

金融稳定与经济增长 的区制关联性:2002-2014

戴金平 刘东坡*

摘要: 本文基于中国2002-2014年的季度数据,利用马尔可夫区制转换模型对金融稳定与经济增长的区制关联性进行实证研究。结果表明,随着经济环境的变化,金融稳定与经济增长的关系呈现出显著的区制转换特征。具体而言:在样本考察期内,经济增长对金融稳定的影响主要体现为前者对后者的抑制作用,而在经济平稳增长时期和经济复苏时期,经济增长有利于促进金融稳定;在经济复苏时期,金融稳定对经济增长具有较为显著的正向影响,而当经济处于持续高速增长时期和危机时期,金融稳定对经济增长具有负向影响。此外,相较于金融稳定对经济增长的影响,经济增长对金融稳定的影响强度更大、持续时间更长。

关键词: 金融稳定;经济增长;区制关联性;马尔可夫区制转换模型

一、引言

2008年,美国次贷危机爆发并迅速蔓延,最终引发了全球性的金融危机。国际金融危机的爆发揭示了传统的货币政策操作框架的局限性:当经济遭受外部冲击时,传统的货币政策不仅不能使经济免受冲击的影响,而且可能会加剧冲击对产出和通货膨胀的不利影响。这促使各国中央银行和监管者开始重新审视金融稳定目标与宏观经济稳定目标的关系,进一步明确金融稳定在货币政策目标体系中的定位,从而实现货币政策目标体系的不断优化。有关这一问题的研究已经成为各国政府与学术界探讨的重要课题,但目前为止尚未形成统一认识,争论颇多。学术文献中的主流观点认为,国际金融危机的爆发要求政策制定者在制定政策时给予金融稳定性更多的关注,但货币政策的最终目标仍然是保持产出和通货膨胀的稳定(Blanchard et al., 2010; Mishkin, 2011)。但也有学者认为,保持金融稳定也应该成为中央银行的职能所在,金融稳定应该作为一个独立的目标纳入货币政策目标体系(Reis, 2013; Nisticò, 2014; 马亚明、刘翠, 2014)。

当前,我国经济发展正在步入“新常态”。在经济新常态下,经济减速、结构调整与全面改革都将触及原本脆弱的金融和经济领域,经济和金融动荡会在一定程度和一定区域内发生,2015年以来商业银行不良贷款率迅速提升、民间借贷链条崩溃事件不断发生等等就体现

*戴金平,南开大学经济学院国际经济研究所,邮政编码:300071;刘东坡(通讯作者),南开大学经济学院国际经济研究所,邮政编码:300071,电子邮箱:dongpo_liu668@126.com。

作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

了这个问题。维持金融稳定,防止发生金融危机成为我国政府工作的一个重要目标,也是宏观审慎监管的重要目标。这就要求在货币政策实践中,将金融稳定目标放在十分突出的位置。但是,该目标在中国的货币政策目标体系中具体处于什么位置,应该在什么层次上设定为目标,这是一个值得深入研究的问题。而要准确回答上述问题,需要以我们对金融稳定目标与宏观经济稳定目标关系的深入、准确认识作为前提和基础。鉴于此,本文基于中国的数据,采用马尔可夫区制转换模型,对金融稳定与经济增长的区制关联性进行实证研究,以期能够为中国货币政策目标体系的优化提供有益建议。

本文剩下的部分,具体结构如下:第二部分对相关文献进行综述,第三部分构建马尔可夫区制转换模型,第四部分是金融稳定与经济增长区制关联性的实证研究,第五部分是结论和政策建议。

二、文献综述

从已有文献看,对金融稳定与宏观经济稳定目标关系的研究主要集中于以下两个方面:

一是金融稳定与物价稳定的关系。Schwartz(1988,1995)通过研究金融稳定与货币稳定的关系发现,维护货币稳定(亦称物价水平稳定)有助于降低金融不稳定发生的概率及其严重程度,而货币不稳定通常引发金融体系的动荡。Brousseau 和 Detken(2001)、Herrero 和 del Río(2003)、Caprio 和 Klingebiel(2003)以及 Dhal 等(2011)的研究结果也支持了上述结论。但是也有学者指出,旨在实现货币稳定的政策可能会加剧金融体系的潜在风险,从而不利于金融稳定。Schinasi(2003)研究发现,中央银行在政策操作时面临两难困境:如果为了抑制通货膨胀而提高利率,将会使一些对利率变动敏感的大银行面临更大的波动性风险;如果为了这些大银行的安全而放松对货币政策目标的承诺,将不利于稳定通货膨胀。Blot 等(2015)认为,物价稳定并非金融稳定的充分条件,实现物价稳定并不一定能够促进金融稳定。从国内研究看,对于金融稳定与物价稳定的关系也没有形成统一认识。王自力(2005)研究了金融稳定与货币稳定的一致性与冲突性,认为一致性主要表现在长期内,而冲突性则更多地表现在短期内。苗文龙(2007)通过对金融稳定与货币稳定的关系进行研究指出,信息约束的存在不但使中央银行的微观独立性受挫,而且使得中央银行的货币稳定政策屈服于金融稳定政策,从而导致货币稳定与金融稳定的冲突。印重(2014)通过构建三区制的马尔可夫区制转移模型,对金融稳定与物价稳定之间的区制关联性进行研究,认为当通货膨胀水平较低时,金融稳定容易发生;金融稳定有助于通货膨胀水平的降低,而且有助于其波动的下降。

二是金融稳定与经济增长的关系。Minsky(1991)在研究经济增长对金融稳定的影响时提出了“金融不稳定假说”,该假说认为经济增长会鼓励人们的冒险行为和投机性经济活动,从而导致杠杆率的提高。在这种情况下,一旦企业出现违约行为,就有可能引发连锁反应,并最终导致经济衰退。Ang(2008)研究发现,制度的不稳定会影响金融部门的稳定性,导致交易成本的增加和资源配置效率的降低,从而影响经济增长。而一个稳健的金融系统能够增加储蓄者和投资者的信心,提高资源配置的效率和经济增长率。Dhal 等(2011)利用印度的数据对金融稳定与经济增长的关系进行实证研究,发现金融稳定性的提高有利于促进经济增长,反过来,经济增长率的提高也有利于促进金融稳定。林珏和杨荣海(2011)基于新兴市场国家和发达国家数据所做的研究发现,金融稳定性的提高会促进经济增长。崔建军和

王利辉(2014)基于1999–2011年的中国金融体系面板数据,利用广义矩估计方法所做的实证研究也发现,金融稳定对经济增长具有显著的促进作用。印重(2014)研究发现,中国金融稳定与经济增长之间呈现非线性关系:在金融危机前的经济繁荣时期以及金融危机后的经济复苏期,经济增长对金融稳定具有显著的负向影响;而在后危机时代的稳增长时期(2012年以后),经济增长对金融稳定体现出明显的拉动效应。

综合来看,现有文献为我们更好地认识和把握金融稳定与宏观经济稳定目标的关系提供了较好的研究基础,但是也存在一些不足之处:第一,现有文献在研究时大多选取某一个或几个指标作为金融稳定的代理变量,难以全面、客观地反映金融体系的稳定状况,这势必会影响研究结果的可靠性;第二,现有文献对金融稳定与物价稳定关系的关注较多,相比之下,对金融稳定与经济增长关系的研究,尤其是基于中国所开展的相关研究,还相对较少;第三,随着市场化改革的不断深入,特别是国际金融危机和欧债危机爆发后,中国的经济发展环境和经济结构均发生了显著变化,这可能会对金融稳定与经济增长的关系产生重要影响,但现有研究未能很好地考虑到这一点。

相比已有研究,本文的创新之处在于:第一,本文采用中国金融稳定综合指数(*AFSI*)作为金融稳定的代理变量,相比其他指标,金融稳定综合指数能够更好地反映中国金融体系的稳定状况;第二,考虑到经济发展环境变化对金融稳定与经济增长关系可能产生的影响,本文采用马尔可夫区制转换模型实证考察了金融稳定与经济增长在不同经济环境下的区制关联性,这有助于我们更加深入地理解和把握二者的关系。

三、马尔可夫区制转换模型构建

参考 Hamilton(1989,1994)提出的区制转换模型,两个变量的 N -状态马尔可夫区制转换模型可以表示为:

$$y_t = \mu_{S_t} + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \gamma_{S_t} x_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim iid N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad (1)$$

(1)式中: y_t 为被解释变量, x_t 为解释变量。 ψ_{t-1} 表示在第 $t-1$ 期所能获得的信息集, S_t 表示在 t 时期所处的经济状态。

遵循 Hamilton(1994)的做法,假定模型各区制之间的转移概率满足一阶马尔可夫过程,转移概率矩阵如下:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix} \quad (2)$$

(2)式中: $P\{S_t=j|S_{t-1}=i, S_{t-2}=k, \dots\} = P\{S_t=j|S_{t-1}=i\} = p_{ij}$, 且 $\sum_{j=1}^N p_{ij} = 1$ 。转移概率 p_{ij} 表示状态 i 转变为状态 j 的概率。

在时期 t , y_t 以随机变量 S_t 取值 j 为条件的密度为:

$$f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}; \Theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_j} \exp \left\{ -\frac{(y_t - \mu_j - \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} - \gamma_j x_t)^2}{2\sigma_j^2} \right\} \quad (3)$$

(3)式中: $j=1, 2, \dots, N$, Θ 是一个总体参数集合。

由条件概率的定义, y_t 基于 $t-1$ 期信息集的条件密度为:

$$f(y_t | \psi_{t-1}; \Theta) = \sum_{j=1}^N P\{y_t, S_t=j | \psi_{t-1}; \Theta\} = \sum_{j=1}^N f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}; \Theta) P\{S_t=j | \psi_{t-1}; \Theta\} \quad (4)$$

将 $P\{S_t=j | \psi_{t-1}; \Theta\} = \sum_{i=1}^N p_{ij} P\{S_{t-1}=i | \psi_{t-1}; \Theta\}$ 代入(4)式,有:

$$f(y_t | \psi_{t-1}; \Theta) = \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N p_{ij} f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}; \Theta) P\{S_{t-1}=i | \psi_{t-1}; \Theta\} \quad (5)$$

因此,我们得到对数似然函数:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N p_{ij} f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}; \Theta) P\{S_{t-1}=i | \psi_{t-1}; \Theta\} \right\} \quad (6)$$

利用第 t 期的信息,得到 t 期的滤子概率:

$$P\{S_t=j | \psi_t; \Theta\} = \frac{\sum_{i=1}^N p_{ij} f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}; \Theta) P\{S_{t-1}=i | \psi_{t-1}; \Theta\}}{\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N p_{ij} f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}; \Theta) P\{S_{t-1}=i | \psi_{t-1}; \Theta\}} \quad (7)$$

(7)式中: Θ 的极大似然估计值可以采用数值迭代法,通过最大化对数似然函数式(6)得到。

四、金融稳定与经济增长区制关联性的实证研究

(一) 数据选取及平稳性检验

我们选取 2002 年第 1 季度至 2014 年第 4 季度的季度数据,对金融稳定与经济增长的区制关联性进行实证检验。其中,经济增长用季度 GDP 的增长率(记为 $GGDP$)来刻画,数据来源于 Wind 数据库;对于金融稳定,戴金平和刘东坡(2015)基于中国的数据,构建了中国金融稳定综合指数($AFSI$)^①,该指数能够较好地衡量中国金融体系的稳定状况,因此本文采用该指数,并通过一阶对数差分方法将其转化为增长率(记为 $GAFSI$),以此衡量金融稳定的变化情况。

为消除季节性因素可能带来的影响,本文首先对上述数据进行季节调整,以更加真实地反映数据的客观变动规律。同时,为避免因时间序列数据中存在伪回归问题而对参数估计造成的影响,我们采用 ADF 检验方法对时间序列数据进行平稳性检验,检验结果如表 1 所示。根据表 1 中的平稳性检验结果可知, $GAFSI$ 和 $GGDP$ 均为平稳的时间序列。

表 1 平稳性检验结果

变量	ADF 检验值	临界值(1%,5%,10%)	p 值	结论
$GAFSI$	-6.254344(0,0,0)	(-2.612033, -1.947520, -1.612650)	0.0000	平稳
$GGDP$	-4.317796(C,0,0)	(-3.568308, -2.921175, -2.598551)	0.0012	平稳

注:检验形式为 (C, T, L) ,其中 C 和 T 分别表示 ADF 检验包含常数项和趋势项,0 代表无常数项或趋势项, L 表示滞后阶数。

(二) 金融稳定与经济增长的动态变化特征

图 1 描绘了金融稳定增长率($GAFSI$)、经济增长率($GGDP$)以及二者的趋势成分的动态

^①关于中国金融稳定综合指数($AFSI$)基础指标体系的选取、数据来源以及详细的构建方法,请参阅戴金平和刘东坡(2015)。

变化特征。根据 *GAFSI* 趋势成分和 *GGDP* 趋势成分的变化特征可知,在次贷危机发生之前,*GGDP* 呈上升趋势,而 *GAFSI* 呈下降趋势,二者之间呈现出一种负向相关关系。金融危机期间(如图中阴影部分所示),*GGDP* 和 *GAFSI* 均呈下降趋势,二者之间呈现出一种正向相关关系。进入2010年以后,中国经济增长下行压力不断增强,而金融稳定性呈上升的趋势,*GGDP* 与 *GAFSI* 之间再次呈现出一种负向相关关系。从 *GAFSI* 和 *GGDP* 的动态演化路径来看,在整个样本考察期内,金融稳定与经济增长之间呈现正、负相关关系交替出现的变化特征。

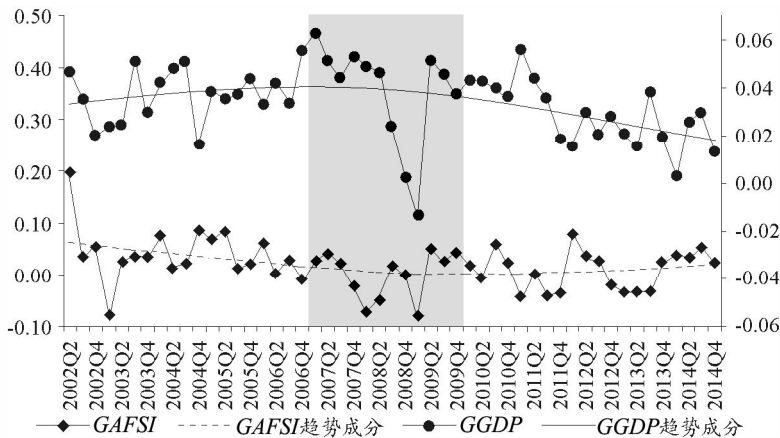


图1 金融稳定与经济增长的动态变化

上述分析表明,在不同的考察期内,金融稳定与经济增长之间的相关关系不尽相同,换言之,金融稳定与经济增长之间的关系随着经济环境的变化呈现出明显的区制转换特征。那么,它们之间的相关关系具体是怎样的,又是如何随着经济环境的变化而变化?下面,我们将运用马尔可夫区制转换模型,对金融稳定与经济增长之间的区制关联性进行实证考察。

(三) 金融稳定与经济增长的区制关联性

在这一部分,我们借助于前文构建的马尔可夫区制转换模型,采用极大似然估计(MLE)方法并运用 Matlab 编程^①对模型进行估计,以分析金融稳定与经济增长之间的区制关联性。

在估计模型时我们首先要确定模型的阶数和状态数。对于状态数,我们参考印重(2014)的做法,假定金融稳定与经济增长之间的关联性存在“三区制”特征,即存在三种状态。对于模型阶数的判断,我们采用通常的做法,即通过对原始的时间序列进行线性自回归来确定最优的滞后阶数,以此作为模型的阶数。

1. 经济增长对金融稳定的影响

我们将经济增长对金融稳定的影响模型称为“模型 I”,在该模型中,以金融稳定综合指数增长率(*GAFSI*)作为被解释变量,以其滞后项和 GDP 增长率(*GGDP*)作为解释变量。通过对 *GAFSI* 序列进行线性自回归,得到模型的阶数为 2。因此,我们建立如下形式的三区制马尔可夫区制转换模型 I:

$$GAFSI_t = \mu_{s_t} + \phi_1 GAFSI_{t-1} + \phi_2 GAFSI_{t-2} + \gamma_{s_t} GGDP_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim iid N(0, \sigma_{s_t}^2) \quad (8)$$

对式(8)进行估计,得到模型估计结果如表 2 所示:

①本文所使用的 Matlab 程序改编自 Perlin(2010)。

表 2 “模型 I”的估计结果

参数	区制 1	区制 2	区制 3
μ	-0.0595 *** (0.0062)	-0.0184 *** (0.0017)	0.0609 *** (0.0147)
ϕ_1	-0.0832 (0.1148)	-0.8600 *** (0.0221)	0.3731 ** (0.1585)
ϕ_2	-0.1856 *** (0.0556)	-0.6397 *** (0.0291)	0.1251 (0.1517)
γ	1.6841 *** (0.1257)	0.6373 *** (0.0571)	-1.3868 *** (0.4358)
σ^2	0.000101 ** (0.0000)	0.000004 (0.0000)	0.001033 *** (0.0003)
转移概率矩阵	$P = \begin{bmatrix} 0.4189 & 0.7832 & 0.0691 \\ 0.0000 & 0.2168 & 0.1087 \\ 0.5811 & 0.0000 & 0.8222 \end{bmatrix}$		
对数似然值	101.3957		

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下检验统计量显著, 括号中的数值为对应参数的标准差。

根据表 2 中的估计结果可知,在各区制上,经济增长对金融稳定的影响系数 γ 在统计意义上均是显著的。具体而言,在区制 1 和区制 2 上经济增长对金融稳定的影响系数为正且估计值较大,这说明经济增长对金融稳定具有显著的促进作用,我们将其分别称为“显著正相关”区制和“适度正相关”区制。在区制 3 上,经济增长对金融稳定的影响系数为负且绝对值较大,这意味着经济增长对金融稳定具有显著的抑制作用,我们将其称为“负相关”区制。

由表 2 中的转移概率矩阵以及图 2 中各区制的平滑概率可知,“负相关”区制的持续性明显强于“显著正相关”区制和“适度正相关”区制,占整个样本考察期的 2/3 以上,这说明,经济增长对金融稳定的影响主要体现为抑制作用。进一步分析可知,“负相关”区制主要位于以下三大区间:一是国际金融危机爆发之前的经济高速增长时期(2003-2006 年)。在这一时期,经济的持续过热增长引起过度投资和通货膨胀风险上升,以及资本市场泡沫化现象的不断加剧,从而导致金融风险不断积聚。因而,经济增长对金融稳定具有抑制作用,这一结果与 Minsky(1991)和印重(2014)的基本结论相一致。二是由美国“次贷危机”引发的国际金融危机(2007-2008 年)、欧洲主权债务危机的爆发(2010 年)及其持续恶化(2011-2012 年)时期。国际金融危机和欧债危机爆发以后,在中国政府和货币当局的积极应对下,中国经济依然保持了较高的增长速度,加之人民币汇率不断升值以及市场对人民币升值的预期不断强化,从而吸引大量的投资热钱和国际游资流入我国境内,这加剧了金融市场的风险,不利于金融稳定。三是 2013 年年中至今。这一时期,影子银行、房地产贷款以及地方政府融资平台等领域的风险不断积聚,严重影响了金融体系的稳定性。相较而言,“显著正相关”和“适度正相关”区制主要位于经济增速较为平稳的时期以及国际金融危机和欧债危机发生后的经济复苏期。原因在于,当经济增速较为平稳时,金融体系的稳定性通常也比较好,而在危机发生后的经济复苏期,政策当局及相关监管部门通过采取一系列措施对宏观经济和资本市场加以调控,有助于促进经济增长和金融体系的稳定。因此,经济增长与金融稳定呈现出一种正向相关关系。

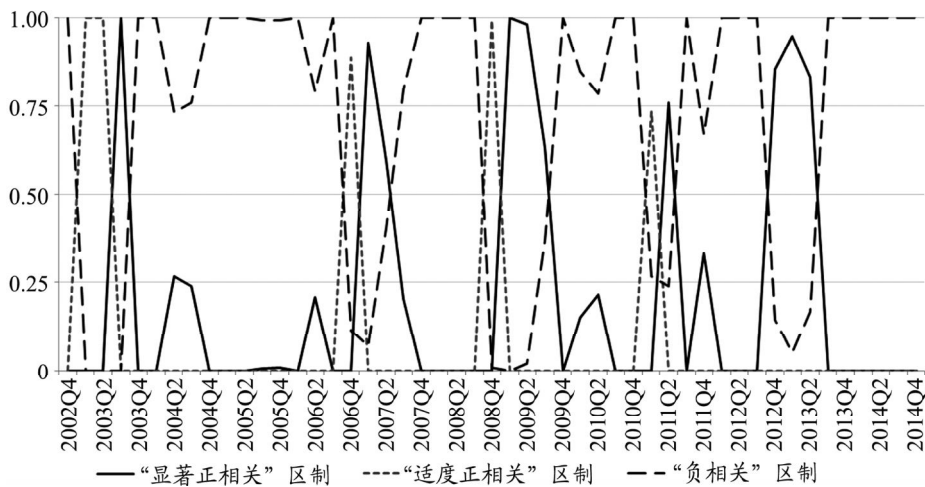


图2 “模型 I”各区制平滑概率

2.金融稳定对经济增长的影响

我们将金融稳定对经济增长的影响模型称为“模型 II”,在该模型中,以 GDP 增长率($GGDP$)作为被解释变量,以其滞后项和金融稳定综合指数增长率($GAFSI$)作为解释变量。通过对 $GGDP$ 序列进行线性自回归,得到模型的阶数为 2。因此,我们建立如下形式的三区制马尔可夫区制转换模型 II:

$$GGDP_t = \mu_{s_t} + \phi_1 GGDP_{t-1} + \phi_2 GGDP_{t-2} + \gamma_{s_t} GAFSI_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim iid N(0, \sigma^2_{s_t}) \quad (9)$$

对式(9)进行估计,得到模型估计结果如表 3 所示:

表 3 “模型 II”的估计结果

参数	区制 1	区制 2	区制 3
μ	0.0288 *** (0.0039)	0.0115 * (0.0063)	0.0315 *** (0.0007)
ϕ_1	0.0461 (0.1045)	0.4747 *** (0.1655)	0.0078 (0.0189)
ϕ_2	-0.3850 *** (0.1086)	0.1882 (0.1572)	0.2719 *** (0.0301)
γ	0.4457 *** (0.0556)	0.0246 (0.0467)	-0.3219 *** (0.0029)
σ^2	0.000030 (0.0000)	0.000116 *** (0.0000)	0.000000 (0.0000)
转移概率矩阵	$P = \begin{bmatrix} 0.0875 & 0.0000 & 0.2101 \\ 0.0000 & 0.7925 & 0.0333 \\ 0.9125 & 0.2075 & 0.7566 \end{bmatrix}$		
对数似然值	159.7912		

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下检验统计量显著,括号中的数值为对应参数的标准差。

根据表 3 中参数 γ 的估计值,我们同样将“区制 1”、“区制 2”和“区制 3”分别称为“显著正相关”区制、“适度正相关”区制和“负相关”区制。由参数估计结果可知,“显著正相关”区制的参数估计值较大且在统计意义上显著,因此在该区制上金融稳定对经济增长具有较为显著的正向促进作用。“适度正相关”区制的参数估计值较小且在统计意义上不显著,因此在该区制上金融稳定与经济增长没有显著的关联性。在“负相关”区制上,金融稳定对经济

增长具有较为显著的抑制作用。

由表 3 中的转移概率矩阵以及图 3 中各区制的平滑概率可知,“适度正相关”区制的持续性较强,占整个样本考察期的 2/3 以上,但是由于其估计结果在统计意义上不显著,因此金融稳定对经济增长的正向影响是不显著的。“显著正相关”区制主要位于国际金融危机发生之后的经济复苏期,共持续 6 个季度。而根据前文分析,在这一时期经济增长对金融稳定也有显著的正向影响,这表明,在国际金融危机发生之后的经济复苏期,经济增长与金融稳定之间具有双向的促进作用:经济增长率的提高有助于促进金融发展和金融稳定,金融稳定性的提高反过来能够促进经济增长。“负相关”区制主要位于国际金融危机前的经济高速增长时期以及危机时期。在经济持续高速增长的时期,通货膨胀水平不断提高,资本市场泡沫化严重,金融风险加剧。为维护金融体系稳定,政策当局和监管部门需要采取一系列措施对宏观经济和资本市场加以调控,以使经济增长速度和通货膨胀率回复至正常水平。国际金融危机和欧债危机爆发后,人民币汇率相对于美元、欧元、日元等主要国际货币不断升值,为应对危机的不利影响,以美国、日本为代表的发达经济体采取量化宽松政策,其后果是大量国际热钱流入我国境内,从而加剧资产的泡沫化和金融市场的风险。为维护金融稳定,政策当局可能会被动跟随发达经济体调整货币政策,而这将会对经济增长产生不利影响。

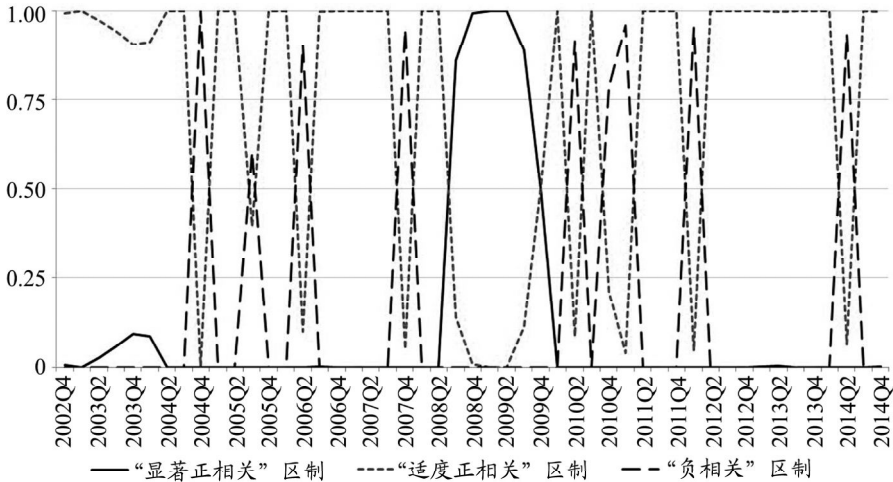


图 3 “模型 II”各区制平滑概率

此外,通过将表 2 与表 3 中的结果进行对比可以看到,“模型 I”中各区制参数 γ 的估计值的绝对值均明显大于“模型 II”中对应的估计值,同时,“模型 I”中“显著正相关”和“负相关”区制的持续时间也长于“模型 II”中对应区制的持续时间。也就是说,相较于金融稳定对经济增长的影响,经济增长对金融稳定的影响强度更大、持续时间更长。换言之,在金融稳定与经济增长的区制关联性中,起主导作用的是经济增长对金融稳定的影响。

五、结论和政策建议

本文运用马尔可夫区制转换模型对我国金融稳定与经济增长的区制关联性进行了实证分析。研究发现,我国金融稳定与经济增长之间的关系随着经济环境的变化呈现出显著的区制转换特征。从经济增长对金融稳定的影响来看,在样本考察期内,经济增长对金融稳定的影响主要表现为抑制作用,而当经济处于平稳增长期和危机之后的复苏期时,经济增长对

金融稳定具有显著的促进作用。从金融稳定对经济增长的影响来看,在危机发生之后的经济复苏期,金融稳定对经济增长具有较为显著的促进作用,而在经济持续高速增长时期以及危机时期,金融稳定对经济增长的影响表现为抑制作用。此外,在对模型的估计结果进行对比分析后发现,与金融稳定对经济增长的影响相比,经济增长对金融稳定的影响强度更大且持续时间更长。这意味着,在金融稳定与经济增长的区制关联性中,起主导作用的是经济增长对金融稳定的影响。

根据本文研究结论,我们认为,中央银行应该将金融稳定纳入到货币政策目标体系之中。因为金融稳定能够影响经济增长,且影响的强度和方向在不同的经济波动阶段会呈现出不同的特征,因此,中央银行货币政策的制定和实施需要考虑金融稳定对经济增长可能产生的影响。然而,实证研究结果也表明,与金融稳定对经济增长的影响相比,经济增长对金融稳定的影响强度更大且持续时间更长,因此,在当前阶段不宜将金融稳定视为与经济增长并行的独立目标纳入到货币政策目标体系,而应该将其作为经济增长目标的一个重要参考指标纳入到货币政策的次级目标体系之中。

参考文献:

1. 崔建军、王利辉,2014:《金融全球化、金融稳定与经济发展研究》,《经济学家》第2期。
2. 戴金平、刘东坡,2015:《金融稳定与物价稳定、经济增长的动态关联性》,《财经科学》第10期。
3. 林珏、杨荣海,2011:《金融稳定性与经济增长的机制分析——基于新兴市场国家和发达国家的两组数据》,《财经研究》第2期。
4. 马亚明、刘翠,2014:《房地产价格波动与我国货币政策目标制的选择——基于IS-Philips模型的分析》,《南开经济研究》第6期。
5. 苗文龙,2007:《金融稳定与货币稳定——基于信息约束经济中央银行独立性的分析》,《金融研究》第1期。
6. 王自力,2005:《金融稳定与货币稳定关系论》,《金融研究》第5期。
7. 印重,2014:《金融稳定、通货膨胀与经济增长》,吉林大学博士学位论文。
8. Ang, J.B. 2008. "What Are the Mechanisms Linking Financial Development and Economic Growth in Malaysia?" *Economic Modelling* 25(1): 38-53.
9. Blanchard, O., D.G. Ariccia, and P. Mauro. 2010. "Rethinking Macroeconomic Policy." *Journal of Money, Credit and Banking* 42(s1): 199-215.
10. Blot, C., J. Creel, F. Labondance, and F. Saraceno. 2015. "Assessing the Link between Price and Financial Stability." *Journal of Financial Stability* 16: 71-88.
11. Brousseau, V., and C. Detken. 2001. "Monetary Policy and Fears of Financial Instability." ECB Working Paper 89.
12. Caprio, G., and D. Klingebiel. 2003. "Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises." In *Managing the Real and Fiscal Effects of Banking Crises*. Edited by D. Klingebiel and L. Laeven, 31-49. World Bank Discussion Paper No. 428. Washington, D.C.: World Bank.
13. Dhal, S., P. Kumar, and J. Ansari. 2011. "Financial Stability, Economic Growth, Inflation and Monetary Policy Linkages in India: An Empirical Reflection." *Reserve Bank of India Occasional Papers* 32(3): 1-35.
14. Hamilton, J.D. 1989. "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle." *Econometrica* 57(2): 357-384.
15. Hamilton, J.D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton NJ: Princeton University Press.
16. Herrero, A. G., and P. del Río. 2003. "Implications of the Design of Monetary Policy for Financial Stability." Working Paper Archive at WUSTL, Macroeconomics No. 0304008.
17. Minsky, H. 1991. "The Financial Instability Hypothesis: A Clarification." In *The Risk of Economic Crisis*. Edited by M. Feldstein, 158-170. Chicago: University of Chicago Press.
18. Mishkin, F. 2011. "How Should Central Banks Respond to Asset-Price Bubbles? The 'Lean' versus 'Clean' Debate after the GFC." *RBA Bulletin* 59-70.
19. Nisticò, S. 2014. "Optimal Monetary Policy and Financial Stability in a Non-Ricardian Economy." Working Papers Series Dipartimento Di Scienze Sociali Ed Economiche n.6.
20. Perlin, M. 2010. "MS Regress-The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models." SSRN. <http://ssrn.com/abstract=1714016>.
21. Reis, R. 2013. "Central Bank Design." *Journal of Economic Perspectives* 27(4): 17-44. (下转第71页)

more pivotal position. And its efficiency is particularly important in the new normal economy. From the experience of developed countries, it can be seen that the labor productivity of service industry shows a trend of convergence with the second industry's. But for our country, the labor productivity of service industry to the second industry's ratio has been 0.6 in recent years, and namely the labor productivity of the service industry is lower with respect to the second industry's. The obvious differences of final products' form between the two industries' can directly lead to the differences between goods trade and services trade, and whether these differences will be one of the reasons that can cause the difference of labor productivity between the second and third industry? Based on the Ricardo continuum theory model, this work uses the STR model to examine and explain the problem above. The results show that both the balance of goods trade and that of services trade have influence on the differences of labor productivities between the second and third industry in various degrees. So raising the level of services tradability and improving the long-term deficit in services trade have profound significance.

Keywords: Trade in Goods, Trade in Services, Labor Productivity, STR Model

JEL Classification: L80, J24, F10

(责任编辑:彭爽)

(上接第25页)

22. Schinasi, G. J. 2003. "Responsibility of Central Banks for Stability in Financial Markets." IMF Working Paper 121.
23. Schwartz, A. J. 1988. "Financial Stability and the Federal Safety Net." In *Restructuring Banking and Financial Services in America*. Edited by W. S. Haraf and R. M. Kushmeider, 34-62. Washington, DC: American Enterprise Institute for Public Policy and Research.
24. Schwartz, A. J. 1995. "Systemic Risk and the Macroeconomy." In *Banking, Financial Markets, and Systemic Risk*. Vol. 7, *Research in Financial Services, Private and Public Policy*. Edited by G. Kaufman, 19-30. Greenwich: JAI Press.

The Regime Correlation between Financial Stability and Economic Growth: 2002-2014

Dai Jinping and Liu Dongpo

(Institute of International Economics, School of Economics, Nankai University)

Abstract: Based on Chinese quarterly data over the period March 2002 to December 2014, this paper empirically studies the regime correlation between financial stability and economic growth by using the Markov Switching Model. The results indicate that with the changes in the economic environment, the relationship between financial stability and economic growth shows significant regime-switching characteristics. Specifically, during the study period, the impact of economic growth on financial stability is mainly reflected in the inhibiting effect, and when the economy is in a stable growth period and recovery period, economic growth is beneficial for promoting financial stability. In the economic recovery period, financial stability has a significant positive effect on economic growth, and when the economy is in a continuous high-speed growth period and the crisis period, financial stability has a negative effect on economic growth. In addition, compared with the impact of financial stability on economic growth, economic growth has a more significantly and persistently impact on financial stability.

Keywords: Financial Stability, Economic Growth, Regime Correlation, Markov Switching Model

JEL Classification: C32, E44

(责任编辑:陈永清)