



人口老龄化、城市化与中国经济增长

汪伟 刘玉飞 史青

Population Aging、Urbanization and China's Economic Growth

WANG Wei, LIU Yufei, SHI Qing

引用本文:

汪伟, 刘玉飞, 史青. 人口老龄化、城市化与中国经济增长[J]. 学术月刊, 2022, 54(1): 68–82.

WANG Wei, LIU Yufei, SHI Qing. Population Aging、Urbanization and China's Economic Growth[J]. Academic Monthly, 2022, 54(1): 68-82.

在线阅读 View online: <http://www.xsyk021.com/article/Y2022/I1/68>

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

增长、转型与生态化发展

Growth, Transformation and Ecological Development

学术月刊. 2021, 53(5): 54–64

空间身份权利：转居农民的市民化实践

The Spatial Identity Right: The Citizenization of Peasant-turned-citizen

学术月刊. 2021, 53(10): 142–153

求解中国农业困局：国际视野中的农业规模经营与农业竞争力

Solving the Agricultural Dilemma in China: Farm Scale and Agricultural Competitiveness from International View

学术月刊. 2021, 53(6): 58–71

中国经济发展的数字化转型：新阶段、新理念、新格局

The Digital Transformation of China's Economic Development: New Stage, New Concept, New Pattern

学术月刊. 2021, 53(7): 45–54, 66

西方国家城市权利状况及对中国城镇化建设的启示

The Enlightenment of the Status Quo of the Right to the City in Western Countries to China's Urbanization Construction

学术月刊. 2021, 53(8): 59–66

“东方经济”与中国乡村工业化的社会学机制

“Oriental Economy” and the Sociological Mechanism of Rural Industrialization in China

学术月刊. 2021, 53(4): 142–151

人口老龄化、城市化与中国经济增长

汪 伟 刘玉飞 史 青

摘 要 中国的城市化发展战略遭遇人口老龄化的挑战，而以往关于城市化的经济增长效应的国内外研究均忽视了人口老龄化的作用。基于此，可以构建一个融合发展经济学与内生经济增长理论的新分析框架，将老龄化因素纳入城乡二元经济三期世代交叠模型，探讨老龄化影响城市化与经济增长的机制。理论研究发现：（1）人口老龄化会降低城市与农村的教育投资率、降低农村的储蓄率，但同时会提高城市的储蓄率，总体来看，人口老龄化对整个二元经济增长的作用是模糊的；（2）城市化有助于提高一个国家的经济增长率并增进国民福利，但由于人口老龄化会导致农村人力资本的积累速度下降，降低农村向城市的人口迁移率，从而会减缓城市化的进程并弱化城市化的经济增长效应。此外，通过运用中国的省级面板数据验证了上述理论分析的结论。研究有助于从人口转变的视角来理解中国的城市化和经济增长的动力。

关键词 城市化 经济增长 人口老龄化 储蓄 教育投资

作者汪伟，上海财经大学公共经济与管理学院教授（上海 200433）；刘玉飞，上海商学院商务经济学院讲师（上海 201400）；史青，上海大学经济学院副教授（上海 200444）。

中图分类号 F061

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2022)01-0068-15

一、引言

城市化是现代化的重要标志。新中国成立以来一直到改革开放前，中国城市化的发展一度受到抑制，改革开放以后，城市化率平均每年以 1 个百分点的速度增长，从 1978 年的 18.57% 迅速上升到了 2020 年末的 63.89%。虽然中国的城市化进程在加速，但与世界上发达国家平均 80% 以上的水平相比（表 1），仍然存在较大差距，但同时也意味着存在巨大的提升空间。国际经验表明，城市化是经济增长的重要引擎，未来几十年，将是中国加快推进城市化进程，以此带动经济增长的关键时期。

关于城市化对经济增长影响的研究，纵观国内外文献，主要有两条线索：一是发展经济学家们提出的城乡二元经济理论。^①虽然这些模型的假设有所不同，但这些发展经济学模型都认同经济增长的过程实际上就是劳动力不断从低生产率的农业部门（或传统部门）向城市高生产率的工业和服务业部门（或现代部门）转移和配置的过程。二元经济理论将经济发展的过程理解为劳动力不断从农村转移到城市的过程，揭示了传统农业经济向现代经济过渡的一般机制，但却没有回答城市高生产率的来源与长期经济增长的源

^① Lewis, W. A., "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," *The Manchester School*, 1954, 22(2), pp. 139-191; Ranis, G., and Fei, J. C., "A Theory of Economic Development," *The American Economic Review*, 1961, 51(4), pp. 533-565; Todaro, M. P., "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries," *The American Economic Review*, 1969, 59(1), pp. 138-148.

泉。二是内生经济增长理论。^①内生经济增长理论强调规模报酬递增、技术创新、知识和人力资本积累是经济增长的源泉，而城市正好是实现规模经济、知识外溢和技术创新的“天然实验室”。一方面，城市化催生了集聚经济，产业与人口在城市高度集聚，容易形成专业化和多样性的分工，产生规模收益递增效应，降低交易成本，提高生产效率，进而带动经济增长。^②另一方面，在城市化的过程中，城市更多的受教育机会和良好的教育基础设施，有利于提升劳动者的知识与技能，积累人力资本，相比农村更高的收入水平和更多的工作机会也吸引着高素质人才向城市流动，使得城市化成为经济增长的发动机。^③

表 1 2020 年城市化率的国际比较

国家或地区	城市化水平(单位: %)	与中国比较
中国	63.89	—
美国	82.70	18.81
日本	91.80	27.91
韩国	81.43	17.54
巴西	87.10	23.21
俄罗斯	74.80	10.91
印度	34.90	-28.99
南非	67.40	3.51
世界平均	56.20	-7.69
OECD国家	80.80	16.91
中等收入国家	55.70	-8.19

数据来源：中国的数据来自第七次人口普查，其他数据来自世界银行数据库 <http://data.worldbank.org/cn/>。

以上经典文献中的城市化影响经济增长的一般机制，成为后续研究的范式，当前的大量研究仍然是从人口迁移和城市经济集聚等角度去考察城市化对经济增长的影响。然而，发达国家过去二百多年的经济发展进程表明，伴随着城市化的是人口出生率的降低和人均 GDP 的快速增长^④，而城市化通过人口转变影响经济增长的机制往往被学者们忽视了。事实上，人口转变会影响农村人口向城市迁移与人力资本投资决策进而影响经济增长。值得注意的是，在生育率内生的假设下，一些文献通过构建城乡二元经济的世代交叠模型，分析了城市化、人口转变与经济增长的关系，他们的研究发现，城市化降低了生育率、促进了人力资本投资并推动了经济增长，从而解释了经济发展过程中城市化、人口转变与经济增长同步发生的经验事实。^⑤这些文献关于城市化影响经济增长的机制研究虽然考虑到了生育率下降这一因素，但并没有考虑老龄化的影响。因此，在生育受到约束的制度环境以及人口老龄化的背景下，城市化如何影响经济增长的机制尚待研究，而这一问题又与中国这个发展中大国当前的国情密切相关。在人口政策与经济社会发展的双重影响下，中国从 21 世纪开始迅速进入到人口老龄化社会，统计数据显示，从 2000—2020 年中国老龄抚养比提高了 9.8 个百分点。根据联合国的预测，在接下来的十年，中国的老龄抚养比将上升 10.5 个百分点。^⑥截止到 2020 年，中国 60 岁及以上人口已超过 2.64 亿，占总人口的比重达到 18.7%，老年人口数量和比重都高于此前的预测结果，这表明中国人口老龄化正在加速发展。近年来频繁出现的“民工荒”现象意味着劳动力无限供给的时代已经过去，人口红利的迅速消退意味着中国已经越过刘易斯转折点^⑦，这也意味着中国的老龄化与城市化进程以及经济发展阶段相互关联（图 1）。

① Arrow, K., *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention*, In *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, NBER 1962; Romer, P. M., “Increasing Returns and Long-run Growth,” *The Journal of Political Economy*, 1986, 94(5), pp. 1002-1037; Lucas, R., “On the Mechanics of Economic Development,” *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1), pp. 3-42.

② Yang, X., “Development, Structural Changes and Urbanization,” *Journal of Development Economics*, 1990, 34(1), pp. 199-222.

③ Bertinelli, L., Black, D., “Urbanization and Growth,” *Journal of Urban Economics*, 2004, 56(1), pp. 80-96.

④ Wrigley, E.A., *Population and History*, London: Weidenfeld and Nicolson, 1969.

⑤ Zhang, J., “Urbanization, Population Transition, and Growth,” *Oxford Economic Papers*, 2002, 54(1), pp. 91-117.

⑥ United Nations, *World Population Prospects: The 2019 Revision*, <https://population.un.org/wpp/>.

⑦ 蔡昉：《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》，《经济研究》2010 年第 4 期。

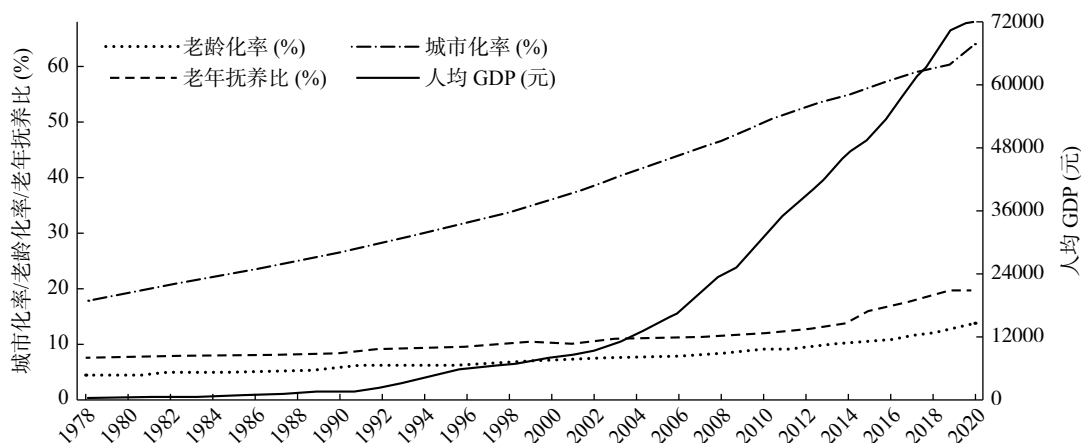


图1 城市化、人口老龄化与人均 GDP 变化趋势：1978—2020 年

数据来源：国家统计局，图中城市化率坐标轴为左边数据标志，GDP 增长率和老龄化率坐标轴是右边的数据标志，老龄化率是指 65 岁及以上人口占总人口的比重。

当城市化遭遇人口老龄化时，一系列问题随之而来。一方面，人口老龄化使劳动力数量减少，老龄人口增多加重了社会的养老负担，给整个经济以及城市化进程带来一些冲击；另一方面，人口老龄化会改变家庭的人力资本投资决策和储蓄决策，而城市化为高人力资本者进入城市获取高收入提供了机会，通过人力资本投资和储蓄的综合作用对经济产生影响。

基于对以往文献与中国经济现实的思考，本文构建了一个融合发展经济学与内生经济增长理论的新分析框架，主要展开两方面工作。首先，在人口老龄化与生育控制的现实背景下构建一个二元经济三期世代交替模型，将人口老龄化、城市化、家庭储蓄、人力资本投资与经济增长纳入一个二元经济发展的框架中进行分析，探讨在老龄化的作用下，城市化对经济增长的影响机制以及老龄化对城市化的影响机制；其次，本文运用中国的省级面板数据进行实证检验。

二、理论模型

（一）基本假设

本文考虑一个城乡两部门的三期世代交叠模型来界定当前的经济环境。典型行为人生经历未成年期、成年期和老年期。城市与农村共存于一个二元经济体中。根据中国的实际情况，生育受到计划生育政策的控制，代表性行为不能选择生育子女的数量，设定每个成年人生育 $n_{i,t}$ 个孩子（ $i = u, r$ ，分别表示城市与农村），农村的生育率高于城市，故存在 $n_{r,t} > n_{u,t}$ 。假设每个未成年人都能存活到成年期，但每位成年人以 p_t 的概率存活到老年期，老年存活率 p_t 越高，经济中的老龄化程度越高。

成年人拥有一单位的劳动时间，并将其在抚养子代和劳动力市场上进行分配。每一个未成年人成长为健康的成年人需要 v 单位的照顾时间，在成年人总时间为 1 单位的情况下，成年人能用来工作的时间则为 $l_t = 1 - vn_{i,t}$ ，并获得 $l_t w_t h_t$ 的工资收入。为了较好地区分城市地区和农村地区，本文假定城市地区有较发达的资本市场，城市地区成年人通过资本市场为养老而进行的自愿储蓄为 s_t 。农村地区没有资本市场，是典型的养儿防老经济，农村代表性行为继承了父辈留下的家产（如房屋、土地、农业生产资料），在其成年期抚养年幼子女并为每一个子女提供教育支出 $q_{r,t}$ ，同时赡养年迈的父母，赡养支出为 $g_{r,t}$ ，等子女成家立业之时，会将自己的财富分给各个子女，作为他们的生产资料，每个子女所获得的生产资料为 $k_{r,t+1}$ 。当农村典型行为年老没有劳动收入之时，其养老由子女承担，每一个子女实际上就是其生命周期储蓄的一个替代，是养老风险的一种分散，其留给子女的生产资料（或遗产）实际上就是其在农村生产方式上的一种继承。

在本文的模型中，城市和农村家庭对子女的教育进行投资的一个重要目的是，期望子女能够获得人力

资本投资的收益，而农村对子女教育投资的另一个目的是为了子女能够迁移到城市获得城市高收入，当农村人力资本积累到一定程度时，会倾向于迁移到城市地区。农村行为入迁入城市存在一个成本 η ，户籍制度等因素均会影响迁移成本，各地区的迁移成本不同，为简化分析，我们假设迁移成本 η 是一个随机变量，并且服从均匀分布。

(二) 代表性行为人的效用函数

根据中国“尊老爱幼”的文化传统，代表性成年人关心子女、敬仰父母，并从培养子女和赡养父母中获得效用。因而本文设定代表性行为人的个人效用函数形式为：

$$U_t = \log c_{1,t} + p_t \log c_{2,t+1} + \log e_{t+1} + p_{t-1} \log c_{2,t} \quad (1)$$

其中 $c_{1,t}$ 、 $c_{2,t+1}$ 分别表示典型行为人在成年期和老年期的消费， e_{t+1} 表示子女的预期收入， $c_{2,t}$ 表示代表性行为人为父的消费， p_t 则表示成年人存活到老年的概率。

(三) 人力资本积累函数

人力资本积累具有如下形式：

$$h_{i,t+1} = B_i q_{i,t}^\phi h_{i,t}^{1-\phi}, i = r, u, B_u > B_r > 0 \quad (2)$$

$h_{i,t+1}$ 为子代的人力资本水平， $h_{i,t}$ 为父代的人力资本水平， $q_{i,t}$ 为父代对子女的教育投资， B_u 、 B_r 分别表示城市地区和农村地区教育教学水平的参数，显然有 $B_u > B_r$ ，这意味着城市地区的教育质量高于农村地区。

(四) 生产技术

在城乡二元经济框架下，本文假设生产在完全竞争的经济环境中进行，农村和城市的生产函数为C-D形式的，分别表示为：

$$Y_u = D_u k_t^\theta \left[\sum_{\Psi_{u,t} \subseteq M_{u,t}} l_t h_t \right]^{1-\theta}, k_t \geq \underline{k} \quad (3)$$

$$Y_r = D_r k_t^\theta \left[\sum_{\Psi_{r,t} \subseteq M_{r,t}} l_t h_t \right]^{1-\theta} \quad (4)$$

在二元经济中存在两种生产技术： Y_u 、 Y_r ，每一个人都可以获得低生产率的农业技术 Y_r ，但城市生产技术至少要求一定数量的工人和一次性投入不低于 $\underline{k}$ 的物质资本。 $\Psi_{u,t}$ 、 $\Psi_{r,t}$ 分别表示 t 期从事城市与农村生产的工人数量，在上面的生产技术假设下， $\Psi_{r,t}$ 可以等于1，即农村家庭为自然经济，而 $\Psi_{u,t}$ 必须大于一定的数值城市生产技术才能被运用，同时，足够大的一次性投资门槛 $\underline{k}$ 使得农村地区无法采用城市的生产技术。 $M_{u,t}$ 、 $M_{r,t}$ 分别表示 t 期的城市与农村成年人口的集合。 D_u 、 D_r 分别代表城市地区和农村地区生产技术的参数， $D_u > D_r$ 意味着，城市地区的生产力水平远远高于农村地区的生产力水平。

假设城市地区厂商的资本在一期内全部折旧，所有的生产要素均获得其边际产品，即有：

$$w_t = (1 - \theta) D_u \left[K_t / \sum_{M_{u,t}} l_t h_t \right]^\theta \quad (5)$$

$$R_t = 1 + r_t = \theta D_u \left[\sum_{M_{u,t}} l_t h_t / K_t \right]^{1-\theta} \quad (6)$$

(五) 市场出清

K_t 表示城市总的物质资本存量，一部分来自 $t-1$ 期城市工人的储蓄 s_{t-1} ，另一部分来自 $t-1$ 期末移民到城市的工人带来的储蓄 $\tilde{s}_{t-1}$ 。资本市场出清的条件为：

$$K_t = \sum_{M_{u,t-1}} s_{t-1} + \sum_{M_{m,t-1}} \tilde{s}_{t-1} \quad (7)$$

其中 $M_{m,t-1}$ 表示 $t-1$ 期末移民到城市的工人。

在劳动力市场上, 劳动供给等于劳动需求, 即:

$$l_t = 1 - vn_t \quad (8)$$

三、模型分析: 无迁移情形

本文首先考虑没有发生迁移的情况, 并分别求解效用最大化时的消费、储蓄和教育投资水平。

(一) 城市地区

城市地区家庭对子女进行教育投资并通过资本市场养老, 代表性行为人的效用最大化问题如下:

$$U_{u,t} = \log c_{1,t} + p_t \log c_{2,t+1} + \log e_{t+1} + p_{t-1} \log c_{2,t} \quad (9)$$

$$\{s_t, q_{u,t}\}$$

$$s.t: c_{1,t} = (1 - vn_{u,t})w_t h_t - n_{u,t}q_{u,t} - s_t \quad (10)$$

$$c_{2,t+1} = s_t(1 + r_{t+1})/p_t \quad (11)$$

(10)、(11) 式为城市代表性成年人生命周期的预算约束, (10) 式表示成年人在 t 期的劳动收入用于自己的消费、子女的教育并为养老而储蓄。(11) 式表示代表性行为人在年老时的消费为 t 期的养老储蓄及回报。代表性行为人在 t 期的消费为 $t-1$ 期的养老储蓄及回报为:

$$c_{2,t} = s_{t-1}(1 + r_t)/p_{t-1} \quad (12)$$

城市代表性成年人子代的预期工资收入为:

$$e_{t+1} = w_{t+1}h_{t+1} \quad (13)$$

通过求解效用最大化问题, 可以得到:

$$s_t = p_t(1 - vn_{u,t})w_t h_t / (1 + p_t + \phi) = \gamma_s(1 - vn_{u,t})w_t h_t \quad (14)$$

$$q_{u,t} = \phi(1 - vn_{u,t})w_t h_t / [(1 + p_t + \phi)n_{u,t}] = \gamma_{qu}(1 - vn_{u,t})w_t h_t \quad (15)$$

其中, $\gamma_s = p_t / (1 + p_t + \phi)$, $\gamma_{qu} = \phi / (1 + p_t + \phi)n_{u,t}$ 。

由此, 我们容易得到, $\partial \gamma_s / \partial p > 0$, $\partial \gamma_{qu} / \partial p < 0$, $\partial \gamma_{qu} / \partial n_u < 0$, 即在城市依靠资本市场养老的经济下, 预期寿命越长, 城市储蓄率越高, 教育投资率越低; 生育率越高, 人均教育投资率越低。

(二) 农村地区

代表性农村成年人的效用函数仍由 (1) 式给出。在农村没有资本市场, 农村地区是一个典型的自给自足与养儿防老经济, 代表性行为根据生产技术 Y_t 进行生产, 除了培养子女、赡养父母外, 还要留一部分遗产给子女, 等到年老后, 反过来又由子代对其进行赡养。其预算约束如下:

$$c_{1,t} = Y_{r,t} - n_{r,t}q_{r,t} - p_{t-1}g_t - n_{r,t}k_{t+1} \quad (16)$$

$$c_{2,t+1} = n_{r,t}g_{t+1}/p_t \quad (17)$$

(16) 式表示农村地区代表性成年人将其自给自足的产出用于自己消费、子女教育、赡养父母并留给子女遗产。赡养父母的支出为 g_t , 留给每个子女的遗产为 k_{t+1} 。(17) 式表示代表性成年人在年老时的消费为所有子女的赡养费用之和。农村地区子女的预期收入为其 $t+1$ 期的自给自足产出, 即:

$$e_{t+1} = Y_r(k_{t+1}, l_{t+1}) \quad (18)$$

代表性农村成年人则通过选择最优的子女教育支出、赡养费用、遗产水平等来最大化其效用水平, 求解效用最大化问题, 可以得到:

$$g_{r,t} = \{1 / [1 + p_{t-1} + \theta + \phi(1 - \theta)]\} Y_{r,t} = \gamma_g Y_{r,t} \quad (19)$$

$$q_{r,t} = \{\phi(1 - \theta) / [(1 + p_{t-1} + \phi(1 - \theta) + \theta)n_{r,t}]\} Y_{r,t} = \gamma_{qr} Y_{r,t} \quad (20)$$

$$k_{r,t+1} = \{\theta / [(1 + p_{t-1} + \phi(1 - \theta) + \theta)n_{r,t}]\} Y_{r,t} = \gamma_k Y_{r,t} \quad (21)$$

由此，我们容易得到， $\partial\gamma_{qr}/\partial p < 0$ ， $\partial\gamma_g/\partial p < 0$ ， $\partial\gamma_k/\partial p < 0$ 。即在农村养儿防老经济下，人口老龄化会降低对子代的教育投资，同时也会降低赡养父母的支出份额；寿命越长，意味着有更多的财富要用于赡养父母，相应的就会降低留给子女的遗产。此外，在本文基本参数假设下，我们容易证明： $(1-\theta)\gamma_{qu} > \gamma_{qr}$ ， $(1-\theta)\gamma_{us}/n_{u,t} > \gamma_k$ 。即城市居民对每个子代的教育投资份额高于农村地区；城市的人均物质资本投资率会高于农村地区的人均物质资本投资率（ γ_k ）。^①

（三）经济增长与迁移的机制

接下来，求解稳态时的经济增长率并讨论两部门的内生迁移机制。令 $H_t = \sum_{M_{u,t}} h_t$ ，在没有劳动力迁移的情况下，物质资本全部来自代表性行为人的储蓄，即 $K_{t+1} = \sum_{M_{u,t}} s_t$ 。由（2）、（5）、（7）、（14）、（15）可得城市地区物质资本积累和人力资本积累的动态过程如下：

$$K_{t+1} = \gamma_{u,s}(1 - vn_{u,t})^{1-\theta}(1-\theta)D_u(K_t/H_t)^\theta H_t \quad (22)$$

$$h_{u,t+1} = B_u \gamma_{qu}^\phi (1 - vn_{u,t})^{\phi(1-\theta)} [D_u(1-\theta)]^\phi (K_t/H_t)^{\theta\phi} h_t \quad (23)$$

$$H_{u,t+1} = n_{u,t} B_u \gamma_{qu}^\phi (1 - vn_{u,t})^{\phi(1-\theta)} [D_u(1-\theta)]^\phi (K_t/H_t)^{\theta\phi} H_t \quad (24)$$

令 $\Gamma_{u,t} = K_t/H_t$ ，则均衡时有：

$$\Gamma_{u,t+1} = \{\gamma_s(1 - vn_{u,t})^{(1-\phi)(1-\theta)} [(1-\theta)D_u]^{1-\phi} / (n_{u,t} B_u \gamma_{qu}^\phi)\}^{1/[1-\theta(1-\phi)]} \quad (25)$$

进而求得城市稳态时经济增长率为：

$$1 + G_u = K_{t+1}/K_t = H_{t+1}/H_t = \left\{ B_u^{1-\theta} D_u^\phi [(1-\theta)\gamma_s/n_u]^\phi [(1-\theta)\gamma_{qu}]^{\phi(1-\theta)} (1 - vn_u)^{\phi(1-\theta)} \right\}^{1/[1-\theta(1-\phi)]} \quad (26)$$

在农村地区，令 $\Gamma_{r,t} = k_t/h_t$ ，同理求得，

$$\Gamma_{r,t+1} = \left[\gamma_k D_r^{1-\phi} (1 - vn_{r,t})^{(1-\phi)(1-\theta)} / (B_r \gamma_{r,q}^\phi) \right] \Gamma_{r,t}^{\theta(1-\phi)} \quad (27)$$

进而得到农村地区的稳态经济增长率为：

$$1 + G_r = \left[B_r^{1-\theta} D_r^\phi \gamma_k^\phi \gamma_{qr}^{\phi(1-\theta)} (1 - vn_r)^{\phi(1-\theta)} \right]^{1/[1-\theta(1-\phi)]} \quad (28)$$

结论 1：在本文基本的参数假设下，无迁移情形时，人口老龄化会降低城市与农村的教育投资率，降低农村的储蓄率，但同时会提高城市的储蓄率，因而，总体来看，人口老龄化对整个二元经济增长率的作用是模糊的，取决于各参数的设定。城市的经济增长率高于农村的经济增长率，城市工人的福利水平高于农村工人，因此农村人口有迁入城市的动力，城市化有助于提高一个国家的经济增长并增进国民福利。

对城市地区而言，由 $\partial G_u/\partial \gamma_s > 0$ ， $\partial G_u/\partial \gamma_{qu} > 0$ 可知，经济增长率取决于人均物质资本投资份额和人均人力资本投资份额；而 $\partial \gamma_s/\partial p > 0$ ， $\partial \gamma_{qu}/\partial p < 0$ ，由此可知，人口老龄化的加深会增强城市地区物质资本投资（储蓄）对经济增长的促进作用，但会降低人力资本投资（教育投资）对经济增长的促进作用，最终人口老龄化对城市部门经济增长率的影响是模糊的，取决于两者效应的相对大小。对农村地区而言，由 $\partial G_r/\partial \gamma_k > 0$ ， $\partial G_r/\partial \gamma_{qr} > 0$ 可知，经济增长率正向取决于人均教育投资率以及留给子女的遗产率；而 $\partial \gamma_{qr}/\partial p < 0$ ， $\partial \gamma_k/\partial p < 0$ ，因此，人口老龄化的加深会同时降低农村地区人力资本投资及物质资本投资对经济增长的促进作用，最终来看，人口老龄化降低了农村地区稳态经济增长率。从整个二元经济来看，人口老龄化对经济增长的影响效应是模糊的。

四、模型分析：迁移情形

通过上一节的研究可知，城市的教育投资率、收入和福利水平均高于农村，因此，农村人口有迁入城

① 限于篇幅，本文略去所有证明过程，感兴趣的读者可以向作者索取。

市的内在动力。在不考虑户籍制度的约束下,农村向城市迁移的主要障碍来自人力资本和迁移成本。当农村的人力资本投资收益超过迁移成本,农村人便会发生迁移,以便在城市获得更高的工资和更好的教育机会。接下来本文讨论两种迁移情形下,人口老龄化如何影响迁移与经济增长。

(一) 农村地区成年人迁移

代表性成年人在 $t-1$ 期末从农村迁移到城市,迁移成本为 η ,其预算约束为:

$$c_{1,t} = (1 - vn_{u,t})w_{u,t}h_{u,t} - n_{u,t}q_{m,t} - \eta(1 + r_t) - s_t \quad (29)$$

(29) 式表示发生迁移的成年人将获得的工资收入用于自己消费、支付子女教育和迁移费用并为养老而储蓄。

$$c_{2,t+1} = s_t(1 + r_{u,t+1})/p_t \quad (30)$$

(30) 式表示成年人在 $t+1$ 期的消费为其 t 期养老储蓄及回报。

$$c_{2,t} = n_{r,t-1}k_t(1 + r_{u,t})/p_{t-1} \quad (31)$$

(31) 式表示成年人父母在 t 期的消费为其子代的赡养。

求解迁移成年人的效用最大化问题,得到:

$$s_t = [p_t/(1 + p_t + \phi)][(1 - vn_{u,t})w_t h_t - \eta(1 + r_t)] = \gamma_s[(1 - vn_{u,t})w_t h_t - \eta(1 + r_t)] \quad (32)$$

$$q_{m,t} = [\phi/(1 + p_t + \phi)n_{u,t}][(1 - vn_{u,t})w_t h_t - \eta(1 + r_t)] = \gamma_{m,q}[(1 - vn_{u,t})w_t h_t - \eta(1 + r_t)] \quad (33)$$

将求得结果代入到效用函数中,可得农村成年人发生迁移时的间接效用函数 $U_{m,t}$ 如下:

$$U_{m,t} = \varepsilon_{m,t} + (1 + p_t + \phi)\log[(1 - vn_u)h_t w_t - \eta(1 + r_t)] + p_t \log(1 + r_{t+1}) + p_{t-1} \log(1 + r_t) + p_{t-1} \log \Gamma_{r,t} + (1 + p_{t-1} - \phi)\log h_t + \log w_{t+1} \quad (34)$$

其中, $\varepsilon_{m,t} = \log B_u + (1 + p_t)\log(\gamma_s/p_t) + p_{t-1}\log(n_{u,t-1}/p_{t-1}) + \phi \log \gamma_q$

(二) 农村地区成年人不迁移,预期其子代迁移

代表性成年人自己不发生迁移,预期其子代成年后会迁移到城市,此时,成年人在 t 期、 $t+1$ 期以及成年人父母的消费预算约束分别如下:

$$c_{1,t} = Y_r - n_{r,t}q_{rm,t} - p_{t-1}g_t - n_{r,t}k_{t+1}$$

$$c_{2,t+1} = n_{r,t}k_{t+1}(1 + r_{t+1})/p_t$$

$$c_{2,t} = n_{r,t-1}g_t/p_{t-1}$$

同样通过求解效用最大化问题,得到:

$$g_t = [1/(1 + p_{t-1} + p_t + \phi)]Y_{r,t} = \gamma_g Y_{r,t} \quad (35)$$

$$q_{rm,t} = \{\phi/[(1 + p_{t-1} + p_t + \phi)n_{r,t}]\}Y_{r,t} = \gamma_{rm,q} Y_{r,t} \quad (36)$$

$$k_{t+1} = \{p_t/[(1 + p_{t-1} + p_t + \phi)n_{r,t}]\}Y_{r,t} = \gamma_k Y_{r,t} \quad (37)$$

通过代入,求得农村成年人不迁移,子代迁移时的间接效用函数 $U_{rm,t}$:

$$U_{rm,t} = \varepsilon_{rm,t} + (1 + p_t + p_{t-1} + \phi)\log f_{r,t} + p_t \log(1 + r_{t+1}) + \log w_{t+1} + (1 - \phi)\log h_t \quad (38)$$

其中, $\varepsilon_{rm,t} = \log B_r + (1 + p_{t-1})\log \gamma_g + p_t \log(n_{r,t}/p_t) + p_{t-1}\log(n_{r,t-1}/p_{t-1}) + p_t \log \gamma_k + \phi \log \gamma_{rm,q}$

进而得到:

$$U_{m,t} - U_{rm,t} = \varepsilon_{m,t} - \varepsilon_{rm,t} + (1 + p_t + \phi)\log[(1 - vn_u)h_t w_t - \eta(1 + r_t) - \log f_{r,t}] + p_{t-1}(\log h_t - \log f_{r,t}) + p_{t-1} \log(1 + r_t) + p_{t-1} \log \Gamma_{r,t} \quad (39)$$

$$U_{rm,t} - U_{rr,t} = (\varepsilon_{rm,t} - \varepsilon_{rr,t}) + (1 - \phi)\log h_t + \log w_{t+1} + (p_t + \phi)\log f_{r,t} + p_t \log(1 + r_{t+1}) - (1 + p_t)\log f_{r,t+1} \quad (40)$$

结论 2: 在合理的参数假定及迁移成本给定的情况下,随着农村人力资本的上升,成年人迁移获得的

效用大于成年人不迁移但子代迁移的效用，成年人发生迁移获得的效用大于成年人不迁移子代也不迁移的效用，具有较高人力资本的农村人口会倾向于迁往城市，以获得更高的效用水平，最终，城市化得以不断推进。

(三) 人口老龄化与农村向城市的人口迁移

城市地区有更高的工资、更好教育基础设施以及其他公共基础服务，因而农村人有迁移到城市的动力以便获得更高的收入或效用水平。在本文的框架下，人力资本和迁移成本是决定农村劳动力是否迁移到城市的主要因素，人力资本水平越高则越有可能跨过迁移门槛而迁移到城市并转为城市人口。当然，迁移与否还受到迁移成本的制约，迁移成本越大，则迁移的概率越低。借鉴一些文献的假设^①，农村人口能顺利迁移到城市并成为城市人口，其人力资本水平必须超过某一临界值，即需满足教育投资 $q_t \geq \underline{q}_t$ ，其中 $\underline{q}_t = f(\eta)$ ，是迁移成本 η 的函数。为简化起见并不失一般性，我们假设 $f(\eta) = \eta = \mu_t \bar{\eta}$ ， $\bar{\eta}$ 是一个常数， μ_t 衡量某一地区迁移成本的高低，根据上文的假定， η 在 $[0,1]$ 服从均匀分布，又由 $q_t \geq \underline{q}_t = \mu_t \bar{\eta}$ ，可得 $\mu_t \leq q_t / \bar{\eta}$ ，根据大数定理，农村人口发生迁移的概率即为 $q_t / \bar{\eta}$ 。另外，设定城市人口占总人口的比重为 σ_t ，农村人口和城市人口中成年人的比重分别为 $m_{r,t}$ 和 $m_{u,t}$ ，与前文相对应，迁移情况分为两种：（1）成年人自己迁移；（2）成年人不迁移，预期子代迁移。接下来将分别推导不同情况下，迁移率的表达式。

1. 成年人发生迁移。

此种情况下， t 期末迁移到城市的人口为： $(1 - \sigma_t)m_{r,t}L_t q_t / \bar{\eta}$ ，相应的迁移率则为 t 期的迁移人口除以总人口： $(1 - \sigma_t)m_{r,t}L_t q_t / (\bar{\eta}L_t) = (1 - \sigma_t)m_{r,t}q_t / \bar{\eta}$ 。

从迁移率的表达式可以看出，一方面，随着老龄化的加深， $m_{r,t}$ 代表的农村成年人口占农村人口的比重会降低，这倾向于降低迁移率；另一方面，由于 $\partial q_t / \partial p_t < 0$ ，老龄化的加深会降低农村人力资本积累，也倾向于降低迁移速度，由此可见，在这两方面的作用下，老龄化的加深会减缓城市化进程。

2. 成年人不迁移，预期子代迁移的情况。

根据上文的设置，此种情况下， t 期末迁移到城市的人口为： $(1 - \sigma_t)m_{r,t}L_t n_{r,t} q_t / \bar{\eta}$ ，此时的迁移率为： $(1 - \sigma_t)m_{r,t}n_{r,t} q_t / \bar{\eta}$ ，同样，一方面，随着老龄化的加深， $m_{r,t}$ 代表的农村成年人口占农村人口的比重会降低，这倾向于降低迁移速度；另一方面，由于老龄化的加深会降低农村人力资本积累，也倾向于降低迁移速度；此外，随着农村人口出生率的降低（ $n_{r,t}$ 降低），迁移速度也会下降。最后，综合来看，老龄化的加深会降低迁移速度，进而减缓城市化进程。

综上所述，可以得到本文的结论3如下：

结论3：一方面人口老龄化使农村可供转移的青壮年劳动力数量减少，另一方面人口老龄化对农村人力资本投资具有负面影响，这两方面的作用都会使迁移速度下降，从而减缓城市化的进程。

五、计量模型和数据

(一) 计量模型设定

基于以上理论模型分析，城市化和老龄化均会对经济增长产生影响，故本文建立如下增长方程：

$$pgdpgr_{it} = \beta_0 + \beta_1 urbli_{it} + \beta_2 olddep_{it} + \beta_3 CV_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (41)$$

同时根据理论分析，人口老龄化会影响农村人口向城市迁移进而影响经济增长，因而本文还将引入人口老龄化和城市化率的交互项，以考察老龄化是否会弱化城市化的经济增长效应，并建立如下回归方程：

$$pgdpgr_{it} = \beta_0 + \beta_1 urbli_{it} + \beta_2 olddep_{it} + \beta_3 urbli_{it} \times olddep_{it} + \beta_4 CV_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (42)$$

另外，根据本文的结论3，一方面，人口老龄化使农村可供转移的青壮年劳动力数量减少，另一方面，人口老龄化对农村人力资本投资具有负面影响，这两方面的作用都会使迁移速度下降，从而减缓城市化的进程。因而，分别建立如下城市化回归方程和农村向城市的人口迁移率回归方程：

① 郭凯明、余靖雯、龚六堂：《人口政策、劳动力结构与经济增长》，《世界经济》2013年第11期；Maoz, Y. D. and Moav, O., “Intergenerational Mobility and the Process of Development,” *The Economic Journal*, 1999, 109(458), pp. 677-697.

$$urbliz_{it} = \beta_0 + \beta_1 olddep_{it} + \beta_2 CV_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (43)$$

$$migrate_{it} = \beta_0 + \beta_1 olddep_{it} + \beta_2 CV_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (44)$$

上述方程中，下标 i 表示地区， t 表示时间， α_i 表示观察不到的地区个体效应， ε_{it} 为随机扰动项。 $pgdpgr$ 、 $urbliz$ 、 $olddep$ 、 $migrate$ 分别表示人均 GDP 增长率、城市化率、人口老龄化水平和农村向城市的人口迁移率； CV_{it} 表示其他相关控制变量，在本文中主要包括人口出生率、人口自然增长率、不变价格人均 GDP、总储蓄率、人力资本水平、产业结构水平、政府公共支出水平、城乡收入比以及通货膨胀率等。

(二) 变量与数据描述

本文所使用的数据是中国 29 个省市自治区（除西藏、重庆和港澳台地区）1995—2017 年的面板数据，数据来源于 1996—2018 年中国统计年鉴及各省统计年鉴，个别缺失数据则由作者根据插值法计算得到，共获得 667 个样本。其中人均 GDP 已用 1989 年不变价格折算为实际值，人均 GDP 增长率为 $[t$ 期人均 GDP $-(t-1)$ 期人均 GDP $]/t$ 期人均 GDP；国民储蓄率用 $(1 - \text{最终消费率})$ 近似；城乡收入比用城镇家庭平均每人全年实际收入除以农村居民家庭人均纯收入得到；老人抚养比是指 65 岁及以上老人占 15—64 岁工作人口的比重；人力资本在文献中一直被认为是影响经济增长最为重要的变量^①，也是本文的基本解释变量。在本文中，人力资本采用每 10 万人口中在校大学生数来近似代替。此外，本文还增加了产业结构水平、政府公共支出以及通货膨胀率等其他控制变量，其中产业结构水平使用工业增加值占 GDP 的比重来衡量，政府公共支出用政府财政支出占 GDP 的比重来表示，通货膨胀率则采用居民消费价格指数-100 来表示；农村向城市的人口迁移率，采用 $(\text{常住人口数} - \text{户籍人口数}) / \text{户籍人口数}$ 得到。各变量的定义与描述性统计见表 2。

表 2 模型相关变量解释与说明

符号	涵义	度量指标及说明	均值	标准差	最小值	最大值
pgdpgr	人均实际GDP增长率	以1989年为基期，平减后的实际值	9.96	3.23	-2.30	24.30
urbliz	城市化率	城镇人口/总人口	43.98	17.81	13.52	89.60
olddep	老人抚养比	老年人口/劳动年龄人口	11.79	2.69	5.25	21.88
birthrat	人口出生率	统计数据	12.14	3.50	4.70	22.15
ngrow	人口自然增长率	统计数据	6.05	3.40	-3.10	15.12
lnrpgdp	不变价人均GDP对数	1989年人不变价格人均GDP取对数	8.95	0.86	7.00	11.09
tsr	总储蓄率	1-最终消费率	46.82	8.93	17.78	70.11
edu	人力资本水平	每10万人口中在校大学生数	1607.42	1225.75	98.91	6897.00
indratio	工业比重	工业增加值/GDP	38.70	8.30	11.57	56.49
fisratio	政府公共支出	财政支出/GDP	18.08	9.33	4.68	62.69
urratio	城乡收入比	城市人均收入/农村人均收入之比	2.85	0.59	1.71	4.76
infl	通货膨胀率	居民消费价格指数-100	2.96	3.97	-3.20	21.40
migrate	人口迁移率	(常住人口-户籍人口)/户籍人口	3.52	13.28	-20.16	68.62

六、估计结果与讨论

(一) 城市化、人口老龄化的经济增长效应估计结果：不考虑交互影响情形

本节中，主要考虑城市化、人口老龄化对经济增长的影响，回归结果如表 3 所示。由模型 1 可知，城市化的回归系数为正值，且在 1% 的水平下显著，即城市化确实有助于提高一个国家的经济增长率。在仅控制地区经济发展水平的情况下，根据得到的估计系数，城市化率每增加 1 个百分点，人均 GDP 增长率大约会上升 0.177 个百分点，这与理论模型得到的结论是一致的，由此可见，在中国老龄化进程加快、人口红利趋于消失时，通过加快城市化进程来带动经济增长不失为一种行之有效的办法。在模型 1 同时还引入了人口老龄化因素，回归结果显著为正，即人口老龄化对经济增长有正向促进效应，这与一些文献的研

① Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X., *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York, 1995.

表 3 经济增长方程回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr
<i>urbliz</i>	0.177*** (0.0282)	0.172*** (0.0263)	0.170*** (0.0237)	0.118*** (0.0244)	0.102*** (0.0242)	0.133*** (0.0236)	0.117*** (0.0236)	0.0962*** (0.0236)
<i>olddep</i>	0.310*** (0.0868)	0.197** (0.0815)	0.111 (0.0740)	0.107 (0.0718)	0.147** (0.0710)	0.110 (0.0684)	0.0683 (0.0680)	0.0816 (0.0670)
<i>L.lnrpgdp</i>	-4.001*** (0.538)	-4.667*** (0.505)	-5.238*** (0.459)	-6.383*** (0.479)	-5.780*** (0.486)	-8.013*** (0.559)	-7.178*** (0.582)	-6.414*** (0.597)
<i>birthrat</i>		-0.671*** (0.0672)	-0.506*** (0.0623)	-0.531*** (0.0606)	-0.499*** (0.0598)	-0.334*** (0.0618)	-0.204*** (0.0675)	-0.260*** (0.0676)
<i>tsr</i>			0.227*** (0.0190)	0.224*** (0.0184)	0.144*** (0.0242)	0.172*** (0.0236)	0.174*** (0.0233)	0.157*** (0.0232)
<i>edu</i>				0.00151*** (0.000237)	0.00143*** (0.000233)	0.00173*** (0.000228)	0.00151*** (0.000230)	0.00137*** (0.000228)
<i>indratio</i>					0.135*** (0.0271)	0.123*** (0.0261)	0.109*** (0.0259)	0.102*** (0.0256)
<i>fisratio</i>						0.204*** (0.0280)	0.197*** (0.0276)	0.180*** (0.0275)
<i>urratio</i>							0.893*** (0.199)	1.074*** (0.200)
<i>infl</i>								0.115*** (0.0252)
<i>_cons</i>	33.95*** (3.312)	49.58*** (3.455)	43.09*** (3.170)	53.55*** (3.483)	46.73*** (3.686)	58.58*** (3.901)	49.16*** (4.381)	44.57*** (4.430)
样本数	667	667	667	667	667	667	667	667
<i>R</i> ²	0.081	0.206	0.352	0.392	0.414	0.460	0.476	0.493

注：括号内的数值为标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

究结论一致。^①究其原因，本文认为，随着城市进程的推进，越来越多的人依赖资本市场养老，而当前中国的养老保障体系尚不完善，人口老龄化一方面引发人们未雨绸缪的储蓄效应，同时也对家庭的教育投资产生了挤出效应，但当前阶段正效应大于负效应，最终人口老龄化对整个二元经济增长的净效应是正向的。

为了避免遗漏变量带来的内生性问题，从模型 2 开始我们逐步引入文献中认为对经济增长具有重要影响的其他因素。模型 2 中人口出生率的回归系数显著为负，表明“吃饭的人多”不利于经济增长，这与新古典增长理论完全吻合，也正好是过去三十多年中国通过控制人口增长来提高人均收入水平与经济增长率的政策逻辑。^②模型 3 中考察了储蓄在经济增长中的重要性，发现储蓄率的估计系数显著为正，说明高储蓄率一直是中国经济增长的重要源泉。模型 4 考察了人力资本投资在中国经济增长中的作用，发现人力资本代理变量的回归系数显著为正，这与经济增长的理论相吻合。在模型 5—8 中，本文逐步引入了产业结构、政府支出、城乡收入差距以及宏观经济稳定性（用通货膨胀代表）等文献中认为对经济增长具有重要影响的变量^③，结果发现城市化、人口老龄化、储蓄率以及人力资本等主要考察变量的正负号及显著性都没有发生大变动，因此我们的结论是非常稳健的。

① 刘穷志、何奇：《人口老龄化、经济增长与财政政策》，《经济学（季刊）》2013 年第 1 期。

② 汪伟：《计划生育政策的储蓄与增长效应：理论与中国的经验研究》，《经济研究》2010 年第 10 期。

③ 刘伟、李绍荣：《产业结构与经济增长》，《中国工业经济》2002 年第 5 期；张军：《资本形成、工业化与经济增长：中国的转轨特征》，《经济研究》2002 年第 6 期；尹恒、龚六堂、邹恒甫：《收入分配不平等与经济增长：回到库兹涅茨假说》，《经济研究》2005 年第 4 期；郭庆旺、贾俊雪：《公共教育政策、经济增长与人力资本溢价》，《经济研究》2009 年第 10 期。

(二) 城市化、人口老龄化的经济增长效应估计结果：考虑交互影响情形

根据理论模型的分析，人口老龄化会影响城市化进程的推进，进而对经济增长产生影响，因此，接下来本文将加入人口老龄化和城市化的交互项，以进一步考察人口老龄化对城市化经济增长效应的扰动作用。最终的回归结果如表 4 所示。

表 4 老龄化、城市化与经济增长方程回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr
<i>urbliz</i>	0.229*** (0.0358)	0.495*** (0.0444)	0.365*** (0.0475)	0.301*** (0.0437)	0.265*** (0.0425)	0.235*** (0.0423)	0.210*** (0.0412)	0.182*** (0.0411)	0.159*** (0.0408)
<i>olddep</i>	1.237*** (0.185)	1.780*** (0.184)	1.116*** (0.205)	0.736*** (0.190)	0.823*** (0.184)	0.788*** (0.181)	0.494*** (0.181)	0.393** (0.180)	0.391** (0.178)
<i>urbliz_old</i>	-0.0226*** (0.00316)	-0.0269*** (0.00301)	-0.0163*** (0.00335)	-0.0110*** (0.00309)	-0.0126*** (0.00299)	-0.0113*** (0.00296)	-0.00674** (0.00295)	-0.00566* (0.00292)	-0.00541* (0.00287)
<i>L.lnrpgdp</i>		-4.712*** (0.513)	-4.918*** (0.498)	-5.382*** (0.456)	-6.607*** (0.476)	-6.024*** (0.485)	-7.986*** (0.558)	-7.187*** (0.581)	-6.429*** (0.596)
<i>birthrat</i>			-0.490*** (0.0758)	-0.391*** (0.0696)	-0.401*** (0.0673)	-0.385*** (0.0663)	-0.279*** (0.0662)	-0.162** (0.0707)	-0.219*** (0.0708)
<i>tsr</i>				0.217*** (0.0190)	0.213*** (0.0184)	0.139*** (0.0240)	0.167*** (0.0237)	0.169*** (0.0233)	0.153*** (0.0233)
<i>edu</i>					0.00159*** (0.000234)	0.00151*** (0.000231)	0.00175*** (0.000227)	0.00154*** (0.000230)	0.00140*** (0.000228)
<i>indratio</i>						0.125*** (0.0270)	0.118*** (0.0261)	0.106*** (0.0259)	0.0985*** (0.0256)
<i>fisratio</i>							0.188*** (0.0288)	0.184*** (0.0284)	0.168*** (0.0282)
<i>urratio</i>								0.859*** (0.200)	1.041*** (0.201)
<i>infl</i>									0.114*** (0.0252)
<i>_cons</i>	-2.458 (1.887)	23.48*** (3.336)	39.03*** (4.029)	36.26*** (3.681)	46.26*** (3.849)	40.67*** (3.975)	54.06*** (4.361)	45.71*** (4.719)	41.31*** (4.748)
样本量	667	667	667	667	667	667	667	667	667
<i>R</i> ²	0.076	0.184	0.235	0.365	0.408	0.428	0.464	0.479	0.496

注：括号内的数值为标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

表 4 的模型 1 显示，人口老龄化和城市化率的交互项回归系数为负值，且在 1% 的水平下显著，城市化对经济增长的偏效应为 $\beta_1 + \beta_3 \text{olddep}$ ，在 β_3 为负值的情况下，随着老龄化的加深，城市化对经济增长的正向效应会被弱化，这说明当前中国城市化发展战略正在遭到人口老龄化的挑战。通过对偏效应的表达式中取老龄化水平的样本均值可以得到这一偏效应的大小在模型 1 到模型 9 的变动范围为 (0.0952, 0.1778)，以加入全部控制变量的模型 9 为例，偏效应的大小为 0.0952，与没有加入交互项时的估计系数值相比略微降低，可以预见的是，随着老龄化的加深，偏效应的值会越来越小，即城市化对经济增长的正向效应会越来越被弱化。

(三) 城市化估计方程

根据本文第四节的理论建模分析，人口老龄化会使农村可供转移的青壮年劳动力数量减少，同时还会减缓农村人力资本积累并影响农村居民跨过迁移的门槛，这意味着人口老龄化的加剧会降低迁移速度，从而减缓城市化的进程。本节的实证首先考察人口老龄化对城市化的直接影响。通常人均收入水平越高的国家城市化率也越高，一些文献也对此进行了验证^①，因此表 5 的所有估计模型中均将对数人均实际收入水

① 宋元梁、肖卫东：《中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量经济分析》，《数量经济技术经济研究》2005 年第 9 期。

平作为控制变量。估计 1 中人口老龄化的回归系数为负值，这与本文的理论预期一致。模型 2 中进一步控制了人力资本这一重要的解释变量，结果显示人口老龄化对城市化的估计系数仍有预期符号并且仍在 1% 的水平下显著，模型 2 中人力资本的估计系数显著为正，在本文估计系数下，10 万人中在校大学生数每增加 100 人，则城市化率会倾向于上升 0.293 个百分点，因此，提高人力资本水平对加快人口城市化具有重要作用。

表 5 城市化方程估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	urbliz	urbliz	urbliz	urbliz	urbliz	urbliz	urbliz	urbliz
olddep	-0.432*** (0.119)	-0.379*** (0.114)	-0.373*** (0.116)	-0.375*** (0.116)	-0.358*** (0.117)	-0.348*** (0.115)	-0.375*** (0.114)	-0.351*** (0.113)
lnrpgdp	17.25*** (0.336)	13.29*** (0.588)	13.33*** (0.608)	13.45*** (0.626)	13.37*** (0.627)	15.49*** (0.768)	16.28*** (0.788)	16.45*** (0.781)
edu		0.00293*** (0.000365)	0.00292*** (0.000369)	0.00286*** (0.000377)	0.00287*** (0.000377)	0.00238*** (0.000385)	0.00201*** (0.000394)	0.00190*** (0.000390)
ngrow			0.0254 (0.103)	0.0489 (0.107)	0.0680 (0.108)	-0.0647 (0.110)	0.116 (0.119)	0.0270 (0.120)
L.pgdpg				0.0417 (0.0528)	-0.00323 (0.0600)	0.0486 (0.0601)	0.0339 (0.0596)	-0.0602 (0.0636)
indratio					0.0587 (0.0376)	0.0280 (0.0375)	0.0119 (0.0374)	0.00752 (0.0370)
fisratio						-0.215*** (0.0464)	-0.223*** (0.0460)	-0.220*** (0.0455)
urratio							1.226*** (0.325)	1.503*** (0.329)
infl								0.175*** (0.0445)
_cons	-105.3*** (2.280)	-75.20*** (4.333)	-75.74*** (4.865)	-77.25*** (5.226)	-78.74*** (5.307)	-91.70*** (5.922)	-101.5*** (6.415)	-102.8*** (6.350)
样本量	667	667	667	667	667	667	667	667
R ²	0.878	0.889	0.889	0.889	0.890	0.894	0.896	0.898

注：括号内的数值为标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

为了检验结论的稳健性，我们同样还进一步控制了可能对城市化有重要影响并且与老龄化相关联的人口与经济变量。一些经典文献认为人口增长与经济增长对城市化有影响^①，因此我们在模型 3 和模型 4 中引入了人口自然增长率和人均 GDP 增长率滞后项；产业结构升级通常能扩大就业容量和增加就业机会，进而带动城市化发展^②，同时人口老龄化也会引起产业结构变化，因此在模型 5 中我们引入了产业结构水平，在引入上述三个变量后，人口老龄化的估计系数基本维持稳定，且均在 1% 的水平下显著。发达国家的经验表明，随着人口日益老龄化，政府在养老保障、医疗等方面的支出趋于上升，在模型 6 中本文控制了政府财政支出对城市化的影响，我们发现老龄化的估计系数有所下降但仍然显著，这说明一部分人口老龄化对城市化的影响源自政府支出效应，人口老龄化常常会加重政府的财政负担，导致城市基础设施投入减少，从而不利于容纳更多的城市外来移民市民化，这会减缓城市化进程。城乡较大的收入差距被认为是吸引农村居民向城市迁移的重要因素，为了刻画这一因素的影响，在模型 7 中我们引入了城乡收入比，其估计系数显著为正，表明在其他条件不变的情况下，城乡收入差距越大，农村居民越有迁移到城市的动力。从模型 2 至模型 7 的回归结果中可以看到，我们主要关注的变量人口老龄化对城市化率的回归系数的符号与显著性均较为稳定，因此本文的结论是稳健的。如果使用控制所有变量的模型 7 的估计系数作为定

① 保尔·贝洛克：《城市与经济发展》，肖勤福译，南昌：江西人民出版社，1991 年。

② 霍利斯·钱纳里、谢尔曼·鲁宾逊：《工业化和经济增长的比较研究》，吴奇、王松宝等译，上海：上海三联书店，1989 年。

量分析的依据,人口老龄化每上升 1 个百分点,城市化率将下降约 0.351 个百分点。由此可见,人口老龄化对城市化的负面影响不容小觑。

(四) 稳健性检验

1. 经济增长方程动态面板回归结果。

由于经济增长通常存在路径依赖,表现出惯性特征,同时考虑到城市化和经济增长之间可能具有双向因果关系,这势必会导致联立内生性问题,另外,各省市文化、资源以及风俗习惯等无法观测变量也可能与解释变量相关而产生内生性,为了解决这些问题,本节将采用系统 GMM 方法进行估计,最终回归结果见表 6。Hansen 检验对应的 p 值均为 1.000,表明系统 GMM 估计工具变量是有效的,残差序列相关性检验表明,差分后的残差只存在一阶序列相关性而无二阶序列相关性,可以认为原模型的误差项无序列相关性。

表 6 经济增长方程动态面板估计结果

	两步系统GMM	两步系统GMM	两步系统GMM	两步系统GMM
	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr	pgdpgr
$L.pgdpgr$	0.530*** (0.0439)	0.467*** (0.0353)	0.531*** (0.0447)	0.468*** (0.0356)
$urbлиз$	0.107*** (0.0375)	0.0951** (0.0380)		
$olddep$	0.505*** (0.143)	0.388** (0.153)	0.470*** (0.136)	0.364** (0.147)
$urbлиз*olddep$	-0.00719*** (0.00244)	-0.00456* (0.00255)		
$L.urbлиз$			0.0987*** (0.0358)	0.0887** (0.0368)
$L.urbлиз*olddep$			-0.00674*** (0.00235)	-0.00424* (0.00249)
是否加入控制变量与时间虚拟变量	是	是	是	是
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.101	0.116	0.102	0.124
Hansen检验p值	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
样本量	667	667	667	667

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号内的数值为标准误。

从动态面板识别的估计结果可以看出,城市化、老龄化以及两者之间的交互项等主要解释变量的估计系数均有预期的符号并且非常显著。人均 GDP 增长率的滞后一期值估计系数在 0.5 左右,表明经济增长具有一定的“惯性”。在加入相关控制变量的情况下,城市化对经济增长的偏效应为 0.0946 (0.0951-0.00456×0.1129=0.0946),与表 4 中的偏效应大致类似,我们所关注的老龄化仍然会弱化城市化的经济增长效应,本文结论是稳健的。

2. 城市化方程与迁移率方程的工具变量回归。

考虑到城市化和老龄化之间也可能存在着较强的内生性,借鉴一些文献选取工具变量的方法^①,以人口老龄化的滞后一期值作为它自身的工具变量,本文进一步用两阶段最小二乘(2SLS)方法考察人口老龄化对城市化的影响。从表 7 的 2、3 列可以看出,工具变量的有效性检验结果表明,不存在“识别不足”和“弱工具变量”问题;在处理了可能存在的内生问题后,人口老龄化仍然对城市化进程有显著的阻碍作用,且人口老龄化的系数估计值(绝对值)相比于表 5 中更大,这意味着在不考虑内生性的情况下,可能低估了人口老龄化对城市化的负效应。表 7 的 4、5 列还考察了人口老龄化对迁移率的影响,也得到了类似的结果。以上结果再次表明,本文结论具有稳健性。

① Jappelli, T. and Pagano, M., “Saving, Growth, and Liquidity Constraints,” *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(1), pp. 83-109.

表 7 城市化方程、迁移率方程工具变量回归结果

	FE (IV)	FE (IV)	FE (IV)	FE (IV)
	urbliz	urbliz	migrationrate	migrationrate
olddep	-0.522*** (0.164)	-0.525*** (0.160)	-2.949*** (0.265)	-3.013*** (0.258)
是否加入控制变量与时间虚拟变量	是	是	是	是
样本量	667	667	609	609
F检验值	39.31	38.25	46.46	46.02

注：括号内的数值为标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

七、结论与启示

本文构建了一个纳入老龄化因素的城乡二元经济三期世代交叠模型，探讨了老龄化影响城市化与经济增长的机制。本文的理论研究发现：（1）人口老龄化会降低城市与农村的教育投资率、降低农村的储蓄率，但同时会提高城市的储蓄率，总体来看，人口老龄化对整个二元经济增长的作用是模糊的；（2）城市化有助于提高一个国家的经济增长率并增进国民福利，但由于人口老龄化会导致人力资本的积累速度下降，降低迁移率，从而会减缓城市化的进程并弱化城市化的经济增长效应。另外，本文还运用中国1995—2017年的省级面板数据验证了上述理论分析的结论。

在经历了三十多年的高速增长后，中国经济逐步进入“新常态”和高质量发展阶段。在经济转型升级的关键时期，中国政府正在将城市化作为未来新一轮经济增长的重要引擎，而当前中国面临的困境是老龄化与城市化的不期而遇。一方面，人口老龄化使农村可供转移的廉价青壮年劳动力数量减少，导致“用工荒”现象频繁出现，劳动力成本的上升降低了经济增长的潜力；另一方面，人口老龄化导致农村养老负担加重，对人力资本积累形成制约，这势必会减缓城市化进程并影响城市化的质量。根据联合国的预测，中国人口老龄化的高峰期将出现在2030年左右，因此，中国必须在人口老龄化高峰到来前加速推进城市化进程，从而充分利用人口转移所产生的增长动力。在人口老龄化和城市化同步发展的过程中，政府需要着力加强农村基础教育投入，加快农村人力资本积累，助推农业人口转移到城市并顺利进入高生产率工业和服务业部门就业。同时，政府应该改革导致城乡二元分割并加大迁移成本的户籍制度，逐步削去附着在户籍上的歧视性政策，完善社会保障体系，逐步实现基本公共服务惠及所有的常住人口，使农村移民能够成为真正的“市民”。此外，政府应当抓住老龄化带来的机遇，在城市化进程中大力发展银发产业，推动经济转型升级，一方面通过银发消费来拉动经济增长，另一方面加快技术进步，并充分利用老年人力资源将“银发困扰”转化成新的经济增长点和技术进步的动力。值得注意的是，政府应当避免盲目追求城市化的速度而忽视城市化的质量，规避“城市病”对经济增长的负面影响，防止掉入“城市化陷阱”。

人口老龄化如何影响城市化与经济增长是一个非常重要的问题，本文立足于经济理论与中国的现实背景，在现代经济学的框架下，构建了一个融合发展经济学与内生经济增长理论的新分析框架，这相对于以往关于城市化以及经济增长方面的研究来说是一个创新。但是，本文的研究也存在一些不足之处，比如，城市化的过程通常和土地联系在一起，随着城市化进程加快，农村人口大规模迁移到城市，这一过程会有利于农村土地的流转，进而提高土地集约化程度，推动农业现代化发展，并最终促进农村劳动生产率水平的提升，而在本文中却没有考虑农村土地的使用，这势必会使得本文的说服力有所减弱，但鉴于问题的复杂性，本文在此做了省略处理。除此之外，由于微观数据的不可得性，本文的实证检验均使用的是宏观数据，理论上讲，选取微观数据对这一议题的检验应该更加细致和准确，关于以上这些不足之处，有待未来做进一步的深入研究。

（本文为国家自然科学基金面上项目“人口老龄化对中国经济增长的影响与应对策略研究”（71773071）、国家自然科学基金青年项目“全球价值链视角下中国增加值出口贸易的就业效应研究”（71703066）、上海市哲学社会科学规划教育学青年项目“城市化、人口老龄化与居民家庭教育投资——来自CFPS数据的证据”（B1903）的阶段性成果。史青为本文通讯作者。）

（责任编辑：沈敏）

Population Aging、Urbanization and China's Economic Growth

WANG Wei, LIU Yufei, SHI Qing

Abstract: Nowadays, China's urbanization development strategy is encountered the challenge of population aging, whereas previous literatures about the relationship between economic growth and urbanization tend to ignore the effects of population aging. Based on this, the paper constructs a new analytical framework that integrates development economics with endogenous economic growth theory, and sets up a three-period overlapping generation model in an urban and rural dual economy with population aging to discuss the influence mechanisms of population aging on urbanization and economic growth. The theory analysis implies that: (1) population aging will reduce rural saving rate and education investment, which tends to reduce economic growth, but at the same time it will has an uncertain impact on the urban household savings rate and education investment. In general, the role of population aging on the dual economic growth is ambiguous, depends on the parameters setting of the model. (2) urbanization helps to improve the country's economic growth and enhance the national welfare. The population aging has a negative effect on rural human capital investment, reduce rural-to-urban migration rate, and it will slow down the process of urbanization and weaken the economic growth effect of urbanization. We also conduct an empirical study by drawing on panel data from China's 29 provinces for the period 1995-2017. The findings support our theoretical predictions. This research enriches and develops the existing theory, and helps to understand the urbanization and economic growth power of China from the perspective of population transformation.

Key words: urbanization, economic growth, population aging, savings, education investment

(上接第 57 页)

Industrial Policies with Great Power Governance

CHEN Zhao

Abstract: Insufficient market coordination and huge social gains make it necessary to implement industrial policies. It could be regarded as strategic industrial division that industrial policies in one country might target for some industries without comparative advantage world-wide. China as great power justifies such kind of strategic choice in industrial polices because of more benefit from scale economy as well as domestic market access. However, such kind of strategic behavior should not exist among different regions within a country, since it will result in deviation from the optimal long term and overall benefits. Thus, the analysis of China's industrial policies should be put against the drop of great power governance. By looking into central and regional industrial policies, we do find such kind of strategic behavior by local governments. Because of information asymmetry, there might exist policy mistakes of industrial policies, which makes it important to use the idea of mechanism design in policy making. Taking the water pollution regulation and the new energy vehicles subsidy policy as examples, it is revealed that the existence of information asymmetry might lead industrial policies to some unintended consequences conflicting to policy aims. This suggests that potential general equilibrium effects, which means spillover effects of the policy in different dimensions, should be taken into consideration in the formulation of industrial policies. It could help industrial policies better serve the long term, overall, and multi-dimension policy goals.

Key words: industrial polices, asymmetric information, spillover effects