

# 我国收入不平等、金融发展和消费需求波动的实证研究：1978～2001

贺秋硕

(厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 本文考察了收入不平等与总消费需求变动之间的联系, 在高收入地区, 不平等程度越大似乎消费需求波动越大, 而在低收入地区, 收入不平等越大, 消费需求波动反而较小。本文找到证据表明金融发展水平能有助于解释为什么收入分配在高收入和低收入地区中影响消费需求的短期波动是不同的, 本文的政策含义是, 加快低收入地区如中西部的经济和金融发展步伐, 加大金融发展相机调整的力度。

**关键词:** 收入不平等; 消费需求; 金融发展

**中图分类号:** F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-2848-2006(02)-0030-07

## 一、引言

自从十九世纪七十年代以来, 收入分配的变化一直是传媒和学术界关注的焦点。学术界主要围绕两个问题在讨论, 其一是关于不平等的潜在来源有激烈的争论, 其次是围绕不平等的长期影响<sup>[1]</sup>。本文试图去考察不平等是否与消费需求短期变化的相关性。

在不同的时期, 经济个体的消费需求存在显著的差异, 具有时变性。本文的研究表明, 当一个经济个体获得信贷的能力依赖于收入时, 收入分配能影响该经济适应外来冲击的能力。如果信贷门槛较低, 只有低收入阶层被排除在信贷市场外, 则不平等越大, 可能消费需求波动越大。相反, 如果低收入和中等收入阶层均排除在外, 则收入分配不平等越大可能不会导致总消费需求较剧烈的波动。

本文利用跨省横截面数据, 发现当人均收入较低时, 收入不平等程度越大, 消费需求的变化较小,

而当人均收入较高时, 较大的收入不平等在大部分时间均与较大的消费需求波动相联系。为解释本文的研究结果, 本文也考察了消费需求波动、收入分配不平等与金融发展之间的关系。本文结论表明金融发展水平与取得信贷的不同待遇(这两者通常与高人均收入水平相联系)也许可以解释为什么收入分配对高收入地区和低收入地区会导致消费需求发生不同的短期波动。

本文关于收入分配对消费需求波动影响的研究在以下几部分阐述。第二部分是相关文献的简单回顾, 并提出本文拟证的假说。第三部分实证方法的介绍及其指标和数据的说明, 第四部分表明结果, 讨论在改变估计方法、选择样本期时, 验证这些结果的强度, 并作出解释, 第五部分结论及政策建议。

## 二、文献回顾

最早对金融发展与收入分配关系进行正式研究始于 Greenwood和 Jovanovic的《金融发展、增长与

收稿日期: 2005-11-12

作者简介: 贺秋硕(1978-), 女, 湖南娄底市人, 厦门大学财政系劳动经济学专业、厦门大学劳动经济研究中心 2004级博士研究生, 研究方向: 收入分配与经济发展。

收入分配》(1990)一文的发表,他们在一个动态模型中讨论了经济增长、金融发展与收入分配三者之间的关系,并认为享受金融服务和形成金融中介是有成本的,在金融市场不发达的地方,穷人由于没有能力支付成本而不能享受到金融服务,穷人和富人因为财富的不同而导致投资收益率也不同,收入分配差距因而扩大,在经济增长的成熟期,金融中介充分发展,穷人也会逐渐积累财富超过门槛财富水平获得充分的金融中介服务,人们都能获得同样的较高投资受益,收入分配格局最终稳定在平等水平,即金融发展与收入分配差距呈“倒U”关系<sup>[3]</sup>; Galo和 Zeira在《收入分配与宏观经济》(1993)一文中通过一个两部门跨期模型分析了收入分配在宏观经济中的作用,他们认为由于信贷市场的不完善,初始财富不同的人筹资的能力也不同,初始财富高的人能够享受到信贷服务,初始财富少的人几乎借不到款,所以富裕国家比低收入国家有更平等的工资差距和收入分配<sup>[3]</sup>; Banerjee和 Newman研究认为在金融市场不完善的情况下,信贷市场的发展会降低收入差距<sup>[4]</sup>; Clark Xu和 Zou运用全球数据分析金融发展与收入分配之间的关系,得出:金融发展会显著降低一国收入分配差距的结论,但“倒U”假说未得到支持<sup>[5]</sup>。总之, Galo和 Zeira和 Banerjee和 Newman模型均包含共同的思想,在金融市场不完善的条件下,初始的财富分配差距未见得随着经济增长而减少,反之,信贷市场的发展会降低收入分配差距。

与本文研究有关的还有, Kruse Smith(1998)表明,使用财富的中等水平就可以解释宏观经济行为,然而,在他们的模型中,所有的个人均是面临同样的信贷约束条件,与此相反,本文并不认为是这样,本文假定每个人面临不同的信贷条件。因此,信贷约束和不受约束的个人拥有不同的消费需求能力,财富和收入的分配能影响总体波动<sup>[6]</sup>。 Jappelli(1990)研究美国数据也发现,并非所有的家庭面临相同的约束条件,他估计只有 19%的美国地区家庭受信贷约束,此外,他还建立了信贷约束加强与收入分配之间的联系,表明,信贷约束的最重要的决定因素是当前的收入、财富和年龄<sup>[7]</sup>。 Zeldes(1989)经过研究发现,财富较少的个人其消费行为是受到信贷条件约束的<sup>[8]</sup>。最后, Jappelli(1998)提供了更直接的经验证据,即越是信贷受约束的个人越是有较大的消费敏感性。

在国内,章奇等利用各省 1978~1998年的数据,对中国各省的银行信贷和城乡收入分配之间的关系,控制其他因素后,研究发现金融中介发展会显著拉大城乡收入差距<sup>[9]</sup>;谈儒勇等运用中国数据分析两者关系也得出此种结论<sup>[10]</sup>。本文试图把收入不平等、金融发展与总消费需求波动有机结合,并考察他们之间的强相关性,本文的研究将与 Banerjee类似,不平等对总消费需求的影响在低收入地区和高收入地区是不同的。

在以往研究的基础上,由于中国地区间发展的不平衡性显著,对中国的研究不能停留在国家的层面,必须深入到地区层面,才有可能把握到基本的现实,从而得出符合实际的研究结论,根据本文的研究目的,提出以下假说。

假说:当只有低收入阶层信贷受约束时,不平等程度越大将导致总消费需求的波动也越大,当低收入和中等收入阶层都受约束时,不平等程度越大可能导致消费需求的波动越小。在较穷的地区,低收入和中等收入阶层信贷可能受约束,而在较富裕的地区,只有低收入阶层受约束,这样,在低收入地区,不平等加剧引起总消费需求较小波动,在高收入地区,不平等加剧将引起较大的总消费需求波动。同时,如果金融部门的发展使得接受信贷的门槛更低,那么总消费需求的变动有可能与金融发展是负向相关的。

### 三、指标及数据说明

下面的部分主要从经验上讨论以上提到的影响的存在性。但是关于收入不平等与消费需求波动之间的关联性可能还涉及到很多方面的问题。

第一个问题便是地方政府政策、文化等与收入分配有关联,而且可能也会影响消费需求变动,幸运的是,中国的省级面板数据可以获取,本文能够通过估计一个固定效应的模型来讨论这个问题。

第二个问题是很难割开不平等对消费变动的影响和这些波动对收入不平等的影响。如果较高的消费变动会产生较大的收入不平等,本文希望能找到收入不平等与消费需求波动之间的正相关关系。本文试图从两方面讨论这个问题。首先,为了把注意力放在收入不平等与消费需求波动之间的联系上,使用了不平等的滞后值来研究初始的收入不平等与之后的总体消费需求变动之间的联系;然后,测量了

在相当长时期内消费需求变动以观察衰退期和扩张期。如果认为扩张期增大了不平等、衰退期减少了不平等,则在方法上应考虑:本文的结果是由消费需求变动和收入不平等之间的联系引起的,因为样本期应包括扩张期和衰退期,否则,以上提到的解决办法都不能完全地解决这些内生性的问题,这些将在结果分析部分提到。

第三个问题就是数据的获取。数据的获取对本文应用面板估计和测量相当长时期内的消费需求变动至关重要,但收入不平等数据集相当少而且可靠性较低,当数据获取受到限制时,本文数据主要来源于陈宗胜(1991)测算的相关数据,并借鉴他的“分层加权法”<sup>①</sup>测算各地区收入不平等程度即GN系数。同时我们也意识到本文相对小的样本可能对结果的可靠性产生怀疑,因此本文后半部分进行几种敏感性分析。

最后,收入不平等对消费需求波动的影响随着人均收入水平而变动,因为是否能获得信贷是由收入水平决定的,就因为这样,允许收入不平等对变动的的影响随后者而变动。

讨论了以上的问题之后,本文的实证研究是由以下方程开始估计的:

$$CONSIDEV_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta_1 NCNEQ_{t+1} + \beta_2 NCNEQ_{t+1} MEANGDP_{t+1} + \beta_3 X_{it} + \nu_{it} \quad (1)$$

这里  $CONSIDEV_{it}$  是在  $t$  时期  $i$  地区的真实人均消费需求<sup>②</sup> 增长率的标准差,  $\mu_i$  是某地区特定的影响即个体效应,  $\lambda_t$  是某时期内特定的影响即时间效应,  $NCNEQ_{t-1}$  是对前一时期收入不平等的测量,  $MEANGDP_{t+1}$  是前一时期内人均收入的平均水平,  $X$  是控制变量,可以帮助解释消费需求波动,  $\nu_{it}$  是不能被模型解释的消费需求变动,且假定  $\nu_{it}$  与回归变量不相关且服从均值为0方差为  $\sigma_{\nu_{it}}$  的正态分布。

本文在(1)式中包括了  $NCNEQ$  和  $MEANGDP$  的交互项(以下用  $NMEANGDP$  表示),因为收入不平等在平均收入水平下对人均消费需求变动率会产生影响,在  $MEANGDP$  较高时,越大的不平等就与越高的信贷约束的人口百分率相联系,因此变动率会越大。 $X$  控制变量包括真实人均消费的平均增长率

$CONGRTH$ , 前一时期内人均收入的平均水平  $MEANGDP_{t-1}$ , 通货膨胀的均值  $NMEAN$  和通货膨胀的标准差  $NFSIDEV$ 。考虑  $CONGRTH$  是因为增长率的标准差可能与平均增长率有关联,考虑  $MEANGDP$  目的是把它的影响与它对收入不平等的相互影响隔离开来。最后,本文考虑了通货膨胀的均值和标准差因为在总供给曲线是向上倾斜时,它们与消费需求变动相联系。

对于消费需求变动  $CONSIDEV_{it}$  的经验估计一个很自然的选择就是,真实人均消费年增长率的标准差,为了计算的方便,必须把几年的数据合并成一个时期。

表 1 列出了各变量名称和定义。

表 1 变量列表

变量	定义
CONSIDEV	各省市真实人均消费需求增长率的标准差
NCNEQ <sub>t-1</sub>	上一时期各省市 GN 系数
NMEANGDP <sub>t-1</sub>	交互项: 分别由上一时期各省市 GN 系数和人均 GDP 均值的差分两两相乘得出
CONGRTH	本期各省市真实人均消费的平均增长率
MEANGDP <sub>t-1</sub>	上一时期各省市真实人均 GDP 的均值
NFMEAN	本期各省市通货膨胀均值
NFSIDEV	本期各省市通货膨胀标准差
GDPDEV <sub>t-1</sub>	上一时期各省市人均 GDP 标准差
FNDEV <sub>t-1</sub>	上一时期各省市金融发展规模标准差
NFNDEV <sub>t-1</sub>	交互项: 分别由上一时期各省市 GNI 系数和金融发展规模标准差的差分两两相乘得出

当选择数据时,必须考虑到绝大多数地区收入不平等程度变化较慢,所以对不平等的测量需要较长的时期以观测到收入分配的显著变化,这样,在构筑数据集时,本文需要权衡:观测期之内年数较多,以观测到收入分配的显著变化,并且在较长时期内计算出消费需求变动率,同时,它也会减少回归中的时期数,降低固定效应估计的有效性。在权衡之中,本文首先观察了一个三时期固定效应模型,之后,本文又考虑了一个四时期模型<sup>③</sup>。

本文采用的数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》(中国统计出版社,1999)、《中国统计年鉴》

① 详情请查看陈宗胜,《经济发展中的收入分配》,上海三联书店,1991。

② 在这里,本文采用 Friedman 的持久收入假说,并采用 Friedman 建议的方法,利用各收入等级组的数据计算消费函数。

③ 在这里我们不使用随机效应模型,因为 Hausman 检验的结果不支持随机效应模型。

(中国统计出版社, 2001~2002)、《中国金融统计年鉴》(中国统计出版社, 1978~2002)以及各省市的统计年鉴。我们的有效样本包括了 28个省(直辖市)从 1978~2001的面板数据<sup>①</sup>, 并把它分割成均等的三部分, 计算了 1981~1985、1989~1993及 1997~2001间年增长率的标准差, 观察了 1978~1980、1986~1988及 1994~1996年之间收入不平等

数据, 因此, 本文观察到一个三年期的收入分配的特征, 并观察到之后 5年消费需求的波动。

#### 四、计量检验和结果分析

##### (一) 初始估计结果

在这部分, 本文采用计量软件 EVIEWS 6.0并估计了(1)式, 结果在表 2(a)中列出。

表 2 总消费需求波动估计

被解释变量 CONSIDEV				
(a)解释变量	全国	东部	中部	西部
NCNEQ	0.036(0.009)***	0.211(0.013)**	-0.019(0.008)**	-0.713(0.239)*
NMEANGDP	0.139(0.027)**	0.434(0.191)**	0.482(0.116)*	0.637(0.224)*
CONSGRTH	-0.004(0.002)*	-0.065(0.008)***	-0.038(0.022)*	-0.028(0.226)
MEANGDP	-0.342(0.118)*	-0.79(0.238)**	-0.466(0.215)	-0.624(0.153)***
NMEAN	-1.238(0.147)***	-0.822(0.159)**	-0.717(0.219)**	-0.303(1.074)*
NFSIDEV	0.139(0.028)***	0.152(0.08)*	0.597(0.249)*	0.560(0.081)***
观察数	84	33	27	24
(b)解释变量	全国	东部	中部	西部
NCNEQ	0.04(0.005)***	0.147(0.04)**	-0.104(0.016)**	-1.444(0.371)**
NMEANGDP	0.201(0.034)**	0.325(0.12)*	0.405(0.522)	0.57(0.105)**
CONSGRTH	-0.021(0.014)*	-0.098(0.223)	-0.052(0.021)**	0.038(0.023)*
GDPDEV	0.158(0.796)**	0.583(0.257)**	0.054(0.041)*	-0.643(1.203)
NMEAN	-1.119(0.967)*	-0.992(0.177)***	-1.493(0.094)***	-0.655(0.425)
NFSIDEV	-0.093(0.53)*	0.219(0.289)	-0.009(0.084)	0.209(0.057)**
FNDEV	-0.109(0.076)*	-0.306(0.249)*	-0.137(0.005)***	-0.459(0.161)**
NFNDEV	0.059(0.027)**	0.135(0.018)***	1.043(0.033)***	0.304(0.094)**
观察数	84	33	27	24

数据来源: 根据《新中国五十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》(1978~2002)及各省市统计年鉴整理计算。  
注: (1)表中括号内的数值为标准差; (2)\*\*\*, \*\*, \*分别表示在 1%, 5%和 10%水平上显著。表 3与表 2的符号含义相同。

我们的计量检验是分两步进行的, 首先对全国范围内的 28个省(直辖市)的数据进行分析; 第二步是把数据按照东、中、西三个经济去进行分区域的研究<sup>②</sup>。具体结果见表 2(a)。

结果验证了本文先前的假说, 即收入不平等与

总消费需求波动是紧密相连。然而, 如表 2所示, 这种相连关系随着人均收入水平而变动, 初始人均收入较低时, 较大的不平等通常与消费需求增长变动较小相联系, 如西部地区 NCNEQ系数为负值且显著, 而当人均收入较高时, 这种影响是相反的 (N-

① 由于海南、重庆分别在 1988年和 1999年独立出来, 数据系列不完整, 故分别列入广东和四川, 西藏的数据由于缺失的部分较多, 故没有列入, 且并不影响文章结论。这样, 样本省市数总共 28个。对于其中某些个别省份缺省的数据和印刷错误的数据用插值法修补与订正, 订正的依据是相关年份该地区统计年鉴、《改革开放十七年来的中国各地区经济》和《中国金融统计年鉴》(1978-1998)等统计资料。

② 其中各区域的划分以中经网数据库的划分为准。即东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西壮族自治区; 中部包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西部包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

CNEQ系数为正值且显著)且较大的不平等伴随着较高的总消费需求变动。

正如前面所讨论的,因为各地区金融发展水平不同,所以可能信贷约束的条件存在差异,同时因为金融发展和GDP均值高度相关,所以对金融发展指标FNDEV的测量和金融发展与收入不平等之间的相互影响的估计对我们的研究是非常必要的。正如假说中所言,金融的高速发展能够降低信贷约束的门槛让更多的人接受信贷,这样,各地区不同的金融发展水平有可能影响收入不平等程度进而影响消费需求波动。本文期望金融发展指标以及它与收入不平等的相互影响能加强对假说的检验。

为了检验这个思想,最好是使用私人信贷与GDP的比重来衡量金融发展水平,但受到我国统计资料的限制,本文只好用金融发展规模(FNDEV)的指标来代替。

衡量金融发展规模常用M<sub>2</sub>占GDP的比重这一指标(Mckinnon, 1973),简称为麦氏指标<sup>[13]</sup>,然而,麦氏指标受到了众多的质疑。Aresti等(2001)考虑到在不发达国家国内信贷的作用,设计了银行贷款占GDP的比重这一金融发展规模度量指标<sup>[14]</sup>。Aller等(2003)利用结构指数表明,中国银行系统的规模远远地超过了金融市场的规模,尽管中国股市确实比银行要有效得多,但银行在经济中的作用要远大于股票市场,即中国存在一个明显的银行导向型金融结构,所以用银行贷款占GDP的比重这一指标来衡量中国金融发展程度也是比较合理的。为了减轻通货膨胀带来的失真,在本文中对GDP通过官方公布的全国零售价格指数(以1978年为基年)加以调整。贷款余额这一存量指标剔除价格影响的处理方法按照King和Levine(1993)<sup>[12]</sup>,用名义值上年和本年的平均值来表示剔除了价格影响后的实际值。

正如前面所提到的,在本文初始估计中,MEANGDP可能只是金融发展的一种代替,为了检验这种观点的有效性,本文选取了NCNEQ和金融发展指标的交互项(以下以NFNDEV表示),以找到MEANGDP或FNDEV哪一个是更好的解释变量,其计量结果在表2(b)中列出,在消费需求回归模型中,FNDEV以及NFNDEV的系数是显著的,这也就验证了总消费需求的波动是受到金融发展规模的影响的,本文相信以上的假说推断是合理的。

同时,我们注意到,在整体回归中,当NFNDEV和FNDEV的系数是显著时,INMEANGDP的系数虽然显著性水平下降,但仍然显著,由此也说明金融发展不能完全取代GDP人均收入水平在解释消费需求波动方面仍然时具有一定解释力的。表2(b)的系数估计结果仍然表明,对本文样本中的绝大多数地区,较高的不平等程度和消费需求的较低变动相联系,此结果也间接地表明我国还是人均收入水平较低的国家。

## (二)敏感性分析

在前面部分,本文讨论了不平等与波动之间的联系,如在贫穷和金融发展较落后的地区,高不平等似乎与较低的消费需求波动相联系,但在富裕和金融发展发达的地区却正好相反。

正如本文前面所讨论的,数据集较少,可能使本文的结论引人怀疑,所以有必要修改回归的条件来增强我们结论的强度。下面就是本文努力做的几点尝试,以更进一步寻找收入不平等与消费需求波动之间联系的证据。

首先,本文在三个地区重新估计表2(b)且不包含交互项——INMEANGDP和NFNDEV——的方程(估计结果略),估计结果表明,在这三个样本中,NCNEQ的系数在低收入样本中是负值,在高收入样本中是正值,这一结果确认了整个样本的结果,在低收入和中等收入地区中,获得了负值且显著的收入不平等的估计系数,并且与表2(b)的结果一致,在高收入地区的较小样本中,本文获得了正值且在10%水平下显著的系数估计。

其次,理论上,各个地区可能有不同的GDP增长速度和消费需求的变动,因为他们面临不同大小的冲击,且各地制度文化也有差异。为了解释这种可能性是否影响本文的结论,把GDP增长的标准差作为解释变量罗列在表2(b)中(表中的阴影部分),结果发现,GDP增长变动较大的地区消费需求变动也较大,试图采用这种方式来控制冲击的大小并不能改变本文的初始结论。

最后,本文试图发现计量结果对不同的样本期是否会产生不同的结果,于是选择在一个相当长时期内计算总变动的标准差和观察收入不平等的细微变化,采用另一种方法分割样本,即使用28个地区3个时期的更小的面板数据,本文减少不平等观察数据间的时间段并观察1978~1980、1984~1986。

1990~1992和 1996~1998 年间不平等的的数据,再计算 1978~1983, 1984~1989, 1990~1995 和 1996~2001 年间消费需求年增的标准差,这个新的数据集与原始数据集在两个方面不同,一个是不平等的测量在两个时间段间的间隔较小,变化也就较小,另一个是在不平等观测数据间有一个完全重叠的时期,但在该时期本文计算消费需求的变动。

这样,在第三个数据集内,产生了内生性的问

题,因为如果经济周期的波动产生了不平等,则不平等和总消费需求变动估计重叠的部分可能会产生一个更引人怀疑的结果。

使用第三种样本进行的消费需求变动估计的结果列在表 3(只列出了几个主要变量),正如表中所显示的,先前的结论通常被保留了,其结果与先前的结果一致。消费需求变动与不平等之间的联系在第三个样本中得到支持,但显著性却减少了。

表 3 总消费需求波动估计

解释变量	被解释变量 CONSIDEV			
	全国	东部	中部	西部
NCNEQ	0.128(0.095)*	0.381(0.225)*	-0.105(0.201)	-0.655(0.324)**
NMEANGDP	0.137(0.231)	0.264(0.15)*	0.553(0.182)**	0.417(0.203)**
FNDEV	-0.360(0.154)**	-0.018(0.007)**	0.194(0.150)	-0.256(0.108)*
NFNDEV	0.021(0.007)**	0.054(0.022)*	0.486(0.142)**	0.165(0.087)*
观察数	112	44	36	32

数据来源:根据《新中国五十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》(1978—2002)及各省市统计年鉴整理计算。

基于敏感性分析证实了收入不平等、金融发展和消费需求变动的关联是相对正确的,这些结果不会随着估计方法以及样本的选择策略而改变。

## 五、结论及政策建议

本文检验了收入不平等与总消费需求变动之间的关系,在低收入地区,高不平等水平与消费需求的低波动相联系,在高收入地区,不平等程度越大,波动越大,并且数据检验结果表明金融发展有助于解释不平等与总消费需求变动间的联系。本文同时也意味着低总消费需求波动并不必然意味着绝大多数个人是富裕的,它只是意味着那些占总消费需求绝大部分的那些个体是富裕的。

我们的研究具有很强的政策含义,基于本文的政策建议可以总结为以下几点:

1. 造成消费需求增长速度下降甚至萎缩的重要原因是居民可支配收入下降和收入差别的拉大。我国以当年价格计算的城镇家庭人均纯收入增长速度在 1994 年达到 35.6% 峰值后,逐年下降,至 1999 年才开始回升;实际收入的增长速度在 1994 年以后也连续 4 年在低位徘徊,1999 年才超过 1994 年的增长速度,2000 年又有所下降<sup>[14]</sup>;全部职工工资总额增长速度于 1994 年达到 35.4% 的峰值后,逐年下

降,到 1998 年仅增长了 0.2%,近年来职工工资总额增长速度有所提高,远比 1996 年以前低。同时,我国居民收入分配差别也呈扩大的趋势,基尼系数由 1967 年的 0.15 上升到 2000 年的 0.458 已处于警戒线(美国为 0.4 左右)<sup>[15]</sup>。正如实证分析中显示,在我国这样一个低人均收入的国家,较大的不平等并不能加快消费需求增长的速度,要实现这一目标,必须发展经济,提高人均收入水平,尤其要促成中等收入阶层的形成和扩大,使收入分配与总消费协调、互动发展。

2. 我国金融发展最突出的特点是金融总量的快速增长。如 M2 与 GDP 比率在 1991 为 0.9,2001 年该比率已达到 1.63<sup>[16]</sup>,超过发达国家水平。但股票债券市场和衍生金融市场还很不发达,市场结构极不合理,信贷配给现象也严重存在,同西方发达国家相比,我国消费信贷的覆盖范围及其在促进消费中所起的作用还十分有限。消费信贷余额占全部贷款余额的比重仅为 6.22%,其中住房贷款余额占全部贷款余额的比重为 4.98%。据统计,美国全部商业银行贷款中,消费信贷约占 15%;全部金融机构的贷款中,消费信贷约占 50%,可以说我国的金融总体发展水平仍很落后。

正如本文文献部分 Greenwood 和 Jovanovic 的分

析, 由于在金融市场不发达的情况下, 享受金融服务需要一定的成本, 不同收入阶层因收入的不同享受到不同的金融服务, 高收入阶层比低收入阶层更容易获得融资支持, 低收入阶层难以获得贷款, 这将导致收入分配在未来进一步恶化, 从而引起消费需求不足, 影响经济的持续增长。国家应通过财税、金融等宏观调控手段缩小城镇居民收入分配的差距, 如在东部发达地区, 加强对购买安居房的审批调查, 防止高收入阶层购买一套或几套房进行投资牟利行为, 并降低低收入阶层的个人住房贷款门槛等, 利用政策性金融解决城镇居民收入分配差距过大和贫困化等问题。

3 以上实证分析结果显示, 金融发展在控制消费需求波动方面具有一定的作用, 所以本文认为, 在中国金融受国家控制的前提下, 金融具有财政功能(周立等, 2002), 金融发展会根据收入不平等的程度而相机调整, 这是因为收入不平等程度必须控制在一定的范围: 从经济意义上讲, 过大的不平等会导致全社会消费需求不足, 消费波动强烈, 从政治意义上讲, 过大的不平等会危及社会的稳定。面对我国不断扩大的不平等, 金融发展相机调整的力度必然加大, 而这正是中西部地区加快金融改革的一个基本动因。

#### 参考文献:

[ 1 ] 陈宗胜. 经济发展中的收入分配 [ M ]. 上海: 上海三联书店, 1991

[ 2 ] Greenwood J Jovanovic B. Financial development, growth, the distribution of income [ J ]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1067—1107

[ 3 ] Galor O Zeira J. Income distribution and macroeconomics [ J ]. Review of Economic Studies, vol. 1993, 38(3—4) (April), pp. 35—52

[ 4 ] Banerjee A V Newman A F. Occupational choice and

the process of development [ J ]. Journal of Political Economy, 1993, vol. 101(2), (April), 274—298

[ 5 ] Clark G Xu L C Zou H F. 2003. Finance and income inequality: test of alternative theories. World Bank Policy Research working paper, 2003, 2984, March

[ 6 ] Kruse J P Smith A A Jr. Income and wealth heterogeneity in the macroeconomy [ J ]. Journal of Political Economy, 1998, vol. 106(5), (October), 867—896

[ 7 ] Jappelli T. Who is credit constrained in the US economy? [ J ]. Quarterly Journal of Economics, 1990, vol. 105(1), 219—253

[ 8 ] Zeldes S P. Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation [ J ]. Journal of Political Economy, 1989, vol. 97(2), 305—351

[ 9 ] 章奇, 刘明兴等. 中国的金融中介增长与城乡收入差距 [ J ]. 中国金融学, 2003(11): 71—99

[ 10 ] 谈儒勇. 中国金融发展与经济增长关系的实证研究 [ J ]. 经济研究, 1999(10): 53—61

[ 11 ] Arestis P Zingales L. Financial dependence and economic growth: the role of stock markets [ J ]. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 33(1): 42—73

[ 12 ] King R G Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right [ J ]. Quarterly Journal of Economics, 1993, vol. 108 (August), 715—752

[ 13 ] 麦金农. 经济发展中的货币与资本 [ M ]. 上海: 上海三联书店, 1988

[ 14 ] 王志强, 孙刚. 中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析 [ J ]. 管理世界, 2003(7): 13—20

[ 15 ] 李实, 等, 著. 中国居民收入分配实证分析 [ M ]. 北京: 社会科学出版社, 2000

[ 16 ] 周立, 王子明. 中国各地区金融发展与经济增长实证分析: 1979—2000 [ J ]. 金融研究, 2002(10): 1—13

责任编辑、校对: 郭燕庆

LU Qi, ZHONG Xin<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Finance, Xian Jiaotong University, Xian 710061, China;

2. School of Economics and Management, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Technical barriers to trade (TBT), as one of the most effective non-tariff barriers, are being used extensively. This fact is due to different reasons such as the gap of technological level, sharp reduction in tariff and elimination of quantitative restriction, demands on health and safety of consumers, exceptional stipulations of WTO agreements, and the characteristics of TBT itself. Some measures of TBT are reasonable, they play positive roles to promote international trade. However, others become trade barriers in the legal form and thus are difficult to deal with. These TBT restrict the growth rate of international trade as well as affect countries' policy in direct or indirect manner.

Key words: Non-tariff barriers, WTO, TBT, Technical Standards, TBT Agreement

### Empirical Study on Income Inequality, Financial Development and Demand Fluctuation in China: 1978-2001

HE Qiu shuo

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: We examine the relationship between income inequality and variability in aggregate consumption demand fluctuation. In high income regions, greater income inequality appears to be associated with more variability in consumption growth, whereas in lower income regions, higher levels of income inequality tend to be associated with less variability. We find some evidences which suggest that the level of financial development may help to explain why the distribution of income affects the short-run variability of consumption in different manners in high and low income regions. The policy recommendation is to accelerate the economic and financial development in low income level regions such as West China and strengthen the financial development adjustment.

Key words: Income inequality, Consumption demand, Financial development

### Empirical Analysis on Constraint of Household Income Gap on Economic Growth

WANG Shao-guo

(School of Economics, Capital University of Economics and Trade, Beijing 100026, China)

Abstract: The household income gap in China tends to enlarge since 1985. The inequality of income becomes constraint on China economic growth. This paper measures the household income gap with adjusted household income ratio and analyzes its constraint level and effects on economics growth.

Key words: Household income inequality, Economic growth, Consumption demand

### Policy Games and their Solutions between Central Government and Local Governments

XIA Yong-xiang, WANG Chang-xiong

(RURC, School of Business, Suzhou University, Suzhou 215021, China)

Abstract: This article describes the policy games between central government and local governments. We hold that the institutional reason of the policy games is market orientated decentralization and political rank-order system with GDP as key indicator. The positive effect of the policy games is the optimization of the central government policies. However,