

中国居民消费决定中的财政分权因素

邓可斌 易行健*

摘要：本文首次建立引入财政分权因素的跨期消费资产定价模型，证明中国财政分权是居民消费决定中的关键因素：一方面，分权程度提高会带来居民收入增长，进而促进消费的增加；另一方面，分权程度提高会导致居民收入不确定性的增强，进而引起消费的下降。基于中国 29 个省区 1990—2009 年面板数据的实证研究验证了理论模型的判断。研究发现：预期收入水平和收入不确定性同时受财政分权因素影响，当它们共同进入模型时，只有预期收入水平系数显著为正，收入不确定性变量系数显著水平不稳定且符号不符合预期。无论引入控制变量，还是调整变量度量指标，研究结论都是稳健的。缺失财政分权因素的消费资产定价模型对于中国情况缺乏解释力，融入财政分权因素的模型则较好地拟合中国实际。

关键词：财政分权 居民消费 收入不确定性 跨期消费资产定价模型

一、引言

在中国居民消费决定问题的理论研究和实践中，政府财政投入的作用并没有得到充分的认识和重视。在政策执行中，政府财政政策的着力点一般主要在于投资，尤其是基础设施投资，关注的是投资带来的 GDP 增长和就业水平的提高，而对财政投入如何才能充分促进居民收入水平提升、稳定居民未来消费支出的不确定性，或提高居民消费倾向均缺乏认真的理论与政策考量。虽然现有研究没有给出财政投入与居民消费增长之间的直接联系，但是，根据已有理论，是财政分权而不是财政投入直接影响着中国经济增长。因而，我们很容易得到的一个经济学直觉是，或许财政权力的分配而不是财政的直接投入才是影响消费的关键因素。对这个直觉的分析和研究成为本文的出发点。我们简单地通过散点图（图 1）描画了财政分权程度与各省区人均消费支出的关系^①。可见，两者之间存在着高度线性正相关关系。

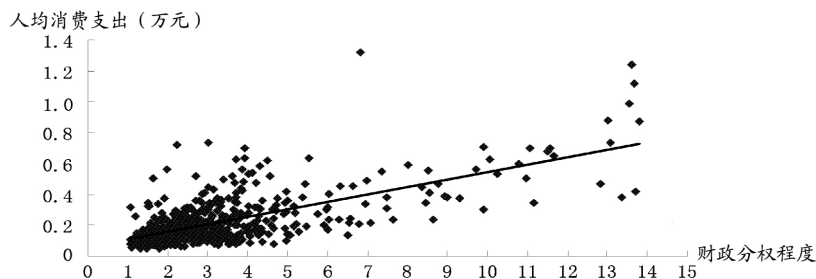


图 1 财政分权程度与人均消费支出

* 邓可斌 广东外语外贸大学财经学院、国际经贸研究中心 邮政编码：510006 电子信箱：dengkebin@mail.gdufs.edu.cn；易行健 广东外语外贸大学国际经贸学院、国际经贸研究中心 邮政编码：510006 电子信箱：yxjby@163.com。

基金项目：国家自然科学基金“考虑政府偏好因素的技术创新对股价波动影响机制研究”（71003030）、国家自然科学基金“基于家庭异质性特征视角的微观消费储蓄行为与促进消费的宏观经济政策研究”（71073032）、国家社科基金项目“中国扩大内需政策的边界拓展和技术创新研究”（10CJL010）、教育部人文社科研究青年基金项目“中国内生性财政分权的理论研究及其实证检验”（09YJC790052）、国家社科基金重大攻关项目“应对国际资源环境变化挑战与加快我国经济发展方式转变研究——基于政府规制视角”（09&ZD021）。作者感谢匿名审稿人、王贤彬博士的评论和建设性修改意见。当然，文责自负。

^①数据来源于历年《中国统计年鉴》。其中，遵循以往研究惯例，财政分权度等于人均各省本级财政支出与人均中央财政支出（包括预算内支出与预算外支出）的比值。

本文之所以关注财政分权对消费的影响作用,另一个原因在于现有的消费理论与中国实践难以吻合。基于跨期消费资产定价模型的传统消费研究认为,预期收入水平、收入不确定性和居民储蓄偏好是决定消费水平的主要因素(Deaton,1997; Backus et al., 2004)。虽然我国居民的低消费与高储蓄现象在很长一个时期内成为国内外学术界关注的重点,然而目前鲜见能证实消费资产定价理论在中国成立的文献,恰恰相反,仅有的极少数相关实证研究表明,消费资产定价模型并不能够拟合中国的消费现象(鲁昌,2001)。但另一方面,已有研究又发现,上述三大影响因素在中国同样发挥着关键作用。比如,袁志刚和朱国林(2002)、李扬和殷剑峰(2007)发现收入水平的不均衡(分配不均)是中国消费不足现象的重要成因;宋铮(1999)、万广华等(2001)、罗楚亮(2004)指出收入不确定性太强使得中国居民边际消费倾向下降;Chamon 和 Prasad (2010)、龙志和和周浩明(2000)、易行健等(2008)、周绍杰(2010)的研究则强调了预防性储蓄倾向对我国消费的影响作用。

如果以上三方面因素对中国消费现象具有充分的解释力,那么为什么难以在已有文献基础上构建适合中国国情的消费资产定价模型呢?尝试解答这一问题,并构建经济转型环境下的中国消费资产定价理论正是本文研究目的所在。在这里我们的感觉是,既然三大因素各自都对消费问题有明显的解释力,但又难以形成共同的消费理论框架,那么就存在着这样的可能:其中某些因素间存在着关联性,致使它们难以在模型中共同发挥作用。但是,预期收入水平、收入不确定性和居民储蓄偏好这几大因素从表面上看似乎是独立的,如果我们的猜想成立,那么就必须找到能使得这些因素彼此发生关联的机制。

需要指出的是,已有文献在寻找这一机制方面也做了大量的工作,但关注点普遍集中在证明收入不确定性与居民储蓄偏好间的关联上。现有研究大多基于预防性储蓄理论,并进行了大量的实证检验。如孙凤和王玉华(2001)认为未来收入的不确定性显著减少当期消费并使得居民储蓄行为存在很强的预防性储蓄动机;龙志和和周浩明(2000)、易行健等(2008)也认为收入不确定性使得我国城镇居民与农村居民存在较强的预防性储蓄动机;王曦和陆荣(2008)则证明由于中国居民需要面对收入与支出的双重不确定性^①,从而导致我国居民具有更强的预防性储蓄动机。

综合以往研究成果,我们认为,上述影响消费的因素是否存在以及如何存在关联性这一问题仍未解决。以往研究将这一关联性主要归结为居民预防性储蓄动机与收入不确定性存在紧密相关关系(施建淮、朱海婷,2005)。但这一解释存在以下问题:理论上,收入的不确定性仅会显著地影响消费和储蓄总量(这其中也包括预防性储蓄),但不应对预防性储蓄动机产生很强的冲击^②。因为,预防性储蓄动机是人们对未来消费不确定性的心理偏好,它与不确定性本身虽有联系但区别仍十分明显,不应混为一谈;而且相对于不确定性的变化无常,这种心理偏好应该相对稳定(虽然也会像人的情绪一样存在波动)。换言之,如果收入不确定性与居民储蓄偏好是紧密关联的,在消费资产定价模型中就没有必要也无法将其区分开,而这一推论显然与国外众多消费资产定价模型的文献是相悖的。

本文试图从一个新的视角厘清上述因素间的关联性。正如本文开篇所说的那样,既然财政分权已被公认为解释中国改革进程的重要因素,那么一个直觉就是财政分权应当也能对中国居民的消费产生重要影响。虽然已有的研究均未致力于直接证实这一经济学直觉,但一些间接的证据已经或多或少说明了,剖析财政分权因素在中国消费中的作用或许是建立适合中国的消费资产定价理论的关键。这些证据既包括财政分权对经济和收入增长的正面显著影响(如 Zhang and Zou,1998; 张晏、龚六堂,2006);也包括财政分权在拉大收入差距和增加收入不确定性方面的作用(陈安平、杜金沛,2010;周业安、章泉,2008)。由此给我们一个很自然的启发是:在影响消费水平的三大因素中,中国的财政分权至少对居民收入水平(包括预期收入水平)和收入不确定性两大因素都有着重要影响。也就是说,这两个对消费有着重要影响的因素很可能会因为财政分权而产生关联性。

事实上,中国财政分权对收入增长的正面影响和对收入不确定性的负面影响,正是分别从两个方面代表了财政分权的激励作用和负面作用。早期的分权理论较为强调财政分权的正面激励作用。无论是 Tiebout (1956)的“用脚投票”理论,还是 Oates(1999)的“财政联邦主义”理论,都在试图说明财政分权对经济增长

①一般认为收入与支出不确定性紧密关联,两者是否需要明确区分开仍未有定论,故本文对此暂存不论。

②由此可见,预防性储蓄和预防性储蓄动机是两个不同概念。收入不确定性从理论上影响预防性储蓄,但不应对预防性储蓄动机产生太大的影响。

的正面影响,立足点亦均是强调政府间的竞争和地方政府的信息优势对改善公共品、提高经济产出和增加居民收入等方面的正面激励作用。针对转型经济环境的研究亦表明,分权后政府间的竞争使得分权有利于经济增长(Qian and Weingast,1997; Qian and Roland,1998) ①。分权对于转型国家经济与收入增长的正面作用也已得到较多实证文献的支持(如 Zhang and Zou,1998; Lin and Liu,2000; 张晏、龚六堂,2006; 温娇秀,2006; 等等)。

近期反思中国财政分权负面效应的文献则逐渐增多。比如,严冀和陆铭(2003)认为分权会导致地方保护主义的增强,从长远来说可能会损害地方财政与中央财政的健康。丁菊红和邓可斌(2008)指出,中国的分权形成取决于中央与地方政府偏好的博弈,高度的分权体制是因为政府偏好“硬”公共品生产的结果。此时,地方政府不愿提供需要更多财力却更少政绩的“软”公共品②,分权虽然带来了收入和“硬”公共品的快速增长(张军等,2007),但却使得“软”公共品的供给不足,并拉大了经济增长的地区差距,从而导致收入差距扩大(丁菊红、邓可斌,2009; 陈安平、杜金沛,2010),并引致经济波动和居民收入不确定性增加(周业安、章泉,2008)。

由是观之,将财政分权因素结合进消费资产定价模型,不仅有助于建立和完善中国特色的消费资产定价理论,而且可以加深我们对中国式分权的认识和理解。更重要的是,如果我们的上述直觉能够得到证实,就意味着实践中紧密联系但文献中却相互较为独立的消费与财政分权问题能够在理论上内洽统一起来。本文的主要创新之处正在于此。我们将分权理论结合进以往的储蓄消费理论,推导出中国分权改革背景下的跨期消费资产定价模型。我们的贡献在于:(1)基于消费资产定价模型,从理论上分析了分权、预期收入水平、收入不确定性与居民消费的内在联系,证明了分权对中国居民消费水平的决定性作用;(2)给出具有稳健性的经验证据,证明了引入分权因素的消费资产定价模型所具有的独特解释力;(3)从理论和实证上亦给出证据说明了缺乏分权因素的传统消费资产定价理论对中国居民消费为何缺乏解释力。

本文余下部分结构为:第二部分建立理论模型,并给出相关推论;第三部分对实证研究方法、数据来源进行说明;第四部分给出实证研究的结果;第五部分是稳健性检验;最后是全文总结。

二、引入财政分权因素的消费资产定价模型

本部分我们推导财政分权与消费之间的理论联系,建立引入财政分权因素的消费资产定价模型。首先,不失一般性,采用储蓄消费理论常用的期望效用(expected utility)函数分析框架(Deaton,1997; Backus, et al.,2004),假设经济人具有递归偏好,也即 t 期效用为:

$$U_t = V[u_t, \mu(U_{t+1})] \quad (1)$$

式(1)中, U 表示经济人的总效用函数, μ 表示经济人当期消费产生的效用, μ 表示经济人来自于储蓄资产的效用。在不影响识别的情况下,我们省去时间下标 t ,设经济人当期财产总数为 a ,总的财产价值(效用)就可以表示为:

$$U = J(a) = u(c) + \beta EJ[r(a - c) + y]$$

式中 β 为传统的几何时间贴现因子, c 为当期消费, r 为储蓄资产收益率, y 为当期经济人的收入。用“*”表示最优值(下文同),则财产的稳定价值(效用)为:

$$J(a) = u(c^*) + \beta EJ[r(a - c^*) + y] \quad (2)$$

于是最优消费可表示为:

$$c^* = \arg \max_c \{ u(c) + \beta EJ[r(a - c) + y] \}$$

令 y 服从正态分布,且有 $y \sim NID(\kappa, \sigma^2)$,其中 κ 为均值, σ^2 为方差。将效用函数设为常绝对风险规避(CARA)形式: $u(x) = \mu(x) = -\alpha^{-1}(E \exp(-\alpha x))$,并猜想 $J(a) = A + B\mu(a)$,其中 A 和 B 为常数。令 a' 代表下期资产,于是有:

$$J(a') = A + B\mu(r(a - c) + y) = A - B\alpha^{-1}(E \exp(-\alpha(r(a - c) + \kappa + \varepsilon)))$$

其中 ε 表示没有预期到的收入变化,其均值为0。等式两边取期望值,有:

①这方面更多的文献介绍详见严冀和陆铭(2003)。

②这里,“软”公共品是指那些政府提供的无形的准公共品,如医疗、教育、卫生等;而政府提供的所有有形准公共品界定为“硬”公共品。为使概念简洁且易于区分,本文也同样使用“软”、“硬”公共品的概念。

$$\begin{aligned}
EJ(a) &= A + B(-\alpha^{-1}) E[\exp(-\alpha(r(a-c) + \kappa + \varepsilon))] \\
&= A - B\alpha^{-1} [\exp(-\alpha(r(a-c) + \kappa)) \cdot E(\exp(-\alpha\varepsilon))] \\
&= A - B\alpha^{-1} [\exp(-\alpha(r(a-c) + \kappa)) + \frac{\alpha^2 \sigma^2}{2}]
\end{aligned} \quad (3)$$

可求得最优消费为①:

$$c^* = a - \frac{\ln B}{\alpha} = \frac{(r-1)a + \kappa}{r} - \frac{\ln \beta r}{\alpha r} - \frac{\alpha \sigma^2}{2r} \quad (4)$$

(4) 式中第二个等式右边第三项即预防性储蓄,反映由于未来收入不确定性增加的储蓄额。预防性储蓄动机则只与 α 有关。可见,在一个资本收益 r 稳定、居民预期收入无增长的经济状态下,消费水平取决于收入预期水平 κ 和收入不确定性 σ^2 。同时也说明,收入不确定性 σ^2 与预防性储蓄动机分别具有相对的独立性。

现实中,中国的资本收益相对稳定②,但居民收入却是不断增长的,因而还必须考虑收入增长率因素。我们用 g 表示经济(收入)增长率,加入下标 t 表示时期,有: $y_{t+1} = y_t(1+g_t) + \xi_t$, 其中 ξ_t 服从均值为 0、方差为 σ_t^2 的正态分布。接着用变量 f 代表分权程度,如前文所述,我们已经知道分权程度增加会导致收入水平提升与收入差距扩大,即有: $\frac{dy_{t+1}}{df_t} > 0$, $\frac{d\sigma_t^2}{df_{t-1}} > 0$ 。于是(4)式可变为:

$$c_t^* = \frac{(r-1)a_t + y_{t+1}(f_t)}{r} - \frac{\ln \beta r}{\alpha r} - \frac{\alpha \sigma_t^2(f_{t-1})}{2r} \quad (5)$$

(5) 式说明,在资本收益率 r 、居民风险偏好 α 和 β 不变的情况下,分权程度引起的消费变化取决于两个因素:一是分权增加所带来的预期居民收入水平 y_{t+1} 的变化;二是分权增加所引起的收入不确定性 σ^2 的变化。进一步地,为简单起见,我们令分权与下期收入水平、收入不确定性间均存在线性关系,即可以有以下表达式: $y_{t+1} = \tau_0 + \tau_1 f_t$, $\sigma_t^2 = l_0 + l_1 f_{t-1}$ 。 τ_0, τ_1, l_0, l_1 均为正的常数。于是式(5)可改写为:

$$c_t^* = \frac{(r-1)a_t + (\tau_0 + \tau_1 f_t)}{r} - \frac{\ln \beta r}{\alpha r} - \frac{\alpha(l_0 + l_1 f_{t-1})}{2r} \quad (6)$$

式(6)是一个易于实证的模型。而且我们从中可以看到,在模型中 f_{t-1} 因子和 c_t^* 的相关性是负的,相关系数值取决于分权对收入不确定性的负面影响(也即 αl_1) 值的大小。而 f_t 因子与 c_t^* 正相关。于是可以总结得到本文的理论命题。

命题 1: 即期财政分权程度与消费水平正相关,前期财政分权程度与消费水平负相关。

命题 1 充分说明了财政分权对消费水平存在两方面的影响:一方面,分权程度提高会带来居民收入增长,从而使即期消费增加;另一方面,分权程度提高还会使居民收入不确定性增强,并带来下期消费的下降。进一步地,将式(6)与式(5)相比我们可以发现,原本影响消费的收入水平和收入不确定因素,由于财政分权因素的替代而消失了。这就在理论上证明:由于财政分权因素同时决定预期收入水平和收入不确定性,使得预期收入水平和收入不确定性间存在着共线性问题,且会引致这两个因素与消费水平变量间存在内生性。因而传统的消费资产定价模型难以拟合现实的情况。也就是说,如果对传统消费资产定价模型进行实证检验,预期收入水平与收入不确定性的系数很可能会不显著,符号也可能不符合预期。

三、实证研究设计

(一) 研究假设

根据理论模型的分析,我们用下期收入水平变量替代预期收入水平变量,然后针对命题 1 提出以下实证研究假设 1 与假设 2。

研究假设 1: 即期财政分权 f_t 与消费水平 c_t^* 显著正相关。备择假设是两者不相关或负相关。

研究假设 2: 前期财政分权 f_{t-1} 与消费水平 c_t^* 显著负相关。备择假设为两者正相关或不相关。

由上文对财政分权变量与消费资产定价模型关系的分析我们延伸出研究假设 3。

①求解过程可见附录。

②蒋云赞和任若恩(2004)的研究表明,中国的资本收益率基本上是稳定的,每年不超过 6%。

研究假设 3: 在不引入财政分权变量的情况下, 当下期收入水平与收入不确定性变量共同进入方程时, 它们与消费水平不会全部存在符号符合预期的显著相关性。备择假设是这两个变量与消费水平均存在符号符合预期的显著相关性。

(二) 实证模型

根据研究假设 1 和 2, 由式(6)引申出以下回归模型:

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 f_t + \alpha_2 f_{t-1} + \alpha_3 D_t + \alpha_4 Year_t + v_t \quad (7)$$

式(7)中 f_t 、 f_{t-1} 代表即期和前一期分权程度; D_t 是宏观政策因素控制向量(虚拟变量组), 具体包括三个变量; $Year_t$ 是年度控制向量(虚拟变量组) v_t 为残差项。研究假设 1 要求 α_1 显著为正, 研究假设 2 要求 α_2 显著为负。接着根据研究假设 3 及传统的消费资产定价模型, 建立以下回归模型:

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t+1} + \beta_2 inc_t + \beta_3 D_t + \beta_4 Year_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

(8) 式中 ε_t 为残差项 y_{t+1} 代表下一期居民收入 g_t 表示收入增长率 inc_t 代表收入的不确定性(即式(5)中的 σ_t^2)。研究假设 3 要求不同时出现 β_1 显著为正和 β_2 显著为负的情况。

在对式(7)回归中, 当 f_t 和 f_{t-1} 同时进入方程时, 两者显然存在多重共线性。而且当 f_{t-1} 进入方程时, 还使得实证存在内生性问题的隐忧。在对式(8)回归时, 误差项间也可能存在着截面和时间序列上的相关性。此时, 如果使用传统静态面板估计方法估计式(7)和式(8), 就存在着偏误的隐忧。为此我们采用 Arellano 和 Bover(1995)、Blundell 和 Bond(1998)提出的系统广义矩估计(System GMM)方法进行动态面板数据回归, 这种方法可以同时克服多重共线性、异方差和自相关的问题。鉴于此, 我们选择 SYS-GMM 方法对式(7)和式(8)进行回归。具体而言, 对方程(7)回归时, 我们以 f_{t-2} 作为 f_{t-1} 的工具变量, 以 f_{t-1} 作为 f_t 的工具变量。然后把这些工具变量与一个额外补充的工具变量——滞后一期的各省城镇居民人均收入增长率^①——一起作为工具变量进行 SYS-GMM(one step)^② 动态面板回归。对方程(8)回归时, 我们以 f_{t-1} 作为 f_{t+1} 的工具变量 inc_{t-1} 作为 inc_t 的工具变量^③, 再把滞后一期的各省城镇居民人均收入增长率作为额外补充的工具变量一起进行回归。

作为比较, 在对式(7)的回归中, 当 f_{t-1} 未进入模型时, 我们也给出传统静态面板估计方法的结果。在选择具体的静态面板估计方法时, 根据数据情况, 为最大限度地利用面板数据的优点, 尽量减少估计误差, 可选用混合最小二乘法(POLS)、固定效应(FE)估计法和随机效应(RE)估计法等。与一般的研究程序相似, 我们根据 Hausman 检验的结果来判断是采用固定效应(FE)还是随机效应(RE)模型。如果判定结果为 RE 模型, 我们使用 BPLM 检验去比较 POLS 和 RE 模型的适用性; 如果判定结果为 FE 模型, 我们则使用 F 检验进一步确认是选用混合模型(POLS)还是固定效应(FE)模型。在下文的回归结果报告中, 我们根据以上检验程序直接列出所选择静态回归方法的回归结果。^④

式(7)和式(8)中各变量的详细说明及解释变量的符号预期见表 1。其中, 按照研究惯例, 财政分权度我们使用支出比例度量, 即用人均各省本级财政支出与人均中央财政支出的比值作为财政分权度代理变量(张晏、龚六堂 2006)。为保证研究科学性, 我们还采用另一种方式计算财政分权度, 并在第五部分进行了稳健性检验。具体计算方法为: 人均各省本级财政支出/(人均中央财政支出 + 人均省级财政支出)。由于各省人均收入数据均是城镇和农村分别统计, 但在公开的数据中, 农村与城镇人口数据缺失较为严重, 因而我们难以精确计算每个省的人均收入数据。为稳健起见, 我们也分别用人均城镇居民可支配收入和人均农村居民纯收入作为人均收入变量的替代变量。在第四部分我们首先给出使用人均城镇居民可支配收入数据的结果, 在第五部分的稳健性检验中给出使用人均农村居民纯收入数据的结果。另外, 对于收入不确定性 inc_t 的计算我们也采用两种方法保证研究的稳健性: $inc1_t$ 是一些实证文献中见到的用收入增长率平方来表征收入不确定性的方法; $inc2_t$ 是用卡尔曼滤波法计算的收入不确定性。 $inc2_t$ 具体计算方法为, 首先针对每

①加入这一工具变量的原因在于, 过往的城镇居民人均收入增长率会对之后的财政分权产生直接影响, 但一般不会对消费产生直接影响。在现有的理论模型中, 消费决定一般仅取决于现在而不是过去的收入增长率。

②由于两步法(two step)SYS-GMM 估计标准差存在向下偏倚, 在样本不是非常小的情况下, 我们选择一步法(one step)SYS-GMM 报告回归结果, 以保证标准差估计的无偏性。

③此时, 因为模型中没有包含财政分权变量, 即期的 inc_t 会通过 f_t 和消费产生内生性, 因而取其滞后一期作为工具变量。

④限于篇幅, 本文没有报告这些程序的检验结果, 需要的读者可向我们索取。

个省(自治区、直辖市)的城镇居民收入增长率时间序列数据,建立量测方程:

$$\left[\frac{y_{t+1}-y_t}{y_t}\right]=\delta_0+SV_t\left[\frac{y_t-y_{t-1}}{y_{t-1}}\right]+\varepsilon_t$$

式中 δ_0 为常数项,系数 SV_t 为随时间变化的变量。接着定义其状态方程符合一阶自回归(AR)形式: $SV_t=\chi_0+\chi_1SV_{t-1}+\mu_t$ 。然后通过卡尔曼滤波法我们可以得到收入增长率的估计值。最后用真实值减去估计值,再平方即得到收入不确定性数值。

表 1		变量说明
变量	说明	系数符号预期
c_t	被解释变量,各省人均居民消费支出。	无
f_t	解释变量,表征财政分权度,等于人均各省本级财政支出与人均中央财政支出(包括预算内支出与预算外支出)的比值。	-
f_{t+1}	解释变量,下一期的财政分权度。	+
y_{t+1}	解释变量,表征预期人均收入,具体是下一年的各省人均城镇居民可支配收入或人均农村居民纯收入。	+
$inc1_t$	解释变量 $inc1_t=\left[\frac{y_{t+1}-y_t}{y_t}\right]^2$,表征各省人均城镇居民或农村居民收入增长率的平方,代表收入不确定性。 ^①	-
$inc2_t$	解释变量,用卡尔曼滤波法计算的收入不确定性。具体算法为: $inc2_t=(\text{实际收入水平}-\text{卡尔曼滤波法估计收入水平})^2$ 。	-
D_1	宏观政策因素控制变量之一,为分税制改革虚拟变量。1994 年(含)之后为 1,1994 年之前为 0。	?
D_2	宏观政策因素控制变量之二,为西部大开发改革因素虚拟变量。2001 年之前为 0,2001 年(含)之后为 1。	?
D_3	宏观政策因素控制变量之三,为金融危机冲击因素虚拟变量。1998-1999 年中国遭受东南亚金融危机冲击,2008-2009 年中国遭受世界金融危机冲击。因而 1998 年、1999 年、2008 年、2009 年该变量为 1,其他年份为 0。	?
$Year$	年度控制变量,以 1991 年为基期,在 1992-2009 年中,相应的年份该变量值为 1,其余为 0。	?

(三)数据说明

截至 2010 年 12 月 31 日,中国大陆共有 4 个直辖市、22 个省、5 个自治区以及 2 个特别行政区,总计 33 个省份。考虑到数据可比性及样本可得性,我们剔除了 2 个特别行政区香港和澳门;再剔除数据不全的重庆市和西藏自治区,得到样本地区共 29 个省区。由于 1986 年“利改税”才正式实施,“划分税种、核定收支、分级包干”的体制也是于该年确定的,所以研究中国财政分权问题的数据期间一般都在此之后。再考虑到数据的完整性,我们最终选择数据区间为 1990-2009 年。由于包括增长率在内的一些指标的计算需要用去一年数据,本文实际样本期间为 1991-2009 年。样本数共 551 个(29×19),构成平衡面板数据集。相关数据均来自历年《中国统计年鉴》和国泰安经济金融(CSMAR)数据库中的“中国区域经济研究数据库”。为控制价格因素的综合影响,所有收入和消费数据都利用 GDP 缩减指数(以 1990 为基期)进行了调整。^②

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 给出变量的描述性统计。从中可见,农村居民的收入水平远低于城镇居民,且人均收入增长率亦较城镇居民低。收入不确定性方面,城镇居民亦高于农村居民,但相差不大。此外,各变量的分布均有一定的范围,满足计量回归的基本要求。

^①这样处理不确定性指标也是实证研究中常见的方法(如施建淮、朱海婷 2004;邓可斌、易行健 2010)。
^②以往研究对价格因素的调整更常见的处理是采用 CPI 进行。我们在此用 GDP 缩减指数调整的原因在于:(1)目前中国统计数据中 CPI 只有城镇居民 CPI 和农村居民 CPI 两种指标,且农村居民 CPI 数据有不少缺失。(2)我们方程中的消费数据是各省人均消费,无论是用城镇居民还是农村居民的 CPI 指标进行调整均不合理。为稳健起见,在不太合理的情况下,我们也尝试用城镇居民 CPI 对相关指标进行了调整,发现并不影响本文主要结论。

表 2 变量的描述性统计

	f_t	c_t	y_t (城镇居民)	g_t (城镇居民)	inc_t (城镇居民)	y_t (农村居民)	g_t (农村居民)	inc_t (农村居民)
均值	3. 307	0. 221	0. 393	0. 087	0. 011	0. 146	0. 066	0. 009
最大值	13. 795	1. 318	1. 297	0. 507	0. 257	0. 561	0. 474	0. 225
最小值	1. 070	0. 050	0. 119	-0. 213	0. 000	0. 043	-0. 187	0. 000
标准差	2. 269	0. 163	0. 200	0. 059	0. 016	0. 081	0. 070	0. 016
样本量	551	551	551	551	551	551	551	551

注:表中 c_t 和 y_t 的单位均为万元。

(二) 计量回归结果

为保证研究的科学性 ,虽然现有研究已证明财政分权程度与收入水平、收入不确定性间均存在显著正相关关系 ,我们还是对此再进行一个简单的检验 ,结果见表 3 和表 4。

表 3 财政分权因素与收入水平的关系

被解释变量	y_t			
解释变量与控制变量	RE 模型(1)	SYSGMM 模型(2)	RE 模型(3)	SYSGMM 模型(4)
f_t	0. 011 *** (2. 98)	0. 048 *** (67. 23)	0. 011 *** (3. 00)	0. 048 *** (67. 27)
D_1			-0. 056 (-0. 93)	0. 027 (1. 26)
D_2			0. 287 *** (4. 63)	0. 212 *** (41. 61)
D_3			0. 250 *** (14. 82)	0. 145 *** (28. 41)
$Year$	YES	YES	YES	YES
常数项	0. 128 *** (5. 86)	0. 633 *** (167. 73)	0. 128 *** (5. 85)	0. 249 *** (11. 28)
$overall R^2$	0. 715	-	0. 714	-
Arrelano - Bond 一阶自相关检验(P 值)	-	0. 252	-	0. 244
Arrelano - Bond 二阶自相关检验(P 值)	-	0. 000	-	0. 000
Sargan 过度识别检验(P 值)	-	0. 001	-	0. 001
样本数	551	493	551	493

注:回归系数下括号内为 t 统计量。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。

表 4 财政分权因素与收入不确定性的关系

被解释变量	$inc1_t$				$inc2_t$			
解释变量与控制变量	RE 模型(1)	SYSGMM 模型(2)	RE 模型(3)	SYSGMM 模型(4)	RE 模型(5)	SYSGMM 模型(6)	RE 模型(7)	SYSGMM 模型(8)
f_t	0. 001 *** (3. 39)	0. 001 *** (3. 23)	0. 001 *** (3. 39)	0. 001 *** (3. 26)	0. 0002 *** (3. 43)	0. 0001 *** (2. 68)	0. 0002 *** (3. 43)	0. 0001 *** (2. 69)
D_1			0. 018 (1. 22)	0. 007 (0. 51)			0. 0005 (0. 23)	0. 0003 (0. 12)
D_2			-0. 016 (-1. 05)	0. 007 ** (2. 05)			-0. 0006 (-0. 26)	-0. 0002 (-0. 36)
D_3			-0. 006 (-1. 49)	-0. 002 (-0. 54)			-0. 0003 (-0. 50)	0. 0002 (0. 34)
$Year$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0. 005 (1. 64)	0. 006 ** (2. 54)	0. 005 (1. 64)	-0. 006 (-0. 42)	-0. 0003 (-0. 72)	-0. 0003 (-0. 70)	-0. 0003 (-0. 72)	-0. 0006 (-0. 23)
$overall R^2$	0. 213	-	0. 215	-	0. 062	-	0. 062	-
Arrelano - Bond 一阶自相关检验(P 值)	-	0. 000	-	0. 000	-	0. 000	-	0. 000
Arrelano - Bond 二阶自相关检验(P 值)	-	0. 368	-	0. 368	-	0. 952	-	0. 952
Sargan 过度识别检验(P 值)	-	0. 355	-	0. 355	-	0. 246	-	0. 238
样本数	551	493	551	493	551	493	551	493

注:回归系数下括号内为 t 统计量。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。

为稳健起见,我们同时给出动态 SYS - GMM 回归和静态 RE 回归的结果^①。从中可见无论宏观因素控制变量是否进入方程,财政分权程度与收入水平、收入不确定性间均存在显著正相关关系。表 3 中, Arrelano - Bond 和 Sargan 过度识别检验表明,当收入水平(y_t) 为因变量时,RE 回归方法似乎更为合适;表 4 中,当收入不确定性($inc1_t$ 或 $inc2_t$) 为因变量时,SYS - GMM 回归方法更为合适。但无论采用哪种方法,都不影响财政分权程度与收入水平、收入不确定性变量均存在高度显著正相关关系的结论。因为这一结论和引言中所介绍的已有诸多文献是一致的,本文在此不再赘述。

接着,我们通过表 5 给出回归模型(7)的面板数据回归结果。从表 5 中可见,对于模型(7),当 f_{t-1} 变量没有进入方程时 f_t 系数为正且高度显著。说明研究假设 1 成立。当 f_{t-1} 和 f_t 变量共同进入方程时 f_{t-1} 系数为负且高度显著, f_t 系数为正且高度显著。于是我们就证明了研究假设 1 和研究假设 2。从而也就说明命题 1 是成立的,即:当期财政分权程度与消费水平正相关,前期财政分权程度与消费水平负相关。表 5 的结果和表 3、表 4 联系在一起,也就充分说明了:财政分权因素对收入水平的提升有着很强的正面作用,但对收入不确定性则确实产生极强的负面影响。财政分权既会引致收入水平提升,进而使得消费增加;亦会引致收入不确定性增加,进而引致消费下降。无论三个宏观因素虚拟控制变量是否进入方程 f_t 和 f_{t-1} 系数的符号和显著性都没有发生任何变化。控制变量 D_1 系数不显著,说明分税制改革并未对人均消费水平的提升产生明显影响;控制变量 D_2 的系数均显著为正,说明西部大开发因素对我国消费增长产生了正面的促进作用。此外, Arrelano - Bond 和 Sargan 过度识别检验均表明,相对于静态面板回归方法,选择 SYS - GMM 更具合理性,而且我们的工具变量选择也是合理的。

表 5 模型(7)的面板数据回归结果

解释变量与控制变量	被解释变量: c_t					
	FE 模型 (1)	SYSGMM 模型 (2)	FE 模型 (3)	SYSGMM 模型 (4)	SYSGMM 模型 (5)	SYSGMM 模型 (6)
f_t	0.041 *** (9.23)	0.048 *** (67.23)	0.041 *** (9.25)	0.230 *** (3.15)	0.242 *** (2.98)	0.242 *** (2.98)
f_{t-1}				-0.177 ** (-2.48)	-0.189 ** (-2.38)	-0.189 ** (-2.38)
D_1			-0.056 (-0.90)		-0.179 (-1.57)	-0.179 (-1.57)
D_2			0.184 *** (2.85)			0.091 *** (4.73)
D_3			0.111 *** (6.11)			0.241 (1.29)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.016 (-0.99)	-0.032 *** (-4.84)	-0.017 (-1.00)	0.287 ** (2.19)	0.488 ** (2.04)	0.156 * (1.69)
overall R^2	0.723	-	0.722	-	-	-
Arrelano - Bond 一阶自相关检验(P 值)	-	0.001	-	0.001	0.002	0.002
Arrelano - Bond 二阶自相关检验(P 值)	-	0.017	-	0.771	0.711	0.711
Sargan 过度识别检验 (P 值)	-	0.917	-	0.745	0.853	0.853
样本数	551	522	551	493	493	493

注:回归系数下括号内为 t 统计量。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。

我们通过对式(8)进行动态面板回归,检验研究假设 3,结果见表 6。由表 6 可以看到,当 y_{t+1} 与 $inc1_t$ 、 $inc2_t$ 变量分别进入方程时 y_{t+1} 的系数显著为正,而 $inc1_t$ 和 $inc2_t$ 的系数为负,不过 $inc1_t$ 系数显著而 $inc2_t$ 系数不显著。此时这两个解释变量符号是符合预期的。但当 y_{t+1} 与 $inc1_t$ 或 y_{t+1} 与 $inc2_t$ 同时进入方程时 y_{t+1} 的系数仍然显著为正,而 $inc1_t$ 和 $inc2_t$ 的系数就从原来的负号转变成显著为正了。显然收入不确定性变量系数的正号是不符合我们的预期的。这就说明研究假设 3 是成立的,即在不考虑财政分权变量的情况下,当下期收入水平与收入不确定性变量共同进入方程时,它们与消费水平不会全部存在符号符合预期的显著相关性。

^①此处选择 RE 回归是经过上文所述的标准检验程序后作出的选择。在 SYS - GMM 回归中,我们选择滞后一期的分权度与滞后两期的城镇居民收入增长率作为工具变量。

表 5 和表 6 的实证结果表明 在中国的转型经济环境下 结合了财政分权因素的消费资产定价模型确实比传统消费资产定价模型更具解释力。

需要指出的是 在表 6 中 各种情况下 y_{t+1} 的系数均显著为正 这是与理论模型式(5) 相符的。这或许说明 预期收入水平变量与收入不确定性间虽然存在共线性 并与消费水平间存在内生性 但预期收入水平变量较其他变量与消费水平的直接相关性要更为突出 因而不容易受到其他变量的干扰。此外 表 6 中 Arrelano – Bond 检验表明 相对于静态面板回归方法 选择 SYS – GMM 更具合理性。Sargan 过度识别检验表明 大部分情况下模型的工具变量选择是合理的。当且仅当模型中只有 y_{t+1} 一个解释变量时 我们的工具变量选择可能存在不合理性。这是因为 y_{t+1} 和 c_t 间的内生关系非常强 此时寻找合适的工具变量非常困难。考虑到 y_{t+1} 系数符号和显著性在各种情况下都具有相当强的稳健性 因而这一瑕疵并不影响我们对 y_{t+1} 与消费水平存在正向显著关系的判断。

表 6 模型(8)的面板数据回归结果

解释变量与控制变量	被解释变量: c_t				
	SYSGMM 模型 (1)	SYSGMM 模型 (2)	SYSGMM 模型 (3)	SYSGMM 模型 (4)	SYSGMM 模型 (5)
y_{t+1}	1. 008 *** (133. 59)			1. 001 *** (149. 93)	1. 000 *** (180. 78)
$inc1_t$		- 1. 136 * (- 1. 76)		0. 375 *** (5. 20)	
$inc2_t$			- 0. 623 (- 0. 26)		4. 040 *** (6. 87)
D_1				- 0. 006 (- 0. 30)	- 0. 013 (- 0. 86)
D_2				- 0. 103 *** (- 21. 35)	- 0. 103 *** (- 26. 34)
D_3				- 0. 034 *** (- 7. 46)	- 0. 035 *** (- 9. 51)
$Year$	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	- 0. 304 *** (- 46. 69)	0. 121 *** (12. 25)	0. 111 *** (15. 80)	- 0. 158 *** (- 7. 98)	- 0. 147 *** (- 9. 23)
Arrelano – Bond 一阶自相关检验(P 值)	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000
Arrelano – Bond 二阶自相关检验(P 值)	0. 000	0. 191	0. 068	0. 002	0. 238
Sargan 过度识别检验 (P 值)	0. 000	0. 566	0. 298	0. 127	0. 941
样本数	493	522	522	522	493

注: (1) y_{t+1} 为下期各省城镇居民人均收入(经过 GDP 缩减指数调整) ; (2) 系数下括号内为 t 统计量。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。

五、稳健性检验

在涉及财政分权或消费问题的实证研究中 往往因为指标度量的选择而对研究结果产生严重干扰。为保证分析回归结果的稳健性 我们采取以下方法重新计算相关变量: (1) 采用另一种方式计算财政分权度。具体计算方法为: 人均各省本级财政支出 / (人均中央财政支出 + 人均省级财政支出)。(2) 采用农村人均预期收入水平(y_{t+1}) 与收入不确定性($inc1_t$) 指标 取代上文中使用的城镇人均预期收入与收入不确定性指标。

然后 我们重复表 5 对式(7) 的检验 结果见表 7。从表 7 可见 财政分权变量的符号与显著性和表 5 没有明显变化。再次说明 研究假设 1 和 2 是成立的。表 7 和表 5 的区别仅在于: (1) 由于此时 Hausman 检验支持 RE 模型 在静态回归中我们选择了 RE 模型。(2) 在静态回归结果中 R^2 值有所下降 这或许是因为财政分权因素对城镇居民的影响较大 而对农村居民影响相对较小的缘故。(3) 虚拟控制变量系数符号和显著性有变化 说明宏观经济因素对城镇居民与农村居民的影响存在不一致性。

表 7 模型(7)的面板数据回归结果(稳健性检验)

解释变量与控制变量	被解释变量: c_t					
	RE 模型 (1)	SYSGMM 模型 (2)	RE 模型 (3)	SYSGMM 模型 (4)	SYSGMM 模型 (5)	SYSGMM 模型 (6)
f_t	0.235 ^{***} (2.36)	1.033 ^{***} (47.75)	0.233 ^{***} (2.34)	4.483 ^{***} (2.34)	4.793 ^{***} (2.31)	4.793 ^{***} (2.31)
f_{t-1}				-3.289 [*] (-1.80)	-3.582 [*] (-1.81)	-3.582 [*] (-1.81)
D_1			-0.029 (-0.42)		0.234 ^{***} (2.26)	0.234 ^{***} (2.26)
D_2			0.301 ^{***} (4.17)			-0.128 (-1.24)
D_3			0.133 [*] (1.86)			-0.305 ^{***} (-19.41)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.068 (-0.93)	-0.725 ^{***} (-38.30)	-0.066 (-0.91)	-0.904 ^{***} (-9.13)	-1.156 ^{***} (-1.85)	-0.722 ^{***} (-6.53)
overall R^2	0.450	-	0.449	-	-	-
Arrelano - Bond 一阶自相关检验(P 值)	-	0.001	-	0.008	0.008	0.008
Arrelano - Bond 二阶自相关检验(P 值)	-	0.095	-	0.323	0.297	0.297
Sargan 过度识别检验 (P 值)	-	0.897	-	0.682	0.849	0.849
样本数	551	522	551	493	493	493

注:(1) 回归系数下括号内为 t 统计量。*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。(2) 财政分权 = 人均
各省本级财政支出/(人均中央财政支出 + 人均省级财政支出)。

接着,我们重复模型(8)的检验过程,结果见表 8。与表 6 相比,表 8 的结果是相似的。我们同样可以看
到,当 y_{t+1} 和 $inc1_t$ 单独进入方程时 y_{t+1} 的系数显著为正、 $inc1_t$ 的系数显著为负。此时这两个解释变量符号
是符合预期的。但当这两个解释变量同时进入方程时 y_{t+1} 的系数仍然显著为正,但 $inc1_t$ 的系数就从原来的
显著为负转变成显著为正了。显然 $inc1_t$ 系数的正号是不符合我们的预期的。这就再次说明研究假设 3 是
成立的。

表 8 模型(8)的面板数据回归结果(稳健性检验)

解释变量与控制变量	被解释变量: c_t			
	SYSGMM 模型 (1)	SYSGMM 模型 (2)	SYSGMM 模型 (3)	SYSGMM 模型 (4)
y_{t+1}	1.902 ^{***} (162.06)		2.056 ^{***} (135.45)	2.056 ^{***} (136.15)
$inc1_t$		-1.136 [*] (-1.76)	1.404 ^{***} (5.41)	1.392 ^{***} (5.42)
D_1				-0.022 (-1.05)
D_2				0.004 (0.84)
D_3				-0.006 (-1.32)
Year	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.048 ^{***} (-11.15)	0.121 ^{***} (12.25)	-0.095 ^{***} (-16.84)	-0.071 ^{***} (-3.32)
Arrelano - Bond 一阶自相关检验(P 值)	0.000	0.000	0.000	0.000
Arrelano - Bond 二阶自相关检验(P 值)	0.000	0.191	0.472	0.496
Sargan 过度识别检验 (P 值)	0.000	0.566	0.091	0.103
样本数	493	522	493	493

注:(1) 回归系数下括号内为 t 统计量。*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。(2) 财政分权 = 人均
各省本级财政支出/(人均中央财政支出 + 人均省级财政支出),同时预期收入与收入不确定性分别采用农村人均预期收入水
平与农村人均预期收入不确定性指标。

六、结论

财政分权理论虽然在解释中国改革问题领域取得很大的成功,但这一理论却一直没有和消费理论很好地衔接。换言之,财政分权理论与消费理论对中国改革问题的解释是彼此分离的。消费不足是中国现阶段改革面临的最重要问题之一。既然财政分权已被公认为是中国经济转型的根本动力之一,财政分权理论就不应与消费问题相脱节。而且我们也看到,已有的消费理论或模型均只能从某个侧面去解释某种因素对中国居民消费的作用,缺乏从微观到宏观、内洽统一的理论解释。

基于以上认识,本文首次尝试将财政分权因素引入已有的消费资产定价模型中,观察财政分权因素对中国消费问题的解释力。我们发现,中国的财政分权与消费之间存在着复杂但却关键的联系。这种联系的经济意义主要体现为:一方面,分权程度提高会带来居民收入增长,进而带来消费的增加;另一方面,分权程度提高又会使得居民收入不确定性增强,进而带来消费的下降。这两种影响的存在,使得传统消费理论中的两大因素——预期收入水平和收入不确定性因素——难以全面地解释居民消费行为。接着,我们采用中国29个省(自治区、直辖市)1990-2009年面板数据进行实证研究,验证了本文理论模型的上述判断:缺失了财政分权因素的消费资产定价模型对于中国情况缺乏解释力,而融入了财政分权因素的模型则较好地拟合了中国的实际情况。

对于传统的消费资产定价模型而言,由于预期收入水平和收入不确定性同时受到财政分权因素的影响,当它们共同进入模型时,因为两者间存在着严重的多重共线性并与消费水平变量间存在内生性,只有预期收入水平变量显著为正,收入不确定性变量的系数符号是不稳定的,会产生不符合理论预期的结果。而引入了财政分权因素后,模型各变量的系数符号与显著性则与理论预期完全吻合。

为保证研究结论的科学性与可信性,本文还尝试了多种稳健性检验。无论是引入控制变量,还是调整解释变量的度量指标,结论都是稳健的。我们的研究既是对财政分权理论的补充和完善,同时也提出了一个从微观到宏观均具有统一性且具解释力的中国消费资产定价模型。本文研究结论的政策意义也是显见的,要解决收入增长、收入不确定性和消费等领域的问题,就不能忽视对政府财政权力分配领域的改革。在制定各种刺激消费的政策时,应该注重利用分权因素对预期收入水平的正面影响,并设法消除分权因素对收入不确定性的负面影响。

附录:最优消费的决定

$$(3) \text{ 式两边对 } a \text{ 求导得: } B \exp(-\alpha a) = \beta B r \exp(-\alpha(r(a-c) + \kappa) + \frac{\alpha^2 \sigma^2}{2})$$

$$\text{两边取对数得: } -\alpha a = \ln \beta r - \alpha(B(r(a-c) + \kappa)) + \frac{\alpha^2 B^2 \sigma^2}{2} \quad (A-1)$$

$$(2) \text{ 式右边对 } c \text{ 求导并令其为 } 0 \text{ 得到: } \exp(-\alpha c) = \beta B r \exp(-\alpha(r(a-c) + \kappa) + \frac{\alpha^2 \sigma^2}{2}) \text{ 两边取对数得:}$$

$$-\alpha c = \ln \beta B r - \alpha(r(a-c) + \kappa) + \frac{\alpha^2 \sigma^2}{2} \quad (A-2)$$

由(A-1)式和(A-2)式得:

$$\alpha(a-c) = \ln B \Rightarrow c = a - \frac{\ln B}{\alpha} \quad (A-3)$$

(A-3)式代入(A-2)式得:

$$-\alpha a = \ln \beta r - r \ln B - \alpha \kappa + \frac{\alpha^2 \sigma^2}{2} \Rightarrow B = \exp \left[\left[\ln \beta r + \alpha(a - \kappa) + \frac{\alpha^2 \sigma^2}{2} \right] / r \right]$$

将B值代入(A-3)式得:

$$c = a - \frac{\ln B}{\alpha} = a - \frac{1}{\alpha} \left\{ \ln \left[\exp \left[\left[\ln \beta r + \alpha(a - \kappa) + \frac{\alpha^2 \sigma^2}{2} \right] / r \right] \right] \right\}$$

化简得到:

$$c^* = a - \frac{\ln B}{\alpha} = \frac{(r-1)a + \kappa}{r} - \frac{\ln \beta r}{\alpha r} - \frac{\alpha \sigma^2}{2r}$$

参考文献:

1. 陈安平、杜金沛 2010 《中国的财政支出与城乡收入差距》,《统计研究》第10期。
2. 邓可斌、易行健 2010 《预防性储蓄动机的异质性与消费倾向的变化:基于中国城镇居民的研究》,《财贸经济》第5期。
3. 丁菊红、邓可斌 2008 《政府偏好、公共品供给与转型中的财政分权》,《经济研究》第7期。
4. 丁菊红、邓可斌 2009 《转型中的财政分权、经济增长与公共品供给》,《南方经济》第3期。
5. 蒋云赞、任若恩 2004 《中国工业的资本收益率测算》,《经济学(季刊)》第4期。

6. 罗楚亮 2004 《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》，《经济研究》第4期。
7. 龙志和、周浩民 2000 《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》，《经济研究》第11期。
8. 李扬、殷剑峰 2007 《中国高储蓄率问题探究——基于1992-2003年中国资金流量表的分析》，《经济研究》第6期。
9. 鲁昌 2001 《消费、利率与证券市场波动》，《上海财经大学学报》第2期。
10. 宋铮 1999 《中国城镇居民储蓄行为研究》，《金融研究》第6期。
11. 孙凤、王玉华 2001 《中国居民消费行为研究》，《统计研究》第4期。
12. 施建淮、朱海婷 2004 《中国城市居民预防性储蓄及预防性储蓄动机强度》，《经济学动态》第10期。
13. 万广华、张茵、牛建高 2001 《流动性约束、不确定性与中国居民消费》，《经济研究》第11期。
14. 王曦、陆荣 2008 《双重不确定性、“试错法”改革与消费/储蓄》，中山大学岭南学院工作论文。
15. 温娇秀 2006 《中国的财政分权与经济增长——基于省级面板数据的实证》，《当代经济科学》第9期。
16. 严冀、陆铭 2003 《分权与区域经济发展：面向一个最优分权程度的理论》，《世界经济文汇》第3期。
17. 杨瑞龙、章泉、周业安 2007 《财政分权、公众偏好和环境污染——来自中国省级面板数据的证据》，东海证券研究所工作论文。
18. 易行健、王俊海、易君健 2008 《预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究》，《经济研究》第3期。
19. 袁志刚、朱国林 2002 《消费理论中的收入分配与总消费》，《中国社会科学》第2期。
20. 张军、高远、傅勇、张弘 2007 《中国为什么拥有了良好的基础设施》，《经济研究》第3期。
21. 张晏、龚六堂 2006 《分税制改革、财政分权与中国经济增长》，《经济学(季刊)》第1期。
22. 周业安、章泉 2008 《财政分权、经济增长和波动》，《管理世界》第3期。
23. 周绍杰 2010 《中国城市居民的预防性储蓄行为研究》，《世界经济》第8期。
24. Arellano M. and O. Bover. 1995. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error - Components Models." *Journal of Econometrics* 68(1): 29 - 51.
25. Backus D. K. ,B. R. Roulledge and S. E. Zin. 2004. "Exotic Preferences for Macroeconomists." NBER Working Paper 10597.
26. Blundell R. ,and S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics* 87(1): 115 - 143.
27. Chamon Marcos D. ,and Eswar S. Prasad. 2010. "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(1): 93 - 130.
28. Deaton A. S. 1997. *The Analysis of Household Survey*. London: The Johns Hopkins University Press.
29. Dynan K. E. 1993. "How Prudent Are Consumers?" *Journal of Political Economy* ,101(6): 1104 - 1113.
30. Dewatripont M. and E. Maskin. 1995. "Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies." *Review of Economic Studies* 62(4): 541 - 555.
31. Lin J. Y. and Z. Liu. 2000. "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China." *Economic Development and Cultural Change* , 49(1): 1 - 21.
32. Oates Wallace E. 1999. "An Essay on Fiscal Federalism." *Journal of Economic Literature* 37(3): 1120 - 1149.
33. Qian Y. ,and B. Weingast. 1997. "Federalism As a Commitment to Preserving Market Incentives." *Journal of Economic Perspectives* ,11(4): 83 - 92.
34. Qian Y. and Gerald Roland. 1998. "Federalism and the Soft Budget Constraint." *American Economic Review* ,88(5): 1143 - 1162.
35. Tiebout Charles M. 1956. "A Pure Theory of Local Expenditures." *Journal of Political Economy* 64(5): 416 - 424.
36. Zhang T. ,and H. Zou. 1998. "Fiscal Decentralization ,Public Spending ,and Economic Growth in China." *Journal of Public Economics* 67(2): 221 - 240.

The Factor of Fiscal Decentralization in Chinese Consumption Model: Theory and Evidences

Deng Kebin¹ and Yi Xingjian²

(1: School of Finance and Economics ,Guangdong University of Foreign Studies;

2: School of International Trade and Economics ,Guangdong University of Foreign Studies)

Abstract: This paper sets up a newly inter - temporal consumption asset pricing model with fiscal decentralization factor and proves that the fiscal decentralization is the key factor in China's household consumption. On one hand ,the increase of fiscal decentralization brings the increase of household income and the increase of consumption; on the other hand ,the increase of fiscal decentralization also increases the household income uncertainty. Our empirical study based on panel data of China's 29 provinces during 1990 - 2009 proves our theory. We also find that ,the fiscal decentralization influences both expected income and income uncertainty. When they enter the empirical model together ,only the coefficient of expected income is significantly positive because of the co - linearity. Either adjusting the methods of variables calculating ,or introducing control variables ,the conclusions are robust. The CCAPM without fiscal decentralization factor is lack of explanation power in China ,while the CCAPM with fiscal decentralization factor can explain Chinese situation well.

Key Words: Fiscal Decentralization; Household Consumption; Income Uncertainty; Inter - temporal Consumption Asset Pricing Model

JEL Classification: D9 ,R22 ,C23

(责任编辑: 陈永清)