

收入、人口年龄结构和中国城乡居民储蓄

刘士杰¹, 张士斌²

(1. 南开大学 人口与发展研究所, 天津 300071;

2. 中国社会科学院 人口与劳动经济研究所, 北京 100732)

摘要: 本文利用中国 2002~2006 年分省、分城乡数据, 将人口年龄结构因素纳入绝对收入和恒久收入理论模型, 对居民储蓄方程进行了实证研究。研究发现: 老龄人口比例对城乡居民的储蓄有显著的负影响, 这对于老龄化日益严峻的中国意味着将面临人口转变带来的额外的资本供给压力; 城、乡居民的储蓄决定因素有明显的差别, 这些差别反映了城乡收入差距、区域经济差距以及城乡居民对子女教育投入的差异。

关键词: 收入; 人口年龄结构; 城乡居民储蓄

中图分类号: C92-05 文献标识码: A 文章编号: 1000-4149(2009)05-0001-06

Income, Population Age Structure and Savings of China's Urban and Rural Residents

LIU Shi-jie¹, ZHANG Shi-bin²

(1. Nankai University, Institute of Population and Development, Tianjin 300071, China;

2. Chinese Academy of Social Sciences, Institute of Population and Labor Economics, Beijing 100732, China)

Abstract: Based on data of urban and rural areas of each province of China from 2002 to 2006 and using the Absolute Income and Permanent Income Theoretical Model with age structure factor, this paper makes an empirical research on personal savings equation. The research has found that the proportion of the aged has a significant negative impact on personal savings both in urban and rural areas. This means that the increasingly severe population aging in the process of demographic transition in China bring about excess pressure of capital supply. Dramatic differences exist in determinants of savings between urban and rural areas, which reflect the disparities between urban and rural income level, between regional economic development levels and between education expenditure of children in urban and rural areas.

Keywords: income; population age structure; savings of urban and rural areas

一、引言

改革开放以来, 中国的高经济增长一直具有高储蓄的背景, 事实上, 大量研究也证实了这一点, 即储蓄往往同投资和经济增长呈现强的正相关关系。值得注意的是, 居民部门的储蓄在目前中国国内总储蓄中占据了很大份额。如表 1 所示, 除 2004 年外, 近年来居民部门一直是储蓄最

收稿日期: 2009-02-04; 修订日期: 2009-07-03

作者简介: 刘士杰 (1980-), 河南鹿邑人, 南开大学人口与发展研究所博士研究生, 研究方向: 人口、资源与环境经济学。

多且盈余最大的部门，其中 2005 年中国居民部门的储蓄盈余占国内各部门总储蓄盈余的 286.06%（非金融企业部门的储蓄盈余为负），是非金融企业部门外部投资总额的 1.25 倍^[1]。传统上，人们习惯于用收入的变化来解释居民储蓄行为，比如凯恩斯主义的绝对收入模型和弗里德曼的恒久收入模型。但是这些模型忽略了人口年龄特征这一重要的人口结构性因素对储蓄的影响。

表 1 1998~2004 年中国国内总储蓄的部门构成和各部门的储蓄盈余								
年份	非金融企业部门		金融机构部门		政府部门		居民部门	
	占总储蓄比例 (%)	储蓄盈余 (亿元)	占总储蓄比例 (%)	储蓄盈余 (亿元)	占总储蓄比例 (%)	储蓄盈余 (亿元)	占总储蓄比例 (%)	储蓄盈余 (亿元)
1998	34.30	-11596.57	1.53	284.11	13.17	1349.36	51.00	11332.99
1999	35.62	-12003.00	1.44	300.02	14.90	1834.68	48.04	10432.43
2000	39.09	-10947.48	1.54	410.35	16.52	2483.78	42.85	9747.95
2001	38.15	-13756.31	0.78	121.88	19.47	3635.89	41.60	10040.44
2002	33.16	-17635.46	2.47	846.10	18.01	3287.94	46.35	13409.18
2003	30.91	-21305.46	5.16	2544.38	21.72	4239.43	42.21	13675.00
2004	45.25	-13583.79	2.01	1404.63	13.05	1489.79	39.70	15971.37
2005	40.77	-17682.50	1.45	1197.22	13.18	2160.03	44.59	22024.45

资料来源：根据中国统计年鉴 2000~2008 年资金流量表计算而得。
注：储蓄盈余=部门储蓄额-部门投资额。

本文利用中国分省、分城乡居民 2002~2006 年储蓄、经济和人口等相关面板数据，分别在绝对收入模型和恒久收入模型中加入人口年龄结构变量，不仅考察人口年龄结构对收入的影响，并力图检验出决定中国城乡居民储蓄的因素及其差异。

二、文献回顾和讨论

对于居民户来说，储蓄和消费之间存在一一对应的数量关系，所以消费理论也就是储蓄理论的另外一种表达。凯恩斯在《就业、利息与货币通论》中提出消费的绝对收入理论，把短期内影响消费的因素主要归结于工资等现行收入的变化。认为如果现行收入不变，消费倾向会是一个稳定不变的常数，但由于边际递减规律的存在，边际消费倾向会随收入提高而下降。而米尔顿·弗里德曼（Milton Friedman）提出的恒久收入假说则把个人收入区分为恒久收入和短期收入，消费相应被划分为恒久消费和短期消费，认为长期内平均消费倾向是稳定的，决定个人消费行为的主要因素不是现期收入而是恒久收入^[2]。莫迪利亚尼（Modigliani Franco）提出的生命周期假说则把年龄因素导入了消费函数和储蓄函数。认为在效用最大化的决策依据下，人们倾向于在年轻时劳动并储蓄，以备将来养老，在老年时，人们将花费年轻时的储蓄，因此，储蓄在这个过程中扮演了跨期平滑消费的作用^[3]。

迄今为止，绝对收入模型、恒久收入模型和生命周期假说在分析居民储蓄行为方面都取得了各自的成功，但是把两种收入模型和莫迪利亚尼假说结合起来研究中国城乡居民储蓄行为的文献还不多。

沃克贝亚士等（Wakabayashi, Mackellar）利用中国 1995~1997 年的城乡数据分析了人口年龄结构对储蓄的影响，发现少儿抚养比和老年抚养比对储蓄都有负影响，其中老年抚养比对储蓄的影响更强更显著，研究还发现老年负担更沉重的乡村地区的边际储蓄倾向相对更低^[4]。王德文等对国民宏观储蓄进行了研究，结论是人均收入水平及其增长速度是决定储蓄率高低的重要影响因素，少儿抚养比、老年抚养比和总抚养比都对储蓄率有着显著的负影响^[5]。张士斌利用广义矩估计方法（GMM）研究了社会保险与年龄结构对城镇居民储蓄的影响，发现老年抚养比对城镇居民储蓄具有正影响，少儿抚养比则具有显著的负影响^[6]。莫迪尼安尼等（Modigliani, Cao）用中国 1953~2000 年的时间序列数据对中国居民储蓄率的决定因素进行了研究，结果表明人口抚养

比的倒数、当期经济发展速度对长期经济发展趋势的偏离以及通货膨胀率都对储蓄率有着显著的影响^[7]。赫瑞卡等 (Horica, Wan) 对中国 1995 ~ 2004 年的分城乡面板数据进行了研究, 发现中国城乡居民储蓄率的主要决定因素有人口年龄结构 (特别是少儿抚养比)、真实利率和一阶滞后的储蓄率, 其中少儿抚养比和储蓄率之间是负向关系, 而老年抚养比和储蓄率之间呈现正向关系, 但在统计上不显著^[8]。可以看出, 上述研究都建立在生命周期理论假设之上, 但其研究结论却并不一致, 沃克贝亚士等认为, 老年抚养比相对于少儿抚养比对居民储蓄的影响更大, 而赫瑞卡等的研究结果却恰恰相反, 认为老年抚养比对储蓄的影响甚至是弱正向关系。

在研究居民部门的储蓄行为时, 上述研究大多把储蓄率作为因变量, 然后用经济增长率和人口结构变量等作为自变量进行回归分析, 这种处理方法方便我们直观了解居民储蓄率的决定因素, 却舍弃了绝对收入模型和恒久收入模型这两个考查储蓄行为最成熟的工具, 直接导致他们回归结果的不甚理想 (回归方程可决系数最高为 0.448), 赫瑞卡等研究的回归方程为:

$$S = \alpha + \beta_1 YOUNG + \beta_2 OLD + \beta_3 RINT + \beta_4 CHGDP + \beta_5 SR(-1) + u \quad (1)$$

$$S = \alpha + \beta_1 DEP + \beta_2 RINT + \beta_3 CHGDP + \beta_4 SR(-1) + u \quad (2)$$

其中, $YOUNG$ 为少儿抚养比、 OLD 为老年抚养比、 $RINT$ 为真实利率、 $CHGDP$ 为真实 GDP 增长率、 $SR(-1)$ 为上一年度的储蓄率。

沃克贝亚士等直接使用了储蓄和可支配收入这一对变量, 但他们把人口结构性变量和绝对收入、恒久收入以及短期收入的积作为自变量来对储蓄值进行回归, 这样一来, 就很难独立衡量人口因素对储蓄的影响。他们的回归方程为:

$$S = \alpha + (\beta_1 + \beta_2 DEPRATE_e + \beta_3 DEPRATE_y)Y + u \quad (3)$$

$$S = \alpha + (\beta_{p1} + \beta_{p2} DEPRATE_e + \beta_{p3} DEPRATE_y)Y_p + (\beta_{t1} + \beta_{t2} DEPRATE_e + \beta_{t3} DEPRATE_y)Y_t + u \quad (4)$$

其中, Y_p 为恒久收入, Y_t 为短期收入, $DEPRATE_e$ 为老年抚养比, $DEPRATE_y$ 为少儿抚养比。

本文在以上研究的基础上进行了如下改进: ①采用更新的数据; ②用更贴近居民日常生活的人均可支配收入取代人均 GDP 来指代经济的发展水平; ③对恒久收入的衡量标准进行了调整; ④方程中加入消费价格指数以考察物价变化对居民消费, 进而对储蓄的影响; ⑤直接使用不同年龄段人口比例而非抚养比来指代人口年龄结构; ⑥考察人口年龄结构对居民储蓄的直接影响。

三、对模型和数据的说明

本文所采用的回归模型为:

$$S = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 WORKING + \beta_3 CPI + \beta_4 DW + \beta_5 DM + u \quad (5)$$

$$S = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 YOUNG + \beta_3 OLD + \beta_4 CPI + \beta_5 DW + \beta_6 DM + u \quad (6)$$

$$S = \alpha + \beta_1 Y_p + \beta_2 Y_t + \beta_3 WORKING + \beta_4 CPI + \beta_5 DW + \beta_6 DM + u \quad (7)$$

$$S = \alpha + \beta_1 Y_p + \beta_2 Y_t + \beta_3 YOUNG + \beta_4 OLD + \beta_5 CPI + \beta_6 DM + \beta_7 DM + u \quad (8)$$

其中, 方程 (5) (6) 是在绝对收入模型中加入人口年龄结构性因素, 方程 (7) (8) 是在恒久收入模型中加入人口年龄结构性因素。本文用少儿人口占总人口的百分比、老年人口百分比和劳动年龄人口百分比来指代人口年龄结构性因素, 这样处理起来使结果更为直观, 由于三者之和等于 100, 具有完全线性关系, 因此, 论文把三个变量分别放到两个方程中进行考察。

对其他变量的说明如下:

S 为居民储蓄 (下同), 定义为居民可支配收入 (乡村居民为纯收入) 减去消费性支出 (乡村居民为生活消费支出), 这一定义把居民投资性支出也划入储蓄的范围, 能更好地反映储蓄和消费之间的区别; Y 为居民可支配收入 (下同); Y_p 为恒久收入, 定义为过去 3 年、当期和下一

年可支配收入的平均。不同于沃克贝亚士等对恒久收入的定义（他们用过去 3 年的平均可支配收入来指代恒久收入），这里假定居民在对长期收入进行判断的时候，不仅会考虑以前的收入，还会考虑当前收入和对将来收入的预期，而且因为近 30 年来中国城乡居民的可支配收入增长趋势明显，只使用过去年份的收入均值指代恒久收入会导致短期收入出现显著的增长趋势，这和短期收入的含义相悖。 Y_t 为短期收入，定义为当期可支配收入 Y 减去当期恒久收入 Y_p ；CPI 为当年的居民消费价格指数，用来衡量物价变化对消费和储蓄的影响；考虑到中国经济发展的区域性差异，方程中以东部地区为参照组加入了区域虚拟变量， DW 为西部虚拟变量， DM 为中部虚拟变量， u 为误差项。

就参数的经济意义来说，方程（5）（6）中的 β_1 即为绝对收入的边际储蓄率，（7）（8）中的 β_1 为恒久收入的边际储蓄率， β_2 为短期收入的边际储蓄率。

本文所使用的是 2002~2006 年中国分省、分城乡数据。经济变量数据取自 1999~2007 年的《中国统计年鉴》，人口数据取自 1999~2007 年的《中国人口统计年鉴》。所有绝对收入、恒久收入、短期收入和储蓄都以 1999 年为基期用相应的 CPI 进行了处理，消除了物价变化的影响。

四、实证检验结果

由于本文使用了分省、分城乡的面板数据，考虑到不同省份之间巨大的经济发展水平差异可能导致方程随机项的异方差性，而在异方差存在的情况下使用最小二乘法（OLS）对方程进行回归将造成参数方差偏大、显著性检验失真等后果。为此，在进行检验的时候，首先用最小二乘法进行了回归检验，然后分别用绝对收入、恒久收入、短期收入等自变量和方程随机项的绝对值做相关分析，发现它们之间有显著的相关关系。为了消除异方差现象带来的影响，最终使用了加权最小二乘法（WLS）对方程进行检验，回归结果如表 2。

1. 人口年龄结构对城乡居民储蓄的影响。首先，在城、乡共 8 个回归方程中，无论在绝对收入模型还是在恒久收入模型中，老年人口的回归系数都为负，而且在统计上十分显著。通过对标准化回归系数的对比还发现，老年人口比例成为继收入之后的第二大非地区性的影响因素，说明老年人口比例对城、乡居民储蓄的负面影响是显著的，这和生命周期假说的结论相符。相对于老年人口比例，城、乡回归方程中劳动年龄人口和少儿人口比例对居民储蓄的影响非但均在统计上不显著，而且出现了戏剧性的差异。城镇地区劳动年龄人口比例的回归系数为负，少儿人口比例的回归系数为正；乡村地区劳动力年龄人口比例的回归系数为正，少儿人口比例的回归系数均为负，城乡之间完全相反。

事实上，乡村地区回归结果和生命周期假说的结论是一致的。劳动力年龄人口比例和储蓄是正向关系，而负担人口比例则和储蓄是负向关系。城镇地区这两个变量的计量分析结果却和生命周期理论的结论截然相反。一个可能的解释是城镇地区高昂的教育费用使得有孩子的家庭不得不为孩子的教育进行储蓄。事实上，城镇地区居民为后代的教育进行储蓄已经成为我国社会的一个普遍现象：1991 年 11 月中国人民银行调查统计司在 20 个城市进行了储蓄问卷调查，在“您存款打算做什么”的选择中，教育投资的储蓄动机独占鳌头；1993 年，中国人民银行又进行了第六次调查，结果“为孩子攒教育费”连续第四次居于首位⁹。相对于城镇地区，传统上乡村地区对教育的重视程度偏低，高等教育入学率也很低，加之近年来国家对义务教育的支出持续增加，农民为子女教育进行储蓄的动机显然不如城镇地区强烈，这在某种程度上能解释回归结果的差异。

2. 绝对收入、恒久收入、短期收入和储蓄。无论从常识还是理论上讲，收入都是储蓄最重要的决定因素之一，本文的回归结果验证了这一点。通过比较发现，无论在城镇地区还是乡村地区，2002~2006 年间绝对收入模型和恒久收入模型对居民储蓄的解释度都没有明显差别。但是通过对城乡之间实证检验结果的对比发现，城镇居民绝对收入的边际储蓄倾向大于乡村居民。可

表 2 城、乡居民储蓄决定因素 (wls 方法)

变量 方程	城镇地区				乡村地区			
	绝对收入模型 (绝对收入为权重)		恒久收入模型 (恒久收入为权重)		绝对收入模型 (绝对收入为权重)		恒久收入模型 (短期收入为权重)	
	5	6	7	8	5	6	7	8
少儿人口 百分比	—	11.861 (1.467)	—	11.711 (1.428)	—	—1.085 (—0.233)	—	—4.601 (—0.982)
老年人口 百分比	—	—57.201 (—3.372)***	—	—53.237 (—3.023)***	—	—33.122 (—3.331)***	—	—28.540 (—2.454)**
劳动年龄人 口百分比	—6.819 (—0.524)	—	—4.364 (—0.509)	—	5.386 (1.179)	—	6.983 (1.519)	—
绝对收入	0.269 (16.475)***	0.294 (17.658)***	—	—	0.151 (5.145)***	0.199 (6.141)***	—	—
恒久收入	—	—	0.220 (9.419)***	0.256 (10.448)***	—	—	0.037 (0.901)	0.079 (1.723)*
短期收入	—	—	0.465 (2.703)***	0.418 (2.552)**	—	—	0.778 (2.051)**	0.714 (1.900)*
CPI	28.460 (1.760)*	29.468 (1.919)*	43.480 (2.467)**	39.720 (2.401)**	—1.672 (—0.196)	—1.098 (—0.133)	—10.390 (—1.279)	—9.065 (—1.127)
中部地区	61.558 (0.784)	47.499 (0.637)	—19.668 (—0.266)	—9.910 (—0.122)	—310.468 (—5.217)***	—297.404 (—5.133)***	—356.437 (—5.590)***	—346.035 (—5.482)***
西部地区	—245.446 (—3.291)***	—248.366 (—3.508)***	—303.952 (—3.710)***	—287.851 (—3.733)***	—541.153 (—8.110)***	—539.737 (—8.330)***	—646.897 (—8.723)***	—642.185 (—8.773)***
常数项	—2766.576 (—1.722)*	—3116.828 (—1.986)**	—4022.252 (—2.317)**	—3976.634 (—2.358)*	399.747 (0.457)	875.901 (0.986)	1454.681 (1.739)	2034.427 (2.336)*
观察值	150	150	120	120	150	150	120	120
调整 R^2	0.777	0.792	0.775	0.764	0.742	0.748	0.756	0.763

注：①方程参数估计值下括号内是 t 统计值，* 代表 10% 显著水平，** 代表 5% 显著水平，*** 代表 1% 显著水平；

②未包含西藏地区数据。

以看出，收入水平低导致乡村地区居民的收入中可用于储蓄的份额相对较少，从而导致其边际储蓄倾向也较小，这和沃克贝亚士等的研究结论一致。从恒久收入模型的回归结果可以看出，城、乡居民短期收入的边际储蓄倾向都大于恒久收入的边际储蓄倾向；而且在乡村地区，恒久收入的回归系数很小而且在统计上也不显著，可见乡村居民的短期收入对其储蓄的影响远远大于恒久收入，如果考虑到本文对储蓄的定义是包含了投资性支出的，这种差异也许就相对容易理解一点了。扣除日常必需的消费性支出，再减去年农作物生产必需的农资支出（投资性支出），乡村居民的可支配收入所剩无几。这意味着乡村居民在消费和储蓄之间进行权衡和选择的余地其实是很小的，影响他们消费的主要因素是来自当期收入的硬性约束，从而导致相对于稳定的恒久收入，偶然性的短期收入对乡村居民储蓄的影响更显著。

3. 消费价格指数和居民储蓄。城镇居民回归方程中消费价格指数的回归系数为正而且在统计上显著，而乡村地区回归方程中消费价格的回归系数无法通过统计检验。这说明城镇居民会因为物价上扬而减少消费，从而导致储蓄的增加，他们对消费价格的反应是敏感的；而乡村居民储蓄对消费价格指数的不敏感可以看做是消费的价格弹性低造成的，2007 年乡村居民的恩格尔系数仍然高达 43.1（2008 年统计年鉴），从某种程度能说明这一点。

4. 储蓄的地域差异。地区虚拟变量的计量结果表明, 中部地区城镇居民和东部地区城镇居民在储蓄上无明显区别(中部地区虚拟变量的回归系数在统计上不显著); 而西部地区城镇居民的储蓄则明显少于东部地区。反观乡村地区的回归结果, 中部和西部地区虚拟变量无一例外地进入了方程而且统计上显著, 说明中部地区和东部地区乡村居民储蓄之间的差异也很明显, 大于二者之间城镇地区居民的储蓄差异。

最后, 值得特别指出的是, 本文中老年人口比例这一变量其实就是通常意义上的老龄化率。所有的回归结果中, 老年人口比例的回归系数均为负且统计上显著, 而且其对储蓄的影响仅次于收入。这表明老龄化率, 也就是老年人口比例对储蓄的负面影响是十分明显的, 对于老龄化日益严峻的中国来说, 这意味着未来势必将面临人口转变带来的额外的资本供给压力。此外, 老年人口比例还是唯一进入方程的人口学变量, 这更加强调了以上结论。

五、结论

本文利用中国 2002~2006 年分省、分城乡数据对中国城乡居民的储蓄决定因素进行了实证研究。根据分析, 我们可以得出以下几点结论。

1. 收入是中国城乡居民储蓄最重要的决定因素。短期内, 绝对收入模型和恒久收入模型对储蓄的解释能力并无显著差异; 城镇居民可支配收入的边际储蓄倾向明显大于乡村居民; 城镇居民短期收入和恒久收入对储蓄的影响都是显著的, 但是前者的边际储蓄率显然大于后者; 与此对应, 恒久收入对乡村居民储蓄的影响不显著。城乡储蓄方程之间的这些差异侧面反映了城乡之间巨大的收入差距。

2. 人口年龄结构对中国城乡居民的储蓄行为有重要影响, 其中老年人口比例的影响最为显著。分析结果表明老龄化水平和储蓄之间存在显著的负向关系, 而且老年人口比例是居民储蓄方程中唯一能通过统计检验的人口结构变量。这对老龄化形势日趋严峻的中国来说, 意味着将面临来自人口转变的额外的资本供给压力。

和莫迪利亚尼的生命周期假说的分析并不完全符合的是, 劳动年龄人口比例在所有方程中都无法通过统计检验, 它和储蓄之间的正向关系显然还受其他因素的制约。事实上, 正如凯恩斯绝对收入假说描述的那样, 人们在进行消费和储蓄决策的时候, 会综合考虑很多因素, 比如对未来的消极性预期会导致人们进行预防性的储蓄, 可以预见到的高昂的子女教育费用也会增加储蓄等。在一个社会保障制度不健全、未来支出预期很高的社会中, 储蓄的必要性对于任何人都是显而易见的, 从这个意义上来说, 劳动年龄人口作为一个独立群体对储蓄的影响很可能不如生命周期假说描述的那么直接和显著。

3. 虽然在统计上都不显著, 但是城镇居民少儿人口比例的回归系数都为正, 而乡村地区回归系数都为负, 这在某种程度上反映了城乡居民子女教育成本和对教育的重视程度的差异。

在生命周期假说中, 儿童并不直接进入模型, 这是该理论存在的诸多争议之一, 尤其是在今天对子女教育倾注了无比热情的中国城镇地区。根据贝克尔的子女质量数量替代假说的理论延伸, 生育率的降低和维持在低水平并不一定意味着孩子教育支出的减少。出于对子女教育的考虑而进行储蓄对当下的城镇居民来说是一个很普遍的现象, 由此不难理解城镇地区少儿人口比例和储蓄之间的弱正向关系。

4. 区域间的居民储蓄存在着明显差别。西部地区城镇居民的储蓄明显少于东部地区, 而东、中部地区城镇居民的储蓄则没有明显区别。与此对应的是, 相对于东部地区, 西部地区和中部地区乡村居民的储蓄显著偏低, 这和中国目前经济的区域、城乡之间的经济格差现状是一致的。

(参考文献转第 17 页)

土地补偿政策、就业中介机构、思想观念、传统生产方式、社会关系、经济环境、教育政策、经历。

三、结论与建议

本文在总结前人研究方法的基础上,采用德尔菲法和层次分析法对我国失地农民就业的影响因素进行打分和测算,确定影响失地农民就业的关键因素。在第一阶段,确定调查对象和咨询专家,对专家问卷进行修改完善,由专家对各项指标打分,确定各项指标的影响程度。第二阶段,通过对专家打分数据的收集,建立数学模型,求出各级指标的特征根和特征向量,然后进行一致性检验,确定影响失地农民就业的评价体系和各指标的影响程度。

基于以上研究,对于解决失地农民的就业问题,本文提出几点建议:第一,完善就业市场,促进就业信息的传递,确保就业信息渠道的畅通无阻。近期,北京师范大学“实施扩大就业的发展战略研究”课题组对北京海淀区、朝阳区、丰台区、石景山区、昌平区、大兴区、顺义区、通州区、门头沟区、房山区的367户失地农民的问卷调查中也发现,“就业信息不通畅”是影响失地农民就业的一个主要因素。北京地区失地农民入户调查的结果也印证了本研究的结论。因此,我们应该重视区域就业市场的建设,加强失地农民就业信息的采

集与传递。第二,完善失地农民的社会保障体系,逐步消除城乡二元经济结构。失地农民的社会保障体系应纳入城市居民的就业保障体系,构建和完善养老保险和医疗保险制度;建立城乡统一的劳动力市场,实现二元经济向一体化的现代经济转变,统筹城乡发展。第三,加强对失地农民的技能培训、职业培训和创业教育,挖掘和发挥失地农民的创造力,提高他们的就业能力和创业能力。

参考文献:

- [1] 费孝通. 认真解决征地农民的就业问题 [J]. 社会, 1998, (2): 10—12.
- [2] 陈晨 陆铭等. 关注城市化进程中的弱势群体 [J]. 经济体制改革, 2004, (1): 15—20.
- [3] 马驰等. 城市化与失地农民就业 [J]. 华东经济管理, 2005, (1): 71—74.
- [4] 胡加荣. 城市化进程中失地农民就业实证研究 [J]. 北京农学院学报, 2007, (3): 57—60.
- [5] 夏涛. 对城乡统筹中失地农民就业培训问题的思考——以重庆市为例 [J]. 中国市场, 2008, (5): 132—133.
- [6] 宋斌文等. 失地农民问题是事关社会稳定的大问题 [J]. 调研世界, 2004, (1): 22—23.
- [7] Rowe Gene Wright, George. The Delphi technique as a forecasting tool: issues and analysis [J]. International Journal of Forecasting, 1999, 15 (4): 353—375.
- [8] Zahedi F. The Analytic Hierarchy Process: A Survey of the Method and Its Applications [J]. Interfaces, 1986, 16 (4): 96—108.

[责任编辑 崔凤垣]

(上接第6页)

参考文献:

- [1] Attanasio Orazio P and James Banks. The Assessment: Household Saving-Issues in Theory and Policy [J]. Oxford: Oxford Review of Economic Policy, 2001, 17 (1): 27—38.
- [2] Milton Friedman. A Theory of the Consumption Function [R], Princeton: Princeton University Press, 1957, (5): 164—192.
- [3] Modigliani Franco. Life Cycle Individual Thrift and the Wealth of Nations [J]. New York: American Economic Review, 1986 (8): 86—112.
- [4] Masayo Wakabayashi and Landis MacKellar. Demographic Trends and Household Saving in China [R]. Schlossplatz: Interim Reports on work of the International Institute for Applied Systems Analysis, 1999, 1—16.
- [5] 王德文, 蔡昉, 张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应 [J]. 人口研究, 2004 (5): 36—47.
- [6] 张士斌. 年龄结构、社会保险与城镇居民储蓄 [J]. 中南财经政法大学学报, 2009, (3): 78—83.
- [7] Modigliani Franco and Cao Shi Larry. The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis [J]. New York: Journal of Economic Literature, 2004, (42): 68—80.
- [8] Charles Yuji Horioka and Junmin Wan. Why does China save so much? [R]. Massachusetts: National Bureau of Economic Research, INC, 2006, Sumer Institute, 1—14.
- [9] 齐天翔. 经济转轨时期的中国居民储蓄研究——兼论不确定性居民储蓄的关系 [J]. 经济研究, 2000, (9): 13—26.

[责任编辑 肖周燕]