

货币政策向收益率曲线传导依然有效吗?^{*}

——基于跨国层面长期利率联动视角的分析

张 哲 陈 雷 陈 平

内容摘要：本文基于跨国层面长期利率联动视角，重新审视了货币政策向收益率曲线传导的有效性问题。采用面板因子模型提取发达经济体与新兴市场经济体长期利率的共同因子，在有向无环图的基础上施加约束，构建长期利率的共同因子与全球性因素间的结构向量误差修正模型，使用预测方差分解方法计算了多种全球性因素对长期利率共同因子的解释比例。结果发现，各经济体长期利率间存在明显的正相关关系，美国长期利率、全球风险水平、美元汇率等因素对长期利率共同因子变动具有较高的解释能力，即各经济体通过调整短期政策利率来影响长期利率的货币政策收益率曲线传导有效性降低。基于研究结论认为，各经济体在制定货币政策时，需要充分考虑全球性因素对自身长期利率的溢出效应。

关键词：货币政策 收益率曲线传导 长期利率 二元悖论

中图分类号：F821 **文献标识码：**A

引 言

随着金融市场的全球化发展，各经济体短期利率和长期利率的相关性减弱，即各经济体通过调整短期政策利率来影响长期利率，调控经济的能力减弱。导致这一现象的原因主要是，各经济体长期利率的相关性增强，长期利率越来越多地受全球性因素影响，而不再仅受本国短期政策利率影响（Greenspan, 2005; Wright, 2011; Byrne et al., 2012; Swanson & William, 2014; Jotikasthira et al., 2015）。基于此背景，本文主要研究以下两个问题：一是影响各经济体长期利率的全球性因素有哪些；二是全球性因素在多大程度上影响各经济体的长期利率；

本文分别选取 19 个发达经济体和 10 个新兴市场经济体为样本，使用 PANIC（Panel Analysis of Non-Stationarity in Idiosyncratic and Common Components）方法将各经济体的长期利率分解为共同因子和个体因子，分析共同因子对各经济体长期利率变动的解释程度。结果发现，共同因子对发达经济体和新兴市场经济体的长期利率变动的解释程度分别为 62% 和 37%。使用有向无环图方法和结构

作者简介：张哲，中山大学岭南（大学）学院博士研究生；陈雷（通讯作者），金融学博士，广东金融学院金融与投资学院讲师；陈平，金融学博士，中山大学岭南（大学）学院教授，博士生导师。

*** 基金项目：**本文获国家自然科学基金青年项目“全球金融周期背景下的跨境风险传染——基于汇率和跨境资本流动的渠道分析”（71903202）、教育部人文社会科学研究青年基金项目“三元悖论还是二元悖论——汇率制度选择的再探讨研究”（19YJC790009）、广东省自然科学基金博士科研启动项目“金融周期下中国跨越中高收入陷阱问题研究”（2018A030310341）、中山大学“三大”建设专项资金（99123-18823306）资助。

VECM 模型分析不同全球性因素对共同因子的解释程度发现,美国长期利率对发达经济体和新兴市场经济体长期利率共同因子的解释程度分别达到 46%和 31%,全球风险水平对发达经济体和新兴市场经济体长期利率共同因子的解释程度分别达到 11%和 16%,美元指数对发达经济体和新兴市场经济体长期利率共同因子的解释程度分别达到 12%和 9%。

本文的边际贡献主要体现为:第一,本文结合利率期限结构理论和利率平价理论,对长期债券利率进行分解,为各经济体长期利率共同因子的经济含义分析提供了理论支撑。第二,本文使用的 PANIC 方法有效避免了使用非平稳时间序列在因子构造的过程中形成的虚假因子问题,使用 VECM 方法有效避免了数据的非平稳问题。第三,本文对比分析了发达经济体和新兴市场经济体长期利率共同特征的差异,对各经济体长期利率异质性的进一步研究具有一定启示意义。

一、文献综述

现有研究跨国层面长期利率驱动因素的文献按照分析方法主要分为两类:一类文献直接使用回归分析方法,寻找各经济体长期利率的驱动因素;另一类文献先使用因子方法提取长期利率共同因子,再对共同因子进行回归分析。

第一类文献识别出的影响各经济体长期利率的全球因素主要包括:美国短期政策利率、美国长期利率和全球流动性等。例如,杨镇瑀等(2017)采用 ARDL 模型发现,中国和美国长期利率间存在较强的关联性,而短期利率的关联性并不强。Albagli et al. (2019)使用事件分析法和面板回归分析方法发现,2008 年全球金融危机以后,美国货币政策对 12 个发达经济体和 12 个新兴市场经济体长期利率的溢出效应增强,溢出的程度不低于各经济体自身短期政策利率的影响。Hofman & Takats (2015)研究了 30 个小型开放经济体 2000—2014 年的长期利率,使用面板回归分析方法发现,美国短期政策利率和长期利率均对这些经济体的长期利率具有显著影响。Miyajima et al. (2015)研究了 5 个亚洲新兴市场经济体 2003—2007 年和 2009—2013 年的长期利率,使用面板向量自回归模型研究发现,美国的短期利率和长期利率显著影响了亚洲新兴市场经济体的长期利率水平。Guerello & Tronzano (2019)采用面板误差修正模型发现,马来西亚、菲律宾、新加坡、韩国 10 年期国债收益率的变化主要来源于全球流动性因素的变化。

第二类文献识别出的影响各经济体长期利率的全球因素主要包括:美国长期利率、全球风险、全球流动性和全球外汇储备等。此类文献使用的方法还可以进一步回答全球因素对各经济体长期利率的影响程度的问题。Sonali & Unsal (2014)使用动态因子模型研究 8 个亚洲新兴市场经济体 2005—2010 年的长期利率发现,共同因子对各经济体长期利率解释比例达到 40%;进一步使用 SVAR 模型和方差分解方法研究发现,美国长期利率和 VIX 对共同因子的解释能力较强,解释比例分别达到 35%和 25%。Jaramillo & Weber (2013)使用主成分分析法研究了 22 个新兴市场经济体 2005—2013 年的长期利率,得到的第一、第二主成分分别解释了 44%和 22%的长期利率变动;进一步通过相关性分析发现,全球流动性因素、全球风险因素与共同因子密切相关。Byrne et al. (2012)使用 PANIC 方法研究了 8 个工业化经济体 1988—2006 年的长期利率发现,1999 年以后工业化经济体间长期利率的相关性相比 1999 年以前明显提升;进一步通过协整分析发现,全球外汇储备与全球因子密切相关,此现象主要是由新兴市场经济体过度储蓄导致。

综上所述,现有文献大多单独分析发达经济体或亚洲新兴市场经济体长期利率的影响因素,较少从对比的角度分析发达经济体与新兴市场经济体。在分析可以解释长期利率共同因子的影响因素时往往采用 VAR 方法,但 VAR 方法只能用来研究平稳时间序列之间的短期关系,而长期利率序列往往是非平稳的。因此,本文在现有研究的基础上,采用误差修正模型对比分析了发达经济体和新兴市场经济体的长期利率驱动因素。误差修正模型既能适用于非平稳时间序列,也能同时刻画时间

序列之间的短期关系和长期关系，因此，相比于 VAR 方法，误差修正模型要更加适用。

二、理论分析

参考 Obstfeld (2015) 的做法，结合利率期限结构理论和利率平价理论将长期利率进行分解，得到可能影响各经济体长期利率的全球因素，为后文对长期利率共同因子进行经济解释提供理论支撑。

根据利率期限结构的流动性溢价理论，长期利率等于当期短期利率和预期短期利率的加权平均值，再加上期限溢价，具体公式表示如下：

$$i_t^n = \frac{i_t + E_t i_{t+1} + E_t i_{t+2} + \cdots + E_t i_{t+n-1}}{n} + \tau_t \quad (1)$$

其中， i_t^n 为第 t 期的 n 年期国债利率， τ_t 为第 t 期的期限溢价。

假设存在经济体 A，其债券的风险低于其他经济体债券的风险，即相对于 A 的债券利率而言，其他经济体的债券利率存在一定的风险贴水。

假设某经济体在第 t 期的短期利率为 i_t ，货币相对于经济体 A 的货币汇率水平为 e_t ，A 的短期利率为 i_t^A 。根据无抛补利率平价理论，两个开放经济体的利率差值等于预期汇率变化加上风险贴水，由此可以得到：

$$i_t = i_t^A + E_t e_{t+1} - e_t + \rho_t \quad (2)$$

其中， ρ_t 为该经济体短期债券相对于经济体 A 的短期债券的风险贴水。

将时间提前一期，式 (2) 可变为：

$$E_t i_{t+1} = E_t i_{t+1}^A + E_t e_{t+2} - E_t e_{t+1} + E_t \rho_{t+1} \quad (3)$$

将时间提前 $n-1$ 期，式 (2) 可变为：

$$E_t i_{t+n-1} = E_t i_{t+n-1}^A + E_t e_{t+n} - E_t e_{t+n-1} + E_t \rho_{t+n-1} \quad (4)$$

综合以上各式，可以得到：

$$i_t^n = i_t^{n,A} + \frac{E_t e_{t+n-1} - e_t}{n} + \frac{\rho_t + E_t \rho_{t+1} + \cdots + E_t \rho_{t+n-1}}{n} + \tau_t - \tau_t^A \quad (5)$$

如式 (5) 所示，某经济体的 n 年期债券利率可以分解为四个部分，分别为长期利率、货币的平均预期贬值、债券的平均预期风险贴水，以及相对于其他经济体的期限溢价。由于某经济体长期利率的期限溢价与其货币的风险溢价均表示该经济体债券利率中存在的风险因素 (Obstfeld, 2015; Byrne et al., 2019)，长期利率可以进一步分解为三个部分，即其他经济体的长期利率、该经济体货币相对于其他经济体货币的汇率变化，以及该经济体债券相对于其他经济体债券的风险。

一般而言，美国国债被当作一种安全资产，上文假设的经济体 A 的债券可以用美国国债代替。本文主要研究各经济体长期利率的共同因子部分，因此，在选取指标时均选取全球性变量，包括美国长期利率、美元汇率指数和全球风险指标。

三、长期利率共同因子的提取

以 10 年期国债利率作为长期利率的代理变量，10 年期国债具有流动性强、交易量大的特点 (Byrne et al., 2012; Albagli et al., 2019)。样本区间为 2003 年 1 月—2018 年 12 月，数据频率为月度。欧债危机时期，一些欧洲经济体 (例如，希腊、意大利、葡萄牙、西班牙、爱尔兰) 的 10 年期国债数据存在异常变化，剔除这些经济体样本。综合考虑数据的可得性，本文最终选择 29 个经

济体的数据样本，包含 19 个发达经济体和 10 个新兴市场经济体^①。大部分经济体数据来源于 CEIC 数据库，中国、以色列和南非数据在 CEIC 数据库中的时间区间较短，参考 Han & Wei (2018) 的做法，使用财经网站 (investing.com) 中的数据进行补充。

(一) 长期利率的相关系数描述

由于本文选取的经济体样本数较多，如果计算两两经济体之间的相关系数，结果会变得十分复杂，因此，本文将子样本作为一个整体进行相关系数计算。参考 Jodar et al. (2019) 关于区域变量相关系数的研究，将发达经济体与新兴市场经济体之间的相关系数定义为发达经济体内部每个经济体长期利率与新兴市场经济体内部每个经济体长期利率相关系数的平均值，具体表达如式 (6) 所示。本文将每个子样本内部长期利率的相关系数定义为样本内所有经济体长期利率两两相关系数的平均值，对发达经济体和新兴市场经济体长期利率的相关系数进行描述，具体表达如式 (7) 所示。

$$S_{ij}^I = \frac{\sum_{u=1}^{n_i} \sum_{v=1}^{n_j} \rho_{u,v}}{n_i n_j} \quad (i \neq j) \tag{6}$$

$$S_{i,i}^I = \frac{\sum_{w=1}^{n_i-1} \sum_{x=w+1}^{n_i} \rho_{u,x}}{N}, N = \frac{n_i(n_i-1)}{2} \tag{7}$$

其中， ρ 为两个经济体之间的相关系数， n_i 为子样本中经济体的个数， u 和 v 为子样本中的第几个经济体。

发达经济体和新兴市场经济体长期利率的相关系数如表 1 所示，发达经济体内部各经济体的长期利率的正相关度较高 (0.8697)，而新兴市场经济体内部各经济体的长期利率相关系数的正相关度相对较低 (0.3433)。这说明，发达经济体内部、发达经济体和新兴市场经济体之间的长期利率联动性较高，特别是发达经济体内部的长期利率联动性更高。美国长期利率与发达经济体长期利率之间的正相关度较高 (0.8267)，与新兴市场经济体长期利率之间的正相关度相对较低 (0.4730)，但高于新兴市场经济体内部各经济体的长期利率的正相关度 (0.3433)。这说明，美国长期利率与全球大部分经济体的长期利率均有着较强的联动性。

表 1 长期利率的相关系数

样本	发达经济体	新兴市场经济体
发达经济体	0.8697	
新兴市场经济体	0.5445	0.3433
美国	0.8267	0.4730

发达经济体内部、发达经济体和新兴市场经济体之间的长期利率联动性较高，特别是发达经济体内部的长期利率联动性更高。美国长期利率与发达经济体长期利率之间的正相关度较高 (0.8267)，与新兴市场经济体长期利率之间的正相关度相对较低 (0.4730)，但高于新兴市场经济体内部各经济体的长期利率的正相关度 (0.3433)。这说明，美国长期利率与全球大部分经济体的长期利率均有着较强的联动性。

(二) 长期利率的共同因子提取

通过相关性分析可以发现，各国的长期利率存在较强的正相关性。本部分使用 PANIC 方法 (Bai & NG, 2004) 进一步探究这种性质，从中提取长期利率的共同因子。与传统因子模型相比，PANIC 方法具有以下优点：第一，PANIC 方法先对原数据进行差分，再还原得到共同因子，避免了使用非平稳数据在因子构造过程中出现虚假因子的问题。第二，PANIC 方法可以用来确定面板数据中共同因子和个体因子的非平稳性，如果可以得出个体因子的平稳性，则可以说明原数据的趋势主要由共同因子导致。采用 Bai & Ng (2002) 的三种贝叶斯信息准则确定因子个数。将样本划分为发达经济体和新兴市场经济体。将时间划分为 2003 年 1 月—2008 年 12 月和 2009 年 1 月—2018 年 12 月，以对比 2008 年全球金融危机前后的不同。

1. 发达经济体长期利率的共同因子构建

^①发达经济体包括日本、新加坡、以色列、芬兰、瑞典、挪威、丹麦、德国、奥地利、瑞士、英国、荷兰、比利时、卢森堡、法国、马耳他、新西兰、澳大利亚、加拿大；新兴市场经济体包括韩国、中国、印度、泰国、马来西亚、波兰、捷克、斯洛伐克、保加利亚、南非。

发达经济体长期利率截面差值^①的估计结果如表 2 所示, 在各时间区间内, 发达经济体长期利率的截面差值通过 PANIC 分离得到的个体因素可以拒绝存在单位根的原假设(检验值分别为 2.05、18.40、18.44), 可以认为个体因素表现出了较强的平稳性。这说明, 各发达经济体之间长期利率差值的非平稳性主要是由共同因子导致的。参考 Byrne et al. (2012) 的研究认为, 各发达经济体之间长期利率存在较强的相对收敛性。

表 2 发达经济体长期利率截面差值 PANIC 检验

时间区间	因子	个体因素	IC1	IC2	IC3
2003—2008	-2.35 -0.83 -2.28 -1.50 0.39 [0.27 0.18 0.13 0.11 0.08]	2.05*	5	5	5
2009—2018	-2.06 -1.18 -2.07 -3.26* -0.21[0.24 0.19 0.11 0.08 0.07]	18.40*	5	5	5
2003—2018	-2.55 -0.99 -1.62 -3.75* -1.55[0.23 0.19 0.11 0.09 0.08]	18.44*	5	5	5

注: IC1, IC2, IC3 表示根据 Bai & Ng (2002) 信息准则选择的因子个数; * 表示在 5% 的显著性水平上拒绝存在单位根的假设; 对因子而言, 表示 ADF 检验值小于 -2.89; 对个体因素的面板因子而言, 表示面板单位根检验值大于 1.64; [] 内为特征值占比, 即单个因子对总体方差的解释比例。下同。

为了得到各经济体长期利率的共同因子, 本部分采用 PANIC 方法分解各经济体长期利率的水平值, 探究各经济体长期利率的变动可以在多大程度上被共同因子解释。发达经济体样本的分析结果如表 3 所示, 对发达经济体而言, 在全样本期间, 第一主成分对长期利率总体变动的解释比例高达 62%。对比 2008 年全球金融危机前、后两个时段发现, 第一主成分的解释力度从第一个时段的 63% 下降到第二个时段的 60%。参考 Bai & Ng (2002) 对因子个数的判断标准认为, 相比于 IC1 和

表 3 发达经济体长期利率水平值的 PANIC 分析结果

时间区间	因子	个体因素	IC1	IC2	IC3
2003—2008	-1.30 -0.77 -3.49* -1.71 -1.75[0.63 0.08 0.07 0.05 0.05]	-1.30	5	1	1
2009—2018	-1.14 -1.80 -3.78* -1.28 -1.10[0.60 0.11 0.05 0.04 0.04]	7.51*	5	1	2
2003—2018	-0.75 -0.78 -2.90* -2.79 -2.60[0.62 0.09 0.05 0.05 0.04]	3.06*	5	1	1

IC2, IC3 要更加可靠。在全样本期间, IC3 给出的最佳因子个数为 1; 在第一个样本期内, IC3 给出的最佳因子个数为 1; 在第二个样本期内, IC3 的结果为 2。这说明, 样本的多样性在第二个样本期内有所增加。综合考虑解释比例较高的第一主成分, 采用第一主成分作为发达经济体长期利率的共同因子。

参考 Bai & Ng (2004) 的方法, 使用个体成分一阶差分的标准差除以原数据一阶差分的标准差, 即 $\sigma(\Delta \varepsilon_{it})/\sigma(\Delta y_{it})$, 衡量不同经济体的个体因素对总体变动的解释程度, 比值越小, 说明共同因子的解释比例越高。对比共同因子对各经济体长期利率的解释程度(见表 4)可以发现, 共同因子对德国、荷兰等经济体长期利率变动的解释程度较强, 对日本、马耳他等经济体长期利率变动的解释程度相对较弱。共同

表 4 发达经济体长期利率的共同因子和个体因子解释比例

经济体	个体解释比例	共同因子解释比例
德国	35.5%	64.5%
荷兰	40.1%	59.9%
芬兰	40.4%	59.6%
瑞典	42.8%	57.2%
法国	45.7%	54.3%
加拿大	46.6%	53.4%
丹麦	51.2%	48.8%
奥地利	51.6%	48.4%
英国	52.1%	47.9%
澳大利亚	53.5%	46.5%
比利时	63.4%	36.6%
卢森堡	67.7%	32.3%
瑞士	69.9%	30.1%
挪威	71.7%	28.3%
新西兰	72.2%	27.8%
新加坡	77.2%	22.8%
马耳他	82.6%	17.4%
日本	91.2%	8.8%
以色列	100.0%	0.0%
平均值	60.8%	39.2%

^①“长期利率截面差值”是指 N 个经济体长期利率两两相减得到的 $N(N-1)/2$ 个序列。

因子对发达经济体的解释程度平均约为 39.2%。

2. 新兴市场经济体长期利率的共同因子构建

新兴市场经济体长期利率水平值的估计结果如表 5 所示，在全样本期内，第一主成分的解释比例为 37%，IC3 给出的最佳因子个数为 1。这说明，新兴市场经济体长期利率存在共同因子。比较分析两个样本区间发现，在第一个样本期内，第一主成分解释比例为 42%，IC3 给出的最佳因子个数为 1；在第二个样本期内，第一主成分解释比例为 35%，IC3 给出的最佳因子个数为 0。这说明，新兴市场经济体长期利率在第二个样本期内的协同性有所减弱。综合考虑，采用第一主成分作为新兴市场经济体长期利率的共同因子。

表 5 新兴市场经济体长期利率水平值的 PANIC 检验

时间区间	因子	个体因素	IC1	IC2	IC3
2003—2008	-1.43 -1.43 -1.79* -2.33 -1.73[0.42 0.16 0.11 0.11 0.07]	0.33	5	1	1
2009—2018	-2.05 -1.41 -2.26 -2.65 -1.40[0.35 0.17 0.13 0.09 0.08]	-0.49	5	0	0
2003—2018	-2.09 -2.67 -2.15* -1.46 -1.84[0.37 0.15 0.12 0.10 0.07]	0.66	5	0	1

新兴市场经济体中长期利率共同因子的解释比例如表 6 所示，新兴市场经济体的共同因子对各经济体长期利率变动的平均解释比例为 18.2%。在新兴市场经济体内部，共同因子对泰国、南非、韩国等经济体长期利率的解释比例较高，对斯洛伐克、保加利亚、中国等经济体长期利率的解释比例较低。与发达经济体相比，新兴市场经济体中的共同因子的解释比例较低，即发达经济体长期利率的协同性更强。本部分也对新兴市场长期利率截面差值进行了 PANIC 检验，结果显示，新兴市场经济体长期利率的收敛特征弱于发达经济体^①。

综上所述，使用 PANIC 方法分解出的各经济体长期利率的第一主成分作为共同因子。发达经济体与新兴市场经济体的长期利率水平值的共同因子变化趋势如图 1 所示，发达经济体和新兴市场经济体长期利率共同因子的变化趋势相似，说明存在全球性因素对发达经济体和新兴市场经济体的长期利率均产生影响。但是，新兴市场经济体长期利率共同因子的波动性要大于发达经济体长期利率共同因子。此外，观察长期利率共同因子的时间趋势可以发现，2008 年全球金融危机以后，共同因子呈现出明显的下降趋势，且这种趋势持续到 2016 年前后。

表 6 新兴市场经济体长期利率的共同因子和个体因子解释比例

经济体	个体因子解释比例	共同因子解释比例
泰国	63.9%	36.1%
南非	65.1%	34.9%
韩国	73.9%	26.1%
马来西亚	75.4%	24.6%
波兰	82.1%	17.9%
印度	86.1%	13.9%
捷克共和国	86.2%	13.8%
中国	94.5%	5.5%
保加利亚	94.7%	5.3%
斯洛伐克	95.9%	4.1%
平均	81.8%	18.2%

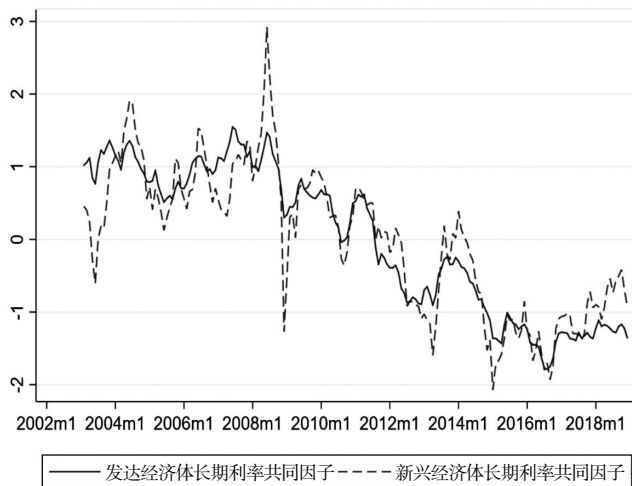


图 1 发达经济体与新兴市场经济体的长期利率水平值的共同因子

^①篇幅所限，相关检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

四、长期利率共同因子的经济分析

基于 PANIC 方法得到各经济体长期利率的共同因子，本部分对发达经济体和新兴市场经济体两个子样本的长期利率共同因子和一些全球性因素之间的关系进行实证分析。

根据理论分析，本文选取的解释长期利率共同因子的全球性变量包括美国长期利率、全球风险指标和美元汇率指数。美国长期利率的代理变量为 10 年期美国国债利率。选择 Hakkio & Keeton (2009) 编制的 KCFSI 指数 (Kansas City Financial Stress Index) 作为全球风险的代理变量。KCFSI 指数综合考虑了 11 种反映不同类别市场压力的指标，比传统的 VIX 指数更全面地反映全球风险的变化。选择美元指数作为美元相对于发达经济体货币的汇率指标，选择 MSCI 新兴市场货币指数作为美元相对于新兴市场经济体货币的汇率指标。对不同的经济体子样本，选取该子样本内各经济体货币相对于美元的汇率。美元指数表示美元相对于欧元、日元、英镑等发达经济体货币的有效汇率指数，MSCI 新兴市场货币指数表示美元相对于一篮子新兴市场经济体货币的有效汇率指数。因此，在新兴市场经济体样本中，使用 MSCI 新兴市场货币指数要比美元指数更加适用。美元指数数据和 MSCI 新兴市场货币指数数据均来源于 Bloomberg 数据库，对两者均取对数。

本部分采用结构向量误差修正模型 (SVECM, Structural Vector Error Correction Model) 进行分析。VECM 模型可以同时刻画不平稳时间序列之间存在的长期和短期关系^①，在对 VECM 进行方差分解时，采用有向无环图方法识别变量间的同期相互影响关系，在 VECM 的基础上施加该约束条件得到 SVECM 模型，得到更加精确的方差分解结果。

(一) 有向无环图分析

对 VECM 模型施加约束时，传统的约束构造过程依靠主观想象，缺乏科学性。随着计算机和人工智能的发展，Spirtes et al. (2000) 提出了有向无环图 (Directed Acyclic Graph, DAG) 分析法，DAG 可以直观地表示变量间的因果关系，有向无环图由对应变量的节点和连接节点的有向边构成。如果节点之间存在有向边，说明节点对应的变量之间存在同期因果关系，即“A→B”表示其他条件不变的情况下，A 的变动会引起 B 的变动。

对数据进行 VECM 模型估计得出各变量扰动项的相关系数矩阵，确定 VECM 模型中的滞后阶数为 3 阶。将扰动项相关系数矩阵输入 TETARD 软件，采用 PC 算法对发达经济体长期利率共同因子及其相应联系变量间的同期关系进行 DAG 分析。

在小样本情况下，有向无环图的估计结果可能存在一定的低估，因此，适当放宽检验的显著性水平，实现对变量间同期因果的进一步完整分析 (Sprite et al., 2000)。参考杨子晖等 (2014) 的做法，将显著性水平增加到 10%，得到发达经济体长期利率共同因子和全球性因素的有向无环图分析结果 (见图 2)。美国 10 年期国债利率的变动对发达经济体长期利率共同因子在当期产生影响，美国 10 年期国债利率和美元指数的变动在当期对 KCFSI 产生影响。

对比发达经济体，新兴市场经济体的结果有所不同 (见图 3)。美国长期利率对市场压力指数的影响没有体现，原因可能是在模型估计中，影响被新

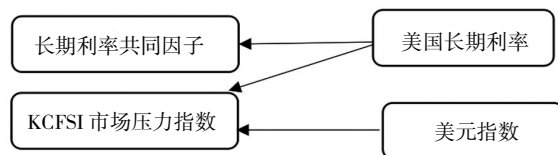


图 2 发达经济体 DAG 有向无环图估计结果

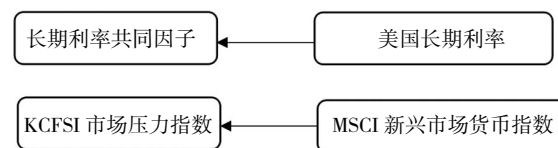


图 3 新兴市场经济体 DAG 有向无环图估计结果

^①ADF 检验表明各变量均为 I (1) 序列；Johansen 检验表明共同因子和全球性变量间存在协整关系。篇幅所限，单位根检验和协整检验的结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

兴经济体货币指数消除。

(二) SVECM 和方差分解

基于通过 DAG 分析得到的关于各变量残差的同期因果关系施加约束，参考Dungey & Vehbi (2011) 的做法，展开方差分解分析以考察变量间的相互影响关系。如表 7 和表 8 所示，发达经济体样本共同因子的方差分解结果显示，在预测期第一

表 7 发达经济体长期利率共同因子的方差分解结果

预测步长	长期利率共同因子	美国长期利率	市场压力指数	美元指数
1	26.2%	73.8%	0.0%	0.0%
2	38.2%	61.7%	0.1%	0.0%
6	41.3%	50.5%	0.5%	7.7%
12	36.4%	47.5%	4.6%	11.6%
24	30.8%	46.2%	11.3%	11.8%

表 8 新兴市场经济体长期利率共同因子方差分解结果

预测步长	长期利率共同因子	美国长期利率	市场压力指数	MSCI 新兴市场货币指数
1	75.9%	24.1%	0.0%	0.0%
2	68.2%	31.1%	0.1%	0.6%
6	64.1%	24.3%	1.7%	10.0%
12	57.4%	24.6%	7.3%	10.6%
24	44.5%	31.4%	15.5%	8.6%

期，美国长期利率的解释比例较高，市场压力指数和 MSCI 新兴市场货币指数几乎没有解释能力，这与 DAG 施加的短期约束有关。随着时间的推移，美国长期利率对共同因子的解释比例稳定在 46% 左右，市场压力指数对共同因子的解释比例稳定在 11% 左右，美元指数对共同因子的解释比例稳定在 12% 左右，三者对共同因子的解释比例达到 69%。新兴市场经济体样本共同因子的方差分解结果显示，在预测期第一期，共同因子的自我解释比例较高，市场压力指数和美元指数几乎没有解释能力。随着时间的推移，美国长期利率对共同因子的解释比例稳定在 31% 左右，市场压力指数对共同因子的解释比例稳定在 16% 左右，MSCI 新兴市场货币指数对共同因子的解释比例稳定在 9% 左右，三者对共同因子的解释比例达到 56%。

综上所述，第一，美国长期利率、市场压力指数和美元指数能够在较大程度上解释各经济体长期利率的共同因子，美国长期利率对共同因子的解释比例最高。第二，与发达经济体样本相比，新兴市场经济体长期利率共同因子受美国长期利率的影响相对较小，受市场压力指数的影响相对较大，受美元汇率的影响相对较小，这可能与新兴市场经济体相对较高的债券风险和相对固定的汇率制度相关。第三，共同因子对市场压力指数和美元汇率的反应相对不敏感，这可能与市场压力指数和美元指数对信息的反应更加敏感相关，两者可能成为长期利率变动的先行指标。

五、结论和政策建议

在全球金融周期背景下，本文基于全球各经济体之间长期利率的相关性，考察各经济体通过调整短期政策利率影响长期利率的有效性问题。采用 PANIC 因子模型将发达经济体样本和新兴市场经济体样本的长期利率分解为共同因子和个体因子发现，对于发达经济体样本，共同因子可以解释长期利率变动的 62%；对于新兴市场经济体样本，共同因子可以解释长期利率变动的 37%。采用有向无环图方法和 SVECM 方法考察了全球性因素对共同因子的解释能力发现，对于发达经济体样本，美国长期利率、KCFSI 指数和美元指数对共同因子的解释比例分别为 46%、11%、12%；对于新兴市场经济体样本，美国长期利率、KCFSI 指数和 MSCI 新兴市场货币指数对共同因子的解释比例分别为 31%、16%、9%。这说明，各经济体的长期利率受全球性因素的影响较强，特别是美国长期利率对其他经济体长期利率具有较强的溢出效应。

本文的研究丰富了关于全球金融周期现象的讨论，尽管各经济体相对独立地制定货币政策、调整短期政策利率，但各经济体长期利率的同步性特征非常明显。考虑到本文研究样本汇率制度的异质性，不同的汇率制度选择似乎并未导致各经济体长期利率同步性特征出现较大的差异，美国的长期利

率对发达经济体和新兴市场经济体长期利率的溢出效应均较为显著。本文的研究支持“二元悖论”，即浮动汇率制度并未能完全缓冲美国利率冲击对本国长期利率的影响^①。

随着我国货币政策由数量型调控向价格型调控转变，货币政策向收益率曲线的传导问题越来越受到关注。本文的研究强调了全球因素对我国货币政策向收益率曲线传导的影响，提出了我国货币政策的价格型调控在考虑国内需求的同时，也应该考虑全球因素的影响。

第一，随着我国资本账户的进一步开放，美国货币政策对我国长期债券利率的溢出效应逐渐增强，这要求我国相关管理机构密切关注美联储的货币政策，加强与美联储等各国货币管理机构的国际合作。

第二，国外金融风险对我国长期债券利率存在溢出效应，影响我国的货币信贷条件，这要求我国相关管理机构充分利用宏观审慎管理工具，防范跨境金融风险的传染，以实现金融稳定的目标。

第三，美元汇率影响我国长期债券利率，这要求我国相关管理机构协调推进人民币汇率市场化改革、利率市场化改革和资本项目开放，以更好地促进本国经济金融健康发展。

(责任编辑 张程)

参考文献：

- [1] 陈雷, 范小云. 套息交易、汇率波动和货币政策[J]. 世界经济, 2017, 40 (11): 73-94
- [2] 范小云, 陈雷, 祝哲. 三元悖论还是二元悖论——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择[J]. 经济学动态, 2015 (1): 55-65
- [3] 刘粮, 陈雷. 外部冲击、汇率制度与跨境资本流动[J]. 国际金融研究, 2018 (5): 45-54
- [4] 陆简. 避险情绪、货币乘数与二元悖论[J]. 国际金融研究, 2017 (6): 3-12
- [5] 杨镇瑀, 施建淮, 宁叶. 期限溢价的跨境传递和中美长期利率的联动——基于“非跨越宏观因子”期限结构模型的研究[J]. 金融经济研究, 2017 (3): 3-13
- [6] 杨子晖, 周天芸, 黄新飞. 我国财政赤字是否具有通货膨胀效应——来自有向无环图研究的新证据[J]. 金融研究, 2014 (12): 59-74
- [7] 赵胜民, 方意, 王道平. 金融信贷是否中国房地产、股票价格泡沫和波动的原因——基于有向无环图的分析[J]. 金融研究, 2011 (12): 62-76
- [8] Albagli E, Ceballos L, Claro S. Channels of US Monetary Policy Spillovers to International Bond Markets[J]. Journal of Financial Economics, 2019 (12): 447-473
- [9] Bai J, Ng S. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models[J]. Econometrica, 2002 (1): 191-221
- [10] Bai J, Ng S. A PANIC Attack on Unit Roots and Co-Integration[J]. Econometrica, 2004 (4): 1127-1177
- [11] Byrne J P, Cao S, Korobilis D. Decomposing Global Yield Curve Co-Movement[J]. Journal of Banking & Finance, 2019 (9): 500-513
- [12] Byrne J P, Fazio G, Fiess N. Interest Rate Co-Movements, Global Factors and the Long End of the Term Spread[J]. Journal of Banking & Finance, 2012 (1): 183-192
- [13] Dungey M H, Vehbi T. A SVECM Model of the UK Economy and the Term Premium[J]. Working Paper, 2011
- [14] Greenspan A. Statement to the Senate Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs. Presenting the Federal Reserve Board's Monetary Policy Report to the Congress[R]. 2005
- [15] Guerello C, Tronzano M. Global Factors, International Spillovers, and the Term Structure of Interest Rates: New Evidence for Asian Countries[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2020 (1): 101073
- [16] Hakkio C S, Keeton W R. Financial Stress: What is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter[J]. Economic Review, 2009 (2): 5-50
- [17] Han X, Wei S J. International Transmissions of Monetary Shocks: Between a Trilemma and a Dilemma[J]. Journal

^①关于“三元悖论”和“二元悖论”之争，可进一步参见范小云等（2015）、陆简（2017）、陈雷和范小云（2017）、刘粮和陈雷（2018）等研究。

of International Economics, 2018 (1): 205–219

[18] Hofmann B, Takáts E. International Monetary Spillovers[J]. BIS Quarterly Review September, 2015.

[19] Ito H, Tran P. Managing the Yield Curve in a Financially Globalized World[J]. Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI) Discussion Papers, 2019

[20] Jain–Chandra S, Unsal D F. The Effectiveness of Monetary Policy Transmission Under Capital Inflows: Evidence from Asia[R]. Borsa Istanbul Review, 2014 (2): 96–103

[21] Jaramillo L, Weber A. Global Spillovers Into Domestic Bond Markets in Emerging Market Economies[J]. IMF Working Paper, 2013

[22] Jordà Ò, Schularick M, Taylor A M, Ward F. Global Financial Cycles and Risk Premiums[J]. IMF Economic Review, 2019 (1): 109–150

[23] Jotikasthira C, Le A, Lundblad C. Why Do Term Structures in Different Currencies Co–Move? Journal of Financial Economics[J]. 2015 (1): 58–83

[24] Miyajima K, Madhusudan S M, James Y. Spillovers of US Unconventional Monetary Policy to Asia: The Role of Long–Term Interest Rates[J]. BIS Working Paper, 2015

[25] Obstfeld M. Trilemmas and Trade–Offs: Living with Financial Globalization[J]. BIS Working Paper, 2015

[26] Spirtes P, Glymour C N, Scheines R, Heckerman D, Meek C, Cooper G Richardson T. Causation, Prediction, and Search[M]. Published by MIT Press, 2000

[27] Swanson E T, Williams J C. Measuring the Effect of the Zero Lower Bound on Yields and Exchange Rates in the UK and Germany[J]. Journal of International Economics, 2014 (4): S2–S21

[28] Wright J H. Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset[J]. American Economic Review, 2011 (4): 1514–34

Is the Transmission of Monetary Policy to the Yield Curve Still Effective?

—A Research from the Perspective of Global Long–Term Interest Rates Co–Movement

Zhang Zhe¹, Chen Lei² and Chen Ping¹

[1. Lingnan (University) College, Sun Yat–sen University; 2. School of Finance & Investment, Guangdong University of Finance]

Summary: With the development of financial globalization, the long–term interest rate of various economies is not only affected by short–term policy interest rate, but also affected by global factors. As a result, monetary authorities are less able to regulate the economy by adjusting short–term policy interest rates to influence long–term interest rates. In other words, the monetary policy transmission through yield curve is not that effective as expected.

This paper used ten–year bond yield data from 19 advanced economies and 10 emerging market economies. PANIC model was used to decompose long–term interest rates into common factors and country–specific components, and to make clear that to what extent common factors can explain long–term interest rates for countries and regions. As for the extracted common factors, this paper used DAG graph method and structural VECM model to find possible global variables to explain global factors. The results are as follows.

There is strong homogeneity of long–term interest rates among different economies. For the sample of developed economies, the common factor explained 62% of the variation in long–term interest rates. For the sample of emerging market economies, common factors explain 37% of the variation. At the same time, this paper finds that US long–term interest rate, KCFSI index and US dollar exchange rate explain a large part of common factors, and US long–term interest rate explains the most. For the sample of developed countries, US long–term interest rate, KCFSI index and US dollar exchange rate explains 46%, 11% and 12% of the variation of common factor respectively. For the sample of emerging market countries, the proportions of explanation are 31%, 16% and 9% respectively. This paper emphasizes the importance of global factors in the process of monetary policy making. At the same time, in addition to short–term interest rate, monetary authorities should also pay attention to long–term interest rates, so as to increase the effectiveness of monetary policy.

Keywords: Monetary Policy; Yield Curve Transmission; Long–Term Interest Rate; Dilemma

JEL Classification: F30, G20