

本文发表于：《经济研究（消费金融专辑）》，2010，62-71 页

## 户籍制约下的居民消费

陈斌开 陆铭 钟宁桦\*

**摘要：**本文研究了户籍制度对于居民消费行为的影响。基于中国社科院的微观家庭调查（CHIPS）数据，文章考察了城镇移民和城镇居民在消费行为上的差异。研究发现，移民的边际消费倾向比城镇居民低了 14.6 个百分点。如果不考虑政策调整的一般均衡效应，放松户籍限制可以使 2002 年移民人均消费水平提高 20.8%，居民总体消费水平提高 2.2%，这可以抵补 2002-2003 年间我国居民消费率下降的 47.1%。如果将同样的参数运用在 2000-2005 期间，那么，被户籍制度制约的移民消费相当于这一期间消费率下降的 40.8%-64.2%。

**关键词：**户籍制度 城镇移民 消费

**JEL 分类号：**E21; O15; O24

## Household Consumption Constrained by *Hukou* System

**Abstract:** This article studies the effect of *Hukou* system on household consumption of China. Based on the dataset of Chinese Household Income Project Survey (CHIPS), we find the marginal consumption rate of migrants is lower than that of urban residents by about 14.6 percentage points. Without considering the general equilibrium effects of the policy change, we estimate that, if restriction of *Hukou* were removed in 2002, average consumption of migrants would rise by 20.8%, and aggregate consumption would grow by 2.2%, which could compensate for about 47.1% in the decline in household consumption during 2002-2003. Using the estimates of our model, the migrants' consumption constrained by the *Hukou* system can explain about 40.8%-64.2% of the decline in household consumption during 2000-2005.

**Key Words:** *Hukou* system, urban migrants, consumption

**JEL Classification:** E21; O15; O24

---

\* 陈斌开：中央财经大学经济学院，电子邮件，[chenbinkai@gmail.com](mailto:chenbinkai@gmail.com)，联系电话：13811709064；陆铭：复旦大学经济学院、浙江大学经济学院，电子邮件：[lm@fudan.edu.cn](mailto:lm@fudan.edu.cn)；钟宁桦，香港科技大学金融系，电子邮件：[ninghua.zhong@gmail.com](mailto:ninghua.zhong@gmail.com)。作者感谢中央财经大学 211 工程三期建设项目资助、感谢国家自然科学基金青年项目（项目批准号：71003112）、国家社科基金重大招标项目（项目批准号：09&ZD020）、上海市重点学科建设项目（B101）资助。本文是复旦大学“当代中国经济与社会工作室”系列研究成果之一，也是中国经济学网（<http://www.chinaes.org.cn/>）系列研究成果之一。作者感谢《经济研究》消费金融研究专辑暨首届中国消费金融学术研讨会与会者对本文的评论，感谢美国国际食物政策研究所（IFPRI）张晓波，北京大学周黎安、蔡洪滨、陈玉宇、李桃，复旦大学陈钊、封进、杨长江等人对本文提出的宝贵建议。当然，文责自负。

# 户籍制约下的居民消费

**摘要：**本文研究了户籍制度对于居民消费行为的影响。基于中国社科院的微观家庭调查（CHIPS）数据，文章考察了城镇移民和城镇居民在消费行为上的差异。研究发现，移民的边际消费倾向比城镇居民低了 14.6 个百分点。如果不考虑政策调整的一般均衡效应，放松户籍限制可以使 2002 年移民人均消费水平提高 20.8%，居民总体消费水平提高 2.2%，这可以抵补 2002-2003 年间我国居民消费率下降的 47.1%。如果将同样的参数运用在 2000-2005 期间，那么，被户籍制度制约的移民消费相当于这一期间消费率下降的 40.8%-64.2%。

**关键词：**户籍制度 城镇移民 消费

## 一、引言

解释中国家庭消费行为的重要性已经不言自明。对于中国，这是理解经济增长过于依赖投资，而消费占 GDP 比重持续下降的关键所在。对于世界，这是理解中国出口持续增长和国际贸易失衡的起始点之一。虽然从国民储蓄的构成来看，除了家庭储蓄外，中国政府和企业储蓄持续增长也是储蓄率上升的重要原因，然而，理解家庭储蓄和消费却是经济学研究更为根本的问题。一方面，我国家庭储蓄占国民储蓄的大约一半，是我国低消费、高储蓄的主要贡献因素；另一方面，我国居民家庭消费率在近年来呈现出快速下滑趋势，是我国内需疲软的主要动因：2000-2007 年间，我国居民消费率下降了 11 个百分点，居民储蓄率相应上升了 10.4 个百分点<sup>①</sup>。2007 年，我国居民消费率仅为 35%，是世界上居民消费率最低的国家之一，居民消费不足已经构成我国国民经济又好又快发展重要的制约因素。

与既有文献相比，本文特别强调中国作为一个发展和转型国家的结构因素对于居民消费和储蓄行为的影响。具体而言，我们关注于户籍制度所导致的消费异质性。在户籍制度的影响下，中国的城市化进程已经形成了城市内部的社会分割，即同一城市内部有户籍人口和非户籍人口这样的“新二元结构”。我们的研究发现，城市内部非户籍人口的边际消费倾向比城镇居民低 14.6 个百分点。因此，当这部分人越来越多，同时，他们的收入还在增长的时候，加总的居民消费率就会下降，而储蓄率则相应上升。本文在政策上的含义是：如果能够放松户籍管制，将能有效地刺激消费，降低储蓄率。如果不考虑政策调整的一般均衡效应，我们粗略的测算表明，若在 2002 年放松户籍限制，这可能能够带来 2002 年移民人均消费水平提高 20.8%，居民总体消费水平提高 2.2%，而这一差异可以补偿 2002-2003 年间我国居民消费率下降的 47.1%。进一步，我们估计，如果将同样的参数运用在 2000-2005 期间，那么，被户籍制度制约的移民消费相当于这一期间消费率下降的 40.8%-64.2%。

本文的结构安排如下：第二节，我们总结了有关中国居民消费率的基本事实和相关解释；第三节是本文的模型和数据介绍；第四节报告基本的计量分析结果；第五节进一步讨论了户籍制度对于居民消费总量的影响；第六节是结论和政策含义。

---

<sup>①</sup> 数据来源：《中国统计年鉴》2005~2009；《中国资金流量表历史资料：1992~2004》。居民消费率是指（居民消费/GDP）。

## 二、经验事实与文献综述

改革开放以来，中国年均经济增长率接近于10%，创造了“增长的奇迹”。然而，近年来，中国经济结构内外失衡的问题越来越严重，内需相对不足的结构性矛盾日益突出，直接关系到经济增长的可持续性和稳定性。表1对世界主要国家2008年居民消费率进行了比较：

表1 世界主要国家居民消费率

国家	美国	英国	德国	日本	韩国	印度	巴西	中国
最终消费率(%)	87 (2007)	86	75	57	70	66	81	47
居民消费率(%)	71	64	56	56 (2007)	55	54	61	34

注：居民消费率是指（居民消费/GDP）；最终消费率是指居民消费率与政府消费率之和。

数据来源：世界银行世界发展指数（WDI）

从表1中可以看出，中国居民消费率远远低于美国、英国、德国等主要西方国家。同时，中国居民消费率也大大低于日本、韩国等其他亚洲国家。事实上，中国居民消费率低于日本和韩国经济发展过程中居民消费率的最低点<sup>①</sup>，相应地，居民储蓄率则超过了日本和韩国居民储蓄率的历史最高点（Horika, 2007; Park and Rhee, 2005）。与中国经济发展水平相当的印度、巴西相比，中国居民消费率也严重偏低。若考虑到中国政府在教育、医疗、养老等公共消费领域投资严重不足的现实，中国居民真实消费水平更低（Aziz and Cui, 2007）。即使在考虑了经济发展阶段、经济增长率、人口学特征、养老保险覆盖情况、政府财政政策、金融发展程度、城市化水平、产业结构等方面的因素之后，中国居民消费率仍然低于预期水平超过10个百分点（Kraay, 2000; Kuijs, 2005等）。

中国居民消费率不仅远远低于世界其他主要国家，更为重要的是，中国居民消费率在近年来呈现快速下降趋势。2000年以来，我国最终消费率和居民消费率逐年下降——最终消费率由2000年62.3%快速下降至2007年的48.8%，居民消费率则由46.4%下降至35.3%；居民储蓄率在这一时期内则大幅上升，2000年的居民储蓄率为27.5%，2007年居民储蓄率则已高达37.9%。如果为1992年以后的居民储蓄率曲线加上一条时间趋势线，其斜率是0.56，换言之，平均每年储蓄率上升0.56%。如果仅考虑2000年以来的储蓄率变化，则从趋势上来说，平均每年储蓄率上升约1.82%<sup>②</sup>。而另一方面，政府消费率（即最终消费率和居民消费率之差）在1992年以来基本没有变化，说明这一期间内政府消费相对于GDP的变化不大，中国消费率下降的主要原因是中国居民消费率的快速下降。

对于中国居民消费不足和居民消费率下降，学术界提出了众多解释。第一种解释以生命周期理论为基础（Modigliani and Cao, 2004），他们认为劳动力人口比例上升将提高居民储蓄率，进而降低居民消费率。然而，这种解释与我国微观家庭消费储蓄行为并不一致：与英美等西方国家相反，中国老年人和年轻人的储蓄率更高（Chamon and Prasad, 2008）；另一方面，人口结构变化对宏观数据的解释力也受到了很大质疑（Kraay, 2000）。第二种解释以流动性约束理论为基础，认为中国金融市场不发达导致居民和企业更多储蓄、更少消费，降低了我国居民消费率（万广华等，2001；Kuijs, 2005；Aziz and Cui, 2007等）。然而，我国金融体系效率在近年来至少有所改善，而居民消费率仍在不断下降。第三种解释涉及文化、习惯、家庭

<sup>①</sup> 世界银行（WDI）数据显示，日本居民消费率最低点出现在1970年附近，为48.2%，韩国居民消费率最低点出现在2000年左右，为49.3%，都高于中国2008年的居民消费率（34%）。

<sup>②</sup> 作者根据《中国统计年鉴》（2005~2009）和《中国资金流量表历史资料：1992~2004》计算。

偏好等方面因素（叶海云，2000；杭斌，2009等）。不过，具有很强持续性的文化因素不太可能解释2000年以来我国居民消费率的快速下降。第四种解释主要基于预防性储蓄理论，认为我国养老、医疗、教育和住房体系改革提高了居民收入和支出的不确定性，同时，劳动力市场上的失业风险也有所增加，增强了居民预防性储蓄动机，导致居民储蓄率的上升（Meng，2003；Blanchard and Giavazzi，2005；Giles and Yoo，2007；Chamon and Prasad，2008；何立新等，2008；杨汝岱、陈斌开，2009；周绍杰等，2009）。预防性储蓄可能是居民储蓄率高的一个原因。然而，在本轮经济危机之前，劳动力市场的失业率处在较低水平，同时，总体上社会保障的覆盖面也在扩大，尚没有直接证据表明收入和支出不确定性日益增加，并且可以解释大部分的储蓄率上升。第五种解释从收入分配视角研究了居民消费下降的原因，认为居民收入差距扩大是消费不足的重要原因（杨汝岱、朱诗娥，2007；Jin *et.al*，2010），但是从收入差距角度作出的解释，其微观行为基础相对欠缺。最近，Wei and Zhang（2009）对中国居民储蓄率上升提出了一个有趣的假说，他们发现，由于中国男女性别比例失衡，男孩所占比重越来越高，使得家庭为提高男孩在婚姻市场上的竞争力而进行更多储蓄。但是，由于性别失衡的问题在中国城市中相对较轻，因此，对于城镇居民消费率的下降仍然需要寻求新的解释。

与既有文献相比，本文主要对中国经济转型过程中的重要群体——移民——的消费和储蓄行为进行研究，并将消费者的异质性和中国经济结构调整结合起来。第二次全国农业普查显示，2006年农村外出从业的农民工已达到了1.32亿人，占农村劳动力资源总量的25%左右。如果加上在本地从事非农产业生产的近8000~9000万农村劳动力，则转移到本地非农部门就业的农村劳动力数量大约为2.1~2.2亿，已超过农村劳动力资源总量的40%<sup>①</sup>，这部分人虽然没有跨地区流动，也是事实上的城镇人口。由于没有流入地的城镇户籍，外来人口的消费倾向比城镇居民要低，具体来说，至少有以下三个可能的机制造成移民边际消费倾向低下：（1）外来劳动力的社会保障更不健全并且职业更不稳定，所以预防性储蓄动机更高；（2）外来劳动力流动倾向更高，而耐用消费品的移动成本较高，因此，其对耐用品的消费将更少；（3）平均来看，由于职业的不稳定和房产等抵押品较少，外来劳动力在信贷市场上更容易受到信贷约束<sup>②</sup>。如果无城镇户籍的外来劳动力消费倾向更低，那么，随着外来劳动力数量和收入的增长，在加总的层面上看，总消费的增长速度必然低于总收入的增长，而储蓄率也将不断提高。

### 三、计量模型与数据描述

本文使用的数据来自于中国社会科学院经济研究所收入分配课题组2002年城镇居民和城镇移民家庭及个人调查，调查覆盖22个省（市、自治区），调查了6835户城镇家庭和2000户移民家庭，分别涉及20632位城镇居民和5327位移民（具体的数据描述可参考李实、罗楚亮，2007）。基于该数据，可以定量考察各种因素对居民消费的影响。剔除在主要变量上（包括家庭消费、家庭收入，户主年龄、教育等）缺失的样本之后，获得城镇和移民家庭样本数分别为6784和1968个。

我们的主要实证问题是：在控制了影响城镇居民和移民消费行为的主要变量以后，移民家庭的边际消费倾向是否显著得低于城镇居民？用C表示消费，Y表示收入，migrant表示城镇居民和移民（0表示城镇居民，1表示移民），X表示影响消费的一些其他控制变量， $\varepsilon$ 为误差项。我们设定如下检验方程：

<sup>①</sup> 数据来源：[http://www.stats.gov.cn/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/t20080227\\_402464718.htm](http://www.stats.gov.cn/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/t20080227_402464718.htm)，第二次全国农业普查主要数据公报（第五号）。

<sup>②</sup> 这些因户籍而受到制约的消费均可以通过数据得以验证，这是作者在另一篇文章中的工作。参见Chen, Lu and Zhong (2010)。

$$C = \alpha + \beta Y + \theta Y * migrant + \gamma * migrant + \eta X + \varepsilon \quad (1)$$

C为居民人均消费，定义为（家庭消费/家庭人口），其中移民家庭人口的定义为在本城镇居住的人口数。<sup>①</sup>根据国家统计局的定义，居民消费包括食品、衣着、家庭设备、医疗保健、交通通信、教育文化、居住、其他八大项。家庭人均收入是本文主要解释变量<sup>②</sup>。我们最关心的是回归系数 $\theta$ ，如果 $\theta$ 显著为负，则表明移民家庭的边际消费倾向更低<sup>③</sup>。此外，将C对migrant求偏导，得到 $(\theta Y + \gamma)$ ，如果 $\theta$ 和 $\gamma$ 均为负值，则表示任何收入水平下的移民家庭的消费均低于城镇家庭。如果 $\theta$ 为负且 $\gamma$ 为正，则对于人均收入大于 $\gamma/\theta$ 的移民家庭，其消费更低。

表 2 主要变量描述性统计<sup>④</sup>

	主要变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
城镇居民	消费	家庭总消费（元）	18163	12844	1185	211913
	收入	家庭总收入（元）	24368	15313	1720	179567
	年龄	户主年龄（岁）	47.9	11.1	21	80
	教育	户主受教育年限（年）	10.7	3.3	0	23
	人口	家庭人口（个）	3.0	0.8	1	9
	资产	家庭总资产（元）	137655	162205	0	4827000
移民	消费	家庭总消费（元）	11552	8055	300	104500
	收入	家庭总收入（元）	16584	16295	600	300000
	年龄	户主年龄（岁）	36.0	8.9	20	75
	教育	户主受教育年限（年）	8.1	2.7	0	18
	人口	本城镇居住人口（个）	2.7	1	1	8
	资产	家庭总资产（元）	37295	129561	0	4010000

根据现有文献对于消费函数的分析（如 Deaton, 1992; Carroll, 1994; Attanasio and Weber, 1995），我们在计量模型中还控制了其他可能影响居民消费的变量。这些变量主要包括户主年龄、受教育年限、健康状况、工作单位所有制性质、工作行业、职业；家庭人均资产等<sup>⑤</sup>，我们还控制了省份的虚拟变量，相关变量的定义详见附录。表 2 中给出了本文主要变量的描述性统计。从表 2 中可以看出，城镇居民收入和消费水平均高于移民，其家庭资产总额更是远远高于移民。同时，移民家庭平均人口数与城镇家庭人口数相近<sup>⑥</sup>。此外，移民家庭户主受教育程度相对较低、平均年龄偏小，反映了我国移民群体以中青年为主、且受教育水平相对较低的现实<sup>⑦</sup>。

<sup>①</sup> 对于家庭人口数量，如果我们将换成被问卷调查覆盖的家庭人口数，或者由调查者报告的人口数，均不会影响本研究的结果。如果将样本限制在家庭人口不超过 4 人的家庭，也不影响结果。参见 Chen, Lu and Zhong (2010)。

<sup>②</sup> 移民调查问卷对移民家庭总收入进行了调查，即“2002 年全家在城镇就业和家庭经营中获得总收入”，城镇居民家庭总收入通过个人年收入加总获得。

<sup>③</sup> 事实上，城镇居民的边际消费倾向为  $\beta$ ，移民的边际消费倾向为  $\beta + \theta$ ，二者之差为  $\theta$ 。

<sup>④</sup> 我们对样本中的异常值进行了剔除，这些样本包括家庭消费或收入水平为 0、家庭人口数超过 10、户主年龄大于 80 或小于 20 以及户主信息缺失的家庭，共删除了 88 个样本。

<sup>⑤</sup> 这些变量试图控制影响居民消费行为的其他主要因素，包括生命周期（户主年龄等）、持久收入（户主受教育年限、健康状况等）、预防性储蓄（户主工作单位所有制性质、工作行业和职业等）、流动性约束（家庭人均资产）等。我们也试图控制了其它可能影响家庭消费的变量，比如户主性别、就业身份、民族、婚姻状况、中共党员与否、年龄的平方项等，但发现这些变量对消费的影响均不显著，因此在回归中没有报告。

<sup>⑥</sup> 需要说明的是，移民人口定义为在本城镇居住的家庭人口数，而不是移民家庭总人口，移民平均家庭总人口为 4 人。

<sup>⑦</sup> 事实上，在 5327 个移民样本中，只有 120 个样本受教育年限大于 12 年，换言之，只有 2% 的移民样本接受了高中以上的教育，说明移民家庭主要以教育水平较低的农民工为主。

## 四、实证检验与分析

本部分将对移民和城镇居民的消费行为进行经验研究，检验不同类型居民消费行为的差异。我们首先分别对移民和城镇居民的消费进行回归，考察不同决定因素上的差异，然后再对所有样本进行混合回归。表 3 报告了移民和城镇居民消费方程的回归结果。

**表3 移民和城镇居民消费行为<sup>①</sup>**

被解释变量：居民人均消费

	(1) 移民	(2) 城镇居民	(3) 出生农村的城镇居民	(4) 出生农村且教育年限少于10年的城镇居民
家庭人均收入	0.377*** [0.030]	0.510*** [0.019]	0.541*** [0.022]	0.537*** [0.040]
年龄	8.955 [5.990]	-13.427*** [4.723]	-11.512* [6.821]	-10.283 [9.423]
教育年限	74.945*** [20.035]	40.294*** [14.367]	20.419 [21.569]	-68.294 [53.210]
家庭人均资产	0.000 [0.003]	0.004** [0.002]	0.004* [0.002]	0.003 [0.003]
向农村人均汇款	0.002 [0.111]			
常数	1,986.971** [986.157]	3,955.502*** [619.032]	3,233.546*** [1,114.792]	3,775.959** [1,717.492]
样本量	1,968	6,784	1,775	662
R <sup>2</sup>	0.582	0.531	0.610	0.565

注：\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 10%，5%和 1%的显著性水平上显著，方括号内稳健标准误。

从表 3 中可见，移民边际消费倾向为 0.377，远低于城镇居民的边际消费倾向 0.51。换言之，给定收入增加 100 元，移民只消费 37.7 元，而城镇居民则消费 51 元。这意味着，若移民群体边际消费倾向与城镇居民相同，则整体居民消费能力将大大提高，而整体居民储蓄率将相应下降。在其他控制变量上，年龄对移民的影响为正，对城镇居民影响为负，可能反映了移民和城镇居民人口结构的差异和制度上的差别待遇，比如说，进城的移民随着年龄增长，遇到生病、子女教育等问题，需要更多私人支出，而城镇居民则可更多享受社会保障和政府提供的公共支出。具体有待于进一步的研究。户主教育年限对移民和城镇居民影响均为正，可能反映了收入增长预期和收入稳定性预期对居民消费的正向影响。家庭总资产对城镇居民消费影响显著为正，反映了财富水平对消费的影响。在移民消费方程中，我们还控制了移民向农村的汇款数量（单位为元），发现汇款的影响并不显著。

城镇居民和移民之间边际消费倾向的差异可能反映了除户籍以外的某些其他不可观察因素的影响（如文化、习惯等）。为了控制这种可能性以尽量识别出户籍政策对居民消费的影响，表 3 的第 3 列对出生于农村的城镇居民的消费行为进行了回归分析。城镇调查问卷对个人是否原来是城镇户口进行了调查<sup>②</sup>，因此，我们可以通过比较出生于农村的城镇居民与城镇移

<sup>①</sup> 在回归中，本文控制了户主健康、户主工作所有制性质、职业、行业，省份虚拟变量等。限于篇幅，在此没有报告，下文同。

<sup>②</sup> 调查问题为：“如果原来不是城镇户口，后来取得城市户口的途径”，回答此问题则表明该个体原来不是城镇

民消费行为的差异，分析文化、习惯等不可观察的因素对于居民消费的影响。从第 3 列中可见，出生农村的城镇居民边际消费倾向为 0.54，远远高于移民边际消费倾向，甚至高于城镇居民总体边际消费倾向。出生于农村的城镇居民与城镇移民可能还存在某些不可观察的差异，比如，出生于农村并通过升学等途径获得城镇户籍的居民与城镇移民在能力和偏好等方面可能存在系统性差异。为了进一步控制这种可能性，表 3 中第 4 列使用教育水平小于 10 年的城镇居民作为研究对象<sup>①</sup>，这类居民与城镇移民存在系统性差异的可能性较小。回归结果表明，出生于农村且教育水平小于 10 年的城镇居民边际消费倾向为 0.537，仍高于城镇移民。这些结果表明：城镇居民与移民之间边际消费倾向的差异并不能简单地用文化、习惯等不可观察的因素来解释，而户籍制度可能是二者边际消费倾向巨大差异背后最重要的原因。

表 4 混合回归与稳健性检验

被解释变量	(1) 人均消费	(2) 总消费	(3) ln (人均消费)	(4) 从收入中剔除移民汇款	(5) 以家庭储蓄率为被解释变量
家庭人均收入	0.514*** [0.018]	0.523*** [0.019]	0.738*** [0.011]	0.514*** [0.018]	
移民	215.863 [193.065]	759.185 [613.377]	1.869*** [0.211]	365.929* [189.285]	0.120*** [0.019]
家庭人均收入*移民	-0.146*** [0.029]	-0.215*** [0.035]	-0.228*** [0.024]	-0.137*** [0.030]	
年龄	-7.065* [4.015]	-25.159** [11.316]	-0.001** [0.000]	-7.135* [4.019]	0.003*** [0.001]
教育年限	46.166*** [12.101]	101.537*** [33.341]	0.007*** [0.002]	46.262*** [12.108]	0.005*** [0.002]
家庭人均资产	0.004** [0.002]	0.004** [0.002]	0.020*** [0.004]	0.004** [0.002]	0.000*** [0.000]
常数	3,748.568*** [485.245]	11,352.273*** [1,347.684]	2.069*** [0.103]	3,751.286*** [483.955]	-0.061 [0.067]
样本量	8,752	8,752	8,752	8,752	8,752
R <sup>2</sup>	0.546	0.547	0.646	0.545	0.062

注：\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 10%，5%和 1%的显著性水平上显著，方括号内稳健标准误。

为了定量考察户籍制度对居民消费产生的影响，表 4 使用所有样本进行混合回归，并对其结论进行稳健性检验。从第 1 列的基本回归中可见，移民和家庭收入的交叉项显著为负，移民的边际消费倾向比城镇居民低 14.6 个百分点，与之前分组回归得到的边际消费倾向上的差异非常接近。为了考察户籍制度对移民家庭总消费的影响，第 2 列使用家庭总消费作为被解释变量。回归结果表明，移民边际消费倾向比城镇居民低 21.5 个百分点。为了降低异方差性对回归结果的影响，我们以居民人均消费的对数值作为被解释变量，发现交叉项系数依然为负，且高度显著，说明了本文结果的稳健性<sup>②</sup>。与基准回归不同的是，以人均消费的对数值为解释变量时，移民项系数显著为正。然而，经过简单的计算可以发现，城镇居民和移民消费水平相等的人均收入为 3600 元，即当家庭人均年收入水平低于 3600 元时，城镇居民消费水平才会低于移民。在 6784 个城镇家庭中，只有 846 户城镇居民年均收入水平小于 3600 元，也就是说，在

户口，即农村户口。

<sup>①</sup> 也就是出生于农村且仅完成 9 年制义务教育的城镇居民。

<sup>②</sup> 在第 2 列和第 3 列中，我们同样对家庭收入、家庭总资产等变量分别取家庭总值和对数值。

其他因素均相同时，绝大部分城镇居民的人均消费水平都高于移民<sup>①</sup>。向农村汇款可能影响到移民边际消费倾向的估计，第 4 列将移民汇款从家庭收入中剔除，以检验汇款对城镇移民和城镇居民边际消费倾向差异的影响。回归结果表明，即使将汇款在移民收入中剔除，城镇居民边际消费倾向依然比城镇移民高 13.7 个百分点。最后，我们以居民储蓄率作为被解释变量，检验户籍制度对居民储蓄率的影响<sup>②</sup>。从第 5 列回归结果中可以看出，城镇移民储蓄率比城镇居民高 12 个百分点，与以消费作为被解释变量的结果相一致。

## 五、户籍制度与中国居民储蓄率的上升

本部分将定量分析户籍制度对我国居民消费的总体影响。需要指出的是，有关移民的一些宏观统计都是估计值，而且我们的回归结果是基于一年截面数据而得出的。此外，我们的测算仅仅针对了户籍制度对于消费的“直接”影响。换言之，我们估测的是在一个特定时点上一次性地取消户籍制度将会对消费产生怎样的影响。这个估算没有考虑取消户籍制度对于消费的间接影响，或者说，我们没有考虑取消户籍制度对于消费的“一般均衡”效应。事实上，如果在现实中取消户籍制度可能会对消费产生以下几个方面的连带效应，或者说“一般均衡”效应，需要先作些讨论：

首先，取消户籍制度可能明显地提高移民收入，也可能较明显地增加农村向城市移民的数量，并且这部分居民的收入也将得到较大幅度的提高。收入提高的结果是刺激消费，如果他们的消费行为在户籍制度制约条件下接近城镇居民的话，那么，总体的消费率将会进一步提高。

其次，户籍制度改革对城镇居民收入水平的影响不明确。一方面，城镇居民面临的劳动力市场竞争可能会在短期内因为移民的增加而提高，其工资水平有向下的压力。另一方面，城市化进程和城市规模的扩张会对收入增长产生正面的规模经济效应。农村移民进一步增加时，农业的边际劳动生产率将提高，这会增加进城农民的保留工资，从而带来城镇地区的工资上升。因此，从总体来说，户籍制度放开对于城镇居民的收入和消费产生怎样的影响也不确定。

对于户籍制度放开的一般均衡效应已经超过了本文分析所及的范围，因此，我们仅将分析限于户籍对于消费制约的直接效应。从表 4 基准模型的回归结果中可以看到，在其他条件相同的前提下，移民的边际消费倾向比城镇居民低 14.6 个百分点。同时，本文移民样本数据显示，移民家庭 2002 年的人均收入水平为 4629 元/人。因此，如果放开户籍制度，让移民享受与城镇居民相同的待遇，移民的人均消费水平将上升 676 元，即移民人均消费水平将提高 20.8%<sup>③</sup>。

户籍制度对于中国居民消费率的总体贡献如何？估算户籍制度的总体影响需要有关移民总人口和移民总收入等宏观数据，然而，国家统计局和相关统计部门并没有移民相关宏观变量的统计。根据盛来运（2008）的研究，我国 2002 年外出劳动力占农村劳动力的比重为 21%，同年，我国的乡村人口总数为 7.82 亿，据此，我们估算移民家庭的人口数约为 1.69 亿。由于户籍制度导致移民人均消费水平下降了 676 元，它对居民消费的总体贡献为 1142 亿元，占 2002 年居民总消费的 2.2%<sup>④</sup>，即户籍制度导致 2002 年我国整体居民消费水平下降了 2.2%<sup>①</sup>。

<sup>①</sup> 事实上，以家庭总消费为解释变量时，移民项系数为正的一个重要原因是移民家庭平均人口多于城镇家庭，因此其最低消费也相应较高。

<sup>②</sup> 与 Wei and Zhang (2009) 相同，本文居民储蓄率定义为  $\ln(\text{家庭收入}/\text{家庭消费})$ 。

<sup>③</sup> 在本文的样本中，移民的人均消费水平为 3243 元/人，移民人均消费水平提高 676 元意味着其消费水平提升 20.8% (676/3243)。

<sup>④</sup> 根据《中国统计年鉴，2009》中支出法国民经济核算数据，2002 年我国居民消费额为 52571.3 亿元。



对于总体居民消费率，2002 年我国以支出法计算的国内生产总值为 120350 亿元<sup>②</sup>，户籍制度使得居民消费水平下降了 1142 亿元，即消费率下降了 0.95%。2002-2003 年间，我国居民消费率从 43.68% 下降至 41.67%，下降了 2.01 个百分点<sup>③</sup>。换言之，户籍制度可以抵补这一期间居民消费率下降的 47.1%。

表 5 户籍制度与中国居民消费

年份	(1) 移民人口 (万)	(2) 移民人均收入 (元)	(3) 移民总收入 (亿元)	(4) 户籍制度对居民消费的影响 (%)	(5) 户籍制度对居民消费率变化的影响 (%)
2000	12772	4334	5536	1.76	64.2
2001	14958	4513	6750	2.00	61.1
2002	16900	4629	7822	2.17	47.1
2003	17906	4843	8673	2.22	50.4
2004	18018	5173	9321	2.13	40.8
2005	18040	5609	10118	2.07	54.6

为了进一步考察户籍制度的影响，我们对 2000~2005 年间我国移民人均收入、移民人口和移民总收入进行了估算。之所以没有对更早年份的相应情况进行估算，是因为我们的模型是一个利用 2002 年数据做的截面估计，其参数不宜推广应用到相隔时间太远的年份。首先，我们结合盛来运（2008）关于外出劳动力占农村劳动力比重的数据和我国乡村人口的数据估算出我国移民家庭人口数<sup>④</sup>，估算结果见表 5 中第 1 列。从表中可以看出，中国移民家庭人口数量快速增长，从 2000 年 1.28 亿人增加到 2005 年 1.8 亿人。其次，我们需要移民人均收入的相关数据，由于移民收入数据难以获得，我们只能对其进行估算。根据中国社会科学院经济研究所收入分配课题组在 1999 和 2002 年对城镇移民收入的调查，1999 年移民的月均工资为 707 元，2002 年其月均工资为 784 元，经过通货膨胀调整后，移民真实工资的年均增长率为 3.4%。我们以 2002 年移民家庭人均收入为基准，以 3.4% 作为移民家庭在 2000-2003 年间的家庭人均真实收入的增长率，可以估算出 2000-2003 年间移民家庭的人均真实收入。赵长保、武志刚（2006）利用我国农村固定观察点数据对 2004-2006 年间移民收入增长率进行了计算，发现 2004 年移民工资增长率为 2.8%，2005 年工资增长率为 6.5%，我们据此估算出 2004-2005 年移民家庭的人均真实收入。基于消费物价指数的数据，我们将 2000-2005 年间真实收入数据转换为当年价格计算的移民家庭名义收入数据，详见表 5 中第 2 列。基于移民人口和移民人均收入的数据，可以计算出移民家庭总收入的数据，即表 5 中第 3 列。从表中可以看出，移民总收入从 2000 年的 5536 亿元上升到 2005 年的超过 1 万亿元，翻了一倍！移民收入的大幅度上升一方面来自移民人口的不断增加，另一方面则来自于移民人均收入的增长。表中第 4 列计算了户籍制度对居民消费的影响，其计算方法为：移民总收入\*0.146/居民消费<sup>⑤</sup>。从表中可以看出，2000 年，户籍制度导致居民消费下降了 1.76 个百分点，到了 2005 年，户籍制度导致居民消费下降了 2.07 个百分点，户籍制度的影响总体呈现上升趋势。在 2000-2005 年间，由户籍制度制

<sup>①</sup>需要指出的是，家庭调查的消费数据与国民经济核算中的居民消费存在统计口径上的差异。在支出法国民经济核算中，住房消费、公费医疗、金融保险都被统计在内，但这些消费在居民消费中没有体现。如果考虑到统计口径的差异，户籍制度的影响将高于 2.2%。

<sup>②</sup>数据来源：《中国统计年鉴，2009》。

<sup>③</sup>数据来源：《中国统计年鉴，2009》。2002 年支出法 GDP 和居民消费分别为 120350 亿元和 52571 亿元；2003 年支出法 GDP 和居民消费分别为 136399 亿元和 56834 亿元。

<sup>④</sup>由于盛来运（2008）中外出劳动力占农村劳动力比重的数据截止于 2005 年，我们没有获得更新的数据，因此我们的估算也截止于 2005 年；乡村人口数据来源为《中国统计年鉴，2009》。

<sup>⑤</sup>居民消费数据来自《中国统计年鉴，2009》。

约的消费可以解释这一期间消费率下降的 40.8%-64.2%。

## 六、结论和政策含义

当前中国无城镇户籍的进城农民数量大约有 2 亿，即使用较低口径，其数量也超过 1.3 亿，占中国总人口的十分之一，而且数量还在继续增长。在中国，目前由于受到户籍、土地、社会保障等制度的制约，农民进城后，不少人最终还是不得不回到家乡。与城市居民相比，城镇移民具有更高的流动性，而且缺乏社会保障，面临更强的信贷约束，因此，城镇移民的边际消费倾向比城市居民要低 14.6 个百分点。我们的测算表明，放松户籍限制将导致 2002 年移民人均消费水平提高 20.8%，居民总体消费水平提高 2.2%，这一差异可以补偿 2002-2003 年间我国居民消费率下降的 47.1%。在 2000-2005 年间，由户籍制度制约的消费可以解释这一期间消费率下降的 40.8%-64.2%。因此，本文的政策含义是，应当最大程度地给予已经进城的城镇移民以城镇户籍，或者尽量缩小城镇居民和移民之间在社会保障和公共服务等方面所受待遇上的差异。伴随着城市化和工业化进程的户籍制度改革是促进消费，增强内需的有效手段，关系到中国经济增长方式的转变。当然，户籍制度改革也涉及到 2 亿城镇移民的福祉，而且还会影响即将进城的约 4 亿农民的未来，它本身也是一个有关公平的问题。

消费和储蓄长期以来是宏观经济学的重要研究问题，但经济学家却习惯性地用“代表性行为人”的模式来理解消费，鲜有人从消费行为的异质性来思考问题。不管是因为制度或是人口结构等因素，从结构变化的视角来解释总体消费率和储蓄率的变化都是不可忽视的。特别是，在当今世界，越来越多的人是出生地（国）和居住地（国）不同的移民，理解这部分人与原住民之间的行为差异是非常重要的，无论对于学术研究还是政策制定都是新的方向。

## 参考文献:

- 杭斌, 2009: 《习惯形成下的农户缓冲储备行为》, 《经济研究》第1期。
- 何立新、封进、佐藤宏, 2008: 《养老保险改革对家庭储蓄率的影响: 中国的经验证据》, 《经济研究》第10期。
- 李实、罗楚亮, 2007: 《中国城乡居民收入差距的重新估计》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 盛来运, 2008: 《流动还是迁移——中国农村劳动力流动过程的经济分析》, 上海远东出版社。
- 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。
- 杨汝岱、陈斌开, 2009: 《高等教育改革, 预防性储蓄与居民消费行为》, 《经济研究》第8期。
- 杨汝岱、朱诗娥, 2007: 《公平与效率不可兼得吗?——基于居民边际消费倾向的研究》, 《经济研究》第12期。
- 叶海云, 2000: 《试论流动性约束, 短视行为与我国消费需求疲软的关系》, 《经济研究》第11期。
- 赵长保、武志刚, 2006: 《农民工工资收入问题分析》, 《中国劳动经济学》第4期。
- 周绍杰、张俊森、李宏彬, 2009, 《中国城市居民的家庭收入、消费和储蓄行为: 一个基于组群的实证研究》, 《经济学季刊》第8卷第4期。
- Attanasio, Orazio. P. and Weber, Guglielm, 1995, "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 6, pp. 1121-1157.
- Aziz, Jahangir and Li, Cui, 2007, "Explaining China's Low Consumption: The Neglected Role of Household Income," IMF working paper 07/181. Available at: <http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.cfm?sk=21026.0>
- Blanchard, Olivier J., and Giavazzi, Francesco, 2005, "Rebalancing Growth in China: A Three-Handed Approach," MIT Department of Economics Working Paper No. 05-32. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=862524>.
- Carroll, Christopher. D., 1994, "How Does Future Income Affect Current Consumption?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1, pp. 111-147.
- Chamon, Marcos, and Prasad, Eswar, 2008, "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" *American Economic Journal – Macroeconomics*, forthcoming.
- Chen, Binkai, Ming Lu, and Ninghua Zhong, 2010, "Institution, Identity and Consumption Heterogeneity: How has *Hukou* Constrained Migrants' Expenditure in Urban China," working paper.
- Deaton, Angus., 1992, *Understanding Consumption*, Oxford University Press, USA.
- Horika Charles Yuji, 2007, "A Survey of Household Saving Behavior in Japan," Working Paper. Available at: <http://ideas.repec.org/p/dpr/wpaper/0684.html>
- Jin, Ye, Li, Hongbin, and Wu, Binzhen, 2010, "Income Inequality, Status Seeking, and Consumption," Working Paper. Available at: <http://ideas.repec.org/p/pramprapa/22641.html>
- Giles, John and Yoo, Kyeongwon, 2007, "Precautionary Behavior, Migrant Networks, and Household Consumption Decisions: An Empirical Analysis Using Household Panel Data from Rural China," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, No. 3, pp. 534-551.
- Kraay, Aart, 2000, "Household Savings in China," *The World Bank Economic Review*, Vol. 14, No. 2, pp. 545-570.

Kuijs, Louis, 2005, "Investment and Saving in China," Policy Research Working Paper No. 3633 (Washington: World Bank). Available at: <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/3633.html>

Meng, Xin, 2003, "Unemployment, consumption smoothing, and precautionary saving in urban China," *Journal of Comparative Economics*. Vol. 31, No. 3, pp.465-485.

Modigliani, Franco, and Cao, Shi Larry, 2004, "The Chinese Saving Puzzle and the Life Cycle Hypothesis," *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, No. 1, pp.145-170.

Park, Daekeun and Rhee, Changyong, 2005, "Saving, Growth, and Demographic Change in Korea," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 19, No. 3, pp.394-413.

Wei, Shang.-Jin, and Zhang, Xiaobo, 2009, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China," Working Paper 15093, National Bureau of Economic Research. Available at: <http://www.nber.org/papers/w15093.pdf>

## 附录

本文所使用的控制变量包括户主年龄、受教育年限、健康情况，户主工作所有制性质、职业和行业等，通过对移民问卷和城镇居民问卷的比较，本文中将这些变量详细定义如下：

户主教育年限：2002 年底以前受教育年数；健康：很健康=1，健康=2，一般=3，不太健康=4，很不健康=5，其他=6；所有制：（中央、省）国有独资=1，（地方）国有独资=2，城镇集体所有制=3，城镇私营（包括合伙企业）=4，城镇个体（企业）=5，中外合资企业=6，外资企业=7，国家控股企业=8，其他股份企业=9，农村私营企业=10，农村个体=11，其他=12；职业种类：私营企业主和个体户=1，专业技术人员=2，企事业单位负责人=3，办事人员=4，工人=5，商业和服务业人员=6，其他=7；行业：农、林、牧、渔=1，采掘=2，制造=3，电力、煤气及水的生产和供应业=4，建筑业=5，地质勘查业、水利管理业=6，交通运输、仓储及邮电通信业=7，批发和零售贸易、餐饮业=8，金融保险业=9，房地产业=10，社会服务业=11，卫生、体育和社会福利业=12，教育、文化艺术和广播电影电视业=13，科学研究和技术服务业=14，国家机关、党政机关和社会团体=15，其他=16。