

# 经济开放与货币需求： 国际金融风险及持币成本的测度

秦 朵 卢 珊 王惠文 Sophie van Huellen 王庆超  
(伦敦大学亚非学院,英国伦敦;中央财经大学统计与数学学院,北京 100081;  
北京航空航天大学经济管理学院,北京 100191;Expedia Group,英国伦敦)

**摘 要:**在中国开放经济体制下的基准货币需求模型中,本文将源于国际金融市场的持币成本设为遗漏潜变量,并构建特定的国际金融综合指数(CIFI)作为该潜变量的测度。借鉴机器学习与测度理论,本文利用对数误差修正模型提出了分步降维的 CIFI 构造算法,构造了长期 CIFI 和短期 CIFI。结果表明,CIFI 构造中的无监督降维步骤有助于减少高维金融数据中的冗余信息。实证分析发现,国际机会成本对中国货币需求具有规律性的前导影响,而在 2007 至 2008 年国际金融危机期间,央行的应急措施对长期 CIFI 所代表的非均衡冲击起到明显的阻截效果,对短期 CIFI 的影响基本是持续不变的。通过综合指数构造与宏观货币需求模型的算法连接,可以利用 CIFI 的构成结构从前导时间与影响强度两方面追踪冲击货币需求的国际金融风险的具体来源,这为宏观决策者监测国际金融市场提供了颇有规律的信息。在方法论上,本研究为如何利用模型监测国际金融市场影响宏观经济开辟了一条新路。

**关键词:**货币需求;国际金融风险;复合型测度;无监督降维;有监督降维;指数构造

**JEL 分类号:**E17, C22, C53 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 7246(2021)09 - 0030 - 21

## 一、引 言

1978 年改革开放以来,中国经济逐步融入世界,成为世界第二大经济体、第一大外汇

收稿日期:2019 - 08 - 28

作者简介:秦 朵,经济学博士,荣誉教授,伦敦大学亚非学院,E-mail:dq1@soas.ac.uk.

卢 珊(通讯作者),经济学博士,讲师,中央财经大学统计与数学学院,E-mail:shan.lu@cufe.edu.cn.

王惠文,工学博士,教授,北京航空航天大学经济管理学院,E-mail:wanghw@vip.sina.com.

Sophie van Huellen,经济学博士,讲师,伦敦大学亚非学院,E-mail:Svanhuellen@gmail.com.

王庆超,经济学博士,数据科学家,Expedia Group,E-mail:qingchaowan@gmail.com.

\* 本文科研受益于北京凯恩克劳斯经济研究基金会的大力支持;王庆超在伦敦大学的博士后研究期间,曾为凯恩克劳斯经济研究基金会研究员;卢珊和王惠文在本文的研究工作受国家自然科学基金资助(基金号:72001222,72021001);卢珊还受益于中央财经大学的学科建设经费、科研创新团队支持计划、新兴交叉学科建设项目的支持;我们还感谢陈兴动、金立佐、王海军、徐忠、张维迎、张雪春、张延群、Andy Ho 和 Thanos Moraitis 在研究过程中的支持与帮助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

储备国。毋庸置疑,经济开放对中国的宏观经济带来正面影响,然而,在经济开放大环境下,特别是在全球金融一体化的背景下,国际金融市场风险可以在世界范围内迅速转移和传播(杨子晖等,2018;刘程程等,2020)。然而,目前系统地讨论经济开放所致的持有国际金融资产的机会成本因素如何影响中国货币需求的相关研究仍较为匮乏,本文尝试对此进行探索。

在宏观经济的实证研究中,货币需求模型的成熟性是广有共识的,其主要特征在于相对长期的时不变性。这一点在中国的货币需求模型研究亦如此(El-Shagi and Zheng, 2017)。主导模型时不变性的因素来自收入需求,而扰动模型时不变性的则是持币的机会成本,特别是由金融市场创新所致的持币成本或风险的变动。例如, Hendry and Ericsson (1991) 及 Baba et al. (1992) 发现,当货币需求模型遗漏了金融市场创新所对应的持币成本变量,模型中一些解释变量的参数就丧失了时不变性。近年来,随着经济开放进程,货币需求模型中所考虑的持币成本变量不仅来自本国经济,还扩展到国际经济(杜浩然和黄桂田,2016)。在这类研究模型中,代表国外机会成本的变量通常为美国货币市场利率。

本文认为,在开放经济下,单一的美元利率或日元利率不足以代表国外机会成本变量。原因有二:从地域看,单一外汇利率的变动显然不足以代表国际金融资产收益率的综合变动;从国际金融市场构成看,采用外汇利率代表国际持币机会成本的理论依据是利率平价理论。但我国的货币资本市场尚不属于充分自由开放的体制,利率平价理论是不适用的。鉴此,应当将货币需求模型中代表国际机会成本的理论变量设为潜变量。如何构造出能测度该潜变量的综合指标,从而估算由经济开放引起的国际金融对我国货币需求的影响,是本文研究的主题。

从计量学方法角度看,如何利用统计模型构造与宏观经济变量相匹配的综合总量指标,一直是计量学研究的一个难题(Marcellino, 2006)。自2008年国际金融危机以来,不少学者认识到在传统的宏观经济学框架中,尚缺乏既能充分代表金融市场、又能匹配实体经济宏观变量的总量指标(Borio, 2011, 2013; Stiglitz, 2018)。如何利用模型构造金融市场的总指数,从而提高宏观模型的精度,成为研究热点(Aramonte et al., 2013; Hatzius et al., 2010; Leroux et al., 2017)。目前计量学中利用模型构造金融总量指标最常用的方法是主成分分析法,或与其类同的因子分析法。用该类方法生成的指标,其主要弱点是缺乏指数构成的时不变性。Qin et al. (2018)从方法论的角度反思,指出金融总量指标的构造属于综合指数构造的范畴,按照测度理论中的因果关系应被划为复合型测度(composite measurement)一类。而主成分或因子分析法却仅适用于构造反映型测度(reflective measurement)类的指标(Howell et al., 2013; Markus and Borsboom, 2013)。从变量降维的角度看,构造复合型测度类综合指数要求的条件比构造反映型测度指标更复杂,而且构造后者所通用的共方差最大要求,并不适用于构造金融总量指标。因此, Qin et al. (2018)参考测度理论中运用偏最小二乘法构造复合型指数的思路,以及机器学习中有监督学习(supervised learning)与无监督学习(unsupervised learning)的建模方法,对从模型出发构

造金融市场综合指数做了探索性的研究。

本研究是对 Qin et al. (2018) 的进一步扩展。首先,从底层金融指标的选取上,本文把范围扩展到国际金融市场。其次,本文探讨了分步骤的变量降维方法,即依次通过无监督和带有监督两个步骤实现降维,生成综合指数。此外,本文在选取有监督降维的目标变量问题上要更为精准。与基于实体宏观经济的变量相比,本文选取的 M1 不仅受国际金融市场的冲击更为直接,且与应对金融市场冲击的宏观政策研究需求的关系更为密切。最后,将生成的综合指数称为 CIFI (Composite International Financial Indices),本文根据货币模型的动态特征构造了长期和短期两种 CIFI,并将这两种指数引入 M1 需求模型,作为国际机会成本的理论潜变量的可观测替代变量,这也是本文的独特之处。

模型使用月度数据,样本期为 1993 年 9 月至 2015 年 6 月。本文发现,在 M1 需求模型中,本文构造的 CIFI 指数在过去的 20 多年中一直是统计显著的。其中,短期 CIFI 指数的回归系数一直保持较强的时不变性,即使是在 2007 至 2008 的国际金融危机冲击下也是如此。长期 CIFI 回归系数的时不变性相对较弱,体现在金融危机前和危机过后两个时间段。这意味着,央行针对金融危机实施一揽子计划的应急措施,主要阻断了来自国际金融市场的长期非均衡风险。总的来看,只要经济开放,无论国内需求如何主导,也无论金融开放体制的监管如何,国际金融市场总体仍然对中国 M1 需求具有规律性的影响。从两种 CIFI 指数的构成结构看,短期 CIFI 中金融风险的主要来源是货币市场、银行业、期货市场及股票市场,长期债券市场的作用甚微。而在长期 CIFI 中,长期债券市场的作用则显著得多。从金融风险前瞻性的角度看,期货市场和货币市场的指标往往比其他市场的指标更具前瞻性。从地理区域的角度看,虽然美国、西欧、日本等地的权数较大,但是其他地区的指标也不可忽略。这充分表明,任何一两个国家的利率是远不足以代表国际持币成本的。此外,不少指标的权数及其构成结构都具有一定的时不变性,这为国际金融风险的监控提供了有效信息。

## 二、货币需求的模型设定

在基准理论模型中,有

$$M = f(Y, R) \quad (1)$$

式中  $M$  代表货币,产出变量  $Y$  流通需求,利率变量  $R$  代表投机或机会成本需求。在开放经济的情形下,一般将模型扩展为:

$$M = f(Y, R, R^*) \quad (2)$$

其中  $R^*$  代表国际投机需求。在实证研究中,最常用的对应于基准理论模型的模型形式是对数型误差修正模型(error - correction models, 以下简称 ECM 模型)。为了集中考察由国际融资本因素所致的机会成本效应,本文尽量简化基准货币需求模型的设定。具体地,以小写字母表示取了自然对数的变量,如  $m_t = \ln(M1)$ , 以该变量为目标的 ECM 模型如下:

$$\Delta m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta R_{t-i} - \gamma e_{t-1} + u_t, \\ e_{t-1} = m_{t-1} - k_1 x_{t-1} - k_2 R_{t-1} \quad (3)$$

其中,  $\Delta$  表示一阶差分,  $q$  是滞后阶数,  $u_t$  是误差项,  $x_t = \ln(GDP)$ ,  $R_t$  是代表持币机会成本的利率变量,  $e_{t-1}$  是误差修正项(即 EC 项), 该项通常可根据协整分析由 Granger - Engle 两步法求出。

显然, 模型(3)完全忽略经济开放中由国际金融资本因素所致的机会成本效应。已有研究通常采用一些外汇市场利率或汇率来测度该机会成本(Chowdhury, 1995; Calza et al., 2001; 杜浩然和黄桂田, 2016), 然而这些变量都不足以充分代表该机会成本变量。这里本文假定, 这个被忽略的机会成本效应可由某个综合国际金融市场的潜变量代表, 记为  $f_t^*$ , 该变量引入模型(3), 亦即:

$$\Delta m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i \Delta f_{t-i}^* - \gamma e_{t-1} + \varepsilon_t, \\ e_{t-1}^* = m_{t-1} - k_1 x_{t-1} - k_2 R_{t-1} - k_3 f_{t-1}^* \quad (4)$$

如果因为经济开放, M1 的需求确实会受到国际金融机会成本的影响, 模型(4)就应该比模型(3)具有更强的解释力。下面, 本文利用国际金融市场的金融指标构造 CIFI, 使其应当能够近似代表  $f_t^*$  和  $\Delta f_t^*$ 。

### 三、CIFI 的构造方法

构造 CIFI 需要满足以下三个基本要求: (1) CIFI 能够增进对宏观经济监测目标的解释和预测能力; (2) 与通用的、非模型构造的综合指数类似, CIFI 应具有毗连性质(concatenation), 见 Markus and Borsboom (2013); (3) 底层金融指标应充分涵盖国际金融市场各方面的资产定价信息。根据第一条要求, 本文设定 CIFI 为前导指数, 并将模型构造 CIFI 的基本方法定位为有监督的降维方法, 这也是测度理论中采用偏最小二乘法构造复合型指数的实质。根据第二条要求, 本文把毗连性质定为 CIFI 更新时的先约束条件。根据第三条要求, 本文首选的底层金融指标约 115 个, 来自与我国的 21 个主要贸易国或地区的银行业、货币市场、外汇市场、股票市场、债券市场和期货市场。

#### (一) 底层金融指标的选择和设定

为了使底层金融指标能够集中地反映金融市场的动态非均衡信息, 以及市场不同层面的摩擦信息, 本文对原始指标加工得到不同期有价债券的收益差、存贷资本利差、货币市场与债券市场间的利差、购买力平价、各国股票市场指数对中国股票市场指数的比率等。与通用的金融指标相比, 该类加工指标具有相对低频的动态特性, 以呼应宏观变量的动态特征, 见 Borio (2014)。因此, Qin and He (2012) 称其为长期指标, 而把基于原始指标的增量指标称为短期目标。由于短期指标的频率大都明显高于宏观目标的频率, 它们在监督降维过程中基本没有显著性, 见 Wang (2017)。因此这里的底层指标全部属于长

期指标。底层金融指标的基本信息见表 1<sup>1</sup>。在降维之前,本文对所有指标做标准化处理。

表 1 底层金融指标摘要

市场	指标类型	个数
银行部门	存贷比	2
	存款与贷款利差	7
	M1 流动性差比	5
债券市场	10 年至 1(或 2)年的政府债券利差	11
	30 年(或 20 年)与 10 年的政府债券利差	7
	30 年(或 20 年)与 1 年(或 2 年)的政府债券利差	7
外汇市场	购买力平价	20
期货市场	大宗商品日历价差	8
	股票日历价差	7
货币市场	3 个月与 6 个月的国债息差	6
	TED 利差	7
	3 个月与隔夜银行同业拆借息差	8
股票市场	国外市场指数与国内市场指数之比	20

## (二) 无监督方法:多准则的层次聚类

由于国际金融市场的高度关联性,首选的一些来自不同地区、同一金融市场的同名金融指标很可能高度相关,亦即它们所反映的是同质的金融信息,不能作为综合指标内不同侧面的信息。按测度理论的术语说,这些指标所含信息可能是反映型的,而不是复合型的。因此,在采用有监督的降维方法合成 CIFI 前,本文首先采用无监督聚类方法,将来自不同地区但所属金融市场相同的指标进行分组归类,考察各组内指标是否应归类为反映型测度指标。对于可以归类为反映型测度指标的金融指标,做降维处理。下面简述采用的多准则的层次聚类方法。

首先,按照指标来源的金融市场,定性地将底层指标分为六组:外汇市场、股票市场、债券市场、期货市场、货币市场、银行部门。接着,采用数据驱动的层次聚类方法,将各个子市场内的指标进一步划分为更小的组别。层次聚类方法是一种常用的变量聚类方法,初始时将每个变量归为一组,计算每组变量之间的相似度即距离。接着,寻找各个组之间最近的两个组,把它们归为一组,重新计算新生成的这个组与各个旧组之间的相似度。重复以上过程,直到所有变量都归为一类,停止迭代。由于本文关心的是底层金融指标时间维度上的起伏的相似性,故采用基于相关性的距离测量方法构造变量的距离矩阵,指标  $i_j$

1 考虑到篇幅限制,底层金融指标的具体定义及处理见附录。

与指标  $i_{kt}$  的距离定义为:

$$d_{\text{cor}}(i_{jt}, i_{kt}) = \sqrt{2[1 - \text{COR}(i_{jt}, i_{kt})]} \quad (5)$$

其中,  $\text{COR}(i_{jt}, i_{kt})$  是指标  $i_{jt}$  与指标  $i_{kt}$  的 Pearson 相关系数。组与组之间的距离采用 Average Linkage 的计算方法,即先计算两个类中的每个变量与其他所有变量的距离,再求的所有距离的均值作为两个类间的距离(Sokal, 1958)。层次聚类的整个过程是建立了一棵树,提供了多个聚类结果的选择。为了确定最佳聚类数,引入多准则的聚类评价指标,详见 Charrad et al. (2012)。对于每个评价指标,遍历聚类数目从 2 到  $(p/2)$  得到相应类数的聚类结果的评估值<sup>1</sup>,然后选择评估值最优的为相应评价指标确定的最佳聚类数目。最后,评价指标支持数最多的聚类数目就是最佳聚类数目。

为了保证聚类结果的稳健性,本文根据时间区间划分得到四个子样本,并分别使用层次聚类算法,包括(1)1992-2007年;(2)1992-2007年且不包含1997-1999年,即剔除亚洲金融危机的影响;(3)2003-2017年;(4)2003-2017年但不包含2007-2010年,即剔除全球金融危机的影响。若所有四个子样本或四个子样本中的三个取得的聚类结果相同,则将聚类结果中同一个小组的指标看作是反映型测度指标,以小组的均值作为代表该小组的复合型指标<sup>2</sup>。若单一指标独立为一个小组或四个子样本聚类结果不一致的指标,则认为其无法与其余指标共同形成反映型指标,直接代入到后续步骤中。

值得说明的是,在本文研究的问题中,层次聚类的目的是识别能够形成反映型测度的指标,继而对其做降维处理,从而剔除冗余信息,为下一步有监督降维做准备。由于整个算法过程包含多个步骤,如何确保层次聚类取得全局最优的结果仍然是未能解决的问题。尽管如此,Qin et al. (2018)通过大量的实验验证了对指标进行无监督降维,能够实现对联动效应中的冗余信息的剔除,进而提升模型性能,后续研究结果也验证了该结论(van Huellen et al., 2020)。类似地,在本文第五节的实验中,也将对比构造 CIFI 时是否包含无监督降维步骤情况下模型(4)的效果。

### (三)有监督方法:偏最小二乘原则与后向模型选择法

根据测度理论, Qin et al. (2018)提出使用偏最小二乘法构造复合型指数的思路。本文沿用该思路,采用偏最小二乘方法实现复合型指标的有监督降维。该方法将有监督的目标变量和可观测的复合型指标变量投影到一个新空间,从而寻找二者的线性回归模型。计算中求得的第一个成分代表着复合型指标变量与目标变量相关性最大的向量方向,通常将该成分作为降维后的综合指标,见 Wold (1966, 1975, 1980)。根据模型(4)的设定,需要设计构造两种 CIFI,一种为长期 CIFI,作为替代模型(4)中潜变量  $f_i^*$  的可测变量,下面记作  $f_i^L$ ;另一种为短期 CIFI,作为替代模型(4)中的潜变量  $\Delta f_i^*$  的可测变量,下面

<sup>1</sup>  $p$  为金融底层指标的个数,上限设定为  $p/2$   $\frac{p}{2}$  是保证在平均意义上,每个子类内有两个底层指标。

<sup>2</sup> 由于小组中的指标个数通常较小,若用主成分分析降维得到第一主成分作为反映型测量,则损失的信息过多,因此这里采用计算小组均值的方法。

记作  $f_t^s$ 。它们的降维目标是不同的,因此需要采用不同的有监督降维方法。这里,为了充分利用金融指标的信息前导特征,且确保 CIFI 在货币需求模型中的因果外生性,需要把金融指标的前导性设为先决条件。另外,在降维模型的设计中,本文还考虑了来自不同金融市场的复合型指标变量的动态特征间不存在共时同步的性质。具体做法如下。

### 1. 长期 CIFI

显然,模型(3)中的  $e_{t-1}$  对于  $\Delta m_t$  具有一阶前导指标的作用。因此,利用该变量在模型(3)中的定义式,将  $m_{t-1} - k_1 x_{t-1} - k_2 R_{t-1}$  作为构造长期 CIFI 的有监督降维目标。考虑到各个指标与降维目标的动态不同步性,将偏最小二乘的原则扩展到如下的动态偏 OLS 回归式:

$$(m_t - k_1 x_t - k_2 R_t) = \sum_{i=0}^q \varphi_{j,i} i_{j,t-i} + \epsilon, j = 1, \dots, p \quad (6)$$

式中  $i_{j,t-i}$  为复合型金融指标的  $i$  阶滞后,共有  $p$  个复合型金融指标。根据 PLS 算法,式(6)中得到的  $\varphi_{j,i}$  即为以  $m_t - k_1 x_t - k_2 R_t$  为因变量、以  $i_{j,t-i}, j = 1, \dots, p, i = 0, \dots, q$  为自变量做 PLS 回归后  $i_{j,t-i}$  在第一成分上的权重。由 PLS1 算法可知,权重  $\varphi_{j,i}$  正比于以  $(m_t - k_1 x_t - k_2 R_t)$  为因变量、 $i_{j,t-i}$  为自变量的一元回归的系数。这里,对于每一个复合型金融指标,仅允许其  $q + 1$  个动态形式  $i_{j,t}, i_{j,t-1}, \dots, i_{j,t-q}$  中的某一个进入到 CIFI 的加总中,于是,对于每一个复合型金融指标,只选取在式(6)中权重最大的动态形式,记为  $i_{j,t-q^*}$ ,相应的回归系数记为  $\hat{\varphi}_{j,q^*}$ 。据此,构建模型(4)  $e_{t-1}^*$  中的长期 CIFI:

$$f_t^L = f_t^* = \sum_{j=1}^p \hat{\varphi}_{j,q^*} i_{j,t-q^*} \quad (7)$$

### 2. 短期 CIFI

一些复合型金融指标  $i_{j,t}$  可能直接影响  $\Delta m_t$ ,且这种影响的动态形式更加复杂,是  $\hat{\varphi}$  无法反映的。因此,仅仅用长期 CIFI 的差分形式  $\Delta f_t^L$  作为模型(4)中的短期 CIFI 变量是不足以反映全部信息的。下面直接用  $\Delta m_t$  作为目标来构建短期 CIFI。首先,类似式(6),以  $\Delta m_t$  为因变量、 $i_{j,t}$  的  $q$  阶滞后为自变量做 OLS 回归,即

$$\Delta m_t = \sum_{i=1}^q \Omega_{i,j} i_{j,t-i} + \vartheta, j = 1, \dots, p \quad (8)$$

对  $p$  个底层金融指标,分别通过向后逐步回归筛选显著的回归系数,记为  $\hat{\Omega}_j(L)$ ,  $L$  表示滞后算子。若复合型金融指标的任何阶滞后都不显著,则删去该指标。最终得到  $p^*$  ( $p^* \leq pq$ ) 个用于构建短期 CIFI 的复合型金融指标,再将它们加总得到短期 CIFI,具体地:

$$f_t^s = \Delta f_t^* = \frac{1}{p^*} \sum \hat{\Omega}_j(L) i_{j,t} \quad (9)$$

长期 CIFI 和短期 CIFI 构造方法的流程见附录。值得注意的是,长期 CIFI 和短期 CIFI 的构建中对于复合型指标的动态形式筛选有两处不同。其一,式(6)中在选取指标

的动态时是从当期  $t$  期至  $t - q$  期中选择,而在式(8)中是从底层指标的  $t - 1$  期至  $t - q$  期中选择,这是因为用于构建长期 CIFI 的目标  $(m_t - k_1 x_t - k_2 R_t)$  在模型(4)中已经自然是  $\Delta m_t$  的领先一期指标。其二,虽然在长期 CIFI 和短期 CIFI 的构建中都考虑了指标的动态形式筛选,但是二者动态结构假设是不同的。在式(6)中的长期 CIFI 构建中,只保留了每个指标最显著的唯一一个动态形式,而在式(8)中的短期 CIFI 构建中,  $\hat{\Omega}_j(L)$  中包含了第  $j$  个指标所有显著的动态形式,从而将复合型指标的动态非线性特征结构纳入到短期 CIFI 中。

虽然 CIFI 的构造是以 M1 为目标的,但这并不能确保它们是模型(3)的遗漏变量,即在模型(4)中统计显著,并具有本文对理论变量所期待的参数时不变性。CIFI 与货币需求的直接关联性越小,它们在模型中起显著作用的可能性就越小<sup>1</sup>。另外,由于在指标分组、降维及数据更新等步骤上的各种评判规则往往不具备唯一最优性,所构造的 CIFI 也不是唯一的。因此,需要通过把生成的 CIFI 代入模型(4)来对它们做进一步筛选,从而确定一种相对更好地能够代表国际金融市场的潜变量  $f_t^*$  的测度。

由于模型(3)和模型(4)都是一般形式的多阶动态式,本文采用由一般到具体的动态建模约化法,确定模型(3)和模型(4)的动态最简形式。

#### 四、CIFI 构造以及模型的基本设定

如前所述,在中国 M1 模型中的变量设置上应尽量简洁,从而着重考察国际金融效应。为了充分利用金融信息,并考虑到变量降维对样本量的要求(Terry and Kelley, 2012),本文使用月度数据。其中,  $x_t$  即 GDP 是由季度数据根据月度工业产值结构插值后估算的月度序列,  $R_t$  是一年期居民储蓄利率。最大样本期为 1993 年 9 月至 2015 年 6 月。

在 CIFI 实际构造中,应按时间维度划分历史数据为训练集和测试集。模型训练和测试的主要目的是在约化后的模型中,考察 CIFI 在模型(4)中的显著性,并评判在 CIFI 构造时是否需要底层指标做无监督聚类。模型选择的主要评判标准包括 CIFI 变量的参数时不变性和模型的简洁包容性。这里,根据样本设定模型的基础训练期为 1994 年 6 月至 2005 年 6 月,并将此后两年作为测试期,CIFI 的更新期设为 12 个月<sup>2</sup>。从国际市场角度看,1993 年 9 月至 2007 年 6 月这个时段基本属于没有国际范围危机动荡的相对常态期。从国内金融体制的角度看,该训练期覆盖了从 20 世纪 90 年代设立上海证券交易所以来至 2005 年 7 月结束美元挂钩的外汇制度的中国金融开放进程。自 2005 年 7 月

1 根据 Qin et al(2018)利用同一组底层指标对不同经济监测目标构造的金融风险总指标的模型结果,通货膨胀与金融市场间的直接关联性要比工业增长率与金融市场间的直接关联性弱得多。

2 在本文的研究过程中尝试了多种训练集和测试集的划分,实验结果并没有太大的变动。后续研究结果也验证了该结论(van Huellen et al., 2020)。

开始实行浮动汇率制度起至 2007 年中旬, 人民银行在金融市场方面还实施了一系列的改革开放措施, 如参照国外货币市场基准利率启动了上海银行间同业拆放利率 (Shibor), 加快推进利率市场化进程。在此情境下, 是否能在货币需求模型中发现相对稳定的持币机会成本效应, 尚是未知数。

	1994M6	2005M6	2006M6	2007M6
训练集	CIFI 2005			
第一次更新	CIFI 2006			
	CIFI 2005	CIFI2006的最后12个月	→ 毗连的 CIFI 2006	
第二次更新	CIFI 2007			
	CIFI 2005	CIFI2006的最后12个月	CIFI2007的最后12个月	→ 毗连的 CIFI 2007

图 1 CIFI 的毗连方法

为了确保 CIFI 的实用性, 本文将毗连性作为 CIFI 更新时的先决条件。据毗连要求, CIFI 的更新时应保持历史 CIFI 的序列不变, 仅将更新时段的 CIFI 拼接到历史 CIFI 序列上。例如, 在实证分析中每年更新一次 CIFI, 如图 1 所示, 用 1994 年 6 月至 2005 年 6 月的训练集数据得到 CIFI2005, 在第一次更新时, 用 1994 年 6 月至 2006 年 6 月的数据建模构造得到 CIFI2006, 将 CIFI2006 的最后 12 个月的序列拼接到 CIFI2005 上, 得到毗连的 CIFI2006 序列, 并将该序列作为模型中的 CIFI 变量。

根据以往货币需求模型的研究结果, 本文将误差修正项中的收入弹性  $k_1$  约束为 1。在构造长期 CIFI 时,  $k_2$  的初始取值来源于模型 (3)。但是, 由于长期金融指标之间通常具有显著的相关性, 需要对  $k_2$  的取值做标定校准。根据模型 (3) 中  $k_2$  的估计值, 将其校准区域设在  $-0.05$  至  $-0.01$  间, 标定校准的标准是  $e_{i-1}^*$  在模型 (4) 中的稳健性。标定校准实验结果是  $k_2 = -0.02$ 。另外, 为了和以往的研究结果比较 (杜浩然和黄桂田, 2016), 本文还尝试了直接用美国利率代表潜变量的方案。

## 五、模型训练和测试的基本结果

表 2 展示了模型 (3) 和模型 (4) 的动态最简形式的基本结果, 模型结果均是利用训练期数据, 通过由一般到具体的动态建模约化法得到。表中用 MX 简记所有经过简洁约化的模型, 如将简洁约化的基准模型记为 MX0, 将包含分步降维处理的 CIFI 的简化模型记为 MX1。在模型约化的实证分析中发现, 基于季度变动率的 ECM 模型拟合要比月度变动率的模型好, 这应该是由 GDP 的真实可测数据是季度序列, 且其具有显著的季度特征, 因此本文统一采用  $\Delta_t m_t$  为因变量。在表 2 中不难看到, 含 CIFI 的模型 MX1 比基准模型 MX0 多一个短期 CIFI 的解释变量, 其余变量的系数符号均相同。与基准模型 MX0 相

比,含 CIFI 的模型 MX1 中  $\Delta_3 m_{t-1}$  的系数更小,且包含长期 CIFI 的 EC 项  $e_{t-1}^*$  的系数绝对值也有所增大,这充分表明 CIFI 是有效解释  $\Delta_3 m_{t-1}$ ,但在模型(3)中被遗漏的变量。虽然含 CIFI 的模型(4)对模型(3)解释力的改善幅度较小,但与采用美国利率  $R_{t-1}^{US}$  作为潜变量  $f_t^*$  的可测变量的模型比较(将这个约化模型记为 MX\_US)发现,虽然美国利率变量是统计显著的,但模型的解释力却低于基准模型。另外通过对测试期样本的建模发现, MX\_US 在 2007 年 6 月前两次更新中,短期变量  $\Delta R_{t-1}^{US}$  不再显著(见附表 A3),不具备时不变性。这说明单一国家的利率是不足以代表国际持币需求的机会成本效应的。

为了检验底层指标是否都属于复合型指标,亦即考察构造 CIFI 过程中的分步降维中无监督聚类的必要性,下面通过是否使用无监督聚类方法来构造长期 CIFI 和短期 CIFI 设计四个实证分析方案,详见附录。在第一个实证分析方案(记为 MX1)中,用于构造长期 CIFI 和短期 CIFI 的底层金融指标是经过聚类后求得的每个小组的均值。事实上,这些均值序列相当于是各组底层指标的测量,一方面,相似的金融序列被合并,削弱了底层指标中的冗余信息,相近的金融序列之间的噪音也有可能互相抵消。另一方面,各个组的均值序列之间的差异更大,可以更“独立”地反映金融市场的各个方面的信息。在第二个实证分析方案(记为 MX2)中,用于构造长期 CIFI 的底层金融指标是经过聚类后求得的每个小组的均值,短期 CIFI 的底层金融指标则采用原始的金融指标。在第三个实证分析方案(记为 MX3)中,用于构造长期 CIFI 的底层金融指标是原始底层金融指标,用于构造短期 CIFI 的是经过聚类后求得的每个小组的均值。最后,在第四个实证分析方案(记为 MX4)中,用于构造长期 CIFI 和短期 CIFI 的底层金融指标均为原始的底层金融指标。除了 MX0 的结果之外,表 2 中只报告了 CIFI 模型(MX1)的结果,其余三个实证分析方案设计下的模型形式见附录表 A1。

表 2 模型主要结果

基准模型(MX0)	$\Delta_3 m_{t-1}$	$\Delta_3 x_t$	$\Delta_3 x_{t-1}$	$\Delta_2 R_t$	$e_{t-3}$	
系数	0.58	0.08	0.11	0.01	-0.06	
标准误	0.06	0.02	0.02	0.00	0.02	
调整后 R 方	0.79					
分步降维的 CIFI 的模型(MX1)	$\Delta_3 m_{t-1}$	$\Delta_3 x_t$	$\Delta_3 x_{t-1}$	$\Delta_2 R_t$	$f_t^S$	$e_{t-3}^*$
系数	0.43	0.1	0.06	0.01	2.99	-0.10
标准误	0.06	0.02	0.02	0.00	0.48	0.02
调整后 R 方	0.83					

续表

美国利率模型 (MX_US)	$\Delta_3 m_{t-1}$	$\Delta_3 x_t$	$\Delta_3 x_{t-1}$	$\Delta_2 R_t$	$e_{t-3}^{US}$	$\Delta R_{t-3}^{US}$	$\Delta_2 R_{t-4}^{US}$
系数	0.51	0.09	0.11	0.01	-0.1	0.02	-0.01
标准误	0.06	0.02	0.02	0.00	0.02	0.01	0.00
调整后 R 方	0.80						

注: 基准模型中(MX0)中  $e_t = m_t - x_t + 0.05R_t$ ; 无监督聚类 CIFI 的模型(MX1)中  $e_t = m_t - x_t + 0.02R_t - f_t^t$ ; 美国利率模型(MX\_US)中  $R_t^{US}$  为美国的 3 个月国债利率,  $e_t^{US} = m_t - x_t + 0.02R_t - R_t^{US}$ 。表中报告的 EC 项的系数对应于模型(4)中的  $-\gamma$ 。注意到这里经过标定校准后的 EC 项中的中国居民储蓄利率  $R_t$  的系数比基准模型的小, 这正说明了在开放经济中, 国内利率与国外利率是相关的, 当考虑国外利率时, 本国利率所代表的信息在货币需求的持有成本中的份额变小。表中三个模型的季节性哑变量均为 S0, S6, S10, 系数结果限于篇幅未报告。

为了考察分步降维步骤的必要性, 本文采用 Cox 包容性检验对上述模型作两两对比。该检验原假设可以简要表达为  $H_0$ : 模型 1 > 模型 2, 表示模型 1 比模型 2 的解释力强, 详见(Cox, 1961)。表 3 列出在训练集样本内包容性检验结果, 可见 MX1 和 MX3 在包容性检验上比其他模型更好。这说明, 运用无监督方法对底层金融指标聚类的步骤在 CIFI 的构造中是必要的, 尤其对于短期 CIFI, 在目标是增量指标的前提下, 用无监督方法降维底层金融指标后, 消除了冗余或噪音信息, 得到的复合型指标成为底层金融指标的反映型测量。这些复合型指标的非线性动态更准确地捕获了目标变量的信息。

表 3 训练期的模型包容性检验

原假设	Cox 包容性检验性	原假设	Cox 包容性检验
M0 > M1	-11.17 [0.0000]**	M0 < M1	-2.141 [0.0323]*
M1 > M3	-1.311 [0.1899]	M3 > M1	-0.3015 [0.7630]
M3 > M0	-2.248 [0.0246]*	M0 > M3	-12.16 [0.0000]**
M0 > M2	-7.748 [0.0000]**	M2 > M0	-4.670 [0.0000]**
M2 > M1	-4.940 [0.0000]**	M1 > M2	-0.4230 [0.6723]
M4 > M0	-3.532 [0.0004]**	M0 > M4	-9.645 [0.0000]**
M2 > M3	-5.520 [0.0000]**	M3 > M2	-0.9520 [0.3411]
M3 > M4	-0.8496 [0.3955]	M4 > M3	-4.172 [0.0000]**
M2 > M4	1.034 [0.3013]	M4 > M2	-2.900 [0.0037]**
MX1 > MX_US	-2.177 [0.0295]*	MX_US > MX1	-7.131 [0.0000]**

此外, 按照 CIFI 的毗连方法更新 CIFI, 附表 A2 展示了在 2007 年 6 月前两次更新的包容性检验的结果。在两次更新中, 相较于基准模型(MX0), 含 CIFI 模型(MX1)仍保持

了其在训练期的基本性能,具有较好的时不变性。

## 六、美国金融危机及相应货币政策对模型的影响

2007年至2008年,美国金融危机引发了全球性经济衰退。中国人民银行自危机始发就一直密切关注其走势,并从2008年第三季度起实施了一系列的应急措施,力求阻截国际金融危机的冲击影响,保证国内货币信贷稳定增长及金融体系流动性充足,维护人民币值稳定和金融稳定。宏观调控的一揽子计划在2009年初取得初步成效。

国际金融危机和央行的政策干预是对上述选定模型的结构及其参数之相对时不变性的严峻考验,但也为本文进一步筛选和检验CIFI在模型(4)中的作用提供了实证分析机会,其中一个要点是CIFI构造对不同数据更新点设置的敏感性。在前期的模型训练和检验时发现,在金融市场常态时期,CIFI对数据更新点的设定是不敏感的,即指数内部结构具有相对稳定性。但是,金融危机很可能危及该稳定性,这点可从大多数权数在指数更新时的变化上反映出来。在这种情况下,本文便把检验超外生变量的基本要求——当变量自身动态特征发生明显变动时,外生变量并不干扰其条件模型中参数的不变性——作为选择CIFI更新时点的评判标准(Engle et al., 1983)。

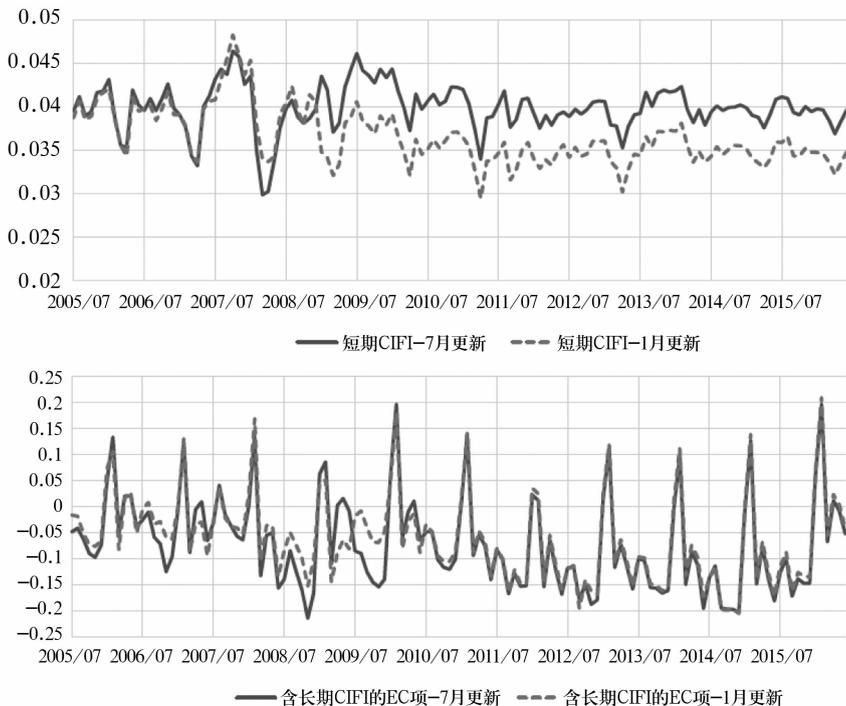


图2 以每年1月或7月更新的EC项和短期CIFI序列

具体地,本文构造两种在不同时点处更新的 CIFI:(1)按历年更新,即以每年 1 月为起点更新,12 个月更新一次,每年 12 月截止;(2)以每年 7 月为起点更新,12 个月更新一次,每年 6 月截止。两种方案得到的 EC 项  $e_{t-3}^*$  和短期 CIFI 即  $f_t^s$  的序列见图 2。可见,金融危机对不同更新设计的 CIFI 的结构冲击反映的动态位置是不同的。例如,两种不同 EC 项在 2009 年 7 月的走势为两个不同的方向;两种短期 CIFI 在 2008 年 7 月以后始终保持稳定的缺口。

将两种方案的 CIFI 分别代入模型 MX1,得到递归回归系数见图 3(a)和图 3(b),相应的稳定性检验见表 4。从递归估计发现两种更新方案下,EC 项  $e_{t-3}^*$  的估计系数的时不变性受到明显扰动,而短期 CIFI 按以每年 7 月为起点更新得到的估计系数的时不变性则幸免于危机的冲击。这说明,由每年 7 月为起点更新的短期 CIFI 对金融危机的综合动态位置的反映点是最吻合危机对我国 M1 冲击的实际动态位置点的。然而,不论数据更新点如何设置,  $e_{t-3}^*$  的估计系数之稳定性都受到金融危机的明显干扰。这也与以往宏观模型研究的结果相吻合。Clements and Hendry (2008)把这种现象称为位移型变动(location shift)。

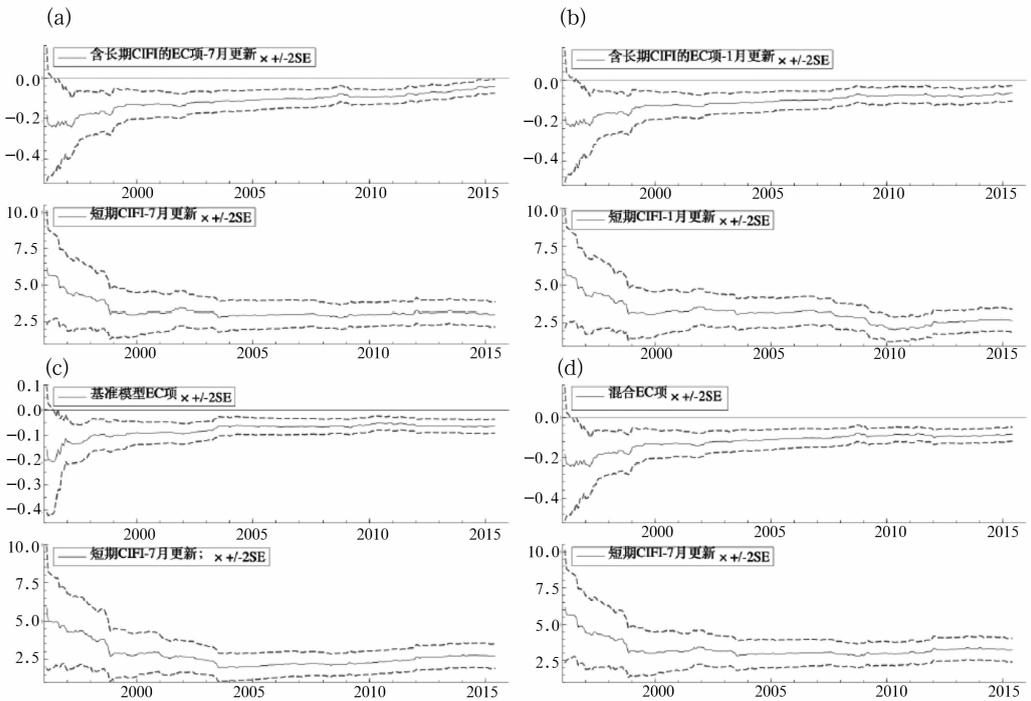


图 3 含长期 CIFI 的 EC 项和短期 CIFI 的递归回归系数

此外,如图 3(c)所示,在模型 MX0 中加入由 7 月更新的短期 CIFI 时,EC 项和短期 CIFI 的估计系数的时不变性相对表现较好,尤其是该模型的误差修正项系数的时不变性基本是不受危机影响的。这意味着,央行的应急措施对国际金融风险的长期非均衡冲击

及时起到了明显的阻截效果,但对该风险的短期波动影响则不明显。

考虑到在危机时期的误差修正变量系数的时不变性较差,本文将2008年6月以前及2014年6月以后的含有CIFI的EC项与2008年7月以后且在2014年6月以前的基准模型中的EC项衔接起来,构成一混合型误差修正项,记为 $e_t^h$ ,用于反映由政策造成的体制位移变动,具体地<sup>1</sup>:

$$e_t^h = \begin{cases} m_t - x_t + 0.02R_t - f_t^L, & 0 < t \leq 2008M6, \\ m_t - x_t + 0.05R_t, & 2008M6 < t \leq 2014M6, \\ m_t - x_t + 0.02R_t - f_t^L, & 2014M6 < t. \end{cases}$$

将混合EC项 $e_{t-3}^h$ 和7月更新的短期CIFI替换模型MX1中对应的两个变量,得到的新模型记为MX5,其递归系数见图3(d),同时表4的(d)组结果展示了稳定性检验结果,二者均表明,国际金融危机的冲击并未显著影响混合EC项 $e_{t-3}^h$ 和7月更新的短期CIFI二者估计系数的时不变性。同时注意到,尽管构造长期CIFI和短期CIFI采用的复合型指标集是完全相同的,但由于在有监督降维目标的选取上的不同,长期CIFI和短期CIFI各自捕获了该复合型指标集不同角度的信息,从而在模型中互不干扰。同时,两种CIFI的降维算法考虑了长期与短期信息的特殊性,采用了不同的动态非线性信息的整合方式,使其分别最大限度地抽取了指标集中贴合降维目标的信息,从而成为有效地与宏观变量相匹配的金融总量。尤其是短期CIFI,即使单独加入到基准模型MX1中,其估计参数也具有时不变性,表现出超强的稳健性。

表4 递归回归系数的Hansen模型稳健性检验

(a)	EC项-7月更新 短期CIFI-7月更新	2.06** 0.78*	(b)	EC项-1月更新 短期CIFI-1月更新	1.01** 0.08
(c)	基准模型EC项 短期CIFI-7月更新	0.33 0.26	(d)	混合EC项 短期CIFI-7月更新	0.22 0.25

注: Hansen模型稳健性检验见Hansen(1992)。

此外,表5的包容性检验结果则表明,MX5比基准模型的解释力更强。总体看来,MX5是本文测度由经济开放引致的国际持币成本效应的最简实证模型。该模型不仅将危机时期央行的货币措施效应集中刻画在 $e_t^h$ 一项内,而且充分体现了短期CIFI指数超强的时不变性。后者应该是对模型(3)忽略了国际金融风险潜变量的最有力实证。

1 在混合EC项中,按照1994年6月至2008年6月的 $m_t - x_t + 0.02R_t - f_t^L$ 的均值,对2008年6月到2014年6月的 $m_t - x_t + 0.05R_t$ 做均值调整。

表 5 基准模型 (MX0) 与混合 CIFI (MX5) 模型的样本内包容性检验

		2008M6	2009M6	2010M6	2011M6	2012M6	2013M6	2014M6	2015M6
MX0 > MX5	Cox 包容性检验	-12.1 [0.000]	-13.32 [0.000]	-15.53 [0.000]	-14.55 [0.000]	-13.96 [0.000]	-14.52 [0.000]	-13.57 [0.000]	-12.46 [0.000]
	Sargan 包容性检验	32.745 [0.000]	34.439 [0.000]	38.284 [0.000]	40.457 [0.000]	43.345 [0.000]	46.926 [0.000]	45.86 [0.000]	42.996 [0.000]
MX5 > MX0	Cox 包容性检验	-3.088 [0.002]	-2.446 [0.015]	-1.499 [0.134]	-1.469 [0.142]	-1.734 [0.083]	-1.663 [0.096]	-2.106 [0.035]	-2.305 [0.021]
	Sargan 包容性检验	4.659 [0.03]*	3.327 [0.068]	1.514 [0.219]	1.538 [0.215]	2.127 [0.149]	2.015 [0.158]	3.034 [0.082]	3.533 [0.060]

注:包容性检验见 Cox, 1961; Sargan, 1964。

## 七、国际金融风险来源的监测

上述两个方面的实证分析结果支持了 CIFI 作为综合总量指数的可信度,亦即的确可以找到包含 CIFI 的模型(4),使其在对宏观经济监测目标的解释和预测能力上胜于模型(3)。本节对模型中两种 CIFI 的构成做概述分析,重点关注在 CIFI 中起相对显著作用的各个复合型金融指标的权重大小和滞后阶数的信息,以及这些信息的时不变性。换句话说,本节是在证实了模型(4)的实用功能之后,着重分析式(7)、(8)和(9)的实证分析结果,以进一步梳理微观个体与宏观总体之间的关系。鉴于所涉指标的数量和它们动态特征的差异程度,本文首先采用热点图作为概述工具,见附录图 A1 - A6,其中,正权数由蓝色表示,负权数由红色表示,颜色深浅反映权数的绝对值的大小。总体看来,大部分的权数及其时滞结构具有一定的时不变性。权数及其时滞结构变动较为明显的时期是在 2007 至 2008 年美国金融危机期间。

首先分析短期 CIFI 的指标构成。从指标的权数大小看(见附录图 A3 和图 A4),构成短期 CIFI 的主要信息来自货币市场、银行业、期货市场及股票市场,而长期债券市场的影响度相对最小。从指标输入的动态结构看,大多数指数以差分形式输入。来自期货市场的冲击以正向为主,明显对货币需求变动起动荡作用。而来自货币市场的多数冲击为负,特别是 3 个月与隔夜银行拆借利率差指标,它们对货币需求变动的动荡起平缓作用。最值得注意的是在银行业指标类中,来自北美的 M1 流动性差比指标的正向冲击权数,其估值不仅为所有权数之首,而且具有相对稳定的时不变性。另外,来自日本的正向存贷比指数的冲击也不可忽视。从这些指标的非同步前导角度看(见附录图 A5 和图 A6),大多数的指数差分形式在 3 - 6 个月间。最具前导的是期货市场中的金、大豆、玉

米复合指标,具有4个月的提前量。其次是货币市场中的3个月与隔夜银行拆借利率差指标,大部分前导性约为3个月。总的来看,大多数指标的权数及其动态结构是相对稳定不变的。

长期CIFI的指标构成见附录图A1和图A2。应当指出由于本文的指标都是属于反映市场非均衡的长期指标,因此,基于传统货币需求模型对利率变量系数为负的理论假设,是不能直接套用到本文的指标上的。总的来看,长期CIFI的指标权数的大小及其前导构成要比它们在短期CIFI的指标中的时不变性更高。从各个市场的总体构成看,各指标权数的正负以及它们的前导阶数差异反映了它们的复合型特征。若将每个市场的指标权数相加即可发现,多数市场的总效应在零左右,即比较中性。仅有两个市场例外。其一是期货市场,其总效应明显为负向,最为接近传统理论的机会成本效应的解释。其二是外汇市场,其总效应明显为正。由于外汇市场的指标都是定义在购买力平价上的,购买力平价的总体上升意味着汇率升值压力,因此对货币需求构成正向效应。从指数的前导阶数看,股票市场的阶数最小,其次是期货市场和货币市场。而外汇市场、债券市场和银行业的前导阶数一般为3个月以上。从地理位置看,美国和日本指标的前导阶数相对最小,表明人民币需求对来自这两个国家的金融信息变动相对敏感。不难发现,债券市场指标的权数明显大于它们在短期CIFI中的指标权数。这表明,大多数债券市场指标的动态特征都较慢,因此它们更容易与长期目标的动态特征相匹配,而不太与短期目标匹配。另外,在股票市场中,最起显著效应的是多国一组的复合指标。这意味着,只有当股票市场内发生多国市场的联动情形,才构成对人民币需求的影响。这也符合股票市场的本国偏倚理论。

由上述分析可见,CIFI的算法框架为分析分量金融指标与总量宏观经济目标之间的关系提供了便捷的途径。除了可以看出分量指标对总量指标的影响强度大小,更重要的是由于算法保证了CIFI的前导性,能具体地得到分量指标信息对总量指标信息的领先阶数,从而使得宏观监测具有预测效力。这种思路同样可以拓展到其他宏观目标的监测中。

然而,尽可能大的复合型指标集虽然可以使CIFI更全面地涵盖国际金融市场的信息,但同时也会带来信息冗余的问题。如何平衡这二者之间的关系仍需探索。本文中复合型指标的个数集是在进行有监督降维之前确定的,而底层指标则是由所选定的经济体的金融数据可得性而确定的。在降维构成CIFI并且通过宏观建模确认CIFI的前导指数功能之后,应当可以根据估计的权数信息,对CIFI中的复合型指标做进一步的筛选,通过考察目标变量对单个指标的敏感度,来尽量精简CIFI的构成。这里,本文做了如下两个敏感性实证分析:第一个是在短期CIFI的指标集中剔除外汇市场中的第一组复合型指标。该组由巴西、俄罗斯、印度、印度尼西亚和菲律宾构成,其权数在模型训练期明显大于其他权数,但在2006年以后变为极小。本文认为,这一转变反映了人民币结束和美元挂钩体制变迁。鉴于该复合指标在目前的外汇体制下已经对M1的短期变动影响甚微,便做了将它剔除的实证分析。第二个是在CIFI的指标集中剔除债券市场中分别来自加拿

大、日本和西班牙的三个指标。在无监督的聚类降维之后,这三个经济体在债券市场指标集中各自占有两个,且权数不论在长期还是短期 CIFI 都基本相同。本文认为,这样两个指标共存很可能带来信息冗余的问题,便做了将它们剔除的实证分析。结果表明,这些被剔除的指标对 CIFI 在货币需求模型中的前导功能都没有显著影响<sup>1</sup>。以上结果也启示后续研究,要实现 CIFI 内部结构指标选取的精简优化,需要建立一个指标选取的迭代过程。这需要在指标降维算法中设计和建立更多的标准。

## 八、结 论

本文的实证模型分析结果表明,虽然中国的货币需求的主导因素来自国内实体经济,但国际金融风险对中国的 M1 需求一直有着显著的、有规律的前导效应。这种效应可被分解为两类:长期非均衡效应和短期变动效应。其中,短期效应即使在央行针对国际金融危机非常时期实施的应急性政策干预下也难以被完全阻断,不过该效应的前导性和时不变性都为政策制定者对国际金融风险的监测提供了有用信息。

从计量经济建模研究方法的角度看,本文研究为在开放经济下利用模型监测国际金融市场如何影响宏观经济提供了新的视角。在国际金融宏观监测算法框架的设计中,本文把国际变量设定为潜变量,把潜变量的测度定位于构造复合型综合指数,把底层指标的降维分解为无监督和有监督两个步骤,并在有监督降维中充分考虑到对指标动态特征的筛选。正是由于这种复合型的综合指数构造,同时也由于这里选择的目标变量要比 Qin et al. (2018) 中的目标变量受到金融市场的冲击影响更为直接,本文的结果要明显强于 Qin et al. (2018)。这一点在后续的研究结果中得到进一步验证(van Huellen et al., 2020)。另外从实用角度出发,本文将毗连性和前导性定为指数构造的两个必备条件。这就克服了 Qin and He (2012) 采用动态因子模型降维的方式构造潜变量来解释货币需求时遇到的潜变量缺乏毗连性的难题。

事实上,上述框架不仅可以用于对货币需求的监测,还可以应用于其他宏观目标的监测。通过利用分步骤的指标降维所构造的综合指数来扩展现有的宏观模型,建模者就可以考察和评价国际金融市场不同指标对不同宏观目标的直接关联度。更广泛地,本文的算法框架能拓展到更多领域,比如在国际经济学中存在大量的国际宏观潜变量,这些潜变量的构造也可以借鉴分步骤的指标降维思路。

显然,模型构造复合型综合指数要比构造反映型指数复杂得多,仍存在诸多需要在未来改进的研究问题。例如,某些复合型金融指标之间很可能存在动态替代性,如何识别该替代性并利用它精化综合指数的构造;如何利用数据更新时权数结构变动信息提高模型预测精度;如何完善敏感性分析法来迭代优化指数的结构;如何选定最小的底层指标集等。

<sup>1</sup> 为了控制本文篇幅,该部分模型实证结果在正文中省略。有兴趣的读者,可以向作者索取。

## 附录:

由于篇幅限制,附录内容见 <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.7533158.v3>。

## 参 考 文 献

- [1]杜浩然和黄桂田,2016,《金融创新、资本市场与中国的货币需求——基于1993—2013年季度数据与Divisia货币总量的经验分析》,《经济学动态》第2期,第78~86页。
- [2]刘程程、苏治和宋鹏,2020,《全球股票市场间风险传染的测度、监管及预警》,《金融研究》第11期,第94~111页。
- [3]易纲,2001,《全球金融一体化下的金融体制改革与货币政策》,《经济界》第2期,第83~87页。
- [4]杨子晖、陈雨恬和谢锐楷,2018,《我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究》,《金融研究》第10期,第19~37页。
- [5]Aramonte, S., J. W. Schindler and S. Rosen, 2013, "Assessing and Combining Financial Conditions Indexes," *Finance and Economics Discussion Series*, 2013(39), pp. 1~38.
- [6]Baba, Y., D. F. Hendry and R. M. Starr, 1992, "The Demand for M1 in the U. S. A. 1960 - 1988," *The Review of Economic Studies*, 59(1), pp. 25~61.
- [7]Borio, C., 2011, "Rediscovering the Macroeconomic Roots of Financial Stability Policy: Journey, Challenges, and a Way Forward," *Annu. Rev. Financ. Econ.*, 3(1), pp. 87~117.
- [8]Borio, C., 2013, "The Great Financial Crisis: Setting Priorities for New Statistics," *Journal of Banking Regulation*, 14(3-4), pp. 306~317.
- [9]Borio, C., 2014, "The International Monetary and Financial System: its Achilles Heel and What to do about it," *BIS Working Paper*, No. 456.
- [10]Calza, A., D. Gerdesmeier and J. V. F. Levy, 2001, "Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Costs Appropriately," *IMF Working Paper*, No. 01/179.
- [11]Charrad, M., N. Ghazzali, V. Boiteau and A. Niknafs, 2012, "Nbclust Package: Finding the Relevant Number of Clusters in a Dataset," *User*.
- [12]Chowdhury, A., 1995, "The Demand for Money in a Small Open Economy: the Case of Switzerland," *Open Economies Review*, 6(2), pp. 131~144.
- [13]Clements, M. P. and D. F. Hendry, 2008, *A Companion to Economic Forecasting*, Published by John Wiley & Sons.
- [14]Cox, D. R., 1961, "Tests of Separate Families of Hypotheses," *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics*, 1, pp. 105~123.
- [15]El-Shagi, M. and Y. Zheng, 2017, "Money Demand in China: A Meta - Study," *CFDS Discussion Paper Series* 2017/3.
- [16]Engle, R. F., D. F. Hendry, and J. -F. Richard, 1983, "Exogeneity," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 51, pp. 277~304.
- [17]Hansen, B. E., 1992, "Testing for Parameter Instability in Linear Models," *Journal of policy Modeling*, 14(4), pp. 517~533.
- [18]Hatzius, J., P. Hooper, F. S. Mishkin, K. L. Schoenholtz and M. W. Watson, 2010, "Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis," *NBER Working Paper*, No. w16150.
- [19]Hendry, D. F. and N. R. Ericsson, 1991, "An Econometric Analysis of uk Money Demand in Monetary Trends in the

- United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwartz," *The American Economic Review*, pp. 8 ~ 38.
- [20] Howell, R. D., E. Breivik and J. B. Wilcox, 2013, "Formative Measurement: A Critical Perspective," *ACM SIGMIS Database: the DATABASE for Advances in Information Systems*, 44(4), pp. 44 ~ 55.
- [21] Leroux, M., R. Kotchoni and D. Stevanovic, 2017, "Macroeconomic Forecast Accuracy in a Data-rich Environment," Technical Report, CIRANO, 2017(5).
- [22] Marcellino, M., 2013, "Leading Indicators," *Handbook of Economic Forecasting*, 1, pp. 879 ~ 960
- [23] Markus, K. A. and D. Borsboom, 2013, *Frontiers of Test Validity Theory: Measurement, Causation, and Meaning*, Published by Routledge.
- [24] Qin, D. and X. He, 2012, "Modelling the impact of Aggregate Financial Shocks External to the Chinese Economy," *BOFIT Discussion Paper*, No. 25/2012.
- [25] Qin, D., S. van Huellen, Q. C. Wang and T. Moraitis, 2018, "Algorithm Modelling of Financial Conditions for Macro Predictive Purposes: Pilot Application on the USA," Technical Report, SOAS Department of Economics Working Paper Series, No. 212.
- [26] Sokal, R. R., 1958, "A Statistical Method for Evaluating Systematic Relationship," *University of Kansas Science Bulletin*, 28, pp. 1409 ~ 1438.
- [27] Stiglitz, J. E., 2018, "Where Modern Macroeconomics went Wrong," *Oxford Review of Economic Policy*, 34(1-2), pp. 70 ~ 106.
- [28] Terry, L. and K. Kelley, 2012, "Sample Size Planning for Composite Reliability Coefficients: Accuracy in Parameter Estimation via Narrow Confidence Intervals," *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 65(3), pp. 371 ~ 401.
- [29] Van Huellen, S., D. Qin, S. Lu, H. Wang, Q. C. Wang and T. Moraitis, 2020, "Modelling Opportunity Cost Effects in Money Demand due to Openness," *International Journal of Finance & Economics*, pp. 1 ~ 48.
- [30] Wang, Q. - C., 2017, *Testing a New Approach to Construct International Financial Market indices: an Application to Asian-Pacific Economies*, Published by PhD thesis, SOAS University of London.
- [31] Wold, H., 1966, "Estimation of Principal Components and Related Models by Iterative Least Squares," *Multivariate analysis*, pp. 391 ~ 420.
- [32] Wold, H., 1975, "Path Models with Latent Variables: The Nipals Approach," *Quantitative Sociology*, pp. 307 ~ 357.
- [33] Wold, H., 1980, "Model Construction and Evaluation When Theoretical Knowledge is Scarce: Theory and Application of Partial Least Squares," *Evaluation of Econometric Models*, pp. 47 ~ 74.

## Openness and Money Demand: Measuring the Opportunity Cost Effects of International Financial Markets

QIN Duo LU Shan WANG Huiwen Sophie van Huellen WANG Qingchao

(School of Oriental and African Studies, University of London;

School of Statistics and Mathematics, Central University of Finance and Economics;

School of Economics and Management, Beihang University;Expedia Group)

**Summary:** Standard money demand models neglect the direct effects of economic openness. This omission is problematic when domestic opportunity cost variables fail to fully reflect the dynamics of international financial markets. Examining the effect of this omission is of great practical importance given the ever-increasing openness of China's economy. We propose composite international financial indices (CIFIs) to measure the latent variables that are omitted in standard money demand models. Using techniques from machine learning and measurement theory, we develop a novel model-based approach to construct CIFIs that combines both unsupervised and supervised dimension reduction methods. The choice of the popular error-correction model for the money demand function leads us to construct two types of CIFIs: long-run and short-run CIFIs.

We collect a large set of around 100 financial input indicators to construct CIFIs using monthly data for the 1993M9-2015M6 period. These input indicators are obtained from 21 economies, covering almost all of China's major trading partners. The CIFI construction algorithm contains two stages of aggregation. First, it produces composite financial input indicators by aggregating groups of financial indicators. These groups are formed using clustering methods under the unsupervised learning approach. Second, it uses supervised dimension reduction methods to aggregate the composite financial input indicators following the principle of partial least-squares (PLS). The algorithm produces short-run CIFIs by targeting money growth rates, whereas it forms the target of long-run CIFIs using the error-correction term of standard money demand models. The second supervised aggregation stage sets the input indicators as leading indicators by construction, allows for dynamic desynchronization among them, and performs dynamic backward selection of different lags to make the dynamic input forms of the leading indicators as simple as possible. Concatenation is imposed on the resulting CIFIs during regular data updates.

Experiments with CIFI-enhanced money demand models yield positive outcomes. Our key findings are as follows: (i) We find strong evidence of the effects of foreign opportunity costs on China's money demand based on the statistical significance and constancy of the coefficients of CIFIs and overall comparisons of model explanatory power; (ii) the effect of the short-run CIFIs is particularly robust, as evidenced by the 2007-2008 US-led financial crisis; however, in the enhanced error-correction term of the long-run CIFIs, a temporary coefficient variation toward insignificance is observed, which is interpreted as resulting from the emergency measures taken by the People's Bank of China in response to the crisis; (iii) model performance comparisons of the CIFIs produced with and without the first step of unsupervised dimension reduction show the necessity of this step in that it helps reduce redundant information in large financial datasets; (iv) tracing the compositions of CIFIs back to individual financial input indicators yields various patterns and features that enable the

identification of the sources of the aggregate foreign opportunity cost effects.

The explicit links between disaggregate input indicators and aggregate CFIIs provide valuable tools for policymakers to monitor external financial shocks from different geographical regions and markets and assess their aggregate risks in real time. Our CIFI algorithm opens a novel route of model-based composite construction. This route also sheds light on why the conventional route of principal component-based factor analysis is insufficient to construct composite indices for macro-modeling.

**Keywords:** Money Demand, International Financial Risk, Composite Measurement, Supervised Learning, Unsupervised Learning, Index Aggregation

**JEL Classification:** E17, C22, C53

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)