

xiandai jingjixue
lilun yu fangfa chuangxin luntan

现代经济学理论与方法

创 新 论 坛 (九)

任保平 何爱平 / 主编

中国城乡购买力：由失衡走向平衡 魏 婕

基于AIDS模型的中国城乡消费偏好差异分析 郭 晗

生产风险、资金约束与农户的新品种采用行为 马小勇 周 博

作为隐性补贴的市场分割：理论与经验证据 刘瑞明



中国经济出版社
CHINA ECONOMIC PUBLISHING HOUSE

图书在版编目 (CIP) 数据

现代经济学理论与方法创新论坛. 9/任保平, 何爱平主编.

北京: 中国经济出版社, 2012. 11

ISBN 978 - 7 - 5136 - 1721 - 5

I. ①现… II. ①任…②何… III. ①经济学—文集 IV. ①F0 - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2012) 第 162646 号

责任编辑 燕丽丽

责任审读 霍宏涛

责任印制 石星岳

封面设计 白朝文

出版发行 中国经济出版社

印刷者 北京市昌平区新兴胶印厂

经销者 各地新华书店

开 本 710mm × 1000mm · 1/16

印 张 17.75

字 数 267 千字

版 次 2012 年 11 月第 1 版

印 次 2012 年 11 月第 1 次

书 号 ISBN 978 - 7 - 5136 - 1721 - 5/F · 9400

定 价 39.00 元

中国经济出版社 网址 www.economyph.com 社址 北京市西城区百万庄北街 3 号 邮编 100037

本版图书如存在印装质量问题, 请与本社发行中心联系调换 (联系电话: 010 - 68319116)

版权所有 盗版必究 (举报电话: 010 - 68359418 010 - 68319282)

国家版权局反盗版举报中心 (举报电话: 12390)

服务热线: 010 - 68344225 88386794

目 录

中国城乡购买力：由失衡走向平衡 魏 婕 (1)

生产率增长、要素重置与中国经济增长

——基于分行业的经验研究 赵春雨 朱承亮 安树伟 (18)

基于 AIDS 模型的中国城乡消费偏好差异分析 郭 晗 (36)

生产风险、资金约束与农户的新品种采用行为

——基于陕西三县的经验分析 马小勇 周 博 (47)

作为隐性补贴的市场分割：理论与经验证据 刘瑞明 (67)

“创造性毁灭”视角金融发展、技术吸收与研发

——来自 1985—2009 年跨国面板数据的证据 王 聪 (91)

父母培训对贫困农村女生营养健康状况的影响分析

——基于实验经济学的视角 常 芳 苏小庆 史耀疆 (119)

要素投入、城乡收入差距与农产品相对价格波动 ... 李娟伟 任保平 (138)

基于联立方程模型的中国国际收支双顺差研究 李娟伟 任保平 (158)

房价水平、交通成本与产业区位分布关系再考量

..... 齐讴歌 周新生 王满仓 (181)

人口红利变化的规律、测度及其影响 郭 晗 任保平 (200)

中国性别结构失衡、搜寻匹配和婚姻推迟：理论与实证 江 涛 (220)

中国高技术产业行业效率测度与分解：1999—2009

——基于共享投入关联 DEA 模型 叶 锐 杨建飞 常云昆 (244)

风险约束、市场深化和产权结构的动态演变 李 勇 王满仓 (256)

中国城乡购买力：由失衡走向平衡

魏 婕

摘 要：近些年中国经济增长面临越来越严峻的需求约束，这最为主要的原因在于城乡购买力严重失衡。虽然政府采取一系列启动需求的政策措施，但明显收效甚微，实施的效果与预期存在较大的差距，出现这种结果的主因在于中国典型的二元经济结构特征决定了城乡居民购买力的差别和特殊性。本文基于这样一个视角，提出一个衡量中国城乡购买力平衡与否的标尺，并基于 1991—2009 年省级面板数据实证分析城乡购买力的现状，结果显示现阶段中国城乡购买力仍处于失衡状态，同时仍有诸如城乡收入差距、城乡消费方式的差异、城乡商贸流通体系等因素制约着城乡购买力从失衡走向均衡。

关键词：城乡购买力 总需求 系统 GMM

作者简介：魏婕（1986—），陕西咸阳人，西北大学经济管理学院 2010 级西方经济学专业博士研究生。

一、引 言

改革开放 30 年来，中国经济实现了持续快速增长，长期依靠资本驱动的增长模式近些年颇受诟病，开始越来越多地强调消费需求对经济增长的持续拉动作用。但事实上，典型的二元经济结构特征决定了中国城乡居民

购买力的差别和特殊性，而这被许多学者认为是掣肘国内需求的关键所在。1978 年总消费支出对国民经济贡献达到 48.3%，其中农民消费支出占国民经济总量的 30.0%，城镇居民消费支出占国民经济总量的 18.3%；到了 1990 年，总消费支出对国民经济贡献达到 50.6%，其中农民消费支出占国民经济总量的 25.1%，城镇居民消费支出占国民经济总量的 25.5%。进入 21 世纪，2000 年总消费支出对国民经济贡献不升反降，下降到 46.2%，其中农民消费支出占国民经济总量比例也出现了更为显著的下降，仅有 15.3%，城镇居民消费支出占国民经济总量的 30.9%。最新的数字，2009 年总消费支出对国民经济贡献持续下降，仅有 35.6%，其中农民消费支出占国民经济总量仅有 8.4%，城镇居民消费支出占国民经济总量比例也出现了下降，为 27.1%。由此可见，近些年中国经济增长面临越来越严峻的需求约束，这最为主要的原因在于城乡购买力严重失衡。虽然政府采取了一系列启动需求的政策措施，但明显收效甚微，实施的效果与预期存在较大的差距。本文基于这样一个视角，对中国城乡购买力的现状作一个评价和反思，不单单从城乡收入角度来笼统地说明城乡购买力现状如何，而是通过构建相应的判断标尺来衡量城乡购买力是否处于失衡状态，并进一步分析城乡购买力由失衡走向平衡的路径。

二、文献综述

城乡购买力的问题是研究城乡经济关系长期失衡的重点之一。因为购买力的问题既联系生产又紧贴消费，中国城乡购买力现状如何，制约因素是什么，如何实现城乡购买力平衡，都是现存文献研究的核心所在。

20 世纪 90 年代延续到 21 世纪初，中国的经济实力有了显著增长，无论是商品生产能力还是老百姓的生活水平均有了较大提高，特别是商品生产供给能力的提高速度已显著高于消费需求增长速度，商品市场也由过去的“买方市场”转为“卖方市场”。在这一形势下，诸多研究如何提高和改善城乡购买力的文献，不少分析重点集中在农村，即认为研究农户购买力就具有相当重要的现实意义和理论价值。何蓉等（1999）在对农村居民购买力问题的研究中，通过考察认为，如果劳动力是决定收入分配的决定

性要素，那么在劳动力市场上，农村劳动力是最没有竞争力的一个阶层。城乡居民之间收入分配是公平的，劳动力的素质决定了其能获得的收入量。中国城乡居民“收入分配不公”应被定义为“购买力分布不均”，并探讨了“购买力分布不均”的原因在于户籍制度。陈欣欣等（2000）以1995—1999年浙江10村500个固定跟踪观察农户为基础，对农户家庭生产性固定资产购买力、农户家庭经营用生产资料的购买力、农户家庭住房建设及其建材购买力、农户家庭现金性生活消费水平及其购买力等情况进行了分析，结果显示浙江农户家庭购买力水平整体呈现一个徘徊或下滑趋势，而提高农村居民购买力一是在于提高农民的收入，二是积极启动农村耐用品消费和文化服务消费。史清华等（2001）选择1986—1999年山西和浙江两省10村连续跟踪观察农户为样本，对东西部农户家庭购买力进行了比较，发现东西部农户家庭购买力水平相差悬殊，但演进过程相对较为相似。20世纪90年代中后期以来，东西部农户的购买力均处在徘徊或下降过程中，购买力提高后劲严重不足。造成这一结果的主要原因在于农户收入提高乏力，收入增长呈徘徊或下降趋势。而根源则在于农户家庭经济基础较弱，人力资本储备水平低，非农化进展缓慢。

除此之外，这一阶段对城乡购买力的研究更多的集中在政策层面。赵勇（2000）把“实现城乡购买力动态平衡作为经济发展的新战略”，认为当前城乡购买力差距拉大严重制约国民经济持续、快速、健康发展，具体表现是城乡购买力差距拉大制约国民经济总量增长、掣肘国内需求扩大、误导产业结构调整、阻碍共同富裕进程。提出实现城乡购买力动态平衡是经济持续、快速、健康发展的战略选择政策建议，具体措施在于建立城乡互动机制，来实现城乡购买力动态平衡。国家统计局课题组（2002）对2000年城乡居民购买力来源、投向、结构等进行了总体评估，阐述了内需不足的深层次原因，并对未来一段时期购买力水平及潜能进行预测，提出扩大内需的着力点应放在提高居民购买力水平的政策主张上，一是千方百计提高城乡居民购买力水平；二是从供给方面着手，创造出新的供给方式和供给制度；三是把人们的心理预期维持在一个较好的层面上；四是加大消费政策的调整力度；五是积极推广信用消费等现代消费方式。

新近的研究已经完全从描述性和政策性角度跳了出来，开始尝试构建

关于城乡购买力的模型，并进行实证检验的分析。陈南岳等（2005）在回顾我国消费需求不足成因的基础上，以城乡购买力动态平衡为切入点，通过构建和应用城乡居民消费需求总量最大化条件下的城乡购买力配置模型，得出我国城乡居民购买力配置已经严重失衡的结论，并提出这是导致我国居民消费率低、消费不足的一个重要原因。黄翠等（2006）通过数据实证研究，认为我国城乡居民收入分配与消费需求存在很高的负相关关系，并在此基础上构建了城乡居民消费需求总量最大的城乡购买力配置模型。通过模型计算结果表明，在我国缩小城乡居民收入差距、扩张消费需求尚有较大的政策操作空间。连小超（2008）在城乡购买力动态平衡的理论基础上，尝试构建模型以得出最优配置时的城乡购买力比例，进一步得出我国城乡购买力现在处于一种失衡状况，并从城镇与农村的产品供给角度分析影响我国城乡购买力差距的部分经济因素。

总体来说，新近对中国城乡购买力的研究文献有限，方法上过于一般，所用数据覆盖面较小，且有诸多漏洞。同时在现阶段，重新挖掘中国城乡购买力平衡的问题，有助于为开拓农村市场启动农村消费、扩大内需、改善城乡商贸流通提供参考和依据，所以本文基于此目的，试图创新于两个方面：一是在理论逻辑上弥补不足，采用覆盖面较大的面板数据和较为科学的检验方法来重新审视城乡购买力的问题；二是从更多战略层面上考虑改善城乡购买力、实现城乡购买力平衡的政策含义。

三、城乡居民消费需求最大化条件下城乡购买力配置

探讨城乡购买力平衡的问题，首先要理解何为城乡购买力平衡，同时需要为其寻找一个衡量标尺。

（一）城乡购买力平衡比例的基本内涵

城乡购买力平衡是指在城乡二元经济结构条件下，当城市购买力、农村购买力与城市总产出、农村总产出之间满足平衡匹配关系时，城乡居民可支配收入的分布能够促进国民经济的均衡增长，社会生产和社会消费能实现循环，使经济总量和结构均衡得以最后实现，社会资源配置趋于“帕累托最

优”状态（赵勇，2002）。这种平衡状态从经济学理论上讲，即在某一确定的经济发展水平上，城乡居民消费需求总量达到最大的条件下城乡居民之间存在着唯一的确定的比例关系，在此称之为城乡购买力平衡比例。

1. 城乡购买力平衡比例是个动态变化的过程

城乡购买力平衡比例并非一成不变，随着城市化进程和其他边界条件的变化，城乡购买力是一个相互作用和变化的过程，即城乡购买力平衡比例要随着城乡居民收入水平的变化而不断变化。用数学语言来描述，城乡购买力动态平衡的最优路径是指在不同的经济发展水平上所有满足城乡居民消费需求总量最大的城乡购买力匹配比例的点的集合，在此我们将其称之为城乡购买力绝对平衡路径（陈南岳等，2005）。

2. 城乡购买力的相对平衡是基本目标

在现实经济中，城乡购买力动态平衡的最优路径是一种绝对理想化的状态，要使城乡购买力的比例保持在这一路径上，即城乡购买力比例与城乡购买力动态平衡的最优路径完全一致几乎是不可能的，但城乡购买力绝对平衡路径提供了衡量城乡购买力状况的客观标准。现实经济中存在的只是城乡购买力的相对平衡，这种相对平衡只要求把城乡购买力的比例控制在以城乡购买力动态平衡的最优路径为波动轴的合理区域内。如果城乡购买力比例长期偏离相对平衡所要求的合理区域，就会出现“有购买力者无购买愿望，有购买愿望者又无购买能力”的现象，“消费鸿沟”不断扩大，造成城乡两个市场“断裂”。尽管我们不能使现实经济中的城乡购买力比例的变化曲线与城乡购买力绝对平衡路径保持一致，但我们还是能够使其尽可能接近城乡购买力绝对平衡路径，并且减少其波动的幅度。

（二）城乡居民消费需求最大化条件下城乡购买力配置模型

从上文对城乡购买力平衡的分析指出，用数学语言来描述，城乡购买力动态平衡的最优路径是指在不同的经济发展水平上所有满足城乡居民消费需求总量最大的城乡购买力匹配比例的点的集合。所以在此借鉴陈南岳（2005）、连小超（2008）的模型^①，尝试以最优化全社会消费需求为目标

^① 借鉴陈南岳（2005）和连小超（2008）模型分析框架，主要是将两文中模型的错误加以纠正。

来测度中国城乡购买力配置的状况。本文所认为的城乡购买力是否得到合理配置是以城乡实际收入分配是否能使社会消费需求总量最大化来衡量的,从这一思路出发下面通过建立数学模型来进行分析。

假设农村居民具有完全相同的消费特性,乡村居民的总人数为 N_1 ,人均纯收入为 y_1 ,边际消费倾向为 e_1 ,根据凯恩斯消费函数的假定有: $e_1 = f(y_1)$ 。

同理假设城镇居民具有完全相同的消费特性,乡村居民的总人数为 N_2 ,人均纯收入为 y_2 ,边际消费倾向为 e_2 ,根据凯恩斯消费函数的假定有: $e_2 = f(y_2)$ 。

根据凯恩斯消费函数,假设不存在借贷,即城乡居民的当期消费水平仅取决于当期可支配收入。 c_1 为每个农村居民的消费需求函数,有 $c_1 = \int_0^{y_1} e_1(y_1) dy_1$; c_2 为每个城镇居民的消费需求函数,有 $c_2 = \int_0^{y_2} e_2(y_2) dy_2$ 。

于是全社会总消费需求为: $C = N_1 c_1 + N_2 c_2$,但存在约束条件是总收入 $Y = N_1 y_1 + N_2 y_2$,其中 $y_1 > 0$, $y_2 > 0$, $N_1 > 0$, $N_2 > 0$,则城乡购买力最优的配置问题转化为解如下的优化:

$$\begin{aligned} \max & C(c_1, c_2) \\ \text{s. t. } & Y = N_1 y_1 + N_2 y_2 \end{aligned} \quad (1)$$

解之,将农村居民和城镇居民的消费需求函数代入总消费需求中,可得

$$C = N_1 \int_0^{y_1} e_1(y_1) dy_1 + N_2 \int_0^{y_2} e_2(y_2) dy_2 \quad (2)$$

对(2)式 y_1 求导可得:

$$\frac{dC}{dy_1} = N_1 e_1(y_1) + N_2 e_2(y_2) \frac{dy_2}{dy_1} \quad (3)$$

同样对约束条件总收入 $Y = N_1 y_1 + N_2 y_2$ 求关于 y_1 的导数,得:

$$\frac{dy_2}{dy_1} = -\frac{N_1}{N_2} \quad (4)$$

将(4)式代入(3)式,得

$$\frac{dC}{dy_1} = N_1 e_1(y_1) + N_2 e_2(y_2) \left(-\frac{N_1}{N_2} \right) \quad (5)$$

令 (5) 式等于 0, 则有

$$e_1(y_1) = e_2(y_2), \text{ 即 } \frac{e_1(y_1)}{e_2(y_2)} = 1 \quad (6)$$

由此可见, 基于消费最大化的城乡购买力最优配置比例, 是城乡居民的边际消费倾向相等。虽然城乡购买力平衡表层只是城乡居民 *MPC* 相等, 但深层次意味着城乡居民收入分配机制的改善、收入差距的缩小, 相应社会保障的一致使得消费预期同质化、消费方式和观念趋同化, 这样全社会消费会达到最大, 同时城乡居民的效用也会实现均等, 城乡差距也将日益弥合。

四、最优城乡购买力配置比例的实证分析

为了对现阶段中国城乡购买力配置比例进行分析, 最为核心的在于求得城乡居民边际消费倾向。所以在此需要采用城乡居民消费和收入数据对边际消费倾向进行估算。

(一) 计量模型及方法的选择

边际消费倾向伴随着消费函数这一概念最初由凯恩斯提出。凯恩斯认为总消费是总收入的函数, 边际消费倾向衡量的是在每增加一单位收入中, 消费增加的比重。凯恩斯的这个消费函数被称为绝对收入假说。后在这一基础上, 杜森贝利提出了相对收入假说, 莫迪利安尼提出了生命周期假说, 弗里德曼提出了持久收入假说。对于转轨时期中国消费函数的探讨及估计也主要是基于几类假说的综合 (赵志君, 1996; 余永定等, 2000; 王军, 2001; 邱强等, 2007; 李武, 2007)。在此, 本文以 Hall 的理性预期假说及其消费函数为基础, 并综合参考对于转轨时期中国消费函数的相关研究, 即不仅考虑当期收入对消费的影响, 还应考虑滞后因素的影响, 另外本文采用的 1991—2009 年省级面板数据, 则基本计量模型为:

$$c_{it} = \beta_1 c_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 y_{it-1} + u_{it}^* \quad (7)$$

其中, $u_{it}^* = \gamma_i + u_{it}$, γ_i 为个体效应。 c_{it} 、 c_{it-1} 为城镇 (农村) 居民第 t 、 $t-1$ 期的消费支出, y_{it} 、 y_{it-1} 则为城镇 (农村) 居民第 t 、 $t-1$ 期的收入。

在此，系数 β_2 即为城镇（农村）居民的边际消费倾向。

本文采用的是动态面板分析，则在此采用系统广义矩估计（SYS - GMM）的方法来进行估计。动态面板模型由于存在滞后项，从而滞后项与随机误差项相关形成了内生性，则使用固定效应和随机效应的 OLS 估计将产生有偏与非一致的估计（Hsiao, 1986; Nichell, 1981），因此估计动态面板模型为了得到一致性的估计只能基于与扰动项的差分正交的工具变量所形成的一阶差分的广义矩的估计方法（GMM）（Arellano Bond, 1991）。

但当工具变量与扰动项的一阶差分弱相关时，GMM 估计量具有较大的偏误（Blundell, 1998），为了解决这一问题，Blundell 在 Arellano 和 Bover（1995）的基础上提出了系统广义矩估计（SYS - GMM），其核心在于个体效应外生于内生滞后项的差分。SYS - GMM 估计值的一致性依赖于矩条件的有效性，即工具变量的外生性。Sargan 检验用于工具变量的有效性检验，其原假设为工具变量联合有效，渐近分布函数为卡方分布。同时 SYS - GMM 估计假设随机误差项不存在一阶自相关，否则选取的工具变量就是无效的，则采用 AR（2）检验来检验一阶差分后的残差项是否具有二阶自相关。所有样本期的检验接受原假设，则认为一阶差分方程的随机误差项不存在二阶序列相关，这也说明模型滞后阶的选择是合理的。本文应用了式（7）和 Sargan 检验、AR（2）检验，对城乡消费函数进行检验和估计，同时估算出城乡居民的边际消费倾向。

（二）数据的选取和处理

我国内地共有 31 个省（市、自治区），近年来的行政区划变动和调整也比较频繁，另外从 1985 以来全国分省（市、自治区）历年的统计年鉴来看，1991 年以前的数据基本上是残缺不全的，或是诸如城乡居民消费支出等前后统计口径差别较大，这些都给面板数据的选取与确定带来了很大困难。为了保证数据资料的客观和科学性，我们将 31 个省（市、自治区）中的重庆、西藏剔除，剩余北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、安徽、山东、河南、湖南、湖北、江西、广东、四川、贵州、云南、广西、海南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆共计 29 个省，时间段则选择数据完整、口径一致的 1991—2009 年共 19 年的数据，

分别由这 19 年 29 个省份城乡数据组成了城镇居民收入和消费、农村居民收入和消费的面板数据，每组面板数据共计 551 个观测值。

在此基础上，将两组数据的有关指标处理如下：

城镇居民实际人均可支配收入：有关各省（市、自治区）历年城镇居民人均可支配收入名义值/城镇人均可支配收入指数（1978 = 100）* 100；

城镇居民实际人均消费性支出：有关各省（市、自治区）历年城镇居民消费性支出的名义值/人均 GDP 指数（1978 = 100）* 100；

农村居民实际人均纯收入：有关各省（市、自治区）历年农村居民人均纯收入名义值/农村人均纯收入指数（1978 = 100）* 100；

农村居民实际人均消费性支出：有关各省（市、自治区）历年农村居民消费性支出的名义值/人均 GDP 指数（1978 = 100）* 100。

（三）模型的估计、检验及结果说明

本文所研究的样本期从 1991—2009 年包含了我国典型的一个增长周期及不同形态的通货膨胀调整过程，这些因素都会对消费者产生影响，改变其消费行为，即边际消费倾向很有可能发生变化。为此，本文应用 SYS - GMM 动态面板以 10 年为期对城镇和农村的数据进行滚动估计，工具变量为滞后 2 ~ 3 期。

1. 1991—2009 年城乡居民消费函数的滚动估计

采用 STATA11.1 分别用城乡面板数据进行估计，估计结果见表 1 和表 2：

表 1 1991—2009 年城镇居民消费函数的滚动估计结果

	c_{it-1}	y_{it}	y_{it-1}	Sargan 检验	AR (2)	Wald 检验	观测值 个数
1991—2000	0.733*** (0.008)	0.545*** (0.003)	-0.445 (0.003)	28.150 (p = 0.21)	-0.839 (p = 0.40)	2.86 * 10 ⁻⁶ (p = 0.00)	261
1992—2001	0.745*** (0.006)	0.543*** (0.001)	-0.448*** (0.002)	28.211 (p = 0.35)	-0.710 (p = 0.48)	4.37 * 10 ⁻⁷ (p = 0.00)	290
1993—2002	0.717*** (0.005)	0.506*** (0.002)	-0.393*** (0.002)	27.664 (p = 0.536)	-1.063 (p = 0.29)	1.80 * 10 ⁻⁶ (p = 0.00)	290

续表

	c_{u-1}	y_u	y_{u-1}	Sargan 检验	AR (2)	Wald 检验	观测值 个数
1994—2003	0.670*** (0.010)	0.534*** (0.004)	-0.401*** (0.002)	27.874 (p=0.58)	0.110 (p=0.91)	2.19 * 10 ⁻⁶ (p=0.00)	290
1995—2004	0.679*** (0.008)	0.495*** (0.004)	-0.366 (0.002)	28.266 (p=0.56)	0.066 (p=0.94)	933867.61 (p=0.00)	290
1996—2005	0.748*** (0.005)	0.362*** (0.003)	-0.263*** (0.004)	28.470 (p=0.55)	1.177 (p=0.24)	4.29 * 10 ⁻⁶ (p=0.00)	290
1997—2006	0.770*** (0.007)	0.226*** (0.003)	-0.134*** (0.002)	28.718 (p=0.53)	1.097 (p=0.27)	1.28 * 10 ⁻⁷ (p=0.00)	290
1998—2007	0.773*** (0.006)	0.159*** (0.004)	-0.069*** (0.005)	28.325 (p=0.55)	1.512 (p=0.13)	1.07 * 10 ⁻⁶ (p=0.00)	290
1999—2008	0.859*** (0.008)	0.114*** (0.004)	-0.058*** (0.005)	28.513 (p=0.54)	1.293 (p=0.20)	1.13 * 10 ⁻⁶ (p=0.00)	290
2000—2009	0.898*** (0.004)	0.103*** (0.002)	-0.065*** (-0.004)	28.434 (p=0.55)	1.158 (p=0.25)	3.41 * 10 ⁻⁶ (p=0.00)	290

注：①括号内数字为估计的标准差；②***、**、* 分别表示该估计量在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 2 1991—2009 年农村居民消费函数的滚动估计结果

	c_{u-1}	y_u	y_{u-1}	Sargan 检验	AR (2)	Wald 检验	观测值 个数
1991—2000	0.754*** (0.004)	0.696*** (0.008)	-0.604*** (0.007)	26.624 (p=0.27)	0.305 (p=0.76)	353135.30 (p=0.00)	261
1992—2001	0.932*** (0.001)	0.609*** (0.002)	-0.609*** (0.003)	28.623 (p=0.33)	-0.008 (p=0.99)	1.27 * 10 ⁻⁷ (p=0.00)	290
1993—2002	0.694*** (0.003)	0.753*** (0.002)	-0.631*** (0.003)	28.454 (p=0.49)	0.462 (p=0.64)	2.99 * 10 ⁻⁶ (p=0.00)	290
1994—2003	0.768*** (0.003)	0.731*** (0.004)	-0.656*** (0.003)	28.749 (p=0.53)	1.703 (p=0.32)	785863.01 (p=0.00)	290
1995—2004	0.687*** (0.009)	0.803*** (0.006)	-0.689*** (0.003)	28.558 (p=0.54)	2.579 (p=0.08)	200372.26 (p=0.00)	290
1996—2005	0.696*** (0.005)	0.780*** (0.006)	-0.671*** (0.005)	28.029 (p=0.57)	1.561 (p=0.12)	9.62 * 10 ⁻⁶ (p=0.00)	290
1997—2006	0.690*** (0.005)	0.637*** (0.015)	-0.529*** (0.015)	28.780 (p=0.53)	1.543 (p=0.11)	869350.22 (p=0.00)	290

续表

	c_{u-1}	y_u	y_{u-1}	Sargan 检验	AR (2)	Wald 检验	观测值 个数
1998—2007	0.601*** (0.002)	0.148*** (0.007)	-0.001 (0.008)	28.299 (p=0.55)	1.698 (p=0.10)	3.18 * 10 ⁻⁶	290
1999—2008	0.453*** (0.006)	-0.169*** (0.015)	0.375*** (0.017)	28.507 (p=0.54)	1.173 (p=0.24)	294584.62 (p=0.00)	290
2000—2009	0.418*** (0.002)	0.048*** (0.009)	0.164*** (0.009)	28.913 (p=0.52)	1.105 (p=0.28)	475827.81 (p=0.00)	290

注：①括号内数字为估计的标准差；②***、**、* 分别表示该估计量在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 1 和表 2 中，城镇、农村居民消费函数的绝大部分变量的滚动估计量在 1% 的水平上都是显著的，Sargan 检验表明（原假设为工具变量有效）选择的工具变量是联合有效的。AR (2) 检验均不能在 10% 的显著水平上不能拒绝原假设，说明一阶差分项是服从一阶自相关的，但并无二阶自相关，这也说明模型滞后阶的选择是合理的。

2. 城乡居民边际消费倾向比较及购买力最优配置比例的评测

为更直观地比较城乡居民购买力最优配置比例，我们将表 1、表 2 中 y 的估计系数，即城镇、农村居民的边际消费倾向及其动态变化特征，用表 3 总结出来，并用折线图图 1 表示。

表 3 城镇、农村居民的边际消费倾向及其动态变化特征

	1991— 2000	1992— 2001	1993— 2002	1994— 2003	1995— 2004	1996— 2005	1997— 2006	1998— 2007	1999— 2008	2000— 2009
城镇 MPC	0.545	0.543	0.506	0.534	0.495	0.362	0.226	0.159	0.114	0.103
农村 MPC	0.696	0.609	0.753	0.731	0.803	0.780	0.637	0.148	-0.169	0.048

从表 3 和图 1 可以清楚地看出关于城乡边际消费倾向的几点结论：
①我们以 10 年为滚动窗口期，可以看出随着时间的推移，城镇和农村居民的边际消费倾向呈现不断的下降趋势。虽然不论是城镇居民的人均可支配收入还是农村居民的纯收入都在不断增长，但消费支出并无相应速度的增

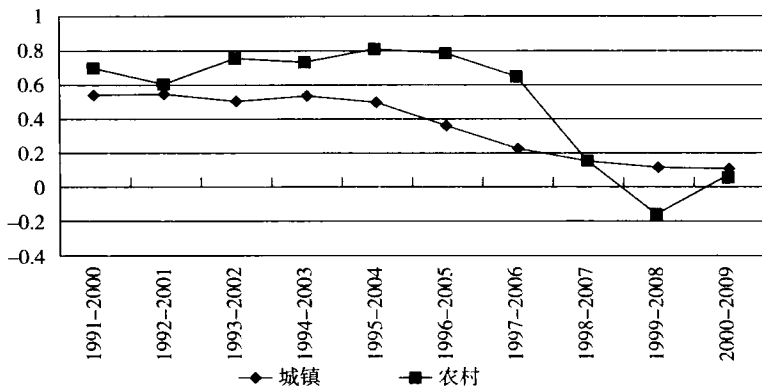


图1 城镇、农村居民的边际消费倾向变化的折线图

长,说明了在医疗、就业等社会保障没有完善的当下,不论城镇居民还是农村居民对未来不确定性增大,对未来自身消费出现悲观预期,预防性需求大量增加,使得在消费者人均收入增长的情况下,社会有效需求仍然明显不足。②在20世纪90年代到21世纪初农村居民边际消费倾向高于城镇居民,原因不在于农村居民更具有消费愿意,而是其收入更低,增长更缓慢。城镇居民和农村居民的收入比由1991年的2.40:1,扩大到2000年的2.79:1,城乡居民收入差距呈扩大趋势,所以在收入较低的情况下,农村居民的人均现金支出占其现金收入的比重已经超过了90%,农村居民维持其基本生活的支出在收入中的比重较城镇居民更高。但是进入21世纪,农民工大量流入城市,同时在农村进行的一些税费改革力度的加大,农村居民整体收入状况还是出现变化,其边际消费倾向下降得更快一些,即维持基本生活的支出增长已经慢于人均收入的增长,农村居民越来越多倾向于多储蓄。

从城乡购买力配置的比例来看,前文我们将城镇居民 MPC = 农村居民 MPC 定义为最优的城乡购买力配置比例,即城乡购买力实现了平衡,同时我们也说明了城乡购买力相对平衡就是把城乡购买力的比例控制在以城乡购买力动态平衡的最优路径为波动轴的合理区域内。若我们将1998—2007的城镇 MPC 为0.159和农村 MPC 为0.148看做是城乡购买力相对平衡,那么其他时间段内城镇和农村居民边际消费倾向两者之间相差较大,同时城乡居民边际消费倾向并无一定的整合趋势,所以我们可以得出这样一个

结论，在过去的1991—2009年的19年期间城乡购买力非平衡是常态，即现阶段中国城乡购买力的最优配置比例并未达到，城乡购买力处于一种明显的失衡状态。

3. 中国城乡购买力配置比例不合理的原因分析

根据上文所分析现阶段中国城乡购买力配置比例并未实现最优，城乡购买力整体处于明显的失衡状态，其中应该有以下几个方面的影响因素：

(1) 城乡收入差距。边际消费倾向与收入高度相关，同时城乡购买力平衡，即配置比例实现最优最为根本的还是在于城乡居民的收入。中国社会城乡之间的二元制度造成了城乡的各个方面的割裂，如果说过去是严格的户籍制度造成的城乡之间经济上的不平等，那么随着这些年农村劳动力流入城市速度加快，更为多层次的诸如城乡在社会保障、福利待遇等方面的二元结构的存在，才是促使城乡之间差距进一步拉大的关键所在。另外，虽然每年有大量的人口从农村走向城市，但是城市并没有承认他们的身份，他们的根还在农村，这种“钟摆式”的城乡移动、“候鸟式”的人口迁移，虽较于过去经营自给自足的自然经济，收入有了很大的改善，但相比较多受益于经济高增长、城市快速发展的城镇居民，农民付出了太多却获得很少，这样就不可避免的在中国，城乡居民收入差距出现全方位扩大，这种一直难以改善的差距成为城乡购买力失衡的主因。

(2) 城乡消费方式的差异。影响城乡购买力平衡的因素除了收入水平之外，还有诸如文化背景、消费习惯等因素。中国历史上延续了几千年的自给自足的自然经济中，形成了人们自给性、封闭式的消费观，即所谓“小富即安，温饱知足”、“食不兼味，衣不重彩”。农村居民忌讳“寅吃卯粮”，因而即期收入成为当前消费的最大极限。他们极少“负债”消费或“超前消费”，不愿意把明天的钱提前到今天来用。虽然由于过去因为农民收入过低，为了满足基本生活，他们的边际消费倾向较高，但当农村居民的收入不再处于维持基本生活水平线上，农村居民就会转而成为正常的理性经济人，农村居民省吃俭用、置房置地、自求保障的传统思维方式会使得农村居民边际消费倾向在很长一段时间内低于城镇居民。城乡长久以来形成的文化传统，加之城乡区别的福利政策，使得城乡居民消费行为