

# 金融市场化改革是否弱化了银行信贷渠道的效应

战明华 蒋婧梅

**【摘要】**本文在借鉴 Driscoll (2004) 的银行信贷供给识别的方法基础之上，主要尝试验证了如下命题：中国的金融市场化改革，是否如理论预期的那样逐渐完善了金融市场，从而弱化了银行信贷渠道的效应？实证结果发现，虽然信贷渠道总体上是显著存在的，但信贷渠道的效应变化随改革时段不同而呈倒“U”形特征。深入的分析认为，倒“U”形关系表明中国的市场化进程在改革后期有减弱趋势，且金融市场化改革并未有效的催生金融创新。从金融改革的角度看，本文的意义主要在于两点：一是利率市场化改革是整体经济市场化改革的有机组成部分，单独推进利率市场化的效果是令人怀疑的；二是金融改革必须具有诱致金融创新的功能，不能有效促进金融创新的金融改革将无法改变实体经济对银行信贷的严重依赖性。

**【关键词】**信贷供给冲击，银行信贷渠道，金融市场化改革

## 一、文献回顾与问题提出

关于银行信贷渠道存在性的较早的实证来自 King (1986)。在分别将货币供应量和银行贷款数量作为预测未来产出的信息条件下，King 的研究发现，货币供应比贷款更好的预测了未来产出。这一结论得到了 Romer (1990) 和 Leeper 等的 (1993) 实证结果的支持。但这一方法存在两个缺陷：一是内生性问题。即难以区分信贷与产出的因果关系方向，原因是不仅信贷会影响未来产出，而且银行信贷决策也可能受产出走势的影响。二是难以将信贷与货币对产出的作用分离开来。信贷与货币（非现金）分别是银行资产负债表上的资产与负债，货币政策的变化会引起它们的同时变化，因而如何将由此导致的产出变化分别归结于货币与信贷是困难的。

一些学者提出了解决上述难题的几种方法：一是微观层面的解决办法。这又分为两个环节：一是企业外部融资结构变动环节。Kashyap 等人 (1993) 的方法是通过观察企业外部融资中非银行融资的比重变化，来判断信贷渠道的存在性。二是银行资产负债表中资产结构变动环节。以美国为例，Kashyap 和 Stein (1995) 先是考察了不同规模银行面对货币政策变动时的资产结构调整能力差异，然后将这一研究推进到对拥有不同流动性银行的考察 (Kashyap 和 Stein, 2000)。按照逻辑，如果上述两个环节同时成立，那么银行信贷渠道就是存在的。二是从宏观层面的研究。Walsh 和 Wilcox (1995) 等方法是将银行对企业的最优惠利率作为银行信贷供给的代理变量。他们认为，对企业的最优惠利率主要反映的是银行的放贷意愿，而与信贷及货币的需求关系不大。利用这一代理变量，他们用 VAR 方法分析了银行信贷对产出的作用。

与 Walsh 等相比，Driscoll (2004) 和 Melzer (2007) 认识到，解决上述难题的关键在于如何独立地识别信贷供给冲击。为此，在一个统一的货币区内，利用各州（国家）的面板数据，他们构造了一个关于信贷供给代理变量的极为巧妙的方法，基本思想是：假定货币区内总的名义货币总量不变，若某一州（国家）突然受到一个正向的货币供给或需求冲击，那么由于不同州（国家）之间汇率和利率是不变的（固定），因而此时利率与汇率机制均不发生作用，于是，如果不存在信贷渠道，那么这一冲击的唯一后果是受冲击州（国家）居民所持实际余额增加，而其他州（国家）相应减少。但是，如果存在信贷渠道，那么，由于银行储蓄存款增加，因而冲击将首先导致银行的信贷供给增加，而如果经济中存在着将银行贷款看作是特殊融资工具的企业，则由于可以获得

本文感谢国家社科基金(12BJY099)和教育部人文社科基金(10YJC790317)的资助。

**作者简介：**战明华，浙江理工大学经济管理学院副院长，教授，Email: zhanmheco@163.com；蒋婧梅，浙江理工大学经济管理学院硕士研究生。

更多的贷款，这些企业会增加产出，即冲击还将导致产出的增加。于是，对货币供给或需求的冲击，即可作为在剔除了利率(货币)与汇率渠道基础上的一个有效的银行信贷供给代理变量。

近些年来，尽管学者对中国的银行信贷渠道问题进行了具有洞察力的研究(蒋瑛琨等，2005；盛松成和吴培新，2008)，但尚未有类似于 Driscoll(2004)方法的分析。而从货币政策实践来看，为了应对房地产的过速发展所引发的经济过热，以及始于2008年全球金融危机所引发的经济紧缩，央行在近几年又被迫重拾信贷规模控制的工具。显然，央行的目的是通过信贷变化来熨平经济波动，但是，正如人们质疑银行贷款大幅波动是否应对上个世纪30年代的大萧条负责一样(Romer 和 Romer, 1990)，人们也有理由提出这样的疑问：这种新的信贷规模控制对实体经济到底是否具有显著的作用？因为，一方面，虽然银行在中国经济中具有特殊的重要性是显而易见的，但是来自央行政策变化的信贷供给冲击，会否被商业银行的资产组合调整所化解，从而使得银行信贷渠道的效应变得不显著呢？另一方面，直观上，中国的金融改革是按市场化方向进行的，那么市场化所导致的金融创新与金融工具的多样化，会否完善了金融市场和增加了企业的融资方式选择，从而使银行信贷渠道的效应呈现随时间而递减的特征呢？这正是本文试图回答的问题。

本文拟在 Driscoll(2004)等的方法基础之上，利用中国的分省面板数据，对中国信贷渠道的存在性加以验证。与 Driscoll 等的研究相比，本文的贡献体现在如下三点：一是研究的问题不同。Driscoll(2004)和 Melzer(2007)只是从总量上研究了美欧信贷渠道的存在性，而本文则还考虑了制度变迁的含义，考察了信贷渠道效应随金融改革的动态变化特征；二是在理论模型中加入了中国的基准利率控制与经济结构突变特征等新约束；三是估计方法不是基于简单模型设定的 OLS 法，而是考虑了模型选择的动态完整性并运用了面板动态 GMM 估计技术。文章后面部分安排如下：一是提出银行信贷供给冲击识别的模型框架与命题；二是估计货币冲击；三是从总量视角验证银行信贷渠道的存在性；四是考察银行信贷渠道的分时段特征；最后是结论。

## 二、银行信贷供给冲击识别的方法及拟验证的命题

### (一) 经济假设与模型

不同于 Driscoll(2004)，从中国经济的实际情况出发，本文新增如下两点假定：(1)由于中国的储蓄存款基准利率水平是全国统一的，因而这里假定储蓄存款利率水平( $r_t^d$ )和贷款利率水平( $\rho_t$ )对于各省是相同的；(2)由于在改革开放后的相当长一段时间内，中国的银行贷款供给对于个私经济具有较强的歧视性，因而本文不再假定经济是同质的，这种非同质性体现在银行的贷款供给还取决于产出中不同类型经济的占比方面。据此构建下述模型。

#### 1. 货币供需方程

$$m_{it} - p_{it} = \gamma y_{it} - \delta (r_t - r_t^d) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

这里： $m$ —货币当局对货币的名义供给， $p$ —价格水平， $y$ —实际产出， $r_t$ —债券利率， $\varepsilon$ —货币需求冲击，下标  $i$  和  $t$  分别表示省份与时期。式(1)是一个货币供需均衡方程，其含义是：家庭部门所持有的真实货币余额取决于其实际收入水平、不同金融资产的利率水平差异，以及诸如货币政策变化等因素所引起的货币需求冲击。

#### 2. 商品市场均衡

$$y_{it} = \theta r_t - \alpha \rho_t + u_{it} \quad (2)$$

显然，式(2)是 IS-LM 模型中商品市场均衡的扩展。这里，总供给仍取决于总需求，但对企业而言，由于同时存在银行贷款与其他债券两个融资市场，且这两种金融工具并非完全替代的，因而企业的投资同时取决于两个市场的利率水平。 $u_{it}$  是具有省

份特质的总需求冲击，其来源可能是政府支出的突然变化等因素。

### 3. 信贷的供给

$$I_{it}^s = \lambda r_t + \phi \rho_t + \beta (m_{it} - p_{it}) + \omega prs_{it} + w_{it} \quad (3)$$

这里： $I^s$ —信贷的供给， $prs$ —经济结构， $w_{it}$ —信贷供给冲击。式(3)的含义是，一方面，出于资产优化的考虑，债券利率的提高将减少银行的贷款供给，而银行贷款利率的提高则增加贷款的供给；另一方面，在存款准备金率一定的条件下，银行的信贷供给与储蓄存款量成正比。另外，如前所假设，信贷的供给还与产出的结构有关。

### 4. 信贷的需求

$$I_{it}^d = \tau r_t - \phi \rho_t + \eta y_{it} + v_{it} \quad (4)$$

这里： $v$ —信贷需求冲击，比如，新的融资工具的创新等。式(4)表明，企业对银行的信贷需求与贷款的利率成反比，与债券的利率及产出水平成正比。

## (二) 银行信贷传导机制识别的基本方法

银行信贷渠道传导机制的存在性取决于两个环节：一是货币政策变动冲击是否引起银行信贷供给的变动；二是银行信贷供给的变动是否引起了产出的变动。根据这一环节的逻辑链条以及 IS-LM 模型的经济含义，信贷渠道存在性的证明关键在于解决如下四个问题：一是如何刻画货币政策的冲击；二是如何从信贷供需市场中识别出信贷供给；三是如何解决信贷需求或供给与产出之间可能存在的双向因果关系问题；四是将传统的货币政策利率渠道与信贷渠道相分离。

Driscoll(2004)和 Melzer(2007)认为，类似于货币与产出之间关系的处理办法，解决前三个问题的关键在于寻找一个有效的工具变量，基本思路是通过对式(1)–(4)进行简单的线性变换，从中发现一个既具有较强外生性、又与信贷供给高度相关但与信贷需求无关的代理变量。他们认为，这一变量就是联合经济体中某一小型经济体的货币需求冲击。不过，与 Driscoll(2004)和 Melzer(2007)不同的是，根据有效工具变量寻找的基本逻辑，除某个省的货币供给或需求冲击外，在本文中，反映经济结构的变量也是一个工具变量备选对象。最后，Driscoll(2004)和 Melzer(2007)是通过对式(1)–(4)做消除平均趋势处理来解决第四个问题的。

## (三) 模型变换与银行信贷渠道的识别

根据银行信贷渠道存在的两个逻辑环节，将式(1)–(4)联立，解出信贷与产出的表达式分别为：

$$l_u = (\beta\gamma - \frac{\phi}{\alpha})y_u - (\lambda + \beta\delta + \frac{\phi\theta}{\alpha})r_t + \beta\delta r_t^d + \omega prs_u + \frac{\phi}{\alpha}u_u + w_u + \beta\varepsilon_u \quad (5)$$

$$y_u = \frac{\alpha}{\phi + \alpha\eta}l_u - \frac{\phi\theta + \alpha\tau}{\phi + \alpha\eta}r_t + \frac{\phi}{\phi + \alpha\eta}u_u - \frac{\alpha}{\phi + \alpha\eta}v_u \quad (6)$$

类似于 Driscoll(2004)，在假定各种冲击  $\varepsilon_{it}$ 、 $u_{it}$ 、 $w_{it}$  和  $v_{it}$  独立的条件下，解式(5)、(6)可知，有两个变量符合信贷供给工具变量的要求：一是反映经济结构的变量  $prs_{it}$ ；二是货币需求或供给冲击  $\varepsilon_{it}$ 。容易看出，这两个变量均既与信贷供给相关，

又与信贷需求无关。不过，由于  $\epsilon_{it}$  有着更丰富的内涵，因而在后面的实证中，我们将仅在验证信贷渠道存在的第二个环节时考虑工具变量  $prsr_{it}$ 。

不过，尽管有效工具变量的获得在一定程度上解决了式(5)、(6)中的内生性问题，但货币渠道仍未被从信贷渠道中分离。按照传统 IS-LM 模型所隐含的货币渠道逻辑可知，将货币渠道与信贷渠道分离的关键是从式(5)、(6)中消除  $r_t$  的影响，而这正是 Driscoll (2004) 的思想。具体的，对式(5)、(6)分别进行截面平均去势处理，有：

$$l_{it} = (\beta\gamma - \frac{\phi}{\alpha})\tilde{y}_{it} + \omega prs_{it} + \frac{\phi}{\alpha}\tilde{u}_{it} + \tilde{w}_{it} + \beta\tilde{\epsilon}_{it} \quad (7)$$

$$\tilde{y}_{it} = \frac{\alpha}{\phi + \alpha\eta}l_{it} + \frac{\phi}{\phi + \alpha\eta}\tilde{u}_{it} - \frac{\alpha}{\phi + \alpha\eta}\tilde{v}_{it} \quad (8)$$

与 Driscoll (2004) 和 Melzer (2007) 不同的是，由于中国各个省份的储蓄存款利率水平是一致的，因而在去平均的处理过程中， $r_t^d$  也被剔除。经过变换，式(7)、(8)给出了验证银行信贷渠道存在性的两个环节，而有效工具变量的获得则使得式(7)、(8)具有了用于实证的可能性。

#### (四) 命题

基于转型过程中中国金融市场的特征，我们给出关于银行信贷渠道的如下命题：

**命题 1：**由于在整个转轨过程中，中国一直对利率实行控制，因而总的来看，传统货币渠道的效应受到抑制，相对而言，银行信贷渠道是应当显著存在的。

**命题 2：**由于动态的来看，随着转轨过程的推进，越来越丰富的中国金融市场工具为银行及企业提供了更多的资产类型或融资方式选择，因而信贷渠道的效应应当呈现随着时间的推进而不断减弱的特征。

下面的内容主要是对这两个命题进行实证检验。

### 三、银行信贷供给冲击的估计

#### (一) 模型、变量和数据

将式(1)关于平均数去势处理后，可得如下用货币冲击来测算银行信贷供给冲击的基准模型：

$$\tilde{m}_{it} - \tilde{p}_{it} = \gamma\tilde{y}_{it} + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (9)$$

易知，了解货币冲击的关键在于如何相对准确的获得  $\tilde{\epsilon}_{it}$  的估计，而这与计量模型的构建及估计策略的选择密切相关。根据估计目的，要保证  $\tilde{\epsilon}_{it}$  估计的相对准确性，核心是要使得式(9)的系数  $\gamma$  的估计相对准确，而这主要取决于式(9)中随机扰动项  $\tilde{\epsilon}_{it}$  的性质。考虑到现实中货币需求与产出的动态互动很可能破坏式(9)解释变量的弱外生性，因而下面拟采用剔除截面固定效应的

分布滞后 LS 与动态 GMM 两种估计方法对式(9)进行估计。

参照 Driscoll(2004)和 Melzer(2007)且考虑到中国的实际,下面分别用“各省银行各项存款的对数值”、“各省的实际 GDP 对数值”、“商品零售价格指数对数值”来作为货币量( $m_{it}$ )、国民收入( $y_{it}$ )和价格指数( $p_{it}$ )的指标。本部分样本数据的区间段为 1980~2010。其中,1980~2008 年的数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》,其余年份补充自各省的 2011 年统计年鉴。需要说明的是,在样本区内,四川与广东的行政区划有所变动,我们的处理方式是,仍将分置后的四川与重庆、广东与海南作为一个整体来看待。

## (二) 估计结果

首先,由表 1, Hausman 检验结果显示,在截面维度上随机扰动项与解释变量不相关的假设被严格拒绝,表明固定效应模型是一个更好的选择。同时, J 统计量的检验结果也表明,动态 GMM 估计的工具变量集的选择是弱有效的。其次,不同模型设定的 LS 估计结果表明,虽然部分变量系数的显著性随滞后项的增加有所减弱,但至少在模型 3 以后,模型 4、5、6、7 的大部分系数估计值显示出了高度的一致性,这表明只要在基本模型式(9)后引入至多两阶滞后解释与被解释变量,模型就满足动态完整性的要求,而这可保证系数估计的一致性。最后,模型 4、5、6、7 的系数估计结果与动态 GMM 估计结果也相当一致,表明式(9)解释变量内生性的产生的确是主要源于前期的解释与被解释变量未被引入模型,从而进一步印证了模型 4、5、6、7 满足动态完整性的判断。据此,我们选择居于中间位置的模型 6 回归结果作为进一步分析的基准。

表1 式(9)的面板固定效应LS与动态GMM估计结果

自变量	LS							GMM
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	
c	5.007*** (0.290)	4.021*** (0.170)	0.928*** (0.163)	0.926*** (0.163)	1.019*** (0.173)	1.025*** (0.174)	1.023*** (0.175)	4.324*** (0.280)
$\hat{y}_{it}$	0.748*** (0.042)	0.853*** (0.006)	0.373*** (0.066)	0.382*** (0.069)	0.368*** (0.068)	0.356** (0.072)	0.359** (0.072)	0.329** (0.086)
$\hat{y}_{it, t-1}$			-0.281** (0.065)	-0.318* (0.105)	-0.287** (0.068)	-0.235* (0.111)	-0.231* (0.113)	-0.201 (0.086)
$\hat{y}_{it, t-2}$				0.029 (0.066)		0.025 (0.071)		0.027 (0.109)
$\hat{y}_{it, t-3}$							0.017 (0.067)	
$\hat{m}_{it, t-1} - \hat{p}_{it, t-1}$	0.350*** (0.007)		0.909*** (0.038)	0.911* (0.038)	0.893*** (0.039)	0.891*** (0.039)	0.890*** (0.039)	0.858*** (0.024)
$\hat{m}_{it, t-2} - \hat{p}_{it, t-2}$			-0.051 (0.036)	-0.054 (0.037)	-0.076 (0.052)	-0.076 (0.052)		-0.074 (0.052)
$\hat{m}_{it, t-3} - \hat{p}_{it, t-3}$					0.029 (0.036)	0.030 (0.037)		0.029 (0.037)
ADR	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	
DW	0.232	2.07	2.07	1.90	2.04	2.04	2.03	
$n^*J$								4.25
$\hat{\sigma}^2(u)$	11.23	59.34	14.26	41.90	23.68	22.82	38.58	

## 四、银行信贷渠道效应的存在性检验: 总量情形

### (一) 基准模型、变量与数据

基于式(7)、(8)，设定如下用于检验的基准计量模型：

$$\hat{l}_{it} = \alpha_{10} + \beta_{11}\hat{y}_{it} + \beta_{12}\hat{prs}_{it} + \beta_{13}\hat{\varepsilon}_{it} + v_{1it} \quad (10)$$

$$\hat{y}_{it} = \alpha_{20} + \beta_{21}\hat{l}_{it} + v_{2it} \quad (11)$$

根据信贷渠道存在须满足的逻辑环节，如果命题 1 成立，那么应当有如下的原假设成立( $H_0$ )： $\beta_{13} > 0$ ， $\beta_{21} > 0$ 。为了避免内生性问题，下面仍对式(10)同时采用面板 PDL 模型与动态 GMM 模型进行估计，以保证模型的动态完整性。式(11)将采用工具变量法进行估计， $\hat{l}_{it}$ 工具变量集包括货币需求冲击  $\hat{\varepsilon}_{it}$  与经济结构变量  $\hat{prs}_{it}$ 。其中，银行贷款( $\hat{l}_{it}$ )分别选用“各项贷款合计( $\hat{l}_{it}$ )”、“工业贷款( $\hat{l}_{it}$ )”和“商业贷款( $\hat{l}_{it}$ )”三个指标的对数值来反映；经济结构( $\hat{prs}_{it}$ )用“国有及国有控股工业总产值/工业总产值”来作为代理变量。上述指标的数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》及 2010、2011 年各省的《统计年鉴》。

## (二) 货币需求冲击实证结果

综合考虑估计结果统计指标，下面将以面板动态 GMM 估计结果作为进一步分析的依据(因篇幅所限，此处未列出实证结果)。根据估计结果，无论贷款的种类如何划分，实际结果均显示，在诸如经济产出水平、存款准备金率等因素受控或被剔除的条件下，货币需求的正向冲击不能导致银行贷款增加的原假设被严格拒绝，这与 Driscoll (2004) 和 Melzer (2007) 的结果是一致的。由于货币需求的正向冲击即意味着银行资产负债表中存款的增加，因而这一结果印证了银行信贷渠道存在性的第一个环节。估计结果还表明，总的来看，如果货币需求冲击正向变化 1 个单位，那么大约会导致银行贷款增加 0.056%。另外，比较不同被解释变量 GMM 估计结果可以发现，货币需求冲击对工业贷款与商业贷款的影响是有差异的。具体的，货币需求正向冲击每增加 1 单位，则将导致工业贷款和商业贷款分别约增加 0.059%、0.036%，货币需求对工业贷款的影响要大于商业贷款。也就是说，银行新增加的贷款资源，更多的配置给了工业企业。

其他变量的回归结果表明，当期产出和当期经济结构对银行信贷的影响均显著为正，说明产出的增加以及国有经济占比的增加，均会导致对银行信贷需求的增加，这符合通常的直觉与已有的理论。不过，估计结果同时显示，产出与经济结构的滞后值对信贷的影响是显著为负的，这可能与我国货币政策的逆周期性特征有关。

## (三) 信贷对产出影响的实证

为了进行对比，表 2 同时给出了产出关于信贷的直接回归结果，以及以货币需求冲击为工具变量的间接回归结果。同时，为了保证估计结果的稳健性，两种回归均分别采用了面板 LS 和动态 GMM 两种估计方法。观察两种情况下的 LS 估计结果可以发现，尽管 SC 信息准则表明，随着滞后项的增加，估计功效有所提高，但模型的系数估计并未随着解释与被解释变量滞后项的增加而逐渐趋于一致。理论上，产生这一结果的原因主要有二：一是解释变量之间存在比较严重的多重共线性；二是模型不满足动态完整性，即存在解释变量内生性问题。对变量之间简单相关系数的测算表明，多重共线性不是一个严重的问题，这一点也被  $\hat{\varepsilon}$  和  $\log(\hat{l}_{it})$  的显著性并未出现随滞后项增加而减弱的特征所印证。据此，类似前面的分析，下面主要选用动态 GMM 估计结果作为分析的依据。

表 2 显示，无论解释变量是选择信贷本身还是其他工具变量，模型 I、II 的  $n \times J$  统计量值表明，工具变量是弱有效的原假

设不能被拒绝, 这在一定程度上保证了系数估计的一致性。从模型 I 、 II 关注变量的系数来看,  $\tilde{\epsilon}$  和  $\log(\tilde{l}_{u,t})$  各滞后项系数均是显著非 0 的, 而这一点也得到了模型 2、3、5、6 中 Wald 检验的支持。具体的,  $\tilde{\epsilon}$  和  $\log(\tilde{l}_{u,t})$  的即期与长期乘数分别为 0.189、0.094 和 0.149、0.084, 含义是: 如果  $\tilde{\epsilon}$  和  $\log(\tilde{l}_{u,t})$  当期暂时性的分别增加 1 个单位或 1%, 那么当期产出将分别增长大约 0.189% 和 0.149%; 而如果  $\tilde{\epsilon}$  和  $\log(\tilde{l}_{u,t})$  持久性的分别增加 1 个单位或 1%, 那么长期来看, 产出将持久性的分别增长 0.094% 和 0.084%。将我们的结果与 Driscoll (2004) 和 Melzer (2007) 进行对比可以发现, 与欧美的情况不同, 对中国而言, 不仅模型 II 关注参数的即期与长期乘数均显著为正, 而且模型 I 也是显著为正的。对此的解释是, 一方面, 不同于欧美, 中国的利率仍未实现市场化, 因而银行信贷渠道所代表的数量机制仍发挥着重要作用; 另一方面, 就企业层面而言, 由于一直未成功构建有效的其他融资机制, 中国的中小企业存在着明显的融资约束, 因而银行信贷对于中小企业显然具有特殊的重要性, 而这是信贷渠道存在的重要微观基础。

模型 I 、 II 另一个需要关注的结果是, 无论是即期还是长期乘数,  $\tilde{\epsilon}$  均比  $\log(\tilde{l}_{u,t})$  要大, 这与 Melzer (2007) 的结果相反, 与 Driscoll (2004) 结果的无规则性也不同。对此的一个解释是: 这可能恰恰预示着以  $\log(\tilde{l}_{u,t})$  为变量直接估计存在着无法克服的内生性问题。统计上, 内生性问题类似于遗漏重要变量, 如果模型 II 中还存在其他与产出负相关, 而又未被以固定效应形式剔除的变量, 那么, 直观上, 由于即使剔除其他因素后, 产出与信贷通常也是长期正相关的, 因而这就可能导致  $\log(\tilde{l}_{u,t})$  系数估值过小的偏误。对中国而言, 劳动力与相当长一段时期内滞后的制度变迁等是值得考虑的因素。综合上述分析所给出的判断是, 命题 1 得到了证明。

表2 信贷对产出影响的总量实证结果

自变量	因变量: $\tilde{y}_{it}$			自变量	因变量: $\tilde{y}_{it}$		
	LS	GMM (I)	LS		LS	GMM (II)	
模型1	模型2	模型3	(I)	模型4	模型5	模型6	
C	4.96*** (0.200)	0.59** (0.090)	0.43** (0.090)		1.87 (5.390)	0.558* (0.126)	0.64* (0.130)
$\tilde{\epsilon}_u$	0.275** (0.030)	-0.020 (0.020)	0.008 (0.022)	0.189** (0.012)	$\log(\tilde{l}_{u,t})$ 0.323*** (0.023)	0.086** (0.019)	0.073** (0.018)
$\tilde{\epsilon}_{it-1}$		0.036 (0.022)	0.054* (0.029)	-0.272*** (0.009)	$\log(\tilde{l}_{it, t-1})$	-0.076* (0.020)	0.007 (0.026)
$\tilde{\epsilon}_{it-2}$			-0.029 (0.020)	0.177*** (0.012)	$\log(\tilde{l}_{it, t-2})$	-0.06** (0.020)	-0.020* (0.010)
$\tilde{y}_{it-1}$		0.919** (0.012)	1.212*** (0.036)	1.353*** (0.013)	$\tilde{y}_{it-1}$	0.913*** (0.013)	1.16*** (0.040)
$\tilde{y}_{it-2}$			-0.29** (0.034)	-0.445*** (0.012)	$\tilde{y}_{it-2}$	-0.24** (0.030)	-0.462*** (0.013)
ADR	0.99	0.99	0.99	ADR	0.99	0.99	0.99
SC	-1.13	-3.46	-3.59	SC	-1.21	-3.39	-3.51
DW	0.14	1.36	1.97	DW	0.15	1.47	1.96
Wald 检验		3.21 (2,689)	4.69 (3,661)	Wald 检验		10.40 (2,689)	12.83 (3,661)
$n^*J$			4.35	$n^*J$			3.91

## 五、银行信贷渠道效应的动态特征：分时段情形

### (一) 金融市场化改革时段的划分

根据李扬(2008)，按照改革重点不同，始于1978年的中国金融改革大致可划分为5个时期：一是1978~1984年的金融体系恢复期；二是1984~1991年现代金融体系雏形形成期；三是1991~1993年资本市场引入期；四是1994~2001年治理整顿和金融配套改革期；五是2001年以后的历史性转变期。总体来看，每个时期改革的着力点均是金融机构多样化、金融工具创新与利率控制等三个方面，体现了不同时期市场化改革的取向与力度。考虑到样本信息获取的对称性与阶段区分的明确性，这里在李扬(2008)的基础上，将我国的金融市场化改革划分为如下三个时段：1981~1990、1991~2000、2001~2010。

### (二) 分时段实证结果

表3给出了关于产出与信贷的面板LS和动态GMM两种估计方法的分时段实证结果。对两种估计方法的统计指标加以比较可以发现：一是无论是基于LS还是GMM的估计，Wald检验结果均显示，关注参数，即信贷的代理变量 $\hat{\epsilon}_i$ 不同滞后项系数都是联合显著非0的，表明至少从长期来看，信贷对产出没有影响的原假设在各个时段均被严格拒绝，这印证了总量分析结果。二是LS与GMM关于 $\hat{\epsilon}_i$ 不同滞后项系数的T统计检验结果有着相当大的差异。其中，GMM估计结果中的T统计值几乎全部是显著的，而LS估计结果则大部分是不显著的。理论上，这一结果的产生很可能源自于 $\hat{\epsilon}_i$ 不同滞后项之间的多重共线性。这种多重共线性的存在增加了 $\hat{\epsilon}_i$ 系数估计量的方差，从而降低了系数的显著性，而GMM估计法则通过工具变量的选择有效地避免了这一问题。据此并结合GMM法的工具变量集满足弱有效性的判断，下面仍将以GMM的估计结果作为分析的依据。

表3 信贷对产出影响的分时段实证结果

	1981~1990		1991~2000		2001~2010	
	LS	GMM	LS	GMM	LS	GMM
C	1.11*		1.136*** (0.075)		0.044* (0.010)	
$\hat{\epsilon}_i$	-0.047* (0.027)	-0.0132*** (0.001)	0.208*** (0.001)	-0.0088* (0.002)	0.011 (0.047)	0.0209*** (0.001)
$\hat{\epsilon}_{i,t-1}$	0.062* (0.032)	0.0372*** (0.002)	-0.329*** (0.009)	0.0101 (0.010)	0.026 (0.044)	-0.0214** (0.002)
$\hat{\epsilon}_{i,t-2}$	0.015 (0.039)	0.029* (0.012)	0.121*** (0.009)	0.0143* (0.007)	0.051* (0.029)	0.0257** (0.004)
$\hat{y}_{it-1}$	0.863*** (0.096)	0.897*** (0.029)	1.146*** (0.075)	1.147** (0.224)	1.533*** (0.047)	0.978** (0.116)
$\hat{y}_{it-2}$	-0.070 (0.089)	-0.076* (0.037)	-0.382* (0.080)	-0.344 (0.357)	-0.531*** (0.047)	-0.111 (0.103)
ADR	0.99		0.99		0.99	
DW	1.95		2.11		2.24	
Wald检验	2.29 (3, 225)	198 (3, 243)	4.44 (3, 253)	3.05 (3, 289)	6728 (3, 239)	1352 (3, 240)
$\chi^2$		5.11		3.98		4.07

计算1981~1990、1991~2000、2001~2010年的 $\hat{\epsilon}_i$ 分时段长期乘数，得到的结果分别是0.0269、0.0156、0.0252，经济含义是：如果银行信贷增加1%，那么在1981~1990、1991~2000、2001~2010三个不同的样本时段内，分别将导致产出在长期内显著增长0.0269%、0.0156%、0.0252%，呈现出了明显的倒“U”形变化特征。由于1981~1990、1991~2000、2001~2010代表了三个不同的金融市场化改革阶段，因而这种倒“U”形特征意味着，在市场化改革的不同阶段，信贷对产出的作用是不同的。

---

其中，在改革的初期阶段，信贷对产出的作用最强，而在改革的中期阶段，信贷对产出的作用相对于初期阶段约降低了近 50%，但到改革的后期阶段，信贷对产出的作用又基本恢复至初期阶段的水平。

中国的信贷与产出关系的上述动态特征与命题 2 是不相符的，且似乎与已有的信贷渠道路理论也是矛盾的。根据信贷渠道存在须满足的两个环节的微观机制，理论上，随着金融机构的日益多样化和利率控制的放松，新的金融工具将不断涌现，一方面，这促进了银行资产的多样化和不同银行资产之间的替代弹性，从而弱化了央行针对于银行信贷的调控；另一方面，金融工具的丰富也使企业融资方式有着更多的选择，银行信贷对企业融资约束的作用将有所减弱。

从中国的情况来看，无论是新型银行类金融机构的增加量还是非银行类信用工具的发行量，在三个不同的时段均有比较快的增加；与此同时，对利率市场化改革的进程加以回顾易见，中国利率市场化水平也在不断推进。于是，一个合乎逻辑的结果是，金融市场的这些变化应当为银行资产多样化以及企业融资多样化的选择提供了更为广阔的空间，因而表面上，中国金融改革的进程是满足命题 2 的条件的。那么既然如此，为何实证结果却与命题结论相悖？我们应当如何对此提供解释呢？对此，可以从金融改革的结构性特征视角获得一些启示。

统计数据的变化趋势表明，首先，反映经济对银行信贷依赖程度的指标，即“各项信贷合计/GDP”的变化，总的来看呈波浪上升态势，表明经济对银行信贷的依赖并未出现明显随时间而渐趋减弱的特征，这为信贷对产出的作用为何一直是显著的提供了另一个证据。同时这也提示我们，似乎中国金融改革对金融创新的推动作用有限。分时段的看，“各项信贷合计/GDP”的变化显示，整个 80 年代，这一指标一直呈持续上升状态；90 年代，这一指标则由 1991 年的 96.95% 持续下降至 1997 年的 83.14%，而后开始上升；在 2001~2010 时段，这一指标也存在从 2005~2008 的下降期，但幅度较小。比较而言，90 年代这一指标经历了最长与幅度最大的持续下降期。“各项信贷合计/GDP”的分时段变化特征，为信贷与产出关系的倒“U”形变化提供了一个解释。第二，从贷款结构指标来看，统计数据显示，尽管城镇个私企业职工人数占比由 1981 年微不足道的 1.03% 上升至 2010 年的 29.37%，但个私企业所获贷款却始终没有超过总贷款额的 1.4%。虽然诸如信息不对称所产生的金融市场不完全等问题，可以为个私企业贷款难提供一些理由，但是改革开放 30 年来，个私企业获得的贷款与其对经济贡献的不匹配程度在不断加大却是不争的事实，而这无论如何都是非正常的。理论上，由于个私企业经营更符合市场化原则，因而渐趋市场化的金融改革应当使得银行的行为与市场化的原则相契合，从而逐渐增加对个私企业的贷款。据此，中小企业贷款占比变化的事实表明，深层次的看，无论是中国的金融还是实体经济，改革的路径都值得重新探讨。

实际上，对中国利率市场化改革进程的归纳可以看出，利率市场化改革主要集中在 90 年代，而进入 21 世纪后，总体看，利率市场化改革主要是对 90 年代已启动的改革重点的完善，新的利率定价机制与波动区间并无太大变化。如果说，由于面临体制的突然巨大转变，80 年代金融改革重点在于金融机构的建立，因而利率市场化改革尚无暇顾及的话，那么为何在各方面条件都要相对完善的多的 21 世纪，利率市场化改革似乎比 90 年代放慢了脚步呢？如果这一判断的理由是充分的，那么这无疑从另一个角度为信贷与产出关系的倒“U”形变化提供了解释。虽然众多的研究表明，金融对产出有着独立的影响，但金融在相当程度上内生于产出也是一个公认的事实。回顾 21 世纪的中国，似乎实体经济的发展并未为金融的进一步利率市场化改革提供合适的环境：国有经济在资源及一些重要行业所占份额重新迅速增大，民营经济仍主要囿于原有的传统行业而难以升级；房地产行业非正常发展所引发的经济过热，以及始于 2008 年的全球经济紧缩，都在迫使央行重拾信贷规模数量控制的工具。这些新的约束条件造成了这样的事实：虽然央行可选择的货币政策工具在不断完善，货币政策操作手段也日益娴熟，但利率市场化改革却无法全面深入。中国利率市场化改革的历程再次给我们这样的启示：利率市场化改革是整个经济市场化改革的有机组成部分，脱离具体的实体经济环境而独立的谈论利率市场化改革是值得商榷的。

## 六、结论

本文借鉴 Driscoll(2004) 的方法，并在考虑中国的利率控制和借贷异质性特征，进而对其进行修正基础之上，通过银行信贷供给工具变量的寻求，利用 LS 和动态 GMM 方法验证了如下两个命题：一是总的来看，改革开放以来中国信贷渠道是否是存在

---

的？二是中国信贷渠道的效应是否随着金融改革的推进而不断减弱？

关于命题 1 证明的实证结果体现出如下几个特征：一是尽管长期乘数小于当期的暂时乘数，但是无论是直接以银行信贷  $\log(\tilde{L}_{u,t})$  为解释变量，还是以银行信贷的工具变量  $\tilde{e}$  为解释变量，回归结果均表明，暂时乘数与长期乘数都是显著为正的，说明命题 1 在相当程度上是可信的。二是不同于美欧，中国的以  $\tilde{e}$  为解释变量的实证结果是显著的。我们从两个方面对此进行了解释：一方面，不同于美欧，由于中国的利率仍未实现市场化，因而银行信贷渠道所代表的数量机制仍发挥着明显的作用；另一方面，由于一直未构建有效的其他融资机制，因而中小企业面临着非常严重的融资约束，从而银行信贷对中小企业融资有着特殊的重要性。三是与 Driscoll(2004) 和 Melzer(2007) 的结果不同， $\tilde{e}$  对产出的影响比  $\log(\tilde{L}_{u,t})$  要大。我们对此的解释是，这恰恰可能预示着直接以  $\log(\tilde{L}_{u,t})$  为变量的回归存在着无法解决的内生性问题，而长期内劳动力的减少以及相对滞后的制度变迁等与产出负相关的因素，可能是导致问题的原因。

对根据中国金融改革进程而划分的三个时段的实证结果表明，随着改革的推进，信贷与产出的关系呈现倒“U”形特征，而这与命题 2 是不相符的。根据实证结果，信贷对产出的作用由强至弱的时期划分依次为 1981~1990、2001~2010、1991~2000。初步的分析表明，无论是新型银行类金融机构数量的增加还是非银行类信用工具的发行，以及利率市场化改革进程均显示，中国的金融改革似乎的确遵循了市场化的演进路径，而这更增加了对这一结论的困惑。但是，深入的分析可以为这一结论提供解释：首先，银行贷款与 GDP 之比表明，中国经济对银行信贷的依赖并未随着金融改革的推进而减弱，表明改革对金融创新的推动作用有限；第二，个私企业的经济贡献与所获信贷的严重不匹配，迫使我们反思金融改革是否真正遵循了市场化原则。数据表明，尽管时至今日，个私企业对社会就业的贡献已从改革初的约 1%，达到了近 30%，但其所获贷款占总贷款的比重仍未超过 1.4%，个私企业的经济贡献与其所获金融资源严重不匹配。虽然金融市场的不完全可以为银行的行为提供一些解释，但是如此巨大的差距足以促使人们对金融改革的路径重新加以探讨。第三，对利率市场化改革路径进行梳理发现，中国的利率市场化改革主要集中在上个世纪 90 年代，此后的改革，主要是对上述某些改革重点的完善。根据金融的发展具有相当强内生性的观点，对本世纪初中国经济发展历程的回顾发现，利率市场化改革步伐的减慢主要在于实体经济没有提供适宜的环境。实际上，房地产行业引发的经济过热以及始于 2008 年的全球经济紧缩，已迫使央行近几年重拾信贷规模控制的工具。

最后，本文的政策含义主要有二：一是由于中国的信贷渠道是显著存在的，因而这表明货币政策的传递，的确存在着不同于利率与汇率这样价格渠道的数量渠道，央行对价格与数量并重的货币政策操作方式是正确的。同时，信贷渠道的存在也在警示我们，对银行的任何新的管制以及银行失败，都有可能是导致经济波动与经济衰退的根源。二是中国信贷与产出的倒“U”形时序特征显示，中国金融改革的市场化进程是非线性的。经济对银行信贷高强度的持续依赖表明，尽管人们将 2008 年全球金融危机归罪于过度的金融创新，但如果美国存在金融“市场过度”问题的话，那么中国所面临的问题仍是金融“政府过度”。未来中国金融改革的重点不仅应当着力于金融机构数量与规模的扩张，更重要的是，金融改革必须有诱致金融创新的功能，否则经济仍将无法摆脱对银行信贷的严重依赖。

## 参考文献：

- [1] 蒋瑛琨、刘艳武和赵振全，2005，《货币渠道和信贷渠道传导机制有效性的实证分析》，《金融研究》第 5 期 70~79 页。
- [2] 李扬，2008，《中国金融发展开放 30 年：历程、成就和进一步发展》，《财贸经济》第 11 期 38~52 页。
- [3] 盛松成和吴培新，2008，《中国货币政策的二元传导机制》，《经济研究》第 10 期 37~51 页。

---

[4]Carl E. Walsh and James A. Wilcox. (1995). “Bank Credit and Economic Activity.” Federal Conference Series No. 39, pp. 83~112.

[5]Christiam Melzer. (2007). “The Importance of Bank Loan Supply for Real Economic Activity in the Euro Area-A Panel Data Analysis.” working paper.

[https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=ES-AM07&paper\\_id=74](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=ES-AM07&paper_id=74).

[6]Driscoll, John C. (2004). “Does Bank Lending affect Output? Evidence from the U. S. States.” Journal of Monetary Economics, Vol. 51, No. 3, pp. 451~471.

[7]Kashyap A. K, J. C. Stein and D. W. Wilcox(1993). “Monetary Policy and Credit Conditions:Evidence from the Composition of exterrnal Finance”, The American Economic Review. Vol. 83, No. 1, pp. 78~98.

[8]Kashyap A. K and J. C. Stein. (1995) “The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets.” Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy. Vol. 42, No. 1 pp.151~195.

[9]Kashyap A. K and J. C. Stein. (2000) “What Do a million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?” American Economic Review. Vol. 90, No. 3, pp.407~428.

[10]King, S. R. (1986). “Monetary Transmission:Through Bank loans or Bank Liabilities?” . Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 18, No. 3, pp. 290~303.

[11]Leeper, E. M. (1993). “Has the Romers, Narrative Approach Identified Monetary Policy Shock?” . Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 93~1.

[12]Romer, C. D. and D. H. Romer. (1990). “New Evidence on the Monetary transmission Mechanism.” Brookings Papers on Economic Activity, No. 1, pp.149~198.