

老年就业对青年就业和职业的影响

申广军 谭韦珊

目录

附录 I 本文与张川川和赵耀辉（2014）的联系与区别	1
附录 II 经济总量与“劳动合成谬误”分析	2
附录 III 老年就业率和其他年龄群体失业率的关系	4
附录 IV 职业中类代码与名称对照表	5
附录 V 稳健性检验	7
附录 VI 工具变量和老年人就业率的散点图	8
附录 VII 同一职业内老年和青年就业率散点图	9
附录 VIII 替代弹性计算	10
附录 IX 职业代码匹配和相关变量计算	11

附录 I 本文与张川川和赵耀辉（2014）的联系与区别

张川川和赵耀辉（2014）也研究了老年就业和青年就业的关系，并得到与本文一致的结论。与他们的研究相比，本文有以下三方面的差异。首先，样本时期不同。张川川和赵耀辉（2014）使用 1990 年和 2000 年的中国人口普查数据以及 2005 年抽样调查数据，这一时期我国经济高速发展，就业机会持续增加，并且老龄化问题并不突出。本文将研究拓展到 2000—2015 年，我国人口红利逐渐消失而老龄化问题开始凸显，经济从高速发展转向高质量发展，生产过程中体现的劳动异质性愈发明显。因此，研究这一时段老年就业对青年就业的影响更能反映新时期中国的劳动力市场变动。

其次，分析角度不同。张川川和赵耀辉（2014）考察了老年就业对青年就业的影响，本文在此基础上，从职业和任务特性的角度着重回答了老年就业拉动青年就业的原因。随着生产和职业专业化程度的提高，任务特性和职业结构应当成为讨论老年就业如何影响青年就业的重要视角。因此，从职业任务角度分析，可以完善老年就业与青年就业问题的内在机制。

最后，部分结论不同。张川川和赵耀辉（2014）基于劳动力整体样本回归，发现老年就业可以提高青年的整体就业率；本文采用更新的数据得出了相同的结论。此外，本文还有一系列新的发现，比如，老年就业对青年就业率的正向作用主要发生在高学历青年群体中，而对低学历青年影响不大；并且，老年就业对青年就业的间接拉动作用主要发生在管理类、技术类和服务类职业上，对其他类型职业的作用并不显著。

附录 II 经济总量与“劳动合成谬误”分析

有关老年就业对青年就业影响的争论，还源自两类观点对经济总量假定的不同。为了更好地理解经济总量假定在其中的影响，我们参考 Katz 和 Murphy（1992）、姚东旻（2016）等构造了一个简单的经济模型。假设经济体中只有两类劳动力，一类是青年劳动力，数量为 L_y ，一类是老年劳动力，数量为 L_o 。青年人提供纯劳动 l ，老年人提供经验 e ， l 和 e 构成生产要素。在完全竞争的市场中，代表性企业的生产技术可以用 CES 生产函数来表示，即

$$y = [\theta e^\rho + (1-\theta)l^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \quad (\text{II 1})$$

其中， $\rho = \frac{\sigma-1}{\sigma}$ ， σ 表示 e 和 l 的替代弹性，当 $\rho < 0$ 时，即 $\sigma < 1$ 时 e 和 l 互补；当 $\rho > 0$ ，即 $\sigma > 1$ 时 e 和 l 相互替代。假设老年劳动力的工资率为 w_e ，青年劳动力的工资率为 w_l 。根据企业的生产函数和利润最大化问题的一阶条件，可以求得企业对各要素的需求函数，即

$$\begin{cases} e(y, w_e, w_l) = \left[\theta + (1-\theta)^{\frac{1}{1-\rho}} \theta^{\frac{\rho}{\rho-1}} \left(\frac{w_e}{w_l} \right)^{-\frac{\rho}{\rho-1}} \right]^{-\frac{1}{\rho}} y \\ l(y, w_e, w_l) = \left[(1-\theta) + (1-\theta)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \theta^{\frac{1}{1-\rho}} \left(\frac{w_e}{w_l} \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right]^{-\frac{1}{\rho}} y \end{cases} \quad (\text{II 2})$$

进一步地，两类劳动力的社会需求函数为 $E = Ne(y, w_e, w_l)$ ， $L = Nl(y, w_e, w_l)$ ，其中 N 为同质性企业的数量。劳动供给方面，为方便起见假设老年劳动力全部就业，青年劳动力部分就业¹。在均衡时，应有：

$$\begin{cases} E = Ne(y, w_e, w_l) = N \left[\theta + (1-\theta)^{\frac{1}{1-\rho}} \theta^{\frac{\rho}{\rho-1}} \left(\frac{w_e}{w_l} \right)^{-\frac{\rho}{\rho-1}} \right]^{-\frac{1}{\rho}} y = L_o \\ L = Nl(y, w_e, w_l) = N \left[(1-\theta) + (1-\theta)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \theta^{\frac{1}{1-\rho}} \left(\frac{w_e}{w_l} \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right]^{-\frac{1}{\rho}} y \leq L_y \end{cases} \quad (\text{II 3})$$

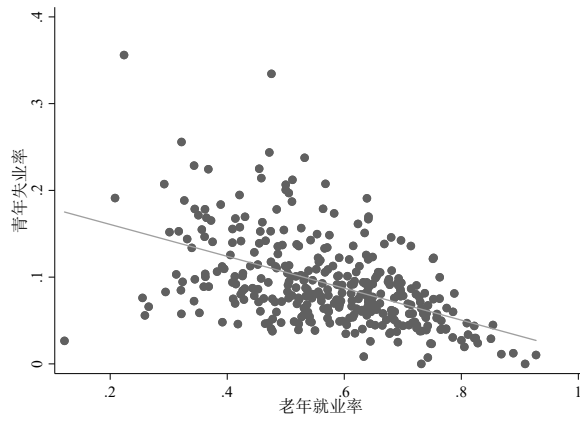
青年就业率可以用 $\frac{L}{L_y}$ 来表示。当延迟退休政策实施时，老年劳动供给 L_o 增加，此时，老年就业增加对青年就业的影响取决于要素价格和经济总量的变动。首先考虑一个较为极端的情况：当经济总量保持不变且要素价格非常灵敏时， L_o 的上升将完全反映在 $\frac{w_e}{w_l}$ 上，易知，随着老年就业规模的相对增加， $\frac{w_e}{w_l}$ 下降，此时， L 将下降，青年就业率 $\frac{L}{L_y}$ 下降。因此，在经济总量保持不变的前提下分析老年就业增加对青年就业的影响，无论青年和老年劳动力是替代还是互补的关系，必然会得出“老年就业增加会挤出青年就业”的结论。将经济总量视为固定，将企业劳动需求视为外生，进而认为岗位提供数量保持不变，这一推断可视为“劳动合成谬误”。反之，如果要素市场价格是刚性的，老年劳动供给 L_o 的增加会完全体现在 y 的增加上，

¹ 受到身体状况、精力和家庭等因素的限制，老年群体的流动性较低，因此，老年劳动供给曲线更有可能是垂直的，延迟退休的外生冲击会增加老年劳动供给的绝对数量，供给曲线向右移动，故老年就业率上升。由于我们旨在分析老年就业增加对青年就业的影响，因此直接假定老年劳动力全部就业，并不影响后续的分析。

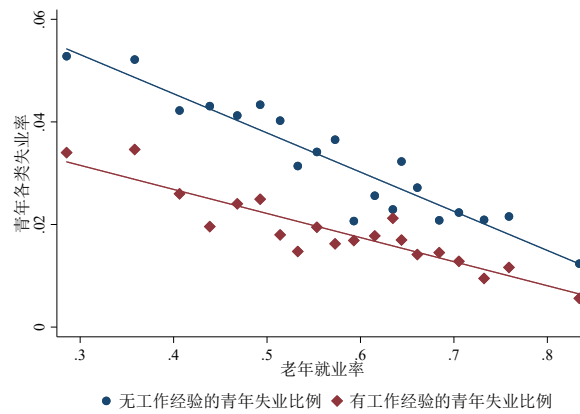
进而推动 L 的增加，此时，青年就业率 $\frac{L}{L_y}$ 上升。

从中国的实际情况来看，尽管我国生育率持续下降，人口老龄化趋势日益凸显，但是在相当长的一段时间内，我国经济仍会保持增长的态势。因此，经济总量不变的假设在我国是不适用的。另外，由于市场摩擦的存在，要素价格更有可能是粘性的，因此老年劳动供给的影响更有可能介于两种极端类型之间。此时，老年就业增加对青年就业的影响方向取决于经济增长和要素价格变动对青年就业作用的相对大小。总之，对于经济保持增长的中国而言，老年就业并不必然挤出青年就业，其影响方向需要通过典型事实和实证分析进一步挖掘。

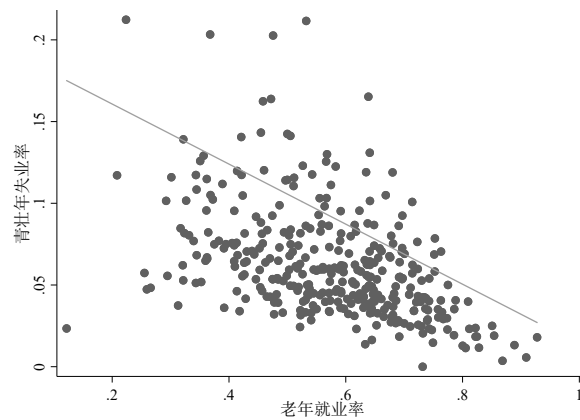
附录 III 老年就业率和与其他年龄群体失业率的关系



(a) 老年就业率和青年失业率的关系



(b) 老年就业和各类型青年失业比例的关系



(c) 老年就业率和中青年失业率的关系

图 III 1 老年就业率和与其他年龄群体失业率的关系（2015 年）

注：本文将老年劳动力定义为年龄在 55（50）到 65（60）岁且具有劳动能力的男（女）性个体，将青年劳动力定义为年龄在 20 至 29 岁，有劳动意愿且具有劳动能力的个体。本文所指的壮年（中年）是指年龄在 30 至 54（49）的男（女）性劳动力个体。

附录 IV 职业中类代码与名称对照表

表 IV 1 职业中类代码与名称对照表

职业中类代码	职业名称
1	中国共产党中央委员会和地方各级组织负责人
2	国家机关及其工作机构负责人
3	民主党派和社会团体及其工作机构负责人
4	事业单位负责人
5	企业负责人
6	科学研究人员
7	工程技术人员
8	农业技术人员
9	飞机和船舶技术人员
10	卫生专业技术人员
11	经济业务人员
12	金融业务人员
13	法律专业人员
14	教学人员
15	文学艺术工作人员
16	体育工作人员
17	新闻出版、文化工作人员
18	宗教职业者
19	其他专业技术人员
20	行政办公人员
21	安全保卫和消防人员
22	邮政和电信业务人员
23	其他办事人员和有关人员
24	购销人员
25	仓储人员
26	餐饮服务人员
27	饭店、旅游及健身娱乐场所服务人员
28	运输服务人员
29	医疗卫生辅助服务人员
30	社会服务和居民生活服务人员
31	其他商业、服务业人员
32	种植业生产人员
33	林业生产及野生动植物保护人员
34	畜牧业生产人员
35	渔业生产人员
36	水利、设施管理养护人员
37	其他农、林、牧、渔、水利业生产人员
38	勘测及矿物开采人员
39	金属冶炼、轧制人员

40	化工产品生产人员
41	机械制造加工人员
42	机电产品装配人员
43	机械设备修理人员
44	电力、设备安装、运行、检修及供电人员
45	电子元器件与设备制造、装配、调试及维修人员
46	橡胶和塑料制品生产人员
47	纺织、针织、印染人员
48	裁剪、缝纫和皮革制品加工制作人员
49	粮油、食品、饮料生产加工及饲料生产加工人员
50	烟草及其制品加工人员
51	药品生产人员
52	木材加工、人造板生产、木制品制作及制浆、造纸和纸制品生产加工人员
53	建筑材料生产加工人员
54	玻璃、陶瓷、搪瓷及其制品生产加工人员
55	广播影视制品、播放及文物保护作业人员
56	印刷人员
57	工艺、艺术品制作人员
58	文化、教育、体育用品制作人员
59	工程施工人员
60	运输设备操作人员及有关人员
61	环境监测与废物处理人员
62	检测、计量人员
63	其他生产、运输设备操作人员及有关人员

附录 V 稳健性检验

我们从以下几个方面进行稳健性检验。第一，解释变量更改为老年非农就业率。和老年劳动力相比，青年从事农业生产的比例更小，因此老年的非农就业对青年劳动力的就业影响更为直接。作为稳健性检验，表V1第（1）列的解释变量为老年非农就业率，结果显示，虽然相比于基准回归，此处的主要解释变量系数更小，但依旧显著为负，这验证了基本结论的可靠性。

第二，将失业数据加总到城市层面。考虑到个体经济活动和其所在城市的经济状况密切相关，计算城市层面的青年劳动力失业率作为被解释变量对模型重新回归。表V1第（3）列和第（4）列报告了相应的结果。结果显示，老年非农就业占比提高1个百分点，城市青年劳动力的失业率降低0.1个百分点；老年就业率提高1个百分点，城市青年失业率降低0.11个百分点。

表V1 稳健性检验 I

	个人：是否失业		城市层面青年失业率	
	非农就业 (1)	全行业 (2)	非农就业 (3)	全行业 (4)
老年就业率	-0.067** (0.028)	-0.129*** (0.025)	-0.095** (0.041)	-0.112* (0.061)
控制变量	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
城市线性趋势	Y	Y	Y	Y
观测值	1,087,888	1,087,922	828	832
调整 R 方	0.024	0.024	0.889	0.873

第三，更换回归模型。在基准回归中，被解释变量是一个虚拟变量，使用 OLS 回归存在一定的问题。首先，残差项和解释变量相关，这会导致估计系数不一致；其次，扰动项的方差受到解释变量的影响，模型存在异方差问题；再次，利用 OLS 估计个体失业的概率可能会出现预测概率大于 1 或者小于 0 的现象，这些结果均与现实相违背。因此，基本结论的有效性面临威胁。为了验证结果的可靠性，使用 Logit 和 Probit 模型回归。如表V2所示，第（1）列复制了基准回归的结果，使用的是普通最小二乘法；第（2）列利用 Logit 模型；第（3）列利用 Probit 模型，此时，老年就业率的系数依旧显著为负，说明结果依旧稳健。

表V2 稳健性检验 II

	OLS	Logit	Probit
	(1)	(2)	(3)
老年就业率	-0.130*** (0.025)	-1.973*** (0.339)	-0.977*** (0.168)
控制变量	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
观测值	1,087,922	1,087,922	1,087,922
调整 R 方/伪 R 方	0.024	0.053	0.054

附录 VI 工具变量和老年人就业率的散点图

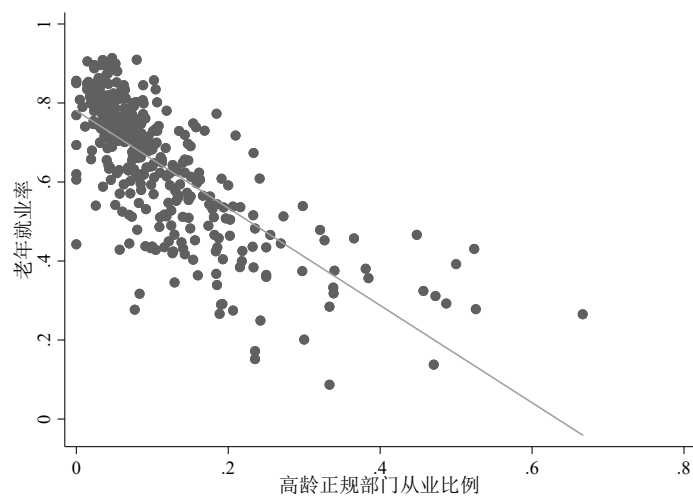
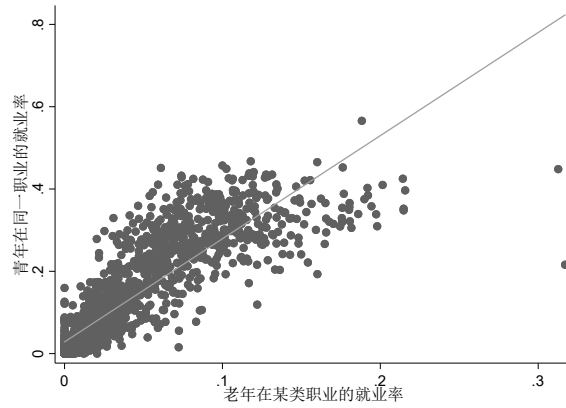


图 VI1 工具变量和解释变量相关关系

注：高龄从业者，即年龄在 55—60 岁的从业男性和年龄在 45—50 岁的从业女性。

附录 VII 同一职业内老年和青年就业率散点图



图VII1 老年和青年职业就业率的关系

注：图VII1 中老年（青年）在某一职业的就业率即从事该职业的老年（青年）人数占老年（青年）劳动力的比例；其中，图中的点表示一个“城市-年份”下的一个职业。

附录 VIII 替代弹性计算

我们将职业分为管理、技术、办事、服务、生产装配和农业生产 6 类；按照年龄段，我们将劳动力分为青年、中年和老年 3 类。忽略资本要素，利用 2000—2015 年四次人口普查数据估计以下超越对数生产函数：

$$\ln y_{ct} = \alpha_0 + \sum_n \sum_k \alpha^{nk} \ln x_{ct}^{nk} + \sum_n \sum_{n'} \sum_k \sum_{k'} \beta^{nn'kk'} \ln x_{ct}^{nk} \ln x_{ct}^{n'k'} + \delta_t + \varphi_c + \varepsilon_{ct} \quad (\text{VIII1})$$

式中 y_{ct} 表示城市 c 在 t 年的生产总值； x_{ct}^{nk} 表示城市 c 在 t 年中从事 k 类职业的 n 类劳动者数量；其中 $k \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ 分别表示管理、技术、办事、服务、生产装配和农业生产类职业， $n \in \{o, p, y\}$ 分别表示老年、中年和青年劳动者。

参考申广军（2016）的做法，通过如下步骤计算同一职业内不同年龄段劳动力之间的替代弹性。

(1) 首先计算各类劳动力的成本份额 $s_{ct}^{nk} = \frac{\partial \ln y_{ct}}{\partial \ln x_{ct}^{nk}}$ ；

(2) 在各市各类职业内部，利用成本份额和估计系数计算不同年龄组之间的替代弹性

$$\sigma_{ct}^{nn'kk} = 1 + \frac{\beta^{nn'kk}}{s_{ct}^{nk} s_{ct}^{n'k}}$$

(3) 计算各类职业不同年龄段劳动力之间替代弹性在城市层面的均值

$\sigma^{nn'kk} = \frac{1}{TC} \sum_t \sum_{c=1}^{C_t} \sigma_{ct}^{nn'kk}$ ，其中，受制度因素的影响，城市数量在不同年份间会有所变动，故 C_t 表示 t 年的城市总数，且 $t \in \{2000, 2005, 2010, 2015\}$ ， TC 表示四个年度城市样本的总和。

附录 IX 职业代码匹配和相关变量计算

Autor 和 Dorn (2009) 参考美国职业代码和职业说明 (O*NET), 整理出 330 个职业 (Occ1990dd), 并参考美国职业大典 (DOT) 从抽象程度、常规程度和操作程度三个角度对各职业打分。其中, 抽象程度是指对特定活动和流程的指引 (direction)、控制 (control)、策划 (planning) 能力 (DCP) 以及定量推理能力 (GED-MATH); 常规程度对应对既定限制和标准 (set limits, tolerances, standards) 的适应能力 (STS) 以及手指熟练 (finger dexterity) 程度 (FINGDEX); 操作程度对应眼、手、脚的协调 (eye, hand, foot coordination) 能力 (EYEHAND) (Autor 和 Dorn, 2009)。各任务维度得分在 0 到 10 之间, 得分越高说明职业中涉及的该项任务越多, 对相关能力的要求也越高。

我国在度量工作任务方面的数据库很少, 由中国社会科学院人口与劳动经济研究所等单位组织展开的中国城市劳动力调查 (China Urban Labor Survey, CULS) 和中国企业-员工匹配调查 (China Employer Employee Survey, CEES) 最早记录了我国各类工作任务的特性。遗憾的是, CULS 和 CEES 覆盖地区有限, 样本量较少, 无法满足本文基于城市层面研究职业结构的需要。为了尽可能认识我国职业任务特征的全貌, 本文依旧基于人口普查数据进行分析, 具体而言, 我们将中国职业代码和 Autor 和 Dorn (2009) 设置的 Occ1990dd 职业代码进行匹配, 通过小类匹配、中类平均的方法计算得到了职业中类的各项任务得分。

之所以认为这种方法是可行的, 是因为: (1) 匹配标准有依据。《中华人民共和国国家标准职业分类与代码 (GB/T 6565-1999/2009/2015)》、美国的 O*NET 官网以及 Autor 和 Dorn (2009) 的附录, 都详细介绍了各个小类职业的工作内容、任务特点和技能要求, 这些都是代码匹配过程中的重要依据, 有助于大幅降低匹配的偏差。(2) 匹配结果合理。一般而言, 管理工作以策划和组织为主, 技术岗位需要从业者有较强的推理和创新能力, 因此, 这两类职业的抽象程度更大, 抽象任务得分也应该最高; 生产装配类职业以流水线生产为主, 既需要满足标准化的要求, 又需要熟练掌握生产步骤、有较好的身体协调能力以提高效率, 因此生产装配类职业的常规和操作任务得分最高。表 IX1 报告的是匹配后职业大类下中类的任务得分平均数, 总的来看, 匹配结果和现实情况吻合, 说明代码匹配的结果是可靠的。

表 IX1 各职业大类任务得分

职业大类	管理类	技术类	办事类	服务类	生产装配类
T^A (平均数)	5.93	4.43	1.66	2.39	1.47
T^R (平均数)	1.93	4.11	3.93	3.36	5.76
T^M (平均数)	0.51	1.10	1.13	1.12	1.50

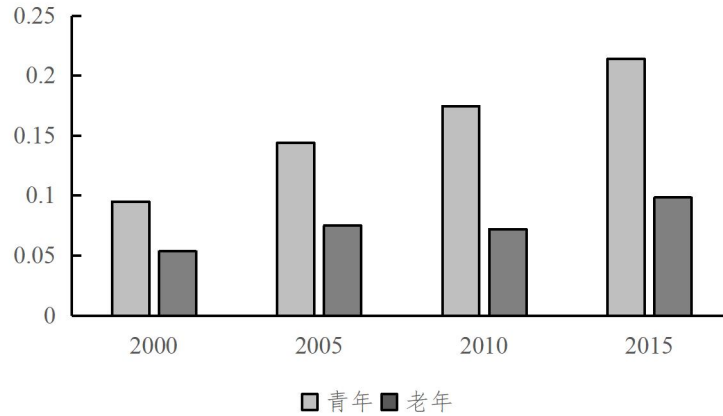
说明: T^A 表示抽象任务得分; T^R 表示常规任务得分; T^M 表示操作任务得分。

整合各职业抽象、常规和操作任务的得分, 参考 Autor 和 Dorn (2013) 的做法, 计算得到了各职业在这三个维度的任务强度。和任务得分相比, 任务强度指标的优势在于综合了三个任务的信息, 突出了各任务在单个职业内的相对重要性。计算方法如下:

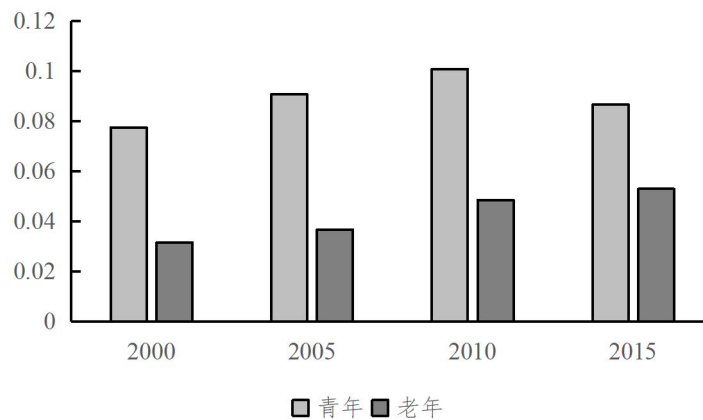
$$\begin{cases} RTI_k = \ln T_k^R - \ln T_k^A - \ln T_k^M \\ ATI_k = \ln T_k^A - \ln T_k^R - \ln T_k^M \\ MTI_k = \ln T_k^M - \ln T_k^A - \ln T_k^R \end{cases} \quad (IX1)$$

其中, RTI_k 、 ATI_k 、 MTI_k 分别表示职业 k 的常规、抽象和操作任务强度, T_k^R 、 T_k^A 、 T_k^M 分别表示职业 k 在常规、抽象和操作任务上的得分。Autor 和 Dorn (2013) 将 RTI_k 、 ATI_k 、 MTI_k 大于 66 分位数的职业分别定义为常规类、抽象类和操作类职业; 但是, 考虑到我国经济发

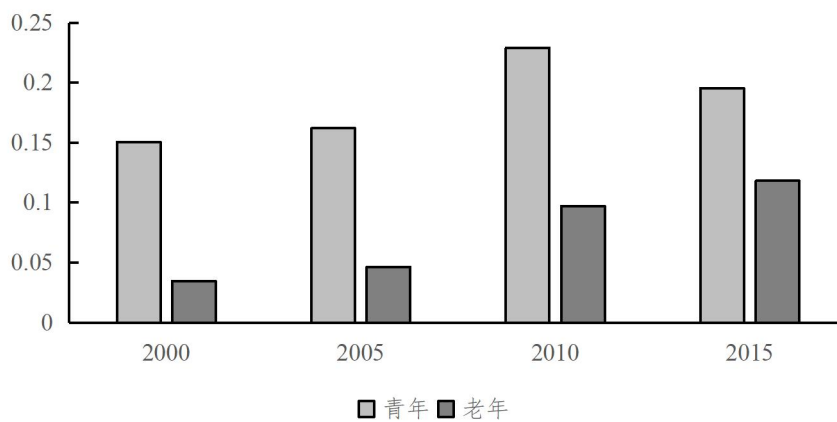
展尚未达到发达国家水平，在生产专业化方面还有所欠缺，这同样会体现在职业特性上，因此，为了更好地识别我国职业的特点，我们将定义各类职业的任务强度指标阈值提高至80分位数，即将 RTI_k 、 ATI_k 、 MTI_k 大于80分位数的职业分别定义为常规类、抽象类和操作类职业。如图IX1所示，老年和青年从事职业的任务特征有较大差别：2000—2015年，青年劳动力中从事抽象类型职业占比逐年上升，从事常规类职业占比先升后降，操作类职业占比有所增长；老年劳动力中从事抽象类职业占比有所下降，常规类职业占比略有上升，从事操作类职业的人数占比显著上升。



(a) 抽象任务型职业



(b) 常规任务型职业



(c) 操作任务型职业

图IX1 青年和老年职业任务特征

由图 IX1 可知，老年劳动力从事常规任务和操作任务类型职业的比例较大，从事抽象任务类型职业的青年占比在上升。这两者是否存在因果关系？文中的讨论指出，老年人就业在某些特定职业，如从事传统服务类岗位和装配类岗位，均有可能通过改变青年的职业期待和企业的劳动需求，推动青年职业结构的转变。考虑到老年和青年就业的相互作用主要发生于具有相同经济和制度环境的地理单元内部，以下考察城市内老年非农就业对青年各任务型职业从业占比的影响。参考 Autor 和 Dorn（2013）的做法，基于城市层面计算青年在各任务类型职业的从业占比：

$$\begin{cases} ASH_{ct} = (\sum_{k=1}^{57} L_{ckt} \times 1[ATI_k > ATI^{P80}]) (\sum_{k=1}^{57} L_{ckt})^{-1} \\ RSH_{ct} = (\sum_{k=1}^{57} L_{ckt} \times 1[RTI_k > RTI^{P80}]) (\sum_{k=1}^{57} L_{ckt})^{-1} \\ MSH_{ct} = (\sum_{k=1}^{57} L_{ckt} \times 1[MTI_k > MTI^{P80}]) (\sum_{k=1}^{57} L_{ckt})^{-1} \end{cases} \quad (IX2)$$

其中， ASH_{ct} 、 RSH_{ct} 和 MSH_{ct} 分别表示城市 c 在 t 年青年从事抽象、常规和操作类职业的占比。 L_{ckt} 表示城市 c 在 t 年从事职业 k 的青年人数， $1[\cdot]$ 为虚拟变量，当任务强度 ATI_k 、 RTI_k 或 MTI_k 超过 80 分位数时取 1，否则取零。采用 ASH 、 RSH 和 MSH 作为被解释变量的回归结果和讨论可参见正文。

参考文献

- [1] Autor D., and D. Dorn. “The Growth of Low Skill Service Jobs and the Polarization of the U.S. Labor Market.”, *American Economic Review*, 2013, 103(5), 1553-1597.
- [2] Autor, D., and D. Dorn, “This Job Is ‘Getting Old’: Measuring Changes in Job Opportunities Using Occupational Age Structure”, *American Economic Review*, 2009, 99(2), 45-51.
- [3] Katz, L. F., and K. M. Murphy, “Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(1), 35-78.
- [4] 申广军, “‘资本-技能互补’假说: 理论、验证及其应用”, 《经济学》(季刊), 2016 年第 4 期, 第 1653—1682 页。
- [5] 姚东旻, “产业结构升级背景下延迟退休与失业率的关系”, 《中国工业经济》, 2016 年第 1 期, 第 67—82 页。
- [6] 张川川、赵耀辉, “老年人就业和年轻人就业的关系: 来自中国的经验证据”, 《世界经济》, 2014 年第 5 期, 第 74—90 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。