

人口老龄化对产业结构的影响

——基于 SYS-GMM 的分析

李杏¹, 章孺¹, M. W. Luke Chan²

(1. 南京财经大学国际经贸学院, 江苏南京 210023;

2. 加拿大麦克马斯特大学商学院, 安大略省汉密尔顿市 L8S 4M4)

摘要:老龄化背景下的中国经济发展方式转变正在引起热议,通过构建包括老龄化率和少儿抚养比的非齐次需求效用模型,分析人口因素对产业结构的影响。基于产业结构合理化与高级化两个维度,利用中国1989—2013年省级面板数据,采用系统广义矩估计方法,实证检验人口老龄化对中国产业结构的影响。结果表明,老龄化有利于产业结构合理化,而不利于产业结构高级化,控制其他经济、制度和人口变量后,结论仍然稳健有效。

关键词:人口老龄化;产业结构合理化;产业结构高级化;系统广义矩估计

中图分类号:F121 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2017)01-0029-08

一、引言

目前我国正处于人口结构发生转变的关键时期,第六次全国人口普查数据显示中国人口老龄化日益凸显,这无疑将对中国经济发展方式变革产生重大影响。“推动产业结构转型升级”是经济发展方式转变的重中之重,在“人口红利”逐渐消失的背景下,研究产业结构转型升级的路径,有重要的现实意义。

在老龄化与经济增长关系研究基础上,学者们开始转向老龄化对产业结构的影响的研究:一方面,目前关于人口老龄化对产业结构影响的定性研究主要从供给与需求两方面进行,认为劳动力数量与规模的减少不仅会影响劳动力供给,还会影响劳动生产率;同时,老龄产业需求的增加将改变消费需求结构,带动第三产业的发展^[1-4]。另一方面,实证研究也取得了一定成果,Fischer通过分析日本和澳大利亚三次产业就业人口40年来的年龄结构变化,认为老龄化可能提高第一产业的相对就业人口,减少二三产业的相对就业人口^[5];Fougère等采用动态CGE代际交叠模型研究老龄化对产业结构的影响,认为老龄化将对劳动力供给造成不利的冲击,并且

随着老龄消费者比例增加将通过消费需求的变化而改变产业结构^[6];Thienn选择了55个国家1970—2004年数据,发现老龄化会加速产业结构演进^[7];Siliverstovs等从6个方面论述老龄化影响产业结构的路径,认为老龄化将对不同部门的劳动力就业市场产生显著不同的影响^[8];陈颐等以我国台湾地区为例,发现老龄化对产业结构高级化的冲击效应更显著,且长期来看具有逐渐递增的正面效应^[9];张斌等构建了含有老龄化因素的产业结构演进的数理模型,并采用中国1980—2010年数据进行数值模拟,认为在技术外生的条件下,老龄化对农业发展的影响较小,对工业发展具有较大的抑制作用,对服务业发展具有一定的促进作用,且服务业比重会表现出一个先下降后上升的过程^[10]。总体说来,当前关于人口老龄化对中国产业结构影响的研究还处于起步阶段,现有文献中大多停留在定性分析上,实证研究的文献比较少见,更没有关注老龄化的内生性问题。

此次研究主要包括3个方面:第一,构建包含人口老龄化率和少儿人口占比两个人口因素的柯布道格拉斯(CD)非齐次需求效用函数模型,以第三产业产值比第二产业产值作为衡量产业结构的指标,建立老龄化与产业结构的理论模型;第二,从产业结

收稿日期:2016-09-22

基金项目:国家统计局重点项目(2015LZ28);江苏省高校哲学社会科学基金重点项目(2012ZDIXM025)

作者简介:李杏(1971—),女,江苏沛县人,教授,博士,从事国民经济学研究。

构合理化与高级化两个维度来全面衡量产业结构;第三,使用系统广义矩估计法克服动态方程中滞后因变量的内生性问题,并在该估计框架下,选取自变量的滞后 10 年老龄化率作为工具变量,从而一致地估计检验老龄化对产业结构的因果效应。已有老龄化和产业结构关系实证文献大多没有考虑到老龄化可能的内生性问题,经济学家普遍认为一国产业结构与经济增长方式密切相关^[11-15],而经济增长会影响人的寿命,进而影响老龄化程度,也就是说,老龄化可能是产业结构合理化高级化的结果而不是原因,这将导致老龄化的内生性问题。采取老龄化的滞后项作为工具变量进行 GMM 估计,并对工具变量进行汉森过度识别检验和 Arelleno-Bond 序列相关检验。实证结果表明老龄化确实为外生变量,表明反向关系不成立。

二、理论分析

假设在封闭经济中,三部门总量经济数理模型只包含单一劳动力要素,模型从需求效用最大化角度进行考虑,通过求解实现效用最大化的均衡解分析人口结构变动对产业结构的影响。将社会经济中的总人口分为非就业人口和就业人口,假设实现充分就业,不存在失业率,所有的劳动年龄人口均为就业人口。非就业人口指未满 18 周岁的少儿人口和已退休的老年人口,这两部分人口不参与社会生产活动。笔者用老年人口占总人口比重表示老龄化率,用少儿年龄人口占总人口的比重来表示少儿人口占比,即:

$$\theta = \frac{old}{population} = \frac{population - Labour - young}{population}$$

$$= 1 - \frac{Labour}{population} - \frac{young}{population} \quad (1)$$

$$\gamma = \frac{young}{population} \quad (2)$$

$$population \equiv young + Labour + old \quad (3)$$

式中 θ 、 γ 分别代表人口老龄化率和少儿人口占比, $population$ 代表经济社会中的人口总量, $Labour$ 代表经济社会中的劳动年龄人口总量, $young$ 、 old 分别代表经济社会中的少儿人口和老年人口总量。根据(1)、(2)可得

$$\frac{Labour}{population} = 1 - \theta - \gamma$$

$$\text{即 } Labour = (1 - \theta - \gamma)population \quad (4)$$

根据式(4),无论是人口老龄化率 θ ,还是少儿人口占比 γ ,它们变动的直接影响是就业人口总量 $Labour$ 的变动。具体来说,当老龄化程度加剧时,其直接后果将导致社会劳动力供给数量与规模的萎

缩;当少儿人口占比增长时,也有上述相似效应。由于笔者构建封闭的三部门总量经济模型,依据第一、二、三产业部门的划分,将经济社会总需求分解为上述三部门的需求总和,即得到实际产出^①恒等式:

$$Y^d \equiv Y_a^d + Y_i^d + Y_s^d \quad (5)$$

Y^d 、 Y_a^d 、 Y_i^d 、 Y_s^d 分别表示经济社会的实际总产出、第一产业部门实际产出、第二产业部门实际产出、第三产业部门的实际产出。根据恩格尔定律,随着人们收入的增长,食品支出占总支出的份额将趋向下降^②。考虑当经济发展到一定阶段后,社会农产品供给充足、人们对人均农产品需求量达到饱和,处于稳定状态,此时人们对农产品的需求收入弹性为 0。参考已有学者对人均农产品需求量假定为固定不变的思路^[10,16],认为经济社会农产品的需求量只跟社会中的总人口数量有关,因而第一产业部门的需求函数是社会总人口的函数,即:

$$Y_a^d = b \cdot population \quad (6)$$

回顾发达国家的发展经验,发现第三产业部门产值和就业比重持续上升。为了在模型中体现第三产业部门的非均衡增长的特性,构建一个非齐次效用函数。同时,根据假定,第一产业部门的农产品需求只与社会中的总人口数有关。给定任意时点,社会中的人口总数保持不变,即对第一产业部门的需求不变。因而三部门经济就可以转化为更为简单的两部门经济,经济社会的消费决策只需将总收入中减去第一产业部门固定不变的消费支出后的剩余收入用于合理分配对第二产业部门和第三产业部门产品的消费,以实现效用最大化。在 Kongsamut 等^[17]研究基础上,将人口老龄化率和少儿人口占比两个人口变量因素纳入方程中,构建一个柯布·道格拉斯(CD)非齐次的需求效用函数模型。

$$U(Y_i^d, Y_s^d) = (Y_i^d)^\alpha [Y_s^d + S(\theta, \gamma)]^\beta \quad (7)$$

$$S(\theta, \gamma) = C_1(\theta) + C_2(\gamma) \quad (8)$$

式(7)中 α 、 β 分别表示人们消费第二产业部门产品和第三产业部门产品的边际效用,且 $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$;式(8)中的 $S(\theta, \gamma)$ 是人口老龄化率 θ 和少儿人口占比 γ 的函数,表示家庭自己供给服务品进行消费, $S(\theta, \gamma)$ 由 $C_1(\theta)$ 和 $C_2(\gamma)$ 两部分共同组成, $C_1(\theta)$ 、 $C_2(\gamma)$ 分别表示家庭自己供给老年人服务产品和少儿服务产品,且各自分别是人口老龄化率 θ 和少儿人口占比 γ 的函数。随着老龄化程度的加剧,人们对老年人服务的需求增长,在发展中国家,

^①实际产出剔除了价格水平变动的影响,以具体实物数量作为衡量标准。

^②一般通常假定人们对农产品的需求收入弹性小于 1。

由于第三产业相对较落后,市场不完善,尽管面临老龄化进程加剧的现实,但是短期内依然无法实现养老模式由家庭自给自足向市场提供的模式转型。此次研究以中国为例,假定老龄化水平与家庭自身提供老年人服务产品存在正相关;同时,儿童尤其是婴幼儿对服务产品的需求往往以家庭自身提供服务为主,因此假定少儿人口占比对家庭自身提供婴幼儿服务存在正的影响效应,即:

$$\frac{dS(\theta, \gamma)}{d\theta} = \frac{dC_1(\theta)}{d\theta} > 0 \quad (9)$$

$$\frac{dS(\theta, \gamma)}{d\gamma} = \frac{dC_2(\gamma)}{d\gamma} > 0 \quad (10)$$

给定任意某一个时点,在社会总收入水平保持固定的条件下,结合预算约束条件,构造第二产业部门和第三产业部门的需求决策方程:

$$\begin{aligned} \max \quad & U(Y_i^d, Y_s^d) = (Y_i^d)^\alpha [Y_s^d + S(\theta, \gamma)]^\beta \\ \text{s. t.} \quad & Y_i^d + Y_s^d = Y^d - Y_a^d \end{aligned} \quad (11)$$

式中 Y^d 表示经济社会的总收入(实际收入)。通过构建拉格朗日函数求解方程,第二产业和第三产业消费需求满足下列条件:

$$Y_s^d = \frac{\beta}{\alpha} Y_i^d - S(\theta, \gamma) \quad (12)$$

利用预算约束条件,可推导出对第二产业和第三产业部门的各自需求函数:

$$Y_i^d = \frac{Y^d - b \cdot \text{population} + S(\theta, \gamma)}{1 + \frac{\beta}{\alpha}} \quad (13)$$

$$Y_s^d = \frac{Y^d - b \cdot \text{population} - \frac{\alpha}{\beta} S(\theta, \gamma)}{(1 + \frac{\alpha}{\beta})} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \frac{Y_s^d}{Y_i^d} &= \frac{1 + \frac{\alpha}{\beta}}{1 + \frac{\beta}{\alpha}} \frac{Y^d - b \cdot \text{population} - \frac{\alpha}{\beta} S(\theta, \gamma)}{Y^d - b \cdot \text{population} + S(\theta, \gamma)} \\ &= \frac{1 + \frac{\beta}{\alpha}}{1 + \frac{\alpha}{\beta}} - \frac{1}{\frac{1}{S(\theta, \gamma)}(Y^d - b \cdot \text{population}) + 1} \end{aligned} \quad (15)$$

根据式(15),老龄化水平 θ 或者少儿人口占比 γ 如果变大,那么 $S(\theta, \gamma)$ 将变大,意味着

$$\frac{1 + \frac{\beta}{\alpha}}{1 + \frac{\alpha}{\beta}} \text{ 也将变大,故 } \frac{Y_s^d}{Y_i^d} \text{ 也将变大,故 } \frac{1}{S(\theta, \gamma)}(Y^d - b \cdot \text{population}) + 1$$

的数值将变小。由于 $\frac{Y_s^d}{Y_i^d}$ 是第三产业与第二产业增加值之比,衡量的是产业结构发展水平,因而人口老龄化和少儿人口占比与产业结构高级化有负相关关系。

三、计量模型、变量选取与数据来源

为全面衡量产业结构变动的数量和质量,将产业结构分解为高级化和合理化两个维度,采用第三产业产值与第二产业产值之比测度产业结构高级化,用泰尔指数来测度产业结构合理化。具体测度公式如下:

$$TL = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i/Y}{L_i/L} \right) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i/L_i}{Y/L} \right) \quad (16)$$

$$TS = \frac{Y_3}{Y_2} \quad (17)$$

泰尔指数(TL)是一个很好的度量产业结构合理性的指标^[18]。式(16)中, Y 表示产值, L 表示就业, n 表示产业部门数。根据古典经济学的假设,经济最终处于均衡状态时,各产业部门的生产率水平相同。根据定义, Y/L 表示生产率,因此当经济均衡时, $\frac{Y_i}{L_i} = \frac{Y}{L}$,从而 $TL=0$ 。同时, $\frac{Y_i}{Y}$ 表示产出结构, $\frac{L_i}{L}$ 表示就业结构,因此 TL 同时也是产出结构和就业结构耦合性的反应,数值越小代表着产业结构越合理。 TS 指数衡量的是经济趋向高级化的过程,其典型事实是第三产业的增长率要快于第二产业的增长率^[19]。

根据式(15),将影响产业结构变动的变量纳入实证模型,更加全面考虑产业结构的影响因素,构建与理论模型相匹配的计量模型,检验人口因素是否影响产业结构变化。考虑到经济活动往往具有惯性,当期的经济活动往往受前期经济状况的影响,参照Barro等建立动态面板回归模型^[20]的思路,构建如下动态面板回归模型:

$$\begin{aligned} INST_{i,t} &= \alpha_1 INST_{i,t-1} + \alpha_2 \log Age_{i,t} + \\ &\quad \alpha_3 X_{i,t} + \alpha_4 D_t + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (18)$$

式中 $INST_{i,t}$ 表示产业结构,该指标又包含两个变量 $TL_{i,t}$ 和 $TS_{i,t}$, $TL_{i,t}$ 、 $TS_{i,t}$ 分别表示第 i 省在 t 期的产业结构合理化指数和产业结构高级化指数, $TL_{i,t-1}$ 、 $TS_{i,t-1}$ 分别表示第 i 省滞后一期的 TL 指数和 TS 指数; $Age_{i,t}$ 为第 i 省在 t 期的人口老龄化率; $X_{i,t}$ 为第 i 省在 t 期的其他影响产业结构变动的控制变量; D_t 表示 t 期的时期虚拟变量; $\mu_{i,t}$ 为误差项。虽然关于

产业结构变动影响因素实证分析的文献对等式右边变量的选取不尽相同,但是大多数研究基本采用如下变量:经济发展水平、政府开支水平、外商投资水平、外贸开展水平、人力资本水平。笔者不仅选取上述经济变量作为等式右边的控制变量,同时根据模型分析的需要,加入人口这一控制变量。

根据 Bond 等的研究^[21-22],采用广义矩估计(GMM)方法来估计回归模型。GMM 的第一步是对回归模型做一阶差分,这样就可以有效消除模型中存在的固定影响。然而从本质上来看,上述模型做一阶差分后, $\Delta INST_{i,t-1}$ 依然是与各自方程中的 $\Delta \mu_{i,t}$ 相关,因此变量 $\Delta INST_{i,t-1}$ 在各自一阶差分方程中是内生变量,GMM 不但能够解决可能由于存在缺失变量而产生估计偏误的问题,而且还能有效解决变量 $\Delta INST_{i,t-1}$ 带来的内生性问题。由于 $\Delta TL_{i,t-1}$ 和 $\Delta \log TS_{i,t-1}$ 与 $\Delta \mu_{i,t}$ 相关,需要找寻合适的工具变量来做估计,Anderson 等提出使用滞后两期的因变量作为工具变量^[23],据此逻辑,更高阶的滞后因变量也是有效的工具变量(如果存在的话)。Arellano 等使用差分广义矩估计(DIF-GMM)作为工具变量进行广义矩估计^[24],然而 Bond 等认为 DIF-GMM 会因为弱工具变量和有限样本偏误而使得估计的有效性减弱^[21,25]。Arellano 等提出水平广义矩估计(Level GMM)方法^[26];Blundell 等建立系统广义矩估计(SYS-GMM),将差分 GMM 与水平 GMM 结合在一起作为一个方程系统进行 GMM 估计^[27]。考虑到使用 SYS-GMM 估计量可能更加优越有效,在实证分析中将采用 SYS-GMM 方法进行回归估计。

采用来自中国省级层面的数据进行实证研究,数据集合包括自 1989—2013 年中国 30 个省^①、自治区和直辖市的经济变量、人口变量。所有变量数据均来自《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》以及中华人民共和国国家统计局网站公布的 2013 年相关统计数据。其中,地区生产总值(GDP)按照当年价格水平的支出法计算而得;外商投资水平由外商投资企业投资总额(折算成人民币)占当年 GDP 总值的比重来衡量;人力资本水平由高等学校(普通本、专科学校)在校学生数来衡量。数据跨度为 25 年(1989—2013 年),参照 Brander 等^[28-29]的方法,依据数据可获得性,将 1989—2013 年样本总 25 年时期跨度以 5 年为间隔划分为 5 个区间,各变量均取 5 年平均值,这样处理可以减轻各经济变量的测量误差,同时以老龄化为代表的人口变量在较长时期跨度间的数值变动会变得更加显著,有利于实证回归研究的有效估计。

各变量统计特征见表 1。数据表明样本所在时

期内中国各省、自治区、直辖市的人口老龄化保持了一个较高水平,在长达 25 年的观察期里,人口老龄化率平均水平达到了 0.075 2;产业结构高级化指数在观测期内,其平均水平是 0.884 6,意味着中国在 1989—2013 年第三产业的平均发展水平低于第二产业的发展。关于人口老龄化率、产业结构合理化指数和产业结构高级化指数的地区分布还存在很大差异^②,在所有观察期里,青海在 1989—1993 年人口老龄化率达到最低(0.033 3),上海在 1999—2003 年老龄化率达到最高(0.138 5);上海在 2009—2013 年,产业结构合理化指数达到最低(0.023 2),意味着产业结构最为合理,而云南在 1999—2003 年这一指数达到最高(0.661 4);黑龙江在 1989—1993 年产业结构高级化指数达到最低(0.332),北京在 2009—2013 年这一指数达到最高(3.29)。同时,地区间的异质性特征在其他变量的统计中也很显著,例如以人口变量为例,上海在 2009—2013 年少儿抚养比仅为 0.101,而海南在 1989—1993 年高达 0.546 8。

四、回归结果及解释

1. 老龄化对产业结构合理化的影响

首先将老龄化作为外生变量进入回归,观察对产业结构合理化的影响(表 2)。在表 2 的第 1 列回归方程中将人口老龄化、滞后 5 年的 TL 指数、少儿抚养比和时期虚拟变量作为基础方程的独立变量。回归结果表明人口老龄化对 TL 指数具有负效应(系数为-1.006),这一效应在 5% 的水平下显著;少儿抚养比对 TL 指数影响显著为正(系数为 0.316)。不过,初始的产业结构变量系数显著为正,而且系数小于 1,说明省区之间产业结构存在收敛迹象,由于泰尔熵(TL)取值范围为 0—1,数值越小意味着产业结构越合理。人口老龄化率越大,TL 越小,意味着老龄化对产业结构合理化具有正效应。这一结果可能遗漏了其他重要变量的影响,如市场环境和制度变量。为此,在表 2 的第 2 列里加入 GDP 总值、政府财政支出份额、进出口总额之比和 FDI 份额。结果显示,老龄化变量的系数略有上升,系数依旧在 5% 水平上显著。还有一类变量是人力资本变量,在表 2 第 3 列中引入高校在校学生数作为控制变量,

①考虑到重庆市于 1997 年成为直辖市,从原来所属的四川省中单独分离出来,为了在实证研究中保持数据统计口径的一致性,将 1997 年之后的重庆市数据与同年份的四川省数据相合并,因此一共 30 个省、自治区、直辖市。

②鉴于篇幅的原因,数据来源没有列出,可向作者索取。

表 1 变量的总体统计特征

| 变量名 | 变量解释 | 样本数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|-----------------------------|-----|---------|---------|--------|----------|
| <i>TL</i> | 产业结构合理化指数 | 150 | 0.2415 | 0.1239 | 0.0232 | 0.6614 |
| <i>TS</i> | 产业结构高级化指数 | 150 | 0.8846 | 0.4280 | 0.332 | 3.29 |
| <i>AGe</i> | 人口老龄化率 | 150 | 0.0752 | 0.0201 | 0.0333 | 0.1385 |
| <i>GDP</i> | 国内生产总值/亿元 | 150 | 6320.51 | 8908.84 | 29.51 | 51587.56 |
| <i>GOv</i> | 政府公共财政一般预算支出占 <i>GDP</i> 比重 | 150 | 0.1738 | 0.135 | 0.0528 | 1.17 |
| <i>Hr</i> | 高等学校在校学生数/万人 | 150 | 34.94 | 39.14 | 2.2 | 167.09 |
| <i>FDI</i> | 外商投资企业投资总额占 <i>GDP</i> 比重 | 150 | 0.525 | 0.6614 | 0.023 | 4.48 |
| <i>Trade</i> | 进口总额比出口总额 | 150 | 1.11 | 1.07 | 0.08 | 11.51 |
| <i>Yr</i> | 少儿抚养比 | 150 | 0.3245 | 0.1068 | 0.101 | 0.5468 |

注:第一,产业结构合理化指数由泰尔熵衡量,产业结构高级化指数由当年第三产业增加值比第二产业增加值衡量,老龄化率由 65 岁及以上人口占总人口比重测度,高等学校包括本、专科,外商投资总额美元单位按当年平均汇率已折算成人民币单位;第二,样本观察值共 150 个,由中国 30 个省、自治区、直辖市共 5 段时期(1989—1993 年、1994—1998 年、1999—2003 年、2004—2008 年、2009—2013 年)组成。

表 2 人口老龄化对产业结构合理化的影响

| 变量名 | <i>TL</i> | | | | | |
|------------------------|---------------------|---------------------------------|----------------------------------|--------------------|---------------------------------|-----------------------------------|
| | 老龄化为外生变量 | | | 老龄化为内生变量 | | |
| | SYS(1) | SYS(2) | SYS(3) | SYS(4) | SYS(5) | SYS(6) |
| 滞后 5 年 <i>TL</i> | 0.836*** (5.24) | 0.874*** (3.65) | 0.790*** (4.51) | 0.778*** (4.99) | 0.794*** (4.70) | 0.740*** (4.60) |
| 老龄化率 | -1.006** (-2.06) | -1.272** (-2.23) | -1.093** (-2.29) | -1.337 (-1.53) | -1.727** (-2.01) | -1.274* (-1.66) |
| 少儿抚养比 | 0.316** (2.53) | 0.301* (1.78) | 0.347*** (2.62) | 0.368** (1.97) | 0.337* (1.68) | 0.343* (1.74) |
| <i>GDP</i> 总值 | | 6.37*10 ⁻⁷ (0.45) | 1.69*10 ⁻⁶ (0.98) | | 8.36*10 ⁻⁸ (0.05) | 2.39*10 ⁻⁶ (1.36) |
| 财政支出份额 | | -0.058 (-0.26) | -0.088 (-0.55) | | -0.104 (-0.46) | -0.161 (-0.87) |
| 进出口总额比 | | 0.014*** (2.64) | 0.013*** (3.43) | | 0.015*** (3.87) | 0.016*** (3.61) |
| <i>FDI</i> 份额 | | 0.005 (0.14) | 0.004 (0.13) | | -0.026* (-1.68) | -0.025 (-1.49) |
| 高校在校学生数 | | | -7.8*10 ⁻⁸ (-1.13) | | | -1.04*10 ⁻⁷ (-1.89) |
| D _{1999—2003} | 0.093*** (4.56) | 0.101*** (3.82) | 0.117*** (4.65) | 0.099*** (4.09) | 0.107*** (3.02) | 0.122*** (3.74) |
| D _{2004—2008} | 0.031 (0.77) | 0.039 (0.68) | 0.090 (1.64) | 0.041 (0.76) | 0.048 (0.69) | 0.097 (1.26) |
| D _{2009—2013} | 0.032 (0.84) | 0.033 (0.48) | 0.086 (1.29) | 0.057 (0.84) | 0.060 (0.55) | 0.101 (0.95) |
| 汉森过度识别检验 (汉森 J-统计量) | 7.3743 | 7.3135 | 9.4203 | 10.1166 | 10.6321 | 10.6174 |
| (P 值) | 0.1943 | 0.1983 | 0.2239 | 0.2569 | 0.1555 | 0.2243 |
| Arellano-Bond 检验 | | | | | | |
| 一阶差分 AR(1) | 0.5284 | 0.4858 | 0.6105 | 0.7128 | 0.3908 | 0.5170 |
| 二阶差分 AR(2) | 0.0831 | 0.1739 | 0.1524 | 0.1902 | 0.2681 | 0.2802 |
| 观察值 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 |
| 省份 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |

注:第一,稳健异方差的 t 检验用括号中的数字表示;第二,*、**和*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;第三,Arellao-Bond 检验中的一阶差分 AR(1)和二阶差分 AR(2)报告的均是 p 值。

发现老龄化变量的系数和统计显著性没有发生大的变化。这表明,估计结果是稳健的。比较表2第2、3列的回归结果,可以发现随着控制变量的增加,老龄化的影响始终保持显著。回归结果也显示,进出口总额比对产业结构合理化也有显著的影响,GDP和人力资本变量对产业结构有正向影响,但是影响并不显著。

老龄化这一变量有可能是内生的,所以估计仍有可能是不一致的。为了进一步证实这种效果是因果性的,使用滞后10年的老龄化率作为老龄化率的工具变量,第4列回归只包括人口老龄化、滞后5年的TL指数、少儿抚养比和时期虚拟变量。结果显示,产业结构合理性有显著的正向影响(边际显著)且系数没有发生大的变动。第5和6列相继引入其他控制变量,结果显示老龄化率变量的系数变化不大,但显著程度略有提升。为了检验GMM估计的有效性^①,进行包含所有协变量的混合OLS和固定效应检验,结果显示滞后变量的系数变量区间为(0.580,0.889),该区间包含第3列的回归中 TL_{t-1} 的系数0.790,表明SYS-GMM估计是可靠的^②。实证结果显示模型能通过汉森过度识别检验和Arellano-Bond序列相关检验,表明老龄化可以促进产业结构的合理化水平的提高。笔者认为随着老龄化的加剧、劳动年龄人口比例不断下降,经济系统会有内在动力来倒逼劳动力资源的有效配置,促进劳动力由第一产业向第三产业的转移,即从边际收益低的部门向边际收益高的部门转移,从而推动产业结构趋向合理化。

2. 老龄化对产业结构高级化的影响

使用产业结构高级化指标(TS)衡量产业结构的变化,检验老龄化对产业结构的影响,表3第1列回归中仅包含人口老龄化、滞后5年的TS指数、少儿抚养比和时期虚拟变量。研究发现,人口老龄化对TS指数具有负效应,但是系数即使在10%的水平下也不显著;方程也无法通过汉森工具变量过度识别检验。在表3第2、3列回归中,进一步控制GDP总值、政府财政支出份额、进出口总额之比和FDI份额、人力资本变量。结果显示,老龄化变量系数有大幅度提升,且系数在5%的水平上显著;少儿抚养比系数为正,但是不具统计显著性;其他协变量回归结果也显示财政支出份额、FDI变量对产业结构高级化均有显著的正向影响。第2~3列通过了汉森过度识别检验和Arellano-Bond序列相关检验。为克服老龄化的内生性,在4~6列回归中使用滞后10年的老龄化作为工具变量。与第1~3列相比,第4~6列回归显示,老龄化的系数变小,统计显著

性程度变化不大;少儿抚养比对TS指数的影响一直是负向的,虽然并未通过显著性检验,但是其影响方向与理论模型的推导结果一致;初始的产业结构系数虽然略有变化,但符号始终为正且都在1%水平上显著,这表明使用外生变量后的GMM估计结果是稳健的。实证结果显示,老龄化率每增加一个百分点,产业结构高级化水平5年内下降20%以上(年均下降4%)以上。

五、结 语

当前是中国经济转型的关键时期,随着老龄化社会的来临,为了实现中国经济的可持续发展,研究老龄化对产业结构的影响对推进产业结构优化升级是极其重要的。笔者构建非齐次需求效用模型,推导老龄化对产业结构影响的理论模型,利用中国1989—2013年省级面板数据,将25年时期跨度以5年为间隔划分为5个区间,采用SYS-GMM方法实证分析老龄化对产业结构的影响。笔者将产业结构具体地划分为产业结构合理化和高级化,分别采用泰尔熵(TL指数)和第三产业增加值与第二产业增加值之比(TS指数)进行衡量。并且,采用滞后10年的老龄化率作为工具变量,以克服该变量可能的内生性。实证结果显示,在样本区间内,老龄化有利于产业结构趋向合理化,而不利于产业结构趋向高级化。平均而言,老龄化每增加一个百分点,将促使产业结构合理化指数每年下降(意味着产业结构合理化程度改善)约3个百分点,产业结构高级化指数年均下降4%以上。这一结论在控制其他经济、制度和人口变量后依然稳健。

面对人口老龄化这一不可逆的趋势,有必要制订具有针对性的人口与产业政策促进产业结构升级,以此适应老龄化所带来的挑战:第一,随着老龄化的加深,未来劳动力资源势必变得更加稀缺,老龄化不利于产业结构趋向高级化,笔者认为是由于劳动力供给的制约对第三产业的影响大于第二产业。政府部门需要制定相应政策,鼓励农村剩余劳动力的自由流动,加快推进取消户籍制度改革,打破城乡二元结构的分割局面。第二,从劳动供给角度看,为了缓解人口老龄化对劳动力供给规模萎缩的不利影响,从长期看可以采取适度提高出生率的方式,通过放宽计划生育政策,以增加未来劳动供给的方式缓和老龄化进程的过快发展;从短期看探讨延

^①一个检验GMM估计是否有偏的简单办法是看滞后变量的系数大小是否在相应的混合OLS和固定效应估计系数之间。

^②由于篇幅所限,文章只报告了GMM检验结果。

表3 人口老龄化对产业结构高级化的影响

| 指 标 | LogTS | | | | | |
|------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------------------|----------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| | 老龄化为外生变量 | | | 老龄化为内生变量 | | |
| | SYS(1) | SYS(2) | SYS(3) | SYS(4) | SYS(5) | SYS(6) |
| 滞后5年TS对数 | 0.981** (2.32) | 2.030*** (3.31) | 2.016*** (3.20) | 1.113*** (3.12) | 1.295*** (3.61) | 1.222*** (3.20) |
| 老龄化率对数 | -0.074 (-0.61) | -0.476** (-2.05) | -0.488** (-2.16) | -0.240 (-1.42) | -0.293** (-1.99) | -0.263* (-1.76) |
| 少儿抚养比对数 | -0.279* (-1.75) | 0.036 (0.10) | 0.0008 (0.00) | -0.406 (-0.49) | -0.078 (-0.11) | -0.046 (-0.05) |
| GDP总值对数 | | 0.187 (1.35) | 0.174 (1.29) | | -1.2*10 ⁻⁶ (-0.16) | 4.38*10 ⁻⁶ (0.41) |
| 财政支出份额对数 | | 0.687* (1.83) | 0.678* (1.81) | | -0.667 (-1.59) | -0.546 (-1.06) |
| 进、出口总额比对数 | | -0.014 (-0.19) | -0.006 (-0.09) | | -0.038* (-1.65) | -0.028 (-0.85) |
| FDI份额对数 | | -0.106 (-1.52) | -0.106 (-1.56) | | -0.076 (-0.58) | -0.057 (-0.46) |
| 高校在校学生数 | | | -6.43*10 ⁻⁸ (-0.62) | | | -1.53*10 ⁻⁷ (-0.76) |
| D _{1999—2003} | -0.391** (-2.07) | -1.103*** (-2.71) | -1.083** (-2.55) | -0.371* (-1.96) | -0.415*** (-2.69) | -0.370** (-2.06) |
| D _{2004—2008} | -0.706*** (-3.07) | -1.691*** (-3.03) | -1.645*** (-2.81) | -0.647*** (-2.80) | -0.655*** (-3.59) | -0.582** (-2.41) |
| D _{2009—2013} | -0.666*** (-3.41) | -1.834*** (-2.77) | -1.771** (-2.57) | -0.525*** (-2.72) | -0.464** (-2.21) | -0.420* (-1.81) |
| 汉森过度识别检验 (汉森J-统计量) | 13.1219 | 8.1244 | 7.5806 | 17.4751 | 18.8440 | 17.7289 |
| (P值) | 0.0692 | 0.1495 | 0.1809 | 0.0255 | 0.0157 | 0.0234 |
| Arellano-Bond 检验 | | | | | | |
| 一阶差分 AR(1) | 0.5255 | 0.3177 | 0.3392 | 0.3067 | 0.1202 | 0.1057 |
| 二阶差分 AR(2) | 0.4642 | 0.6364 | 0.6544 | 0.4945 | 0.9524 | 0.9046 |
| 观察值 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 |
| 省份 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |

注:第一,稳健异方差的t检验用括号中的数字表示;第二,*、**和***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;第三,Arellano-Bond检验中的一阶差分AR(1)和二阶差分AR(2)报告的均是p值。

长退休年龄的可能性,同样能够减缓人口老龄化对劳动力供给规模的不利影响,也可以更好地缓和人口老龄化对产业结构的冲击。第三,从消费需求角度看,应该积极引导老龄服务产业的发展,一方面可以满足日益庞大的老年消费群体的消费需求,另一方面适应市场需求拉动第三产业的发展,可以有效促进产业结构的高级化。

参考文献:

- [1] 鲁志国. 简论人口老龄化对我国产业结构调整的影响[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2001, 18(2): 45-51.
- [2] 杨光辉. 中国人口老龄化与产业结构调整的研究[D]. 厦门: 厦门大学, 2006.
- [3] 陈颐. 台湾人口老龄化及其产业效应分析[J]. 台湾研究集刊, 2010(6): 62-72.
- [4] 杨雪, 侯力. 我国人口老龄化对经济社会的宏观和微观影响研究[J]. 人口学刊, 2011(4): 46-53.
- [5] FISCHER E O, McDONALD P, OGAWA N, et al. Labour force aging: its impact on employment level and structure—the evidences from Japan and Australia[J]. Journal of Australia Population Association, 2004(11): 1-3.
- [6] FOUGÈRE M, MERCENIER J, MERETTE M. A sectoral and occupational analysis of population ageing in Canada using a dynamic CGE overlapping generations model[J]. Economic Modelling, 2007, 24(4): 690-711.

- [7] THIEEN U. Aging and structural change [R]. Berlin: German Institute for Economic Research, 2007.
- [8] SILVERSTOVBS B, KHOLODILIN K A, THIESSEN U. Does aging influence structural change? Evidence from panel data [J]. *Economic Systems*, 2011, 35 (2): 244-260.
- [9] 陈颐, 叶文振. 台湾人口老龄化与产业结构演变的动态关系研究 [J]. *人口学刊*, 2013, 35(3) : 63-72.
- [10] 张斌, 李军. 人口老龄化对产业结构影响效应的数理分析 [J]. *老龄科学研究*, 2013(6) : 3-13.
- [11] KUZNETS S. National income and industrial structure [J]. *Econometrica*, 1949, 17: 205-241.
- [12] SOLLNER K. Quantitative aspects of the economic growth of nations; industrial distribution of national product and labor force [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1924, 10(s) : 1211-1226.
- [13] CHENERY H B. Patterns of industrial growth [J]. *Economic Growth in the Long Run A History of Empirical Evidence*, 1960, 28(3) : 690-691.
- [14] BEASON R, WEINSTEIN D E. Growth economies of scale and targeting in Japan (1955—1990) [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 1993, 78(2) : 286-295.
- [15] GREGORY P, GRIFFIN J M. Secular and cross-section industrialization patterns; some further evidence on the Kuznets-Chenery controversy [J]. *Review of Economics & Statics*, 1974, 56(3) : 360-368.
- [16] RAISER M, SCHAFFER M, SCHUCHHARDT J. Benchmarking structural change in transition [J]. *Structural Change & Economic Dynamics*, 2004, 15(1) : 47-81.
- [17] KONGSAMUT P. Beyond balanced growth [R]. Massachusetts: The National Bureau of Economic Research, 1997.
- [18] 于春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. *经济研究*, 2011(5) : 4-16.
- [19] 吴敬琏. 中国增长模式抉择: 增订版 [M]. 上海: 上海远东出版社, 2008.
- [20] BARRO R J. Economic growth in a cross section of countries [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106 (2): 407-443.
- [21] BOND S R, HOEFFLER A, TEMPLE J R W. GMM estimation of empirical growth models [R]. Oxford: Economics Group of Nuffield College, 2001.
- [22] SHIOJI E. Public capital and economic growth: a convergence approach [J]. *Journal of Economic Growth*, 2001, 6(3) : 205-227.
- [23] ANDERSON T, HSIAO C. Estimation of dynamic models with error components [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1981, 76(375) : 598-606.
- [24] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations [J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2) : 277-297.
- [25] BOND S. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice [J]. *Portuguese Economic Journal*, 2002, 1(2) : 114-162.
- [26] ARELLANO M, BOVER O. Another look at instrumental variable estimation of error components models [J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 68(1) : 29-51.
- [27] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1) : 115-143.
- [28] BRANDER J A, DOWRICK S. The role of fertility and population in economic growth: empirical results from aggregate cross-national data [J]. *Journal of Population Economics*, 1994, 7(1) : 1-25.
- [29] ISLAM N. Growth empirics: a panel data approach [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (1): 325-329.

(责任编辑:高虹)

