

中国强弱费雪效应转换机制的动态识别

——基于无限状态 Markov 区制转移误差修正模型

刘 洋 陈守东 吴 萍*

摘要: 本文扩展区制协整模型,研究我国费雪效应的时变性特征。实证结果表明:弱费雪效应在我国长期存在,并在货币政策驱动下,多次转换为强费雪效应。在强弱费雪效应转换期间,存在政策作用与市场效应叠加风险。费雪效应的时变性特征,体现我国货币政策的市场环境已经得到了发展。转换机制的动态过程也说明,虽然名义利率单纯市场化反应通胀预期的能力有限,但是货币政策的滞后性降低、持续性提高,管理通胀预期的水平正在提升。总之,利率市场化改革的阶段性成果显著,名义利率已经可以有效地传导货币政策。但由于利率市场化改革尚未完成,因此名义利率还不能完全实现平滑传导。

关键词: 费雪效应;区制协整;名义利率;通货膨胀

一、引言

2016年,持续的低利率扭转了低通胀形势,我国CPI涨幅回升,PPI结束了54个月的同比下降趋势,转入加速上升过程,市场通胀预期增强。同时,在资产价格泡沫加剧、债务风险上升、人民币汇率持续波动等多重因素的共同影响下,我国货币政策面临复杂形势的考验。准确识别我国费雪效应的强弱状态,考察名义利率反应通胀预期的效果,有助于货币政策在效率和成本之间做出更好的选择。

Fisher(1930)认为在零税收和理性预期情形下,名义利率与通货膨胀率的变动应该是一一对应的关系,这一论断即著名的费雪效应理论。在利率市场化条件下,费雪效应是货币政策的重要作用机制,也是考察利率市场化成果,检验利率工具调控效率和通胀预期管理效果的计量依据。自1996年我国央行放开了银行间同业拆借市场利率算起,我国利率市场化改革历经20年,逐步实现了债券市场、信贷市场、货币市场的利率市场化。改革取得重大进展的同时,利率也成为经常被采用的我国主要的货币政策工具之一。然而,2008年美国金融危

*刘洋(通讯作者),吉林大学数量经济研究中心,吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子信箱:liuyangmail@jlu.edu.cn;陈守东,吉林大学数量经济研究中心,吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子信箱:chensd@jlu.edu.cn;吴萍,吉林大学数量经济研究中心,吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子信箱:wuping16@mails.jlu.edu.cn.

本文为国家社科基金重点项目“新常态下我国系统性区域性金融风险新特征及防范对策研究”(项目编号:16AJY024)的研究成果。作者感谢匿名审稿人在审稿过程中提出的宝贵意见,文责自负。

机的爆发和其后长期陷入零利率陷阱的典型化事实,引发学界对频繁使用利率政策工具,始终保持强费雪效应做法的质疑。Mishkin(2011)在总结美国金融危机前后货币政策的教训时,强调加强通胀预期管理,降低货币政策成本的重要性。Fuhrer(2011)基于菲利普斯曲线理论分析,认为货币政策是有成本的,过度频繁地使用利率政策工具将付出通胀惯性的代价。陈守东和刘洋(2015)的实证结果表明,Fuhrer(2011)的理论也适用于我国。胡育蓉和范从来(2015)的研究证实在利率双轨制和利率市场化的不同情况下,特别是在不同的通胀预期背景下,存在不同最优货币政策工具的选择问题。因此,无论是对于提高货币政策的效率,还是降低政策执行的成本,识别我国名义利率反应通胀预期的水平,都具有重要的现实意义。

二、文献综述

费雪效应的实证研究,以检验名义利率与通货膨胀率之间的协整关系为基础,主要经历了四个研究阶段:(1)检验强费雪效应的存在性问题^①;(2)对强弱费雪效应的区分与费雪效应系数的度量;(3)研究费雪效应的时变性,计量不同时期的差异;(4)结合时变协整理论,识别强弱费雪效应的转换机制。

首先,在争论中达成了存在费雪效应的共识。Rose(1988)考察 18 个 OECD 国家的利率与通胀率数据,以这些国家的通胀率数据平稳,而名义利率为一阶单整的数据性质为依据,认为这些国家不存在强费雪效应。Rose(1988)等经典文献的研究工作被后续学者反复讨论,更多学者将其拒绝费雪效应的检验结论,归因于结构断点和时变性等模型不确定问题。Malliaropulos(2000)强调结构断点对实证的影响。刘康兵等(2003)利用 E-G 两步法检验 1979–2000 年的年度数据,认为我国存在费雪效应。Cooray(2003)对费雪效应的实证研究进行文献综述,总结费雪效应的存在已成共识,但是各国具有强弱的区别。

接着,对强弱费雪效应的区分和系数的度量,成为实证研究的重点。Malliaropulos(2000)肯定了美国的强费雪效应。Atkins 和 Coe(2002)认为美国和加拿大都存在弱费雪效应。王少平和陈文静(2008)应用非参数协整模型,以 1990 年 1 月至 2007 年 4 月的月度数据估算得到系数为 0.4055 的弱费雪效应结论。王群勇和武娜(2009)通过面板协整方法,认为发展中国家存在弱费雪效应,而发达国家存在强费雪效应。张小宇和刘金全(2012)利用非线性协整模型,分析我国 1992–2011 年数据,认为我国存在弱费雪效应。Andrade 等(2005)研究了经济数据间变化的协整关系,为时变费雪效应的研究拓宽了思路。

然后,费雪效应的时变性成为主要的研究内容。Christopoulos 和 Leon-Ledesma(2007)构建了平滑转移模型,研究 1960–2004 年美国的费雪效应,认为 1979 年之后,每当通货膨胀率超过 3.12%时,出现强费雪效应。Beyer 等(2011)通过对 15 个国家数据的研究,认为名义利率与通胀之间的协整关系存在结构断点,费雪效应是时变的。封福育(2009)认为 1990 年 1 月至 2007 年 2 月,在不同的通胀水平下,中国名义利率与通货膨胀率之间的关系不同。温和通胀时,存在系数为 0.43 的弱费雪效应;高通胀状态下,存在系数为 0.23 的弱费雪效应;通货紧缩状态下,费雪效应完全不存在。如何改进计量方法,更有效地识别费雪效应在

^①本文在讨论费雪效应系数接近-1 所代表的一一对应的完全费雪效应时,称之为强费雪效应,其中负号代表同向变动。绝对值明显小于 1 时,称之为弱费雪效应。

强弱之间转换的时变性特征,成为学者们近期关注的焦点。

近年来,时变协整理论的新发展,为研究协整关系的转换机制提供了基础。部分学者开始尝试扩展时变协整模型,来识别强弱费雪效应的转换机制。Bierens 和 Martins(2010)提出时变协整的误差修正模型(VECM),将传统协整解释为其模型的一个特例。Koop 等(2011)提出贝叶斯方法的时变系数误差修正模型(TVP-VECM)来研究时变协整关系与费雪效应。Jochmann 和 Koop(2015)受 Koop 等(2011)的启发,构建 Markov 区制转移误差修正模型(MS-VECM),发现法国存在强弱费雪效应的转换机制,但该方法无法具体识别出费雪效应的系数。

本文将结合时变协整理论,利用刘洋和陈守东(2016)提出的贝叶斯非参数混合分层结构 Gibbs 算法,对 Jochmann 和 Koop(2015)的区制协整模型进行扩展,实现无限状态 Markov 区制转移误差修正模型(IMS-VECM),应用于我国名义利率与通货膨胀率之间协整关系的区制状态分析,对我国强弱费雪效应转换机制进行动态识别。

三、费雪效应的理论和计量模型

(一) 费雪效应的理论表述

Fisher(1930)表述的费雪效应理论认为,在零税收和理性预期情况下,对通货膨胀率的永久性冲击,将导致名义利率产生同等改变,使得实际利率的长期运行不受货币冲击影响而改变。名义利率与预期通货膨胀率之间的变化是一一对应的,任何产品成本上的变化都将在货币成本当中得到体现,货币在购买力上的变化长期内将得到有效市场的补偿。

费雪效应的理论模型提出在理性预期下,实际利率作为名义利率与通货膨胀率之差,长期内基本保持稳定。考虑 i_t^m 为 t 时间存在的,约定在 $t+m$ 时刻到期的债券所需支付的名义利率。 r_t 为实际利率, π_t^m 为通货膨胀率。 E_t 代表债券期限内的条件预期运算符,则 $E_t \pi_t^m$ 代表预期的通货膨胀率。依照费雪效应理论, i_t^m 为实际利率 r_t 与预期通货膨胀率 $E_t \pi_t^m$ 之和,即公式(1)表述的关系式成立。换言之,在理性预期的前提下,预期的通货膨胀率 $E_t \pi_t^m$ 与通货膨胀率 π_t^m 之差 ε_t ,为服从 0 均值正态分布的随机扰动项,如公式(2)所示。将公式(1)与公式(2)相结合,费雪效应方程可以从公式(1)改写为公式(3)的形式。

$$i_t^m = r_t + E_t \pi_t^m \quad (1)$$

$$E_t \pi_t^m - \pi_t^m = \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$i_t^m = r_t + \pi_t^m + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

(二) 费雪效应的线性化方程

费雪效应方程的公式(3)意味着实际利率 $r_t = i_t^m - \pi_t^m$ 是一个均值回复过程。因此,如果名义利率与通货膨胀率均为一阶单整过程,则实际利率作为它们之间一一对应的差额,将是一个协方差平稳的随机过程。名义利率与通货膨胀率存在协整关系,说明通货膨胀率对实际利率将保持长期中性。考虑到理论上一一对应的关系,在现实中需要检验,因而将公式(3)进一步线性化为公式(4)的形式。其中 a 为常数项, b 为费雪效应系数。当 $b=1$ 时,完全费雪效应或称为强费雪效应成立。当 $0 < b < 1$,即费雪效应系数明显低于 1 时,弱费雪效应成立。 b 前面的负号,代表通胀率与名义利率的变动方向相同。Darby(1975)认为实际中的费雪效应应该略大于 1,一方面是需要补偿债务持有人的税后收益的下降,另一方面,也是由

于预期通货膨胀率的不可观测性,与实际实现的通货膨胀率存在误差。部分文献的计量结果证实包括美国在内的一些发达国家,确实存在费雪效应系数略大于1的情况。而当存在利率管制等因素时,利率无法按照市场机制运行,费雪效应系数将小于1。

$$r_t = a + i_t^s - b\pi_t^s + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

(三) 名义利率与通货膨胀率的误差修正模型

通过对费雪效应理论模型的线性化,检验费雪效应的理论模型问题被转化为利率与通货膨胀率数据的计量分析问题。计量研究的核心问题被聚焦于协整关系的定性识别和协整向量的定量分析。基于对费雪效应协整关系与协整向量时变性的研究基础,Andrade 等(2005)、Bierens 和 Martins(2010)、Koop 等(2011)以及 Jochmann 和 Koop(2015)等将研究策略锁定在公式(5)所示的,由名义利率 IR 和 CPI 代表的通货膨胀率数据的滞后项与差分项,共同组成的单方程误差修正模型(VECM)的时变性分析上。

$$\Delta IR_t = \alpha^1(\beta^1 IR_{t-1} + \beta^2 CPI_{t-1}) + \sum_{i=1}^{m-1} (\phi_i^1 \Delta IR_{t-i} + \phi_i^2 \Delta CPI_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta IR_t = \sum_{i=1}^{m-1} (\phi_i^1 \Delta IR_{t-i} + \phi_i^2 \Delta CPI_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta IR_t = \alpha^1(IR_{t-1} - CPI_{t-1}) + \sum_{i=1}^{m-1} (\phi_i^1 \Delta IR_{t-i} + \phi_i^2 \Delta CPI_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

如果在公式(5)所示 VECM 模型中,名义利率和通货膨胀率的滞后项 IR_{t-1} 和 CPI_{t-1} 前的系数为0,则公式(5)转变为公式(6)的形式,代表名义利率和通货膨胀率之间的协整关系不存在。相反,如果 IR_{t-1} 和 CPI_{t-1} 前的系数显著不为0,则说明名义利率和通货膨胀率之间协整关系存在。在协整关系存在的前提下,如果协整向量接近公式(7)所示的(1,-1)的系数比例,判定强费雪效应的存在,否则存在不同情况的弱费雪效应。因此,对于基于 Markov 区制转移等考虑结构断点模型的计量分析方向,转化为考察不同时期名义利率和通货膨胀率之间关系处于无协整关系、强费雪效应和弱费雪效应三种理论状态中的哪种情况。然而,现实中可归类为以上三种理论状态的实际状态可能更多,特别是在强弱费雪效应之间,可能存在更多的中间状态。费雪效应的实证研究所面对的复杂的模型不确定的困难,也是阻碍现有计量方法得出准确结论的障碍。

本文在现有国内外文献的研究基础上,充分考虑到费雪效应协整关系与协整向量的时变性,在面对既无法确定协整关系在不同时期是否存在,也无法明确在协整关系存在时,协整向量区制状态数量等模型不确定条件下,为提高计量方法适应问题研究的能力,提出无限状态 Markov 区制转移误差修正模型(IMS-VECM),对名义利率与通货膨胀率之间的费雪效应进行实证分析。

四、无限状态 Markov 区制转移误差修正模型

(一) 构建 IMS-VECM 模型

对于 n 维向量 y_t ,公式(8)描述了向量误差修正模型(VECM)。其中调整参数 α 是 r 乘 n 的满秩矩阵, β 是 n 乘 r 的满秩矩阵。 β 向量对应协整关系的协整向量, β 向量中不同经济指标系数之间的比值对应不同均衡关系的系数。 ϕ_i 是 n 乘 n 的系数矩阵; ε_t 作为残差项服从0均值,方差为 σ^2 的正态分布; r 是协整阶数; m 是所考察的时间序列的滞后期长度(只考

考虑协整阶数为 1 的情况,即 $r=1$)。

$$\Delta y_t = \alpha' \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

Jochmann 和 Koop (2015) 为扩展 VECM 模型以实现计量时变协整关系的适用性,在公式 (8) 的基础上,借鉴 Sims 和 Zha (2006) 将向量自回归模型扩展为 Markov 区制转移的向量自回归模型 (Markov-switching VAR 模型,简称 MS-VAR) 的方式,将 VECM 模型扩展为如公式 (9) 至 (11) 所示的 Markov 区制转移的向量误差修正模型 (MS-VECM)。在公式 (9) 中增加的区制状态参数角标 $S_t \in \{1, \dots, K\}$ 代表 t 时点所处的区制状态,区制状态数量被设置为 K ,并在公式 (10) 所示的区制转移概率矩阵的约束下实现状态 i 到状态 j 的转换,而公式 (10) 中的状态转移概率参数 ω_{ij} 服从公式 (11) 所示的 Dirichlet 分布。

$$\Delta y_t = \alpha'_{S_t} \beta'_{S_t} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_{i,S_t} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

$$\Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = \omega_{ij} \quad i, j = 1, \dots, K \quad (10)$$

$$\omega_{i\cdot} \sim \text{Dirichlet}[c_{i1} + N_{i1}(S^T), \dots, c_{iK} + N_{iK}(S^T)] \quad i, j = 1, \dots, K \quad (11)$$

与 Koop 等 (2011) 将 VECM 模型扩展为时变参数的向量误差修正模型 (TVP-VECM) 不同, Jochmann 和 Koop (2015) 的 MS-VECM 模型允许协整关系在区制状态之间不同,例如在 $K=2$ 或 $K=3$ 的先验假设下,设定不同区制状态的协整关系和协整向量条件,通过这种列举不同区制状态数量的约束模型,以贝叶斯模型平均的方法弥补模型不确定的问题,综合得到不同时点协整关系所处不同区制状态的概率。Jochmann 和 Koop (2015) 对 VECM 模型的扩展,为分析时变协整关系提供了研究框架。本文将进一步放松先验假设,将区制状态数量作为随机数,由模型的抽样过程自主识别最大后验概率的取值。同时,每个区制状态的系数和随机扰动项方差参数,也由分层的共轭分布族随机过程进行模拟推断。

Markov 区制转移模型被广泛应用于经济数据存在结构断点等时变特征的实证研究。然而,传统 Markov 区制转移模型的缺点也是非常明显的,特别是被学者们长期诟病的固定区制数限制,在处理模型不确定问题时经常遇到困难。本文借鉴刘洋和陈守东 (2016) 对传统的固定区制数量的 Markov 区制转移模型进行无限状态扩展的方式,突破 Markov 区制转移模型在模型不确定问题上遇到的阻碍。结合 Fox 等 (2011) 的分层 Dirichlet 过程,对 Jochmann 和 Koop (2015) 的 MS-VECM 模型,进一步扩展为公式 (12) 至 (18) 所示的无限状态 Markov 区制转移向量误差修正模型 (IMS-VECM)。为了计算方便,本文在计算过程中将公式 (9) 中的 $\alpha'_{S_t} \beta'_{S_t}$ 简化为 β'_{S_t} , 这样在以公式 (12) 的形式计算得到单方程误差修正模型的计算结果中, $\beta_{S_t}^1$ 即为 $\alpha_{S_t}^1$ 。

$$\Delta y_t = \beta'_{S_t} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_{i,S_t} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad t = 1, \dots, T \quad (12)$$

$$\beta_{S_t}, \phi_{1,S_t}, \dots, \phi_{m-1,S_t} \sim N(\mu, \Sigma) \quad t = 1, \dots, T \quad (13)$$

$$\mu \sim N(b_0, B_0) \quad (14)$$

$$\Sigma \sim \text{Inv-Wishart}(Z_0, m_0) \quad (15)$$

$$\sigma_{S_t}^2 \sim \text{Inv-Gamma}(c_0, d_0) \quad t = 1, \dots, T \quad (16)$$

$$s_t \sim \text{Multinomial}(\omega_{s_{t-1}}) \quad t = 1, \dots, T \quad (17)$$

$$\omega_j | \rho, \gamma, \kappa \sim DP\left(\rho + \kappa, \frac{\rho \gamma + \kappa \delta_j}{\rho + \kappa}\right), \gamma \sim DP(\eta) \quad j = 1, \dots, \infty \quad (18)$$

为了更好地适应结构断点、非平稳数据和时变关系,本文将 Kim 和 Nelson(1999)的共轭分布族结构进一步扩展为分层的共轭分布结构。将公式(13)所表示的服从正态分布的滞后项与差分项系数的均值和方差超参数,也作为随机变量考虑,假设其服从公式(14)的多元正态分布与公式(15)的逆 Wishart 分布,作为第二层共轭分布。公式(12)中随机扰动项方差被假设为服从公式(16)所示的逆 Gamma 分布,其逆 Gamma 分布的超参数被设定为先验参数。

MS-VECM 模型中公式(11)的 Dirichlet 分布假设,是给定区制状态数量下的先验假设,通过将 Dirichlet 分布扩展为 Dirichlet 过程,可进一步拓展模型对数据过程中潜在区制状态的识别能力。Teh 等(2006)在 Dirichlet 过程(Dirichlet Process,简称 DP)的基础上,进一步提出了分层 Dirichlet 过程。在其分层 DP 过程中,Dirichlet 过程的生成过程基于另一个 Dirichlet 过程实现,使得潜在状态变量的随机模拟过程,可以具有更加灵活的适应性。Fox 等(2011)将分层 DP 过程与 Beal 等(2002)的隐性马尔可夫(IHMM)模型相结合,提出了带有粘性系数的无限状态隐性 Markov 模型(Sticky Infinite Hidden Markov Model,简称 Sticky HDP-HMM),提升了其对分类状态类型数据的适应能力,实现了算法对混杂语音记录的有效识别能力。Jochmann(2015)、陈守东和刘洋(2015)以及刘洋和陈守东(2016)等将分层 DP 过程的研究进展引入到了对经济领域数据的分析过程中。

本文在现有研究的基础上,将公式(11)的 Dirichlet 分布假设,扩展为公式(18)所示的分层 DP 过程的 Sticky HDP-HMM 形式,以提升模型适应数据的能力。该分层 DP 过程是一个双层结构的随机抽样过程,其中第一层的 γ 是由(18)式所代表的 DP 过程所产生的参数向量,作为第二层 DP 过程的参数,其中 ρ, η, κ 是超参数, δ_j 为示性变量,其下角标 j 与 ω_j 的相同时, δ_j 的值为 1,否则为 0。分层 DP 过程为公式(17)所示的状态潜变量的多项式分布过程,提供了理论上被设计为包含无限个区制状态的先验条件,因而称之为无限状态 Markov 区制转移过程。这种以最大适应性方式分析经济数据关系潜在包含的无限区制状态,并在模拟推断的时间进程中始终考虑未来未知区制状态的出现概率的方法,突破了固定区制状态模型的局限性,组成公式(12)至(18)所示的无限状态 Markov 区制转移向量误差修正模型(IMS-VECM)。

(二)估计 IMS-VECM 模型的贝叶斯方法

本文借鉴刘洋和陈守东(2016)设计混合分层结构 Gibbs 算法实现时变因果关系模型的算法设计方式,为 IMS-VECM 模型设计贝叶斯 MCMC(Markov Chain Monte Carlo)方法的算法实现程序。在实现算法中,以 Chib(1996)的方法实现对区制状态潜变量的模拟抽样。以 Fox 等(2011)的抽样方法实现对分层 DP 过程的非参数模拟,驱动区制状态参数和数量的更新,得到区制状态参数和数量的后验分布。以 Kim 和 Nelson(1999)的共轭分布族方式,实现对系数与扰动项方差的模拟抽样。最后,以公式(19)计算各时点所处区制状态的后验概率,并以公式(20)计算区制状态结构断点的后验概率。

$$\Pr(S_t = j) = \frac{1}{M_1} \sum_{i=1}^{M_1} \delta_j, \quad t = 1, \dots, T, \quad j = 1, \dots, L \quad (19)$$

$$\Pr(S_t \neq S_{t-1}) = 1 - \frac{1}{M_1} \sum_{i=1}^{M_1} \delta_{S_{t-1}}, \quad t = 1, \dots, T \quad (20)$$

本文在实证分析中,均采用预烧期 M_0 为 10 000 次,运行期 M_1 为 50 000 次的 MCMC 过

程进行模拟推断,详细步骤请参见附录 A。具体的算法过程以 C 语言混合 Fortran 编程实现,矩阵运算部分引用了著名的 lapack 与 blas 标准运算库,以确保计算的准确性。

五、中国费雪效应的实证分析

(一) 费雪效应的 IMS-VECM 模型

本文对公式(4)表述的费雪效应的线性化方程与公式(5)所示的名义利率与通货膨胀率的误差修正模型做进一步的扩展。构建公式(21)所示的名义利率与通货膨胀率的 IMS-VECM 模型。估计出各区制状态的参数之后,根据公式(22)计算各区制的 α^1 和 b 系数。当某区制状态的调整参数 α^1 相比扰动项标准差,其绝对值显著大于零时,具体指公式(23)中 g 大于 0.01 时(根据经验和同类工作设定),说明名义利率与通货膨胀率之间存在协整关系。如果某区制状态下协整关系存在,便基于协整向量,以公式(22)所示的通货膨胀率变量前的系数 β^2 除以名义利率变量前的系数 β^1 ,计算费雪效应的 b 系数,作为测度费雪效应的量化指标。结合符号方向考虑,与 Jochmann 和 Koop (2015) 等研究费雪效应时变协整关系的文献一致,当协整关系存在且 b 系数的计量结果在 -1 左右时,说明存在强费雪效应;当协整关系存在且 b 系数在 0 至 -1 之间时,说明存在弱费雪效应。

$$\Delta IR_t = \beta_{s_t}^1 IR_{t-1} + \beta_{s_t}^2 CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_{i,s_t}^1 \Delta IR_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_{i,s_t}^2 \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2) \quad (21)$$

$$\alpha_s^1 = \beta_s^1, b_s = \frac{\beta_s^2}{\beta_s^1} \quad (22)$$

$$g_s = \frac{|\alpha_s^1|}{\sigma_s} \quad (23)$$

(二) 数据选取和参数估计

我国利率市场化改革的核心是要建立健全与市场相适应的利率形成和调控机制,本文选择名义利率与通货膨胀率进行的实证分析,也是从费雪效应的角度对我国利率市场化形成机制和利率工具的调控效率进行检验。

本文选取我国 1996 年 1 月至 2016 年 12 月的银行间 7 天同业拆借利率的月度数据,作为名义利率的代理变量,以同比 CPI 月度数据作为通货膨胀率的代理变量,共 252 组样本数据,构建分析我国费雪效应的 IMS-VECM 区制协整模型。其中模型中经济变量的滞后期参数 m ,根据贝叶斯信息准则并综合相关文献被设定为 3。本文选择的实证数据,来自于中经网统计数据库。具体数据如图 1 所示,其中虚线为 CPI 同比数据,实线为银行间 7 天同业拆借利率。本文选择银行间 7 天同业拆借利率的依据是,银行间同业拆借是各机构凭借信用在银行间市场拆借资金的方式,其利率水平能更好地体现资金的真实价格,该市场化机制已相对成熟,适合作为名义利率的代理变量。选择月度数据的原因是相对于发达国家,我国利率市场化起步较晚,可选的数据长度有限。对比结果也显示,月度数据与季度数据的主要计量结果总体相近,反映的信息量更加丰富,并被多数同类工作所采用。张小宇和刘金全 (2012) 在利用非线性协整方法检验我国费雪效应时,也对贷款利率和银行间 7 天同业拆借利率的月度和季度数据做了对比,重点选择了银行间 7 天同业拆借利率的月度数据。

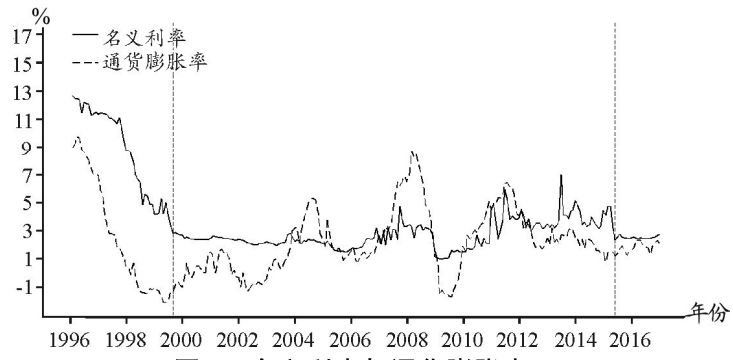


图 1 名义利率与通货膨胀率

本文以 IMS-VECM 区制协整模型,实证分析我国的费雪效应,通过贝叶斯 MCMC 方法,估计模型结果。首先,通过对区制状态的模拟推断,得到如图 2 所示的区制状态数量的后验分布。然后,模型根据图 2 中最大后验概率的区制数量,进行区制状态分析,计算出如表 1 所示的 3 个区制状态的参数估计结果。同时,计算图 3 所示的区制状态结构断点的后验概率,度量不同时期费雪效应机制转换的可能性。最后,计算图 4、图 5 和图 6 所示的区制 1、区制 2 和区制 3 状态的后验概率,测量费雪效应处于不同区制状态的可能性。

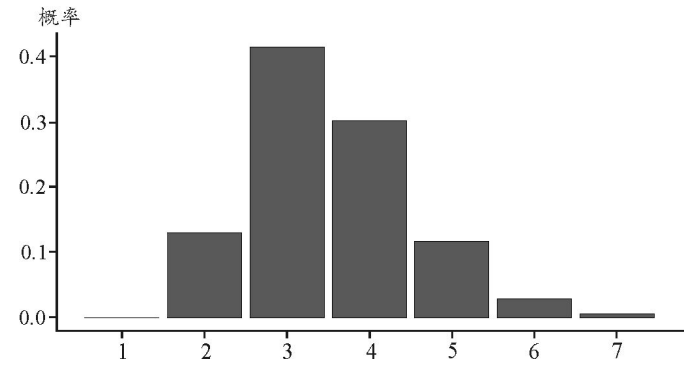


图 2 区制状态数量的后验分布

表 1 中国费雪效应的 3 区制状态参数							
区制	α^i	σ	g	协整	b 系数	费雪效应	含义
1	-0.0071	0.2283	0.0311	是	-0.1316	弱	利率的市场化反应
2	-0.0720	0.7869	0.0781	是	-0.8526	强	利率政策工具传导
3	-0.1035	1.4016	0.0738	是	-1.5452	强	政策与市场的叠加

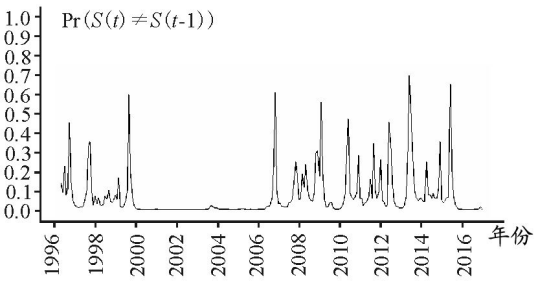


图 3 结构断点后验概率

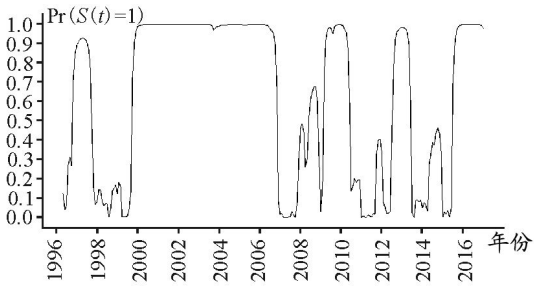


图 4 区制 1 状态的后验概率

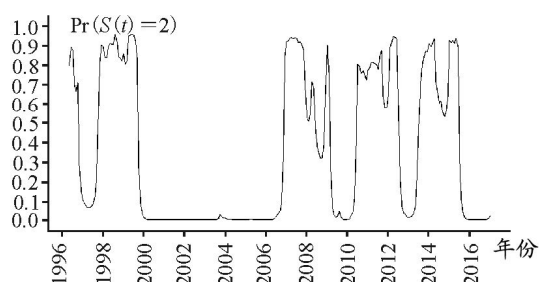


图5 区制2状态的后验概率

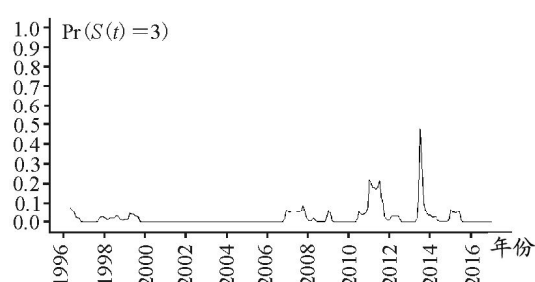


图6 区制3状态的后验概率

模型估计结果表明,我国存在强弱不同的费雪效应。表1列出的IMS-VECM模型估计结果表明,全部3个区制的调整参数的绝对值都显著大于零,均存在协整关系,对应不同的协整向量。首先,基于区制1协整向量计算得到费雪效应的 b 系数为 -0.1316 ,代表处于弱费雪效应状态,可理解为名义利率对通胀预期的市场化反应。然后,从区制2协整向量计算得到费雪效应 b 系数为 -0.8526 ,绝对值相对接近于1,结合我国尚未完全放开利率管制的现实情况,可代表强费雪效应,体现利率政策工具的有效性。最后,通过区制3协整向量计算得到的费雪效应 b 系数为 -1.5452 ,可解释为名义利率对通胀预期的市场化反应与利率政策工具传导叠加产生的强费雪效应。

(三) 费雪效应转换机制的动态识别

1. 强弱费雪效应的形成过程

模型识别出的强弱费雪效应及其动态特征,显示我国名义利率与通货膨胀率之间的关系,呈现出阶段性发展的特点,强弱费雪效应及其转换机制在发展过程中形成和确立。结合模型估计结果和图1显示的数据动态路径,可将我国名义利率与通货膨胀率之间关系的发展,划分为四个阶段:

启动阶段(1996年1月-1999年8月):2000年以前,名义利率与通货膨胀率虽然始终保持着相同的下降趋势,但我国银行间同业拆借利率并未充分与市场接轨,直至1999年9月以后,通过引入更多机构获准参与交易,市场主体才得以丰富,交易量充实,名义利率逐渐体现了市场行为。此阶段的强费雪效应不能代表利率对通货膨胀预期的反应,也不能体现利率政策工具的传导效应。

适应阶段(1999年9月-2006年9月):2007年以前,名义利率在被央行逐步放开限制的过程中,扩大波动幅度,增强了其反应市场信息和通货膨胀预期的能力。虽然初期的波动幅度受限,但名义利率动态持续与通货膨胀率大体相符,并逐渐接近同步。这表明其反应通货膨胀率预期的能力显著增强。在此期间,央行对政策基准利率进行过两次调整,模型估计结果未能体现出强费雪效应的存在。本阶段的弱费雪效应,特别是后期的名义利率动态,可以代表名义利率对通货膨胀预期的反应。

发展阶段(2006年10月-2015年6月):名义利率的市场化水平提高,名义利率的期限结构也体现出对未来通货膨胀的预测能力(李宏瑾,2011)。利率工具的传导效率已显著增强,我国央行在进一步丰富货币政策工具的过程中,更加关注政策效率和成本上的平衡。此阶段与弱费雪效应交替出现的强费雪效应,可以代表利率政策工具的传导效应。在利率市场化改革尚未完成的情况下,特别是在不同通胀形式的情况下,如何提高货币政策的效率,

降低政策执行成本是货币当局需要重点权衡的问题。

成熟阶段(2015年7月之后):强弱费雪效应的共同特征,是名义利率和通货膨胀率之间协整关系的确立。稳定的协整关系代表经济时间序列之间的长期均衡关系,当名义利率与通货膨胀率的短期动态持续偏离其均衡关系时,从长期趋势上看,依然会回到均衡关系的状态,修正短期动态的背离现象。2016年,在相对的货币政策真空期,市场环境下的名义利率与通货膨胀率在弱费雪效应的作用下,基本保持平稳趋势的同步。名义利率和通货膨胀率,在持续稳定一年多以后,稳中有升。因此,在名义利率和通货膨胀率之间,市场化关系相对成熟的阶段,深化对我国费雪效应的认识,有助于兼顾政策执行的效率和成本。

2. 强弱费雪效应的转换机制

模型识别出的强弱费雪效应转换机制,有助于加深对我国利率市场化水平和货币政策执行效果的认识。我国名义利率在市场化环境下,弱费雪效应系数相比早期已完成利率市场化的国家偏低。但是,名义利率已经可以部分反应通货膨胀预期的变化。强费雪效应的显现,说明我国的利率市场化改革已实现了市场化的政策利率传导机制。利率政策工具执行效率提高的同时,面临多重压力的考验,政策转向的预期和多政策目标的实现,加大了政策与市场效应叠加的风险。对强弱费雪效应转换机制的有效识别,对利率市场化效果的有效掌握,有助于在提高货币政策效率的同时降低政策执行的成本。

2007年之前,我国长期仅存弱费雪效应。如图3所示,1999年8月出现了第一个超过50%的高概率结构断点之后,直至2006年10月,没有显著的结构断点出现。模型估计得到的不同时期区制状态的后验概率,也说明2006年10月以后,强弱费雪效应转换频率的显著增高。图4显示,2007年之前大部分时间处于区制1代表的弱费雪效应状态的估计结果,与王少平和陈文静(2008)、王群勇和武娜(2009)、封福育(2009)以及张小宇和刘金全(2012)等文献的实证结论相近。然而,虽然现有文献已提出了多种不同类型的时变系数模型,但是在模型不确定情况下,存在着更倾向于均值的参数估计过程。因此,在费雪效应系数估计值的计算过程中,或多或少地损失了对不同时期费雪效应系数的辨识水平,从而缩小了不同时期费雪效应系数估计结果之间的差距,低估了间或出现的较高的费雪效应系数。本文对区制协整模型的扩展,将模型识别过程独立于区制状态参数估计过程之前。对区制状态数量进行的模拟推断,有效地避免了模型不确定性对区制状态系数估计值的影响,从而动态识别出我国强弱费雪效应3区制状态的转换机制。

2007年之后,我国出现强弱费雪效应的转换机制。图5中多次以超过50%的最大概率状态出现的强费雪效应,显示我国在利率市场化改革中取得了实质性的进展,费雪效应呈现出强弱转换的新特征。考察强弱费雪效应转换机制的动态特征,可以发现在利率市场化改革加快实施的发展阶段初期,弱费雪效应转换为强费雪效应,抑制名义利率与通货膨胀率背离的时机存在滞后性。相比之下,在2010年以后,滞后性已明显改善。这不仅表明我国利率市场化成果正在显现,货币政策向市场传递信息的有效性显著增强,货币政策体系对通胀预期的管理水平已经提高。Jochmann和Koop(2015)对1970—2012年法国费雪效应的实证结果表明,当法国在1982年前后,基本完成了自1965年开启的利率市场化改革之后,也出现了强弱费雪效应的转换机制。结合其他经验文献的结论分析,我国弱费雪效应系数相对较低,名义利率市场化反应通胀预期的能力依然有限,距离摆脱对传统货币政策调控方式的依赖尚有距离。弱费雪效应在系数大小上与强费雪效应的较大差距,也说明货币政策方向

的变化,将对名义利率市场产生不可忽视的非线性冲击。

政策与市场的叠加效应,也被IMS-VECM模型的估计结果所识别。图6中区制3的出现概率虽然不高,但其短促的尖峰特征显著。结合图5不难发现,区制3状态后验概率的尖峰特征主要出现在区制2高概率状态的始末。这说明在市场预期货币政策转向的过程中,政策和市场的叠加效应,会对名义利率在短期内造成显著的冲击影响。图6中接近50%的最大概率的尖峰点出现在2013年6月,我国银行间同业拆借利率市场短期异常波动期间。市场对政策预期的不确定性,加大了名义利率的不稳定性。

强弱费雪效应转换机制的3区制动态特征,体现出我国利率市场化改革成果的同时,也说明我国的利率市场环境尚未成熟,货币政策面临的形势依旧复杂。从图7所示的3区制状态之间的时变转换概率来看,体现弱费雪效应、代表利率市场化反应的区制1,继续保持在本地制状态的概率最高。2006年之后,多次出现50%以上的区制1向区制2的状态转换概率,体现市场依旧依赖于利率政策工具的调节作用。屡次出现在区制2状态前后,不可忽视的从区制1转向区制3的可能性,暗示政策不确定性将助推与市场化机制的叠加效应。较高的区制2与区制1相互转换概率,体现了政策效应和市场调节作用的融合。较低的区制2与区制3相互转换概率,说明保持政策连续性可避免叠加效应、降低市场波动。图8中费雪效应 b 系数的后验中位数,从均值的角度大体反映出我国费雪效应强弱转换的动态特征,也从侧面突显出本文扩展区制协整模型的重要性和优越性^①。

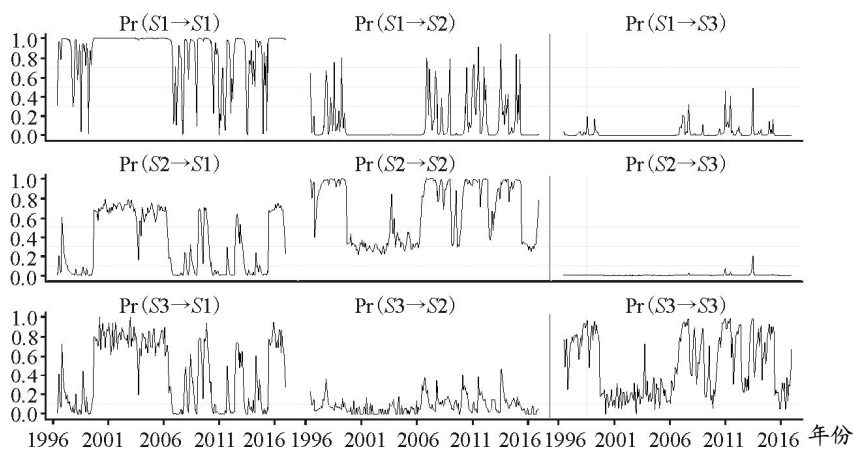


图7 区制转换概率

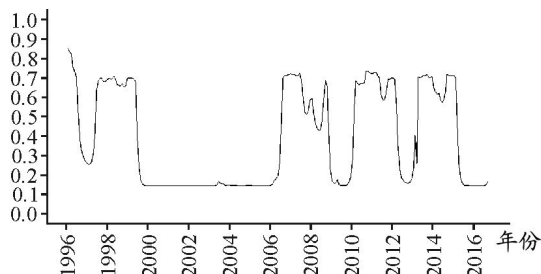


图8 b 系数的后验中位数

①强弱费雪效应区制状态下 b 系数之间的差距,在中位数的均值计算中被缩小。另外,固定区制状态数量的强弱2区制模型和时变系数原理的均值型估计方法,显然都难以发现和识别出区制3状态。

基于扩展的区制协整模型,对强弱费雪效应转换机制的有效识别及其经济学逻辑的深入分析。说明我国在当前形势下,不仅需要进一步提高利率市场化水平,疏通货币政策传导机制,提升名义利率市场化反应通胀预期和货币政策的能力,进一步提高通胀预期的管理水平。还必须在提高政策工具效率的同时,保持货币政策的稳定性和连续性,降低政策不确定性对市场的冲击影响。最后,在市场化方式尚不能完全解决市场问题的情况下,积极主动地运用货币政策调控工具,对当前形势下的我国经济具有重要的现实意义。

六、结论和启示

尽管国内外不乏有关费雪效应的研究工作,但从时变视角捕捉不同时期下费雪效应转换机制的研究尚不多见。特别是对中国而言,随着利率市场化改革日臻成熟,系统地回顾利率市场化改革过程中费雪效应的状态属性,不仅能够使我们深刻反思利率市场化改革中的薄弱环节,更是未来加强名义利率传导机制和促进货币政策调控体系转型的关键问题。本文正是从这一视角出发,构建无限状态 Markov 区制转移误差修正模型,解决了在模型不确定情况下,协整关系区制状态的识别与参数估计问题。动态识别出我国强弱费雪效应 3 区制状态的转换机制,从而对本领域内的研究进行了有效补充。

实证分析表明:首先,弱费雪效应长期存在。我国名义利率与通货膨胀率之间的长期均衡关系已经确立,名义利率可以通过市场渠道反应通胀预期和市场环境的变化。当处于弱费雪效应状态时,费雪效应的系数偏低,说明单纯市场化渠道对通胀预期反应的能力有限。其次,强费雪效应多次出现。当名义利率与通货膨胀率的短期动态背离时,货币政策可以有效地通过市场传导到名义利率,体现为强费雪效应。强费雪效应的出现,说明货币政策工具的市场传导效率已显著提高。然后,在强弱费雪效应转换的过程中,存在政策与市场效应叠加的风险。货币政策预期本身也是影响通胀预期和利率波动的因素之一,特别是在市场预期货币政策转向期间。政策和市场的叠加效应,会对名义利率在短期内造成显著的冲击影响,体现为对通胀预期的过度反应。最后,强弱费雪效应转换机制的动态变化,显示强费雪效应的持续性近期有所提高。说明货币政策持续向市场传递信息的有效性显著增强,货币政策体系对通胀预期的管理水平正在提高。

总体而言,强弱费雪效应的转换机制,表明我国货币政策的市场环境已经得到了改善。利率市场化改革的阶段性成果显著,名义利率可以有效地传导相应的货币政策。同时,利率市场化改革尚未完成,名义利率还不能平滑地传导相应的货币政策,名义利率市场化反应通胀预期的能力也很有限。自 2016 年以来,中国经济运行再度步入弱费雪效应区间。因此,在当前条件下,货币当局需要结合多重手段,在保持货币政策的稳定性和连续性的同时,主动加强政策工具对通胀预期的管理。

附录 A

IMS-VECM 模型 Gibbs 算法的主要步骤:

1. 初始化所有参数,并约定:

$$\theta = \{\beta_j, \phi_{1,j}, \dots, \phi_{m-1,j}, \sigma_j^2\}_{j=1}^L, \psi_j = \{\beta_j, \phi_{1,j}, \dots, \phi_{m-1,j}\}_{j=1}^m, \psi = \{\psi_j\}_{j=1}^L, \sigma^2 = \{\sigma_j^2\}_{j=1}^L, \omega = \{\omega_j\}_{j=1}^L, \\ S = \{s_t\}_{t=1}^T, \Delta y = \{\Delta y_t\}_{t=1-m}^T, n = \{n_{i,j}\}_{i=1}^L \{j=1}^L, u = \{u_{i,j}\}_{i=1}^L \{j=1}^L, r = \{r_i\}_{i=1}^L, \gamma = \{\gamma_i\}_{i=1}^L$$

设定足够大的整数变量 L 代表无穷大以限定可能出现的最大的状态数量。

2. 以 Chib(1996) 的 Forward-Filtering, Backward-Sampling 算法对区制状态潜变量向量 S 进行模拟抽样:

$$\text{FF: } p(s_{t+1} | \theta, \Delta y_{t+1}) = \frac{p(\Delta y_{t+1} | s_{t+1}, \theta) p(s_{t+1} | \theta, \Delta y_t, y_{t-1})}{\sum_{\xi=1}^L p(\Delta y_{t+1} | \xi, \theta) p(\xi | \theta, \Delta y_t, y_{t-1})},$$

$$p(s_{t+1} | \theta, \Delta y_t, y_{t-1}) = \sum_{j=1}^L p(s_{t+1} | s_t, \theta) p(s_t | \theta, \Delta y_t, y_{t-1})$$

以 t 时点的数据向前一步计算对 $t+1$ 时点状态潜变量预测概率, 结合以 $t+1$ 时点对状态潜变量的更新概率, 计算得到状态潜变量向前滤波概率。

$$\text{BS: } p(s_t | s_{t+1}, \theta, \Delta y_t, y_{t-1}) = \frac{p(s_{t+1} | s_t, \theta) p(s_t | \theta, \Delta y_t)}{\sum_{\xi=1}^L p(s_{t+1} | \xi, \theta) p(\xi | \theta, \Delta y_t, y_{t-1})}, \text{ 其中 } p(s_t | \theta, \Delta y_t) \text{ 源自 FF 步骤的}$$

向前滤波概率, 以计算所得的向后抽样概率, 从后向前对区制状态潜变量向量 S 进行模拟抽样。

3. 以分层 DP 过程对 γ, ω 进行模拟抽样:

$$\gamma: \text{以伯努利分布抽取 } u_{i,j} = \sum_{l=1}^{n_{i,j}} \text{Bernoulli} \left(\frac{\rho \gamma_j + \kappa \delta(i,j)}{l - 1 + \rho \gamma_j + \kappa \delta(i,j)} \right), \text{ 其中 } n_{i,j} = \sum_{t=2}^T 1(s_{t-1} = i, s_t = j).$$

以二项式分布抽取 $\left\{ r_i = \text{Binomial} \left(u_{i,i}, \frac{\kappa}{\kappa + \rho \gamma_i} \right) \right\}_{i=1}^L$ 。在以上计算结果的基础之上, 以 Dirichlet 分布抽取 $\left\{ \gamma_l = \text{Dirichlet} \left(\frac{\eta}{L} + \sum_{i=1}^L (u_{i,1} - \delta(i,1)r_i), \dots, \frac{\eta}{L} + \sum_{i=1}^L (u_{i,L} - \delta(i,L)r_i) \right) \right\}_{l=1}^L$ 。

ω : 以 Dirichlet 分布抽取 $\omega_l = \text{Dirichlet}(\rho \gamma_1 + n_{l,1}, \dots, \rho \gamma_l + \kappa + n_{l,l}, \dots, \rho \gamma_L + n_{l,L}) \big|_{l=1}^L$ 。

4. 以分层结构共轭分布族, 对 $\psi, \sigma^2 \mu, \Sigma$ 进行模拟抽样:

$$\psi: \text{以多元正态分布, 抽取 } \psi_l = N(\bar{\mu}, \bar{\Sigma}) \big|_{l=1}^L, \text{ 其中 } \bar{\mu} = \bar{\Sigma} \left(\Sigma^{-1} \mu + \sum_{t:s_t=l} \frac{(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-m+1}, y_{t-1}) \Delta y_t}{\sigma_l^2} \right)$$

$$\text{而 } \bar{\Sigma} = \left(\Sigma^{-1} + \sum_{t:s_t=l} \frac{(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-m+1}, y_{t-1}) (\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-m+1}, y_{t-1})'}{\sigma_l^2} \right)^{-1}.$$

σ^2 : 以逆 Gamma 分布抽取:

$$\left\{ \sigma_l^2 = \text{Inv-Gamma} \left(c_0 + \frac{\sum 1(t:s_t = l)}{2}, d_0 + \frac{\sum_{t:s_t=l} (\Delta y_t - (\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-m+1}, y_{t-1})' \psi_l)^2}{2} \right) \right\}_{l=1}^L.$$

μ : 以多元正态分布抽取: $\mu_l = N((B_0^{-1} + \bar{L} \bar{\Sigma}^{-1})^{-1} (b_0 B_0^{-1} + \sum_{j=1}^{\bar{L}} \bar{\Sigma}^{-1} \psi_j), (B_0^{-1} + \bar{L} \bar{\Sigma}^{-1})^{-1}) \big|_{l=1}^{\bar{L}}$, 其中 $\bar{L}$ 为当前至少出现过一次的区制状态总数。

$$\Sigma: \text{以逆 Wishart 分布抽取 } \Sigma = \text{Inv-Wishart}(m_0 + \bar{L}, S_0 + \sum_{l=1}^{\bar{L}} (\psi_l - \mu)(\psi_l - \mu)').$$

将步骤 1 至 4 迭代 $(M_0 + M_1)$ 次, 前 M_0 次为预烧期, 预烧期过后结果将达到稳定。再继续迭代 M_1 次该 MCMC 过程。

5. 计算区制状态数量后验分布: 计算 M_1 次 MCMC 过程中模拟数据的区制状态数量, 计算后验分布与最大概率区制状态数量。

6. 计算各时点所处的区制状态后验概率: 采用聚类分析方法, 对 M_1 次 MCMC 过程产生的区制状态参数进行后验统计, 并以公式 (19) 计算区制状态后验概率。

7. 计算区制状态结构断点概率: 统计临近时点区制状态发生改变的概率, 由公式 (20) 的结构断点后验概率计算得到。

参考文献:

1. 陈守东、刘洋, 2015:《通胀率动态与通胀惯性度量》,《南方经济》第 10 期。
2. 封福育, 2009:《名义利率与通货膨胀: 对我国“费雪效应”的再检验——基于门限回归模型分析》,《数量经济技术经济研究》第 1 期。
3. 胡育蓉、范从来, 2015:《货币政策工具的选择: 利率双轨制和利率市场化》,《经济评论》第 4 期。

- 4.刘康兵、申朴、李达,2003:《利率与通货膨胀:一个费雪效应的经验分析》,《财经研究》第2期。
- 5.刘洋、陈守东,2016:《混合分层结构 Gibbs 算法与时变因果关系检验及应用》,《数理统计与管理》第2期。
- 6.李宏瑾,2011:《我国中期通货膨胀压力预测——基于银行间市场国债收益率曲线的经验研究》,《经济评论》第1期。
- 7.王少平、陈文静,2008:《我国费雪效应的非参数检验》,《统计研究》第3期。
- 8.王群勇、武娜,2009:《对费雪效应的重新考察:来自面板协整的国际新证据》,《南方经济》第7期。
- 9.张小宇、刘金全,2012:《非线性协整检验与“费雪效应”机制分析》,《统计研究》第5期。
- 10.Andrade, P., C.Bruneau, and S.Gregoir.2005.“Testing for the Cointegration Rank When Some Cointegrating Directions Are Changing.” *Journal of Econometrics* 124(2):269–310.
- 11.Atkins, F.J., and P.J.Coe.2002.“An ARDL Bounds Test of the Long-run Fisher Effect in the United States and Canada.” *Journal of Macroeconomics* 24(2):255–266.
- 12.Beal, M.J., Z.Ghahramani, and C.E.Rasmussen.2002.“The Infinite Hidden Markov Model.” *Advances in Neural Information Processing Systems* 14:577–584.
- 13.Beyer, A., A.Haug, and W.Dewald.2011.“Structural Breaks and the Fisher Effect.” *The B.E. Journal of Macroeconomics* 11(1):1–29.
- 14.Bierens, H.J., and L.F.Martins.2010.“Time Varying Cointegration.” *Econometric Theory* 26(5):1453–1490.
- 15.Chib, S.1996.“Calculating Posterior Distributions and Modal Estimates in Markov Mixture Models.” *Journal of Econometrics* 75(1):79–97.
- 16.Christopoulos, D., and M.Leon-Ledesma.2007.“A Long-run Nonlinear Approach to the Fisher Effect.” *Journal of Money, Credit and Banking* 39(2–3):543–559.
- 17.Cooray, A.2003.“The Fisher Effect: A Survey.” *The Singapore Economic Review* 48(2):135–150.
- 18.Darby, M.R.1975.“The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates.” *Economic Inquiry* 13(2):266–276.
- 19.Fisher, I.1930.*The Theory of Interest*.New York: Macmillan Company.
- 20.Fox, E., E.Sudderth, M.Jordan, and A.Willsky.2011.“A Sticky HDP–HMM with Application to Speaker Diarization.” *Annals of Applied Statistics* 5(2):1020–1056.
- 21.Fuhrer, J.C.2011.“Inflation Persistence.” In *Handbook of Monetary Economics*.Edited by B.M.Friedman and M.Woodford, 423–486.San Diego: North-Holland.
- 22.Jochmann, M., and G.Koop.2015.“Regime-switching Cointegration.” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 19(1):35–48.
- 23.Jochmann, M.2015.“Modeling U.S.Inflation Dynamics: A Bayesian Nonparametric Approach.” *Econometric Reviews* 34(5):537–558.
- 24.Kim, C.J., and C.R.Nelson.1999.*State-space Models with Regime Switching*.Cambridge, Mass: MIT Press.
- 25.Koop, G., R.León-González, and R.W.Strachan.2011.“Bayesian Inference in a Time Varying Cointegration Model.” *Journal of Econometrics* 165(2):210–220.
- 26.Malliaropoulos, D.2000.“A Note on Nonstationarity, Structural Breaks, and the Fisher Effect.” *Journal of Banking and Finance* 24(5):695–707.
- 27.Mishkin, F.S.2011.“Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis.” In *Monetary Policy Revisited: Lessons from the Crisis*.Edited by M.Jarocinski, F.Smets and T.Thimann, 67–118. Sixth ECB Central Banking Conference.Santiago, Chile.
- 28.Rose, A.K.1988.“Is the Real Interest Rate Stable?” *Journal of Finance* 43(5):1095–1112.
- 29.Sims, C., and T.Zha.2006.“Were There Regime Switches in Macroeconomic Policy?” *American Economic Review* 96(1):54–81.
- 30.Teh, Y.W., M.I.Jordan, M.J.Beal, and D.M.Blei.2006.“Hierarchical Dirichlet Processes.” *Journal of the American Statistical Association* 101(476):1566–1581.

(下转第160页)

26. Pindado J., I. Requejo, and C. de la Torre. 2012. "Do Family Firms Use Dividend Policy as A Governance Mechanism? Evidence from the Euro Zone." *Corporate Governance: An International Review* 20(5): 413-431.
27. Villalonga, B., and R. Amit. 2006. "How Do Family Ownership, Control and Management Affect Firm Value?" *Journal of Financial Economics* 80(2): 385-417.

Founding-family Ownership, the Split of Stock Ownership and the Cash Dividend Puzzle: Evidence from Listed Family Firms in China

Yang Chao¹ and Shan Liwei²

(1: School of Finance, Jiangxi University of Finance and Economics; 2: Research Institute of Economics and Management, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: Based on the Agency Theory, this paper tests the impacts of founding family ownership and the split of stock ownership on the cash dividend policy of listed family companies. We find that the founding family firms distribute much more cash dividend than the non-founding family firms, and the proportion of nonnegotiable shares is significantly positive with the level of cash dividend distribution in the founding family firms, but negative in the non-founding family firms. Further research shows that the split share structure reform not only reduces the proportion of nonnegotiable shares, but also weakens the founding families' motives to get benefits through high dividend distribution and reduces the difference in cash dividend distribution between founding family firms and non-founding family firms. In a whole, more cash dividends are distributed by family firms, the level of capital infiltration is also reduced.

Keywords: Founding Family Firms, Cash Dividend, The Split of Stock Ownership

JEL Classification: G32, G35, G38

(责任编辑:彭爽)

(上接第 102 页)

Dynamic Identification for Mechanism of Transformation in Strong and Weak Fisher Effect of China: Based on the Infinite-State Markov-switching VECM

Liu Yang^{1,2}, Chen Shoudong^{1,2} and Wu Ping^{1,2}

(1: Quantitative Economics Center of Jilin University; 2: Business School of Jilin University)

Abstract: This study extended the regime-switching cointegration model to investigate the time-varying characteristic of Fisher effect in China. Empirical results show that the weak Fisher effect exists for a long term and has been transferred many times into the strong Fisher effect driven by monetary policy. There is multi-risk for superposition of policy and market effects during the transition between strong and weak Fisher effects. The time-varying characteristic of Fisher effect represents that China's market environment of monetary policy has developed. The dynamic process of the conversion mechanism also shows that although the simple marketization of nominal interest rate alone is limited in reflecting the inflation expectations, the lag of monetary policy is reduced, the sustainability is improved and the ability to manage inflation expectations is enhanced. Overall, the periodical achievement of interest rate market-orient reform is significant and the nominal interest rate is able to effectively conduct monetary policy. But since the reform has not been completed, the nominal interest rate cannot conduct monetary policy smoothly yet.

Keywords: Fisher Effect, Regime-Switching Cointegration, Nominal Interest Rate, Inflation

JEL Classification: C32, E31, E52

(责任编辑:陈永清)