

A股相对H股和ADR价差分析： 兼论汇率改革和金融开放的政策效果

张雪春 徐瑞慧 刘学¹

摘要：本文从微观、中观、宏观层面探讨了影响A-ADR和AH溢价的因素。通过2002年1月至2020年6月间中、港、美交叉上市股票交易日的收盘股价差分析发现，116对交叉上市股票的AH溢价平均为35%，9对三地上市股票的AH溢价为34%而A-ADR溢价平均约为30%，两类溢价均在2014年底出现系统性跳升。实证分析表明，微观因素对溢价的解释力远超宏观和中观因素。其中，股息率、金融开放度是对股票溢价影响最大的两个因素，对A-ADR影响显著的另一个因素是个股流动性，而对AH溢价解释能力最强的其它因素还包括市场情绪和融资融券。为检验汇率改革和金融开放的政策效果，本文构建了一个两期经济的两国模型，证明在通常情景下汇率预期和金融开放程度的提升都能缩小价差，并通过数值方法模拟了在更特殊的情景下这两大因素对价差的影响。实证分析印证了模型的推导，也验证了汇率改革和金融开放的成效。本文的实证结果对增强A股的价格发现功能、提升资本市场的配置效率有多重涵义。

Abstract: This paper explores the micro-, meso- and macro-level determinants of the AH and A-ADR premiums using share price data from cross-listed companies over 2002-2020. During the period, the 9 pairs of shares listed in all three markets averaged an A-ADR premium around 30% and AH premium of 34%, while the weighted average AH premium of 116 pairs was 35%. Both types of premiums surged after the introduction of Shanghai-Hong Kong Stock Connect (SH Connect) in November 2014. Our empirical analyses find that micro factors weigh much more in explaining both types of premiums, and dividend ratio and financial openness are the two most important determinants. Besides, individual share liquidity is important for A-ADR premium, and market sentiment has a significant impact on AH premium. To test the policy impacts of foreign exchange rate reform and financial openness, we construct a two-stage two-country model, and prove that in certain scenarios, both can help to reduce price differences. The results also hold when we simulate the impacts of these two policy changes on premiums in a more generalized scenario numerically. Our empirical analyses also confirm the results of the model. The findings have

¹作者均就职于中国人民银行，邮政编码：100800；电子邮箱：zxuechun@pbc.gov.cn, xruihui@pbc.gov.cn, lxue@pbc.gov.cn。本文为国家自然科学基金重点项目“中国金融体系的演化规律和变革管理”（71733004）的阶段性成果。作者感谢朱悦（南方集团）、秦朵（伦敦大学）、董丰（清华大学）有价值的建议。本文内容为作者个人观点，不代表人民银行，文责自负。

multiple policy implications for promoting the price discovery capacity of A-shares and the resource allocation of capital markets in China.

关键词：A 股、H 股、ADR、交叉上市、汇率、金融开放

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.

一、引言

现代中国股市刚刚走到第 30 个年头，已经成为全球第二大股票市场，但在上市公司治理、信息披露、交易规则等多方面距发达市场仍有差距。中国股市早年融资能力有限，近年依然面临上市要求、交易规则等限制，使得不少中资企业选择海外上市或多地交叉上市，以期吸引海外资金、增强公司治理、提升国际信誉、拓展海外市场。交叉上市还有利于国际投资者增加投资选择，发达国家投资者得以在本地或熟悉的市场中投资部分资本项目不够开放的新兴市场国家的优质企业（SEC，2012²），部分新兴市场的投资者也愿意投资本国在美国的 ADR（Auguste 等，2006）。

学术界最关注的是交叉上市企业股票的价格差异。多数研究发现发达国家之间交叉上市的股票价差很小，而对发达与不发达国家市场交叉上市企业，发达市场的股价高于不发达市场的股价（Jithendranathan 等 2000；Bae 等，2008；Stigler 等，2010）。中国交叉上市企业的股价差异与上述规律不同。一是 A 股相对美国存托凭证（ADR）及港股（H）持续大幅溢价（以下分别简称 A-ADR 溢价、AH 溢价），二是在 2014 年底港股通推出之后，市场联通增强了，但 A-ADR 及 AH 溢价反而出现系统性跳升（张雪春等，2020）。

参照恒生 AH 溢价率指数的计算方法，我们构建了月度的 A-ADR 溢价率指数和 AH 溢价率指数³，2002 年 1 月至 2020 年 6 月期间，9 家三地上市企业的

² SEC, “Investor Bulletin: American Depositary Receipts”, August 2012.

³ 考虑到每份 ADR 所代表的股票份数（A 股）存在差异，在指数计算中，我们将流通股数折算为 ADR 份数，相应的价格也换算为每份 ADR 对应的美元价格。具体计算公式如下：

$$A-ADR \text{ 溢价率指数}_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^9 A \text{ 股的隐含 ADR 价格}_{i,t} * \text{总流通股数}_{i,t} / \text{每份 DR 代表股份数}_{i,t}}{\sum_{i=1}^9 ADR \text{ 价格}_{i,t} * \text{总流通股数}_{i,t} / \text{每份 DR 代表股份数}_{i,t}},$$
$$ADR-H \text{ 溢价率指数}_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^{15} ADR \text{ 价格}_{i,t} (\text{美元}) * \text{总流通股数}_{i,t} / \text{每份 DR 代表股份数}_{i,t}}{\sum_{i=1}^{15} H \text{ 股的隐含 ADR 价格}_{i,t} (\text{美元}) * \text{总流通股数}_{i,t} / \text{每份 DR 代表股份数}_{i,t}},$$

其中， i 指代股票， t 指代时间，每份 DR 代表股份数 $_{i,t}$ 随时间变化是由于部分股票调整过每份 ADR 所代表的股票份数，A 股的隐含 ADR 价格 $_{i,t} = \frac{A \text{ 股的人民币价格}_{i,t}}{\text{美元兑人民币即期汇率}_t}$ ，每份 DR 代表股份数 $_{i,t}$ ，

AH 溢价率指数平均为 143.4，A-ADR 溢价率指数平均为 142.0，而香港金融市场较为发达，H 股相对 ADR 价格折价不足 1%（图 1）。本文因此重点关注 AH、A-ADR 溢价及原因。

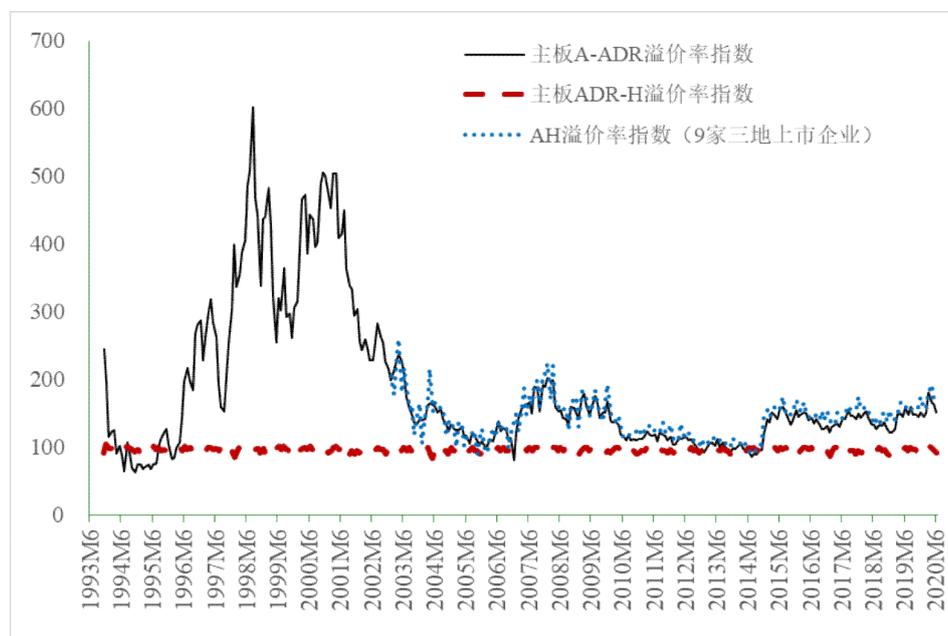


图 1: A 股和 H 股相对 ADR 溢价率

注：ADR-H 溢价率指数基于 15 支在美股主板、H 股交叉上市的中国企业股票；A-ADR 溢价率指数、AH 溢价率指数基于其中 9 支三地（A 股、H 股、美股）挂牌的中国企业股票。

根据宏观经济、境内金融改革、境外市场环境等因素的变化，A 股相对 ADR 和 H 股溢价率演变大致分为四个阶段。第一阶段（1993-2003 年）A-ADR 溢价率维持高位（均值 263.5）。国内股票市场融资能力较低，优质上市企业不多但受到投资者追捧，在境外挂牌中国企业数量较少，交易不活跃，估值偏低。第二阶段（2004-2009 年）A-ADR 溢价率指数显著缩小至 144.4，9 家三地上市企业的 AH 溢价率指数为 149.0。期间，境内金融市场改革、股市扩容促进股市定价效率显著提升。随着中国经济向好、对外开放持续推进，境外投资者对中国企业的投资热情上升，中国概念股在境外资本市场上供需两旺，估值上升。第三阶段（2010-2014 年）A-ADR 溢价率进一步缩小至 108.7，9 家三地上市企业的 AH 溢价率指数为 116.7 国际金融危机后中概股获得了更多国际投资者的重视；2013 年后，阿里巴巴、京东、微博等行业龙头赴美挂牌，拉动 ADR 价格攀升。第四阶段（2015 年以来）A-ADR 溢价率再度提高至 143.2，9 家三地上市企业的 AH 溢价率指数为 153.9。本阶段的重要事件包括 2014 年底启动沪港通、2015 年

H 股的隐含 ADR 价格 $\frac{\text{H 股的港币价格}_{i,t}}{\text{美元兑港币即期汇率}_t}$ · 每份 DR 代表股份数 $_{i,t}$ 。ADR-H 溢价率通过类似方法计算。AH 溢价率指数参照恒生 AH 溢价率指数构建，即 AH 溢价率指数 $_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^9 \text{A 股价格}_{i,t} \cdot \text{总流通股数}_{i,t}}{\sum_{i=1}^9 \text{H 股价格}_{i,t} \cdot \text{港元兑人民币汇率}_t \cdot \text{总流通股数}_{i,t}}$ 。

股市震荡等。2020年以来，瑞幸咖啡等财务造假事件引发了中概股信任危机，加上地缘政治风险加剧，带动美国中概股估值走低，A-ADR溢价率有所上升。

本文以2002年1月至2020年6月间116对A-H中资企业股票（其中9支三地同时上市）的相关数据为样本，比较了交叉上市的A-ADR及AH溢价，从微观、中观及宏观层面全方位探讨股价差异的原因。为验证汇率改革和金融开放的政策效果，我们构建了一个两期经济的两国模型，证明在一定情景下汇率预期和金融开放程度的提升都能缩小价差，并通过数值方法模拟了在更一般的情景下这两大因素对价差的影响。实证分析不仅验证汇率改革、金融开放（沪港通的出台和融资融券政策）等多项宏观政策的效果，还辨析了中观（市场情绪）、微观层面（股息率、投机动机、个股流动性、信息不对称）因素对价差变化的影响程度。

本文对该领域学术研究的主要贡献包括：第一，构建一致的模型框架，系统性探讨汇率预期、金融开放、信息不对称和卖空机制对价差的影响。此前的多数理论模型在无限期经济框架下进行定量分析，仅考虑一种因素（Greenwood等，2018；Eichler等，2009；Stulz & Wasserfallen，1995；Chen等，2002）。这是因为这些理论模型大多基于“戈登股价模型”，围绕股票分红贴现和投机动机等相关因素和异质性开展研究（Mei等，2009），难以在统一的框架下探讨不同因素、股市交易制度改革、金融开放政策等的影响。第二，从个股层面分析各类因素对AH、A-ADR价差的在2015年出现系统性跳升的影响，并从缩小跨市场价差角度考察了汇率改革和金融开放的政策效果。此前，仅有张雪春等（2020）从宏观层面研究了恒生AH溢价指数在港股通之后发生显著变化的原因。第三，分辨不同指标在价差解释力方面的相对重要性，实证模型的解释力远超多数个股实证分析。第四，将相关研究的观察期更新至2020年6月，并在分析ADR溢价率时，剔除在美国OTC市场交叉上市的门槛极低、交易不活跃的中资企业股票（Arquette等，2008），保障研究结果的有效性，同时辅以大样本AH股票对的溢价率分析，提供了结果的稳健性检验和额外的启示。

本文第二部分梳理了交叉上市股价差异的相关文献。第三部分构建一个两期经济的两国模型，评估汇率预期和金融开放程度等因素对价差的影响。第四部分通过实证分析A-ADR溢价、AH溢价及其变化原因。第五部分为结论和政策建议。

二、文献综述

根据“一价定理”，如果两种商品或资产可交易，其价格将不断接近直至趋同；如果市场割裂，价格差异则不能消除（Lamont & Thaler，2003）。对于交叉上市企业的股票价格而言，价差的主要原因可以分为不同市场的资本流动和汇率制度安排（宏观层面）、交易机制及市场流动性差异（中观层面）、以及个股流动性、信息不对称及股票供应量（微观层面）等多类。

（一）宏观因素对交叉上市股价差异的影响

内地、香港、美国市场宏观层面的区别主要包括资金流动自由度和汇率安排。香港和美国早已实现资本自由流动，但内地股市一级市场开放以及个人对外投资仍然受限，资本项目可兑换尚未完全实现。此外，美元是国际主要储备货币，是不少其它货币的锚。港币一直采取盯住美元的货币局制度，汇率长期保持在较小的区间内，接近固定汇率制。人民币兑美元近年来采取参考一篮子有管理的浮动机制，而且经历了多次提高灵活度的改革。其中最值得关注的是 2015 年 811 汇改以及 2019 年 8 月人民币兑美元汇率破 7。前者指的是调整人民币对美元汇率中间价报价机制，做市商参考上日银行间外汇市场收盘汇率，向中国外汇交易中心提供中间价报价，这一调整标志着人民币兑美元汇率更加真实地反映外汇市场的供求关系。后者指的是 2019 年 8 月，人民币兑美元汇率突破 7，此后，7 不再成为人民币汇率的上限，而汇率灵活性上升也加大了货币政策的灵活度。

不少研究证实了汇率对价差的影响。汇率预期影响价差的文献较多，共识是人民币预期贬值（或美元预期升值）将扩大 A-H 或 A-ADR 价差。已有的实证研究支持汇率预期对价差的影响（Grammig 等，2005；Arquette 等，2008；Eichler 等，2009；Eichler，2011；Grossmann 等，2017），其中，Arquette 等（2008）发现汇率预期可以解释 A-H 和 A-ADR 的 40% 的价差变化。汇率制度的变化对价差带来影响也被实证研究所支持（李媛和吴菲菲，2016）。

市场开放程度对价差影响是通过市场分割带来的定价差异来实现或传导的（Hietala，1989；Baruch 等，2007；Gagnon & Karolyi，2010；Goldstein et al.，2014；Greenwood 等，2018；Ding 等，2020）。资本管制是破坏“一价定律”条件的制度因素。胡章宏和王晓坤（2008）通过实证研究认为，A-H 股价差的根源在于两地股票市场分割以及内地资本流动的限制。Auguste 等（2006）通过阿根廷和委内瑞拉在 21 世纪初实施资本管制时期的数据发现，资本外流管制通过影响本国市场的需求使得本国股票的价格高于 ADR 的价格。但有的文章也不认可资本流动管制对 ADR 价差的作用，例如 Rabinovitch 等（2003）发现价差更多取决于交易成本和流动性，而非资本流动管制。

近年，沪深港通开通对 A 股 H 股溢价的影响倍受关注。Chan & Kwok（2015）、Nishimura 等（2018）等研究表明，沪港通提高了 A 股和 H 股的价格发现能力。张雪春等（2020）提出 AH 溢价港股通（2014 年底）之后出现系统性跳升，并发现美元指数和投资者对中国经济的预期可以解释 AH 溢价指数的上升。其它研究的关注点是沪深港通是否提升了资金流动以及市场联系紧密程度。Burdekin & Siklos（2018）、陆瑶等（2018）研究表明，沪深港通带来的南向和北向资金对 A 股 H 股溢价影响不显著。虽然沪深港通后两市指数关系（Huo 等，2018；Ma 等，2019）和个股价格的协同性（Chan & Kwok，2015）有所加强，但两市的紧密程度并未上升（Ma 等，2019）。

（二）中观因素对交叉上市股价差异的影响

中观因素主要包括股市各种制度安排以及投资者结构。美国和香港股市的交

易制度代表了全球市场先进的理念与实践，而中国股市则有所不同。一般认为，以美国为代表的发达股市有较为周全的 IPO 上市退市要求和程序，完备的信息披露机制，各种风险管理工具，以及严格的公司治理。而 A 股市场工具不够丰富，其他配套制度尤其是信息披露机制有待完善。此外，A 股市场投资者以散户为主，缺乏长期投资者，交易的投机性较强，换手率高，投资期限较短。例如，A 股海外投资者（约 3%）和机构投资者（20%）占比远低于 H 股（分别为 46% 和 60%以上）和美国股市（分别为 16%和 62.4%）。

主流观点认为，美国和香港股市的交易制度和市场工具更有利于价格发现、股票交易和风险管理。ADR 和 H 股在新股发行、回购、退市制度等方面更为成熟，增发和配股等工具更加灵活，而交易时间、涨跌停板、融资融券业务等方面与 A 股市场不同，这些制度安排使 ADR 和 H 股市场的流动性理论上优于 A 股市场。例如，A 股市场采用 T+1 交易方式，而美国、香港股市则实行 T+0，后者有利于投资者进行短线交易，但也对投资者的风险管理水平提出了更高的要求。另外，A 股市场对一般股票有 10%的涨跌幅限制，而美国、香港市场没有这种限制。此外，美国、香港的结构性和衍生品种类更加丰富，而 A 股没有裸卖空机制，加上我国尚未实现资本项目可兑换，阻碍了跨市场套戥行为。

部分研究注意到了放开卖空约束也有助于缩小价差。比如，黄瑜琴等（2015）发现融券制度有助于缩小 2009 到 2013 年 57 家 AH 股上市公司 AH 溢价。Blau 等（2012）发现，如果母国限制股票卖空，则对应国家的 ADR 更经常受到短暂价值错估、更易在美国被卖空。

美国市场情绪影响 ADR 价格乃至 ADR 溢价被很多文章证实（Grossmann 等，2007；Chan 等，2008；Chen & Zhou，2009；Wu & Chen，2015；Wu 等，2017）。Kadiyala & Kadiyala（2004）和 Arquette 等（2008）发现上市企业和市场情绪都对 A-ADR 价差有显著影响。

（三）微观因素对交叉上市股价差异的影响

个股流动性、信息不对称、股票供给等微观因素向价差的传导机制不尽相同。Chan 等（2008）和 Atanasova & Li（2018）都发现流动性影响 ADR 与其母国股价的差异，后者认为市场流动性向股票价差的传导机制为机构交易及股票的持有成本。Amihud（2002）认为缺乏流动性的股票价格中往往包含流动性溢价补偿成分，Amihud 等（2015）进一步提出了全球股票市场存在显著的正非流动性回报溢价的证据。

不少实证研究验证了信息不对称假说，即信息差异程度越小、价差也将越小（胡章宏和王晓坤，2008；陈学胜和周学民，2009；陈学胜和覃家琦，2013；Pascual 等，2006；Chen & Choi，2012；Frijns & Zwinkels，2018）。Sun & Tong（2000）则把上市公司规模作为衡量信息不对称指标，认为大公司知名度较小公司高，信息量较多，信息不对称程度较低，该指标对 A 股与 B 股 / H 股价差有很强解释力。Beckmann 等（2015）基于 1995-2012 年 33 个国家 482 家公司的 ADR 相关数据，发现信息不对称在很大程度上导致了 ADR 错误定价。陆瑶等（2018）A、

H 股市场的信息差异是 A-H 股在沪港通通实施后的短期内价差扩大的主要原因。此外，Wu 等（2020）指出，股票的相对供应量可以解释近 53% 的 AH 溢价，如果中国股票供应增加，AH 溢价就会下降。

三、基本模型

已有的关于资产价格和价差的理论研究大多探讨单个因素的影响，或者在无限期经济框架下进行定量分析。首先，金融开放对价差的影响大多以市场分割理论为基础，本文参考了 Errunza & Losq（1985，1989）、Alexander 等（1987）、Domowitz 等（1997）、Baruch 等（2007）、Greenwood 等（2018）和 Pavlidis & Vasilopoulos（2020）的分析方法。第二，汇率预期的对资产价格和价差的影响理论上比较直观，本文借鉴了 Eichler 等（2011）这方面的分析方法。第三，信息不对称或信息摩擦对价差的影响主要是基于 Grossman & Stiglitz（1980）的框架，本节在此基础上参照了 Stulz & Wasserfallen（1995）的本国投资者具有信息优势的设定。第四，卖空约束对资产价格影响的讨论最早由 Miller（1977）和 Ross（1977）提出，当前基于卖空约束的资产定价与价差的理论研究主要是基于 Miller（1977）和 Harrison & Kreps（1978）的框架，即引入投资者异质性预期（Chen 等，2002），本文卖空约束部分也因此引入异质性预期。也有一些文献在同一个理论框架讨论多个因素对资产价格和价差的影响，比如，Diamond & Verrecchia（1987）和 Hong & Stein（2003）同时考虑了信息摩擦与卖空约束对资产价格的影响，这些研究为我们的模型扩展到多个因素的分析提供了借鉴。

本文借鉴上述理论模型，尝试在一个模型中同时探讨金融开放、汇率预期、信息摩擦及卖空约束对交叉上市股价价差的影响。为避免无限期经济框架下定量的计算复杂性，我们设定一个简单的两期经济，对这些因素的价差影响进行定性分析。具体来说，假设本国企业可以在本国和境外两个市场发行权益性证券（后文统一称之为风险资产）进行融资，比如在本国的企业为中资企业，可以在境内的上交所或深交所发行股票，同时也可以在海外的港交所发行股票，或同时在美国市场上发行 ADR 来进行融资。由于存在金融市场不完全开放带来的市场分割，两个市场上的价格并不必然相等，即一价定律并不必然成立。我们将本国企业在境内外市场上发行的风险资产的数量均标准化为 1。同时假设本国和境外存在无穷多个投资者，本国投资者 $i \in [0,1]$ ，境外投资者 $j \in [0,1]$ ，那么加总后的投资者的数量分别均为 1。

（一）模型基本结构

1. 本国投资者

本国投资者 i 的效用函数为常绝对风险厌恶（constant absolute risk aversion，简称 CARA）的形式，即：

$$U_i = \mathbb{E}_i[-\exp(-\gamma\bar{W}_i)].$$

其中， \mathbb{E}_i 为本国投资者 i 的预期算子， \bar{W}_i 为第 2 期的财富， γ 代表风险厌恶

程度。本国投资者第 1 期的初始财富均为 W ，可以投资本国的无风险资产和风险资产，二者的需求分别为 B_i 和 D_i 。本国投资者也可以在境外市场上购买本国企业发行的风险资产，其需求记为 X_i 。风险资产的货币价格在本国和境外的市场分别为 q 和 q^* 。第 1 期和第 2 期的汇率分别记为 e_0 和 e_1 ，表示 1 单位本币可以交换的外币数量， e_0 或 e_1 越大表示当期本币升值，并且将第 1 期的汇率标准化为 1，即 $e_0 = 1$ ，那么第 1 期的预算约束为：

$$W = qD_i + q^*X_i + B_i.$$

风险资产在第 2 期的本币（即人民币）价值为 \tilde{v} ，投资者 i 在本国市场上获得的风险资产投资回报为 $\tilde{v}D_i$ 。那么在境外市场上 1 单位本国企业发行的风险资产的外币价值为 $e_1\tilde{v}$ ，本国投资者在境外市场上的投资收益需要兑换成本国货币，因此在境外市场投资的本币收益为 $\tilde{v}X_i$ ，即本国投资者跨市场交叉投资本国企业的风险资产不需要承担汇率风险。无风险资产的收益标准化为 1，那么可以得到投资者 i 第 2 期的财富为：

$$\bar{W}_i = \tilde{v}(D_i + X_i) + B_i = W + (\tilde{v} - q)D_i + (\tilde{v} - q^*)X_i.$$

风险资产的收益 \tilde{v} 设为如下形式：

$$\tilde{v} = v + \varepsilon_v.$$

其中， ε_v 服从正态分布，即 $\varepsilon_v \sim \mathcal{N}(0, \sigma_v)$ 。将 B_i 代入效用函数，然后投资者的优化问题就简化为选择 D_i 和 X_i 最大化 U_i ，从而得到本国投资者 i 对风险资产的需求为：

$$D_i = \frac{\mathbb{E}_i[\tilde{v}] - q}{\gamma \mathbb{V}_i[\tilde{v}]} \quad (1)$$

$$X_i = \frac{\mathbb{E}_i[\tilde{v}] - q^*}{\gamma \mathbb{V}_i[\tilde{v}]} \quad (2)$$

其中， $\mathbb{V}_i[\tilde{v}]$ 表示 \tilde{v} 的主观方差，即基于投资者 i 的信息或信念形成的方差。

2. 境外投资者

境外投资者 j 的效用函数也为 CARA 形式，即：

$$U_j^* = \mathbb{E}_j \left[- \exp \left(- \gamma^* \bar{W}_j^* \right) \right].$$

其中， \bar{W}_j^* 为投资者 j 第 2 期的财富， γ^* 代表境外投资者的风险厌恶程度，由于本文的分析重点不是两国投资者风险偏好的差异对价差的影响，因此假设 $\gamma^* = \gamma$ 。境外投资者第 1 期的初始财富为 W^* ，可以投资外国的无风险资产和外国市场上本国的风险资产，二者的需求分别为 B_j^* 和 D_j^* ，风险资产的价格为 q^* 。同时，境外投资者也可以在本国市场上购买本国企业发行的风险资产，其需求记为 X_j^* 。因此，境外投资者 j 的预算约束为：

$$W^* = q^*D_j^* + qX_j^* + B_j^*.$$

将无风险资产的收益标准化为 1，则可以得到境外投资者 j 第 2 期的财富为：

$$\bar{W}_j^* = \tilde{v}^* (D_j^* + X_j^*) + B_j^* = W^* + (\tilde{v}^* - q^*)D_j^* + (\tilde{v}^* - q)X_j^*.$$

其中， \tilde{v}^* 为境外投资者投资 1 单位本国风险资产获得的收益。境外投资者的优化问题与本国投资者类似，其对风险资产的需求为：

$$D_j^* = \frac{\mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] - q^*}{\gamma \mathbb{V}_j[\tilde{v}^*]} \quad (3)$$

$$X_j^* = \frac{\mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] - q}{\gamma V_j[\tilde{v}^*]} \quad (4)$$

假设第 2 期的汇率决定如下：

$$e_1 = e + \varepsilon_e.$$

其中， e 为无条件预期值，即 $\mathbb{E}[e_1] = e$ ，且 e 的区间为 $[e_L, e_H]$ ， ε_e 服从正态分布， $\varepsilon_e \sim \mathcal{N}(0, \sigma_e)$ 。由于 1 单位本国风险资产在两国市场上都有两同的收益 \tilde{v} ，但境外投资者在外国市场上的收益 \tilde{v}^* 与本国市场上的收益所不同的是需要通过汇率调整，即：

$$\tilde{v}^* = e_1 \tilde{v}.$$

当 e_1 增加时，本币升值使得境外投资者在外国市场投资本国风险资产的回报增加。因此，当境外投资者预期到本国货币未来将来升值时，将会增加对外国市场上本国发行的风险资产的需求。

3. 市场出清

假设金融市场是不完全开放的，对于 $i \in [0, \theta]$ 且 $j \in [0, \theta^*]$ 的投资者才有跨市场的投资机会，并且本文的分析集中在对称性的情景，即设 $\theta^* = \theta$ ，那么本国和外国风险资产市场出清条件分别为：

$$\int_0^1 D_i di + \int_0^\theta X_j^* dj = 1 \quad (5)$$

$$\int_0^1 D_j^* dj + \int_0^\theta X_i di = 1 \quad (6)$$

因此，当 $\theta = 0$ 时表示一国金融市场对另一国的投资者是完全不开放的，当 $\theta = 1$ 时则表示金融市场完全开放。由于这一部分没有考虑信息摩擦的影响，因此市场出清条件不需要考虑市场上噪声交易的需求。另外，金融开放程度 θ 是对现实中的沪港通、QFII 和 RQFII 等相关影响金融开放程度的一种抽象表述。本文也可以用数量约束的方式来刻画金融开放程度，比如，假设所有投资者都能从事跨市场交易，但本国和境外投资者的跨境市场交易受到的数量约束分别为 $X_i \leq \bar{X}$ 和 $X_j^* \leq \bar{X}^*$ ，那么 \bar{X} 和 \bar{X}^* 越大则表示受到约束越松、金融开放程度越高。在本文的模型中，将本国市场上境外投资者的交易量和境外市场上本国投资者的总交易量分别记为 X^* 和 X ，即 $X^* = \int_0^\theta X_j^* dj$ 且 $X = \int_0^\theta X_i di$ ，对照数量约束的模型设定中约束为紧约束时，则有 $\bar{X}^* = \int_0^\theta X_j^* dj$ 且 $X^* = \int_0^\theta X_i di$ ，也就是说 θ 的增加等价于数量约束模型中对交易额度的放松，两种设定方式在刻画金融开放程度上具有相同的性质。由于通过 θ 的变化来刻画金融开放有助于模型计算的简化，本文因此采用这种处理方式。

(二) 均衡价格与价差的基本性质

假设所有投资者的信息都相同且预期都是理性，那么有 $\mathbb{E}_i(\cdot) = \mathbb{E}_j(\cdot) = \mathbb{E}(\cdot)$ 且 $V_i(\cdot) = V_j(\cdot) = V(\cdot)$ 。将 (1) 式和 (4) 式的需求方程代入本国市场出清条件 (5) 式，同时将 (2) 式和 (3) 式的需求方程代入境外出清条件 (6) 式，可以得到两个市场上的价格方程分别如下：

$$q = \varphi E[\tilde{v}] + (1 - \varphi) \mathbb{E}[\tilde{v}^*] - \gamma \varphi V[\tilde{v}] \quad (7)$$

$$q^* = \varphi^* \mathbb{E}[\tilde{v}^*] + (1 - \varphi^*) \mathbb{E}[\tilde{v}] - \gamma \varphi^* V[\tilde{v}^*] \quad (8)$$

其中，

$$\varphi = \frac{\mathbb{V}[\tilde{v}^*]}{\mathbb{V}[\tilde{v}^*] + \theta V[\tilde{v}]} = \frac{v^2 \sigma_e + \sigma_v (e^2 + \sigma_e)}{v^2 \sigma_e + \sigma_v (e^2 + \sigma_e) + \theta \sigma_v},$$

$$\varphi^* = \frac{\mathbb{V}[\tilde{v}]}{\mathbb{V}[\tilde{v}] + \theta V[\tilde{v}^*]} = \frac{1 - \varphi}{1 - \varphi + \varphi \theta^2}.$$

由此可得： $\frac{\partial \varphi}{\partial e} = \frac{2\theta \sigma_v^2 e}{(v^2 \sigma_e + \sigma_v (e^2 + \sigma_e) + \theta \sigma_v)^2} > 0$ 且 $\frac{\partial \varphi^*}{\partial e} = -\frac{\theta^2}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} \frac{\partial \varphi}{\partial e} < 0$ ，即本币升值预期会影响定价权重，进一步影响两个市场的价格。

定义价差函数为 $\Gamma = q - q^*$ ，由价格方程可以得到价差函数如下：

$$\Gamma = \frac{\varphi(1-\varphi)(1-\theta^2)}{1-\varphi+\varphi\theta^2} (\mathbb{E}[\tilde{v}] - E[\tilde{v}^*]) + \gamma \frac{1-\varphi}{1-\varphi+\varphi\theta^2} \mathbb{V}[\tilde{v}^*] - \gamma \varphi V[\tilde{v}].$$

由 $\varphi = \frac{\mathbb{V}[\tilde{v}^*]}{\mathbb{V}[\tilde{v}^*] + \theta V[\tilde{v}]}$ 可得 $\mathbb{V}[\tilde{v}^*] = \frac{\varphi}{1-\varphi} \theta V[\tilde{v}]$ ，代入价差公式可进一步得到：

$$\Gamma = \frac{\varphi(1-\varphi)(1-\theta^2)}{1-\varphi(1-\theta^2)} v(1-e) + \gamma \left(\frac{\theta}{1-\varphi(1-\theta^2)} - 1 \right) \varphi \sigma_v \quad (9)$$

需要说明的是，本文也可以将价差定义为比例的形式，即 $\tilde{\Gamma} = \frac{q-q^*}{q^*} = \frac{q}{q^*} - 1$ 。

由于这种函数形式会增加模型计算的复杂程度，并且 Γ 与 $\tilde{\Gamma}$ 具有相同的单调性质，因此本文理论模型部分采用 $\Gamma = q - q^*$ 这种价差的函数形式。

1. 汇率预期对价差的影响

为了分析汇率预期对价差的影响，本文先分别讨论 $\theta = 0$ 和 $\theta = 1$ 时这两种特殊情况下汇率预期对价差的影响，然而进一步分析 $0 < \theta < 1$ 时汇率预期对价差的影响。

假设 1： $\gamma < \bar{\gamma}$ ，其中 $\bar{\gamma} = \frac{v}{2\sigma_v e_H}$ 。

在假设 1 的条件下，那么 $\gamma < \frac{v}{2\sigma_v e}$ 总是成立。由于 σ_v 相对于 v 较小，那么即使 e_H 较大， $\bar{\gamma}$ 仍然是一个较大的值，这便保证了 $\gamma < \bar{\gamma}$ 是一个合理的假设。

命题 1：当 $\theta = 0$ 时，汇率预期贬值幅度越大（ e 越小）价差越大，汇率预期升值幅度越大（ e 越大）价差越小，即 $\frac{\partial \Gamma}{\partial e} < 0$ ；当 $\theta = 1$ 时， $\Gamma = 0$ ，此时一价定律成立。

证明：当 $\theta = 0$ 时，有 $\varphi^* = \varphi = 1$ ，价差为 $\Gamma = v(1-e) + \gamma[v^2 \sigma_e + \sigma_v(e^2 + \sigma_e) - \sigma_v]$ 。由此可得， $\frac{\partial \Gamma}{\partial e} = 2\gamma \sigma_v e - v$ 。结合假设条件 $\gamma < \bar{\gamma}$ ，可得 $\frac{\partial \Gamma}{\partial e} < 0$ 。当 $\theta = 1$ 时，此时有 $\varphi^* = 1 - \varphi$ ，将其代入价差函数可得 $\Gamma = 0$ ，这也意味着 $\frac{\partial \Gamma}{\partial e} = 0$ 。命题得证。

在封闭经济下，由于 $\varphi^* = \varphi = 1$ ，汇率不影响本国市场上的资产价格 q ，汇率影响价差的渠道主要是通过影响外国市场上的价格 q^* 来影响价差。在金融完全开放的条件下，价差意味着存在套利机会，资本的自由流动将使市场套利机会消失，那么一价定律成立，汇率的变化则不影响价差。

当 $0 < \theta < 1$ 时汇率预期对价差的影响，这需要借助数值分析方法。

2. 金融开放对价差的影响

当资本市场完全开放时，即 $\theta = 1$ 时，此时有 $\varphi^* = 1 - \varphi$ ，从而可以得到价差 $\Gamma = 0$ 总是成立。因此，在不考虑信息、预期以及市场微观结构等因素带来的扭曲，资本市场完全开放下一价定律总是成立。

当资本市场不开放时，比如当 $e = 1$ ，此时的价差为 $\Gamma = \gamma \sigma_e (v^2 + \sigma_v)$ ，即存

在一个正的价差。因此，从直觉上来看，当资本市场从不开放逐渐向完全放开的过程中，随着资本市场开放程度的提升，价差也将不断缩小。

为了便于分析金融开放对价差的影响，本文这一部分剔除汇率预期的影响，即设 $\mathbb{E}[e_1] = e_0$ 。

命题 2: 当 $\mathbb{E}[e_1] = e_0$ 即 $e = 1$ 时，金融开放程度越大 (θ 越大) 价差越小，即 $\frac{\partial \Gamma}{\partial \theta} < 0$ 。

证明见附录 A1。

当 $e \neq 1$ 时，金融开放对价差的影响，这也需要借助数值分析方法。

以上分析表明，在通常情景下，本币汇率的升值预期和金融开放程度提高都能缩小差价。更具体的情景则需要借助数值方法帮助分析，数值分析及相关模拟由附录 A2 给出。

(三) 模型扩展

1. 信息摩擦的影响

为了分析信息摩擦对价差的影响，假设国内和境外市场均存在噪声交易，交易数量分别为 N 和 N^* ，且均服从正态分布，即 $N \sim N(0, \sigma_N)$ 且 $N^* \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{N^*})$ 。假设国内和境外投资者均获得关于 \tilde{v} 的私人信号，分别为 s 和 s^* ，其决定方程分别如下：

$$\begin{aligned} s &= \tilde{v} + \varepsilon, \\ s^* &= \tilde{v} + \varepsilon^*, \end{aligned}$$

其中， $\varepsilon \sim N\left(\frac{0,1}{\tau_\varepsilon}\right)$ 且 $\varepsilon^* \sim \mathcal{N}\left(\frac{0,1}{\tau_\varepsilon^*}\right)$ 。 τ_ε 和 τ_ε^* 分别代表国内投资者和境外投资者所获得的信号的精度。假设 $\varepsilon = \sqrt{\kappa} \varepsilon^*$ ，那么有 $\tau_\varepsilon^* = \kappa \tau_\varepsilon$ ，其中 $0 < \kappa \leq 1$ 。因此， κ 在取值范围里越大表示两国信息质量的差异越小，同时也意味着信息不对称的程度越小。由于境外投资者的信号质量相对较差，可以从作为公共信息的价格 q 和 q^* 学习到本国投资者的信息。为了避免学习机制带来的计算复杂性，假设噪声交易的强度足够大，即 $\frac{1}{\sigma_N}$ 和 $\frac{1}{\sigma_{N^*}}$ 的值接近零，那么有 $\mathbb{E}[\tilde{v}|s] \simeq \mathbb{E}[\tilde{v}|s, q, q^*]$ 且 $\mathbb{E}[\tilde{v}^*|s^*] \simeq \mathbb{E}[\tilde{v}^*|s^*, q, q^*]$ ，即噪声交易使得公共信号变得无效。根据贝叶斯法则，信息摩擦的引入使得本国的投资者预期具有如下性质：

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_i[\tilde{v}] &= \mathbb{E}[\tilde{v}|s] = v + \lambda(s - v), \\ \mathbb{V}_i[\tilde{v}] &= \mathbb{V}[\tilde{v}|s] = \frac{1}{\tau_v + \tau_\varepsilon}, \end{aligned}$$

其中， $\lambda = \frac{\tau_\varepsilon}{\tau_v + \tau_\varepsilon}$ ， $\tau_v = \frac{1}{\sigma_v}$ 。由于本文这一部分主要是讨论信息摩擦的影响，为了便于分析，假设第 2 期汇率是确定不变的，即 $e_1 = e_0$ ，那么境外投资者的预期具有如下性质：

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] &= \mathbb{E}[\tilde{v}^*|s^*] = v + \lambda^*(s^* - v), \\ \mathbb{V}_j[\tilde{v}^*] &= \mathbb{V}[\tilde{v}^*|s^*] = \frac{1}{\tau_v + \tau_\varepsilon^*} = \frac{1}{\tau_v + \kappa \tau_\varepsilon}, \end{aligned}$$

其中， $\lambda^* = \frac{\tau_\varepsilon^*}{\tau_v + \tau_\varepsilon^*} = \frac{\kappa \tau_\varepsilon}{\tau_v + \kappa \tau_\varepsilon}$ 。由于引入了噪声交易者，那么市场出清条件为：

$$\begin{aligned} \int_0^1 D_i di + \int_0^\theta X_j^* dj + N &= 1, \\ \int_0^1 D_j^* dj + \int_0^\theta X_i di + N^* &= 1. \end{aligned}$$

因此，最终可以将价格方程写成如下形式：

$$q = \varphi E[\tilde{v}|s] + (1 - \varphi)E[\tilde{v}^*|s^*] - \gamma(1 - N)\varphi V[\tilde{v}|s],$$

$$q^* = \varphi^* E[\tilde{v}^*|s^*] + (1 - \varphi^*)E[\tilde{v}|s] - \gamma(1 - N^*)\varphi^* V[\tilde{v}^*|s^*],$$

其中, $\varphi = \frac{V[\tilde{v}^*|s^*]}{V[\tilde{v}^*|s^*] + \theta V[\tilde{v}|s]}$, $\varphi^* = \frac{V[\tilde{v}|s]}{V[\tilde{v}|s] + \theta V[\tilde{v}^*|s^*]}$ 。最终可以得到价差函数如下:

$$\Gamma = \frac{\varphi(1-\varphi)(1-\theta^2)}{1-\varphi+\varphi\theta^2}(\lambda(s-v) - \lambda^*(s^*-v)) + \gamma \frac{1-\varphi}{1-\varphi+\varphi\theta^2} \frac{1-N}{\tau_v+\kappa\tau_\varepsilon} - \gamma\varphi \frac{1-N^*}{\tau_v+\tau_\varepsilon}.$$

其中, $\varphi = \frac{\tau_v+\tau_\varepsilon}{\tau_v+\tau_\varepsilon+\theta(\tau_v+\kappa\tau_\varepsilon)}$ 。由于噪声交易的数量是随机的, 这将在短期内干扰信息摩擦对价差的影响, 但长期平均而言, 可以得到以下结果:

$$\mathbb{E}[\Gamma] = \gamma \frac{1-\varphi}{1-\varphi+\varphi\theta^2} \frac{1}{\tau_v+\kappa\tau_\varepsilon} - \gamma\varphi \frac{1}{\tau_v+\tau_\varepsilon} = \gamma \frac{(1-\theta)(1-\kappa)}{\tau_v+\kappa\tau_\varepsilon+\theta(\tau_v+\tau_\varepsilon)} \frac{\tau_\varepsilon}{\tau_v+\tau_\varepsilon+\theta(\tau_v+\kappa\tau_\varepsilon)}.$$

命题 3: 信息不对称的程度越低 (κ 越大), 那么预期的价差越小, 即 $\frac{\partial \mathbb{E}[\Gamma]}{\partial \kappa} < 0$ 。

证明: 由 $\mathbb{E}[\Gamma]$ 的公式可得, $\frac{\partial \mathbb{E}[\Gamma]}{\partial \kappa} = -\frac{\mathbb{E}[\Gamma]}{1-\kappa} \left\{ 1 + \frac{(1+\theta)^2 \tau_v + (1+2\theta\kappa+\theta^2) \tau_\varepsilon}{\gamma(1-\theta)} \mathbb{E}[\Gamma] \right\}$ 。由于 $\mathbb{E}[\Gamma] > 0$, 于是有 $\frac{\partial \mathbb{E}[\Gamma]}{\partial \kappa} < 0$ 。因此, 随着信息不对称程度的减小, 预期的价差也将缩小。命题得证。

当金融完全开放时, 由 $\theta = 1$ 可得 $\mathbb{E}[\Gamma] = 0$ 。因此, 即使存在信息不对称, 金融完全开放时仍然可以使得一价定律成立。

2. 异质性预期与卖空限制

为了分析卖空限制对价差的影响, 假设不同投资者的信念是不一样的, 即投资者具有异质性预期。根据 DeLong 等 (1990) 的研究 (简称 DSSW 模型), 假设国内和境外投资者的预期分别具有如下特征:

$$\mathbb{E}_i[\tilde{v}] = v + \eta_i,$$

$$\mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] = v^* + \eta_j^*.$$

其中, η_i 和 η_j^* 均为非理性预期带来的扭曲, 且均服从正态分布, 即 $\eta_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\eta)$ 且 $\eta_j^* \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\eta^*)$ 。当 $\eta_i > 0$ 时, 表明本国的这类投资者对该资产未来的收益更加乐观, 当 $\eta_j^* > 0$ 时, 表明境外的这类投资者更乐观; 反之, 则表示投资者具有更加悲观的信念。根据 DSSW 模型的设定, 这种形式的预期不会扭曲方差, 即 $V_i[\tilde{v}] = V[\tilde{v}]$ 且 $V_j[\tilde{v}^*] = V[\tilde{v}^*]$ 。这种形式的预期也被证明等价于存在一个关于信念的扭曲因子 (distorted factor), 使得预期由于信念被扭曲而变非理性 (Hansen & Sargent, 2008; Jurado, 2016)。

当不存在卖空限制时, 在开放经济下本国投资者的需求函数形式与前面部分相同。假设金融完全开放, 从而可以得到价格函数为:

$$q = \varphi \int_0^1 \mathbb{E}_i[\tilde{v}] di + (1 - \varphi) \int_0^1 \mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] dj - \gamma\varphi V[\tilde{v}],$$

$$q^* = \varphi^* \int_0^1 \mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] dj + (1 - \varphi^*) \int_0^1 \mathbb{E}_i[\tilde{v}] di - \gamma\varphi^* V[\tilde{v}^*].$$

由于 η_i 和 η_j^* 均服从正态分布, 可以得到: $\int_0^1 \mathbb{E}_i[\tilde{v}] di = \mathbb{E}[\tilde{v}]$ 且 $\int_0^1 \mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] dj = \mathbb{E}[\tilde{v}^*]$ 。因此, 尽管单个投资者的预期是非理性的, 如果所有的投资者都可以参与市场, 那么加总后的预期仍然是理性的, 此时的价格方程与前面理性预期模型的结果相同。然而, 当本国市场存在卖空约束时, 那么境内外投资者的需求函数分别为:

$$D_i = \max \left\{ 0, \frac{\mathbb{E}_i[\tilde{v}] - q}{\gamma V[\tilde{v}]} \right\}, \quad X_i = \frac{\mathbb{E}_i[\tilde{v}] - q^*}{\gamma V[\tilde{v}]},$$

$$D_j^* = \frac{\mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] - q^*}{\gamma^* \mathbb{V}[\tilde{v}^*]}, \quad X_j^* = \max\left\{0, \frac{\mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] - q}{\gamma^* \mathbb{V}[\tilde{v}^*]}\right\}.$$

由于境外市场不存在卖空限制，其价格 q^* 不会发生变化。因此，决定价差的则是由施加卖空限制后本国市场价格的变化。那么存在 $\bar{\eta} = q - v$ 和 $\bar{\eta}^* = q - ev$ ，使得当 $\eta_i \leq \bar{\eta}$ 时，本国这类投资者的本国市场交易为零；当 $\eta_j^* \leq \bar{\eta}^*$ 时，境外这类投资者的跨境交易为零。从而可以得到本国市场的出清条件如下：

$$\int_0^1 \frac{\mathbb{E}_i[\tilde{v}|\eta_i > \bar{\eta}] - q}{\gamma \mathbb{V}[\tilde{v}]} di + \int_0^1 \frac{\mathbb{E}_j[\tilde{v}^*|\eta_j^* > \bar{\eta}^*] - q}{\gamma^* \mathbb{V}[\tilde{v}^*]} dj = 1.$$

由此可得：

$$\int_0^1 \frac{\mathbb{E}_i[\tilde{v}] - q}{\gamma \mathbb{V}[\tilde{v}]} di + \int_0^1 \frac{\mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] - q}{\gamma^* \mathbb{V}[\tilde{v}^*]} dj = 1 - D_\eta - X_\eta.$$

其中， $D_\eta = \int_0^1 \frac{q - \mathbb{E}_i[\tilde{v}|\eta_i \leq \bar{\eta}]}{\gamma \mathbb{V}[\tilde{v}]} di$ ， $X_\eta = \int_0^1 \frac{q - \mathbb{E}_j[\tilde{v}^*|\eta_j^* \leq \bar{\eta}^*]}{\gamma^* \mathbb{V}[\tilde{v}^*]} dj$ 。最终可以得到价格如下：

$$q = \bar{q} + \gamma \varphi (D_\eta + X_\eta) \mathbb{V}[\tilde{v}].$$

其中， $\bar{q} = \varphi \int_0^1 \mathbb{E}_i[\tilde{v}] di + (1 - \varphi) \int_0^1 \mathbb{E}_j[\tilde{v}^*] dj - \gamma \varphi \mathbb{V}[\tilde{v}]$ ，为本国存在卖空机制时的价格。

命题 4： 异质性预期假设下，本国市场上存在卖空限制的价格高于不存在卖空约束的价格，即 $q > \bar{q}$ 。

证明：由 $\bar{\eta} = q - v$ 和 $\mathbb{E}_i[\tilde{v}|\eta_i \leq \bar{\eta}] \leq v + \bar{\eta}$ 可得 $\mathbb{E}_i[\tilde{v}|\eta_i \leq \bar{\eta}] \leq v + \eta_i \leq v + \bar{\eta} = q$ ，即 $\mathbb{E}_i[\tilde{v}|\eta_i \leq \bar{\eta}] \leq q$ ，从而有 $\int_0^1 \{q - \mathbb{E}_i[\tilde{v}|\eta_i \leq \bar{\eta}]\} di > 0$ ，进一步可得 $D_\eta > 0$ ；同理可得 $X_\eta > 0$ 。因此，由 $D_\eta > 0$ 和 $X_\eta > 0$ 可以得到 $q > \bar{q}$ 。命题得证。

因此，本国市场施加卖空约束将使价格提升，提升部分为 $\gamma \varphi (D_\eta + X_\eta) \mathbb{V}[\tilde{v}]$ 。由于本国市场是否施行卖空限制并不影响外国市场上的价格 q^* ，因此，命题 4 的结论意味着本国市场放松卖空限制将缩小价差。前面的分析表明，金融完全开放时，即使存在信息不对称，模型中的一价定律将成立。然而，考虑投资者异质性预期以及本国市场存在卖空限制时，那么本国的市场上的价格仍然高于境外市场的价格。因此，当金融完全开放，放宽卖空限制有助于进一步缩小价差。

四、实证分析

(一) 研究方法和数据

本文借鉴 Arquette 等(2008)定义 A 股相对于 ADR 和 H 股的溢价率，即：

$$\text{A - ADR 溢价率}_{i,t} = \frac{\text{A 股的隐含 ADR 价格}_{i,t} - \text{ADR 价格}_{i,t}}{\text{A 股的隐含 ADR 价格}_{i,t}},$$

$$\text{AH 溢价率}_{i,t} = \frac{\text{A 股价格}_{i,t} - \text{H 股港币价格}_{i,t} \cdot \text{港元兑人民币汇率}_t}{\text{A 股价格}_{i,t}},$$

其中，A 股的隐含 ADR 价格 $_{i,t} = \frac{\text{A 股的人民币价格}_{i,t}}{\text{美元兑人民币即期汇率}_t} \cdot \text{每份 DR 代表股份数}_{i,t}$ ， i 指代股票， t 指代时间。

参考现有文献 (Arquette 等, 2008; Beckmann 等, 2015; Grossmann & Ngo, 2020) 关于 ADR 溢价率影响因素的分析，本文采用如下基本模型进行实证研究，

并在基本模型基础上引入政策变量做进一步分析。

$$A-ADR \text{ 溢价率}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{预期汇率变化}_t + \alpha_2 \text{市场情绪}_t + \alpha_3 \text{股息率}_{i,t} + \alpha_4 \text{流动性不足指标}_{i,t} + \alpha_5 \text{投机动机}_{i,t} + \alpha_6 \text{信息不对称}_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, i 指代股票, t 指代时间 (日度数据)。AH 溢价率影响因素模型与 A-ADR 溢价率模型基本一致, 变量定义上借鉴 AH 溢价率相关文献进行了适当调整, 涵盖解释 AH 溢价率的流动性假说、信息不对称假说、需求假说等。解释变量的定义和对 A-ADR 溢价率的影响机理分析如下。

预期汇率变化_t (expected exchange rate change) 是宏观层面指标, 为远期合约汇率中隐含的汇率预期, 等于远期汇率减即期汇率。对于人民币 (离岸) 或港币兑美元汇率, 预期汇率变化_t 减小表示本币升值预期。图 2 展示了 1 年期远期汇率的趋势, 人民币离岸汇率在 2015-2017 年间的贬值预期明显强于在岸汇率, 1 个月、3 个月、6 个月远期汇率的趋势相似。实证研究中参照 Arquette 等 (2008), 采用 1 年期远期汇率。由于港币与人民币之间没有远期汇率, 因此 AH 溢价率分析中不设预期汇率变动这一变量, 汇率的影响主要通过美元指数体现。

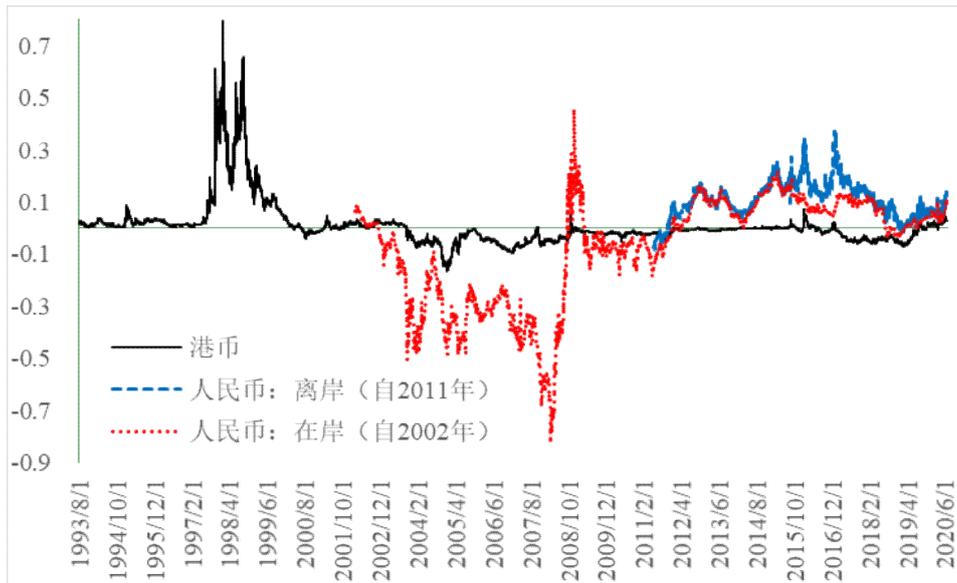


图 2: 预期汇率变化

数据来源: DataStream

市场情绪_t (market sentiment) 是中观股市层面变量, 等于股市指数的市盈率或市销率之比 (国内市场比美股市场, A 股比 H 股)。股票指数的选择参考 Arquette 等 (2008), A 股选取上证 A 股指数, H 股选取恒生中国企业指数, 美股选取标普 500 指数。考虑到一些股票的市盈率为负, 会影响股指市盈率指标的有效性, 文中主要采用市销率数据构建市场情绪指标。

股息率_{i,t} (dividend yield) 是微观股票层面指标, 采用 A 股上市公司的近 12 个月股息率数据。分析 AH 溢价率时, 股息率变量 (个股层面) 采用 A 股近 12

月股息率与 H 股的比值。

流动性不足指标 $_{i,t}$ 是微观股票层面指标,采用 Amihud(2002)提出非流动性指标 (illiquidity), 衡量每 1 美元交易量对价格的影响程度, 影响幅度越大表示该股票流动性越差。具体而言, 股票 i 在 k 月的非流动性为:

$$\text{Illiquid}_{i,k} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{i,t}} \frac{|r_{i,d,k}|}{Dvol_{i,d,k}},$$

其中, $|r_{i,d,t}|$ 是股票 i 在 t 月 d 日回报率的绝对值, $Dvol_{i,d,t}$ 是相应的交易额 (以百万美元计), $N_{i,t}$ 是 t 月中的交易日天数 (非零交易量)。对于 AH 溢价率分析, 个股层面的流动性不足指标采用 A、H 股的比值。由于该指标的数据频率为月度, 实证研究中对同一个月份中每个交易日采用相同值, 由此转化为日度数据。

投机动机 $_{i,t}$ (speculative motive) 是个股层面指标, 采用 Mei 等(2009)的定义,

$$\tau_{it}^A = \ln(1 + \text{turnover}_{it}^A), \tau_{it}^H = \ln(1 + \text{turnover}_{it}^H),$$

其中, turnover_{it}^A 、 turnover_{it}^H 表示股票换手率。相关研究表明, A 股价格中的投机成分与换手率正相关(Mei 等, 2009)。由于 ADR 的换手率数据不可得, A-ADR 溢价率分析中采用 τ_{it}^A 指代投机动机。不过, 对于 H 股而言, 换手率对投机成分的指示意义可能较弱, 可以作为流动性指标。对于 AH 溢价率分析, 投机动机指标采用 ADR 分析中相应指标的 A、H 股差值, 即 τ_{it}^A 和 τ_{it}^H 的差值。

信息不对称 $_{i,t}$ (information asymmetry) 是个股层面指标, 参照 Beckmann 等(2015)和 Grossmann & Ngo(2020), 采用股票涨跌幅的月内标准差作为代理变量。由于涉及多个股票市场, 本文采用 ADR 价格涨跌幅的标准差与 A 股价格涨跌幅的标准差之比, 在 AH 溢价率分析中采用 A 股相对 H 股的价格涨跌幅标准差之比。

此外, 本文考虑金融开放、制度改革等政策变量对 A-ADR 溢价率的影响。对于资本市场开放, 常用的资本账户开放指数如 Chinn-Ito 指数和 IMF 发布的资本账户开放指数等的中国数据存在观测量少、更新滞后时间长、几乎无变动等问题, 不适合本文研究。鉴于此, 本文引入两个金融开放测度变量 Openness1 和 Openness2 , 其中 Openness1 是境外资产负债与 GDP 之比, Openness2 是不含外汇储备的境外资产负债与 GDP 之比, 二者均为年度数据 (2020 年缺失值以 2019 年数据补齐, 2002-2003 年缺失值以 2004 年值代替)。考虑到 A 股和 H 股存在沪 (深) 港通等机制, 在分析 AH 溢价率时额外引入沪港通开通的哑变量, 即 $D_{SH\text{Connect}}$ 为 2014 年 11 月开通沪港通的时间哑变量。

制度改革方面, 本文考虑 A 股允许融资融券对 A-ADR、AH 溢价率的影响。样本的 A 股获批准融资融券的日期有所差异, 如附表 1 所示。以这些日期为断点, 定义政策哑变量 $D_{\text{Short-sell}}$, 在允许融资融券的日期后取 1 值, 否则取 0 值。

本文数据样本包括所有在美股主板和 A 股交叉上市 (剔除 OTC 市场挂牌股票)、在 A 股和 H 股交叉上市的中国企业 (主板和中小企业板), 即 9 对 A-ADR 股票、116 对 AH 股票, 其中 9 家同时在三地挂牌公司的详细信息见附表 1。样本期从 1993 年 2 月到 2020 年 6 月, 但由于可得的人民币远期汇率数据最早始于 2002 年, 因此实证分析中样本区间截自 2002 年。

股票层面的交易、市值、融资融券启动时间等数据来自 Wind 数据库，股票指数的市销率数据也来自 Wind 数据库。汇率、美元指数等数据来自 DataStream。资本市场开放度由作者根据国家统计局、外汇管理局相关数据测算。数据汇总后，构成非平衡面板数据。

表 1 展示了主要变量的描述性统计。从全样本角度上，A-ADR 溢价率平均在 30%左右，AH 溢价率平均为 35%。人民币离岸汇率的贬值预期强于在岸汇率。A 股的市销率高于 ADR，而 ADR 的信息不对称程度强于 H。中国公司的 A 股的流动性弱于 H 股，投机动机总体上更强，这可能与股市投资者结构有关，A 股市场以个人投资者为主，而 H 股以机构投资者为主。单位根检验结果（附表 2）表明相关时间序列数据和面板数据均平稳，可以用于面板回归分析。

表 1：变量的描述性统计（2002 年 1 月-2020 年 6 月）

	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
A-ADR 股票（9 支）					
A-ADR 溢价率（离岸汇率,%）	21,933	29.362	19.572	-35.475	76.956
A-ADR 溢价率（在岸汇率,%）	35,768	34.900	21.702	-48.630	85.049
预期汇率变动（离岸）	2,375	0.110	0.070	-0.081	0.370
预期汇率变动（在岸）	4,604	-0.077	0.204	-0.827	0.452
市场情绪（市销率之比）	4,741	1.100	0.616	0.430	3.580
股息率	37,505	1.745	1.829	0.000	14.144
流动性不足指标	37,368	0.158	0.353	0.002	4.982
投机动机	34,895	0.555	0.542	0.000	4.091
信息不对称	37,368	1.300	0.639	0.133	8.855
A-H 股票（116 支）					
AH 溢价率（%）	273,214	35.009	25.828	-68.317	92.409
AH 溢价率（9 支三地上市股票）	32,909	33.923	21.291	-30.948	85.447
市场情绪（A-H）	4,565	0.702	0.216	0.248	1.383
股息率（A-H）	246,756	0.657	0.389	0.000	13.829
流动性不足指标（A-H）	297,571	1.238	6.541	0.000	476.513
投机动机（A-H）	273,410	0.243	0.590	-3.401	4.285
信息不对称（A-H）	299,504	1.028	1.303	0.000	123.212
总市值（自然对数）	302,574	6.128	1.607	1.782	11.223
其他变量					
美元指数（JP Morgan）	4,826	109.422	9.899	92.279	132.947

注：A-ADR 溢价率（离岸汇率），用 Wind 上的离岸人民币汇率 USDCNH（来源：ICAP），数据始于 2012-04-30；A-ADR 溢价率（在岸汇率），用 Wind 的即期美元兑人民币汇率数据（来源：中国货币网），数据始于 1981-01-02。

（二）A-ADR 溢价率的影响因素分析

基于式(10)计量模型可以得到关于 A-ADR 溢价率影响因素分析结果，如表 2 所示⁴。（1）预期汇率变化对 A-ADR 溢价率存在正向影响。预期汇率变动值越

⁴为了检验解释变量之间是否存在多重共线性问题，本文进行了 VIF（Variance Inflation Factor）检验，结果显示表 2 各变量的 VIF 小于 3，模型的 VIF 均值小于 2，意味着不存在严重多重共线性，可能原因是面板数据本身弱化了多重共线性。后文对 AH 溢价率回归的 VIF 检验中模型的 VIF 均值都小于 3，仅沪港开通哑变量的 VIF 值在 5 左右，存在一定程度的共线性问题；鉴于此，后续 AH 溢价率最优模型仍选择以 Openness1 指代金融开放程度。

小，即投资者预期人民币升值，则以美元计价的 ADR 价值增加，A-ADR 溢价率减小，与本文理论模型的结论以及 Arquette 等（2008）对 A-ADR 折价率的研究结果一致。在引入其他变量以后，预期汇率变化依然显著为正。（2）A 股的市场情绪越高涨，则 A-ADR 溢价率越高，与 Arquette 等（2008）的研究结果一致。（3）由于股息相关税收制度的差异，以及股息有利于降低持有成本，派息率高的股票对美国投资者的吸引力相对更大，从而推高 ADR 价格，缩小 A-ADR 溢价率，与 Arquette 等（2008），Grossmann & Ngo（2020）一致。（4）缺乏流动性的股票价格中往往包含流动性溢价补偿成分（Amihud, 2002），A 股中流动性不足的股票更不被 ADR 投资者关注，相应 ADR 的流动性更弱，A-ADR 溢价率增大。（5）ADR 投资者的信息不对称程度（相对标的股票的国内投资者）越高，则 A-ADR 溢价率越高，这与 Beckmann 等(2015)关于信息不对称在很大程度上导致了 ADR 错误定价的结论一致。（6）美元指数⁵对 A-ADR 溢价率的影响显著为正，与张雪春等（2020）的研究结果一致。引入美元指数后，预期汇率变动的影响减弱，模型的解释能力增强。

表 2：A-ADR 溢价率的影响因素分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
预期汇率变动 (在岸汇率)	22.612*** (0.583)	17.049*** (0.564)	20.331*** (0.595)	17.352*** (0.654)	22.222*** (0.593)	24.324*** (0.614)
市场情绪（市销 率之比）	12.077*** (0.183)	15.115*** (0.182)	15.528*** (0.183)	15.104*** (0.182)	12.880*** (0.200)	13.376*** (0.203)
股息率	-3.841*** (0.053)	-3.936*** (0.051)	-3.933*** (0.051)	-3.938*** (0.051)	-4.015*** (0.050)	-4.006*** (0.050)
流动性不足指标	16.032*** (0.287)	14.042*** (0.276)	12.656*** (0.287)	13.927*** (0.303)	11.014*** (0.297)	10.194*** (0.303)
投机动机	7.162*** (0.195)	5.901*** (0.187)	6.218*** (0.187)	5.905*** (0.187)	4.699*** (0.191)	5.039*** (0.193)
信息不对称	4.417*** (0.145)	3.703*** (0.139)	3.621*** (0.139)	3.693*** (0.139)	3.335*** (0.138)	3.303*** (0.138)
美元指数		60.663*** (1.030)	44.227*** (1.426)	60.016*** (1.249)	65.297*** (1.035)	52.307*** (1.455)
Openness1			-26.559*** (1.600)			-20.388*** (1.609)
Openness2				-1.286 (1.405)		
$D_{Short-sell}$					-7.368*** (0.284)	-6.775*** (0.288)
常数项	17.092*** (0.316)	-268.526*** (4.857)	-165.200*** (7.885)	-264.212*** (6.769)	-281.699*** (4.836)	-201.321*** (7.970)
观测值数	34,132	34,132	34,132	34,132	34,132	34,132
Adj-R ²	0.413	0.467	0.471	0.467	0.477	0.480

注：括号中为标准差。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

与本文理论模型的结论一致，政策变量对溢价率的影响显著为负，且有助于提升模型解释能力。金融开放有助于降低 A-ADR 溢价率，这对 Openness1 和

⁵ 美元指数波动体现的是美元挂钩的投资者在任何跨币种投资中面临的共性风险，而预期汇率变动体现的是特定的币种风险。

Openness2 两个指标都成立。引入金融开放变量，强化了预期汇率变动对溢价率的正向影响，同时也弱化了美元指数的作用。这可能反映了我国金融开放与汇率改革协同推进的特点。

融资融券制度也促进 A-ADR 溢价率缩小。影响机制主要包括两种，一是融资融券增强了 A 股流动性，强化了基本面因素的影响，弱化了投机动机和信息不对称的影响（表 2 第(5)列），增强了 A 股价格发现功能，推动 A 股价格接近其价值。二是放开标的股票融资融券也有利于缓解 ADR 价格偏离价值的程度（Blau 等，2012），使 A 股价格和 ADR 价格趋于接近。

鉴于人民币离岸汇率和在岸汇率存在差异，我们继续以离岸汇率计算 A-ADR 溢价率，并进行相应的影响因素分析。回归结果如表 3 所示，解释变量的影响效应与表 2 一致。引入美元指数后，预期汇率变动的影响由正转负，可能是由于二者存在较强的共线性，因此在政策变量影响分析中剔除美元指数变量。从离岸、在岸汇率角度分析，离岸汇率的预期变动对 A-ADR 溢价率的影响系数为 10.970（表 3 第(1)列），预期（离岸）汇率变动本身的标准差为 0.0696，因此预期汇率变动一个标准差将使 A-ADR 溢价率变化 0.764 个百分点。对比表 2 第(1)列，预期（在岸）汇率变动一个标准差将使 A-ADR 溢价率变化 4.617 个百分点。这从侧面反映了在岸汇率波动幅度早期受管制的实情，导致投资者对在岸汇率波动的敏感性强于离岸汇率。

表 3：A-ADR 溢价率的影响因素分析（离岸汇率）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
预期汇率变动 (离岸汇率)	10.970*** (1.737)	-30.916*** (1.501)	15.040*** (1.473)	46.374*** (1.608)	16.910*** (1.772)	23.390*** (1.489)
市场情绪(市销率 之比)	11.809*** (0.689)	39.695*** (0.639)	26.068*** (0.605)	24.088*** (0.631)	6.788*** (0.762)	19.385*** (0.654)
股息率	-2.807*** (0.059)	-2.860*** (0.049)	-2.921*** (0.050)	-2.899*** (0.052)	-2.815*** (0.059)	-2.935*** (0.049)
流动性不足指标	50.330*** (1.405)	82.099*** (1.207)	72.309*** (1.216)	63.786*** (1.255)	38.570*** (1.602)	56.416*** (1.359)
投机动机	14.477*** (0.307)	12.272*** (0.255)	12.863*** (0.261)	14.221*** (0.271)	14.283*** (0.305)	12.560*** (0.257)
信息不对称	4.428*** (0.197)	3.271*** (0.163)	5.052*** (0.167)	5.133*** (0.175)	4.316*** (0.196)	4.908*** (0.165)
美元指数		113.881*** (1.187)				
Openness1			-161.496*** (1.831)			-164.917*** (1.809)
Openness2				-174.415*** (2.344)		
$D_{Short-sell}$					-8.113*** (0.541)	-11.285*** (0.456)
常数项	11.419*** (0.623)	-538.910*** (5.762)	160.210*** (1.768)	170.166*** (2.204)	22.613*** (0.971)	178.933*** (1.898)
观测值数	19,812	19,812	19,812	19,812	19,812	19,812
Adj-R ²	0.315	0.532	0.508	0.465	0.323	0.523

（三）AH 溢价率分析

本节基于 116 对 A 股、H 股交叉上市股票的 AH 溢价率分析，在更丰富的样本基础上提出补充发现，并研究 A-ADR 和 AH 溢价影响因素的异同。鉴于 ADR 样本企业均为大型国有企业，而 116 家 H 股企业的差异较大，因此在回归中引入企业规模的自然对数值作为控制变量。为便于对比 A-ADR 溢价，对 9 家 A 股、H 股、美股同时挂牌企业的 AH 溢价进行分析。

实证分析结果如表 4 所示。主要变量对 AH 溢价率的影响效应与前文基本一致，金融开放、融资融券同样增强了 A 股价格发现功能，有助于降低 AH 溢价率。不过，主要变量的影响幅度存在较大差异。市场情绪变动一个标准差对 AH 溢价率的影响约为 6.481 百分点，小于 A 股市场情绪对 A-ADR 溢价率的影响（约 7.270 百分点），可能表明 ADR 投资者对股票市场整体情况更敏感；个股流动性对 A-ADR 溢价率的影响强于对 AH 溢价率的影响，可能体现了 ADR 投资者对流动性溢价的更高要求。信息不对称指标一个标准差的变动对 AH 溢价率的影响约为 0.889 百分点，小于相应的 A-ADR 溢价率受影响幅度（约 7.584 百分点），可能说明了 A 股与 H 股之间信息不对称程度弱于 A 股与美股，且信息不对称的边际影响也相对较弱。此外，9 家三地上市企业股票的 AH 溢价率对市场情绪、金融开放和融资融券放开更为敏感。相比全样本 116 支股票，9 家三地上市企业股票的 AH 溢价率对股息率的敏感性较低，股息率增长一个标准差约拉低 9 家企业 AH 溢价率缩小 8.251 个百分点（全样本 116 支股票为 12.427 个百分点）。

在 *Openness1* 指标以外，考虑沪港通开通哑变量对 AH 溢价率的影响。如表 4 所示，哑变量 $D_{SH\text{Connect}}$ 的回归系数显著为负，且模型的解释能力略强于 *Openness1* 指标，尤其是对 9 家三地上市企业股票的 AH 溢价率来说，表明沪港通开通确实增强了股市的价格发现能力，缩小了 AH 溢价率。而图 1 所示的恒生 AH 溢价率指数在 2014 年 12 月以后的跃升，主要是由美元指数、市场情绪等因素的系统性变化导致的，相应解释变量在该时点前后的均值和方差差异显著可以支撑这个判断。这一解释丰富了现有文献关于沪港通影响价差的研究结论（Nishimura 等，2018；Chan & Kwok，2015）。

表 4: AH 溢价率的影响因素分析

变量	116 家企业				9 家三地上市企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
美元指数	12.560*** (0.357)	-7.075*** (0.519)	23.521*** (0.746)	9.123*** (0.553)	-14.276*** (1.012)	-39.147*** (1.363)	21.032*** (1.924)	-4.220*** (1.437)
市场情绪 (A、H 市销率之比)	25.521*** (0.193)	28.388*** (0.199)	27.371*** (0.222)	29.904*** (0.198)	28.885*** (0.458)	32.639*** (0.474)	35.369*** (0.545)	37.558*** (0.459)
股息率之比	-34.971*** (0.095)	-34.198*** (0.096)	-34.825*** (0.096)	-32.540*** (0.097)	-28.984*** (0.248)	-28.011*** (0.248)	-27.661*** (0.254)	-22.174*** (0.258)
流动性不足指标 (A-H)	-0.008* (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.036*** (0.005)	-0.708*** (0.035)	-0.793*** (0.035)	-0.825*** (0.035)	-1.067*** (0.034)
投机动机	0.262*** (0.061)	0.537*** (0.061)	0.233*** (0.061)	-0.462*** (0.062)	0.041 (0.204)	0.329 (0.202)	-0.578*** (0.205)	-1.956*** (0.197)
信息不对称	0.634*** (0.040)	0.590*** (0.039)	0.698*** (0.040)	0.650*** (0.039)	-1.480*** (0.177)	-1.504*** (0.175)	-1.014*** (0.177)	-1.649*** (0.167)
ln 总市值	-5.597*** (0.024)	-5.598*** (0.024)	-5.574*** (0.024)	-5.014*** (0.025)	-2.681*** (0.071)	-2.595*** (0.070)	-2.646*** (0.071)	-2.400*** (0.067)
Openness1		-34.395*** (0.662)		-29.616*** (0.657)		-41.930*** (1.560)		-26.406*** (1.511)
$D_{SH\ Connect}$			-2.612*** (0.156)				-8.737*** (0.406)	
$D_{Short-sell}$				-6.496*** (0.083)				-12.614*** (0.222)
常数项	12.644*** (1.655)	136.490*** (2.897)	-39.270*** (3.514)	53.719*** (3.052)	120.806*** (4.746)	275.339*** (7.421)	-47.375*** (9.127)	95.470*** (7.749)
观测值数	243,484	243,484	243,484	243,484	31,857	31,857	31,857	31,857
Adj-R ²	0.601	0.605	0.601	0.615	0.452	0.464	0.460	0.514

（四）汇率改革影响 A-ADR、AH 溢价率对汇率预期和美元指数的敏感性

1994 年人民币官方汇率与外汇调剂价格正式并轨以来，我国一直实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制。2005 年 7 月 21 日，我国对完善人民币汇率形成机制进行改革，实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。2015 年 8 月 11 日，中国人民银行再次对人民币汇率形成机制进行改革，进一步增强了市场机制在汇率形成机制中的作用。2005 年至 2015 年两次汇率改革期间，人民币兑美元汇率升值 26% 以上、实际有效汇率升值 58%（Das, 2019）。2015 年“811”汇改以来，人民币汇率进入贬值通道，市场的贬值预期强烈，尤其 2015 年至 2018 年，离岸人民币的贬值预期明显强于在岸人民币（图 2）。在此背景下，人民币对美元汇率“7”成为重要的投资者心理阈值。

对比汇改以来、汇率破“7”后的在岸和离岸人民币汇率对 A-ADR 溢价率的影响，可以检验我国汇率改革政策的效果。如表 5 所示，“811”汇改以来，在岸汇率对 A-ADR 溢价率的影响大幅增强，美元指数的影响减弱（对比表 2 第(2)列），在 2019 年离岸和在岸人民币汇率相继破“7”以来，在岸汇率的影响进一步增强，可以更有力度地解释 A-ADR 溢价。这一结论反映了我国资本市场发展和汇率改革的积极成效⁶。一是随着金融开放的推进，A 股和美股之间的联系增强，人民币兑美元汇率作为重要的资本市场价格对美国市场的影响随之增强。二是“811”汇改后，在岸人民币汇率的双向浮动弹性逐步增强，投资者对汇率变动的适应性相应增强。三是在汇率跌破“7”这一重要心理阈值后，投资者对汇率变化更加敏感。

表 5：基于 A-ADR 溢价率分析汇率改革效果

变量	2015 年 8 月 11 日汇改以来		2019 年 8 月 5 日市场汇率破 7 以来	
	(1)	(2)	(3)	(4)
预期汇率变动 (在岸汇率 CNY)	35.602*** (3.417)		81.865*** (8.332)	
预期汇率变动 (离岸汇率 CNH)		3.754 (2.452)		76.410*** (7.998)
市场情绪 (市销率之比)	4.065*** (1.509)	6.245*** (1.671)	75.834*** (6.941)	96.444*** (6.176)
股息率	-1.863*** (0.052)	-1.888*** (0.053)	-1.538*** (0.068)	-1.522*** (0.070)
流动性不足指标	71.460*** (2.513)	73.496*** (2.534)	69.174*** (2.842)	70.808*** (2.903)
投机动机	7.332*** (0.360)	7.418*** (0.365)	-13.923*** (0.987)	-13.410*** (1.001)
信息不对称	2.750*** (0.176)	3.333*** (0.173)	-1.165*** (0.244)	-0.510** (0.240)
美元指数	52.862***		76.055***	

⁶为观察汇率和金融开放对 A-ADR 溢价率影响程度的动态变化，我们以 36 个月的时间窗口滚动测算预期汇率变动、美元指数和 Openness1 指标的回归系数（月度频率），仅保留系数显著的结果，相应的 adj-R² 均大于 0.4。结果显示，在岸汇率的预期变动对 A-ADR 溢价率的影响在 2015 年 8 月、2019 年下半年等时点显著增强，与“811”汇率改革和汇率破“7”的时间大致吻合；在这两个时点前后，美元指数的影响明显弱化，印证了人民币汇率作为资本市场价格的有效性增强的结论。从动态影响看，金融开放缩小 A-ADR 溢价率的效果在 2010 年以前较为稳定，在 2013-2014 年间最为显著，但 2017 年以来金融开放的边际效应有所弱化。

	(4.063)		(9.343)	
常数项	-229.292***	23.547***	-366.300***	-12.200***
	(19.671)	(0.917)	(43.349)	(3.032)
观测值数	10,610	10,610	1,962	1,962
Adj-R ²	0.250	0.231	0.415	0.382

对 AH 溢价率的分析进一步验证了汇率改革的有效性。考虑汇率改革影响 AH 溢价率对美元指数敏感性的分析结果如表 6 所示。在 2014 年底沪港通开通的背景下，“811”汇改降低了 AH 溢价率对美元指数的敏感性，表明香港市场投资者逐渐适应人民币兑港元汇率的波动⁷。汇改对全样本股票 AH 价差的影响幅度小于对 9 家三地上市企业的影响幅度，可能体现了不同投资者对股票的差异化汇率溢价要求。虽然 2019 年 8 月人民币兑美元汇率跌破“7”以后，AH 溢价对美元指数的敏感性有所上升，但美元指数对 9 家三地上市企业 AH 溢价率的影响幅度约为“811”汇改影响的三分之二，表明人民币汇率改革的成效已经基本夯实，汇率弹性进一步加强。

表 6：汇率机制转换影响 AH 溢价率对美元指数的敏感性

变量	全样本		9 家三地上市企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
美元指数	14.865*** (0.677)	-59.088*** (1.498)	4.430** (1.756)	-53.916*** (3.019)
市场情绪（市销率之比）	25.648*** (0.195)	8.941*** (0.329)	30.956*** (0.483)	16.171*** (0.649)
股息率之比	-34.962*** (0.095)	-48.811*** (0.163)	-28.520*** (0.250)	-53.634*** (0.408)
流动性不足指标	-0.009* (0.005)	-0.068*** (0.004)	-0.740*** (0.035)	-0.019 (0.060)
投机动机	0.236*** (0.062)	0.277*** (0.075)	-0.568*** (0.209)	-1.570*** (0.284)
信息不对称	0.637*** (0.040)	2.454*** (0.073)	-1.640*** (0.177)	-0.173 (0.209)
ln 总市值	-5.592*** (0.024)	-3.386*** (0.029)	-2.689*** (0.071)	-0.437*** (0.070)
D _{811 汇改} · 美元指数	-0.111*** (0.028)		-0.984*** (0.076)	
D _{2019 年汇率破 7} · 美元指数		0.738*** (0.023)		0.639*** (0.049)
常数项	-542.392*** (10.642)	167.179*** (25.907)	33.217*** (8.228)	318.354*** (14.538)
观测值数	243,484	102,491	31,857	10,306
Adj-R ²	0.601	0.674	0.455	0.676

注：D_{811 汇改} 是 2015 年 8 月 11 日汇改以来的时间哑变量，D_{2019 年汇率破 7} 是 2019 年 8 月 5 日美元兑人民币市场汇率破 7 以来的时间哑变量（基于 2015 年 8 月 11 日至 2020 年 6 月 30 日的样本）。

⁷滚动回归结果显示，美元指数对 AH 溢价率的影响随时间推移波动较大，在 2008 年全球金融危机爆发后明显增强，但在沪港通、深港通开通的时间节点前后明显弱化。金融开放缩小 AH 溢价率的效果在 2017 年以前较为显著，此后边际弱化。

（五）跨市场价差影响因素的相对重要性分析

为了进一步分析主要变量对溢价率解释能力的相对强度，我们参照 Harmon & Walker(1995), Shea(1997), Artavanis 等(2015)等研究，基于最优模型计算各解释变量的偏R² (partial R²)。具体而言，在最优模型基础上，通过逐个剔除解释变量，保留其他变量，记录简化模型的拟合情况，再比较简化模型和最优模型的误差平方和 (SSE)⁸。偏R²的值越大，表示相应变量越重要。

总体看，在决定 A 股相对溢价方面，微观因素的重要性大于中观和宏观因素的重要性。如表 7 所示，对 A-ADR 溢价率解释能力最强的因素主要包括股息率、金融开放、投机动机、流动性。这表明 A 股区别于一般经济体股票相对于 ADR 的高溢价主要与中国资本市场的特殊性有关。金融市场的有序开放、A 股投资者较强的投机动机、股票的流动性不强，都是造成 A 股溢价的重要原因。从基于离岸汇率计算的 A-ADR 溢价影响因素看，投资者最看重金融开放。对 AH 溢价而言，股息率和金融开放程度的贡献最大，而市场情绪和融资融券的重要性强于投资者投机动机和非流动性指标等因素，后者的偏R²甚至小于 0.02。中观因素在解释 AH 溢价率中的相对重要程度强于 A-ADR 溢价率，可能翻译了 A 股和 H 股市场间较强的跨市场羊群效应。

自“811”汇率改革以来，预期汇率变动的偏 R²从超过 0.04 降低到不足 0.002，其重要程度明显降低，再度印证了我们对汇率改革政策积极效果的判断，即汇率改革的效果已经夯实，且境外投资者日益适应人民币汇率的波动。

表 7：主要解释变量的偏R²

变量	A-ADR 溢价率				AH 溢价率	
	在岸汇率		离岸汇率		116 家 AH 上市企业	9 家三地上市企业
	2005 年 8 月以来	“811”汇改以来	2005 年 8 月以来	“811”汇改以来		
预期汇率变动	0.044	0.001	0.042	0.002	--	--
宏观						
美元指数	0.020	0.001	--	--	0.000	0.005
金融开放	0.067	0.074	0.329	0.096	0.259	0.281
中观						
市场情绪	0.120	0.002	0.048	0.005	0.030	0.116
融资融券	0.035	--	0.032	--	0.031	0.127
股息率	0.183	0.114	0.166	0.116	0.386	0.159
微观						
流动性指标	0.029	0.060	0.075	0.062	0.016	0.012
投机动机	0.041	0.038	0.165	0.105	0.007	0.000
信息不对称	0.025	0.014	0.035	0.011	0.002	0.009

注：鉴于金融开放数据的可得性，本表样本区间为 2004-2019 年。

五、结论和政策含义

本文通过对比 A 股、H 股及 ADR 之间个股溢价率，发现 H 股和 ADR 之间

⁸偏R²之和不必然等于模型的R²。由变量 x (其他变量记为 A) 解释的增量部分可表示为： $R^2_{x|A} = \frac{SSR(x|A)}{SSE(A)} = \frac{SSE(A) - SSE(A,x)}{SSE(A)}$ 。

价差极低，显示香港和美国市场高度融合，而 A 股相对于 H 股和 ADR 存在显著溢价，说明内地与境外市场存在分割。市场分割通过宏观、中观、微观层面多类因素影响了投资者的估值，进而影响了 AH 和 A-ADR 溢价。这些因素包括宏观层面的预期汇率变动和市场开放程度，中观层面的市场情绪，以及微观层面的股息率、流动性不足、投机动机、信息不对称等，其中，微观因素的重要性大于中观和宏观因素的重要性。值得关注的还包括以下几方面，一是个股股息率在所有溢价分析结果中基本都是决定性因素，主要原因是国际投资者最重视的基本面因素。二是市场情绪在解释 AH 溢价率中的重要程度强于 A-ADR 溢价率，可能反映了 A、H 股之间的跨市场羊群效应等非理性行为强于 A 股、美股之间。三是境外投资者对内地金融市场的开放程度较为敏感，对人民币汇率变动的接受程度增强。

从价差影响因素的相对重要性看，中国股市仍不成熟。A 股区别于一般经济体股票对应的 ADR 高溢价主要与资本市场开放、A 股投资者的投机动机、A 股股票缺乏流动性有关。从 116 对 A-H 股票对的分析结果看，金融开放和市场情绪也是 AH 溢价的重要影响因素，反映了中国股市在金融开放程度、投资者理性程度等方面的不足。

实证的结果可以用来检验汇率制度改革和金融市场开放的政策效果。“811”汇改以来，在岸汇率的预期变化对 A-ADR 溢价率的影响大幅增强，发挥了资本市场价格基础的作用，而美元指数的影响有所弱化，印证了我国汇率市场化改革的显著成效；同时，预期（在岸）汇率变动在影响因素中的优先度降低，反映了境外投资者对我国汇率的市场化波动接受度有所增强。此外，个股数据同样验证了张雪春等（2020）的结论，即沪深港通后 AH 溢价的跳升是由汇率等因素导致，而沪深港通增强了 A 股的价格发现能力。

实证结果同时说明，以下举措有利于提升 A 股价格发现功能，缩小 A 股相对与 ADR 和 H 股的溢价率：一是提升人民币汇率灵活程度和稳定的汇率预期，二是融资融券等加强 A 股市场规则向国际规则靠拢的措施，三是提升 A 股市场与国际市场资金联通以及中国金融市场的开放程度，四是发展长期机构投资者，弱化 A 股投资者的投机动机，五是合理设定境内外股息率，提升中资企业 A 股和 ADR 的投资价值。

未来，由于地缘政策环境变化，A 股与 H 股的 ADR 价差很可能呈现不同的特点甚至趋势，越来越多的中概股可能被迫从美国退市并在香港上市，值得学术界关注。尤其是，交叉上市的定价机制或许能产生跨市场的外部性，交叉上市的股票价格会高于在单个市场上市的价格，那么在两个市场上市就是企业的内生最优选择。

参考文献

- [1] 陈学胜 覃家琦,2013:《交叉上市股票价格发现能力差异及交易信息含量测度》,《中国管理科学》第 21 卷第 02 期。
- [2] 陈学胜 周爱民,2009:《交叉上市股票价格发现及贡献差异的横截面分析》,《中国管理科学》第 17 卷第 02 期。
- [3] 胡章宏 王晓坤,2008:《中国上市公司 A 股和 H 股价差的实证研究》,《经济研究》第 04 期。
- [4] 黄瑜琴 胡聂风 李汉军,2015:《我国融券制度的推出是否减小了 AH 股价差?》,《投资研究》第 34 卷第 09 期。
- [5] 江百灵 叶文娛,2012:《区际风险分担与汇率风险因素:对 AH 股价差的一个新解释》,《经济学动态》第 06 期。
- [6] 李媛 吴菲菲,2016:《A+H 双重上市公司股票价格差异与汇率变动研究》,《国际贸易问题》第 02 期。
- [7] 陆瑶 施新政 杨博涵 张叶青,2018:《沪港通实施、资本流动与 A-H 股溢价》,《经济学报》第 5 卷第 01 期。
- [8] 张雪春 贾彦东 吕婷婷,2020:《A 股 H 股溢价分析:宏观视角》,中国人民银行工作论文 2020 年第 4 号。
- [9] Alexander, G. J., Eun, C. S., & Janakiraman, S. (1987). Asset pricing and dual listing on foreign capital markets: A note. *The Journal of Finance*, 42(1), 151-158.
- [10] Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5 (1): 31-56.
- [11] Amihud, Y., Hameed, A., Kang, W., & Zhang, H. (2015). The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics*, 117 (2): 350-368.
- [12] Arquette, G. C., Brown Jr, W. O., & Burdekin, R. C. (2008). US ADR and Hong Kong H-share discounts of Shanghai-listed firms. *Journal of Banking & Finance*, 32(9), 1916-1927.
- [13] Artavanis, N.T., Morse, A., & Tsoutsoura, M. (2015). Tax evasion across industries: soft credit evidence from Greece. NBER Working Paper 21552.
- [14] Atanasova, C., & Li, M. (2018). Multi-market trading and liquidity: Evidence from cross-listed companies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 53, 117-138.
- [15] Auguste, S., Dominguez, K. M., Kamil, H., & Tesar, L. L. (2006). Cross-border trading as a mechanism for implicit capital flight: ADRs and the Argentine crisis. *Journal of Monetary Economics*, 53(7), 1259-1295.
- [16] Bae, S. C., Kwon, T. H., & Li, M. (2008). Foreign exchange rate exposure and risk premium in international investments: Evidence from American depositary receipts. *Journal of Multinational Financial Management*, 18(2), 165-179.

- [17] Baruch, S., Andrew Karolyi, G., & Lemmon, M. L. (2007). Multimarket trading and liquidity: theory and evidence. *The Journal of Finance*, 62(5), 2169-2200.
- [18] Beckmann, K.S., Ngo, T., Wang, D., (2015). The informational content of ADR mispricing. *Journal of Multinational Finance Management*. 32-33, 1-14.
- [19] Blau, B. M., Van Ness, R.A., Warr, R.S. (2012). Short selling of ADRs and foreign market short-sale constraints. *Journal of Banking & Finance*, 36(3), 886-897.
- [20] Burdekin, R. C., & Siklos, P. L. (2018). Quantifying the impact of the November 2014 Shanghai-Hong Kong stock connect. *International Review of Economics & Finance*, 57, 156-163.
- [21] Chakravarty, S., Sarkar, A., & Wu, L. (1998). Information asymmetry, market segmentation and the pricing of cross-listed shares: theory and evidence from Chinese A and B shares. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8(3-4), 325-356.
- [22] Chan, K., Menkveld, A. J., & Yang, Z. (2008). Information asymmetry and asset prices: Evidence from the China foreign share discount. *The Journal of Finance*, 63(1), 159-196.
- [23] Chan, M.K., Kwok S.S. (2015). Capital account liberalization and dynamic price discovery: evidence from Chinese cross-listed stocks. *Applied Economics*, 48(6), 517-535.
- [24] Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C. (2002). Breadth of ownership and stock returns. *Journal of financial Economics*, 66(2-3), 171-205.
- [25] Chen, H., & Choi, P. M. S. (2012). Does information vault Niagara falls? Cross-listed trading in New York and Toronto. *Journal of Empirical Finance*, 19(2), 175-199.
- [26] Das, S. (2019). China's Evolving Exchange Rate Regime, IMF Working Paper WP/19/50.
- [27] De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- [28] Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1987). Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 277-311.
- [29] Ding, H., Jin, Y., Koedijk, K.G., Wang, Y. (2020). Valuation effect of capital account liberalization: Evidence from the Chinese stock market, *Journal of International Money and Finance*, 107, 1-8.
- [30] Domowitz, I., Glen, J., & Madhavan, A. (1997). Market segmentation and stock prices: Evidence from an emerging market. *The Journal of Finance*, 52(3), 1059-1085.
- [31] Eichler, S. (2011). Exchange rate expectations and the pricing of Chinese cross-listed stocks. *Journal of Banking & Finance*, 35(2), 443-455.
- [32] Eichler, S., Karmann, A., & Maltritz, D. (2009). The ADR shadow exchange rate as an early warning indicator for currency crises. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 1983-1995.

- [33] Errunza, V., & Losq, E. (1985). International asset pricing under mild segmentation: Theory and test. *The Journal of Finance*, 40(1), 105-124.
- [34] Errunza, V., & Losq, E. (1989). Capital flow controls, international asset pricing, and investors' welfare: A multi - country framework. *The Journal of Finance*, 44(4), 1025-1037.
- [35] Frijns, B., & Zwinkels, R. C. (2018). Time-varying arbitrage and dynamic price discovery. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 91, 485-502.
- [36] Gagnon, L., & Karolyi, G. A. (2010). Multi-market trading and arbitrage. *Journal of Financial Economics*, 97(1), 53-80.
- [37] Goldstein, I., Li, Y., & Yang, L. (2014). Speculation and hedging in segmented markets. *The Review of Financial Studies*, 27(3), 881-922.
- [38] Grammig, J., Melvin, M., & Schlag, C. (2005). Internationally cross-listed stock prices during overlapping trading hours: price discovery and exchange rate effects. *Journal of Empirical Finance*, 12(1), 139-164.
- [39] Greenwood, R., Hanson, S. G., & Liao, G. Y. (2018). Asset price dynamics in partially segmented markets. *The Review of Financial Studies*, 31(9), 3307-3343.
- [40] Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American economic review*, 70(3), 393-408.
- [41] Grossmann, A., Ngo, T. (2020). Economic policy uncertainty and ADR mispricing. *Journal of Multinational Financial Management*, 55, 1-19.
- [42] Grossmann, A., Ngo, T., & Simpson, M. W. (2017). The asymmetric impact of currency purchasing power imparities on ADR mispricing. *Journal of Multinational Financial Management*, 42, 74-94.
- [43] Hansen, L. P., & Sargent, T. J. (2008). *Robustness*. Princeton University Press.
- [44] Harrison, J. M., & Kreps, D. M. (1978). Speculative investor behavior in a stock market with heterogeneous expectations. *The Quarterly Journal of Economics*, 92(2), 323-336.
- [45] Harmon, C., & Walker, I. (1995). Estimates of the economic return to schooling for the United Kingdom. *The American Economic Review*, 85(5), 1278-1286.
- [46] Hietala, P. T. (1989). Asset pricing in partially segmented markets: Evidence from the Finnish market. *The Journal of Finance*, 44(3), 697-718.
- [47] Hong, H., & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *The Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525.
- [48] Huo, W., Fu, C., Huang, Y., & Zheng, S. X. (2018). The valuation of ADR IPOs. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 53, 215-226.
- [49] Jithendranathan, T., Nirmalanandan, T. R., & Tandon, K. (2000). Barriers to international investing and market segmentation: Evidence from Indian GDR market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 8(3-4), 399-417.

- [50] Jurado, K. (2016). Advance information and distorted beliefs in macroeconomic and financial fluctuations. Working papers.
- [51] Kadiyala, P., & Kadiyala, P. (2004). ADRs as leading indicators of exchange rates. *Emerging Markets Review*, 5(1), 83-107.
- [52] Lamont, O. A., & Thaler, R. H. (2003). Anomalies: The law of one price in financial markets. *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 191-202.
- [53] Ma, R., Deng, C., Cai, H., & Zhai, P. (2019). Does Shanghai-Hong Kong Stock Connect drive market comovement between Shanghai and Hong Kong: A new evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 50, 100980.
- [54] Mei, J., Scheinkman, J., & Xiong, W. (2009). Speculative trading and stock prices: Evidence from Chinese A-B share premia. *Annals of Economics and Finance*, 10(2), 225-255.
- [55] Miller, E. M. (1977). Risk, uncertainty, and divergence of opinion. *The Journal of Finance*, 32(4), 1151-1168.
- [56] Nishimura, Y., Tsutsui, Y., & Hirayama, K. (2018). Do international investors cause stock market spillovers? Comparing responses of cross-listed stocks between accessible and inaccessible markets. *Economic Modelling*, 69, 237-248.
- [57] Pascual, R., Pascual-Fuster, B., & Climent, F. (2006). Cross-listing, price discovery and the informativeness of the trading process. *Journal of Financial Markets*, 9(2), 144-161.
- [58] Pavlidis, E. G., & Vasilopoulos, K. (2020). Speculative bubbles in segmented markets: Evidence from Chinese cross-listed stocks. *Journal of International Money and Finance*, 109, 102222.
- [59] Rabinovitch, R., Silva, A. C., & Susmel, R. (2003). Returns on ADRs and arbitrage in emerging markets. *Emerging Markets Review*, 4(3), 225-247.
- [60] Ross, S. A. (1977). The capital asset pricing model (CAPM), short-sale restrictions and related issues. *The Journal of Finance*, 32(1), 177-183.
- [61] Shea, J. (1997). Instrument relevance in multivariate linear models: A simple measure. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 348-352.
- [62] Stigler, M., Shah, A., & Patnaik, I. (2010). Understanding the ADR premium under market segmentation. National Institute of Public Finance and Policy Working paper.
- [63] Stulz, R. M., & Wasserfallen, W. (1995). Foreign equity investment restrictions, capital flight, and shareholder wealth maximization: Theory and evidence. *The Review of Financial Studies*, 8(4), 1019-1057.
- [64] Sun, Q., & Tong, W. H. (2000). The effect of market segmentation on stock prices: The China syndrome. *Journal of Banking & Finance*, 24(12), 1875-1902.
- [65] Wang, W., & Yang, M. (2014). New determinants to Chinese ADRs' long term performance. *Journal of Finance and Accountancy*, 17, 1-18.

- [66] Wu, C., & Chen, K. (2015). Return transmissions between ADRs and A-shares of dual-listed Chinese firms. *Managerial Finance*. 41(5), 465-479.
- [67] Wu, J., Lin, J., Yang, Z., & Dong, L. (2020). Effects of cross-border capital flows on stock returns of dual-listed firms in mainland China and Hong Kong: Evidence from a natural experiment. *Pacific Economic Review*, 2020, 1-29.
- [68] Wu, Q., Hao, Y., & Lu, J. (2017). Investor sentiment, idiosyncratic risk, and mispricing of American Depository Receipt. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 51, 1-14.

附录

附录 A1 命题 2 的证明

命题 2: 当 $\mathbb{E}[e_1] = e_0$ 即 $e = 1$ 时, 金融开放程度越大 (θ 越大) 价差越小, 即 $\frac{\partial \Gamma}{\partial \theta} < 0$ 。

证明: 当 $e = 1$ 时,

$$\Gamma = \gamma \left(\frac{\theta}{1 - \varphi(1 - \theta^2)} - 1 \right) \varphi \sigma_v$$

其中,

$$\begin{aligned} \varphi &= \frac{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e)}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e) + \theta \sigma_v} \\ \frac{\partial \varphi}{\partial \theta} &= -\frac{\varphi(1 - \varphi)}{\theta} < 0. \end{aligned}$$

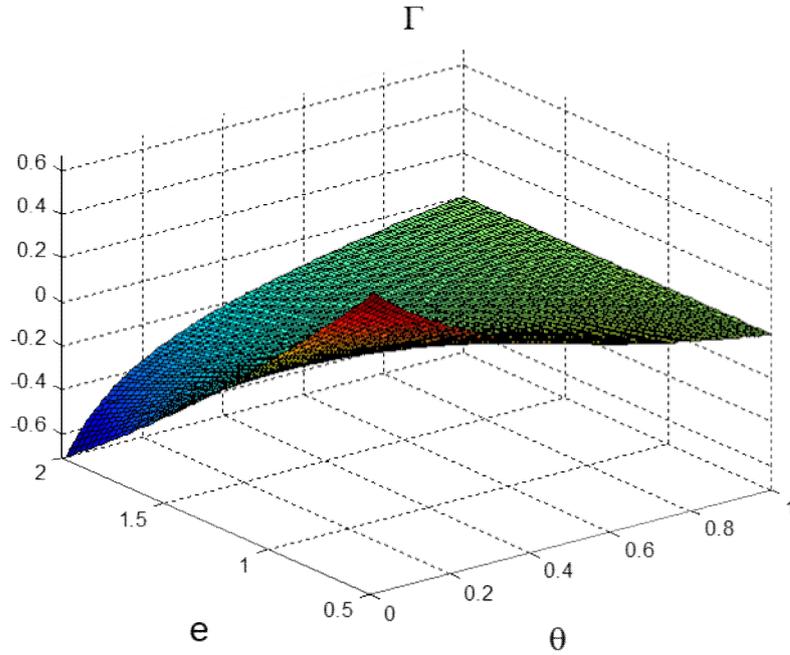
从而可得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Gamma}{\partial \theta} &= \gamma \sigma_v \left[\left(\frac{\theta}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} - 1 \right) \frac{\partial \varphi}{\partial \theta} + \frac{\varphi(1 - \varphi - \varphi \theta^2)}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} \right] \\ &= \gamma \sigma_v \frac{\varphi}{\theta(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} [(1 - \varphi)(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2 - \varphi \theta^3] \\ &= \gamma \sigma_v \frac{\varphi}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} \left[\frac{\sigma_v(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e) + \theta \sigma_v} - \varphi \theta^2 \right] \\ &= \gamma \sigma_v \frac{\varphi \theta^2}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} \left[\frac{\sigma_v}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e) + \theta \sigma_v} \left(\frac{\sigma_v}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e) + \theta \sigma_v} \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \varphi \theta^2 - \varphi \right) \right] \\ &= \gamma \sigma_v \frac{\varphi^2 \theta^2}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} \left[\frac{\sigma_v}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e)} \left(\frac{\theta v^2 \sigma_e + \theta \sigma_v(1 + \sigma_e) + \sigma_v}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e) + \theta \sigma_v} \right)^2 \right. \\ &\quad \left. - 1 \right] \\ &= -\gamma \sigma_v \frac{\varphi^2 \theta^2}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} \frac{\sigma_v(v^2 + \sigma_v)\sigma_e}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e)} \left[\left(\frac{\theta v^2 \sigma_e + \theta \sigma_v(1 + \sigma_e) + \sigma_v}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e) + \theta \sigma_v} \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + 1 \right) \frac{1 - \theta}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e) + \theta \sigma_v} + 1 \right] \\ &= -\gamma \sigma_v \frac{\varphi^2 \theta^2}{(1 - \varphi + \varphi \theta^2)^2} \frac{\sigma_v(v^2 + \sigma_v)\sigma_e}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e)} \left[\left(\frac{\theta v^2 \sigma_e + \theta \sigma_v(1 + \sigma_e) + \sigma_v}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e)} \right) \varphi \right. \\ &\quad \left. + 1 \right) \frac{1 - \theta}{v^2 \sigma_e + \sigma_v(1 + \sigma_e)} \varphi + 1 \right] \end{aligned}$$

因此, $\frac{\partial \Gamma}{\partial \theta} < 0$ 。命题得证。■

附录 A2 模型性质的数值分析

本文的分析表明，在一定情景下，本币汇率的升值预期和金融开放程度提高都能缩小价差。为了更好地理解本文模型在更一般的情景下的价差特征，接下来通过数值方法进行相关模拟和分析。模拟结果显示，本币汇率预期升值幅度越大（ e 越大）则价差越小，金融开放程度越高（ θ 越大）则价差越小，并且金融开放程度越高，汇率预期对价差的边际作用也就越小（附图 1）。



附图 1. 汇率预期与资本市场开放对价差的影响

注：参数设定为 $\gamma = 1$ 、 $\nu = 1.2$ 、 $\sigma_e = 0.1$ 、 $\sigma_v = 0.1$ 。

附表 1: ADR 样本股票列表

编码	简称	H 股 (主板)		美股		A 股 (主板)			企业属性	
		代码	上市日期	代码	上市日期	代码	上市日期	融资融券生效 起始日	公司属性	所属行业
1	上海石化	0338	1993/7/26	SHI.N	1993/7/26	600688	1993/11/8	2013/9/16	中央国企	能源
2	广深铁路	0525	1996/5/14	GSH.N	1996/5/14	601333	2006/12/22	2013/1/31	中央国企	工业
3	东方航空	0670	1997/2/5	CEA.N	1997/2/4	600115	1997/11/5	2011/12/5	中央国企	工业
4	南方航空	1055	1997/7/31	ZNH.N	1997/7/30	600029	2003/7/25	2011/12/5	中央国企	工业
5	华能国际	0902	1998/1/21	HNP.N	1994/10/5	600011	2001/12/6	2013/1/31	中央国企	公用事业
6	中国石油	0857	2000/4/7	PTR.N	2000/4/6	601857	2007/11/5	2010/3/31	中央国企	能源
7	中国石化	0386	2000/10/19	SNP.N	2000/10/18	600028	2001/8/8	2010/3/31	中央国企	能源
8	中国铝业	2600	2001/12/12	ACH.N	2001/12/11	601600	2007/4/30	2010/3/31	中央国企	材料
9	中国人寿	2628	2003/12/18	LFC.N	2003/12/17	601628	2007/1/9	2010/3/31	中央国企	金融

注: A 股、H 股交叉上市的 116 对股票列表过长, 此处未予列示, 有兴趣的读者可向作者索取。

附表 2：单位根检验（2002 年 1 月-2020 年 6 月）

时间序列数据				
变量	Dickey-Fuller 统计量	p-value		
美元指数的对数值	-16.318	0.000		
预期汇率变动（人民币离岸）	-9.959	0.000		
预期汇率变动（人民币在岸）	-14.227	0.000		
预期汇率变动（港币）	-15.542	0.000		
市场情绪（A-ADR）	-13.614	0.000		
市场情绪（A-H）	-2.759	0.064		
面板数据				
变量	Fisher 统计量	p-value	Im-Pesaran-Shin 统计量	p-value
A-ADR 溢价率（离岸汇率,%）	-0.265	0.605	-4.245	0.000
A-ADR 溢价率（在岸汇率,%）	2.149	0.016	-5.679	0.000
股息率（A 股）	10.832	0.000	-9.278	0.000
流动性不足指标（A 股）	18.930	0.000	-16.140	0.000
投机动机（A 股）	83.574	0.000	-34.914	0.000
信息不对称（A-ADR）	26.546	0.000	-20.489	0.000
AH 溢价率	15.963	0.000	-20.173	0.000
股息率（A-H）	52.477	0.000	--	--
流动性不足指标（A-H）	109.280	0.000	-73.554	0.000
投机动机（A-H）	264.617	0.000	-120.000	0.000
信息不对称（A-H）	80.880	0.000	-77.850	0.000
ln 总市值	4.497	0.000	-5.965	0.000

注：面板数据单位根检验中，Fisher 统计量选取 Modified inv. chi-squared。面板单位根检验的原假设 H0：所有面板都包含单位根，Fisher-type 检验的备择假设 Ha：至少一个面板平稳，Im-Pesaran-Shin 检验的备择假设 Ha：有一些面板平稳。