



XINAN CAIJING DAXUE
BENKESHENG KEYAN XIANGMU
CHENG GUO HUIBIAN

西南财经大学 本科生科研项目成果汇编

杨继瑞 刘灿 丁任重 主编

第②集

国家助学贷款根源问题研究及解决路径探讨
中国农民工未成年子女权利的法律保障现状及其改进
多校区模式下高校办学成本控制研究
房地产投资行为中政府调控的政策效应的实物期权分析
西南财经大学学生综合素质测评优化方案
失地农民的社会养老保障研究
由“加息”引发的对我国利率政策有效性的思考
外出务工农民子女生存问题调查及对策研讨
大学生网络消费行为探索性研究及营销启示
我国推广电子竞技业的意义及对策研究
制贩同盟的运作模式
建立农村人才市场，服务四川农村经济
基金行为对证券市场影响实证研究
我国上市公司独立董事选聘制度研究
.....



第②集

XINAN CAIJING DAXUE
BENKESHENG KEYAN XIANGMU
CHENG GUO HUIBIAN

西南财经大学

本科生科研项目成果汇编

主 编	杨继瑞	刘 灿	丁任重
副主编	蔡 春	张邦富	毛洪涛
			刘晓彬

编 委				
刘成玉	谢 红	宋 耀	王旭涛	杨熋霞
郑莲月	周文琦	云丽娜	魏世奇	谢玉姣
刁婷婷	吕允利	宋敏杰	车蔷薇	李 晶
王 磊	彭邓华	杨 眉	刘颖珊	王莞楠
张光梓				

西南财经大学出版社
Southwestern University of Finance & Economics Press

图书在版编目(CIP)数据

西南财经大学本科生科研项目成果汇编. 第2集/杨继瑞,刘灿,丁任重主编. —成都:西南财经大学出版社,2006.4

ISBN 7-81088-402-6

I. 西... II. ①杨...②刘...③丁... III. 西南财经大学—科技成果—汇编 IV. G644

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2006)第 022903 号

西南财经大学本科生科研项目成果汇编(第2集)

杨继瑞 刘灿 丁任重 主编

责任印制:杨斌

责任编辑:李雪 王鹏

封面设计:穆志坚 郭海宁

出版发行:	西南财经大学出版社(四川省成都市光华村街 55 号)
网 址:	http://press.swufe.edu.cn
电子邮件:	xcpress@mail.sc.cninfo.net
邮政编码:	610074
电 话:	028-87353785 87352368
印 刷:	成都科刊印务有限公司
成品尺寸:	205mm×280mm
印 张:	44
字 数:	1160 千字
版 次:	2006 年 4 月第 1 版
印 次:	2006 年 4 月第 1 次印刷
印 数:	1—1000 册
书 号:	ISBN 7-81088-402-6/F·359
定 价:	65.00 元

1. 如有印刷、装订等差错,可向本社营销部调换。
2. 版权所有,翻印必究。

序 言

高校是培养和造就大批具有创新意识和创新能力的高素质科技人才的基地。当今世界科学技术飞速发展,我们正面临各国经济、科技、综合国力和意识形态领域的严峻挑战,对人才的综合素质提出了越来越高的要求。大学生是未来科技战场上的主力军,如何主动适应社会对高素质创新人才的需求,培养基础扎实、知识面宽、创新能力强、综合素质高的全面发展的社会主义建设者,是高校急需解决的一项任务。而培养科技创新人才是教育创新的关键。创新人才既要具有多维立体的知识结构和宽广的知识面,更要具有应用知识和独立解决实际问题、独立完成科研工作的能力。作为知识经济条件下的本科生,既要掌握一定的基础理论和专业知识,同时也要具备一定的科研能力,做到在学习中进行研究,在研究中加深对知识的理解和掌握。

提倡学生参加科研活动作为我校本科生教育的重点工作,是贯彻党的教育方针,推行素质教育、培养学生的创新精神和实践能力,激发学生独立思考,提高学生收集处理信息,获取新知识、分析和解决问题的能力的重要途径,科研活动强调培养学生参与、探索、求实、创新的精神。学生参加科研活动为今后的就业提供了一个良好的见习机会,它能让专业知识快速转化为生产技能,能锻炼学生的文字处理能力,能消除学生的社交恐惧。21世纪是知识经济发展的时代,为了面向知识经济发展,要求每个人必须有最合理的知识结构,既要有广泛的基础知识,又要有扎实的专业知识。这些知识的积累都需要高校对学生进行科研能力的指导,促进培养学生对事物的好奇与发掘心理,正确引导其对事物的观察力,并逐步培养其分析、解决问题和博采众长、自成一体的能力。

我校高度重视本科生科研工作,把开展本科生科研工作提高到人才培养战略地位的高度,并根据自身发展规模和办学方向合理制订了本校本科生科研工作计划,建立了具有本校特色的运作机制,将阶段性的学生科研活动纳入学校日常工作轨道,并建立、健全了管理制度以进行规范化管理。与此同时,我们建立了学生科创中心这一专门的组织机构对学生科研工作进行管理,建立了本校学生科研信息网上交流平台,进一步强化了学生的科研意识,使得我校本科生科研气氛日趋浓厚。而学生在参与科研活动的过程中,少不了独立的进行思考和探索,这样就使得他们进一步深入钻研与课题的关的知识领域,掌握相关的技能,发展各自的思维,培养发现问题、解决问题的能力,从而逐步学会独立思考,掌握科研方法、思路,提高分析、动手能力从而形成更为合理的知识结构。

2004年底,在我校第一届本科科研项目的成果成功结集出版之际,我校第二届本科科研项目正式启动。这次活动开展以来,共有100个项目通过评审,正式立项,科研项目涵盖经济、金融保险、管理、人文社科、科技等方面,参与人数达到了800余人次,共有188个项目进行申报,规模比第一届本科科研项目有了进一步扩大。到2005年4月,共有99个项目成功结项。在经历了立项申报、立项审核、团队调研、结项审批等一系列阶段后,按照《西南财经大学本科学生科研资助与奖励暂行办法》,评审团通过对创新程度、成果价值、完备程度、难易程度等四个维度的评审,最终有28支队伍脱颖而出,入围参加公开答辩。2005年5月28日,各学科专家、教授经过答辩现场评选,共评出一

等奖 4 个，二等奖 11 个，三等奖 13 个，所有获奖作品已经收入本书。值得一提的是，由于 2005 年度的科研工作力度进一步加大，我校科研作品在省级比赛中成绩斐然。在第九届“挑战杯”全国大学生课外科技作品竞赛中，我校选送的《国家助学贷款根源问题研究及解决路径探讨》和《中国农民工未成年子女权利的法律保障现状及其改进——对受教育权的实证分析》荣获四川省一等奖；此外，《多校区模式下高校办学成本控制研究》、《房地产投资行为中政府调控的政策效应的实物期权分析》等 8 件作品分获四川省二、三等奖，我校也因此成为高校学生科研工作的典范。所有在本届“挑战杯”全国及四川省大学生课外科技作品竞赛中获奖的作品也一并收入本书。

《西南财经大学本科生科研项目成果汇编——第②集》的顺利出版，离不开学校各级领导的悉心指导，各部门的大力支持，各位老师的悉心指导，以及相关工作人员的长期努力，借本书出版之际，特表示衷心的感谢！

杨继瑞

2005 年 11 月

目 录

序言·····	(1)
---------	-----

经济篇

由“加息”引发的对我国利率政策有效性的思考	
——关于我国货币政策利率传导弱有效性的实证研究·····	(3)
基金行为对证券市场影响实证研究·····	(18)
房地产投资行为中政府调控的政策效应的实物期权分析·····	(26)
“后配额时代”——中国纺织品服装出口问题分析·····	(37)
地区范围内的绿色 GDP 测算研究·····	(48)
农村土地征用程序调查研究——纠纷缓解程序构建现状·····	(58)
三峡库区移民搬迁后产业问题的分析——从万州看三峡库区产业现状与发展·····	(70)
建立农村人才市场，服务四川农村经济	
——由遂宁市横山镇农村人才超市引发的思考·····	(78)
凉山地区优势农业的产业化道路及信息技术在其跨越式发展中扮演的角色研究·····	(89)
成都地铁经营模式及其影响的经济分析·····	(103)
我国推广电子竞技业的意义及对策研究·····	(135)

金融篇

中国人民银行与中国银行业监督管理委员会之间协调问题的研究·····	(147)
基金持仓股走势差异研究·····	(157)
新道法实施后机动车辆第三者责任险实务研究·····	(167)
公司财务危机预警模型在商业银行信贷决策中的应用·····	(183)
入世背景下提高成都市人寿保险业竞争力的思考	
——对成都市人寿保险业经营状况的调研报告·····	(193)
汽车金融市场调查研究报告·····	(214)
保险销售新模式——对保险超市的认识和探讨·····	(222)
失地农民的社会养老保障研究·····	(235)

管理篇

大学生网络消费行为探索性研究及营销启示·····	(261)
制贩同盟的运作模式·····	(271)
西部地区中小企业发展研究——基于崇州市的案例分析·····	(280)
我国上市公司独立董事选聘制度研究·····	(310)
新的网间结算方案对于我国电信运营商利润的影响·····	(318)
有关房地产公司的 DEA 有效性分析 ·····	(340)
重庆摩托车工业调查分析报告·····	(346)
古镇人文旅游开发——怀远分析·····	(362)
农民工培训的体系化研究——成都市农民工培训状况调研·····	(382)
成都地区中小型民营企业现状与对策探讨·····	(397)

社会与教育篇

外出务工农民子女生存问题调查及对策研讨·····	(415)
中国农民工未成年子女权利的法律保障现状及其改进 ——对受教育权的实证分析·····	(425)
智能交通灯设计方案·····	(434)
中国信息化进程的时序立体数据的主成分分析·····	(451)
国家助学贷款根源问题研究及解决路径探讨·····	(460)
高等院校学生平安保险的现状调研及优化方案探讨·····	(475)
多校区模式下高校办学成本控制研究·····	(493)
高校社团组织绩效分析及对策研究·····	(507)
大学生就业问题的调研报告·····	(518)
关于大学生兼职市场的调研报告·····	(536)
大学生校外兼职现状及高校学生工作研究·····	(568)
大学生校外租房问题探讨及对策研究·····	(586)
大学生教育费用负担调研报告·····	(598)
成都市大学生消费情况调查及分析·····	(617)
西南财经大学学生心理委员设立的可行性分析及心理监控体系的完善·····	(632)
西南财经大学文化素质教育思考·····	(657)
西南财经大学学生评教制度改革探索·····	(669)
西南财经大学学生综合素质测评优化方案·····	(677)

附录

第二届西南财经大学本科科研项目获奖名单·····	(691)
第九届“挑战杯”全国大学生课外科技作品竞赛校内选拔赛获奖名单·····	(692)
第九届“挑战杯”全国大学生课外科技作品竞赛省级赛获奖名单·····	(693)
跋·····	(694)

经济篇

1000

由“加息”引发的对我国利率政策有效性的思考

——关于我国货币政策利率传导弱有效性的实证研究

吴婷婷 陈涛

内容提要：利率传导是货币政策传导的重要机制。近年来我国利率调整的频繁及近期的加息政策引发了我们对我国利率政策有效性问题的关注与思考。本文首先对1984—2002年GDP与存贷利率的有关统计数据进行了较为全面的计量分析，得出了“我国利率政策传导具有弱有效性”的结论。接着，本文从“GDP的构成”角度，通过进一步的实证分析，得出了“利率下调对拉动居民消费和刺激投资作用不甚明显”的结论。并从利率作用于居民消费和投资的传导机制出发，分别分析了利率政策对居民消费和投资具有弱有效作用的原因。最后，本文对全文的实证及经验分析进行了总结，并提出了有关对策的思考方向。

关键词：货币政策传导机制 利率传导 弱有效性

中国人民银行决定，从2004年10月29日起上调金融机构一年期存、贷款基准利率，分别上调0.27个百分点，其他各档次存、贷款利率也相应调整。自1996年以来连续8次下调存贷款基准利率加上如今的上调，央行在近9年的时间内调整利率共计9次，平均每年一次。央行利率调整的逐年频繁，直观上给人的印象是：利率调整更加灵活，利率调控机制日趋完善，那这是否意味着我国中央银行利率政策有效性在实质上地逐步增强？换言之，我国货币政策利率传导渠道是否顺畅，利率传导效应究竟如何呢？

一、货币政策利率传导的一般涵义

理论上，货币政策的传导机制主要有：利率渠道、财富效应渠道、银行信贷渠道和其他资产价格渠道。其中利率渠道（interest rate channel）是传统宏观经济模型中的货币政策的主要传导机制，其基本思路如下：在价格存在一定程度粘性的情况下，扩张性的货币政策（如降低名义利率水平 R ）将使得实际利率（ r ）在短期内回落，从而降低资本使用者的成本，最终刺激消费者增加消费和投资者扩大投资。顾名思义，这种货币政策传导渠道旨在改变实际利率水平来影响消费、投资和产出，在传统宏观经济模型中被描述为IS曲线。

本文认为利率在货币政策传导中的作用并非是单一的通过以下渠道来实现的： $R \downarrow \xrightarrow{\text{短期：价格粘性}} r \downarrow \rightarrow C \uparrow, I \uparrow \rightarrow AD \uparrow \rightarrow Y \uparrow$ 。事实上，本文认为“利率”具有“金融加速器效应”（financial accelerator effect）的作用，即由货币政策导向所引致的利率变化效应将被宏观放大。换言之，利率变化所引致的实际效应将大于传统的用消费和投资利率弹性系数所估计出来的数值。这是因为利率变化引发的传导效应还可以通过除上述渠道之外的渠道来得以实现。例如：在开放型经济模型中，利率的变化可以通过利率平价条件（无抛补的利率平价： $\frac{E^e - E}{E} = R - R^*$ ——预期汇率的变化率等于本国与国

际利率之差)向本币汇率进行传递;在浮动汇率制下,当本国利率下降时,即期市场上本币将贬值。在马歇尔-勒纳条件(Marshall-Lerner condition, M-L)^①成立的前提下,本币的贬值将使本国净出口(NX)增加,从而导致总需求的增强。该传导过程如下:

$$R \downarrow \xrightarrow{\text{利率平价}} E \uparrow \textcircled{2} \xrightarrow{M-L} NX \uparrow \rightarrow AD \uparrow \rightarrow Y \uparrow。$$

二、对我国利率传导效应的实证检验

(一) 建模: 变量的选取与样本数据的获取

1. 变量的选取: 为检验我国货币政策利率传导机制的有效性程度, 即考察利率变化对总体经济产生的影响如何, 本文拟采用国内生产总值(GDP)作为总体经济情况的代表量, 作为应变量; 并选择一年期存款利率和一年期贷款利率作为解释变量。
2. 样本数据的获取: 由于1984年我国中央银行体制才正式确立, 因此本文选择以1984年作为样本数据区间的起始点。此外, 由于数据查找来源方面的原因, 笔者现能查找到的数据仅截止到2002年。因此本文模型的样本区间即[1984, 2002], 19年间的19个年度观测数据。所查得的数据来源于《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》及《中国人民银行统计季报》相关各期的原始数据。
3. 变量的变形: 由于本文将分别考察名义利率(实际利率)与名义GDP(实际GDP), 及名义利率(实际利率)变化率与名义GDP(实际GDP)之间的关系, 故在进行计量分析之前, 先对各原始变量进行如下变形^③:

表 2-1

原始变量	新变量		
国内生产总值 GDP	RGDP = GDP/RPI	GDPG = (GDP _t - GDP _{t-1}) / GDP _{t-1}	RGDPG = (GDP _t - GDP _{t-1}) / GDP _{t-1}
一年期名义存款利率 NID	RID = NID - π	NIDG = (NID _t - NID _{t-1}) / NID _{t-1}	RIDG = (RID _t - RID _{t-1}) / RID _{t-1}
一年期名义贷款利率 NIL	RIL = NIL - π	NILG = (NIL _t - NIL _{t-1}) / NIL _{t-1}	RILG = (RIL _t - RIL _{t-1}) / RIL _{t-1}

4. 模型的设定:

表 2-2

变 量	计 量 经 济 模 型
1. 名义存贷利率与名义 GDP	GDP = α ₁ + α ₂ NID + α ₃ NIL + u
2. 实际存贷利率与实际 GDP	RGDP = β ₁ + β ₂ RID + β ₃ RIL + u
3. 名义存贷利率变化率与名义 GDP 增长率	GDPG = λ ₁ + λ ₂ NIDG + λ ₃ NILG + u
4. 实际存贷利率变化率与实际 GDP 增长率	RGDPG = θ ₁ + θ ₂ RIDG + θ ₃ RILG + u

① 马歇尔-勒纳条件: 一国出口的需求价格弹性(D_x)和本国进口需求的价格弹性(D_m)绝对值之和应大于1, 即|D_x| + |D_m| > 1。

② 此处本币汇率E采用的是直接标价法。在直接标价法下, E数值的上升意味着即期汇市上本币的贬值。

③ 表2-1中, RGDP、GDPG、RGDPG分别表示实际GDP、GDP增长率、实际GDP增长率; RID、NIDG、RIDG分别表示一年期实际存款利率、名义存款利率变化率、实际存款利率变化率; RIL、NILG、RILG分别表示一年期实际贷款利率、名义贷款利率变化率、实际贷款利率变化率; 其中π代表的是当年的通胀率, 在本文中通胀率是运用社会零售消费品价格指数(RPI)的定基数值(以1984年为基期)来计算得到的, 即π = (RPI_t - RPI_{t-1}) / RPI_{t-1}。

(二) 计量模型参数估计与模型检验^①

1. 变量序列的平稳性检验

变量的时序数据是否平稳决定了我们是选用“经典回归方法”还是“协整检验”的方法来进行估计。若变量时序数据具有非平稳性，却对其运用的是“经典回归方法”来进行估计，则所得回归可能是“伪回归”。为避免伪回归现象的产生，我们首先对变量的时序数据进行“平稳性检验”，即应对各时间序列变量及其差分进行单位根检验。本文采用 ADF 单位根检验 (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test)，对各时序变量的平稳性进行检验 (检验模型见附录表 1)。选择哪种类型的检验模型，是根据该变量时序数据的自身特点而定的。以下以表 2-2 中第 1 个计量模型为例，根据 GDP、NID、NIL 各自自身的样本数据特点，对其进行 ADF 单位根检验，其结果如表 2-3 所示：

表 2-3^②

变量	检验类型 (c, t, p)	ADF 检验值	临界值 ($\alpha=1\%$)	临界值 ($\alpha=5\%$)	临界值 ($\alpha=10\%$)	接受何假设
GDP	(c, t, 1)	-3.227 228	-4.6193	-3.7119	-3.2964	接受 H_0
NID	(c, 0, 1)	-1.280 270	-3.8877	-3.0521	-2.6672	接受 H_0
NIL	(c, 0, 1)	-1.404 970	-3.8877	-3.0521	-2.6672	接受 H_0

经对上述三个变量的时序数据的 ADF 检验，不难看出，该三个变量序列的 ADF 检验值均大于显著水平为 1%、5%、10% 下的临界值，因此可以得出结论：GDP、NID 及 NIL 均为非平稳序列。进一步对其一阶、二阶差分进行 ADF 检验，检验结果是：该三个变量序列均为二阶单整，即 $GDP \sim I(2)$ 、 $NID \sim I(2)$ 、 $NIL \sim I(2)$ 。

2. 协整检验 (Cointegration Test)

由于 GDP、NID、NIL 为非平稳时间序列，因此不能对其进行经典回归估计；但由于三者具有相同的单整性 (即均为二阶单整)，因此可以对其进行协整检验^③。本文采用 Engle-Granger 两步法对 GDP、NID、NIL 三个变量进行协整检验：

(1) 运用普通最小二乘法 (OLS) 对回归方程 $GDP = \alpha_1 + \alpha_2 NID + \alpha_3 NIL + u$ 进行估计，回归结果如下：

$$GDP = -88\,668.58 - 32\,676.55NID + 42\,928.64NIL$$

$$t(-2.874\,825) \quad (-7.450\,250) \quad (6.180\,597)$$

$$R\text{-squared} = 0.807\,142 \quad \text{Adjusted } R\text{-squared} = 0.783\,035 \quad F\text{-statistic} = 33.481\,40$$

从上述回归结果来看，各回归参数的 t 统计值较大，均通过了 t 检验，说明各解释变量对应变量的影响是显著的； F 统计值较大，也通过了 F 检验，说明该回归方程总体线性关系的显著性较强。然而，不难发现名义贷款利率 (NIL) 的估计参数的符号却有悖于经济理论。理论上，由于贷款利率的降低将刺激投资的增长，从而带动国民经济的增长，因此贷款利率与 GDP 应成负相关关系，但上述

^① 在此部分的参数估计与模型检验中，本文将以表 2 中的第 1 个计量模型为例，来进行以下检验与估计步骤。其余三个模型检验与估计的方法类同，本文暂将其检验与估计过程省略，仅在后文的实证结果小结部分例出参数估计与模型检验结果。

^② 表 2-3 “检验类型” 栏中：c 表示是否含有截距项，t 表示是否含有趋势项，p 为相应的滞后阶数

^③ 协整检验方法的基本思想是：当所研究的变量都是随机游走、非平稳的，并不意味着这些变量之间的线性组合就一定是非平稳的。若存在某一组不全为零的实数，使得这些变量间的线性组合具有平稳性，则其存在协整关系，说明这些变量之间存在着一个长期稳定的比例关系。

回归结果中 NIL 的估计参数符号却为正，这与经济意义不符。通过“综合判断法”，我们初步估计是解释变量之间具有多重共线性，从而导致了估计参数符号有悖于经济意义。为验证此结论，我们对二解释变量实施了“简单相关系数矩阵法”，结果如下：

Correlation Matrix		
	NID	NIL
NID	1.000000	0.958739
NIL	0.958739	1.000000

从此相关系数矩阵，我们可以看出 NID 与 NIL 之间的相关系数高达 0.958 739，这说明 NID 与 NIL 之间具有强相关性。为消除两解释变量多重共线性对回归估计造成的影响，我们决定删除一个解释变量。经过对 GDP 与 NID，GDP 与 NIL 的分别回归，并从估计参数 t 值、 F 值及模型拟合优度等方面对回归结果进行观察与分析，结论是：NID 对 GDP 的解释度及 GDP 与 NID 模型对观测值的拟合要优于 NIL，故我们选择删除 NIL 而保留 NID 作为解释变量^①，即将 NID 作为本文研究对象——“利率政策”的代表。由于名义贷款利率（NIL）与名义存款利率（NID）之间具有高度的相关关系，因此删除 NIL 对于本文要进行的实证研究。考察利率政策的传导效应影响并不大，其影响主要可能反映在估计参数数值上的差异，但却不会从实质上影响到最终结论（即利率政策是否有效）的获得。删除 NIL 后，对 GDP 与 NID 进行 OLS 估计，其回归估计结果如下：

$$GDP = 92754.96194 - 6687.158227NID \tag{①}$$

其残差序列 $e_t = GDP_t - (92754.96194 - 6687.158227NID_t)$ 。

(2) 对残差序列 e_t 进行平稳性检验：若 e_t 是平稳的，则 GDP 与 NID 之间具有协整关系，反之则不具有。对上述回归方程①的残差序列进行 ADF 单位根检验，其结果如下：

变量	检验类型 (c, t, p)	ADF 检验值	临界值 ($\alpha=1\%$)	临界值 ($\alpha=5\%$)	临界值 ($\alpha=10\%$)	接受何假设
e_t	(c, t, 1)	-2.735 032	-4.6193	-3.7119	-3.2964	接受 H_0

由于 e_t 的 ADF 检验值均大于显著水平为 1%、5%、10% 下的临界值，故是非平稳的，这意味着 GDP 与 NID 之间不具有协整关系，则说明回归方程①为非一致估计，估计的参数为“伪回归”的结果，不能予以采用。

(三) 对实证检验结果的小结：计量经济意义上的结论

1. 对解释变量与应变量相关系数的小结分析

表 2-4

变 量	相关系数	变 量	相关系数
NID 与 GDP	-0.4888	RID 与 RGDP	0.3570
NIL 与 GDP	-0.3716	RIL 与 RGDP	0.4759

^① 对表 2 中模型 2.3.4 的回归估计，本文将采用与模型 1 同样的修正方法，即将名义贷款利率 NIL 的变形变量全部删除，仅保留名义存款利率 NID 的变形变量来对“利率政策的传导效应”进行实证分析。

利率与 GDP 相关系数的检验结果说明：①GDP 与名义利率存在负相关关系，且名义存款利率与 GDP 的相关性要强于名义贷款利率与 GDP 的相关性（这反映在其相关系数的绝对值上）： $|\rho_{NID\&GDP}| > |\rho_{RID\&GDP}|$ ；②GDP 与实际利率呈正相关关系，即两者的时序数据在统计上表现为同向变动的状态，这与经济学理论有所不符。实际利率与 GDP 相关系数符号为正，在目前的条件下，实际利率对我国经济的左右能力还较弱，从而制约了货币政策的利率传导。

2. 对解释变量与应变量间关系的小结分析（有关各变量平稳性的检验结果见附录表 2）

表 2-6

变 量	回归类型（经典回归/协整检验）	回归方程
NID 与 GDP	可以进行协整检验，但两者并不存在协整关系	协整方程不存在
RID 与 RGDP	由于 RID 平稳而 RGDP 非平稳，故不能进行协整关系或 OLS 估计	—
NIDG 与 GDPG	由于 NIDG 平稳而 GDPG 非平稳，故不能进行协整关系或 OLS 估计	—
RIDG 与 RGDPG	由于 RIDG 和 RGDPG 均平稳，故可以进行经典回归（即进行 OLS 估计）	$RGDPG = 10.026 - 0.0004RIDG$ 该 OLS 回归方程表明在其他影响 RGDP 的因素不变的条件下，实际存款利率每下降 1%，RGDP 将增长 0.0004%。

3. 结论

从总体来看，利率政策对促进经济增长的作用呈现出“弱有效性”状态。尽管名义利率水平与 GDP 存在负相关关系，这表示下调名义利率将对拉动经济增长起到一定作用，然而这种作用却是有限的（这表现在名义利率水平与 GDP 相关系数的绝对值较小）；另外，“实际利率与 GDP 呈现正相关关系”隐含了我国利率政策呈现“弱有效性”的一个重要原因：物价水平对利率的影响。尽管名义利率与 GDP 存在反向变动关系，然而由于物价水平的变动却使实际利率与名义利率呈现出非一致性变动（见图 2-1），从而导致了两者与 GDP 关系的恰好相反，图 2-2 中，RGDPG 与 NID 在多数年份均呈现出反向变动关系；而图 2-3 中，RGDPG 与 RID 却在较多年份呈现出同向变动关系。

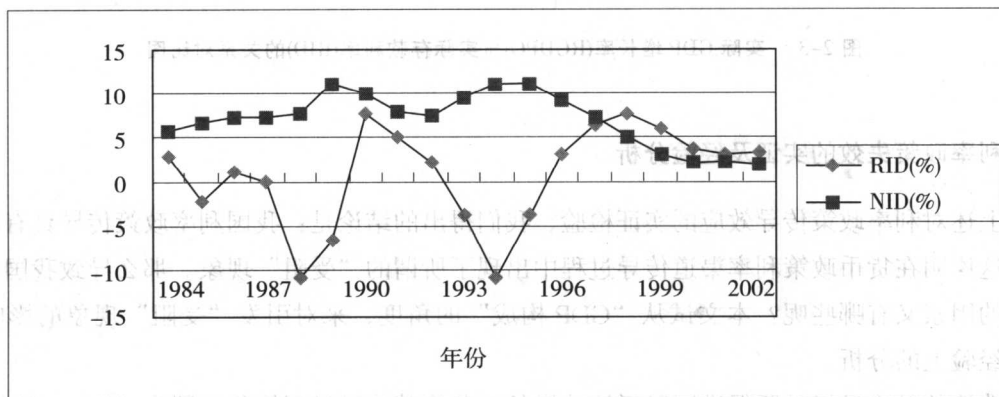


图 2-1 名义存款利率(NID)与实际存款利率(RID)的关系对比图

由上图一年期名义与实际存款利率的变动趋势，我们将两者之间的变动关系小结如下表：

表 2-7

年份	一年期实际存款利率与名义存款利率之间的变动关系
1984-1987	时间向时反向变动
1988-1992	同向变动
1993-1998	反向变动
1999-2002	同向变动

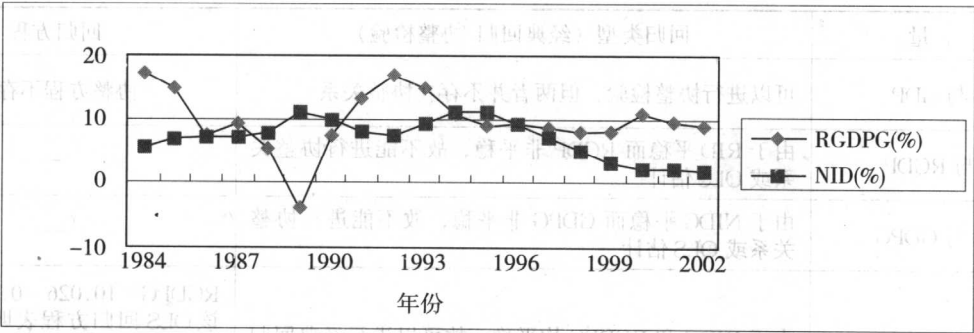


图 2-2 实际 GDP 增长率(RGDPG)与名义存款利率(NID)的关系对比图

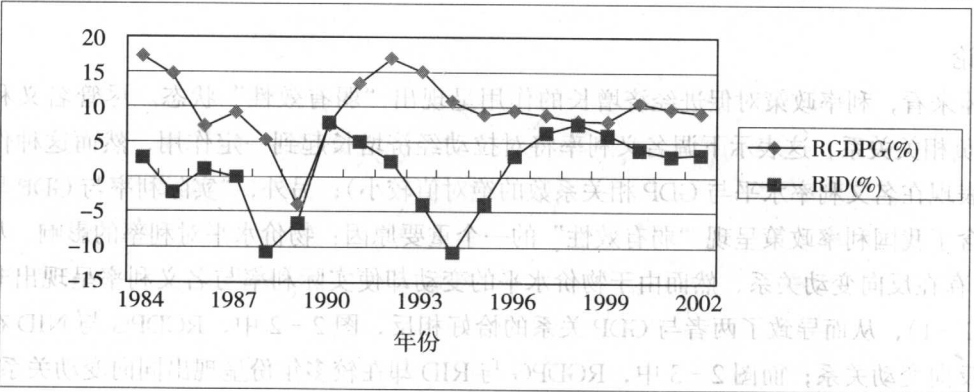


图 2-3 实际 GDP 增长率(RGDPG)与实际存款利率(RID)的关系对比图

三、利率政策失效的实证及经验分析

根据上述对利率政策传导效应的实证检验，我们得出的结论是：我国利率政策传导具有弱有效性的特征，这说明在货币政策利率渠道传导过程中出现了所谓的“受阻”现象。那么导致我国利率政策传导受阻的因素又有哪些呢？本文试从“GDP 构成”的角度，来对引发“受阻”现象的影响因素进行实证及经验上的分析。

利率政策的最终目标是要促进国民经济的增长，若将其传导过程简化，即为“ $R \downarrow \rightarrow Y \uparrow$ ”。在宏观经济学模型中，总需求（AD）是由居民消费（C）、投资（I）、政府支出（G）和净出口（NX）四个部分构成的，且其之间具有如下的恒等式： $GDP = AD = C + I + G + NX$ 。由于本文研究的是货币政策之利率政策对 GDP 的作用效果，而政府支出占 GDP 的比重及对 GDP 增长的贡献率主要受财政政

策的影响,因此在下文的分析中,我们将政府支出作为“外生制度变量”,不考虑利率政策对政府支出的影响。此外,由于我国实行的汇率制度被 IMF 定义为“钉住美元的固定汇率制”,且利率尚未市场化,加之国内多数对人民币利率与汇率之间关系的实证研究表明:利率平价在中国几乎不成立,因此本文暂不考虑“利率通过利率平价影响汇率,汇率影响净出口,净出口拉动经济增长”的途径(即前文论述到的 $R \downarrow \xrightarrow{\text{利率平价}} E \uparrow \xrightarrow{M-L} NX \uparrow \rightarrow AD \uparrow \rightarrow Y \uparrow$),在下文中我们仍将以传统的利率传导渠道为基础,来对我国利率传导的效应进行实证检验和分析。从而利率政策对 GDP 的作用效果(即其有效性)便可由其对 C、I 的分别作用效果来加以衡量。

(一) 利率政策对居民消费的作用效果 ($R_d \rightarrow C$)

为从实证角度,检验利率变化对居民消费的影响,本文拟采用社会消费品零售总额(Total Retail Sales of Consumer Goods,在下文中以 CGS 表示)来代表我国居民消费水平,用一年期存款利率 NID 来代表此处的利率水平。为剔除通胀因素的影响,我们将分别采用实际存款利率 RID 和实际的社会消费品零售总额 RCGS^① 来充当解释变量和应变量。运用“简单相关系数矩阵法”,我们可以得到如下结果:

Correlation Matrix

	RCGS	RID
RCGS	1.000000	0.372011
RID	0.372011	1.000000

RID 和 RCGS 的相关系数矩阵反映了这两个变量不但不具有统计上显著的负相关关系,反而具有“同向变动”关系,表现为其相关系数符号为正。这种关系可由下图中实际社会消费品零售总额增长率 RCGSG 与实际存款利率 RID 在多数年份表现为同向变动关系中,得到较为充分的验证。

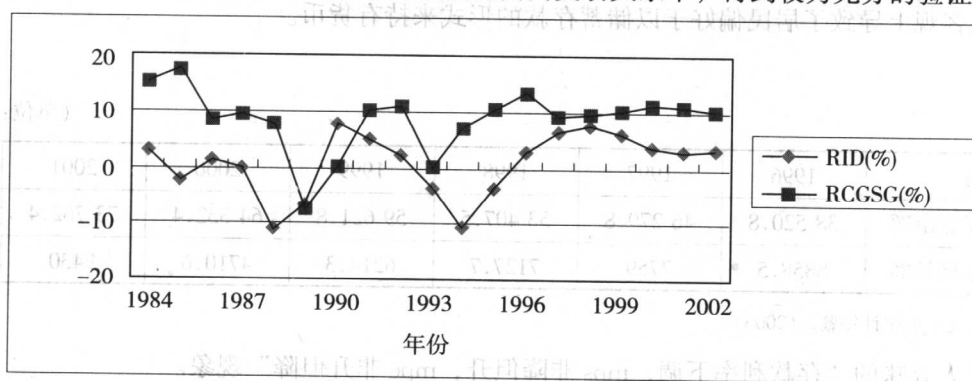


图 3-2 实际社会消费品零售总额增长率(RCGSG)与实际存款利率(RID)关系对比图

为进一步反映我国居民消费的利率弹性大小,我们运用双对数模型来对我国的实际情况进行实证检验,该双对数模型即: $\ln RCGS = \alpha + \beta \ln NID + u$ ^②,其中 β 即为社会消费品零售额的名义存款利率弹

① $RCGS = CGS/RPI$, RPI 采用的是以 1984 年为基期的定基指数。

② 由于本文测算出我国 1984 至 2002 年期间的实际利率存在负数的情况,而对数函数要求自变量的定义域为正,故此处采用名义存款利率 NID 来代替 RID 进行双对数模型的协整检验。