

中国货币政策的区域经济稳定效应分析 ——基于 2000—2008 年省份月度数据的实证研究

张文彬

(北京大学 光华管理学院, 北京 100871)

摘要:文章基于 TVP-GARCH 模型构建货币政策反应函数, 利用时变参数模型构建包含货币政策变量的省份宏观经济波动模型, 发现货币政策对各省份经济的稳定性作用并不明显, 可预期的货币政策的省份稳定效应高于不可预期的货币政策, 而经济冲击和货币政策制定层面引发的货币增长的不确定性, 加大了省份经济波动; 货币政策的经济稳定能力存在明显的省份差异, 和经济周期同步性以及货币、信用和汇率三个传导渠道的省份特征密切相关。

关键词:货币政策; 区域效应; 经济稳定; 时变参数模型

中图分类号:F061.5; F822.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2010)10-0015-11

一、引言

货币政策的区域效应一直是区域经济周期经验研究的重点领域。在 Carlino 和 DeFina(1998)的研究之后, 结构 VAR 模型广泛应用于货币政策的区域效应分析(Owyang、Wall, 2005、2006; 于则, 2006; 曹永琴, 2007; 宋旺、钟正生, 2006; 孔丹凤等, 2007)。不过, 已有定量分析只能给出货币政策冲击对区域经济增长效应, 即产出增长率对货币政策冲击的反应方向和强度, 却无法回答中国的货币政策是否能实现区域经济稳定以及稳定效应在区域间是否存在差异的问题, 因为这些分析并不能确认货币政策冲击方向与平抑经济波动所要求的方向是否一致。不过, 关于货币政策的经济稳定效应的已有研究, 主要集中于全国经济效应的分析, 比如贾俊雪、郭庆旺(2008)基于年度数据利用时变参数模型发现, 货币政策的经济稳定作用明显, 但缺乏货币政策对各区域经济稳定效应的分析。作为宏观经济政策, 经济稳定是货币政策最主要的目标之一, 因此, 本文将研究我国货币政策的区域经济稳定效应。

本文的分析遵循 Kim 和 Nelson(1989)的方法, 采用两步法。首先利用具

收稿日期: 2010-06-26

基金项目: 国家社会科学基金项目(08AJY044)

作者简介: 张文彬(1983-), 男, 浙江温岭人, 北京大学光华管理学院博士后流动站研究人员。

有广义自回归条件异方差分布的时变参数模型(TVP-GARCH)构建货币政策反应函数。考虑到我国货币政策演变的历史,尽可能避免体制性因素的影响以维护经验分析结果的稳健性,我们对货币政策的分析将选择1995年之后的数据。在第二步中,利用时变参数模型构建包含货币政策相关变量的区域经济波动模型,通过比较不含货币政策的模拟经济波动和真实经济波动,给出货币政策的经济稳定效应。

本文内容为:第一部分是引言;第二部分是货币政策区域稳定效应及区域差异的机制说明;第三部分是利用 TVP-GARCH 模型构建货币政策反应函数,刻画可预期、不可预期的货币政策和经济冲击引发、货币政策制定层面引发的不确定性;第四部分根据时变参数模型给出货币政策的区域经济稳定效应,并结合省份特征和货币政策传导渠道的区域差异进行分析;最后是结论性评述。

二、货币政策经济稳定效应区域差异的可能性:机理说明

首先,从最优货币区理论角度来说明。与制定和实施财政政策存在地方和中央数个层级不同,货币政策的制定往往相对集中于中央层级,一些主要的货币政策工具,比如存款准备金率、再贴现率等通常对整个货币区而言都是统一的。根据最优货币区理论,区域经济周期的同步性是最优货币区形成的必然前提。显而易见,货币政策针对于整个共同货币区,如果某些区域的经济波动与整体经济波动不同步,比如当整体经济过热,而该区域经济仍处于紧缩期时,统一的紧缩性货币政策可能导致该区域进一步的紧缩。因此,区域间经济周期同步性的差异是货币政策经济稳定效应区域差异形成的首要原因。影响区域经济周期同步性的因素涉及区域产品市场、金融市场和劳动力市场的一体化程度、区域产业结构、对外开放程度,这实际上对应于 Mundell(1961)提出的生产要素自由流动标准、Kenen(1969)提出的产品多样化标准和 McKinnon(1963)提出的经济开放度标准。此外,经济发展水平、政府干预经济能力、经济集聚水平、经济体制转型等因素也影响区域经济周期的同步性。对于大国,尤其是像中国这样一个处于转型期的发展中国家而言,区域之间市场一体化程度仍不高、区域产业结构差异明显、区域对外开放水平的差异更为突出,根据宋旺、钟正生(2006)的研究,我国离“最优货币区”标准还有相当大的差距,因此,存在货币政策稳定效应的区域差异的可能性较高。

其次,货币政策的实现过程依赖于传导渠道,货币政策作用渠道与区域特征差异相互作用也是货币政策经济稳定效应在区域层面差异的重要因素。货币政策对实体经济的作用渠道可以分为货币渠道(Money channels)、信用渠道(credit channels)(Owyang 和 Wall, 2005)和汇率渠道。

货币渠道作用的发挥主要是中央银行的紧缩性政策通过货币乘数作用降

低货币供给或者提高利率,从而减少资本和耐用品的需求,进而降低总需求(Cecchetti, 1995)。因而,资本品和耐用消费品生产行业对利率变动最为敏感,因此可以预期区域制造业比重越高,对货币政策变动的反应越敏感。

信用渠道是指货币政策通过影响银行的信贷影响实体经济(Gertler 和 Gilchrist, 1994),这可以从企业获取贷款能力(广义信用渠道(Broad credit channels))和银行贷款能力(狭义信用渠道(Narrow credit channels))两个角度考虑。对中小企业而言,由于它与银行间相对更高的信息和交易成本,结果使其面临更高的融资成本(Bernanke, 1993),而且在紧缩性的货币政策下,抵押物价值的缩水使得企业的负债能力取决于借款人的净值(Bernanke, 1993),因此,中小企业比重越高或者企业平均规模越小的区域,其对货币政策的反应越敏感。对中小银行而言,在紧缩的货币政策下,其获取资金的能力远弱于大型银行,因此其放贷能力相对更弱(Kashyap 和 Stein, 1995),所以,如果这一货币政策作用渠道重要的话,小银行重要性突出的区域对货币政策的反应更为敏感。而且,区域间信息不对称(Greenwald、Levinson 和 Stiglitz, 1993)以及区域流动性偏好的差异(Dow 和 Rodriguez Fuentes, 1997)在一定程度上加剧金融市场的区域分割,提高地方企业对地方银行贷款的依赖性,进而强化区域性特征的重要性。

最后,汇率渠道和区域对外开放程度的差异也会形成货币政策经济稳定的区域差异。货币政策工具的应用,会对货币政策的中介目标利率产生影响,也会对通货膨胀率产生影响,而利率和通胀率的变动会进而冲击汇率,使得本国币值相对于其他国家发生变化,进而影响该国的贸易条件和出口。显然,出口比重大的区域,货币政策通过汇率渠道产生的影响也相对较大。所以,对区域出口部门布局差异明显的共同货币区而言,汇率渠道可能会造成货币政策经济稳定效应的区域差异。

三、货币政策的变化:基于 TVP-GARCH 模型的分析

货币政策的衡量指标通常选用货币政策的中介目标,主要有货币供应量和利率。就我国而言,1995 年中央银行尝试将货币供应量纳入货币政策中介目标体系,1996 年正式把货币供应量作为中介目标(易纲、张帆, 2008),而且利率在我国并没有完全市场化,所以,我们认为狭义货币供应量(M_1)可以较好地衡量中国的货币政策。考虑到年度数据的样本期偏短,无法进行计量分析,在此选用月度数据,样本期为 1996 年 1 月至 2008 年 12 月。

遵循 Kim 和 Nelson(1989、1999)的做法,我们利用 TVP-GARCH 模型刻画货币政策的反应函数,具体如下:

$$m_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}y_{t-1} + \beta_{2t}lnf_{t-1} + \beta_{3t}fis_{t-1} + \beta_{4t}m_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (1)$$

$$\beta_{it} = \beta_{i,t-1} + v_{it}; v_{it} \sim N(0, \sigma_{vi}^2); i = 0, 1, 2, 3, 4 \quad (2)$$

$$\varepsilon_t^* | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^{*2} + \alpha_2 h_{t-1} \quad (4)$$

其中: m_t 为 M_t 的增长率, y_{t-1} 、 $\ln f_{t-1}$ 、 $fist_{t-1}$ 和 m_{t-1} 分别为 $t-1$ 期的工业增加值增长率、基于 CPI 的通货膨胀率、财政支出与财政收入比率的对数值和 M_t 增长率。相应的数据来源于中经网统计数据库, 并利用 X12 法剔除季节性影响。 β_{0i} 和 β_{1i} ($i = 1, 2, 3, 4$) 分别为时变截距和系数, 遵循如式(2)所示的随机游走过程。冲击 ε_t^* 则遵循如式(3)和式(4)所示的 GARCH(1, 1) 过程, Ψ_{t-1} 为截止到 $t-1$ 期的信息集, h_t 为冲击 ε_t^* 在 Ψ_{t-1} 下的方差, α_i ($i = 0, 1, 2$) 为待估参数。

我们利用卡尔曼滤波对上述由式(1)至式(4)构成的 TVP-GARCH 模型进行预测误差分解, 并利用最大似然估计得到估计结果。根据估计的时变系数和截距项, 我们根据式(1)可以得到 m_t 的预测值 EM_t , 度量可预期的货币政策; 用残差项 ε_t^* 度量不可预期的货币政策, 具体结果见图 1。

根据图 1, 我国可预期和不可预期的货币政策在 1997 年间的波动较为频繁, 反映出这一时期货币政策的不确定性较高, 而从 1998 年开始, 两类货币增长率具有一定的提高, 这对应于这一时期为应对亚洲金融危机而实施的扩张性货币政策; 这一增长态势在 2000 年 7 月份开始有所下降, 但很快在 2001 年后恢复以应对美国新经济泡沫破灭引发的不利的外部冲击; 不过到 2003 年 9 月份, 宏观经济政策开始转型, 存款准备金率开始上调, 可预期货币增长率呈下滑态势, 而不可预期货币增长率则在短期的高频波动后也趋于下降。从 2006 年下半年开始, 在宏观经济形势趋热的过程中, 两类货币增长率又开始趋于上升, 尽管这一时期的存款准备金率仍在不断地小幅上调。为抑制宏观经济过热, 央行不断加大紧缩的力度和频率, 在 2007 年 8 月到 2008 年 9 月的 1 年多时间中, 连续 12 次提升存款准备金率, 从 11.5% 上升到前所未有的 17.5%, 货币政策的紧缩效应在 2007 年底开始形成, 作为中介目标的货币供应量增速得到抑制, 两类货币增长率均处于下滑态势。最后, 在 2008 年底全球金融危机的冲击下, 可预期货币增长率开始在年底止跌, 而不可预期的货币增长率则在最后一个季度明显提升。因此, 我们基于 M_t 和 TVP-GARCH 模型估算的可预期和不可预期货币政策的结果基本上符合中国货币政策的运行态势。

基于 TVP 模型和 GARCH 异方差的货币增长不确定性水平(总体方差)可以分解为基于 GARCH 分布的不确定性(GARCH)和基于时变参数回归系数的不确定性(TVP), 前者可以理解为经济冲击引发的货币增长不确定性, 后者则可以理解为货币政策层面上引发的不确定性, 详见图 2。在 1997 年 7 月到 2008 年 12 月间, 我国货币增长的不确定性水平在 1998 年 2 月、1999 年 2-5 月、2001 年 7-11 月、2004 年 2-4 月和 2008 年 7 月较高。这和亚洲金融危机(1998-1999 年)、美国 9.11 事件、新经济泡沫破灭(2001 年)、宏观经

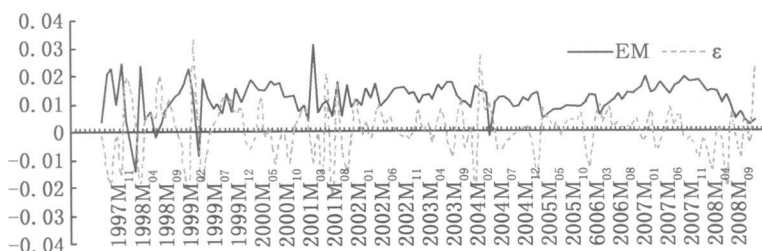


图 1 可预期和不可预期的货币政策

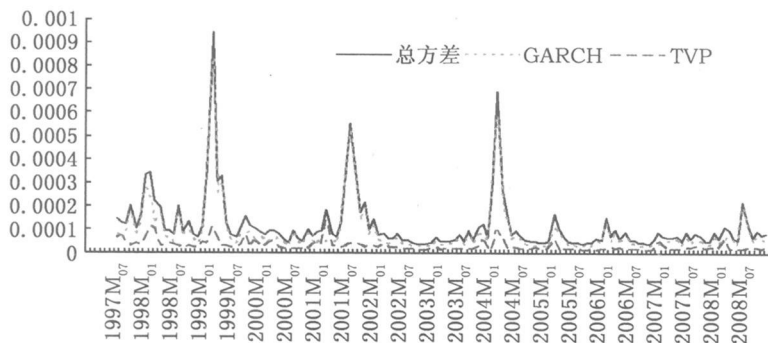


图 2 货币增长不确定性的分解

济转型(2004)以及世界金融危机的爆发(2008年)等事件密切相关,这和贾俊雪(2008)基于 TVP 模型和马尔科夫转换异方差的估计结果一致。整体而言,货币增长的不确定性水平趋于下降,即货币政策的确定性水平呈提升态势。从分解结果看,经济冲击引发的货币政策的不确定性水平是货币政策不确定性的主要构成,而货币政策层面引发的不确定性水平的重要性远低于前者。

四、货币政策的区域经济稳定效应分析

根据上文分析,我们可以获取与货币政策制定相关的四个变量,分别是可预期货币政策、不可预期货币政策、基于经济冲击的货币政策不确定性和基于货币政策制定层面的不确定性。我们将分析这四个变量对区域经济稳定的影响作用。

(一)方法。我们利用时变参数模型构建一个包含上述货币政策变量的区域宏观经济波动模型,具体设定如下:

$$cc_t^p = \gamma_{0t}^p + \gamma_{1t}^p EM_t + \gamma_{2t}^p ME_t + \gamma_{3t}^p GARCH_t + \gamma_{4t}^p TVP_t + \xi_t^p \quad (5)$$

$$\gamma_{it}^p = \gamma_{i,t-1}^p + \zeta_{it}^p \quad (i = 0, 1, \dots, 4) \quad (6)$$

$$\xi_t^p \sim N(0, \sigma_{\xi_t^p}^2), \zeta_{it}^p \sim N(0, \sigma_{\zeta_{it}^p}^2) \quad \xi_t^p, \zeta_{it}^p: i, t, d. \quad (7)$$

其中: cc_t^p 是 p 省月度同步指数的 CF 滤波值,^①用以度量区域经济波动,因为数据缺失,不含西藏和港澳台地区,样本期为 2000 年 5 月到 2008 年 12

月; EM_t 、 ME_t 、 $GARCH_t$ 和 TVP_t 分别是可预期货币政策、不可预期货币政策、基于经济冲击的货币政策不确定性和基于货币政策制定层面的不确定性; y_{0i} 和 y_{it} ($i = 1, 2, 3, 4$) 分别为时变截距和系数, 遵循如式(6)所示的随机游走过程; ξ_t 和 ζ_t 为误差项, 其分布如式(7)所示。根据 Kim 和 Nelson(1999) 的做法, 我们可以将式(5)至式(7)写成状态空间模型, 然后利用卡尔曼滤波对各省份状态空间模型进行预测方差分解, 并利用最大似然估计得到各外生可观测变量对经济波动的时变影响系数。

(二) 货币政策的区域稳定效应结果。得到区域经济波动时变参数模型的估计结果后, 我们可以进行货币政策区域经济稳定效应的模拟分析。通过比较不存在各类货币政策变量时的经济波动和真实经济波动, 给出货币政策在各区域经济稳定方面所发挥的效力。本文利用产出波动的标准差衡量产出波动。具体而言, 我们分别用 σ 、 σ_{ME} 、 σ_{EM} 、 σ_{GH} 和 σ_{TVP} 表示真实产出波动、无不可预期货币政策的产出波动、无可预期货币政策的产出波动、无经济冲击引发货币政策不确定性下的产出波动和无货币政策制定层面不确定性下的产出波动。我们利用 $s_g = [(\sigma_g - \sigma) / \sigma] \times 100\%$ ($g = ME, EM, GH, TVP$) 衡量货币政策的的不同成分对各省份经济波动的稳定效应, 稳定效应与 s_g 的大小呈正比。具体计算结果见表1。

表1 货币政策的区域经济稳定效应

单位: %

地区	S_{ME}	S_{EM}	S_{GH}	S_{TVP}
北京	- 0.08558	0.20628	0.02021	0.00123
天津	0.06204	0.02136	- 0.04365	- 0.00049
河北	0.04251	0.40391	- 0.01284	- 0.00111
山西	- 0.01270	0.21324	0.00058	- 0.00037
内蒙	- 0.05893	- 0.09692	- 0.02661	0.00037
辽宁	0.00485	0.03916	- 0.06393	- 0.00093
吉林	- 0.07489	- 0.09922	- 0.00379	- 0.00107
黑龙江	- 0.01508	0.03391	- 0.02249	- 0.00165
上海	0.29160	0.17980	- 0.04567	- 0.00065
江苏	0.22045	0.61404	- 0.15626	- 0.00624
浙江	0.23923	0.41541	- 0.05358	- 0.00102
安徽	- 0.06196	- 0.35834	- 0.15902	- 0.00449
福建	0.33527	1.80273	- 0.09645	- 0.00836
江西	- 0.02015	- 0.38930	- 0.61564	- 0.03174
山东	- 0.01472	- 0.17048	- 0.04263	0.00296
河南	- 0.10302	- 0.31644	- 0.09019	- 0.00049
湖北	- 0.00069	0.30680	0.00939	- 0.00121
湖南	- 0.08382	- 0.40006	- 0.39155	- 0.04916
广东	0.30102	1.29247	- 0.19779	- 0.02423
广西	- 0.03772	- 0.54591	- 0.00516	0.00056
海南	0.04805	- 0.28116	- 0.01232	0.00003
重庆	0.01186	0.02117	0.00541	- 0.00005
四川	- 0.09511	- 0.18060	- 0.12569	0.00404

续表 1 货币政策的区域经济稳定效应

单位: %

地区	SME	SEM	SGH	STVP
贵州	0 07662	0 86935	- 0 05585	- 0 00840
云南	0 05959	0 78143	- 0 04136	- 0 00772
陕西	- 0 05730	- 0 23874	- 0 03005	- 0 00042
甘肃	- 0 06222	- 0 06272	- 0 01154	0 00520
青海	- 0 08771	- 0 20945	0 00678	0 00111
宁夏	- 0 19936	- 0 21866	0 01990	0 00279
新疆	0 05121	0 39101	- 0 03864	0 00182
均值	0 02244	0 13414	- 0 07601	- 0 00432
最大值	0 33527	1 80273	0 02021	0 00520
最小值	- 0 19936	- 0 54591	- 0 61564	- 0 04916
变异系数	5 86707	3 91108	- 1 73380	- 2 64211

根据表 1, 整体而言, 货币政策对各省经济稳定作用并不明显。这和贾俊雪、郭庆旺(2008)基于年度数据发现 1990 年中后期以来货币政策在稳定经济方面的作用不明显而主要是由财政政策完成经济稳定的目标相吻合, 可以结合我们样本期中经济波动的阶段变化来解释这一问题。这里分析的样本期始于 2000 年 5 月, 由于时变参数模型估算中损失了 11 个样本, 因而比较期始于 2001 年 3 月, 尽管经济仍处于紧缩阶段, 但是可预期和不可预期货币增长率却正在下滑, 而且在 2001 年下半年后, 尽管面临美国经济不景气的冲击, 但货币增长波动明显, 这在一定程度上体现了这一时期货币政策的“稳健”的基调, 而不是完全扩张, 因此抑制了货币政策的经济刺激作用; 我国经济从 2002 年第 2 季度开始结束紧缩阶段, 到 2003 年出现一定程度的过热, 中央政府扩张性的宏观政策逐渐淡出, 货币政策开始适度从紧, 2004- 2006 年的两类货币增长率有所下降, 2005 年相应的经济过热局面有所抑制, 但是波动仍处于趋势水平之上; 而 2006 年年中开始, 两类货币增长率的迅速上扬进一步激化了 2007 年的经济过热; 而在 2008 年年中开始的经济下滑中, 两类货币增长亦处于快速下滑状态, 进而可能进一步恶化经济态势, 直到 2008 年底出现所谓的相机抉择的货币增长。因此, 在样本期内, 货币政策对处于紧缩期的经济刺激力度偏小, 甚至对 2008 年第二季度以来的经济下滑“推井下石”, 而对过热状态的经济的抑制力度不大, 甚至对 2007 年的经济膨胀“推波助澜”, 所以, 这可能导致货币政策的经济稳定能力偏弱。

其次, 从均值看, 可预期的货币政策的稳定效应相对较高, 但是仍不到 0 14%; 不可预期的货币政策的稳定效应仅为 0 02%; 而经济冲击引发的货币增长的不确定性, 不但没有降低反而加大了区域经济波动, 不过幅度很小, 不到 0 08%; 而货币政策制定层面引发的不确定性对区域经济波动几乎没有什么影响。因此, 平均而言, 可预期货币政策依然是货币政策中经济稳定能力最强的部分, 货币政策的不确定性不利于经济稳定。所以, 增强货币政策的可预见性和政策制定的透明性, 更有助于经济的稳定。

最后,从变异系数看,四类与货币政策相关的变量的经济稳定能力存在明显的省份差异,差异程度呈不可预期的货币政策、可预期的货币政策、基于货币政策制定层面的货币增长不确定性和基于经济冲击的货币增长不确定性递减。对不可预期的货币政策来说,其对福建、广东的经济稳定能力最强,在0.3%以上;对宁夏的经济稳定能力最弱,加剧了其经济波动水平。从区域看,其稳定能力主要体现在东南沿海,提高了江苏、上海、浙江0.2%以上的稳定性,而其降低了绝大多数中西部地区的经济稳定性。从可预期的货币政策效果看,类似于不可预期货币政策的效果,其对福建和广东的稳定能力最强,分别达到1.8%和1.3%,且对东部沿海地区基本上具有稳定作用,但是轻微地加大了大部分中西部地区省份的经济波动,其中广西的经济波动加大幅度最高,达到0.55%,不过,西南地区的贵州和云南则在可预期货币政策的冲击下减少了经济波动。经济冲击引发的货币增长的不确定性不利于绝大多数省份的经济稳定,仅对北京以及部分中西部地区具有一定的稳定作用。此外,货币政策制定层面的不确定性对省份经济的影响很弱,最大的稳定作用仅为0.005%(甘肃),最大的负作用仅为0.049%(湖南)。考虑到货币增长不确定性对经济稳定性的影响力偏弱,我们将在下文重点研究可预期和不可预期货币政策的经济稳定效应省份差异与省份相关特征之间的关系,定量求证这种差异形成的可能原因。

(三) 省份特征与货币政策经济稳定效应的省份差异。根据第二部分的理论说明,我们选择与之相对应的省份特征变量来解释可预期和不可预期货币政策的经济稳定效应省份差异的形成。首先是省份经济合成指数对共同周期的载荷系数(B),用以衡量省份经济周期与共同周期的同步性。从最优货币区的角度论证省份差异,我们预期同步性程度和稳定效应呈正比,数据来源于张文彬(2009)。其次,根据宋旺、钟正生(2006)的研究,第二产业在我国对利率的敏感性最强,因此,本文用工业增加值占GDP的比重(Indus)来研究货币渠道的作用,数据为2000-2008年间的均值。根据信用渠道原理,中小企业比重越高的地区,对货币政策的反应越敏感,因此,我们选择小型企业占省份工业总产值比重(Small)进行分析,数据来源于宋旺、钟正生(2006)。此外,考虑到我国信贷体制的现实,国有企业和国有商业银行之间关系密切,国有银行贷款倾向于国有企业,地方政府、国有企业与国有银行三类主体的三种序贯博弈在一定程度上导致了地方政府、国有企业和国有银行共谋信贷扩张的软预算约束竞争,这会在一定程度上降低货币政策的稳定效应(江曙霞等,2006;孔丹凤等,2007),所以我们选择国有经济固定资产投资比重(SOE)和地方政府支出比重(GOV)来分析这种基于体制性因素的信贷渠道的影响,预期国有经济投资比重高、地方政府影响力高的省份对货币政策的敏感性较弱,数据分别为2000-2007年和2000-2008年间的均值。不过,由于缺乏小银行贷款占

省份总贷款的数据, 我们无法进行基于狭义信用渠道的分析。最后, 我们选择对外开放度(Open)来求证可能存在的汇率渠道, 数据为 2000– 2008 年间的均值。

根据表 2 的简单相关系数看, 其符号与我们的预期相同, 即与共同周期的同步性越强、工业比重越高、小企业比重越高、地方政府比重越小、国有投资比重越小以及对外开放水平越高的省份, 可预期和不可预期的货币政策的经济稳定效应越强。相对而言, 不可预期的货币政策与上述变量的关系更为稳健, 在 10% 的显著性水平下全部通过相关统计检验, 可预期货币政策与上述变量的关系相对较弱, 只有与小型企业产值比重和对外开放度的相关系数在 5% 的显著性水平上通过检验, 与工业比重的相关性在 15% 的显著性水平下通过检验, 与其余三个变量的相关系数都无法通过 15% 的显著性水平检验。因此, 货币政策经济稳定的区域差异, 尤其是不可预期货币政策的经济稳定的区域差异, 和上述的最优货币区理论和货币政策传导的三个渠道密切相关。

表 2 经济稳定效应与省份特征的相关系数

	B	Indus	Small	GOV	SOE	Open
S_{ME}	0.3807	0.3329	0.5027	-0.4136	-0.4830	0.6169
P 值	0.0380	0.0722	0.0046	0.0231	0.0069	0.0003
S_{EM}	0.2031	0.2640	0.3739	-0.1766	-0.2128	0.4216
P 值	0.2817	0.1487	0.0418	0.3506	0.2590	0.0203

五、结论与启示

本文具体分析了 2000– 2008 年间货币政策对省份经济的稳定作用以及在省份间的差异。我们选择狭义货币供给量作为货币政策的衡量变量, 利用 TVP-GARCH 模型构建货币政策反应函数, 提取可预期、不可预期货币政策和基于经济冲击和货币政策制定层面的不确定性, 估算结果和我国货币政策的现实相吻合。在此基础上, 我们利用省份月度同步指数的 CF 滤波值, 选用时变参数模型构建包含上述货币政策变量的省份宏观经济波动模型。通过比较不存在各类货币政策变量时的经济波动和真实经济波动, 本文发现: 整体而言, 货币政策对各省份经济的稳定性作用并不明显, 这可能和本文样本期内货币政策自身与经济波动有关, 经济紧缩期的刺激力度不够而经济过热期的抑制力度不够甚至起到激化作用; 可预期的货币政策的稳定效应相对较高, 不可预期的货币政策的稳定效应相对较低, 而经济冲击和货币政策制定层面引发的货币增长的不确定性, 加大了区域经济波动, 不过幅度很小; 四类与货币政策相关的变量的经济稳定能力存在明显的省份差异, 差异程度呈不可预期的货币政策、可预期的货币政策、基于货币政策制定层面的货币增长不确定性和基于经济冲击的货币增长不确定性递减。我们进一步结合理论部分的分析,

选择省份与共同周期的同步性和工业比重、小企业比重、地方政府财政支出比重、国有经济固定资产投资比重以及对外开放水平等与货币政策传导渠道相关的省份特征变量,利用相关系数分析可预期和不可预期货币政策的省份经济稳定效应和上述变量的关系,结论基本上证实了理论部分的预测,稳定效应的省份差异和经济周期同步性以及三个传导渠道密切相关。

基于上述结论,我们得到如下启示:首先,我国货币政策在力度和方向上还需要进一步调整,从而更好地满足经济稳定的需要;其次,需要进一步增强货币政策的可预见性和政策制定的透明性,这有助于经济的稳定;再次,货币政策的区域经济稳定效应差异明显,降低了大部分东部地区的经济波动,加大了大部分中西部地区的经济波动,而且,引发货币政策传导渠道区域差异的因素,比如开放水平、企业规模结构、产业结构等的省份差异很难在短期内趋同,而且因为区域资源禀赋差异而不可能趋同,因此,在货币政策制定和实施的过程中,应该注意区域差异,在区域层面加以细化;最后,结合最优货币区理论,需要进一步推进区际市场一体化的建设,增强省份间经济周期的同步性,降低货币政策经济稳定效应的省份差异。

注释:

①关于省份月度同步指数的CF滤波值,详见张文彬(2009)。

参考文献:

- [1] 贾俊雪,郭庆旺.中国经济周期波动特征变化与宏观经济稳定政策[J].经济理论与经济管理,2008,(7):5-12.
- [2] 孔丹凤等.中国货币政策省际效果的实证分析:1980-2004[J].金融研究,2007,(12):17-26.
- [3] 宋旺,钟正生.我国货币政策区域效应的存在性及原因[J].经济研究,2006,(3):46-58.
- [4] 易纲,张帆.宏观经济学[M].北京:中国人民大学出版社,2009.
- [5] 张文彬.中国区域经济周期的实证研究[D].北京:中国人民大学博士论文,2009.
- [6] Carlino G A, DeFina R H. The differential regional effects of monetary policy[J]. Review of Economics and Statistics, 1998, 80: 572-587.
- [7] Cecchetti S. Distinguishing theories of the monetary transmission mechanism[J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 1995, 77: 83-97.
- [8] Kashyap A, Stein J. The impact of monetary policy on bank balance sheets[J]. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 1995, 42: 151-195.
- [9] Kim C J, Nelson C R. State space models with regime switching: Classical and gibbs sampling approaches with applications[M]. Massachusetts: The MIT Press, 1999.
- [10] Owyang M, Wall H J. Structural breaks and regional disparities in the transmission of monetary policy[R]. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper, 2005.

Regional Economic Stabilization Effect of Monetary Policy in China: Empirical Study Based on the Monthly Data of Provinces from 2000 to 2008

ZHANG Wei bin

(Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Based on the reaction function of monetary policy from the TVP-GARCH model, the paper empirically analyzes the provincial economic stabilization effects of monetary policy by the time-varying parameter model. The results show that the effects of monetary policy on provincial economic stabilization are not significant, and the stabilization effects of expected monetary policy are stronger than the ones of unexpected monetary policy. However, the uncertainty of money growth caused by economic shocks and monetary policy-making magnify provincial economic fluctuations. The economic stabilization effects of monetary policy, which are closely related to the synchronization of business cycle and the monetary transmissions channels, such as money channel, credit channel and exchange rate channel, differ wildly among provinces.

Key words: monetary policy; regional effect; economic stabilization; TVP model
(责任编辑 许 柏)

(上接第 14 页)

of geographic agglomeration of china's manufacturing. The results indicate that the overall agglomeration degree in China's manufacturing significantly increases and East China is the main agglomeration region in manufacturing. Economic globalization has important impacts on the spatial distribution of manufacturing, and the features and space-time changing tendency of geographic agglomeration in different manufacturing industries vary wildly; regional specialization pattern in manufacturing has been basically formed. In recent years, the centrifugal force to promote industrial diffusion begins to be effective, and some manufacturing industries have been experiencing the transition from East China to other regions.

Key words: manufacturing; industrial agglomeration; industrial diffusion
(责任编辑 许 柏)