

亲密关系视角下债券类金融资产 区位配置问题研究

王 伟 汪 玲 黄新飞 邱桓沛 *

摘要 首先,本文将债券类金融资产配置的两国模型拓展至三国模型,并据此提出债券类 FPI 应当更多地配置到“亲密关系”更高区域的结论。然后,利用 2001—2014 年间 67 个母国在 132 个东道国的债券类 FPI 头寸数据进行实证检验,发现基因距离、地理距离、制度距离对双边债券类 FPI 的影响显著为负,而移民、自由贸易协定、共同语言等变量则显著为正。最后,本文指出“一带一路”沿线国家与中国具有较强的“亲密关系”,是其吸引中国债券类金融资产流入的比较优势所在。

关键词 债券类 FPI, 亲密关系, 引力模型

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.15

一、引 言

自 20 世纪 90 年代以来,随着通信技术的高速发展,跨境金融资产交易的技术障碍不再存在,金融全球化程度不断提高,国际资产组合投资 (foreign portfolio investment, 下文简称 FPI) 的规模也呈指数级增长。根据 Lane and Milesi-Ferretti (2007) 的外部主权财富数据库,2013 年全球 FPI 资产累计达 528 380 亿美元,是 1990 年的 21.8 倍,占全球外部资产总量的 31.88%;FPI 负债总量 683 533 亿美元,是 1990 年的 20.8 倍,占全球总外部负债的 40.46%,FPI 资产负债规模已接近甚至超过对外直接投资 (FDI) 以及以银行贷款为主的其他投资 (other investment)。FPI 由股权类 FPI 以及债券类 FPI 两部分构成。其中对于债券类 FPI,全球总资产规模由 1990 年的 14 840 亿美元递增至 2013 年的 269 201 亿美元,总负债规模则由 1990 年的 21 623

* 王伟,中山大学岭南学院;汪玲,广东金融学院经济贸易学院;黄新飞,中山大学国际金融学院;邱桓沛,清华大学五道口金融学院博士后流动站,广发证券股份有限公司。通信作者及地址:汪玲,广东省广州市天河区迎福路 527 号广东金融学院教师办公楼 2306,510521;电话:13726739527;E-mail:wangling_sdu@163.com。本文得到国家自然科学基金青年项目(71603291、71703173)、国家社会科学基金重大项目(16ZDA042、17ZDA074)、广东省普通高校青年创新人才类项目(2018WQNCX119)、广州市哲学社科规划 2020 年度课题(2020GZGJ152)、中山大学“三大”建设专项资金(99123-18823306)支持。

亿美元递增至 2013 年的 372 480 亿美元，年均增长速度分别高达 12.59% 与 12.83%，分别占 FPI 资产负债总量的 50.95% 与 54.49%。从外部资产投资的视角，FPI 资产的收益率高于外汇储备资产；与 FDI 资产相比，FPI 资产流动性更好、资产风险分散程度更高；而与银行贷款相比，则又具备投资主体多样化、投资更为灵活的特征。鉴于以上重要优势，FPI 成为金融全球化背景下各国尤其是发达国家外部资产非常重要的构成部分。

对于中国而言，随着“走出去”战略的不断深化，海外资产的配置也呈多元化发展的趋势，由“藏汇于国”转变为“藏汇于民”，外汇储备不断降低，对外直接投资以及金融资产投资头寸不断增加。根据中国国际投资头寸表时间序列数据，截至 2016 年 9 月末，中国的债券类资产组合投资头寸共有 1 332 亿美元。随着中国资本账户开放程度的提高，对外金融资产投资也在逐渐扩大，重点面向发展中国家尤其是“一带一路”沿线国家的亚洲基础设施投资银行（简称亚投行）、丝路基金的成立，对中国海外资产的配置也提出了新的要求。而债券类金融资产凭借其在全球资产负债组合中的重要地位，以及与其他类别资产相比所独具的优势，必然也应当成为“一带一路”倡议下中国海外金融资产配置的重要组成部分。但是，正如中国社会科学院世界经济与政治研究所（2020，第 73 页）所述，“‘一带一路’地区多为发展中国家，经济基础整体较为薄弱，经济结构单一，经济稳定性较差；部分国家地缘政治复杂，政治更迭频繁，政治风险较高，而且内部社会弹性和偿债能力也较低，投资具有较大不确定性”，并且全球竞争力报告与 Chinn and Ito（2008）构造的金融开放度指标显示，“一带一路”沿线国家金融发展水平较低，金融开放程度较差。面对如此种种投资的不利因素，中国成立重点面向“一带一路”沿线国家的亚投行以及丝路基金，提倡不断扩大对“一带一路”沿线国家的投资具有哪些投资层面的意义呢？即从国际投资学的视角来分析，“一带一路”沿线国家的哪些特征是吸引中国投资的比较优势？

针对此问题，本文尝试进行如下创新：第一，在研究主体上，本文针对现有的研究多关注于股权类金融资产的跨境交易（Coeurdacier and Rey, 2013），而鲜有对债券资产进行研究的问题，对日益重要的跨境债券类金融资产交易进行分析。第二，本文在 Coeurdacier 和 Gourinchas（2016）的研究基础上，在实际汇率对冲动因下拓展债券类金融资产交易的理论分析框架，构建跨境债券类 FPI 交易引力模型的理论基础，理论论证亲密关系对跨境债券类金融资产交易的影响。第三，本文使用 67 个投资母国在 132 个东道国的双边债券类 FPI 头寸数据，实证检验体现两国之间“亲密关系”的变量（双边地理距离、基因距离、共同语言等）对双边债券类金融资产交易的重要影响，并且尤其关注了前人研究中忽略的基因距离变量。第四，本文结合中国实际，寻找与中国“亲密关系”较近的经济体，并借此论证与中国具有较近的“亲密关系”确实是“一带一路”沿线国家吸引中国债券类金融资产投资

的比较优势。

本文的具体结构安排如下：第二部分是文献综述，归纳总结国内外研究现状；第三部分是理论分析，构建债券类金融资产跨境交易的理论基础；第四部分是实证分析，从变量的显著性以及贡献度两个角度确定“亲密关系”变量的重要性；第五部分是本文的结论与政策建议部分。

二、文献综述

Portes *et al.* (2001)、Ports and Rey (2005) 是较早研究跨境金融资产交易的学者，其研究指出引力模型对双边跨境股权投资流动的解释力像贸易引力模型一样好，并且与贸易引力模型相似，双边股权投资与投资母国及东道国的规模正相关，与两国之间金融资产交易的信息成本负相关，具体的，与两国之间的地理距离、两国金融中心的时差负相关，与两国一年间电话通信分钟数、投资母国在东道国银行分支机构数成正比。Lane and Milesi-Ferretti (2008) 的研究则重点关注双边因素对权益类 FPI 的影响；他们发现股权类国际资产组合投资与双边商品贸易高度正相关，与两国之间的信息联系如共同语言、共同殖民地正相关，与双边地理距离负相关。Aviat and Coeurdacier (2007)、Coeurdacier and Guibaud (2011)、Bergin and Pyun (2016) 则重点关注两国之间股票收益率的相关性对跨境股权投资的影响，研究发现在合理解决内生性的情况下，两国股票投资收益率相关性越高，跨境股权投资头寸越小，这与股权投资分散化原则是一致的，同时，控制变量的回归结果均显示，双边股权投资头寸与母国及东道国股市市值的乘积正相关，与地理距离负相关，与共同语言、双边贸易正相关。

实证研究显示，引力模型确实能够较好地拟合现实数据，解释双边金融资产交易，因此，部分学者开始尝试构建金融资产交易引力模型的理论基础。其中，Martin and Rey (2004) 构造了一个金融资产内生的两国模型，发现风险分散化动机与市场分割能够解释金融一体化降低融资成本、资产价格随着投资者基础的扩大而增长、市场大小决定了国际资本流动等现象，同时认为金融市场的不完全竞争结构带来了权益持有的本土偏好。Okawa and Van Wincoop (2012) 为了解决金融资产交易引力模型理论基础薄弱的问题，从持有金融资产的目的是规避产出波动风险的角度出发，以信息不对称带来的金融摩擦为资产本土偏好的主要解释因素，建立了一个 N 国、N+2 种金融资产的一般均衡模型。作者认为在一系列合理的假设下，跨境资产持有的引力模型与商品贸易的引力模型类似，因此可以用其估计国际金融摩擦，并建立与这些摩擦相关的比较静态分析。

随着引力模型理论基础的构建，以及国际货币基金组织 CPIS 数据库、国际清算银行双边银行资产数据库的不断完善，金融资产交易引力模型的实证

研究也在不断地增加，并且呈现出两个发展趋势：第一，对跨境金融资产的考虑不再局限于股权类金融资产，同时也扩展到银行资产及债券类金融资产；第二，鉴于引力模型较为开放的框架，更多的因素被纳入跨境金融资产交易的研究中，对双边因素的考虑也不再局限于贸易引力模型重点考虑的地理距离、时差、共同语言等变量。

在对不同类别金融资产的研究中，Papaioannou (2009)、Kleimeier *et al.* (2013)、Niepmann (2015)、Bremus and Fratzscher (2015)、Bouvatier and Delatte (2015)、Cerutti *et al.* (2015)、Shirota (2015)、Brei and Peter (2018) 重点关注了双边银行资产的影响因素，而 Aggarwal *et al.* (2012)、Chițu *et al.* (2014)、Burger *et al.* (2018)、王伟等 (2018) 则是为数不多的关注债券类金融资产的研究，并且实证结果均显示，引力模型同样适用于银行资产以及债券类金融资产跨境交易的研究，即国家规模与双边金融资产头寸 (流量) 正相关，而地理距离、时差等代表信息沟通成本的变量则与之负相关。

而在对双边金融资产影响因素的分析中，首先需要强调的是制度因素。其中，Papaioannou (2009) 认为东道国制度质量的提升可以显著地促进银行资产的流入；而 Jain *et al.* (2017) 则认为东道国腐败程度对国际资产组合投资流入的影响是非线性的，呈倒 J 形，即中间腐败程度产生的负向效应最大；刘健 (2012) 则认为两国之间的制度质量差异越大，双边股权类金融资产交易就越小。其次，金融因素同样具有非常重要的影响。李坤望和刘健 (2012)、范小云等 (2012) 认为母国与东道国金融发展与金融开放水平越高，双边股权类资产投资头寸就越大；Niepmann (2015) 认为投资母国的银行部门效率相对于东道国越高，母国持有东道国的银行资产就越多；Burger *et al.* (2018) 发现如果东道国发行的债券是以投资母国货币计价的，则投资母国将更多地持有该债券。除以上因素之外，仍有大量研究从其他视角论证双边金融资产交易的影响因素，如 Chițu *et al.* (2014) 强调了历史的影响，发现美国投资者当前持有的外国债券差异的 10%—15% 可以由 70 年前的债券头寸解释；Aggarwal *et al.* (2012) 重点关注文化因素对双边股权及债券类 FPI 头寸的影响，认为文化以及文化距离能够缓解引力因素对双边 FPI 交易的阻碍；Kugler *et al.* (2018) 则发现移民能够推动移入国与母国之间的金融资本流动，并且信息摩擦越大，该效应越明显。

由以上研究可见，现有的研究主要存在以下两点不足：第一，研究对象多集中于跨境股权投资与银行资产投资，对债券类金融资产的研究较少，尤其是缺乏对跨境债券类金融资产交易的理论分析；第二，对代表两国之间的信息成本的变量考虑不够全面，如基因距离、自由贸易协定等同样会影响两国之间的信息沟通。而本文则尝试弥补上述不足，完善双边债券类 FPI 引力模型的理论与实证分析框架。

三、理论分析

由 Coeurdacier and Rey (2013)、Coeurdacier and Gourinchas (2016) 的研究可知，持有股权资产的动因是对冲汇率风险之外的其他不可在金融市场交易的风险，而持有债券资产的动机则是对冲实际汇率波动的风险。但是，上述研究主要针对资产本土偏好问题进行分析，即如何在本国与外国选择资产组合，并未讨论资产如何在诸多“外国”间进行配置。如 Chan *et al.* (2005) 所示，本土偏好 (home bias) 可以分为本国偏好 (domestic bias) 和外国偏好 (foreign bias) 两个部分。本国偏好反映了投资者在其资产组合中对本国资产的偏好程度，而外国偏好则是反映了投资者对除本国之外的外国市场的偏好程度。在两国模型中，仅能够体现本国偏好而并不能体现资产如何在不同的外国之间进行配置的外国偏好。因此，本文需要将其两国模型拓展至三国，用以分析国际资产组合的配置问题。由于债券类 FPI 是主要研究对象，本文在 Obstfeld and Rogoff (2005) (以下简称 OR) 的基础上，在汇率对冲动因下构建三国模型。

首先，本文设定效用函数如式 (1) 所示，其中 $\sigma > 1$ ，代表消费者是风险规避的，因此，当消费者遇到商品价格或者收入变动时，具有购买金融资产进行风险对冲的动因。 C^i 代表一国的总体消费水平，其中， $i = \{U, E, A\}$ ，代表模型重点分析的三个区域。一国的消费篮子中由 U, E, A 三个国家的商品组成。

$$U = \frac{(C^i)^{1-\sigma}}{1-\sigma}. \quad (1)$$

根据 OR (2005)，本文设定 U 国和 E 国是对称的，但与 A 国不对称。并且，由于贸易的本土偏好的存在，设定 $\alpha > 0.5$, $\delta > 0.5$ 代表本国居民更倾向于消费本国商品。由式 (2) 可见， U 国的消费篮子中本国商品 C_U^U 占比为 α ，消费 E 国商品 C_E^U 的比例为 β ，消费 A 国商品 C_A^U 的比例为 γ ($\gamma = 1 - \alpha - \beta$)， β, γ 同时又代表影响两国之间贸易摩擦的亲密关系，亲密关系越高，商品篮子中包含的该国商品的比重就越大； E 国消费的本国及 U, A 国的商品分别标记为 C_E^E, C_U^E, C_A^E ，并且系数与式 (2) 相同； A 国消费篮子中本国商品 C_A^A 的比重为 δ ， U, E 两国商品 C_U^A, C_E^A 所占比重均为 $(1 - \delta) / 2$ 。 η 为不同国家商品间的替代弹性， η 越大，代表两国商品间的替代弹性越强。

$$C^U = \left[\alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_U^U)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \beta^{\frac{1}{\eta}} (C_E^U)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \gamma^{\frac{1}{\eta}} (C_A^U)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (2)$$

$$C^E = \left[\alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_E^E)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \beta^{\frac{1}{\eta}} (C_U^E)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \gamma^{\frac{1}{\eta}} (C_A^E)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}},$$

$$C^A = \left[\delta^{\frac{1}{\eta}} (C_A^A)^{\frac{\gamma-1}{\eta}} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right)^{\frac{1}{\eta}} (C_U^A)^{\frac{\gamma-1}{\eta}} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right)^{\frac{1}{\eta}} (C_E^A)^{\frac{\gamma-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}.$$

本文在此使用消费篮子中外国商品的比重系数 β 、 γ 来代表本国与外国之间的亲密关系，具体理由如下：

第一，与 OR (2005)、Coeurdacier and Rey (2013) 的研究相似，消费篮子的系数代表贸易摩擦或者贸易本土偏好。贸易摩擦或者贸易本土偏好在直观上的主要原因是贸易壁垒。两国的亲密关系体现在制度比较接近，或者是两国地理位置比较接近，亲密程度越高，消费篮子中该国商品的占比就越大。因此，从贸易摩擦的视角，消费篮子中外国商品的比重系数 β 、 γ 可以体现两国之间的亲密关系。

第二，外国商品的比重系数 β 、 γ 能够体现两国消费篮子的相似程度。随着 β 的增加， E 国与 U 国消费篮子的构成越来越接近，当 $\alpha=\beta=1/2$ 时，两国的消费篮子完全相同；与此类似，随着 γ 的增加， A 国与 U 国消费篮子的构成越来越接近。而两国消费篮子的相似程度又与亲密关系紧密相关，两国之间的亲密关系越高，其消费篮子的构成必然就越接近。因此，从消费篮子相似程度的视角，消费篮子中外国商品的比重系数 β 、 γ 可以体现两国之间的亲密关系。

第三，消费篮子中的权重系数还和两国之间信息不对称程度有关。信息不对称程度体现在商品的搜寻成本。如 Eaton *et al.* (2009)、Arkolakis (2010) 指出，本国消费者对国外产品搜寻信息的成本比较高，消费者为了了解国外产品质量和价格等方面信息所付出的代价甚至超过了其消费多元化带来的效用提升 (Lewis, 1999)。并且，Allen (2014) 发现，搜寻成本的存在加剧了买卖双方的信息不对称程度，由此导致了价格的扭曲。因此，国内外之间的信息不对称对跨境商品选择有显著的影响。

并且，在跨境股权金融资产交易的理论与实证研究中已证实信息不对称对跨境金融资产交易的影响 (Martin and Rey, 2004; Okawa and Van Wincoop, 2012; Portes and Rey, 2005; Lane and Milesi-Ferretti, 2008)。因此，信息不对称的研究视角同样适用于分析债券类金融资产的跨境交易，即从信息不对称的视角，消费篮子中外国商品的比重系数 β 、 γ 可以体现两国之间的亲密关系，进而影响跨境债券类金融资产交易。

根据方程 (2)，一国总价格指数可被定义如式 (3) 所示， P_c^i 分别为 U 、 E 、 A 三国的价格指数，而 P^i 分别为三国生产产品的价格。根据 OR (2005)、Coeurdacier and Gourinchas (2016)，本文假定商品的一价定律成立，因此，每个国家消费相同商品的价格也是一致的。但是由于本土偏好的存在，即使在一价定律存在的情形下，每个国家的价格指数 P_c^i 也存在巨大的不同。因

此，在OR(2005)的模型设定中，主要通过本土偏好系数 α 、 β 、 δ 来体现贸易摩擦，并达到相似的效果。

$$\begin{aligned} P_C^U &= \left[\alpha (P^U)^{1-\eta} + \beta (P^E)^{1-\eta} + \gamma (P^A)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}, \\ P_C^E &= \left[\alpha (P^E)^{1-\eta} + \beta (P^U)^{1-\eta} + \gamma (P^A)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}, \\ P_C^A &= \left[\delta (P^A)^{1-\eta} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right) (P^U)^{1-\eta} + \left(\frac{1-\delta}{2}\right) (P^E)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}. \end{aligned} \quad (3)$$

根据对价格及价格指数的设定，三国之间的贸易条件 τ 以及双边实际汇率 q 可以表述如下：

$$\tau_{U, E} = \frac{P^E}{P^U}; \tau_{U, A} = \frac{P^A}{P^U}; \tau_{E, A} = \frac{P^A}{P^E} = \frac{\tau_{U, A}}{\tau_{U, E}}, \quad (4)$$

$$q_{U, E} = \frac{P_C^E}{P_C^U}; q_{U, A} = \frac{P_C^A}{P_C^U}; q_{E, A} = \frac{P_C^A}{P_C^E} = \frac{q_{U, A}}{q_{U, E}}. \quad (5)$$

根据Coeurdacier and Rey(2013)，在期末所有的收入都用于消费，由此可得U、E、A三国预算约束分别为：

$$\begin{cases} X^U = P_C^U C^U = B_U^U R_U + B_E^U R_E + B_A^U R_A + d^U \\ X^E = P_C^E C^E = B_E^E R_E + B_A^E R_A + B_U^E R_U + d^E, \\ X^A = P_C^A C^A = B_A^A R_A + B_E^A R_E + B_U^A R_U + d^A \end{cases} \quad (6)$$

其中， X^i 表示*i*国的总支出， d^i 表示*i*国的工资收入， R_i 表示*i*国债券的实际收益率， B_j^i 表示*i*国持有*j*国债券的头寸， $i, j = U, E, A$ 。

同时，根据债券市场的出清条件可以得到式(7)

$$\begin{cases} B_U^U + B_E^U + B_A^U = 0 \\ B_E^E + B_U^E + B_A^E = 0, \\ B_A^A + B_U^A + B_E^A = 0 \end{cases} \quad (7)$$

又由于U、E两国对称，因此有

$$\begin{cases} B_U^U = B_E^E \\ B_E^U = B_U^E \\ B_A^U = B_E^A \\ B_A^U = B_A^E \end{cases} \quad (8)$$

记 $B_U^U = B_1$, $B_E^U = B_2$, $B_A^U = B_3$,

因此，结合式(7)、(8)，式(6)可以改写为：

$$\begin{cases} X^U = B_1 R_U + B_2 R_E + B_3 R_A + d^U \\ X^E = B_1 R_E + B_2 R_U + B_3 R_A + d^E \\ X^A = (-2B_3)R_A + (-B_1 - B_2)R_E + (-B_1 - B_2)R_U + d^A \end{cases}. \quad (9)$$

将式(9)进行对数线性化，可得：

$$\begin{cases} \hat{X}^U = aB_1\hat{R}_U + aB_2\hat{R}_E + \left(1 - aB_1 - aB_2 - \frac{d^U}{\bar{X}^U}\right)\hat{R}_A \\ \hat{X}^E = aB_1\hat{R}_E + aB_2\hat{R}_U + \left(1 - aB_1 - aB_2 - \frac{d^E}{\bar{X}^E}\right)\hat{R}_A \\ \hat{X}^A = -b(B_1 + B_2)\hat{R}_U - b(B_1 + B_2)\hat{R}_E + \left[1 + 2b(B_1 + B_2) - \frac{d^A}{\bar{X}^A}\right]\hat{R}_A \end{cases}, \quad (10)$$

其中, $\frac{\bar{R}_U}{\bar{X}^U} = a$, $\frac{\bar{R}_E}{\bar{X}^E} = b$, $\hat{X}^U = \frac{B_1}{\bar{X}^U}\bar{R}_U\hat{R}_U + \frac{B_2}{\bar{X}^U}\bar{R}_E\hat{R}_E + \frac{B_3}{\bar{X}^U}\bar{R}_A\hat{R}_A$, \bar{R}_i 和 \bar{X}_i 分别表示 R_i 和 X_i ($i = U, E, A$) 的稳态。

根据式 (10), 可以得到 E 、 U 两国之间消费篮子的差异如式 (11) 所示, 其中 $R_{EU} = \hat{R}_E - \hat{R}_U$ 。

$$\hat{X}^E - \hat{X}^U = a(B_1 - B_2)(\hat{R}_E - \hat{R}_U) = a(B_1 - B_2)R_{EU}. \quad (11)$$

同样, A 、 U 两国之间消费篮子的差异如式 (12) 所示, 其中 $R_{AU} = \hat{R}_A - \hat{R}_U$, $R_{AE} = \hat{R}_A - \hat{R}_E$ 。

$$\begin{aligned} \hat{X}^A - \hat{X}^U &= [aB_1 + b(B_1 + B_2)]R_{AU} + [aB_2 + b(B_1 + B_2)]R_{AE} \\ &\quad + \left(\frac{d^U}{\bar{X}^U} - \frac{d^A}{\bar{X}^A}\right)\hat{R}_A. \end{aligned} \quad (12)$$

又总消费篮子的变动等于篮子商品价格的变动与消费篮子的变动:

$$\begin{cases} \hat{X}^U = \hat{P}_C^U + \hat{C}^U \\ \hat{X}^E = \hat{P}_C^E + \hat{C}^E \\ \hat{X}^A = \hat{P}_C^A + \hat{C}^A \end{cases}. \quad (13)$$

对于 i 国, 在预算约束式 (6) 最大化代表性消费者效用, 可以得到一阶条件

$$(C^i)^{-\sigma} = P_C^i. \quad (14)$$

将式 (14) 对数线性化可以得到

$$\hat{C}^i = -\frac{1}{\sigma}\hat{P}_C^i, \quad (15)$$

$$\hat{C}^E - \hat{C}^U = -1/\sigma(\hat{P}_C^E - \hat{P}_C^U). \quad (16)$$

即得到 Backus and Smith (1993) 条件, 所以

$$\begin{aligned} \hat{X}^E - \hat{X}^U &= (\hat{P}_C^E - \hat{P}_C^U) + (\hat{C}^E - \hat{C}^U) \\ &= (1 - 1/\sigma)(\hat{P}_C^E - \hat{P}_C^U) = (1 - 1/\sigma)\hat{q}_{UE}, \end{aligned} \quad (17)$$

$$\hat{X}^A - \hat{X}^U = (1 - 1/\sigma)(\hat{P}_C^A - \hat{P}_C^U) = (1 - 1/\sigma)\hat{q}_{UA}. \quad (18)$$

联立式 (11)、(12)、(17)、(18), 解出 B_1 、 B_2 , 有

$$\left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \hat{q}_{UE} = a(B_1 - B_2)R_{EU}, \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \hat{q}_{UA} &= [aB_1 + b(B_1 + B_2)]R_{AU} + [aB_2 + b(B_1 + B_2)]R_{AE} \\ &\quad + \left(\frac{d^U}{X^U} - \frac{d^A}{X^A}\right) \hat{R}_A. \end{aligned} \quad (20)$$

将等式(19)左右两边取协方差，有

$$B_1 - B_2 = \frac{1}{a} \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \frac{\text{Cov}(\hat{q}_{UE}, R_{EU})}{\text{Var}(R_{EU})}. \quad (21)$$

将等式(20)左右两边取协方差，由于U、E对称，设 $\text{Var}(R_{AU}) = \text{Cov}(R_{AE}, R_{AU})$ ，则

$$\begin{aligned} \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \text{Cov}(\hat{q}_{UA}, R_{AU}) &= (a + 2b)(B_1 + B_2)\text{Var}(R_{AU}) + \\ &\quad \left(\frac{d^U}{X^U} - \frac{d^A}{X^A}\right) \text{Cov}(\hat{R}_A, R_{AU}). \end{aligned} \quad (22)$$

所以

$$\begin{aligned} B_1 + B_2 &= \frac{1}{a + 2b} \times \\ &\quad \frac{(1 - 1/\sigma)\text{Cov}(\hat{q}_{UA}, R_{AU}) - (d^U/X^U - d^A/X^A)\text{Cov}(\hat{R}_A, R_{AU})}{\text{Var}(R_{AU})}. \end{aligned} \quad (23)$$

联立式(21)和式(23)，得出

$$\begin{aligned} B_U^U &= B_1 = \frac{1}{2a} \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \frac{\text{Cov}(\hat{q}_{UE}, R_{EU})}{\text{Var}(R_{EU})} \\ &\quad + \frac{1}{2(a + 2b)} \frac{(1 - 1/\sigma)\text{Cov}(\hat{q}_{UA}, R_{AU}) - (d^U/X^U - d^A/X^A)\text{Cov}(\hat{R}_A, R_{AU})}{\text{Var}(R_{AU})}, \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned} B_E^U &= B_2 = \frac{1}{2(a + 2b)} \times \\ &\quad \frac{(1 - 1/\sigma)\text{Cov}(\hat{q}_{UA}, R_{AU}) - (d^U/X^U - d^A/X^A)\text{Cov}(\hat{R}_A, R_{AU})}{\text{Var}(R_{AU})} \\ &\quad - \frac{1}{2a} \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \frac{\text{Cov}(\hat{q}_{UE}, R_{EU})}{\text{Var}(R_{EU})}. \end{aligned} \quad (25)$$

$$\text{又 } \frac{B_3}{X^U} \bar{R}_A = 1 - aB_1 - aB_2 - \frac{d^U}{X^U},$$

所以

$$\begin{aligned}
 B_A^U &= B_3 \\
 &= \left[1 - \frac{a}{a+2b} \frac{(1-1/\sigma) \operatorname{Cov}(\hat{q}_{UA}, R_{AU}) - (d^U/\bar{X}^U - d^A/\bar{X}^A) \operatorname{Cov}(\hat{R}_A, R_{AU})}{\operatorname{Var}(R_{AU})} \right] \times \\
 &\quad \frac{\bar{X}^U}{\bar{R}^A} - \frac{d^U}{\bar{R}^A}.
 \end{aligned} \tag{26}$$

进一步，式(25)、(26)可以简化为：

$$\begin{aligned}
 B_E^U &= \frac{1}{2(a+2b)} \left(1 - \frac{1}{\sigma} \right) \left(\frac{\bar{P}_C^U}{P^U} \right)^{1-\eta} (\delta (\bar{q}_{UA})^{1-\eta} - \gamma (\bar{\tau}_{UA})^{1-\eta}) \frac{\operatorname{Cov}(\hat{\tau}_{UA}, R_{AU})}{\operatorname{Var}(R_{AU})} \\
 &\quad + \frac{1}{2a} \left(1 - \frac{1}{\sigma} \right) \frac{\operatorname{Cov}(\hat{\tau}_{UE}, R_{EU})}{\operatorname{Var}(R_{EU})} \frac{\beta - \alpha}{\alpha + \beta + \gamma (\bar{\tau}_{UA})^{1-\eta}} \operatorname{Cov}(\hat{\tau}_{UE}, R_{EU}),
 \end{aligned} \tag{27}$$

$$\begin{aligned}
 B_A^U &= \frac{\bar{X}^U}{\bar{R}^A} \left[1 + \frac{a}{a+2b} \left(1 - \frac{1}{\sigma} \right) \left(\frac{\bar{P}_C^U}{P^U} \right)^{1-\eta} (\gamma - \delta (\bar{q}_{UA})^{1-\eta}) \times \right. \\
 &\quad \left. (\bar{\tau}_{UA})^{1-\eta} \frac{\operatorname{Cov}(\hat{\tau}_{UA}, R_{AU})}{\operatorname{Var}(R_{AU})} \right] - \frac{d^U}{\bar{R}^A}.
 \end{aligned} \tag{28}$$

由等式(27)、(28)可见，在汇率对冲动因的假定下，债券的超额收益与贸易条件波动的协方差 $\operatorname{Cov}(\hat{\tau}_{UE}, R_{EU})$ 、 $\operatorname{Cov}(\hat{\tau}_{UA}, R_{AU})$ 大于零，因此， $\partial B_E^U / \partial \beta > 0$ ， $\partial B_A^U / \partial \gamma > 0$ ，由此我们可以得到本文的核心命题如下：

命题 1 双边债券类金融资产与两国之间的“亲密关系”正相关。

四、经 验 研 究

(一) 模型设定与变量选择

本文使用 2001—2014 年间 67 个投资母国在 132 个东道国的双边债券类 FPI 头寸数据，以进一步的实证验证“亲密关系”对双边债券类金融资产交易的影响，计量模型设定如下所示：

$$\begin{aligned}
 debt_{ijt} &= \gamma_1 dis_{ij} + \gamma_2 gene_{ij} + \gamma_3 mig_{ij} + \gamma_4 comlang_{ij} + \gamma_5 colony_{ij} \\
 &\quad + \gamma_6 comcol_{ij} + \gamma_7 comleg_{ij} + \gamma_8 inst_dis_{ijt} + \gamma_9 fd_dis_{ijt} \\
 &\quad + \gamma_{10} fta_{ijt} + \alpha_i + \beta_j + \theta_t + \epsilon_{ijt}.
 \end{aligned} \tag{29}$$

为重点探讨代表“亲密关系”的双边变量的影响，本文分别控制母国、东道国及时间固定效应，在式(29)中分别使用 α_i 、 β_j 、 θ_t 来表示， ϵ_{ijt} 为误差项。同时，为避免引力方程中代表母国及东道国固定效应的虚拟变量的加入与母国及东道国的 GDP 之间的共线性问题，本文借鉴 Aviat 和 Coeurdacier (2007)，将被解释变量除以母国及东道国的 GDP。在式(29)中， $debt_{ijt}$ 代表除以母国及东道国 GDP 标准化之后的双边债券类 FPI 头寸（包括短期债券

$debt_s$ 、长期债券 $debt_l$ 及总债券投资头寸 $debt^1$ ），并取对数，数据来自 IMF 的 CPIS 数据库；GDP 为现值美元计价的国民生产总值，数据来自世界银行 WDI 数据库。 dis_{ij} 为双边地理距离（取对数），使用两国中心城市之间的简单地理距离来衡量； $gene_{ij}$ 为两国之间的基因距离（取对数），即 $gene = \ln(1 + F_{ST}^W)$ ； $comlang_{ij}$ 为两国之间是否具有官方共同语言的虚拟变量，是为 1，否则为 0； $colony_{ij}$ 为两国之间历史上是否具有殖民关系的虚拟变量，是为 1，否则为 0； $comcol_{ij}$ 为两国历史上是否为同一宗主国虚拟变量，是为 1，否则为 0； $comleg_{ij}$ 为两国是否法律起源相同，相同为 1，否则为 0。上述代表“亲密关系”的变量均来自法国国际经济研究中心（简称 CEPII）数据库。另外，Kugler et al. (2018) 指出，移民能够使两国之间的信息沟通更加便利，并降低阻碍双边金融资产流动的信息摩擦，因此，本文加入两国之间的移民变量 mig_{ij} ，同基因距离相同，本文对双边移民指标加 1 后再取对数处理，数据来自世界银行的全球双边移民（Global Bilateral Migration）数据库。除以上不随时间变动的“亲密”变量之外，本文加入制度距离变量 $inst_dis_{ij}$ 控制制度因素对双边金融资产交易的影响，该指标由世界治理指标（WGI）中的 6 个维度的子指标提取一阶主成分得到总体制度质量，并最终得出制度距离指标 $inst_dis = |inst_i - inst_j|$ ，两国之间的制度越接近，越能够较好地理解东道国的制度环境，进而促进双边投资；同样，本文加入两国之间金融发展水平的距离指标 $fd_dis = |fd_i - fd_j|$ ，本文在此使用私人信贷占 GDP 的比重衡量金融发展水平，数据来自世界银行的 WDI 数据库；加入两国之间是否具有自由贸易协定指标 fta_{ij} ，控制国家层面的协定对双边金融资产交易的影响，数据同样来自 CEPII 数据库。

（二）数据描述

变量的描述性统计如表 1 所示。对于被解释变量，由于存在大量的零值样本，本文参照 Lane and Milesi-Ferretti (2008)，对被解释变量进行微量调整 ($\Delta=1$) 后再取对数处理；同时，本文的样本删除了大量的离岸金融中心以及大量人口不足 100 万的太平洋岛国，以排除潜在的异常值问题。经过如上处理，本文的总债券类 FPI 数据共包括 64 314 个样本点，短期债券与长期债券的样本点也分别高达 52 544 及 61 246 个。共同官方语言、殖民关系、共同宗主国三个虚拟变量的均值均小于 0.1，说明在样本中，绝大多数国家之间均不具备共同语言、殖民关系以及共同宗主国等“亲密关系”。由于全球双边

¹ 短期债券是指到期时间不足 1 年的证券投资，长期债券是指到期时间长于 1 年的证券投资。

移民数据仅提供 1960、1970、1980、1990、2000 年共 5 年的数据，本文使用 2000 年数据。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>debt</i>	64 314	-42.07	8.059	-58.33	-25.94
<i>debt_s</i>	52 544	-47.67	6.474	-58.85	-26.96
<i>debt_l</i>	61 246	-42.08	8.080	-58.33	-25.99
<i>dis</i>	72 064	8.539	0.904	4.105	9.892
<i>gene</i>	72 064	5.681	2.142	0	8.121
<i>mig</i>	72 064	4.601	3.496	0	16.05
<i>fta</i>	72 064	0.260	0.438	0	1
<i>comlang</i>	72 064	0.096	0.294	0	1
<i>colony</i>	72 064	0.030	0.171	0	1
<i>comcol</i>	72 064	0.024	0.154	0	1
<i>comleg</i>	72 064	0.277	0.448	0	1
<i>inst_dis</i>	71 659	1.310	0.887	0.000	4.173
<i>fd_dis</i>	65 725	73.03	55.14	0.004	306.4

(三) 基准回归

根据式 (29)，本文使用最小虚拟变量二乘法 (LSDV) 进行估计，回归结果如表 2 所示。其中，在对被解释变量进行微量调整中，本文分别设定 $\Delta=1$ 以及 0.01，以查看微量调整值的大小是否会显著地影响本文的回归结果，列 (1)、(2)、(3) 分别为总债券类 FPI、短期债券类 FPI 以及长期债券类 FPI 的回归结果。

地理距离变量均在 1% 水平下显著为负，地理距离通过以下两种渠道影响跨境金融资产交易：首先，贸易成本随地理距离的增加而上升，进而影响在商品篮子及实际汇率计算中的权重，进而导致实际汇率对冲动因下持有资产的变动；其次，地理距离的增加代表信息沟通成本的提高，虽然信息技术及网络技术的存在降低了信息沟通的成本，但是时差的存在依然是影响双边沟通的重要阻碍。基因距离同样均在 1% 水平下显著为负，基因距离作为不同民族间文化异质性的度量指标，从以下几个方面影响双边经济交流：首先，文化差异从根本上说是由于基因差异决定的，文化的传承多来自家庭和血缘关系，

并且通过基因距离表现出来；其次，不同民族间存在婚姻隔离，即人们通常选择同一个民族的人作为配偶。因此，两国之间的基因距离越近，其文化及婚姻交流就越为频繁，信息沟通更为便利，跨境贸易以及资产投资的障碍就越小。双边移民变量均在1%水平下显著为正， i 国向 j 国的移民能够为 i 国潜在的投资者提供更多的 j 国的信息，降低了投资的信息摩擦；双边自由贸易协定变量均在1%水平下显著为正，自由贸易协定的签订能够增加两国之间的经贸往来，一方面降低两国之间的信息不对称程度，另一方面增加该国商品在本国商品篮子中的比重，进而促进双边金融资产交易。回归结果同样显示，如果两国之间具有共同的语言、历史上存在殖民关系以及历史上曾隶属同一宗主国、具有相同的法律起源，则双边债券类金融资产头寸会显著增加。制度距离以及金融发展距离变量同样均在1%水平下显著为负，如果两国之间具有较为接近的制度及金融条件，则投资者能够更好地了解东道国的金融市场，进而促进双边债券类FPI交易。

地理距离、基因距离、制度距离以及金融发展距离变量均在1%水平下显著为负，移民、双边贸易协定变量均在1%水平下显著为正，且共同语言、殖民关系、共同宗主国、共同法律起源变量基本显著为正的结果也有效地验证了命题1，即两国之间的“亲密关系”越强、制度及金融发展水平越接近，双边债券类FPI头寸就越大。而 $\Delta=1$ 和 $\Delta=0.01$ 部分的回归结果并无显著的差异，说明被解释变量的微量调整值的选择对回归结果的影响并不大。

表2 双边债券类FPI的引力模型分析——基准回归

	$\Delta=1$			$\Delta=0.01$		
	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>dis</i>	-1.563*** (-14.867)	-1.508*** (-14.680)	-1.459*** (-13.894)	-1.863*** (-14.045)	-1.865*** (-14.389)	-1.724*** (-13.007)
<i>gene</i>	-0.115*** (-3.188)	-0.257*** (-6.552)	-0.114*** (-3.104)	-0.129*** (-2.851)	-0.314*** (-6.377)	-0.125*** (-2.718)
<i>mig</i>	0.161*** (5.496)	0.073*** (2.700)	0.132*** (4.427)	0.207*** (5.638)	0.101*** (2.961)	0.173*** (4.605)
<i>fta</i>	1.310*** (8.021)	0.534*** (3.205)	1.363*** (8.253)	1.584*** (7.695)	0.708*** (3.388)	1.666*** (7.994)
<i>comlang</i>	0.575*** (2.648)	0.176 (0.765)	0.299 (1.407)	0.762*** (2.774)	0.172 (0.595)	0.396 (1.475)

(续表)

	$\Delta=1$			$\Delta=0.01$		
	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>colony</i>	0.608 *	0.982 **	0.584 *	0.730 *	1.253 **	0.710 *
	(1.873)	(2.317)	(1.750)	(1.795)	(2.348)	(1.701)
<i>comcol</i>	1.762 ***	0.981 **	1.781 ***	2.093 ***	1.231 **	2.120 ***
	(4.226)	(2.470)	(4.186)	(3.994)	(2.441)	(3.959)
<i>comleg</i>	0.355 ***	0.172	0.363 ***	0.464 ***	0.220	0.468 ***
	(2.702)	(1.351)	(2.726)	(2.799)	(1.384)	(2.792)
<i>inst_dis</i>	-0.713 ***	-0.895 ***	-0.639 ***	-0.774 ***	-1.066 ***	-0.676 ***
	(-8.932)	(-10.560)	(-7.788)	(-7.665)	(-10.045)	(-6.525)
<i>fd_dis</i>	-0.008 ***	-0.014 ***	-0.010 ***	-0.008 ***	-0.016 ***	-0.011 ***
	(-6.195)	(-9.592)	(-8.170)	(-4.966)	(-9.209)	(-7.042)
<i>_cons</i>	-17.102 ***	-20.329 ***	-17.501 ***	-14.054 ***	-16.160 ***	-14.621 ***
	(-13.198)	(-15.909)	(-13.378)	(-8.613)	(-10.089)	(-8.873)
母国虚拟变量	是	是	是	是	是	是
东道国虚拟变量	是	是	是	是	是	是
年虚拟变量	是	是	是	是	是	是
N	59 629	49 324	56 784	59 629	49 321	56 784
R ²	0.594	0.494	0.607	0.592	0.497	0.605

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著，括号内数值为使用国家对层面聚类稳健标准下的 *t* 统计量，下表同。

(四) 稳健性检验

制度接近性是促进双边金融资产交易的重要因素，但双边金融资产交易同样可能反向推动制度水平更加接近，模型中存在潜在的内生性问题。因此，在第一个稳健性检验中，本文则致力于解决制度变量的内生性问题。首先，除总制度质量指标外，本文进一步考虑 6 个维度的子指标，分别是公众参与 (*va*)、政权稳定 (*ps*)、政府效率 (*ge*)、监管稳定 (*rq*)、法律规则 (*rl*) 与腐败控制 (*cc*)；其次，本文借鉴 Hall and Jones (1999)，使用投资母国与东道国中心城市距离赤道距离差异的绝对值作为制度距离的工具变量。本文使用 IV-GMM 的方法进行估计，估计结果如表 3 所示，其中，列 (1) 为提取

一阶主成分的总制度质量指标的回归结果，列(2)–(7)依次为6个维度的子指标的回归结果。在考虑了内生性的情况下，总制度质量及6个维度的制度质量子指标的回归系数均在1%水平下显著为负，其余变量的回归结果也与前文基本保持一致。上述回归结果也表明，在控制了制度变量内生性的情况下，命题1依然保持成立。

表3 稳健性检验1——内生性问题

	<i>inst</i>	<i>cc</i>	<i>ge</i>	<i>ps</i>	<i>rl</i>	<i>rq</i>	<i>va</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>inst_dis</i>	-1.898*** (-4.670)	-2.117*** (-4.530)	-2.506*** (-4.633)	-1.930*** (-4.693)	-2.609*** (-4.632)	-2.104*** (-4.588)	-2.169*** (-4.597)
<i>dis</i>	-1.523*** (-13.990)	-1.549*** (-13.894)	-1.501*** (-13.469)	-1.465*** (-13.431)	-1.508*** (-13.636)	-1.505*** (-13.531)	-1.523*** (-14.094)
<i>gene</i>	-0.056 (-1.308)	-0.021 (-0.435)	-0.054 (-1.247)	-0.109*** (-2.882)	-0.065 (-1.564)	-0.063 (-1.482)	-0.001 (-0.019)
<i>mig</i>	0.182*** (5.923)	0.187*** (5.896)	0.193*** (6.108)	0.178*** (5.784)	0.202*** (6.254)	0.196*** (6.135)	0.150*** (5.034)
<i>fta</i>	0.958*** (4.553)	1.036*** (5.018)	0.924*** (4.259)	1.321*** (7.548)	0.596** (2.230)	0.943*** (4.350)	0.713*** (2.855)
<i>comlang</i>	0.600*** (2.662)	0.680*** (2.908)	0.543** (2.378)	0.689*** (3.026)	0.663*** (2.903)	0.551** (2.419)	0.440** (1.997)
<i>colony</i>	0.558* (1.674)	0.476 (1.393)	0.628* (1.869)	0.537 (1.615)	0.553 (1.636)	0.527 (1.565)	0.722** (2.182)
<i>comcol</i>	1.879*** (4.452)	1.885*** (4.411)	1.987*** (4.592)	1.936*** (4.576)	2.004*** (4.691)	1.861*** (4.365)	1.433*** (3.287)
<i>comleg</i>	0.285** (2.081)	0.141 (0.939)	0.143 (0.968)	0.268** (1.970)	0.250* (1.795)	0.202 (1.415)	0.531*** (3.898)
<i>fd_dis</i>	0.002 (0.467)	0.004 (1.001)	0.007 (1.533)	-0.007*** (-3.850)	0.005 (1.135)	0.005 (1.176)	-0.002 (-0.626)
<i>_cons</i>	-30.854*** (-28.459)	-30.808*** (-27.552)	-31.148*** (-28.205)	-30.977*** (-29.052)	-30.478*** (-27.794)	-30.968*** (-28.094)	-30.414*** (-28.003)
母国虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是

(续表)

	<i>inst</i>	<i>cc</i>	<i>ge</i>	<i>ps</i>	<i>rl</i>	<i>rq</i>	<i>va</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
东道国虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
年虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
N	59 629	59 629	59 629	59 629	59 629	59 629	59 629
<i>R</i> ²	0.587	0.576	0.584	0.579	0.585	0.581	0.584

上文使用微量调整的方法处理零值样本问题，但是，也有研究认为，应当使用 Heckman 两阶段模型修正零值样本的偏差，因此，在第二个稳健性检验中，本文使用此方法进行估计，回归方程设定如下所示：

$$\begin{aligned} \text{Probit } (\text{debt_dum}_{ijt}=1) = & \gamma_0 L.\text{debt_dum}_{ijt} + \gamma_1 \text{dis}_{ij} + \gamma_2 \text{gene}_{ij} + \gamma_3 \text{mig}_{ij} \\ & + \gamma_4 \text{comlang}_{ij} + \gamma_5 \text{colony}_{ij} + \gamma_6 \text{comcol}_{ij} + \\ & \gamma_7 \text{comleg}_{ij} + \gamma_8 \text{inst_dis}_{ijt} + \gamma_9 \text{fd_dis}_{ijt} \\ & + \gamma_{10} \text{fta}_{ijt} + \alpha_i + \beta_t + \theta_{it} + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \text{debt}_{ijt} = & \gamma_1 \text{dis}_{ij} + \gamma_2 \text{gene}_{ij} + \gamma_3 \text{mig}_{ij} + \gamma_4 \text{comlang}_{ij} + \gamma_5 \text{colony}_{ij} \\ & + \gamma_6 \text{comcol}_{ij} + \gamma_7 \text{comleg}_{ij} + \gamma_8 \text{inst_dis}_{ijt} + \gamma_9 \text{fd_dis}_{ijt} \\ & + \gamma_{10} \text{fta}_{ijt} + \lambda_{ijt} + \alpha_i + \beta_t + \theta_{it} + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (31)$$

其中，式 (30) 是第一阶段扩展边际的回归方程，使用 Probit 模型进行估计，讨论“亲密关系”变量对两个国家是否具有投资的影响，*debt_dum* 代表两个国家之间是否具有债券类 FPI 虚拟变量，有投资则为 1，否则为 0。由于当期投资决策往往会影响到上期投资决策的影响，且 Heckman 两阶段模型有效识别的拇指法则是选择方程中至少有一个解释变量不出现在水平回归方程中，因此，本文在选择方程中加入被解释变量的滞后一期 *L.debt_dum*，其余变量设定与式 (29) 相同。第二阶段式 (31) 是集约边际的回归方程，与式 (29) 相同，使用 LSDV 的方法查看两个国家之间投资多少的影响因素，与式 (29) 不同的是，方程 (31) 中加入了米尔斯逆 λ_{ijt} ，用以修正水平方程中的样本选择偏差，如果 λ_{ijt} 显著不等于 0，则表明存在样本选择的偏差。

回归结果如表 4 所示，其中列 (1) 为第一阶段 Probit 回归，列 (2) 为第二阶段 LSDV 回归。在总债券类 FPI、短期债券类 FPI 以及长期债券类 FPI 的回归结果中，米尔斯逆 λ 的回归结果均在 1% 水平下显著，说明 Heckman 两阶段模型对样本选择偏差的修正有效的。在 Probit 模型的回归结果中，*L.debt_dum* 均在 1% 水平下显著为正，验证了两国之间是否存在债券类 FPI 确实受上期影响，双边地理距离、基因距离、制度距离、金融发展水平差距变量的回归系数均显著为负，移民、贸易协定、共同语言、共同法律起源的

回归系数均显著为正。在 LSDV 的回归结果中，地理距离、基因距离、共同语言、制度距离的回归结果同样与前文保持一致，但是金融发展水平的差距以及殖民关系变量的回归系数却并不一致，即其对跨境债券类 FPI 的影响主要集中于扩展边际。Heckman 两阶段模型的回归结果进一步显示，“亲密关系”是双边债券类 FPI 头寸的重要影响因素。

表 4 稳健性检验 2——Heckman 两阶段模型

	<i>debt</i>		<i>debt_s</i>		<i>debt_l</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. debt_dum</i>	1.923*** (80.569)		1.394*** (50.357)		1.312*** (63.256)	
<i>dis</i>	-0.337*** (-13.672)	-0.791*** (-37.709)	-0.348*** (-13.871)	-0.626*** (-14.744)	-0.234*** (-12.196)	-0.789*** (-15.790)
<i>gene</i>	-0.031*** (-3.905)	-0.055*** (-7.902)	-0.026*** (-3.105)	-0.030** (-2.090)	-0.026*** (-4.017)	-0.056*** (-3.395)
<i>mig</i>	0.020*** (3.241)	0.088*** (13.746)	0.039*** (5.339)	0.069*** (4.727)	0.016*** (2.947)	0.136*** (8.865)
<i>fta</i>	0.055 (1.384)	0.448*** (11.873)	0.090** (2.143)	0.199** (2.505)	0.026 (0.776)	0.680*** (7.433)
<i>comlang</i>	0.273*** (5.237)	0.273*** (6.070)	0.248*** (4.589)	0.541*** (6.143)	0.127*** (3.081)	0.520*** (5.078)
<i>colony</i>	0.147* (1.856)	-0.132** (-2.232)	0.055 (0.830)	-0.129 (-1.250)	0.077 (1.419)	-0.336** (-2.523)
<i>comcol</i>	0.230*** (2.665)	1.208*** (13.962)	0.297*** (2.641)	0.796*** (3.915)	0.206** (2.482)	1.595*** (8.039)
<i>comleg</i>	0.119*** (3.827)	0.236*** (8.050)	0.124*** (3.609)	0.160*** (2.607)	0.100*** (3.992)	0.286*** (4.214)
<i>inst_dis</i>	-0.124*** (-5.702)	-0.274*** (-13.649)	-0.102*** (-4.515)	-0.466*** (-10.418)	-0.117*** (-7.054)	-0.227*** (-4.953)
<i>fd_dis</i>	-0.001* (-1.731)	0.000 (1.571)	-0.000 (-1.068)	0.001** (1.966)	-0.001*** (-4.258)	0.003*** (4.003)

(续表)

	<i>debt</i>		<i>debt_s</i>		<i>debt_l</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
λ		-0.449*** (-11.943)		-0.236*** (-3.661)		-0.943*** (-11.359)
<i>cons</i>	1.653*** (5.965)	-32.036*** (-123.443)	-0.624* (-1.926)	-35.565*** (-38.698)	-1.008*** (-3.594)	-37.113*** (-28.084)
观测值	49 190		39 296		46 870	

在前文中, 为更加精确地分析双边“亲密”变量的影响, 本文分别加入母国及东道国虚拟变量以充分控制固定效应的影响, 但是, 大量虚拟变量的加入会与母国及东道国因素产生严重的多元共线性问题, 因此, 在上文中本文将被解释变量除以母国及东道国 GDP 以进行标准化处理。在稳健性检验三中, 本文重点考虑母国及东道国效应因素的影响, 被解释变量采用并不进行标准化处理的债券类 FPI 头寸 $debt_{ijt}^1$, 并且在方程右端加入母国及东道国的 GDP, 采用经典的引力方程式 (32), 使用面板随机效应模型进行估计:

$$\begin{aligned}
 debt_{ijt}^1 = & \gamma_1 gdp_u + \gamma_2 gdp_{jt} + \gamma_3 dis_{ij} + \gamma_4 gene_{ij} + \gamma_5 mig_{ij} + \gamma_6 fta_{ij} \\
 & + \gamma_7 comlang_{ij} + \gamma_8 colony_{ij} + \gamma_9 comcol_{ij} + \gamma_{10} comleg_{ij} \\
 & + \gamma_{11} fd_u + \gamma_{12} fd_{jt} + \gamma_{13} boo_u + \gamma_{14} boi_{jt} + \gamma_{15} inst_u + \gamma_{16} inst_{jt} \\
 & + \alpha_i + \beta_j + \theta_t + \varepsilon_{ijt},
 \end{aligned} \tag{32}$$

其中, gdp_u 与 gdp_{jt} 分别代表母国及东道国的 GDP, 同时, 参照范小云等 (2012)、李坤望和刘健 (2012) 的研究, 本文控制母国及东道国的金融发展水平、资本管制程度以及制度质量。式 (32) 中的 fd_u 与 fd_{jt} 为母国及东道国的金融发展水平, 使用私人信贷占 GDP 的比重来度量。其中, boo_u 与 boi_{jt} 分别代表母国债券资本流出管制以及东道国债券资本流入管制水平, 数据来自 Schindler (2009)、Fernández *et al.* (2016) 构建的 KA 指标; $inst_u$ 与 $inst_{jt}$ 为母国与东道国的制度质量。

回归结果如表 5 所示, 其中列 (1)–(3) 分别为总债券类 FPI、短期债券类 FPI 以及长期债券类 FPI 的回归结果: 母国及东道国的 GDP 变量均在 1% 水平下显著为正, 与传统引力模型的结论保持一致; 在代表“亲密关系”的变量中, 双边地理距离、基因距离变量均显著为负, 移民、共同语言、殖民关系及共同宗主国则显著为正, 与命题 1 保持一致; 新加入的变量中, 母国金融发展水平变量在总债券以及长期债券的回归结果中均显著为正, 东道国的金融发展水平变量均在 1% 水平下显著为正, 金融发展水平高的国家同时具

有较高的债券类FPI资产与负债；母国债券资本流出管制指标显著为负，母国债券类FPI资产头寸随着流出管制的降低而提高，东道国债券资本流入管制指标同样显著为负，东道国债券类FPI负债头寸随流入管制的降低而提高；母国与东道国制度质量指标均在1%水平下显著为正，母国与东道国的制度质量越好，两国之间的双边债券类FPI头寸就越大。

以上回归结果表明，母国及东道国的金融发展水平、资本管制程度以及制度质量均是影响双边债券类金融资产头寸的重要因素。其中，金融发展水平可以作为母国投资能力以及东道国金融资产生产能力的体现，资本管制直接体现了对债券类金融资产交易的官方约束程度，而制度质量则能够体现母国及投资国对投资利润及本金的侵蚀。因此，考虑在东道国之间配置资产时，同样应当注重东道国的金融与制度现状。同时，在控制了母国及东道国金融发展水平、资本管制程度及制度质量的情形下，体现“亲密关系”的变量依然显著，这也说明即使东道国的金融及制度现状不尽如人意，也能够通过与投资母国较近的“亲密关系”而吸引投资，弥补东道国金融发展水平不足、制度质量不佳的不利影响，即较近的“亲密关系”可以作为东道国吸引母国债券类金融资产投资的比较优势。

表5 稳健性检验3——加入母国及东道国效应

	$\Delta=1$			$\Delta=0.01$		
	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>gdpi_i</i>	0.596*** (9.864)	0.505*** (9.362)	0.496*** (7.814)	0.668*** (8.835)	0.603*** (8.900)	0.537*** (6.783)
<i>gdpj_j</i>	1.791*** (32.004)	1.188*** (22.227)	1.756*** (29.953)	2.206*** (31.506)	1.496*** (22.232)	2.165*** (29.534)
<i>dis</i>	-1.593*** (-14.939)	-1.185*** (-10.454)	-1.483*** (-13.684)	-1.910*** (-14.297)	-1.459*** (-10.305)	-1.764*** (-12.978)
<i>gene</i>	-0.161*** (-4.109)	-0.173*** (-4.126)	-0.177*** (-4.405)	-0.174*** (-3.544)	-0.204*** (-3.876)	-0.195*** (-3.881)
<i>mig</i>	0.284*** (8.040)	0.258*** (8.012)	0.267*** (7.293)	0.344*** (7.768)	0.329*** (8.050)	0.324*** (7.048)
<i>fta</i>	0.275 (1.526)	0.184 (0.956)	0.194 (0.997)	0.291 (1.282)	0.237 (0.972)	0.197 (0.801)

(续表)

	$\Delta=1$			$\Delta=0.01$		
	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>	<i>debt</i>	<i>debt_s</i>	<i>debt_l</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>comlang</i>	1.617*** (5.534)	2.043*** (6.225)	1.695*** (5.608)	2.070*** (5.646)	2.555*** (6.187)	2.168*** (5.718)
<i>colony</i>	1.013** (2.335)	1.492** (2.321)	0.752* (1.677)	1.145** (2.130)	1.827** (2.282)	0.841 (1.512)
<i>comcol</i>	2.171*** (3.689)	2.064*** (3.153)	1.764*** (2.928)	2.769*** (3.765)	2.625*** (3.139)	2.222*** (2.947)
<i>comleg</i>	0.217 (1.119)	0.438** (2.417)	0.080 (0.395)	0.284 (1.167)	0.571** (2.482)	0.109 (0.432)
<i>fd_i</i>	0.012*** (7.715)	-0.000 (-0.104)	0.010*** (6.328)	0.015*** (7.514)	-0.000 (-0.165)	0.013*** (6.062)
<i>fd_j</i>	0.007*** (4.246)	0.011*** (6.440)	0.006*** (3.621)	0.008** (3.672)	0.014*** (6.244)	0.006*** (3.005)
<i>boo</i>	-0.966*** (-6.379)	-0.315** (-2.012)	-1.120*** (-7.375)	-1.272*** (-6.584)	-0.425** (-2.107)	-1.469*** (-7.567)
<i>boi</i>	-0.377** (-2.200)	-0.502*** (-2.875)	-0.468*** (-2.652)	-0.420* (-1.925)	-0.613*** (-2.759)	-0.541** (-2.413)
<i>inst_i</i>	1.448*** (12.002)	0.463*** (4.145)	1.836*** (14.170)	1.677*** (11.042)	0.517*** (3.661)	2.183*** (13.390)
<i>inst_j</i>	1.559*** (12.612)	0.899*** (7.923)	1.538*** (11.858)	1.952*** (12.564)	1.150*** (8.004)	1.936*** (11.880)
<i>_cons</i>	-41.797*** (-18.793)	-31.208*** (-14.290)	-39.256*** (-16.927)	-54.370*** (-19.555)	-43.251*** (-15.794)	-51.212*** (-17.672)
年虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	41 959	34 131	40 089	41 959	34 128	40 089
<i>R</i> ²	0.502	0.406	0.500	0.475	0.397	0.474

(五) 优势分析

上文从变量显著性的角度详细论述了“亲密”因素对双边债券类 FPI 的重要影响，然而，另外一个重要问题是，在上述诸多解释变量中，如何确定“亲密”变量在其中的相对贡献有多大。优势分析 (dominance analysis) 为此问题提供了一个有效的解决方案。优势分析是一种确定多元回归方程中解释变量相对重要性的方法，与传统方法相比，优势分析能够全面比较由全模型所衍生出来的所有子模型，并预测变量之间的相对重要性。并且，优势分析建立在对比所有子集回归的基础之上，是对回归模型中解释变量或者解释变量集的贡献进行测算的最为有效的工具。

本文根据优势分析的方法得到总债券类 FPI、短期债券类 FPI 以及长期债券类 FPI 的 LSDV 回归中各变量的贡献度，如表 6 所示。对于本文选择的代表“亲密关系”的变量，虽然大量的母国、东道国及时间虚拟变量吸收了大量信息，但是十个“亲密关系”变量在 R^2 中的总贡献依然达到 0.207、0.146 和 0.196。并且，在七个指标中，移民、自由贸易协定、基因距离、地理距离以及制度距离的贡献均位于前五位，尤其是前人研究中忽略的基因距离变量，在三个回归中对拟合优度的贡献分别达到 0.027、0.020 和 0.026，在七个指标中位居第四位。

表 6 基于优势分析的解释变量贡献度分解

变量	debt			debt_s			debt_l		
	贡献度	标准化 贡献度	排名	贡献度	标准化 贡献度	排名	贡献度	标准化 贡献度	排名
mig	0.067	0.113	1	0.032	0.064	2	0.061	0.101	1
fta	0.047	0.079	2	0.022	0.045	3	0.046	0.076	2
dis	0.037	0.063	3	0.035	0.070	1	0.035	0.058	3
gene	0.027	0.045	4	0.020	0.040	4	0.026	0.042	4
inst_dis	0.017	0.028	5	0.017	0.034	5	0.016	0.027	5
comlang	0.005	0.008	6	0.008	0.017	6	0.004	0.006	6
fd_dis	0.003	0.005	7	0.006	0.011	7	0.003	0.006	7
colony	0.002	0.004	8	0.004	0.007	8	0.002	0.003	8
comcol	0.002	0.004	9	0.003	0.005	9	0.002	0.003	9
comleg	0.001	0.001	10	0.001	0.002	10	0.001	0.001	10

五、结论与政策建议

本文在 Coeurdacier and Gourinchas (2016) 的基础上, 将资产如何在本国与外国之间配置的金融资产本土偏好两国模型拓展至三国模型, 以论证债券类金融资产如何在不同的“外国”之间进行配置的问题, 并重点分析了“亲密关系”的重要影响。并且, 本文进一步结合 67 个母国对 132 个东道国 2001—2014 年双边债券类 FPI 头寸数据, 实证检验了代表两国之间“亲密关系”的地理距离、基因距离、制度距离、共同语言等变量对双边债券类 FPI 的重要影响, 并借以查看中国债券类金融资产区位分布的合意选择, 以及探讨是否应当更多地配置到“一带一路”沿线国家这一重要问题, 研究发现:

(1) 理论与实证研究均显示, 两国间的“亲密关系”确实是影响双边 FPI 的重要因素, 其中地理距离、基因距离、制度距离、金融发展水平差距与双边债券类 FPI 显著负相关, 共同语言、殖民关系、共同宗主国则与双边债券类 FPI 正相关。

(2) 本文通过变换主要代表两国之间“亲密关系”的指标、IV-GMM 估计、Heckman 两阶段模型回归以及加入母国东道国效应进行大量的稳健性分析, 进一步论证了“亲密关系”变量的重要影响。

(3) 基于优势分析的研究发现, 上述“亲密”变量对拟合优度的贡献中, 基因距离、地理距离以及制度距离变量最大, 其余变量的贡献相对较小。

结合实证研究结果及中国国情, 本文重点分析移民、自由贸易协定、地理距离、基因距离、制度距离五个既具有显著的回归系数又在优势分析中贡献较大的变量。首先, 对于中国内地对外移民排名前二十的国家(地区)中, “一带一路”沿线国家有 5 个, 即除欧美发达国家及中国香港、中国澳门外, “一带一路”沿线国家是中国对外移民较多的区域; 在 CEPII 数据库中, 2014 年与中国具有自由贸易协定的国家共有 17 个, 其中 11 个为“一带一路”沿线国家; 而对于地理距离变量, 与中国地理位置较近的 20 个经济体中, 共有 16 个是“一带一路”沿线国家; 与中国基因距离最近的 20 个经济体中, “一带一路”沿线国家多达 17 个; 与中国制度距离最为接近的 20 个经济体中, 也有 6 个是“一带一路”沿线国家。而移民、自由贸易协定、基因距离、地理距离、制度距离变量是优势分析中贡献度最大的“亲密”变量。因此, 在“一带一路”沿线国家金融发展水平较低、资本管制强度较高以及制度质量较差的现状下, “亲密关系”可以成为其吸引中国债券类金融资产的比较优势, 亚投行以及丝路基金在配置资产时可以充分利用此优势以抵补在“一带一路”沿线国家投资所承担的风险。

参 考 文 献

- [1] Aggarwal, R., C. Kearney, and B. Lucey, "Gravity and Culture in Foreign Portfolio Investment", *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36 (2), 525-538.
- [2] Allen, T., "Information Frictions in Trade", *Econometrica*, 2014, 82 (6), 2041-2083.
- [3] Arcand, J. L., E. Berkes, and U. Panizza, "Too Much Finance?", *Journal of Economic Growth*, 2015, 20 (2), 105-148.
- [4] Arkolakis, C., "Market Penetration Costs and the New Consumers Margin in International Trade", *Journal of Political Economy*, 2010, 118 (6), 1151-1199.
- [5] Aviat, A., and N. Coeurdacier, "The Geography of Trade in Goods and Asset Holdings", *Journal of International Economics*, 2007, 71 (1), 22-51.
- [6] Backus, D. K., and G. W. Smith, "Consumption and Real Exchange Rates in Dynamic Economies with Non-traded Goods", *Journal of International Economics*, 1993, 35 (3-4), 297-316.
- [7] Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, "Estimating the Effects of Free Trade Agreements on International Trade Flows Using Matching Econometrics", *Journal of International Economics*, 2009, 77 (1), 63-76.
- [8] Beck, T., A. Demirguc-Kunt, and R. Levine, "A New Database on the Structure and Development of the Financial Sector", *The World Bank Economic Review*, 2000, 14 (3), 597-605.
- [9] Bergin, P. R., and J. H. Pyun., "International Portfolio Diversification and Multilateral Effects of Correlations", *Journal of International Money and Finance*, 2016, 62, 52-71.
- [10] Bouvatier, V., and A. L. Delatte., "Waves of International Banking Integration: A Tale of Regional Differences", *European Economic Review*, 2015, 80, 354-373.
- [11] Brei, M., and G. V. Peter, "The Distance Effect in Banking and Trade", *Journal of International Money and Finance*, 2018, 81, 116-137.
- [12] Bremus, F., and M. Fratzscher, "Drivers of Structural Change in Cross-border Banking since the Global Financial Crisis", *Journal of International Money and Finance*, 2015, 52, 32-59.
- [13] Budescu, D. V., "Dominance Analysis: A New Approach to the Problem of Relative Importance of Predictors in Multiple Regression", *Psychological Bulletin*, 1993, 114 (3), 542.
- [14] Burger, J. D., F. E. Warnock, and V. C. Warnock, "Currency Matters: Analyzing International Bond Portfolios", *Journal of International Economics*, 2018, 114, 376-388.
- [15] Cecchetti, S. G., and E. Kharroubi, "Reassessing the Impact of Finance on Growth", *BIS Working Papers*, 2012, No. 381.
- [16] Cerutti, E., G. Hale, and C. Minoiu, "Financial Crises and the Composition of Cross-border Lending", *Journal of International Money and Finance*, 2015, 52, 60-81.
- [17] Chan, K., V. Covrig, and L. Ng, "What Determines the Domestic Bias and Foreign Bias? Evidence from Mutual Fund Equity Allocations Worldwide", *The Journal of Finance*, 2005, 60 (3), 1495-1534.
- [18] Chinn, M. D., and H. Ito., "A New Measure of Financial Openness", *Journal of Comparative Policy Analysis*, 2008, 10 (3), 309-322.

- [19] Chițu, L., B. Eichengreen, and A. Mehl, “History, Gravity and International Finance”, *Journal of International Money and Finance*, 2014, 46, 104-129.
- [20] Čihák, M., A. Demirguc-Kunt, E. Feyen, and R. Levine, “Benchmarking Financial Systems around the World”, *The World Bank Policy Research Working Paper*, 2012, No. 6175.
- [21] Coeurdacier, N., and P. O. Gourinchas, “When Bonds Matter: Home Bias in Goods and Assets”, *Journal of Monetary Economics*, 2016, 82, 119-137.
- [22] Coeurdacier, N., and S. Guibaud, “International Portfolio Diversification is Better than You Think”, *Journal of International Money and Finance*, 2011, 30 (2), 289-308.
- [23] Coeurdacier, N., and H. Rey., “Home Bias in Open Economy Financial Macroeconomics”, *Journal of Economic Literature*, 2013, 51 (1), 63-115.
- [24] Eaton, J., M. Eslava, C. J. Krizan, M. Kugler, and J. Tybout, “A Search and Learning Model of Export Dynamics”, Penn State University, Mimeo, 2009.
- [25] 范小云、王伟、肖立晨, “权益类金融资产交易的引力模型分析”, 《世界经济》, 2012 年第 7 期, 第 41—64 页。
- [26] Fernández, A., M. W. Klein, A. Rebucci, M. Schindler, and M. Uribe, “Capital Control Measures: A New Dataset”, *IMF Economic Review*, 2016, 64 (3), 548-574.
- [27] Hall, R. E., and C. I. Jones, “Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114 (1), 83-116.
- [28] Jain, P. K., E. Kuvvet, and M. S. Pagano, “Corruption’s Impact on Foreign Portfolio Investment”, *International Business Review*, 2017, 26 (1), 23-35.
- [29] Kleimeier, S., H. Sander, and S. Heuchemer, “Financial Crises and Cross-border Banking: New Evidence”, *Journal of International Money and Finance*, 2013, 32, 884-915.
- [30] Kugler, M., O. Levintal, and H. Rapoport, “Migration and Cross-border Financial Flows”, *The World Bank Economic Review*, 2018, 32 (1), 148-162.
- [31] Lane, P. R., and G. M. Milesi-Ferretti, “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004”, *Journal of International Economics*, 2007, 73 (2), 223-250.
- [32] Lane, P. R., and G. M. Milesi-Ferretti, “International Investment Patterns”, *The Review of Economics and Statistics*, 2008, 90 (3), 538-549.
- [33] Lewis, K. K., “Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption”, *Journal of Economic Literature*, 1999, 37 (2), 571-608.
- [34] 李坤望、刘健, “金融发展如何影响双边股权资本流动”, 《世界经济》, 2012 年第 8 期, 第 22—39 页。
- [35] 刘健, “制度质量对双边金融资本流动的影响: 集约边际还是扩展边际”, 《国际金融研究》, 2012 年第 6 期, 第 75—82 页。
- [36] Martin, P., and H. Rey, “Financial Super-Markets; Size Matters for Asset Trade”, *Journal of International Economics*, 2004, 64 (2), 35-361.
- [37] Niepmann, F., “Banking across Borders”, *Journal of International Economics*, 2015, 96 (2), 244-265.
- [38] Obstfeld, M., and K. Rogoff, “Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005 (1), 67-146.
- [39] Okawa, Y., and E. Van Wincoop, “Gravity in International Finance”, *Journal of International Economics*, 2012, 87 (2), 205-215.

- [40] Papaioannou, E., "What Drives International Financial Flows? Politics, Institutions and other Determinants", *Journal of Development Economics*, 2009, 88 (2), 269-281.
- [41] Portes, R., and H. Rey, "The Determinants of Cross-border Equity Flows", *Journal of International Economics*, 2005, 65 (2), 269-296.
- [42] Portes, R., H. Rey, and Y. Oh., "Information and Capital Flows: The Determinants of Transactions in Financial Assets", *European Economic Review*, 2001, 45 (4-6), 783-796.
- [43] Rousseau, P. L., and P. Wachtel, "What is Happening to the Impact of Financial Deepening on Economic Growth?", *Economic Inquiry*, 2011, 49 (1), 276-288.
- [44] Schindler, M., "Measuring Financial Integration: A New Data Set", *IMF Staff Papers*, 2009, 56 (1), 222-238.
- [45] Shirota, T., "What Is the Major Determinant of Cross-border Banking Flows?", *Journal of International Money and Finance*, 2015, 53, 137-147.
- [46] Spolaore, E., and R. Wacziarg, "The Diffusion of Development", *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (2), 469-529.
- [47] 王伟、杨娇辉、汪玲, "国家风险如何影响双边债券类国际资产组合投资",《经济学》(季刊), 2018年第18卷第1期, 第71—98页。
- [48] 中国社会科学院世界经济与政治研究所,《中国海外投资国家风险评级报告》。北京: 中国社会科学出版社, 2020年。

Study on Debt FPI Desired Location: A Familiarity Perspective

WEI WANG

(Lingnan (University) College, Sun Yat-sen University)

LING WANG*

(Guangdong University of Finance)

XINFEI HUANG

(Sun Yat-sen University)

HUANPEI QIU

(Tsinghua University, GF Securities)

Abstract First, we extended the two-country model to a three-country framework and found debt FPI (foreign portfolio investment) should be more allocated to those countries with higher familiar relationship. Second, we applied the debt FPI data between 2001 and

* Corresponding Author: Ling Wang, School of Economics & Trade, Guangdong University of Finance, 1210, Center of Experimental, No. 527, Yingfu Road, Tianhe District, Guangzhou, Guangdong, 510521, China; Tel: 86-13726739527; E-mail: wangling_sdu@163.com.

2014 to examine the influences of familiarity elements. We found genetic, geographical and institutional distance exert a significantly negative impact, whereas the influences of immigration, free-trade agreement and common language were significantly positive. Finally, we pointed out the familiarity relationship between China and the countries along the Belt-and-Road is the comparative advantage of attracting the inflow of Chinese bond financial assets.

Key Words debt FPI, familiarity relationship, gravity model

JEL Classification F32, F36, F41