

# 货币政策传导地区差异:实证检验及政策含义

刘玄<sup>1</sup>,王剑<sup>2</sup>

(1. 中国人民银行南京分行,江苏南京 210004;

2. 东南大学经济管理学院,江苏南京 210096)

**摘要:**文章根据1997年1月至2004年8月的样本数据对货币政策传导的地区差异问题作实证研究,利用向量自回归(VAR)模型和冲击响应函数的计量分析手段,分别对全国层面、区域层面以及省级层面的货币政策传导效果进行估计和比较。结论表明,东部地区在货币政策传导速度和深度上都大大优于中西部地区,东部地区的绝大部分省市对货币政策表现出高度的敏感性,而中西部地区大部分省市的反应则相对迟钝,金融发展水平、企业规模和产权性质、开放程度的地区差异是导致货币政策传导存在地区差异的主要因素。

**关键词:**货币政策;地区差异;冲击响应函数

**中图分类号:**F822.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)05-0070-10

## 一、引言

货币政策的传导问题一直是理论界和金融部门关注的焦点,但国内现有文献主要集中于国家层面的研究(王召,2001;周英章、蒋振声,2002),货币政策传导的地区差异长期被忽视。国外已有文献证实这种地区间的非对称性确实存在,Carlino和Defina(1998)的实证研究表明,美国的货币政策效果存在显著的区域差异,各州和大区的金融发育程度和产业构成状况等方面的特点决定了货币政策的传导效率。我国各地区的经济发展水平悬殊很大,货币政策存在地区间的非对称效应,忽视这种地区间的现实差异,既会削弱货币政策的效力,也不利于地区经济的均衡发展。

自1997年以来,为克服亚洲金融危机的不利影响,中央政府作出了扩大内需的重大决策,央行为此采取扩张货币供给、连续7次降息等一系列积极的货币政策。全国层面的数据显示,货币政策基本达到了预期目标,但中西部落后地区的货币政策效果和预期目标之间却存在较大差距,货币政策传导的地区差异问题逐渐引起人们的关注。中国人民银行武汉分行课题组(2002)以案

收稿日期:2006-02-05

作者简介:刘玄(1978-),男,安徽安庆人,中国人民银行南京分行货币金银处;

王剑(1979-),男,安徽无为,东南大学经济管理学院博士生。

例研究的方式,从内生制度约束的角度研究了欠发达地区货币政策传导问题,认为现行的信贷制度和信用制度缺陷是导致货币政策传导梗阻现象的根本原因。孙天琦(2004)对货币政策最终目标、中介目标、操作工具等方面进行了深入分析,认为货币政策应当考虑到地区差异性,并提出了实施区域差别化货币政策的若干具体建议。本文以1997~2004年的月度数据资料,通过计量分析对货币政策传导的地区差异进行实证检验,并作进一步的理论解释。

## 二、计量模型和相关说明

货币政策传导的实证研究主要通过向量自回归(VAR)模型来进行。尽管该模型对于变量间的联系采取高度简化的处理方式,模型的建立并不以严格的经济理论为依据,但其突出优点在于能够有效地揭示一组变量响应模型正交创新的动态行为,这也使得VAR模型特别适用于比较货币政策冲击对不同地区或不同行业的动态影响(Ganley和Salmon,1997;Carlino和Defina,1998)。本文估计了三个地区层面的VAR系统:一是作为比较基准的全国层面的VAR系统;二是东、中、西部三大区域层面的VAR系统<sup>①</sup>;三是除西藏之外的30个省级单元的VAR系统。据此比较地区产出响应扩张性货币政策的时间和数量差异,对货币政策传导的地区差异进行实证检验。鉴于VAR模型已为众多文献所介绍,在此仅对一些细节处理作简要说明。

1. 变量选取。由于我国在1998年1月取消国有商业银行贷款规模的限额控制,货币政策中介变量由信贷规模转移至货币供应量,货币政策传导主要通过货币渠道来实现。根据凯恩斯主义的货币政策理论以及数据的可得性,本文选取货币供给( $M_2$ )、市场利率( $R$ )<sup>②</sup>、固定资产投资( $INV$ )、工业总产值( $OUTPUT$ )四个变量建立VAR系统,研究货币供给冲击如何影响实体经济的最终产出,以及货币政策效果的地区差异。

2. 数据说明。本文使用的是1997年1月至2004年8月的月度数据,样本时间跨度为92个月,所有数据取自于国家信息中心的数据特供系统、经济统计快报和中国人民银行统计季报。由于按1990年不变价计算的分地区工业总产值在2003年之后便不再公布,2004年的月度数据按公式  $OUTPUT_{it}^{2004} = OUTPUT_{it}^{2004} \left( \frac{OUTPUT_{i90}^{2003}}{OUTPUT_{it}^{2003}} \right)$  近似得到,其中上标代表年份,下标*i*代表省或直辖市,*t*代表按现价计算的月度数据,t90代表按1990年不变价计算的对应月度数据。检验结果表明,各经济变量存在明显的季节性特征,我们以X-12方法对月度数据作季节调整。东、中、西部的区域数据由各省和直辖市数据加总而得。所有变量均为消除价格影响的实际值<sup>③</sup>,除利率外的所有变量经自然对数变换后进入VAR系统。

3. VAR模型的阶数选取与系统估计。众所周知,VAR模型的估计结果

依赖于滞后阶数  $k$  的值,一般而言,由 AIC、SC 以及 FPE 等判别准则可确定  $k$  的最优取值。然而,在本文的样本数据中,由于不同区域、不同省市 VAR 系统的最优  $k$  值并不一致,大部分处在 1~4 的取值范围内,为避免模型设定差异引起的比较结论偏误,我们对所有 VAR 系统均取同样的  $k$  值。Diebold 和 Nerlove(1990)的研究结果表明,对小样本数据而言,滞后阶数  $k=T^{1/4}$  是较为理想的取值标准,其中  $T$  为样本容量。就本文而言, $k=92^{1/4} \approx 3.097$ ,因此,我们以 VAR(3)作为最终的计量模型。尽管单位根检验表明模型中的变量为非平稳变量,但协整检验显示绝大部分 VAR 系统在 10% 的显著性水平上存在稳定的长期关系,所以我们仍以 OLS 方法估计无约束的 VAR 模型,以避免由于差分处理所导致的长期效应损失。

4. 货币政策效果的测算。冲击响应(Impulse Response)函数是反映货币政策对实体经济影响的主要表现形式,分析变量  $M_2$  的冲击对变量 OUTPUT 的系统影响,可以对货币政策传导效果的地区差异作较为准确的测算与比较。以下三角的乔勒斯基分解形式对冲击响应过程进行模拟,这种方法以基本的经济理论为依据,通过对冲击响应函数中变量的位置顺序进行合理安排,从而使模拟结果更为可靠。由凯恩斯主义的货币政策传导理论,即货币供给→市场利率→投资→产出的传导过程,我们将乔勒斯基分解的冲击传导顺序设定为  $M_2 \rightarrow R \rightarrow INV \rightarrow OUTPUT$ ,给定货币政策变量  $M_2$  一个标准差的初始冲击,对产出变量 OUTPUT 的响应过程进行为期 80 个月的系统模拟,比较不同地区的产出变量在响应速度和响应深度方面的差异。

### 三、计量结果

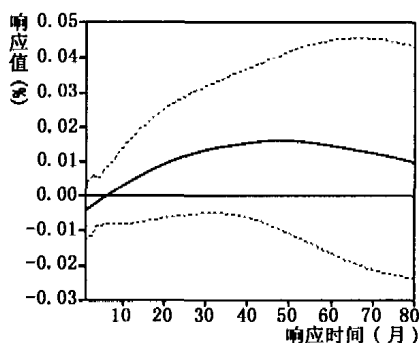
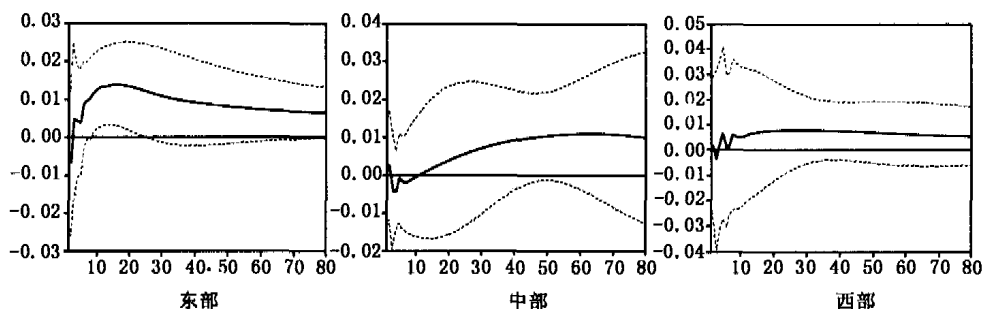
首先,我们对全国层面的 VAR 模型和冲击响应函数进行估计,表 1 给出了部分指标的统计检验结果。由统计指标值可知,系统中四个方程式的拟合优度(调整的  $R^2$ )均在 0.96 以上,说明所选变量具有很高的解释能力。另外,基于 Trace 统计量和最大特征根的协整检验表明系统向量存在惟一的长期联系(VAR 中不含截距和趋势项,协整方程仅含截距项),证实系统估计结果不存在谬误回归的可能性。在此基础上,我们给定一个标准差的货币政策变量( $M_2$ )冲击,对实体经济产出(OUTPUT)的响应过程进行模拟。如图 1 所示,产出变量经过一段时期的稳定增长,在第 46 个月达到响应峰值,产出增长了 1.56%,此后货币政策冲击效果逐渐减弱,产出响应值渐趋于 0。

其次,我们估计区域层面的 VAR 模型和冲击响应函数,考虑到本文的研究目的,此处仅给出冲击响应结果。图 2 为区域产出响应的模拟示意图,从中可以看出,货币政策在东部地区的传导效果明显好于中西部地区。表 2 则对货币政策传导的区域差异进行深层比较,使图形分析的结论更为深化和精确,以全国层面的响应结果作为比较基准,东部地区产出在第 6 个月便开始有显

著响应,至第 15 个月达到响应峰值,以峰值响应时间衡量的货币政策传导速度约为全国水平的 3 倍;中西部地区的传导速度则相对缓慢,分别在第 61 个月和第 34 个月达到响应峰值。货币政策影响深度呈现出东、中、西部依次递减的情形,东部地区产出响应的峰值为 1.38%,分别高出中西部地区 0.3 和 0.6 个百分点。由于货币政策作用的有效时间范围存在地区差异,我们分别比较了产出变量在 60 个月和 80 个月中的累积响应值。在 60 个月的作用期间内,东部地区产出的累积响应值达到 56.85%,分别高出中西部地区 21.9 和 24.86 个百分点。80 个月的累积响应值也表现出类似的特征。

表 1 VAR 模型的统计检验结果

协整关系个数假设	Trace 统计量	1% 临界值
None	78.06395	60.16
At most <sub>1</sub>	40.27211	41.07
协整关系个数假设	最大特征根	1% 临界值
None	37.79184	33.24
At most <sub>1</sub>	25.28785	26.81
系统方程式	R <sup>2</sup>	调整的 R <sup>2</sup>
OUTPUT 为因变量	0.9915	0.9901
M <sub>2</sub> 为因变量	0.9994	0.9993
R 为因变量	0.9788	0.9754
INV 为因变量	0.9677	0.9626

图 1 M<sub>2</sub> 冲击对 OUTPUT 的影响模拟图 2 M<sub>2</sub> 冲击对区域 OUTPUT 的影响模拟

注:图中横轴为冲击响应时间(日),纵轴为响应值(%),实线为中击响应函数曲线,虚线为置信区间。

表 2 M<sub>2</sub> 冲击对区域 OUTPUT 的影响比较

地区	产出响应峰值时间(月)	产出响应峰值(%)	产出响应时间范围(月)	产出响应时间跨度(月)	60 个月累积响应值(%)	80 个月累积响应值(%)
全国	46	1.56	23~46	24	62.68	86.64
东部地区	15	1.38	6~80	75	56.85	70.43
中部地区	61	1.08	39~64	26	34.95	55.83
西部地区	34	0.78	34~41	8	31.99	50.81

注:产出响应峰值时间和产出响应时间范围基于 20% 的显著性水平而定,忽略初期不规则波动的响应值。冲击响应值均为小样本修正的结果。

最后,对省级层面的冲击响应函数进行模拟。篇幅所限,在此仅对产出响应的峰值时间和峰值进行说明,在二维散点图中直观显示各地区的传导效果。很明显,图3中各省级地区的货币政策传导速度和深度差异较大。为便于比较分析,我们按产出

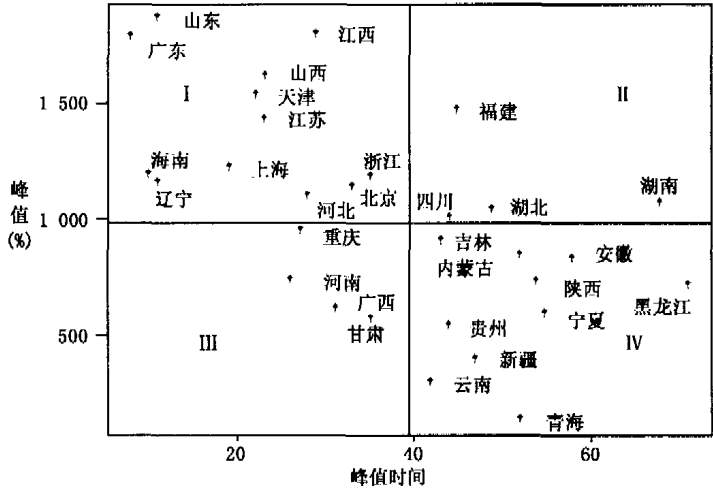


图3 M<sub>2</sub>冲击对省级层面 OUTPUT 的影响比较

响应的峰值时间和峰值特征将散点图分为四个象限。第I象限为高灵敏度区域,此区域内的省级单元具有最短的峰值响应时间和最高的响应峰值,货币政策在这些省市的传导渠道最为顺畅。第II象限和第III象限为中灵敏度区域,这两个区域内的省级单元分别具有较高的响应峰值和较短的峰值响应时间,货币政策在这些地区仅表现出传导速度和深度的某一方面效力,总体效果逊于第I象限的地区。第IV象限为低灵敏度区域,货币政策传导存在梗阻现象,货币政策效力难以显现。第I象限包括12个省级单元,其中有10个属于东部发达地区,另外2个属于中部地区,广东省的传导速度最快,产出变量在第8个月便达到峰值,山东省的传导深度最彻底,响应峰值达到1.86%。II、III象限均包括4个省级单元,两个象限中共有5个省份属于中部地区,3个属于西部地区,只有1个属于东部地区。第IV象限包括10个省级单元,其中有6个属于西部地区,其余4个属于中部地区,黑龙江省的传导速度最慢,产出变量至第71个月才达到峰值,青海省的传导深度最浅,响应峰值仅为0.12%。

#### 四、地区传导差异的理论解释

前文的计量检验证实了货币政策传导存在显著的地区差异,本节将对此作进一步的理论解释。根据相关的理论和实证文献,我们归纳出影响货币政策传导效率的几个可能因素。

1. 金融发展水平。银行、保险等金融机构是货币政策传导的主要载体,中央银行利用存款准备金率、公开市场业务等政策工具对金融机构的货币头寸进行调控,经由金融机构的信贷途径达到影响实体经济的最终目的。当地的金融机构数量、金融服务的种类和规模将对货币政策传导效率产生重要影响,以省级单元的金融保险业增加值(FINANCE)反映当地的金融发展水平。

2. 工业内部结构。行业的特定属性使其在响应货币政策的过程中表现出显著的行业差异,由此导致货币政策传导的地区差异。资本密集型行业由于资金需求量大,生产投资活动对利率更为敏感,而劳动和资源密集型行业对货币政策的敏感度则相对较低。由于缺少分地区历年的细分行业数据,此处以轻重工业的产值比重反映工业内部结构,分别以 LIGHT 和 HEAVY 表示。

3. 企业规模。根据信息经济学的分析,由于借贷双方的信息不对称,为避免由此产生的道德风险(Repullo 和 Suarez, 1999),银行往往不愿意贷款给中小企业,或者附加苛严的贷款条件,导致中小企业的借贷行为面临更高的交易成本(Bernake, 1993)。相应地,大企业由于信息透明,容易获取银行的信贷资金。此外,大企业在经营过程中建立了复杂的商业关系网络,也便于其获得企业间的担保和融资支持。不同规模的企业在资金获取能力上的差异影响了货币政策的传导效果。以大型工业企业的产值比重(LARGE)和中小型工业企业的产值比重(SME)反映各地区的企业规模构成情况。

4. 企业产权性质。大部分国有和集体企业由于产权制度上的缺陷导致市场化程度较低,投资行为对利率信号相对麻木。而民营企业产权明晰,经营机制灵活,对货币政策的反应也相对较快。外资企业大多来自于发达的市场经济国家或地区,企业经营决策完全依赖于利润最大化原则,经济活动对货币政策的敏感度更高。以国有及国有控股工业企业的产值比重(SOE)、私营工业企业产值比重(POE)以及包括港澳台在内的外商投资工业企业的产值比重(FIE)反映各地区的企业产权构成。

5. 地区开放程度。经济外向度高的地区,由于和国际市场高度接轨,市场经济体制也相对完善,微观经济主体的市场化程度高,对货币政策信号能够迅速作出理性反应,社会经济在市场化规则的引导下良性运行,货币政策的传导效果更为显著。以进出口贸易总额占 GDP 比重(TRADE)和实际利用外资占 GDP 比重(FDI)反映地区开放度。

所有解释变量均取 1997~2003 年间的年度平均值(POE 为 2001~2003 年间的平均值),以便与 VAR 模型的样本区间相一致。在被解释变量的选取上,我们考虑了货币政策传导的速度和深度两方面特征,以省级单元产出响应的峰值时间(TIME)反映传导速度,以产出响应的峰值(MAX)、60 个月的累积响应值(SIXTY)和 80 个月的累积响应值(EIGHTY)反映传导深度,因变量值均是基于前一节中省级层面的冲击响应模拟结果。由于样本总量过少(仅有 30 个省级单元),OLS 回归难以得出统计显著的结论,因此以相关分析(Correlate)揭示被解释变量和解释变量间的大致联系,表 3 给出了变量间的 Pearson 相关系数值。由表 3 的统计结果可知,绝大部分解释变量均通过了 5% 的显著性检验,说明货币政策传导效果与地区特征变量之间的相关联系在统计意义上是相当可靠的。

表3 货币政策传导效果与地区解释变量的 Pearson 相关矩阵

	FINANCE	LIGHT	HEAVY	LARGE	SME	TRADE	FDI	SOE	FOE	FIE
TIME	-0.454*** (0.012)	-0.346* (0.061)	0.304 (0.102)	0.324* (0.081)	-0.399** (0.029)	-0.504*** (0.005)	-0.577*** (0.001)	0.468*** (0.009)	-0.214* (0.092)	-0.444** (0.014)
MAX	0.562*** (0.001)	0.347* (0.060)	-0.412** (0.024)	-0.489*** (0.006)	0.458** (0.011)	0.524*** (0.003)	0.636*** (0.000)	-0.694*** (0.000)	0.307* (0.099)	0.557*** (0.001)
SIXTY	0.570*** (0.001)	0.214 (0.256)	-0.212 (0.152)	-0.393** (0.032)	0.450** (0.013)	0.586*** (0.001)	0.565*** (0.001)	-0.576*** (0.001)	0.314* (0.092)	0.565*** (0.001)
EIGHTY	0.594*** (0.001)	0.280 (0.135)	-0.300 (0.107)	-0.450** (0.013)	0.480*** (0.007)	0.603*** (0.000)	0.580*** (0.001)	-0.643*** (0.000)	0.337* (0.069)	0.580*** (0.001)

注：表中数字为 Pearson 相关系数，括号内数字为对应系数的显著性水平。显著性水平是基于双尾检验的结果。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示相关系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

从地区特征变量对货币政策传导速度的影响来看，金融发展水平、地区开放度和企业产权性质的变量系数符号与理论预期相符，但工业内部构成和企业规模因素的变量系数符号与理论预期存在偏差。

广东、山东、上海、北京等东部沿海省市作为中国对外开放的先导地区，进出口贸易和国际直接投资活动频繁，经济国际化程度相对较高。同时，发达的市场经济促使这些地区的银行、保险等金融机构数量扩张，货币政策传导有了充分有效的金融载体。此外，非国有经济在这些地区发展较快，这也使货币政策信号得以迅速地消化吸收，并最终反映在产出指标上。图 3 直观地显示了这些结论，在货币政策传导高灵敏度的第一象限中，绝大部分是东部地区的发达省市，基本的地区经济条件确实在很大程度上影响了货币政策的传导效率。

轻工业占主导的地区传导速度更快，这可能是由于生产周期的行业差异造成的，重工业部门从原料购进至最终产出的生产周期要明显长于轻工业部门，从而使得重工业部门的产出响应时间相应延长。例如轻工业比重相对较高的广东(57%)和海南(63%)两省，货币政策冲击的峰值响应时间分别为 8 个月和 10 个月，也就是说，仅在 8 至 10 个月的时段范围内，积极的货币政策便会在两省产生最优的作用效果；而轻工业比重相对较低的湖南(37%)和黑龙江(28%)两省，货币政策冲击的峰值响应时间则高达 68 个月和 71 个月，扩张性的货币政策要经过 5 年以上的时间才能产生最优的作用效果。

至于企业规模变量的符号偏差则可由“市场反应能力”的差距来解释，中小企业由于经营机制灵活，对市场波动的反应能力和市场机会的把握能力更强，企业从决策到实施的整个过程耗时很短，而大企业受层级结构和官僚主义的限制，企业的市场反应相对缓慢。因此，当货币政策信号发布后，总是由中小企业率先对此作出反应，从而在中小企业占主导的地区具有更快的传导速度。中小企业比重最高的浙江省(81%)响应货币政策冲击的速度较快，仅用 35 个月便可产生最优的作用效果；而许多中部和东北地区省份则是以大型企业集团为主导，其峰值响应时间都在 4 年左右。

再来考察地区特征变量对货币政策传导深度的影响，我们可以得出几乎完全一致的结论，只是工业内部构成因素的影响并不显著(王剑、刘玄, 2005)。特定的地区经济条件对货币政策传导速度和深度产生同方向的作用，两方面

的合力造成货币政策最终效果的地区差异。

在我国不同地区之间经济金融差距越来越明显的条件下,实行统一的货币金融政策将对各地区的经济发展产生明显不同的政策效应,其结果可能导致“强者恒强,弱者恒弱”的局面,不利于区域经济的均衡协调发展。例如,经济欠发达地区的经济货币化程度远比经济发达地区要低,通货活期存款率高。在基础货币供应一定的条件下(假设各银行金融机构超额准备金比率相等),由于各地的法定存款准备金率是相等的,经济欠发达地区的货币乘数必然要小于经济发达地区。在“货币供应量=货币乘数×基础货币”的机制下,经济欠发达地区的央行再贷款、再贴现规模(基础货币的增长与再贷款、再贴现的规模成正比关系)较小,货币乘数又相对较低,其货币扩张能力必然小于经济发达地区,由此进一步加大了区域间经济金融的差距。

## 五、结论与政策建议

1. 区域层面的计量分析表明,货币政策传导的地区差异非常明显,由此产生区域性货币政策效果。货币政策传导速度的差异导致地区经济周期表现出非同步性;货币政策传导深度的差异导致地区经济增长的非均衡性。绝大部分东部省市表现出高度的货币政策敏感性,与之相对应,绝大部分中西部省市对货币政策的敏感性低。相关分析的结果显示,地区特征变量对货币政策传导效果有着重要的影响。其中金融发展水平、中小企业比重、地区开放度以及非国有经济比重与传导效果呈显著的正相关关系,而大企业比重和国有经济比重则与传导效果呈显著的负相关关系,不同的地区经济条件导致货币政策传导的地区差异。

2. 在各经济区域的市场化、货币化程度以及金融繁荣程度不同的情况下,资金边际利润率的地区差异非常明显,促使经济发展的货币资源由欠发达地区流向发达地区,从而导致资金的流量和存量的地区分布失衡,形成地区经济增长的“马太效应”,区域经济差距将会越拉越大,最终影响到整体经济的长远发展。在地区内生经济条件短期内难以改变的情况下,需要依靠来自于中央银行的外部动力来改变货币政策传导的地区差异,通过适度差异化的区域货币政策调整各地区之间的资金边际利润率,调节资金的流量,使社会资金趋向地区平衡,促进区域经济协调发展。如中西部的存款准备金率可以比东部低一些,以降低中西部地区的资金成本。

3. 探索货币政策区域化的实现形式,并为之创造必要的前提条件。根据区域经济发展水平的差距,进行货币政策工具的区域化尝试,适当扩大大区行再贷款和再贴现的管理权限,以便于大区行根据当地的经济实际实施灵活机动的货币政策,对商业银行的信贷活动进行合理的引导。另外,可以考虑大区行管辖范围的调整,由于当前按地理位置的邻近关系设置大区行的做法不利



于区域化货币政策的实施,因此按照经济发展水平和货币政策传导效率的近似程度对大区行管辖范围进行调整,将会为区域化货币政策的实行创造前提条件,在这一点上本文的实证结论可供参考。

4. 依靠针对性的金融政策改善中西部地区的金融市场环境。适当降低中西部地区的金融市场准入门槛,鼓励银行、保险、证券等各类中外金融机构在这些地区布点营业,繁荣当地金融市场,提高金融服务的质量和规模。此外,由于四大国有商业银行在中西部地区的金融市场结构中处于绝对的统治地位,中小企业难以获得长期发展所必需的信贷资金,在这些地区要加快发展城市商业银行和农村信用社等中小金融机构,当地的人民银行分支行可以运用再贷款、再贴现手段对中小金融机构进行扶持,努力形成多元化、多层次的金融市场竞争格局,拓宽货币政策的传导渠道。

5. 加快中西部地区的国有企业改革和现代企业制度改革,提高非国有经济比重,重塑市场化微观经济主体。2003年,中西部地区国有及国有控股工业企业的产值比重高达64.6%,而东部地区仅为36.6%,相比之下,市场化程度较高的民营和外资经济却在中西部地区严重滞后。另外,企业能否成为真正意义上的市场经济主体还需要企业制度方面的保证,而这也正是中西部地区所欠缺的。必须依靠中央和地方两级政府的不懈努力,大力推进国有企业的改制改组,深化现代企业制度改革,使企业的经营决策符合市场经济规则。对个体私营和民营企业等非国有经济成分提供切实有效的政策和资金支持,为其生存发展创造良好的外部环境。

6. 提高中西部地区的对外开放度,形成市场化的经济运行环境。大部分中西部地区由于地理位置以及历史政策的原因,对外开放步伐远远落后于东部沿海地区,社会经济在相对封闭的环境下低效运行。这一方面要求中央政府对中西部地区实施政策倾斜,给予土地、税收等方面的政策优惠,进一步放宽外资进入的行业限制,优先安排一些大的外资项目,为这些地区的对外开放提供必要的起始条件;另一方面要求地方政府转变思想观念,提高政府的社会服务效率,将更多精力放在市场秩序的监管和市场信息的咨询上,减少对经济活动过多的行政干预,积极营造公平、公正、公开的市场经济环境,促使微观经济主体按照市场经济的规则行事。

注释:

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南共11个省市,中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南共9个省份,西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆共10个省市。

②此处以全国银行间同业拆借市场的平均利率作为市场利率的代理变量。

③由于分地区的价格指数只在近年才开始公布,因此,文中以全国商品零售价格的月度同

比指数作为替代,1990年为基年。实际利率=名义利率-同比的月度通货膨胀率。

参考文献:

- [1]孙天琦. 货币政策:统一性前提下部分内容的区域差别化研究[J]. 金融研究, 2004, (5):1~19.
- [2]王剑,刘玄. 货币政策传导的行业效应研究[J]. 财经研究, 2005, (5):104~111.
- [3]王召. 对中国货币政策利率传导机制的探讨[J]. 经济科学, 2001, (5):75~84.
- [4]中国人民银行武汉分行课题组. 内生制度约束与宏观政策限制:欠发达地区货币政策传导机制梗阻的案例研究[J]. 金融研究, 2002, (11):20~27.
- [5]周英章,蒋振声. 货币渠道、信用渠道与货币政策有效性[J]. 金融研究, 2002, (9):34~43.
- [6] Carlino G, Defina R. The differential regional effects of monetary policy[J]. The Review of Economics and Statistics, 1998, 80:572~587.
- [7] Diebold F X, Nerlove M. Unit roots in economic time series: A selective survey [C]. Fromby T B, Rhodes G F. Co-integration, spurious regressions, and unit roots[A]. Advances in Econometrics series, Greenwich, Conn. and London: JAI Press, 1990, 8:3~69.
- [8] Ganley J, Salmon C. The industrial impact of monetary policy shocks: Some stylized facts[R]. Working Paper from Bank of England, 1997.

## The Regional Differences of Monetary Policy Transmission ——Empirical Tests and Implications

LIU Xuan<sup>1</sup>, WANG Jian<sup>2</sup>

( 1. Nanjing Branch, The People's Bank of China, Naging 210004, China;

2. School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 210096, China)

**Abstract:** This paper investigates the issue of the regional differences of monetary policy transmission based on the monthly data from January 1997 to August 2004. We estimate and compare the effect of monetary policy on the whole country, individual regions and provinces. The findings suggest the efficiency of monetary policy transmission in eastern area is better than that in central and western area in terms of the transmission speed and depth, and most of the eastern cities are highly sensitive toward the monetary policy. The regional differences in the development of finance, scale and property right of enterprises, and the degree of openness are major factors that lead to regional differences of monetary policy transmission.

**Key words:** monetary policy; regional differences; impulse response function

(责任编辑 喜 雯)