箱：ryufei@pbc.gov.cn。本文受到到中国博士后基金第 64 批面上项目(2018M641577)资助。本文为作者个人观点，不代表人民银行，文责自负。

一、引言

金融发展理论倡导者 Mckinnon(1973)率先提出采用 M2/GDP 作为衡量金融发展和金融深化指标之后,该指标一度被广泛用于一国金融发展和经济货币化程度的研究之中。我国很多早期研究也用这一指标,分析中国的金融深化和货币化问题。采用 M2/GDP 来衡量经济货币化程度,主要是由于转轨经济体存在很多非货币交易的经济活动,货币化过程就是将这类交易通过货币媒介得以反映,这个过程能够吸收大量货币,新增货币不会转化为通货膨胀压力,但仍会推升 M2/GDP。随着经济市场化进程的加快,货币化进程将逐步放缓, M2/GDP 在理论上不会超过 100% (Yi, 1991; Mckinnon, 1994)。但是,金融发展指标的合理度量一直是金融发展理论实证研究最主要的领域之一, M2/GDP 作为衡量金融发展指标的适用性很早就被广泛质疑,很多其他替代指标(如流动资产与 GDP 的比重、实体部门贷款占 GDP 的比重, Levine, 1997)被采用。但是,理论上,正确衡量金融发展的指标必须能够很好地反映融资的便利性,即以更低的价格提供更广泛的融资,而包括 M2/GDP 在内的很多指标主要是出于数据可得性的考虑,这容易带来政策误导 (Levine, 2005)。

根据货币化理论,货币化进程意味着未经货币交易的经济活动被纳入 GDP 统计, M2 与 GDP 将同步增加且不应超过 100%。但是,1996 年之后中国的 M2/GDP 就已超过 100%并呈持续上升态势,从国际来看,很多市场成熟的高收入国家 M2/GDP 要明显低于中低收入发展中国家¹。1990 年代以来,国际学术界很少关注 M2/GDP 变化趋势及其影响因素的研究,而这也与发达国家货币金融政策变化密切相关。一方面,由于利率市场化和金融创新的迅猛发展,货币数量为中间目标的可测性、可控性及其与物价产出等最终目标的相关性明显下降 (Mishkin, 2009)。鉴于 M3 统计的技术困难及其与经济关系稳定性下降,美联储从 2006 年 3 月起停止了对其进行统计。在此背景下,1980 年代中期以来,各国中央银行纷纷转向利率为主的货币价格调控模式,广义货币供应 M2 在货币决策中的重要性明显下降。另一方面,全球金融危机以来,杠杆率水平及债务增速在金融稳定和经济增长中的作用越来越重要,相关研究成果大量涌现 (Reinhart & Rogoff, 2010; Gertler & Hofmann, 2018)。特别是,虽然部分发达经济体本已准备退出量化宽松 (QE) 等非常规货币政策,但受较高杠杆率及与其密切相关的经济金融波动加剧等因素制约,不得不重启 QE 或扩表政策。杠杆率(债务/GDP)而非 M2/GDP 成为中央银行货币决策和各方关注的重点 (BIS, 2019)。

不过,货币供应量等数量指标仍然包含了大量有关经济运行的信息,观察这些变量的变化能够为完善中央银行货币决策提供重要帮助,因此即使是在利率调控方式下,货币供应量仍是各国中央银行关注的重要监测指标 (Monitoring Variables, Bindseil, 2004),在货币政策中仍具有重要的价值。例如,欧央行就非

¹ 世界银行 WDI 数据库显示,2018 年全球 M2/GDP 平均为 124.4%,但高收入国家仅为 121.9%,而中低收入国家平均高达 127.6%。

常重视货币分析的作用，采取了货币数量分析和物价预测经济分析的“双支柱”策略（Woodford, 2008）。而且，全球金融危机后，受零利率下界制约，中央银行不得不重新转向量化宽松的数量操作，通过购买债券膨胀中央银行资产规模，以此促进经济的稳定和恢复，市场流动性和货币数量的重要性明显上升。同时，从资产负债表的角度来看，作为杠杆率分子的债务相当于银行的信贷资产或金融机构购买的债券，而 M2 的主要构成则是银行的存款负债，债务与 M2 实际上是一个硬币的两面，在一国外债规模较小情形下，非金融实体部门杠杆率应大致与 M2/GDP 走势一致（纪敏等，2017）。因此，研究 M2/GDP 的影响因素，仍具有非常重要的理论价值。

从政策实践的角度来看，近年来，随着我国利率市场化的加快推进和基本完成，金融创新和金融脱媒迅猛发展，货币数量调控的有效性明显下降，亟需向利率为主的价格调控方式转型，我国也从 2018 年开始不再公布具体的 M2 增速年度目标（易纲，2018）。不过，目前我国利率政策传导的制约因素依然很多，利率并轨（尤其是存款利率完全放开）和货币政策调控框架转型仍需要大量技术性准备（徐忠，2018）²。由此，中国人民银行仍高度关注货币数量，广义货币（M2）和社会融资规模存量增速与名义 GDP 增速基本匹配成为货币调控方式转型过渡期间货币政策的重要目标和决策依据³。M2/GDP 影响因素研究，仍具有非常重要的现实意义。

世界银行的数据显示，2018 年，我国 M2/GDP 为 199.1%，仅次于香港的 385.1% 和日本的 252.1%，位居全球第三。从趋势上看，我国 M2/GDP 呈现较快上升态势，2008 年后的上升速度快于日本⁴。显然，我国 M2/GDP 长期偏高是多种因素综合作用的结果。不过，与国际上有关 M2/GDP 的研究逐渐淡出主流类似，尽管 M2/GDP 影响因素和有关中国“货币迷失”、“货币超发”等研究一度成为我国货币经济领域研究的热点，但最近十多年来的相关研究文献并不多见（党印、汪洋，2019）。而且，受时代和方法的局限，很多研究都是针对中国经济增长和转型时期的特定现象进行局部解释，往往仅强调个别因素的作用，缺乏严格的理论推导和必要的实证研究支持。

为此，本文试图弥补上述不足，以 41 个经济体的面板数据为样本，针对 M2/GDP 的影响因素进行实证研究。根据相关理论分析和计量分析结果，我们更强调金融结构和经济效率对 M2/GDP 的重要作用。从金融发展和货币化角度来看，关注 M2/GDP 主要是着眼于金融服务质量和经济效率，这是经济高质量发展的应有之义。而且，长期以来，我国始终面临直接融资特别是股权融资占比较低的矛盾，导致我国周期性地出现去杠杆压力（陈雨露，2019）。大力发展资本市场，提高金融服务实体经济水平，也是加快金融供给侧结构性改革的核心任务。

² 另请参见“人民银行副行长刘国强等出席国务院政策例行吹风会：降低实际利率水平有关政策情况（实录）”，www.pbc.gov.cn，2019 年 8 月 20 日。

³ 参见 2018 年 3 季度以来各期《货币政策执行报告》。

⁴ 2008 年，日本 M2/GDP 为 201.4%。根据国家统计局的数据，2008 年、2018 年和 2019 年，我国 M2/GDP 分别为 148.8%、198.7% 和 200.5%。

因此，本文的研究还具有重要的政策指导意义。除引言外，第二部分将在对现有国内外 M2/GDP 研究文献简要概述的基础上，提出实证研究的主要理论假说；第三部分将对指标选取和数据进行分析；第四部分报告计量分析结果；第五部分，进一步讨论 M2/GDP 指标与金融发展的关系；最后是结论性述评。

二、我国 M2/GDP 相关研究简要述评与理论假说

（一）相关研究简要述评

随着 M2/GDP 指标的持续上升，我国理论界和决策层对 M2/GDP 的认识由对市场化 and 经济货币化进程加快的肯定，逐渐转变为对这一指标过高所隐含的高通胀和货币超发风险的担忧（易纲，2000）。有关 M2/GDP 的研究，大致可分为两类：一是从货币数量论出发，分析我国 M2/GDP 的动态演进路径，进而探讨这一指标趋向稳态的变化过程、对通胀的可能影响及政策含义；二是从货币需求函数或货币供给机制的角度出发，结合中国经济转轨过程中特有的经济现象，对中国较高的 M2/GDP 的具体因素进行分析。

传统货币数量理论进行补充和修正的基础上，余永定（2002）开创性地利用微观方程动态求解出了 M2/GDP 的动态增长路径，进而估算了我国 M2/GDP 的可能上限。在余永定（2002）的基础上，韩平等（2005）进一步推导出 M2/GDP 具有 Logistic 曲线形态的新的动态演进路径。虽然有关 M2/GDP 动态演进路径的研究都认为，M2/GDP 并不会无限发散并终将收敛。但是，这类研究主要是从交易方程式出发，通过区分不同层次货币和流动速度进而估算 M2/GDP 的上限和演进路径。货币数量交易方程式只是对货币与经济关系的总量描述，缺乏必要的微观基础，只能区分有限的影响因素对微观方程进行动态求解。随着我国经济金融市场化进程的加快发展，经济结构和金融市场发生了深刻变化，这一方法无法准确描述并分析我国金融运行和 M2/GDP 的具体路径。事实上，余永定（2002）推导出的具体路径形态未能很好拟合当时我国实际的 M2/GDP 变动轨迹，虽然韩平等（2005）经过修正后增强了拟合效果，但仍未能很好地预测和解释全球金融危机之前我国 M2/GDP 呈一度下降及 2008 年之后快速上升的事实。

大多数研究仍主要是对 M2/GDP 持续上升现象进行理论上的解释，从货币需求函数或货币供给机制的角度出发，结合中国经济转轨过程中特有的经济现象，对我国较高水平且持续上升的 M2/GDP 现象进行分析。虽然这些分析一定程度上有助于对中国问题的理解，但在方法论上仍存在一定不足。从经济结构转型的角度出发，分析不同类型货币需求或供给的具体影响，确实能够在一定程度解释我国较高水平的 M2/GDP 的特定现象（如虚拟经济、预防性需求，不同产业货币需求弹性，等等，伍志文，2003；赵留彦、王一鸣，2005；Wang & Zhu, 2018，等等）。不过，这类研究大多只是进行理论分析或拓展经典的货币需求或货币供给模型，对中国经济发展转型过程中的特定现象描述，或是利用中国数据进行时间序列分析，但对变量选取和模型设定等缺乏严格的技术性讨论，也未对理论模

型所揭示的主要含义及对其他国家的适用性进行检验。因此，这类研究本质上仍是对中国发展特定阶段过程的分析，既无法解释中国不同发展阶段 M2/GDP 的变化规律，也无法说明各国 M2/GDP 的具体差异。

可见，如果仅是针对中国转轨时期经济现象的描述和理论分析，很难对 M2/GDP 的影响因素进行全面准确的认识。显然，M2/GDP 的影响因素非常复杂，而修订传统的货币需求函数或供给机制的理论研究仍存在大的难度。近年来，很多学者利用跨国面板数据对 M2/GDP 的影响因素进行实证研究（如 Liu& Chen, 2016；张铁龙、陈仪，2017；胡梦非，2018），但是跨国面板数据的截面样本差异较大，这些研究或者没有采用稳健标准差进行显著性检验，或者并未深入讨论解释变量选取和模型具体形式的合理性，这很大程度上都影响了其结论的可靠性。因此，本文在现有文献讨论的基础之上，提出影响 M2/GDP 因素的主要理论假说⁵，采用稳健标准差检验的面板数据模型，对影响 M2/GDP 的因素进行实证研究，以期为更好理解这一现象及货币决策，提供可靠研究支撑。

（二）理论假说

M2/GDP 作为货币存量与产出流量之比，衡量的是单位产出所需的货币存量，既定货币存量下产出效率的提升会使该指标下降。很多学者也指出，中国金融体系效率较差和高不良贷款率是我国 M2/GDP 较高的重要原因。因此，M2/GDP 一定程度上可以反映技术进步和效率（纪敏等，2017）。作为全球技术前沿的美国，M2/GDP 基本稳定在 60%左右，只是在全球金融危机后出现小幅上升，这也与危机后美国技术进步下降和长期性停滞的现实相符（Summers, 2014）。类似地，我国 M2/GDP 在 2003-2008 年累计收敛 12.1 个百分点，这期间也是我国走出通缩的高速增长时期，加入 WTO 更深程度参与国际市场带来的技术进步是重要的原因。由此，提出如下假说：

假说 1：M2/GDP 与效率密切相关，较高的效率将抑制 M2/GDP 过快上升，两者具有显著的负相关关系。

针对货币化假说存在的不足，国内很多学者都指出，我国金融资产结构相对单一，居民金融资产中债券、股票占比较低，主要集中在存款和现金类资产⁶。虽然我国股票市场规模已位居全球第二，但从社会融资规模存量指标来看，银行信贷仍是最主要的融资方式。储蓄向投资的转化既可以通过直接融资，也可以通过间接融资。若一个经济体以间接融资为主，在金融资源配置过程中，银行信贷扩张会派生存款，增加货币供给。而直接融资（如发行股票、债券等）只涉及货币在不同经济主体之间的转移，货币总量不会发生变化。从国际经验来看，日本和我国作为间接融资的典型代表，M2/GDP 均处于较高水平。因此，本文提出如下假说：

⁵ 出于篇幅的考虑，本文在理论假说部分不再逐一列出早期相关研究的具体文献，近期有关中国 M2/GDP 研究的全面综述，请参见党印、汪洋（2019）及其所引文献。

⁶ 经济日报社中国经济趋势研究院的调查数据表明，2018 年我国居民家庭的金融资产分布依然集中于现金、活期存款和定期存款，占比高达 88%，远远高于 OECD 国家。参见“《中国家庭财富调查报告 2019》发布：家庭人均财产超 20 万，房产占比仍居高不下”，中国经济网，2019 年 10 月 30 日。

假说 2: 银行间接融资为主的国家, M2/GDP 水平较高, 两者呈显著的正相关关系。

根据货币数量的交易方程式, 在货币流通速度稳定条件下, M2/GDP 上升意味着通胀压力加大, 也即价格水平与 M2/GDP 正相关。由于各个行业产业货币资金需求并不完全一致, 产业结构变化将导致货币流通速度的变化, 一定程度上能够解释我国较高的 M2/GDP。但是, 一方面, 不同行业货币流通速度是一个不可观测的变量, 资金交易性需求还受到支付系统技术变化的影响, 这在实证研究上存在很大的困难; 另一方面, 主要发达国家均已形成服务业占主导的产业结构, 但美国和日本的 M2/GDP 水平差距明显。可见产业结构变化的视角不足以解释 M2/GDP 走势。不过, 如果货币流通速度不稳定, 传统的货币数量方程式的货币外生假说也就不成立。从货币数量的现金余额说 (也即剑桥方程式, $M=kPY$, Pigou, 1917) 来看, 人们愿意以通货形式持有的财富占总财富的比例决定了货币的数量, 而这一比例取决于货币价格与其他资产价格的相对变化。显然, 在 k 稳定的条件下, 货币数量上升表明其他资产价格上涨。因此, 股票、房地产等资产价格快速上涨对理解 M2/GDP 至关重要。美国等直接融资为主的发达国家, M2/GDP 保持稳定, 很大程度上可能得益于其股票资产价格的稳步上涨。由此, 提出如下假说:

假说 3: M2/GDP 与物价 (通货膨胀) 或资产价格水平显著正相关。

正如指出的, 货币与债务分别对应于银行的负债和资产, 因此影响杠杆率和微观主体债务的因素一定程度上能够解释 M2/GDP。在完全市场假设下, 经典的 MM 定理表明 (Modigliani & Miller, 1958), 企业融资结构与其市场价值无关, 但大量理论和实证研究表明 (Jensen & Mecklin, 1976; Feld, et al., 2013), 由于债务利息支出可以抵扣税款, 但股权收益则无法抵税, 因而负债公司价值要高于未负债公司, 而且负债越多企业价值越高, 或者税收负担越高企业资产负债率越高, 这也被称作“税盾效应” (Tax Shield)。由此, 提出如下假说⁷:

假说 4: 一国税收负担越高, M2/GDP 水平越高。

在经济高速发展的起飞阶段, 高储蓄支撑的投资导向的增长模式是中国经济奇迹的重要原因, 而由于我国金融结构仍以间接融资为主, 因此较高的储蓄率导致我国 M2/GDP 较高。同时, 随着经济中用于储蓄的资金越多, 处于“闲置”状态的存款货币规模越大, 这要求更多新增货币创造支持实体经济融资需求, 全社会的货币总量和 M2/GDP 也相应较高。由此, 提出如下假说:

假说 5: 较高的储蓄率表明 M2/GDP 水平更高。

⁷ 正如指出的, M2 与负债相当于一个硬币的两面, 在一国外债规模较小情形下, 非金融实体部门杠杆率应大致与 M2/GDP 走势一致, 而对本文跨国面板数据的计量结果表明, M2/GDP 与杠杆率确实具有显著的正相关关系, 而且一旦控制杠杆率, 其他解释变量均不显著, 因此我们仅针对税收负担与 M2/GDP 的关系提出理论假说。

三、变量数据说明与计量模型设定

(一) 变量数据说明

根据世界银行、BIS、IMF 等主要数据库指标数据情况，本文选取 41 个典型国家和地区作为样本⁸。鉴于早期数据缺失过多以及相关指标数据可得情况，样本区间为 1995-2017 年。根据理论假说，被解释变量为 M2/GDP，解释变量包括经济效率、融资结构、物价及资产价格指数、税收负担、储蓄率。**经济效率**选取目前广泛使用的宾夕法尼亚大学发布的最新版本佩恩表（Penn World Table, PWT9.1）中考虑福利的 TFP 数据。**融资结构**指标主要以间接融资占全社会融资比重作为一国融资结构衡量指标，以世界银行 WDI 数据库中各国本国对实体部门信贷/（本国对实体部门信贷+股票市场交易总值）之比为代表。WDI 数据库中还包括银行融资占比及股权融资占比两个指标，但仅有少数国家少数年份数据可得，故本文选择以间接融资和直接融资占 GDP 比重来间接获得融资结构。**物价和资产价格指标**，根据 WDI 数据库和 IMF 的国际金融统计（IFS）数据库得到各国 CPI 数据，作为物价指标代理变量；选取 BIS 公布的各国名义房地产价格指数作为房价代理变量，两个变量均以 2010 年为基期。采用美国传统基金会（Heritage Foundation）公布的经济自由度指数数据库中税收负担指数作为**税收负担**（TB）代理变量⁹。由于该指数数值越低，代表税收负担越小，因此该指标与 M2/GDP 理论上应呈显著负相关关系。采用 WDI 数据库公布的国民储蓄率（SR）作为**储蓄率**指标替代变量。各项指标、数据来源及与 M2/GDP 的理论关系，参见表 1：

表 1：变量符号与说明

指标变量	符号	具体含义	数据来源	理论关系
M2/GDP	M2/GDP	M2 与 GDP 之比	世界银行 WDI 数据库	
经济效率	TFP	佩恩表中考虑福利的 TFP	PWT9.1	-
融资结构	FS	本国对实体部门信贷/本国对实体部门信贷+股票市场交易总值	世界银行 GFI 数据库	+
通胀水平	CPI	各国物价指数	世界银行 WDI 数据库	+
房价水平	HP	各国名义房地产价格指数	BIS	+
税收负担	TB	税收负担	美国传统基金会经济自由度指数	-
储蓄率	SR	国民储蓄率	世界银行 WDI 数据库	+

⁸ 具体包括：阿根廷、澳大利亚、奥地利、巴西、加拿大、智利、中国、哥伦比亚、捷克共和国、丹麦、芬兰、法国、希腊、香港、匈牙利、印度、印度尼西亚、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、卢森堡、马来西亚、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、俄罗斯、沙特阿拉伯、新加坡、南非、西班牙、瑞典、瑞士、泰国、土耳其、英国、美国。

⁹ 有关美国传统基金会经济自由度指数的详细情况，具体参见项卫星、李宏瑾（2009）。

（二）计量模型设定

以下通过假设检验确定面板数据模型具体形式，首先采用 LSDV 法考察样本是否存在个体效应，结果表明 LSDV 法下绝大多数变量显著，拒绝所有个体虚拟变量都为 0 的原假设，不应使用混合回归，限于篇幅结果略去。在固定效应模型和随机效应模型之间进行选择，以下为 LM 检验及 Hausman 检验结果，本文估计均使用个体聚类稳健标准误。由表 2，LM 检验无法拒绝原假设，而 Hausman 检验在 1% 的显著性水平上拒绝原假设，应采用固定效应模型。

表 2：面板模型设定检验结果

	卡方统计量	P 值
LM 检验	2.32	0.9854
Hausman 检验	18.81	0.0088

四、M2/GDP 影响因素实证结果分析

根据模型设定和理论假说，本文对 M2/GDP 与各解释变量的关系逐步进行实证检验，以期观察变量之间可能存在的关系，具体结果如表 3 所示。根据表 3 中方程 1 和方程 2 估计结果，该模型核心解释变量 TFP 及 FS 均显著，且 TFP 系数为负，FS 系数为正，表明理论假说 1 和 2 成立，即较高的经济效率将抑制 M2/GDP 的过快上升。方程 3-6 逐个加入其它解释变量，估计结果显示价格水平（包括物价及资产价格）变量均显著，且系数为正，符合本文假说 3，即对样本国家的分析支持剑桥方程式，在货币流通速度 k 稳定的情况下，物价和资产价格，尤其是资产价格的快速上涨将带来货币数量的快速增加。单独加入税收负担 TB 变量时其系数为负，并且在 1% 的显著性水平下显著，说明本文理论假说 4 成立，一国整体税收负担越高，通过“税盾效应”对微观主体杠杆率起到正向影响越强，进而对一国整体 M2/GDP 产生正向影响。

方程 6 中，加入储蓄率变量后，储蓄率变量不显著。需要说明的是，如果不考虑经济效率（TFP）和融资结构（FS）变量，储蓄率与 M2/GDP 的关系仍然是在 1% 水平下显著的（限于篇幅，不报告结果）。国际经验也表明，储蓄率较高的国家往往 M2 也偏高。不过，当模型中同时加入融资结构变量与储蓄率时储蓄率并不显著，这很可能表明储蓄率与经济效率等变量之间存在共线性问题，致使其在多元回归中并不显著。而且，储蓄向投资的转化既可以通过直接融资，也可以通过间接融资，融资结构对 M2/GDP 的关系较储蓄率可能更为密切，解释力也更强，这也可能导致储蓄率变量在多元回归中并不显著。由于本文关注经济效率、融资结构对 M2/GDP 的影响，因而在方程 7-9 中去掉储蓄率变量。

根据方程 7-9 估计结果，同时加入物价指数即资产价格指数时二者均显著，但加入税收负担后税负变量不显著。鉴于方程 5 中加入税负单变量时其系数及模型整体均显著，而从经验来判断，物价与资产价格相关性较强，因此方程 9 中仅

保留物价指数及税负变量，去掉资产价格变量后其他变量系数均显著。因此方程 9 为最终模型，其判定系数 R^2 为 0.9053，表明经济效率、金融结构、物价水平及税收负担对 M2/GDP 具有较强的解释力。

表 3: M2/GDP 的主要影响因素

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8	方程 9
C	1.1762*** (0.0728)	0.8984*** (0.0671)	0.6668*** (0.0634)	0.9890*** (0.0775)	1.0861*** (0.0688)	0.7817*** (0.0801)	0.7425*** (0.0796)	0.7141*** (0.0973)	0.7795*** (0.0748)
TFP	-0.4730*** (0.1015)	-0.3333*** (0.0740)	-0.3039*** (0.0675)	-0.6428*** (0.0861)	-0.3653*** (0.0722)	-0.2303*** (0.0708)	-0.5013*** (0.0869)	-0.4975*** (0.0867)	-0.3204*** (0.0682)
FS		0.2431*** (0.0616)	0.1891*** (0.0560)	0.2195*** (0.0622)	0.2028*** (0.0597)	0.2833*** (0.0679)	0.2320*** (0.0607)	0.2441*** (0.0603)	0.1855*** (0.0564)
CPI			0.2697*** (0.0204)				0.2674*** (0.0481)	0.2689*** (0.0558)	0.2221*** (0.0242)
HP				0.2556*** (0.0163)			0.1261*** (0.0285)	0.1297*** (0.0281)	
TB					-0.2499*** (0.0248)			0.0281 (0.0367)	-0.0978*** (0.0299)
SR						0.0657 (0.1516)			
R^2	0.8766	0.8804	0.9010	0.9135	0.8957	0.8833	0.9161	0.9196	0.9053
SE	0.1895	0.1570	0.1429	0.1366	0.1470	0.1553	0.1346	0.1323	0.1402
F	149.1***	141.7***	170.6***	161.3***	159.7***	138.4***	162.5***	164.4***	173.3***
Obs.	903	851	850	668	844	830	668	662	843

五、M2/GDP 与金融发展的关系

自金融发展理论倡导者 Mckinnon(1973)最早提出以 M2/GDP 作为衡量金融发展和金融深化的指标后，长期以来该指标被广泛应用于国内外学术界理论与实证研究中。包括以 M2/GDP 指标来衡量各国经济货币化程度乃至通货膨胀压力等。然而关于 M2/GDP 作为金融深化衡量指标是否合理的讨论始终是实证研究最主要的领域之一。国际主流研究认为 M2/GDP 相对下降及资本化率相对上升是金融发展现代化的标志，但中国货币化率和资本化率同时上升，具有一定阶段发展的特殊性（李扬，2001）。而且，各国 M2/GDP 指标变异性非常大，忽略各国融资结构、储蓄水平、物价水平等具体因素，简单将 M2/GDP 视作金融发展水平的代表可能带来政策上的误导。因此，有必要进一步考察 M2/GDP 与金融发展的关系，特别是在控制各国相关经济金融特征后，金融发展与 M2/GDP 的相关性。IMF 考虑了各国金融市场和金融机构发展深度及金融服务可得性等情

况，编制了金融发展指数（FD），选取这个指标作为金融发展代理变量，检验其与 M2/GDP 的关系。

表 4：引入金融发展指数的模型估计结果

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
C	0.1968 (0.0474)	0.0312 (0.0692)	0.3024*** (0.0904)	-0.0234 (0.0777)	0.3786*** (0.0994)	0.1858** (0.0765)
FD	1.2900*** (0.0781)	1.3641*** (0.0696)	0.9352*** (0.1029)	1.3567*** (0.0696)	0.9361*** (0.1044)	1.1587*** (0.0774)
TFP		-0.4355*** (0.0595)	-0.6211*** (0.0826)	-0.3493*** (0.0546)	-0.6332*** (0.0841)	-0.4211*** (0.0601)
FS		0.4598*** (0.0505)	0.4131*** (0.0609)	0.4744*** (0.0562)	0.4180*** (0.0599)	0.3976*** (0.0511)
CPI			0.1166*** (0.0413)		0.0598 (0.0532)	0.0596*** (0.0182)
HP			0.0847*** (0.0268)		0.0945*** (0.0262)	
TB					-0.0468 (0.0351)	-0.1046*** (0.0260)
SR				-0.0501 (0.1210)		
R ²	0.8995	0.9075	0.9271	0.9238	0.9298	0.9269
SE	0.1710	0.1424	0.1256	0.1256	0.1237	0.1232
F	188.1***	184.1***	184.6***	216.3	185.6***	224.6***
Obs.	903	851	668	830	662	843

由表 4 可见，方程 1 为仅引入金融发展指数的模型，尽管 FD 变量显著，但常数项在 10% 显著性水平上不显著，且模型 R² 仅为 0.8995，说明了金融发展的确能够解释一部分 M2/GDP 的变化，但模型还存在遗漏变量。方程 2 中引入了核心解释变量经济效率及金融结构，此时 FD、TFP 及 FS 系数均显著，但常数项仍然不显著，因此在方程 3 中继续加入价格指数变量。在控制了价格水平后，全部变量系数均显著，模型对被解释变量 M2/GDP 的解释能力有所提升。方程 4 如表 3 中方程 6 一致，储蓄率变量不显著且常数项不显著，表明储蓄率的确与融资结构存在共线性，故此略去储蓄率变量。方程 5 中同时引入物价指数与资产价格指数及税收负担，出现物价指数与税收负担同时不显著，如前所述，CPI 与 HP 存在较高程度的正相关，因此去掉 HP 变量得到最终方程 6。方程 6 估计结果中全部解释变量均显著，R² 值为 0.9269，较高程度地拟合了 M2/GDP 的变化。表 4 中方程 6 的结果相比表 3 中方程 9，R² 及 F 统计量均有所上升，各变量符号

相同，且金融发展变量系数为正，在 1%显著性水平上显著，表明金融发展对 M2/GDP 的确有一定解释能力，但二者绝非等同，须在控制金融结构、经济效率、物价水平与税收负担等变量之后方能较好地模拟出 M2/GDP 的变化。

事实上，我国 M2/GDP 偏高的确阶段性地体现了金融发展的结果。在计划经济时代使用货币进行交易的程度很低，改革开放后，越来越多的商品以货币化的方式进行交易，货币需求大幅上升引起 M2/GDP 不断提高。同时，金融领域的管制也在逐步放松，信贷资金分配的配给方式发生改变，利率开始反映资金的相对稀缺性，金融市场逐渐发展，减轻了金融抑制对货币信用创造的制约，推动货币规模增加，也使 M2/GDP 出现上升。然而，虽然 Mckinnon(1973)用 M2/GDP 度量日本和德国的金融发展和金融深化程度之后，该指标被广泛用于衡量一国经济货币化和金融深化程度，但以 M2/GDP 作为金融发展的替代指标事实上有失偏颇。一方面按货币化假说，M2/GDP 不会超过 100%，但事实上很多经济体不但超过了 100%，而且继续攀升。另一方面以本文所选择样本，当 FD 作为唯一解释变量时，常数项并不显著，存在明显的遗漏变量倾向。因而 M2/GDP 走势应当是多个因素相互交织、综合作用的结果，金融发展或金融深化仅能对相应的阶段性变化进行解释。

六、结论性评述

本文在对 M2/GDP 相关理论及实证研究进行梳理的基础上，针对 M2/GDP 影响因素提出了五个理论假说，包括较高的经济效率将抑制 M2/GDP 过快上升，间接融资为主的融资结构、较高的价格水平（物价和资产价格）、税收负担和储蓄率将推高 M2/GDP 水平，进而以 41 个代表性经济体的面板数据为研究样本对以上理论假说进行实证验证。研究结论包括如下几个方面：以全要素生产率作为一国经济效率的衡量，经济效率对一国 M2/GDP 具有显著的负向影响，M2/GDP 一定程度上能够反映技术进步和经济效率；在其他条件不变的情况下，以间接融资为主的经济体 M2/GDP 水平更高，这能够充分解释中日等间接融资为主的国家 M2/GDP 水平较高的现象；本文实证结论同样验证了货币数量的现金余额说，即物价水平及资产价格的上涨能够显著拉动一国货币需求，价格变量对 M2/GDP 有显著的正向影响；税收负担可通过税盾效应强化微观主体负债倾向，从宏观上来看将推高经济体整体杠杆率，由于货币与债务分别对应于银行的负债和资产，因而税收负担推高银行体系债务，进而导致 M2/GDP 升高；在关注融资结构的前提下，由于储蓄率与融资结构具有较强相关性，储蓄率对 M2/GDP 的边际解释能力较弱，变量系数不显著；金融发展水平能够部分解释 M2/GDP 水平，但二者不具有可替代性，简单将 M2/GDP 看作金融深化的结果并不准确，同时正如本文理论假说，M2/GDP 是多因素共同作用的结果，以金融发展来解释 M2/GDP 的变化仍并不全面，需要综合考虑经济效率、融资结构等因素。

理论上，M2/GDP 不可能无限发散，M2/GDP 保持在合理水平仍具有非常重要的政策含义。从经济增长阶段和金融发展模式来看，过去由高储蓄支撑的高投

资和房地产趋动增长方式对银行信贷需求过盛，而随着我国经济由高速增长转向高质量发展，由投资驱动转向消费驱动，经济将更趋于“轻型”，消费、服务、技术进步的贡献逐步上升，对房地产和投资依赖程度下降，资本市场在创新驱动转型升级中更加重要，信贷需求和货币增速也将明显放缓，再加上近年来我国以加大减税降费为主的财税体制改革深入开展，未来我国 M2/GDP 也将趋向收敛。今后，一方面，应进一步深化供给侧结构性改革，切实发挥市场在资源配置中的决定性作用，更好发挥政府作用，从根本上提升经济运行效率；深化金融供给侧结构性改革，大力发展资本市场和直接融资比重，增强金融服务实体经济的能力；珍惜正常货币政策空间，坚守币值稳定目标，坚持稳健货币政策；加大减税降负力度，改进税制税负结构，真正优化营商环境。另一方面，随着货币数量作为中间目标的可测性、可控性及与产出物价等最终目标相关性明显下降，应保持广义货币 M2 和社会融资规模增速与名义 GDP 增速基本匹配，健全基准利率和市场化利率体系，稳妥推进利率并轨，完善货币政策工具体系，畅通货币政策利率传导机制，顺利实现货币政策调控方式由数量型向价格型转型。

参考文献

- [1]. 陈雨露, 四十年来中央银行的研究进展及中国的实践, 金融研究, 2019年第2期。
- [2]. 党印、汪洋, 中国的 M2/GDP: 一个文献综述, 金融评论, 2019年第1期。
- [3]. 韩平、李斌、崔永, 我国 M2/GDP 的动态增长路径、货币供应量与政策选择, 经济研究, 2005年第10期。
- [4]. 胡梦非, 世界主要国家广义货币与 GDP 比率的差异性研究, 价格理论与实践, 2018年第7期。
- [5]. 纪敏、严宝玉、李宏瑾, 杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验, 金融研究, 2017年第2期。
- [6]. 李扬, 货币化程度高, 资本化程度低, 资本市场任重道远, 中华工商时报, 2001年1月12日第7版。
- [7]. 伍志文, 货币供应量与物价反常规关系:理论及基于中国的经验分析——传统货币数量论面临的挑战及其修正, 管理世界, 2003年第12期。
- [8]. 项卫星、李宏瑾, 经济自由与经济增长, 南开经济研究, 2009年第5期。
- [9]. 徐忠, 经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型, 金融研究, 2018年第4期。
- [10]. 易纲, 为什么要坚持稳健的货币政策原则, 国际经济评论, 2000年第Z1期。
- [11]. 易纲, 货币政策回顾与展望, 中国金融, 2018年第2期。
- [12]. 余永定, M2/GDP 的动态增长路径, 世界经济, 2002年第12期。
- [13]. 张轶龙、陈仪, 储蓄率、金融市场发展对 M2/GDP 的影响——基于国别面板数据的实证研究, 华南师范大学学报(社会科学版), 2017年第6期。
- [14]. 赵留彦、王一鸣, 中国货币流通速度下降的影响因素:一个新的分析视角, 中国社会科学, 2005年第4期。
- [15]. BIS, 2019, “No Clear Sky Yet”, in Annual Economic Report, June.
- [16]. Bindseil, U., 2004, “Monetary Policy Implementation: Theory, Past and Present”, New York: Oxford University Press.
- [17]. Feld, L., J. Heckemeyer and M. Overesch, 2013, “Capital Structure Choice and Company Taxation: A Meta-Study”, Journal of Banking & Finance, 37(8): 2850-2866.
- [18]. Gertler, P. and Borjas, H., 2018, “Monetary Facts Revisited”, Journal of International Money and Finance, 86, 154-170.
- [19]. Jensen, M. and Meckling W., 1976, “Theory of the Firm: managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, Journal of Financial Economics, 3(4):305-360.
- [20]. Levine, R., 1997, “Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda”, Journal of Economic Literature, 35(2), 688-726.
- [21]. Levine, R., 2005, “Finance and growth: Theory, Evidence and Mechanisms”, Handbook of Economic Growth, Part 1, North Holland, Amsterdam, 865-934.
- [22]. Liu, H., and S. Chen, 2016, “A Study of The Impact of Financial Development on the

- Country' s Monetization” , International Journal of Social Science Studies, 4(4): 69-77.
- [23]. Mckinnon, R., 1973, “ Money and Capital in Economic Development ” , Washington, D.C: Brookings Institution.
- [24]. Mckinnon, R. I., 1994, “ Financial Growth and Macroeconomic Stability in China, 1978-1992: Implications for Russia and other Transitional Economies ” , Journal of Comparative Economics, 18(3), 97-134.
- [25]. Mishkin, F., 2009, “ The Economics of Money, Banking, and Financial Markets ” , Addison-Wesley.
- [26]. Modigliani, F., and M. H. Miller., 1958, “ The Cost of Capital Corporation Finance and the Theory of Investment ” , American Economic Review, 48(4), 443-453.
- [27]. Pigou, A. C., 1917, “ The value of money ” , Quarterly Journal of Economics, 32(1): 38-65.
- [28]. Reinhart, C. and Rogoff K., 2010, “ Growth in a Time of Debt ” , American Economic Review, 100(2): 573-578.
- [29]. Summers. L. H., 2014, “ Us Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound ” , Business Economics, 49(2): 65-73.
- [30]. Wang, L. and T. Zhu., 2018, “ The Myth of China' s Monetization: Applied Economic Letters ” , Taylor& Francis Journals, 25 (11): 772-775.
- [31]. Woodford, M., 2008, “ How Important is Money in the Conduct of Monetary Policy? ” , Journal of Money, Credit and Banking, 40(8): 1561-1598.
- [32]. Yi, G., 1991, “ The Monetization Process in China during the Economic Reform ” , China Economic Review, 2(1), 75-95.