

# 我国金融市场开放反映实际资本流动性了吗？——基于耦合协调度模型的分析

苏应蓉 王雨濛\*

**内容提要：**近年来，我国金融市场开放在不断地推进与深化。合适的金融市场开放政策应能够反映资本资源配置优化的能力。基于赋值法对我国金融市场开放进行测度，从中融入了详尽的政策演进，极大地扩充了赋值法的政策数据容纳能力。同时，运用利率平价法考察了反映资源配置优化的实际资本流动性。之后，通过耦合协调度模型分析了我国金融市场开放与实际资本流动性的协调度，研究发现我国金融市场开放不断提升，当前已处于较高水平；在这种金融市场开放水平上升的过程中，其与实际资本流动性逐步趋于协调。随着金融市场开放不断扩大，跨境资本流动的冲击在不同金融行业呈现为结构性特点，其中银行业最易受到冲击。基于此，提出优化金融供给、加强宏观审慎政策与银行微观监管、完善跨境资本流动监测预警体系，并关注证券市场和保险业的规模增长与波动等政策建议。

**关键词：**金融市场开放 赋值法 资本流动性 利率平价法 耦合协调度模型

**中图分类号：**F821

**文献标识码：**A

## 一、引言

近年来，我国金融市场开放步伐迅速加快，一定程度上推动了我国金融自由化的进程。金融市场开放为一国金融市场由封闭向开放状态的转变，政府通过法律、法规，对进行具体金融交易的“行为人”放松或取消管制，包括降低市场准入门槛和放开金融经营服务（张金清等，2008）。金融市场开放可以通过引入外国金融服务，增加金融有效供给，并提升国内金融市场的竞争力，助力于提升金融服务实体经济的效率和能力（易纲，2019）。

在我国，金融市场开放始于改革开放时期，从经济特区最终扩展至全国范围。2001年我国正式加入WTO之时，积极落实了金融市场开放的“入世”承诺：一方面放宽了外资金融机构的部分业务和地域限制，市场准入采用正面清单但仍有要求；另一方面推出QFII/RQFII制度以推动资本市场双向开放。自2015年起，随着开通股债市互联互通渠道、完善合格投资者管理等一系列政策的落地，金融市场开放再次加快。最为重要的，根据中美第一阶段贸易协定<sup>①</sup>，2020年4月1日之前我国要消除贸易和投资壁垒，向美国企业打开包括银行、保险、资产管理等金融市场；同时，“十四五”规划作出“双循环”新发展格局的

\* 苏应蓉（通讯作者）、王雨濛，中南财经政法大学经济学院，邮政编码：430073，电子信箱：[su\\_yingrong@hotmail.com](mailto:su_yingrong@hotmail.com)。本文得到国家自然科学基金一般项目“金融市场开放对跨境资本流动的冲击效应及可能风险研究”（项目编号：21BJL140）、湖北省教育厅指导性项目“非线性DSGE模型下汇率波动、资产负债表对系统性风险的影响研究”（项目编号：21G039）、教育部基金项目“RCEP区域人民币影响力的测度、影响因素与提升路径研究”（项目编号：21YJC790043）的资助。作者感谢匿名审稿专家提供的建设性意见。当然，文责自负。

<sup>①</sup> 关于发布中美第一阶段经贸协议的公告：[http://www.gov.cn/xinwen/2020-01/16/content\\_5469650.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2020-01/16/content_5469650.htm)

系统战略部署，确定了包括在准入前国民待遇加负面清单制度基础上，进一步放宽外资准入条件和扩大资本项目开放，为“双循环”提供更大的动能需要。无论是国际承诺还是国内战略安排，都意味着将进一步加深我国的金融市场开放。

金融市场开放是金融服务领域的开放，可以促进该国的国际资本流动性。跨境资本的高流动性往往来源于多方面，包括市场透明度的提高、金融工具的创新、法律障碍的消除等（Al-Jassar & Moosa, 2020）。而金融市场的放松管制只是资本流动性的其中一个来源，可能出现金融市场放开与资本流动不一致的事实。比如，资本流动在政府进行限制时也可能发生（Drakos et al., 2018）。同时，实际资本流动性不仅涵盖了资本流动的规模，还考虑到跨境资本受到冲击时的反应速度（Clark et al., 2012）。实际资本流动性是连接各国金融市场的机制，也体现了各国资本资源配置优化能力（Ogawa et al., 2016）。实际上，国际的金融相互依存程度并不仅仅影响金融市场，还会通过汇率、利率和贸易等因素，对一国的经济活动产生重大影响。根据国际收支平衡表恒等式： $CA=S-I=I_f$ ，净资本流动（ $I_f$ ）与经常账户（ $CA$ ）数量上绝对相等，这意味着经常账户有助于解释实际资本流动性的变化（Ghosh, 1995）。同时，净资本流动与国内储蓄（ $S$ ）与投资（ $I$ ）结构有关，这也成为了F-H（储蓄-投资方法）来衡量实际资本流动性的早期依据（Feldstein & Horioka, 1980）。

从国际收支平衡表上看，实际资本流动性主要影响“金融账户”及其子项目，当一国的实际资本流动性越强，跨境资本流入和流出越频繁，规模越大。而金融市场开放主要表现为金融市场主体的进入和经营服务的放开，直接反映在经常账户下的“金融服务”与“保险和养老金服务”中。事实上，除了汇率制度安排导致本外币自由活动放开之外，金融市场的开放活动为跨境资金提供更为友好、便利的投融资环境，导致跨境资本更容易流入和流出，进而放大金融账户与经常账户的交易量，影响着跨境资本的实际流动性。例如“债券通”的开通，既是证券业向外国投资者开放的内容，也推动着跨境资金的往来交易。

不过，要注意的是，金融市场开放的实践是通过法律、法规及其规范法律文件的管理，初始时是货币当局的主动行为（张金清等, 2008）；而资本流动性实际上是由外国投资者、金融机构等“行为人”互动并共同推动。这样会存在一个问题：我国基于具体法律举措的金融市场开放水平如何，是否与基于资本流动性的资本资源配置优化的能力一致？即具体实践的措施需要和实际资本流动性相一致，否则会出现金融市场开放的实践与资本配置能力程度相背离的情况，并伴生出管理与货币政策失效等显性或隐性成本。本文基于金融市场开放与实际资本流动性两方面的测度，对两者进行协调性分析，并简要地呈现其经济表现，并根据结果进一步对跨境资金流向进行结构化分析。

本文的边际贡献在于，第一，将金融市场开放的法定测度与实际资本流动性的测算进行比较，利用耦合协调度模型分析两者之间的协调程度及其经济表现。第二，金融市场开放的测度上，突破了当前以《服务贸易总协定》为承诺性法规的依据，融入了更详尽的政策演进。根据我国现有 171 条金融市场开放的法律法规政策，结合我国金融机构的特点，进行了更为

符合我国现实状况的赋值法测定。第三，根据金融市场开放政策与实际资本流动性的适应性结果，结合跨境资本的流入和流出情况，对跨境资本流动进行结构化分析。这对于我国金融市场开放实施的精准性有着重要意义，并有效地防范金融市场开放带来的冲击。

## 二、文献综述及其评论

金融市场开放的直接相关研究较少，一般隶属于金融自由化的相关研究中。由于主流的相关文献主要使用“金融开放”（Financial Openness）的范畴（Bekaert et al., 2006; Chinn & Ito, 2006; Kim et al., 2021）来囊括“金融自由化”（Financial Liberalization）概念，故本部分以“金融开放测度”为主线进行梳理，梳理国内外学者从资本账户的角度到对金融市场开放的考察。而对于实际资本流动性的测算，现有研究主要集中于实证模型的检验。

### （一）以资本账户为主体的金融开放测度

现有文献将衡量标准分为三类，法律上的（de jure）、事实上的（de facto）与混合（hybrid）指标。法律上的指标主要基于 IMF 的《外汇安排和外汇限制年度报告》（AREAER），AREAER 具体描述了居民与非居民在经常和资本账户中支付的限制。研究针对 AREAER 进一步分为两种，第一种为基于 AREAER 分类表的法律指标，Banuri & Schor（1992）首次以二进制（IMF-Binary）0/1 度量制定了此类指标，并被运用进行了相关回归分析（Garrett, 1995; Leblang, 1997; Edison et al., 2002; Klein, 2005）。AREAER 的 1997 年卷对资本账户限制性进行了更多层面的分析，金融开放指标也有了更细致的衡量（Miniane, 2004; Abiad & Mody, 2005; Mody & Murshid, 2005; Chinn & Ito, 2002, 2006, 2008; Padhan & Prabheesh, 2022）。其中，Chinn & Ito（2008）的 KAOPEN 是确定金融全球化的“广泛”指标，他们使用主成分分析对金融经常账户限制进行三个分类指标（经常账户限制、出口收益上缴和多种汇率存在），再加上 SHARE，SHARE 取的是 t-4 期的 IMF-Binary 的五年滚动平均值。KAOPEN 是四个 AREAER 表格变量的第一个标准化原则成分，分数越高，说明开放程度越高。第二种是基于 AREAER 文本的法律指标。这种类型是通过 AREAER 文本进行编码，构建资本账户（CAPITAL）和金融经常账户（FIN-CURRENT）（Quinn, 1997; Quinn & Toyoda, 2007, 2008），并关注了政策变化的关键日期；Kaminsky & Schmukler（2008）还涵盖了股票市场，并可用来分析高频的变量。Schindler（2009）的 KA 指数是这一种类中最为精细的指标分类即分析了资本自由化顺序。而基于非 AREAER 的法律指标包括 Bekaert et al.（2005）关于股权自由化的 EQUITY 指标与美国传统基金会的 IF-Heritage 指标，不过后者来源信息很少。

但法律上的指数并不一定能反映实际资本流动对法律限制的反应程度（Quinn et al., 2011; Ito & Kawai, 2012; Padhan & Prabheesh, 2022）。事实上的指标为衡量一个国家是否融入金融全球化的另一种方式。TOTAL 为其中最重要的指标，其方法是一国总资产加上总负债相对于其国内生产总值的比值（Lane & Milesi-Ferretti, 2007）。而更为广泛的指标为 eGlobe-KOF 全球化指数（Dreher, 2006; Gygli et al., 2019），涵盖了贸易和金融变量的措施。除此之外，

也有一些混合衡量标准，如基于可代外国购买国内股票份额的 FORU (Edison & Warnock, 2001) 和一些其他基于价格措施的指标 (Quinn & Jacobson, 1989; Dooley et al., 1997)。

## (二) 金融市场开放的测度

以上的研究均基于 IMF 组织的 AREAER, 着力于放开国际收支的资本和金融账户交易, 而这种资金的自由兑换属于“具体项目”在实践时的部分内容, 只是金融自由化的一部分。除此之外, 还包括进行具体金融交易的“行为人”, 也就是金融市场开放。Claessens & Glaessner (1998) 将金融服务部门涉及市场准入的活动分为五类, 包括建立所有权、开设分支与布置自动提取款机 (ATM)、贷款活动、全能银行业务开展、居住要求等, 然后根据限制程度对五类活动进行 1-5 分的赋值, 对限制活动分数加总可得每一金融服务部门的开放水平。Mattoo (2000) 则按照服务贸易提供形式的不同对金融部门进行分类。通过为不同服务形式赋予不同的权重, 得到每一个行业不同形态的金融服务开放水平, 数值越大, 开放程度越高。Pontines (2002) 在 Mattoo 方法的基础上将证券市场纳入到考察范围之内, Valckx (2002) 则从三个方面对 Mattoo 方法进行了调整与改进, 包括赋值原则、金融部门的扩展以及加权平均方法与主成分分析法。由于金融市场开放主要表现为市场准入原则 (张金清和刘庆富, 2007), 所以金融市场开放的测度都是基于政策法律意义上的衡量。

## (三) 基于实证检验的实际资本流动性

以上的指数衡量了技术意义上的金融资本流动性, 但实际资本流动是净流量的变化, 两个国家之间的低水平流动规模并不一定表明它们之间的资本流动性很低, 如巨大刺激下大量资本的外逃 (Clark et al., 2012)。一种直观测度实际资本流动性的方法, 是计算一国的资本净流量的变化占 GDP 的比重, 但由于净流量变化不一定完全由资本流动性强弱决定, 可能还与国内金融供给有关 (Montiel, 1994), 所以这种总量规模法是一种较为粗略的测度方法。此外, 实际资本流动性也可通过建立模型进行测算, 早期使用储蓄-投资关联性方法: 储蓄将被投资在可以获得最高回报率的地方。当资本完全不流动时, 国内储蓄完全决定了国内投资的水平。那么, 储蓄率若与投资率之间相关系数越大, 则金融开放度越低 (Feldstein & Horioka, 1980)。由于储蓄与投资的顺周期性及其大国储蓄率的外溢作用, 该方法会产生内生性和误差 (Ko & Funashima, 2019; Makin & Ratnasiri, 2023)。而利率平价方法则得到更为广泛的使用, 此方法认为在完全一体化的金融市场中, 套利使相同资产的价格相等, 即一价定律成立。因此原则上可以使用利率相互依赖的措施作为市场之间资本流动性的指标 (Edwards & Khan, 1985)。此外, 股市收益法考察新兴市场体的权益市场投资收益率与主要工业化国家同指标的关联度, 两指标完全关联则意味着只有一种风险来源, 即资本实际完全流动 (Bekaert & Harvey, 1995)。但是其指标缺乏不同产业风险暴露与指数多元化的考察 (Bekaert & Harvey, 1995)。

现有文献主要针对以资本账户为主体的金融开放测度及其经济效应, 对于金融市场开放的探讨集中于法定意义上的衡量与测度。由于金融市场开放是基于“行为人”的市场准入,

而所有资本流动活动经由“行为人”，这意味着其开放程度会影响实际资本流动性，推动资源配置最优的实现。但同时，也意味着金融市场开放可能与实际资本流动性产生偏离，引致资金效率损失或管理成本加大。基于此，本文进行适用于我国特点的金融市场开放的法律测度，同时合理测算实际资本流动性，并通过耦合方法对两者进行比较，以期观测我国金融市场开放政策的适应度和准确性。

### 三、金融市场开放的测度

关于金融市场开放的测度，多数学者参考 Mattoo (2000) 的赋值做法，以公布在世界贸易组织 (WTO) 的《服务贸易总协定》(GATS) 为依据，考虑跨境支付、境外消费、商业存在三种服务模式<sup>①</sup>下的金融市场承诺开放水平。但由于 Mattoo (2000) 权重设置的方式主要基于美国金融机构的贸易数据，与我国金融机构的实际情况有所差异。戴金平等 (2020) 从金融市场开放的概念出发，同时纳入为金融市场开放提供便利的国际支持指标，从市场准入、国民待遇和金融支持三个维度来考察，但仍仅考虑 GATS 的相关承诺，而这可能因为相关法律法规尚未来得及制订与实施，无法很好地观测到金融市场开放的实际落地情况。

基于此，本文在戴金平等 (2020) 的基础上，从市场准入条件、经营业务范围、国际金融支持三个维度出发，以国务院、央行、商务部、证监会等政府部门出台的具体政策<sup>②</sup>作为依据，考察我国金融市场的开放程度，不仅能够涵盖金融服务的四种贸易模式，也能清晰观测我国金融市场开放政策的实际落地情况。

#### (一) 测度方法

赋值法的测算是考虑金融市场中最主要金融行业的金融服务开放程度。金融业主要由银行业 (BMO)、保险业 (IMO) 和证券业 (SMO) 组成，通过对不同金融行业的开放水平进行加权平均可得到整体的金融市场开放水平，其具体测度公式如下所示：

$$FMO_t = \theta_1 BMO_t + \theta_2 IMO_t + \theta_3 SMO_t \quad (1)$$

其中， $FMO_t$  是  $t$  时期的金融市场开放水平； $BMO_t$ 、 $IMO_t$  和  $SMO_t$  分别表示银行业、保险业和证券业的开放程度； $\theta_i$  是各个金融业所占的权重， $\sum_{i=1}^3 \theta_i = 1$ ，由银行业、保险业和证券业占整个金融业金融机构所有者权益的比例表示<sup>③</sup>。

将银行业的金融服务主要分为存款和贷款服务，保险业主要分为寿险和非寿险服务，证券业主要分为债券和股票服务。各金融行业的开放程度可由如下矩阵形式表示：

$$\begin{bmatrix} BMO_t \\ IMO_t \\ SMO_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{B1} & d_{B2} \\ d_{I1} & d_{I2} \\ d_{S1} & d_{S2} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} FS_{B1,t} & FS_{I1,t} & FS_{S1,t} \\ FS_{B2,t} & FS_{I2,t} & FS_{S2,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

<sup>①</sup> 《服务贸易总协定》将服务主要分为跨境支付、境外消费、商业存在、自然人存在四种模式，但由于自然人存在主要指公司内部的人员变动，重要性小常被忽略不计 (Mattoo, 2000; 张金清和刘庆富, 2007)。

<sup>②</sup> 本文主要利用 Python 构建金融市场开放政策库，搜集并整理共 171 条政策。

<sup>③</sup> 由于央行目前只公布了 2019 年至 2022 年的季度数据，并且观测到 16 组数据以 0.001 单位波动，所以，选取该比例的算术平均值作为每年的  $\theta_1$ 、 $\theta_2$  和  $\theta_3$  的具体数值分别为 0.8357、0.0825 和 0.0818。

其中， $FS_{B1,t}$ 和 $FS_{B2,t}$ 分别表示银行业 B 中的存款和贷款业务； $d_{B1}$ 和 $d_{B2}$ 是所占权重，分别由存款和贷款在银行业存贷款总额所占比例表示； $FS_{I1,t}$ 和 $FS_{I2,t}$ 分别为保险业 I 中的寿险和非寿险业务； $d_{I1}$ 和 $d_{I2}$ 是权重，分别由寿险和非寿险保费收入占比表示； $FS_{S1,t}$ 和 $FS_{S2,t}$ 分别表示证券业 S 中的债券和股票业务； $d_{S1}$ 和 $d_{S2}$ 为权重，分别由沪深两市债券和股票的成交比例表示。

基于金融市场开放的概念，各项金融服务的开放程度从市场准入条件（Market Access Condition）和经营业务范围（Business Scope）两个角度进行考察，同时参考戴金平等（2020），把为金融市场开放提供便利的国际金融支持（International Financial Support）考虑进来，可用矩阵表示为：

$$\begin{bmatrix} FS_{Bi,t} \\ FS_{Ii,t} \\ FS_{Si,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{B,i,1} & \lambda_{B,i,2} & \lambda_{B,i,3} \\ \lambda_{I,i,1} & \lambda_{I,i,2} & \lambda_{I,i,3} \\ \lambda_{S,i,1} & \lambda_{S,i,2} & \lambda_{S,i,3} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} MAC_{Bi,t} & MAC_{Ii,t} & MAC_{Si,t} \\ BS_{Bi,t} & BS_{Ii,t} & BS_{Si,t} \\ IFS_{Bi,t} & IFS_{Ii,t} & IFS_{Si,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中， $MAC_{ui,t}$ 、 $BS_{ui,t}$ 和 $IFS_{ui,t}$ 表示各金融业 u（u = B, I, S）的各项金融服务 i（i=1,2）在市场准入条件、经营业务范围和国际金融支持三方面赋予相应数值，具体赋值原则如表 1 和表 2 所示。此处需要注意的是，部分政策的实施对象是整个金融行业，此时应当对该行业的各项金融服务赋相同数值，而当国际金融支持发生时，对该时期的所有金融服务赋予相同数值。 $\lambda_{u,i,j}$ 是相关权重，对于市场准入条件和经营业务范围赋予相同权重（0.5），而对于国际金融支持赋予相对较小的权重（0.1），这是因为它反映的是金融市场开放的便利程度，并未表现实际开放情况（戴金平等，2020）。

表 1 国际金融支持赋值原则

	国际金融支持		
	银行业	保险业	证券业
0	无相应国际金融支持/未加入任何国际金融组织		
1	人民币加入 SDR 货币篮子		
	1.加入国际清算银行 2.加入国际资金清算系统（SWIFT）	加入国际保险监督官协会	1. 加入国际证监会组织（IOSCO）（加入技术委员会会计 1.5） 2.股票指数纳入全球股票指数（MSCI 新兴市场指数、富时 GEIS 指数和 S&P 全球 1200 指数） 3.债券指数纳入全球债券指数（WGBI 国债指数、GBI-EM 政府债券指数，BBGA 全球综合指数）
2	—	—	股票指数或债券指数纳入国际指数比例达 20%以上

表 2

市场准入和经营范围的赋值原则

	市场准入条件			经营业务范围		
	银行业	保险业	证券业	银行业	保险业	证券业
0	不存在新准入			不允许经营任何服务		
1	设立常驻代表机构（试点城市计 0.5）			开放非营利性服务		
2	经批准在中国境内设立外资金金融机构（试点城市计 1.5） 外资持股比例上限未超过三分之一			从事部分营利性服务		
3	外资持股比例上限超过三分之一，但未超过 50%			经批准可从事本币与外币业务	经批准可从事寿险与非寿险业务	经批准可从事股票、债券等业务；（股票/债券开展互联互通机制计 3.5）
4	外资持股比例上限在 50%以上			允许外资银行代理发行、兑付和承销政府债券或允许外资行从事衍生产品业务（满足一点计 4，都满足计 4.5）	允许外资从事保险代理、保险经纪、保险公估业务	原则取消外资证券公司的业务经营范围限制
5	放开外资持股比例，放宽外资机构设立总资产、经营年限等设立条件；法律形式等其他小限制			没有任何限制		
6	没有任何限制			—		

按照上述规则，将市场准入条件、经营业务范围和国际金融支持的相关赋值代入，通过层层加权平均，最终得到金融市场开放度  $FMO_t$ 。

## （二）测度结果

考虑到加入 WTO 后的我国支持金融市场开放力度加大，变化趋势明显，选择 2002 年至 2022 年作为样本区间。政策主要通过 Python 来获取中国政府网、中国人民银行、商务部、中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会、国家外汇管理局、国家发展和改革委员会等官网数据，共搜集整理 171 条政策，具体时间分布如图 1 所示。权重数据来源于央行、Wind 数据库和 CSMAR 数据库。表 3 是金融市场开放 2002-2022 年赋值法的测度结果。

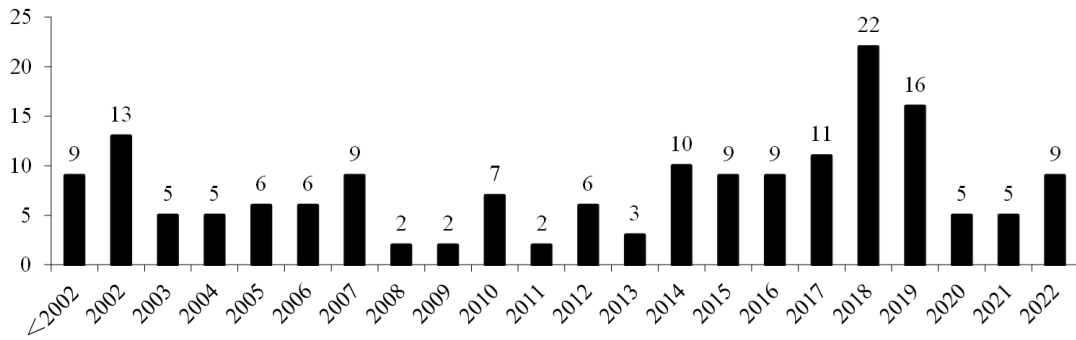


图 1 金融市场开放政策的时间分布

资料来源：作者根据中国政府网、中国人民银行、商务部、中国证券监督管理委员会、国家金融监督管理总局<sup>①</sup>、国家发展和改革委员会、国家外汇管理局、国家市场监督管理总局、财政部等官网整理而得。

表 3 金融市场开放 2002-2022 年赋值法的测度结果

年份	银行业开放度	保险业开放度	证券业开放度	金融市场开放度
< 2002	2.2	1.1	1.1	2.0
2002	2.2	2.1	1.9	2.2
2003	2.5	2.7	1.9	2.4
2004	2.5	2.7	1.9	2.4
2005	2.5	2.7	2.3	2.5
2006	2.7	2.7	2.2	2.7
2007	2.7	2.7	2.1	2.7
2008	2.7	2.9	2.6	2.7
2009	2.7	2.9	2.7	2.7
2010	2.7	2.9	2.7	2.7
2011	2.7	2.9	2.7	2.7
2012	2.7	3.0	3.2	2.8
2013	2.7	3.5	3.2	2.8
2014	3.0	3.5	3.3	3.0
2015	3.5	3.4	3.3	3.4
2016	3.6	3.5	3.3	3.5
2017	3.6	3.5	3.5	3.5
2018	4.8	4.4	4.0	4.7
2019	5.1	4.4	4.5	4.9
2020	5.1	4.7	5.1	5.0
2021	5.1	4.7	5.1	5.0
2022	5.1	4.7	5.1	5.0

从赋值法的测度结果可以看出，我国金融市场开放度呈现以下几个特点：

一是我国金融市场开放当前已处于较高水平。依据赋值法结果，金融市场开放水平从刚加入世贸组织 2002 年的 2.0 提升至 2022 年的 5.0，逐渐接近于完全开放，尤其 2018 年开始

<sup>①</sup> 2023 年 3 月，十四届人大一次会议《国务院机构改革方案》，银保监会职责现归国家金融监督管理总局。



新一轮金融市场开放政策逐渐落地，加快了银行业、保险业和证券业的开放，使其达到较高水平。我国金融市场逐渐与国际金融市场相接轨，吸引外国资本的能力在不断地增强。

二是我国金融市场开放遵循“银行业-保险业-证券业”的顺序：银行业最先开放，但一直趋于平缓，伴随 2017 年放开外资银行部分业务<sup>①</sup>，银行业开放实现 3.6 到 4.8 的大跳跃，随后维持高水平。保险业在银行业之后推动开放，2003-2014 年其开放程度高于其他金融业，但 2020 年开始落后于银行业和证券业。证券业最后开放，2012 年放宽证券公司外资持股比例从三分之一提升至 49%<sup>②</sup>，再到 2018 年放宽至 51%<sup>③</sup>，2020 年取消限制<sup>④</sup>，2020-2022 年与银行业开放同水平。从图 2 的测算结果时序图来看，由于银行业在金融业的比重达到 80% 以上，其开放曲线的趋势与整体金融市场开放曲线的趋势大体一致，但数值不完全相同，当证券业和保险业的开放速度快于银行业时，金融市场开放曲线位于银行业开放曲线上方，反之亦然。

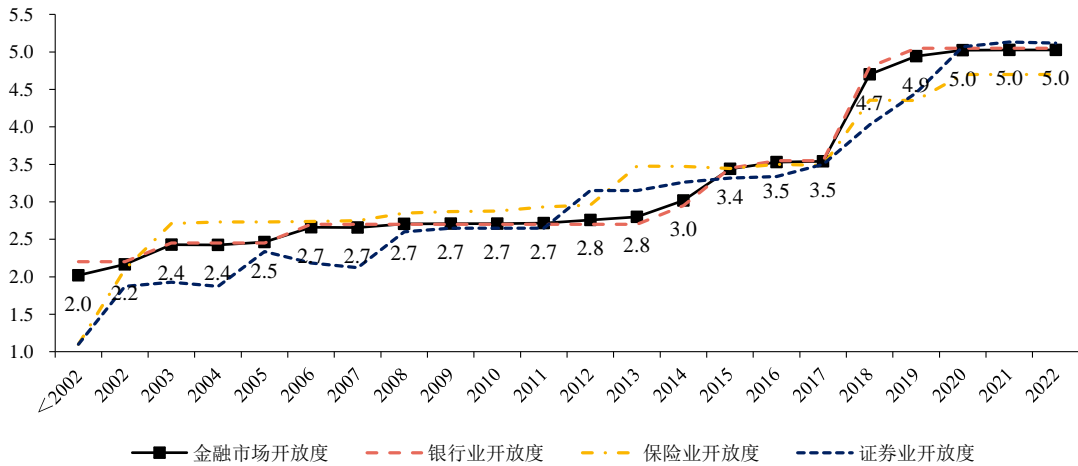


图 2 2002-2022 年赋值法的测算结果时序图

#### 四、实际资本流动性的测度

资本流动性关注跨境资本净流量的变化，测度方法包括总量规模法、储蓄-投资法、利率平价法、股市收益法等。其中，总量规模法简单直观，但结果不够准确，略为粗糙。储蓄-投资法存在内生性和误差（Ko & Funashima, 2019; Makin & Ratnasiri, 2023），股市收益法仅适用于股票市场。相比之下，利率平价法适用范围广泛，能更好地呈现实际资本流动性的动态变化。考虑到总量规模法、利率平价法能够有效地拟合我国资本流动状况（刘柏等，2019），因此本文首先用总量规模法直观考察实际资本流动性的总体趋势和结构性变化，随后再用利率平价法深入考察实际资本流动性的动态变化。

<sup>①</sup> 2017 年 3 月 10 日，《中国银监会办公厅关于外资银行开展部分业务有关事项的通知》：<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/governmentDetail.html?docId=275944&itemId=861&generalType=1>  
<sup>②</sup> 2012 年 10 月 11 日，《关于修改〈外资参股证券公司设立规则〉的决定》：[http://www.gov.cn/gongbao/content/2013/content\\_2307064.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2013/content_2307064.htm)  
<sup>③</sup> 2018 年 4 月 28 日，《外商投资证券公司管理办法》：<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101838/c1021966/content.shtml>  
<sup>④</sup> 2020 年 4 月 1 日，证监会明确取消证券公司外资股比限制：<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c100028/c1000819/content.shtml>

### （一）总量规模法

总量规模法更为有效的是考察国际收支平衡表中反映现实交易的资本与金融账户（Montiel, 1994; 卞学字和范爱军, 2014; 贾宪军, 2014）。本文定义如下指标，以考察 2002-2022 年我国实际资本流动性总体及结构变化。

$$\text{总体资本实际资本流动性} = |\text{非储备性质的金融账户净流量变化}| / \text{GDP} \quad (4)$$

$$\text{银行业实际资本流动性} = |\text{贷款与货币和存款资产的净流量变化}| / \text{GDP} \quad (5)$$

$$\text{证券业实际资本流动性} = |\text{证券投资的净流量变化}| / \text{GDP} \quad (6)$$

$$\text{保险业实际资本流动性} = |\text{保险和养老金的净流量变化}| / \text{GDP} \quad (7)$$

其中 GDP 采用 X-12-ARIMA 乘法模型进行季节化调整。从测度结果可以看到（如图 3），银行业、证券业、保险业的实际资本流动性呈现出差异性。相较于保险业，银行业和证券业的实际资本流动性波动性更强，但 2017 年后两者的波动性都明显下降，进而导致 2017 年后总体实际资本流动性不足 2%。然而需要注意，一方面我国的国际收支平衡表中资本与金融账户的净头寸是以资金净流入和净流出加总表示，而非以总流量报告，这可能会影响总量规模法的测度结果（Montiel, 1994）。另一方面，大量投机性资本的涌入或逃离，会导致该比值常出现大幅度变化，但这一结果并不代表实际资本流动性的迅速提高（范爱军和卞学字, 2013），这是因为在我国经济环境没有发生较大改变时，实际资本流动性不应出现大幅度变化（何德旭等, 2006）。以上两点都说明了总体规模法对实际资本流动性的测度较为粗糙。

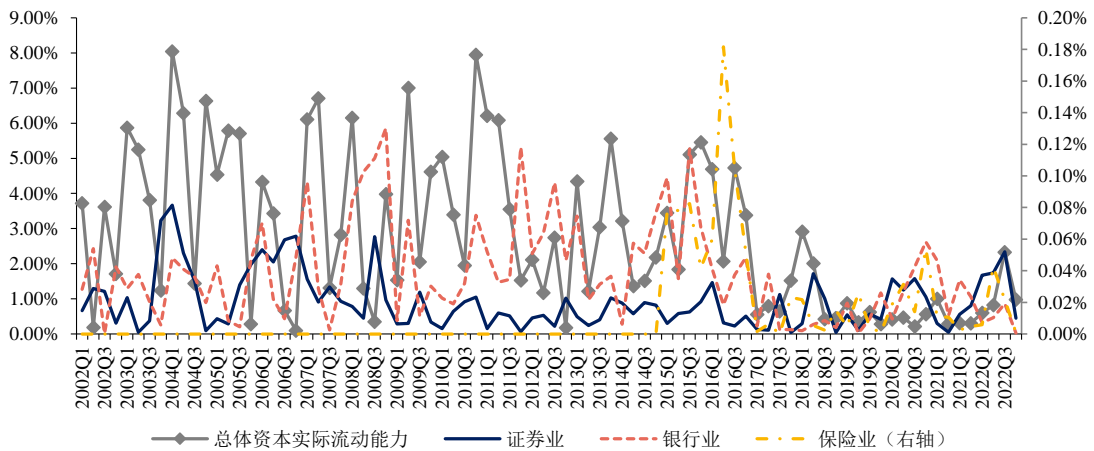


图 3 2002-2022 年金融各行业资本流动性的测算结果

数据来源：国家外汇管理局、Wind 数据库

### （二）利率平价法

利率平价法最早由 Edwards & Khan（1985）提出，但只适用于发达经济体。Haque & Montiel（1991）在其基础上利用货币供求均衡模型，将其测算范围扩展至发展中国家。本文运用 Haque & Montiel（1991）的改进方法对我国资本的实际流动性进行动态测算。

利率平价法的核心思想是指未完全开放金融市场的均衡利率应在国际金融市场利率和

完全封闭状态下的国内市场出清利率之间，可表示为：

$$i = \varphi_t i^* + (1 - \varphi_t) i' \quad (8)$$

其中， $\varphi_t$ 表示实际资本流动性， $\varphi_t \in [0,1]$ 。当 $\varphi_t = 1$ 时，表示本国市场利率完全由国际金融市场决定，跨境资本实现完全自由流动；当 $\varphi_t = 0$ 时，表示国际金融因素对本国市场利率的决定没有任何影响，资本不具备流动性；当 $\varphi_t \in (0,1)$ 时，本国利率取决于国际和国内因素的相互作用， $\varphi_t$ 越接近于1意味着本国与国际金融市场越融合，实际资本流动性越强。因此，只要计算出各条件下的利率水平，通过计量回归可以得到跨境资本的实际流动性 $\varphi_t$ 。

由于完全封闭金融市场的出清利率 $i'$ 无法直接观测，本文按照常规方法（Haque & Montiel, 1991），运用货币供求均衡模型求出相关利率水平（杨荣海和李亚波, 2017；刘柏等, 2019）。并考虑预期、实际经济规模、金融资产价格波动（中国人民银行研究局课题组, 2002）、持有货币的机会成本（黄昌利和黄志刚, 2018）对货币需求的影响，构建我国货币需求函数。

假设开放条件下货币需求函数为：

$$\ln\left(\frac{M_t^D}{P_t}\right) = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right) + \alpha_{2t} i + \alpha_{3t} ER_t + \alpha_{4t} SPI_t + \alpha_{5t} REPI_t + \alpha_{6t} \ln\left(\frac{M_t^D}{P_t}\right)_{-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中， $M_t^D$ 表示第t期的货币需求； $P_t$ 是价格水平； $Y_t$ 是总产出，表示经济规模； $i$ 和 $ER_t$ 表示持有货币的机会成本，分别为利率和汇率水平； $SPI_t$ 和 $REPI_t$ 表示金融资产因素，分别为股票价格指数和房地产价格指数； $\ln\left(\frac{M_t^D}{P_t}\right)_{-1}$ 表示当期实际货币需求的预期水平，假设与上期实际货币需求一致； $\varepsilon_t$ 是随机误差项。

根据凯恩斯货币理论，货币需求与总产出成正比（ $\alpha_{1t} > 0$ ），与利率成反比（ $\alpha_{2t} < 0$ ），而汇率对货币需求的影响体现为财富效应和预期效应（万晓莉等, 2010）。汇率贬值使得以本币计价的外国资产增值，产生财富效应，进而相应增加货币需求；但本币贬值同时会导致持有本币意愿下降，更倾向于持有外币以规避本币贬值带来的损失，带来预期效应，从而相应减少货币需求，所以 $\alpha_{3t}$ 的符号不定。股价和房价对货币需求的影响主要为财富效应、交易效应和替代效应（项后军和潘锡泉, 2011），金融资产价格上涨带来的名义财富增加，改变了投资者的消费储蓄结构，将会增加财富效应，同时引起的“羊群效应”导致交易量增加，也会增加货币交易需求；但同时也会由此增多持有金融资产，产生替代效应，相应减少货币需求， $\alpha_{4t}$ 和 $\alpha_{5t}$ 的符号不确定。而预期水平与货币需求为正相关关系， $\alpha_{6t} > 0$ 。

假设封闭市场下货币需求函数为：

$$\ln\left(\frac{M_t^{D'}}{P_t}\right) = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right) + \alpha_{2t} i' + \alpha_{3t} ER_t + \alpha_{4t} SPI_t + \alpha_{5t} REPI_t + \alpha_{6t} \ln\left(\frac{M_t^{D'}}{P_t}\right)_{-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

封闭金融市场下货币市场均衡条件<sup>①</sup>：

$$M_t^{D'} = M_t^{S'} = M_t^S - KA_t \quad (11)$$

其中， $M_t^{D'}$ 和 $M_t^{S'}$ 分别表示封闭金融市场下的货币需求和供给， $KA_t$ 为私人资本账户流

<sup>①</sup> 具体推导见 Haque & Montiel (1991)，详细说明了封闭金融市场下货币供给与开放市场下货币供给之间的关系。

通量。对公式（10）和（11）进行国内货币市场供求均衡求解，可得到金融市场封闭下的国内市场利率：

$$i' = -\frac{\alpha_{0t}}{\alpha_{2t}} - \frac{\alpha_{1t}}{\alpha_{2t}} \ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right) - \frac{\alpha_{3t}}{\alpha_{2t}} ER_t - \frac{\alpha_{4t}}{\alpha_{2t}} SPI_t - \frac{\alpha_{5t}}{\alpha_{2t}} REPI_t - \frac{\alpha_{6t}}{\alpha_{2t}} \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right)_{-1} + \frac{1}{\alpha_{2t}} \ln\left(\frac{M_t^{S'}}{P_t}\right) + \varepsilon_t \quad (12)$$

将公式（12）代入公式（8），得到部分开放的金融市场利率*i*，再将*i*代回开放市场下货币需求函数公式（9）中，得到测度实际资本流动性的回归方程：

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = -\alpha_{0t}(1 - \varphi_t) + (1 - \varphi_t) \ln\left(\frac{M_t^{S'}}{P_t}\right) + \varphi_t \alpha_{1t} \ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right) + \varphi_t \alpha_{2t} i^* + \varphi_t \alpha_{3t} ER_t + \varphi_t \alpha_{4t} SPI_t + \varphi_t \alpha_{5t} REPI_t + \varphi_t \alpha_{6t} \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right)_{-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

令 $\beta_{0t} = -\alpha_{0t}(1 - \varphi_t)$ ； $\beta_{1t} = (1 - \varphi_t) \in [0,1]$ ； $\beta_{2t} = \varphi_t \alpha_{1t} > 0$ ； $\beta_{3t} = \varphi_t \alpha_{2t} < 0$ ； $\beta_{4t} = \varphi_t \alpha_{3t}$ ； $\beta_{5t} = \varphi_t \alpha_{4t}$ ； $\beta_{6t} = \varphi_t \alpha_{5t}$ ； $\beta_{7t} = \varphi_t \alpha_{6t} > 0$ ，将公式（13）化简为：

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \ln\left(\frac{M_t^{S'}}{P_t}\right) + \beta_{2t} \ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right) + \beta_{3t} i^* + \beta_{4t} ER_t + \beta_{5t} SPI_t + \beta_{6t} REPI_t + \beta_{7t} \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right)_{-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

通过对公式（14）进行计量回归可得到 $\beta_{1t}$ ，进而得到实际资本流动性 $\varphi_t = 1 - \beta_{1t}$ 。

### （三）实际资本流动性的估计结果

本文选取我国 2002-2022 年的季度数据建立模型，运用 Stata 和 Python 分别进行静态和动态估计。研究数据来源于 CSMAR 数据库、美联储官网、国家外汇管理局、Wind 数据库等公开信息。表 4 为选择变量的具体说明。

表 4 相关变量定义表

变量名称	公式表示	符号	变量定义	数据来源
货币供给量	$M_t$	m1	狭义货币供给量 M1	CSMAR 数据库
价格水平	$P_t$	P	居民消费价格指数（CPI）	CSMAR 数据库
金融市场完全封闭状态下的货币供给量	$M_t^{S'}$	dml	M1 扣除国际收支平衡表中的直接投资、证券投资、金融衍生品和其他投资	CSMAR 数据库 国家外汇管理局
总产出	$Y_t$	gdp	国内生产总值（GDP）	CSMAR 数据库
国际利率	$i^*$	ffr	美联储联邦基金利率	美联储官网
汇率水平	$ER_t$	er	美元兑人民币的即期汇率算术平均	Wind 数据库
股票价格指数	$SPI_t$	spi	上证综指收盘指数算术平均	
房地产价格指数	$REPI_t$	repi	当期商品房平均销售价格，利用公式“商品房平均销售价格=商品房销售总额/销售面积”自行计算	CSMAR 数据库

由于样本原始数据的单位不统一，本文先进行汇率转换，统一单位后再进行加减运算。此外，取绝对值的变量进行对数化处理，保证变量的平稳性。表 5 为各变量的描述性统计。

表 5 各变量的描述性统计

变量	变量阐释	符号	单位	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
----	------	----	----	-----	----	-----	-----	-----

$M_t$	货币供给	M1	亿元	84	320746.30	197703.80	59474.80	674374.80
$P_t$	CPI	P	—	84	102.30	1.86	98.90	108.00
$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right)$	实际货币供给对数值	lnm1p	—	84	7.82	0.74	6.39	8.80
$M_t^{S'}$	金融市场完全封闭状态下的 货币供给	dm1	亿美元 元	84	47778.61	30616.61	7056.18	102418.30
$\ln\left(\frac{M_t^{S'}}{P_t}\right)$	金融市场完全封闭状态下的 实际货币供给对数	lndm1p	—	84	5.86	0.83	4.26	6.92
$Y_t$	总产出	gdp	亿元	84	340164.50	282233.10	26132.90	1210207.00
$\ln\left(\frac{Y_t}{P_t}\right)$	实际总产出的对数值	lngdpp	—	84	7.74	0.92	5.57	9.38
$i^*$	国际利率	ffr	%	84	1.32	1.54	0.06	5.26
$ER_t$	汇率水平	er	—	84	7.02	0.74	6.09	8.28
$SPI_t$	股票指数	spi	—	84	2618.60	879.02	1100.28	5362.70
$\ln SPI_t$	股票指数的对数值	lnspi	—	84	7.81	0.36	7.00	8.59
$REPI_t$	房地产价格指数	repi	元/平 方米	84	6022.38	2555.26	2299.64	10843.97
$\ln REPI_t$	房地产价格指数的对数值	lnrepi	—	84	8.60	0.47	7.74	9.29

估计前，本文先进行单位根检验，发现在 5%显著性水平下，实际货币供给的对数值  $\ln m1p$  及其滞后项  $\ln m1p$ 、完全封闭金融市场下的实际货币供给对数  $\ln dm1p$ 、对数化后的股指  $\ln spi$ 、对数化后的房价指数  $\ln repi$  未通过检验，为非平稳序列，因此对该序列进行一阶差分处理，处理后的序列经再次检验是平稳的，记为  $d\ln m1p$ 、 $d\ln dm1p$ 、 $d\ln spi$ 、 $d\ln repi$ 、 $d\ln m1p$ 。

1.静态估计。本文的静态估计是指 OLS 估计，其回归结果如表 6 所示：

表 6 静态估计结果

变量	系数	变量/其他指标	数值
$d\ln dm1p$	0.7057*** (13.43)	$d\ln m1p$	-0.0340 (-0.47)
$\ln gdpp$	0.0065* (1.90)	常数项	-0.1216** (-2.39)
$ffr$	-0.0039** (-2.26)	样本量	82
$er$	0.0119*** (2.65)	F 统计量	36.61
$d\ln repi$	0.0426 (0.79)	F 统计量的 P 值	0.0000
$d\ln spi$	0.0367** (2.17)	R-squared	0.7759
		调整后的 R-squared	0.7547
		DW 统计量	1.7029

注：\*，\*\*和\*\*\*分别表示统计量在 10%、5%和 1%水平上统计显著，括号内为 t 统计量。

结果表明，总产出的回归系数  $\beta_{2t}$  和国际利率的回归系数  $\beta_{3t}$  显著且符号与预期相一致，汇率和股票指数的回归系数均为正且显著，表现为汇率的财富效应、以及股价的财富和交易

效应占上风。由于公式（14）中已控制了金融市场封闭下的货币量， $\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) - \beta_{1t}\ln\left(\frac{M_t^S}{P_t}\right)$  可视为跨境的实际资本流动，结果显示跨境资本流动与总产出 gdp、国际利率 ffr、汇率 er 和股价 spi 与有着显著的相关性，而与房地产价格指数 repi 和预期货币需求不相关。最为重要的，考察实际资本流动性的系数  $\beta_{1t} = 0.7057 \in [0,1]$ ，显著且符合预期，说明 2002-2022 年的实际资本流动性平均水平为 0.2943。

2.动态估计。本文的动态估计是指通过建立状态空间模型，运用卡尔曼滤波动态估计资本的实际流动性在 2002-2022 年的时变值。假设模型满足随机游走，建立状态方程：

$$\beta_{1t} = \gamma\beta_{1t-1} + v_t \quad (15)$$

其中， $\gamma$  表示状态矩阵，假设其为  $(t-1)$  阶单位矩阵，即  $\gamma = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$ ； $v_t \sim N(0, \sigma_{vt}^2)$ ；

$\beta_{1t}$  和  $\beta_{1t-1}$  分别为  $t$  阶和  $(t-1)$  阶列向量。公式（14）为观测方程。图 4 展示的是利率平价法运用 Kalman 滤波估计的测算结果。

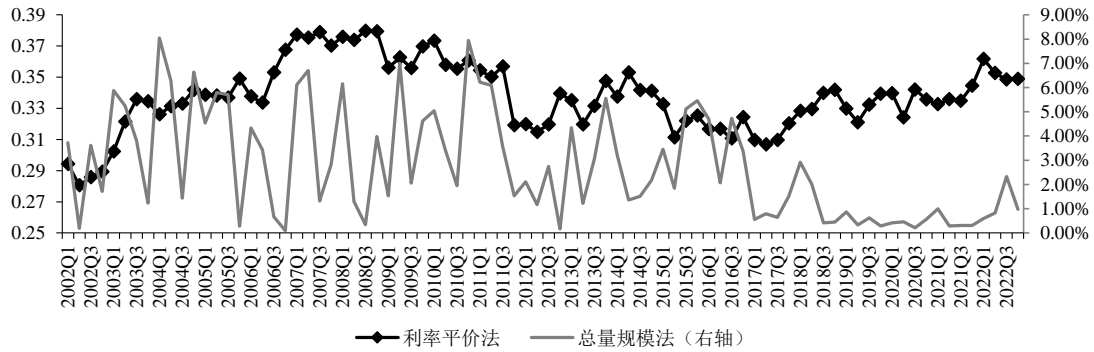


图 4 2002-2022 年利率平价法的测算结果时序图

本文的动态测算走势与杨荣海和李亚波（2017）的研究大体一致，但由于货币均衡模型设定与样本选择区间的不同，导致数值有些微的变化。与此同时，利率平价法的测度结果和总量规模法的整体趋势相近，且未出现大幅度波动，再次表明结果的稳健性。观察图 4 可以发现，我国跨境资本的实际流动性呈“N”型趋势。我国加入 WTO 后的实际资本流动性逐渐提高，但受 2008 年金融危机等冲击，实际资本流动性开始减弱，伴随 2016 年人民币加入 SDR、2018 年我国金融市场开放节奏加快，跨境资本的自由化程度也在加深，2016-2018 年我国资本的实际流动性企稳回升，虽 2020 年受新冠疫情影响产生小波动，但 2016 年后的整体趋势升高。

## 五、金融市场开放与实际资本流动性的协调分析

同时考察赋值法测度的金融市场开放程度与以利率平价法测度的跨境实际资本流动性（如图 5），可以发现，金融市场的开放水平与实际资本流动性的大体趋势相一致，不过有几个时段出现不相适应的情况：一是 2009-2012 年实际资本流动性逐渐偏弱，而金融市场开放维持同样的水平；二是 2015-2017 年金融市场开放和实际资本流动性明显出现走势相背离

的情况。另外，图 5 显示自 2020 年以来，实际资本流动性再次偏强，而金融市场开放呈现稳定水平。那么，这是否意味着金融市场开放与实际资本流动性再次出现不相适应？本文通过耦合协调度模型，进一步分析两者之间的实际协调程度。

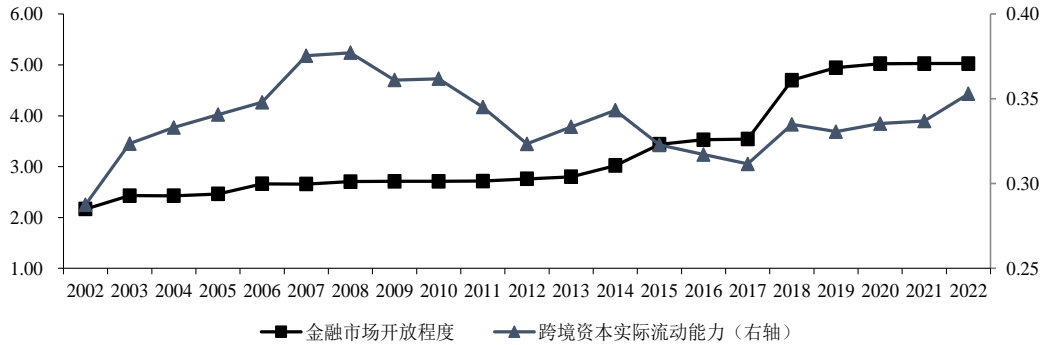


图 5 金融市场开放和实际资本流动性的直观比较

### (一) 耦合协调度模型

耦合 (Coupling) 本身是一个物理学的概念，用于描述两个及以上的系统相互联系、协调、影响的动态关系 (Liu et al., 2020)。后来被广泛应用到经济管理等领域，如城市化和环境之间 (Li et al., 2012)、政府支持和金融支持及创新之间 (Liu et al., 2020)、城市群绿色增长中公共需求和政府供给之间 (Li et al., 2022) 等。

从政府行为角度考察的金融市场开放和从现实角度考察的实际资本流动性，可以视为两个不同的系统，同时两者存在相互影响、联系的关系。这种关系主要体现为两个方面的考虑。一方面，经济系统会受政府行为影响。金融市场开放通过引入外资、技术和管理经验，促进跨境资本活跃交易，增强实际资本流动性。另一方面，政府行为也会根据经济系统进行调整。较强的实际资本流动性会带来更高活力、吸引力的金融市场，促使政府开放金融市场，以吸引更多资本流入，从而刺激经济增长。此外，有研究 (Ghosh, 1995; Singh, 2016) 表明经常账户与实际资本流动性存在一定的相关性，这一点从图 6 的走势中可以清晰看到。同时，控制住以对数化 GDP 衡量的长期经济增长、以 CPI 衡量的通货膨胀和以外债环比衡量的外部风险后，经常账户对金融市场开放有显著正向影响<sup>①</sup>，说明金融市场开放会受到经常账户的状况影响，进一步证实了金融市场开放与实际资本流动性之间的相关关系。

因此，金融市场开放和实际资本流动性之间存在着相互作用的关系，可以通过耦合协调度模型探究两者之间的相互协调性。

<sup>①</sup> 通过经常账户 (CA)、对数化后 GDP (lngdp)、CPI、外债同比 (debt) 对金融市场开放进行 OLS 回归，得到  $\widehat{FMO}_t = -5.81 + 0.28CA_t + 1.18lngdp_t - 0.06CPI_t - 0.68debt_t$ ，各系数相应的 t 值分别为 -1.75、-2.54、-8.22、-1.82、-2.29。计量结果表现出在控制经济增长、通货膨胀和外债风险保持不变时，经常账户对金融市场开放有显著正向影响。

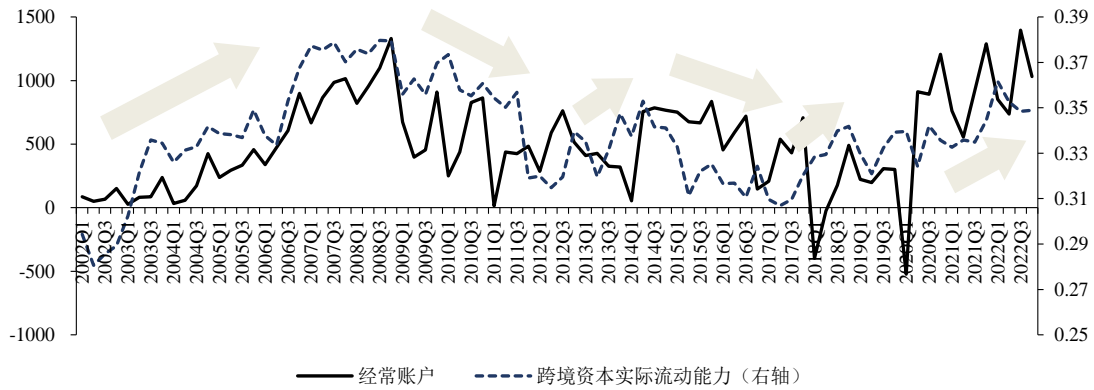


图 6 经常账户与实际资本流动性的时序图

数据来源：国家外汇管理局

耦合度 C 计算公式如下所示：

$$C = \frac{2 \times (U_{FMO} \times U_{RCM})^{\frac{1}{2}}}{U_{FMO} + U_{RCM}} \quad (16)$$

C 为耦合度，数值越大表示金融市场开放与实际资本流动性之间的相互作用越大。 $U_{FMO}$  和  $U_{RCM}$  分别表示金融市场开放 (Financial Market Openness) 和实际资本流动性 (Real Capital Mobility) 数据标准化结果<sup>①</sup>。由于两种测度方式与取值范围的差异性，耦合度指标难以体现两者之间的协调效应，因此构建耦合协调度，计算公式为：

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (17)$$

$$T = a_1 U_{FMO} + a_2 U_{RCM} \quad (18)$$

其中，D 表示耦合协调度；T 表示协调指数，取值为[0,1]； $a_1$ 和 $a_2$ 分别表示金融市场开放政策与实际资本流动性的权重，各取值为 0.5。本文采用耦合协调度 D 以 0.1 为间隔的均匀分布<sup>②</sup>，将协调发展共分为 10 种类型，当耦合协调度 D 在[0,0.5)内时，金融市场开放政策和实际资本流动性处于失调，其相互作用程度处于低水平，说明两者互不匹配；而当耦合协调度 D 处于[0.5,1]时，金融市场开放政策与实际资本流动性相互协调发展，随着耦合协调度 D 数值的增大，其协调程度也增强。

## (二) 协调分析

本文使用 SPSSPRO 软件进行测算。表 7 是金融市场开放与实际资本流动性的耦合度 C、协调指数 T 和耦合协调度 D 的测算结果。图 7 是 2002-2022 年我国金融市场开放政策与跨境实际资本流动性的耦合协调发展趋势。可以看出，我国金融市场开放与实际资本流动性之间的协调关系呈现逐渐升高趋势。这说明政策制定逐渐优化，更适应于我国跨境资本的实际流动特征。2002-2004 年这一时期不协调，2005-2022 年虽呈现波动，但依旧趋于上升。2018 年正式步入“良好协调”，2022 年达到“优质协调”，表示当前金融市场开放政策适应于我国

<sup>①</sup> 金融市场开放使用赋值法的测度结果为年度数据。而以利率平价法测度的实际资本流动性为季度数据，将其取算术平均，得到年度数据。再分别对金融市场开放、实际资本流动性进行标准化处理。标准化的处理为： $\frac{x_i - \min(x_i)}{\max(x_i) - \min(x_i)}$ 。

<sup>②</sup> 参考廖重斌，1999：《环境与经济协调发展的定量评判及其分类体系——以珠江三角洲城市群为例》，《热带地理》第 2 期。



跨境资本的实际流动性。具体来看，其特点及其原因包括以下两个方面：

表 7 耦合协调度测算结果

年份	耦合度 C 值	协调指数 T 值	耦合协调度 D 值	耦合协调程度
2002	1.0000	0.0100	0.1000	严重失调
2003	0.7987	0.2522	0.4488	濒临失调
2004	0.7398	0.3036	0.4739	濒临失调
2005	0.7326	0.3517	0.5076	勉强协调
2006	0.8167	0.4253	0.5894	勉强协调
2007	0.7242	0.5746	0.6451	初级协调
2008	0.7411	0.5923	0.6625	初级协调
2009	0.7917	0.5052	0.6324	初级协调
2010	0.7894	0.5096	0.6343	初级协调
2011	0.8501	0.4191	0.5969	勉强协调
2012	0.9513	0.3079	0.5413	勉强协调
2013	0.9232	0.3698	0.5843	勉强协调
2014	0.9388	0.4611	0.6579	初级协调
2015	0.9982	0.4211	0.6484	初级协调
2016	0.9842	0.4052	0.6315	初级协调
2017	0.9616	0.3774	0.6024	初级协调
2018	0.9685	0.7028	0.8250	良好协调
2019	0.9430	0.7212	0.8247	良好协调
2020	0.9543	0.7609	0.8521	良好协调
2021	0.9584	0.7701	0.8591	良好协调
2022	0.9880	0.8572	0.9203	优质协调

第一，我国加入 WTO 初期耦合协调度低。2002-2004 年“金融市场开放-实际资本流动性”之间的协调关系处于明显失调状态，2005 年首次突破 0.5 的协调边界，达到“勉强协调”类型。这来源于此阶段我国市场化改革还未全面推进，金融市场开放政策与跨境资本流动中的资本逐利会发生目标错位，形成两者不相协调的局面。

第二，2005-2022 年耦合协调度上升，但也有协调下降的时期。2005 年开始我国金融市场开放政策与实际资本流动性逐渐协调。2009-2012 年两者协调度下降，其主要原因可能是受到 2008 年金融危机的波及，使得跨境资本流动的动力不足，而此时我国金融市场仍沿用前几年相对激进的开放政策，如 2012 年证券业进一步开放，将境外股东持股比例从三分之一提升到 49%。2013 年两者的协调程度企稳回升，与实际资本流动性再次回升有关（如图 4）。2014 年达到“初级协调”，2015-2017 年协调度再次下滑，与图 5 的经验观测结果一致。此阶段外资金金融机构的准入门槛维持不变，而基于我国汇改进一步深化与美联储量化宽松政策退出的背景，实际资本流动性在下降；2018 年随着进一步扩大金融业对外开放措施<sup>①</sup>的落地，两者再次回到“良好协调”；随着我国市场化改革的深化，2022 年耦合协调度依旧处于

<sup>①</sup> 2018 年 4 月 11 日中国人民银行行长易纲在博鳌亚洲论坛分论坛上宣布了进一步扩大金融业对外开放的具体措施和时间表：<http://finance.people.com.cn/n1/2018/0411/c1004-29919577.html>

上升趋势。

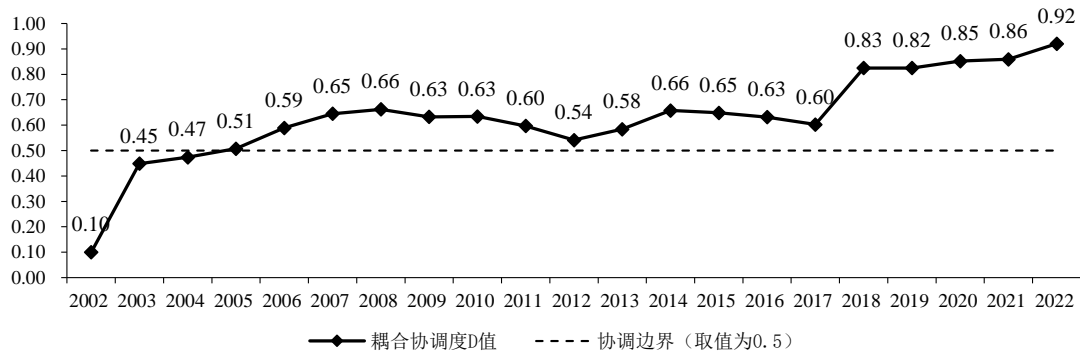


图 7 耦合协调发展趋势

### （三）跨境资本流向的结构性分析

从上述耦合协调分析中，可以确定当前我国金融市场开放处于相对合适阶段。但理论上讲，金融市场更为开放之后，跨境资本进入我国金融市场更为便捷，这难以避免跨境资本的大规模流动。而跨境资本的“大进大出”冲击可能通过不同金融行业的金融服务，导致资本流向出现结构性变化，进而影响一国的金融稳定。

在以总体规模法测度实际资本流动性的结果中，发现银行业、证券业、保险业的实际资本流动性出现明显差异性。但由于实际资本流动性强调的是“净流量变化”，无法清晰看到跨境资本流入和流出的结构性变化。此外，实际资本流动性测算的静态估计中，发现跨境资本流动与股价、GDP、汇率、国际利率有关。国际利率和汇率波动可直接或间接引起银行资产、负债市场价值的变化（Benes et al., 2014），而间接影响股票市场、债券市场的变化（张兵等，2008；傅广敏，2017），这说明跨境资本流动冲击对银行业比证券业的影响要大，产生了结构性差异。为了更为清楚地了解，随着金融市场的开放进程不断加深，跨境资本流动冲击对不同金融行业带来的影响，本文基于国际收支平衡表中的各子项目做进一步分析，观测金融市场开放进程下我国跨境资本流向的结构性变化。

#### 1. 伴随着金融市场逐步开放，跨境资本流动冲击加大

国际收支平衡表中，常用非储备性质的金融账户净头寸表示总量跨境资本流动（孙天琦和王笑笑,2020）。整体来说，随着我国逐渐开放金融市场，形成“引进来”、“走出去”的开放新格局，金融账户逐渐由“顺差”转向“逆差”，以金融账户负债为表现的资本净流入和以金融账户资产为表现的资本净流出<sup>①</sup>规模逐渐变大（如图 8）。受到跨境资本流动冲击较为明显的时期主要有美联储实行量化宽松货币政策后的 2009-2010 年、欧债危机发生的 2012-2013 年，此阶段资本流入激增<sup>②</sup>。而美联储开启加息周期的 2016 年和 2022 年发生资本外逃。全球新冠疫情最为严重的 2020 年时，则出现激增和外逃两种现象。同样面对全球经济

<sup>①</sup> 2017 年 7 月，国家外汇管理局公布《中国国际收支平衡表数据诠释文件》，明确金融账户采用净额方式记录资产负债的净变动，网址：<https://www.safe.gov.cn/safe/2017/0707/6082.html>

<sup>②</sup> 参考 Forbes & Warnock（2012）将资本流动分为四种类型：激增（Surges）表示资本流入急剧增加；骤停（Stops）表示资本流入急剧减少；外逃（Flight）表示资本流出急剧增加；撤回（Retrenchment）表示资本流出急剧减少。

环境动荡的局面下，跨境资本对金融市场处于较高开放水平的 2018-2022 时段比 2009-2013 时段带来的流动冲击更大。与此同时，跨境资本流向也发生着结构性变化。

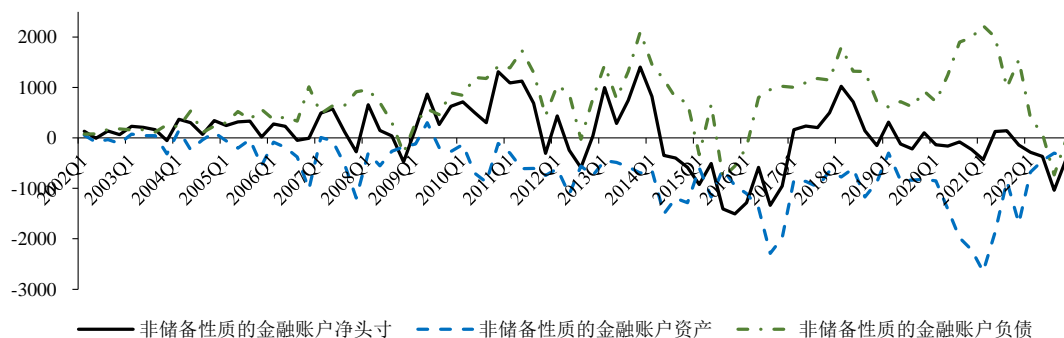


图 8 2002-2022 年非储备性质的金融账户净头寸、资产和负债的走势

数据来源：国家外汇管理局

## 2. 银行业为跨境资本流动主要渠道，全球动荡时期资本外逃现象明显

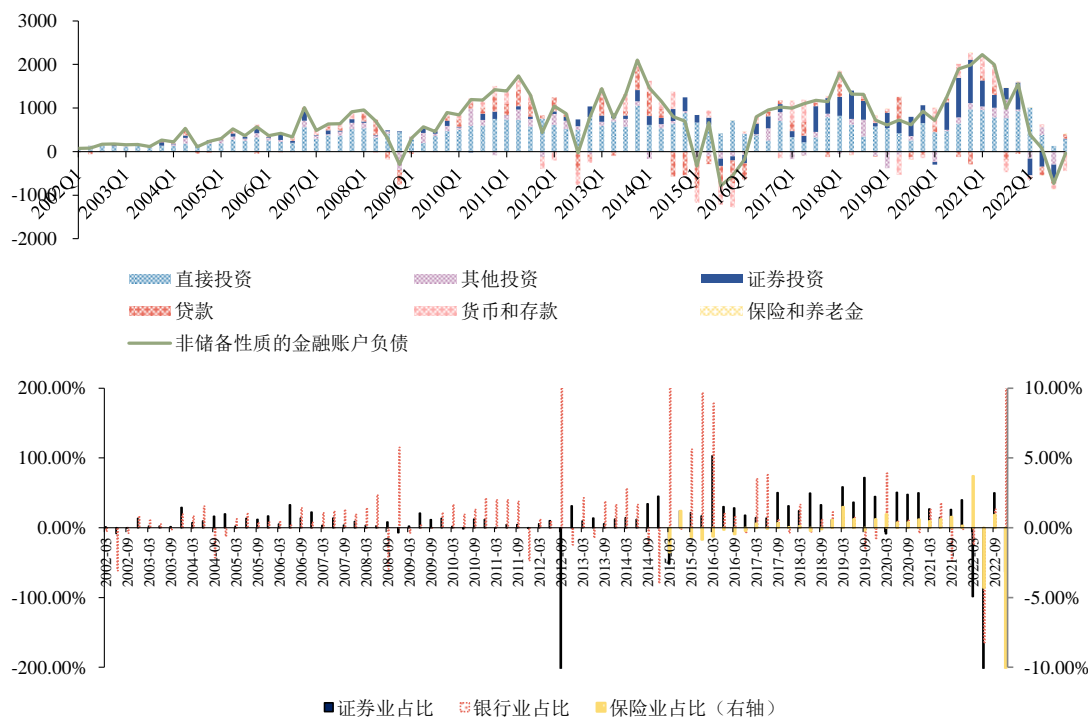


图 9 资本净流入结构分析

数据来源：国家外汇管理局

注：其他投资包括金融衍生工具、其他股权、贸易信贷等。表示流入证券业、银行业、保险业的跨境资本占比分别是证券投资负债、贷款与货币和存款负债、保险和养老金负债占非储备性质的金融账户负债的比例。

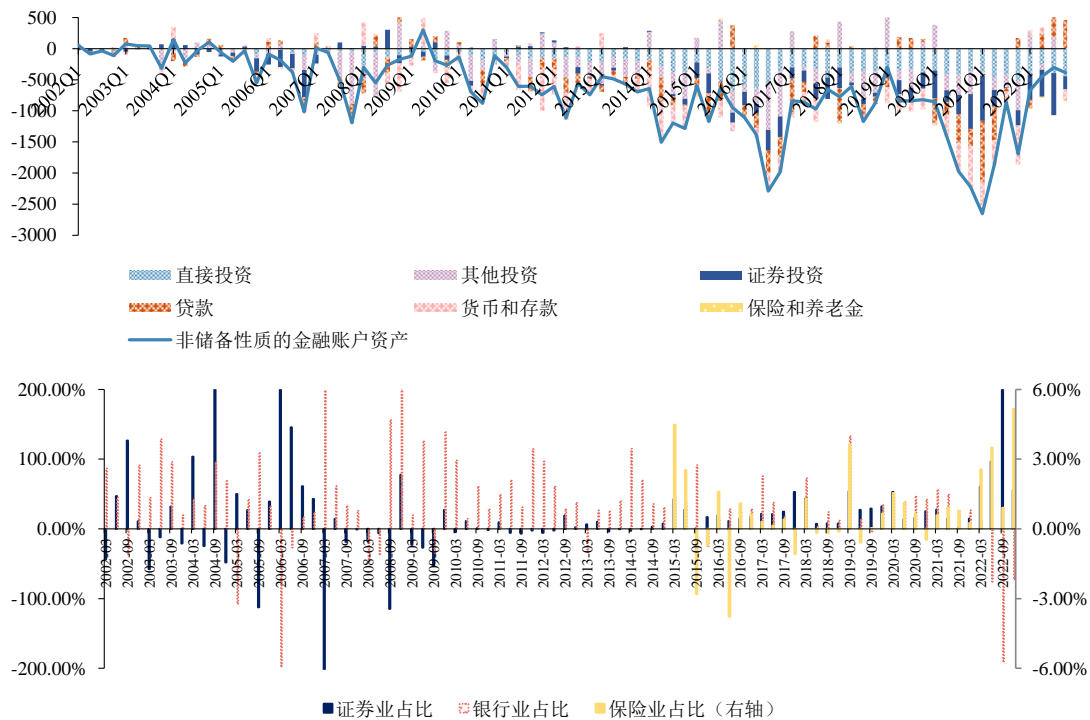


图 10 资本净流出结构分析

数据来源：国家外汇管理局

注：其他投资包括金融衍生工具、其他股权、贸易信贷等。表示流出证券业、银行业、保险业的跨境资本占比分别是证券投资资产、贷款与货币和存款资产、保险和养老金资产占非储备性质的金融账户资产的比例。

根据图 9 和图 10，可以看出银行业是跨境资本流动的主要渠道，2002-2022 年跨境资本流动占总量跨境资本流动的平均比重达 60% 以上，高于证券业和保险业。同时，资本流动性方面，银行业的实际资本流动性相较其他金融行业更强（如图 3），尤其是 2007-2009 金融危机和 2011-2013 欧债危机期间。所以，银行业的开放导致跨境资本更容易受到全球经济环境的冲击。根据图 9，2014 年随着外资银行的设立要求<sup>①</sup>放宽，出现银行业资本流入激增现象。但更多冲击影响表现为银行业资本净流入的锐减或资本净流出的剧增。如 2008 年、2012 年、2015 年和 2016 年这些年份中（如图 9），以美国为首的发达经济体金融经济状况发生逆转，加大了国内外利差导致资本流动，在我国表现为贷款、吸收存款均减少，最终呈现整体资本净流入减少。这种资本流入骤停尤其与全球动荡时期的冲击有关，资本外逃更是如此。从图 10 可以看到，2008-2009 金融危机时期和 2020-2021 新冠疫情时期出现了银行业资本外逃现象。随着金融市场开放的不断扩大，2020-2021 年银行业的资本外逃规模要高于 2008-2009 年。

### 3. 证券投资占比上升，债券类资本激增与外逃同时呈现

尽管证券业的实际资本流动性较稳定（如图 3），但其资本流动规模占比增加。从图 9 和

<sup>①</sup> 2014 年 11 月《国务院关于修改〈中华人民共和国外资银行管理条例〉的决定》中确定删去外商独资银行、中外合资银行、外国银行分行设立条件中的关于设立代表处的年限要求，放宽外资银行营业性机构经营人民币业务的条件要求等：[https://www.gov.cn/zhengce/content/2014-12/20/content\\_9309.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2014-12/20/content_9309.htm)

图 10 可以发现，2015 年以来，随着一系列金融市场开放政策的实施，我国证券类跨境资本流入从 2002 年第一季度 1.01% 攀升到 2021 年第四季度 39.83%，跨境资本流出从 2002 年第一季度 24 亿美元增加到 2022 年第一季度 411 亿美元。从境外资本净流入的角度来说，证券业的跨境资本涌入规模逐渐增加更为直观（如图 9）。尤其自 2018 年以来，我国股票指数和债券指数陆续被纳入国际主流指数，由于相当比例的跨境基金直接或间接跟踪国际指数（谭小芬等, 2023），推动境外资金流入我国规模迅速增长。具体细分看，如图 11 所示，股权投资方面，境外资金流入我国股市的规模提升速度逐步增快，并且变化较为平缓；债券投资方面，2011 年跨境资本开始适量流入债市，随着 2017 年债券通开通，债券投资的流入规模大幅攀升，2020 年出现债券类资本激增现象，2022 年美联储新一轮加息周期开启，债券投资净流入大幅减少。从境内资本净流入的角度来看，境内资金的证券投资渠道逐年增加，2014 年开始境内资金一直呈现净流出，2020-2022 年出现证券投资资本外逃现象，尤其 2021 年最为严重，达到了 728 亿美元。从图 12 证券投资净流出结构分析图中可以看到，2020 年和 2021 年主要是以股权投资形式的资本外逃，而 2022 年面对美联储加息时，中美利差持续收窄甚至 2022 年 4 月出现“倒挂”<sup>①</sup>，造成了债券投资形式的资本外逃现象。

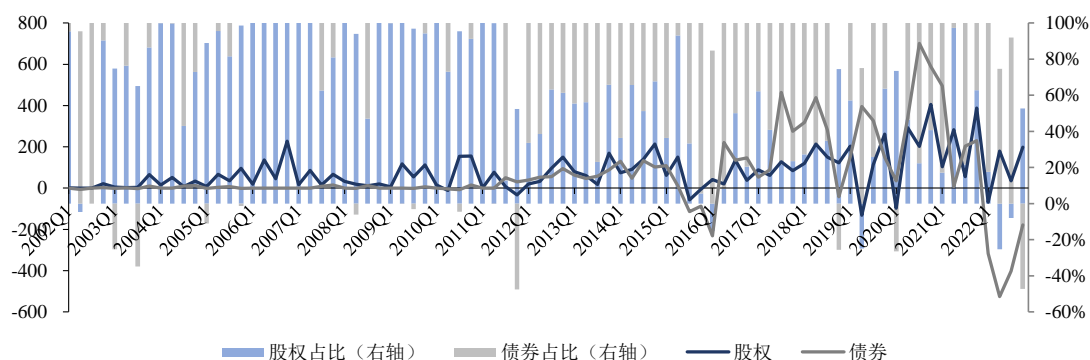


图 11 证券投资净流入结构分析

数据来源：国家外汇管理局

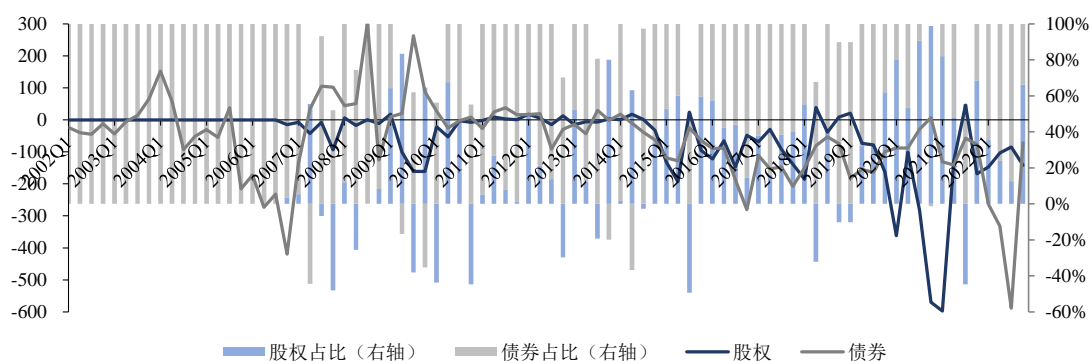


图 12 证券投资净流出结构分析

数据来源：国家外汇管理局

<sup>①</sup> 2022 年 4 月中美利差“倒挂”参考新华网：[http://www.xinhuanet.com/finance/2022-04/12/c\\_1128551403.htm](http://www.xinhuanet.com/finance/2022-04/12/c_1128551403.htm)

#### 4.保险业受到跨境资本流动冲击仍较小

保险业尽管已处于高水平开放，但其实际资本流动性相对较弱（如图 3），跨境资本流入和流出保险和养老金的规模仍旧相对小。2002-2014 年保险业中没有任何的跨境资本流动，“保险和养老金”子项目下的资产和负债数值均为 0。2015 年跨境资本流入和流出保险业开始占有一定的比例，但相较于其他子项目，占比不到 10%。2022 年后三个季度总量跨境资本净流入减少时，保险业中的跨境资本仍呈现净流入增加的趋势，不过总体来说跨境资本流动冲击对保险业的影响较小。

## 六、结论与启示

本文基于赋值法测度金融市场开放，利率平价法测算实际资本流动性，通过耦合协调模型对两者进行协调度分析，更为精准判断两者之间的内在联系和协调程度，同时考察实际资本流动性和资本流向的结构性变化，研究发现：第一，我国金融市场开放遵循“银行业-保险业-证券业”的顺序，目前已处于较高水平；而实际资本流动性呈“N”型趋势。第二，目前我国金融市场开放与实际资本流动性呈现优质协调，表明我国金融市场正处于相对合适的开放阶段。第三，随着金融市场开放水平逐渐升高，跨境资本流动冲击表现为结构性因素，银行业仍是主要跨境资本流动渠道，但证券业流动规模占比上升显著，保险业规模仍相对小，流向银行业的跨境资本更容易受全球经济环境影响。

总体来说，我国正在逐渐放开金融市场的准入条件和经营范围，即使现阶段与资本的实际流动性相适应，但也要注意跨境资本大规模流动可能会带来的风险，尤其银行业当前处于高水平开放，并且是跨境资金流入和流出的主要渠道；同时关注证券市场中跨境资本的频繁波动带来的冲击。面对当前发达经济体逐渐走向衰退、地缘政治风险凸起、我国宏观经济处于较弱基本面的情况下，一旦形成大规模的资本外逃热潮，容易爆发金融、经济危机，甚至可能导致货币危机的发生。

基于此，本文主要提出四方面建议：第一，注重金融市场开放政策推进的节奏和安全，运用审慎性条件综合评估申请人资质，吸引专业的优质外资金融机构进入，优化金融供给。第二，继续完善“宏观审慎+微观监管”的管理框架，一方面加强宏观审慎管理能力，及时调整跨境融资宏观审慎调节系数、境外放款宏观审慎调节系数等参数，平滑跨境资本流动的顺周期特征；另一方面加强对银行微观主体的监管，可通过提高其资本充足率等流动性指标，以缓解全球经济动荡不安下的跨境资本流动冲击。第三，完善跨境资本流动监测预警体系，强化跟踪跨境资本流动的规模、流向、投资者结构等多方面，尤其面对全球金融状况发生逆转时，着重关注易受波动的证券市场跨境投资行为和资本流动情况，以免扩大跨境资本流动冲击。第四，继续鼓励外资保险业金融机构参与养老领域的市场建设，学习国际先进技术和经验，为我国金融市场带来长期稳定资金的同时，促进保险业的健康发展。

## 参考文献:

- 卞学宇、范爱军, 2014: 《金砖国家国际资本流动性度量及比较研究》, 《南开经济研究》第 5 期。
- 戴金平、范猛、沈文慧, 2020: 《中国金融开放的测度与评估》, 《中国外汇》第 17 期。
- 范爱军、卞学宇, 2013: 《跨期消费平滑模型与中国国际资本流动性度量——兼析汇率因素的影响》, 《国际金融研究》第 3 期。
- 傅广敏, 2017: 《美联储加息、人民币汇率与价格波动》, 《国际贸易问题》第 3 期。
- 何德旭、姚战琪、余升国, 2006: 《资本流动性: 基于中国及其他亚洲新兴国家的比较分析》, 《经济研究》第 9 期。
- 黄昌利、黄志刚, 2018: 《开放经济下中国的货币需求函数——基于 ARDL 边限检验法的证据》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- 贾宪军, 2014: 《金融资本跨境流动与储备货币地位——基于日元经验的研究》, 《国际金融研究》第 8 期。
- 刘柏、张艾莲、胡思遥, 2019: 《跨境资本流动、度量方法筛选与金融风险防范》, 《南开经济研究》第 5 期。
- 孙天琦、王笑笑, 2020: 《内外部金融周期差异如何影响中国跨境资本流动?》, 《金融研究》第 3 期。
- 谭小芬、虞梦微、王欣康, 2023: 《跨境资本流动的新特征、新风险及其政策建议》, 《国际金融研究》第 4 期。
- 万晓莉、霍德明、陈斌开, 2010: 《中国货币需求长期是否稳定?》, 《经济研究》第 1 期。
- 项后军、潘锡泉, 2011: 《开放框架下包含资产因素的中国货币需求函数研究》, 《经济科学》第 5 期。
- 杨荣海、李亚波, 2017: 《资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析》, 《经济研究》第 1 期。
- 易纲, 2019: 《继续扩大金融业开放 推动经济高质量发展》, 《宏观经济管理》第 04 期。
- 张兵、封思贤、李心丹等, 2008: 《汇率与股价变动关系: 基于汇改后数据的实证研究》, 《经济研究》第 9 期。
- 张金清、刘庆富, 2007: 《中国金融对外开放的测度与国际比较研究》, 《国际金融研究》第 12 期。
- 张金清、赵伟、刘庆富, 2008: 《“资本账户开放”与“金融开放”内在关系的剖析》, 《复旦学报(社会科学版)》第 5 期。
- 中国人民银行研究局课题组, 2002: 《中国股票市场发展与货币政策完善》, 《金融研究》第 4 期。
- Abiad A., and A. Mody, 2005, “Financial Reform: What Shakes It? What Shapes It?”, *American Economic Review*, 95(1), 66—88.
- Al-Jassar S., and I.A. Moosa, 2020, “Empirical evidence on international capital immobility: a consumption-based approach”, *International Review of Applied Economics*, 34(2), 175—192.
- Banuri T., and J.B. Schor, 1992, “Financial Openness and National Autonomy”. Oxford University Press.
- Bekaert G., and C.R. Harvey, 1995, “Time-Varying World Market Integration”, *The Journal of Finance*, 50(2), 403—444.
- Bekaert G., C. Harvey, and C. Lundblad, 2005, “Does financial liberalization spur growth?”, *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3—55.
- Bekaert G., C.R. Harvey, and C. Lundblad, 2006, “Growth volatility and financial liberalization”, *Journal of International Money and Finance*, 25(3), 370—403.
- Benes J., M. Kumhof, and D. Laxton, 2014, “Financial Crises in DSGE Models: A Prototype Model”, International Monetary Fund IMF Working Papers, No. 2014/057.
- Chinn M., and H. Ito, 2002, “Capital Account Liberalization, Institutions and Financial Development: Cross Country Evidence”, National Bureau of Economic Research, No. w8967.
- Chinn M., and H. Ito, 2006, “What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions”, *Journal of Development Economics*, 81(1), 163—192.
- Chinn M.D., and H. Ito, 2008, “A New Measure of Financial Openness”, *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 10(3), 309—322.
- Claessens S., and T. Glaessner, 1998, “The internationalization of financial services in Asia”. The World Bank(1998-04-30).
- Clark W., M. Hallerberg, M. Keil, et al., 2012, “Measures of financial openness and interdependence”, *Journal of Financial Economic Policy*, 4, 58—75.
- Dooley M., D. Mathieson, and L. Rojas-Suarez, 1997, “Capital Mobility and Exchange Market Intervention in Developing Countries”, National Bureau of Economic Research, No. w6247.
- Drakos A.A., G.P. Kouretas, and P. Vlamis, 2018, “Saving, investment and capital mobility in EU member countries: a panel data

- analysis of the Feldstein–Horioka puzzle”, *Applied Economics*, 50(34–35), 3798–3811.
- Dreher A., 2006, “Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization”, *Applied Economics*, 38(10), 1091–1110.
- Edison H.J., M.W. Klein, L.A. Ricci, et al., 2002, “Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis”, *IMF Staff Papers*, 51, 220–256.
- Edison H.J., and F.E. Warnock, 2001, “A Simple Measure of the Intensity of Capital Controls”, *International Finance Discussion Paper*, 2001(708r), 1–40.
- Edwards S., and M.S. Khan, 1985, “Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework”, *Staff Papers - International Monetary Fund*, 32(3), 377.
- Feldstein M., and C. Horioka, 1980, “Domestic Savings and International Capital Flows”, *Economic Journal*, 90.
- Forbes K.J., and F.E. Warnock, 2012, “Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment”, *Journal of International Economics*, 88(2), 235–251.
- Garrett G., 1995, “Capital mobility, trade, and the domestic politics of economic policy”, *International Organization*, 49(4), 657–687.
- Ghosh A.R., 1995, “International Capital Mobility Amongst the Major Industrialised Countries: Too Little or Too Much?”, *The Economic Journal*, 105(428), 107.
- Gygli S., F. Haelg, N. Potrafke, et al., 2019, “The KOF Globalisation Index – revisited”, *The Review of International Organizations*, 14(3), 543–574.
- Haque N.U., and P. Montiel, 1991, “Capital mobility in developing countries: Some empirical tests”, *World Development*, 19(10), 1391–1398.
- Ito H., and M. Kawai, 2012, “New Measures of the Trilemma Hypothesis: Implications for Asia”, *SSRN Electronic Journal*.
- Kaminsky G.L., and S.L. Schmukler, 2008, “Short-Run Pain, Long-Run Gain: Financial Liberalization and Stock Market Cycles\*”, *Review of Finance*, 12(2), 253–292.
- Kim D.-H., J. Hsieh, and S.-C. Lin, 2021, “Financial liberalization, political institutions, and income inequality”, *Empirical Economics*, 60(3), 1245–1281.
- Klein M., 2005, “Capital Account Liberalization, Institutional Quality and Economic Growth: Theory and Evidence”, National Bureau of Economic Research, No. w11112.
- Ko J., and Y. Funashima, 2019, “On the Sources of the Feldstein–Horioka Puzzle across Time and Frequencies”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(4), 889–910.
- Lane P., and G.M. Milesi-Ferretti, 2007, “The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004”, *Journal of International Economics*, 73(2), 223–250.
- Leblang D.A., 1997, “Domestic and Systemic Determinants of Capital Controls in the Developed and Developing World”, *International Studies Quarterly*, 41(3), 435–454.
- Li Yangfan, Yi Li, Y. Zhou, et al., 2012, “Investigation of a coupling model of coordination between urbanization and the environment”, *Journal of Environmental Management*, 98, 127–133.
- Li J., W. Yuan, X. Qin, et al., 2022, “Coupling coordination degree for urban green growth between public demand and government supply in urban agglomeration: A case study from China”, *Journal of Environmental Management*, 304, 114209.
- Liu L., Y. Zhang, J. Zhang, et al., 2020, “Coupling Coordination Degree of Government Support, Financial Support and Innovation and its Impact on Economic Development”, *IEEE Access*, 8, 104039–104051.
- Makin A.J., and S. Ratnasiri, 2023, “New estimates of international capital mobility for select OECD economies”, *International Review of Economics & Finance*, 86, 127–138.
- Mattoo A., 2000, “Financial Services and the WTO: Liberalisation Commitments of the Developing and Transition Economies”, *The World Economy*, 23, 351–386.



- Miniane J., 2004, "A New Set of Measures on Capital Account Restrictions", *IMF Staff Papers*, 51(2).
- Mody A., and A. Murshid, 2005, "Growing up with capital flows", *Journal of International Economics*, 65(1), 249—266.
- Montiel P.J., 1994, "Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates", *The World Bank Economic Review*, 8(3), 311—350.
- Ogawa H., J. Oshiro, and Y. Sato, 2016, "Capital Mobility-Resource Gains or Losses? How, When, and for Whom?: Capital Mobility", *Journal of Public Economic Theory*, 18(3), 417—450.
- Padhan R., and K.P. Prabheesh, 2022, "A Survey of Literature on Measurement of Financial Integration: Need, Challenges, and Classification", *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(3), 790—811.
- Pontines V., 2002, "(FSA) in the Financial Liberalization Efforts of APEC Economies"(2002).
- Quinn D., 1997, "The Correlates of Change in International Financial Regulation", *American Political Science Review*, 91(3), 531—551.
- Quinn D.P., and R. Jacobson, 1989, "Industrial Policy through the Restriction of Capital Flows: A Test of Several Claims Made about Industrial Policy", *American Journal of Political Science*, 33(3), 700.
- Quinn D., M. Schindler, and A.M. Toyoda, 2011, "Assessing Measures of Financial Openness and Integration", *IMF Economic Review*, 59(3), 488—522.
- Quinn D., and A. Toyoda, 2007, "Ideology and Voter Preferences As Determinants Of Financial Globalization", *American Journal of Political Science*, 51, 344—363.
- Quinn D.P., and A.M. Toyoda, 2008, "Does Capital Account Liberalization Lead To Growth", *Review of Financial Studies*, 21, 1403—1449.
- Schindler M., 2009, "Measuring Financial Integration: A New Data Set", *IMF Staff Papers*, 56(1), 222—238.
- Singh T., 2016, "Rhetorics of saving–investment correlations and the international mobility of capital: A survey", *The Journal of International Trade & Economic Development*, 25(5), 636—690.
- Valckx N., 2002, "WTO Financial Services Liberalization: Measurement, Choice and Impact on Financial Stability". .

# **Has the China's Financial Market Openness Coordinated with Real Capital Mobility? -The Analysis Based on Coupling Model**

**Abstract:** In recent years, China has been continuously advancing and deepening the openness of its financial market. An appropriate policy for financial market openness should reflect the ability to optimize capital allocation. By using the method for value being attached, a comprehensive assessment of China's financial market openness is conducted, incorporating detailed policy evolution and significantly expanding the capacity of method for value being attached to accommodate policy data. Additionally, the method of interest rate parity is employed to examine the real capital mobility that reflects resource allocation optimization. Subsequently, the coupling model is applied to analyze the coordination between the openness of China's financial market and the real capital mobility. The study reveals that China's financial market openness has been continuously improving and is currently at a relatively high level. During this process of increasing financial market openness, it gradually approaches a state of coordination with real capital mobility. As financial market openness continues to expand, the impact of cross-border capital flows exhibits structural characteristics across different financial sectors, with the banking industry being the most susceptible. Based on these findings, policy recommendations are proposed, including optimizing financial supply, strengthening macro-prudential policies and micro-regulation of banks, improving the monitoring and early warning system for cross-border capital flows, and paying attention to the scale growth and fluctuations of the securities market and insurance industry.

**Key words:** Financial Market Openness, Method for Value Being Attached, Capital Mobility, Interest Rate Parity, Coupling Model.