

劳动力老龄化与服务业-工业相对结构变化^①

作者信息：

姓名：茅锐

单位：浙江大学公共管理学院

通讯地址：浙江省杭州市西湖区余杭塘路866号

邮政编码：310058

邮箱：rmao@zju.edu.cn

姓名：徐建炜

单位：北京师范大学经济与工商管理学院

通讯地址：北京市新街口外大街19号

邮政编码：100875

邮箱：jwxu@bnu.edu.cn

姓名：邹静娴（通讯作者）

单位：中国人民大学国家发展与战略研究院


通讯地址：北京市海淀区中关村大街59号

邮政编码：100872

联系电话：+86 13661243702

邮箱：zou_jingxian@163.com

签字：



^① 本研究获得国家自然科学基金项目（71403237）和教育部人文社会科学研究项目（14YJC790089）的资助。作者感谢北京大学姚洋、王勇和北京大学国家发展研究院第六届专题学术研讨会暨中国经济发展青年论坛与会者的宝贵意见。



劳动力老龄化与服务业-工业相对结构变化

内容提要：本文研究劳动力年龄结构与服务业-工业相对结构间的联系。基于跨国面板数据，实证结果显示劳动力年龄结构越老龄化，服务业-工业就业份额之比越高。本文继而构建两部门世代交叠模型，揭示实证关系背后的理论机制。模型显示，劳动力年龄结构通过“规模效应”和“构成效应”共同影响产业结构。前者在需求面和供给-需求交互面上产生作用，后者在供给面上产生作用。稳态均衡时，规模效应占主导地位，故老龄化将导致服务业-工业相对结构上升。本文利用微观数据校准模型主要参数，基于我国劳动力年龄结构的历史数据对服务业-工业相对结构进行数值模拟，发现模拟结果能较好拟合产业结构的真实演变历史。本文最后基于人口预测数据，利用理论模型对本世纪中叶前我国服务业-工业相对结构和两部门绝对就业份额的发展趋势做出预测。

关键词：年龄结构 老龄化 产业结构 就业份额

一、引言

建国以来，中国以年均 7% 的人均 GDP 增速创造了举世瞩目的增长奇迹。在此过程中，产业结构迅速变化。以就业人数衡量，工业份额从 1952 年的 7.4% 增长到 2014 年的 29.9%，服务业份额则从 9.1% 增长到 41%。有趣的是，如图 1 中实线所示，服务业相对工业的就业份额经历了 U 型演变：在 1952~1976 年期间呈下降趋势，随后呈上升趋势。纵观其他国家的发展历史也能观察到服务业-工业相对结构的 U 型变化。Mao & Yao (2010) 和 Mao & Yao (2012) 分别考察了美国和韩国产业结构的长期转型历史，发现在这两个国家中，服务业相对工业的就业份额也表现出 U 型变化，其轨迹的拐点分别出现在 1943 年和 1976 年。

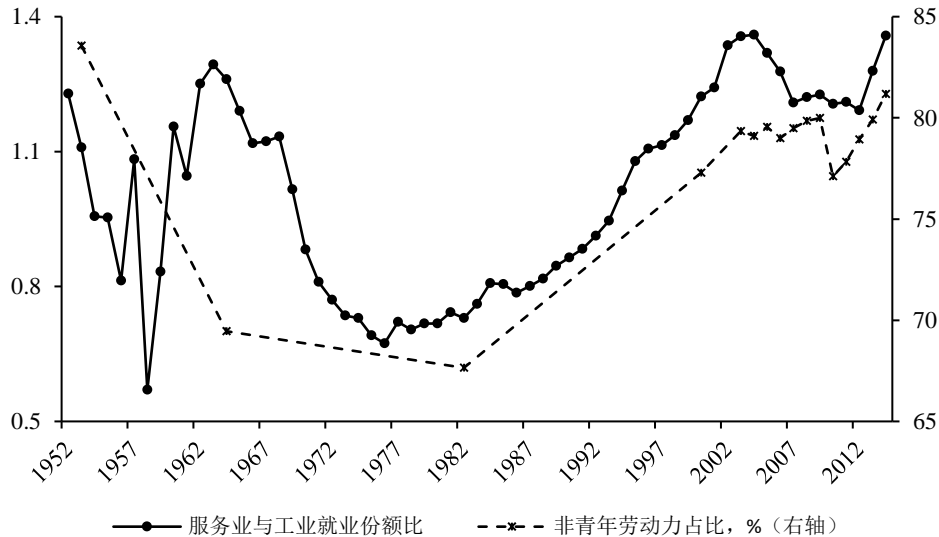


图 1 1952-2014 年中国服务业相对工业规模与劳动力年龄结构的历史演变

注：实线表示服务业与工业就业份额之比，虚线表示劳动力(15-64 岁)中 25 岁及以上者占比(%)。联合国将 25 岁以下者称为青年，但以 35 或 45 岁为界衡量的劳动力年龄结构走势与虚线类似。为便于观察，这两条劳动力年龄结构曲线未在图中显示。就业份额由国家统计局网站数据计算，劳动力年龄结构由国家统计局网站数据和六次全国人口普查数据计算。

如何解释服务业-工业相对结构的 U 型变化？本文以劳动力的年龄结构为视角进行了理论刻画和实证检验。利用六次全国人口普查数据和国家统计局网站公布的近年数据，图 1 中的虚线展示了我国劳动力中非青年劳动力占比的历史变化趋势。显然，该比例也呈现 U 型变化，且其走势与服务业-工业相对结构的 U 型走势高度吻合。本文认为，劳动力年龄结

构可以从三方面影响产业结构。首先,由于各年龄段人口在不同产品间的消费支出结构存在差异 (Aguiar and Hurst, 2013; Mao and Xu, 2014),劳动力老龄化将对服务业-工业相对结构造成需求面冲击。一般来说,在老年人的消费支出结构中,服务业占比相对较高,故从需求面来看,劳动力老龄化可能导致服务业-工业相对份额上升。其次,由于各产业的劳动力年龄构成不同(Mao and Xu, 2015),劳动力老龄化也将对服务业-工业相对结构造成供给面冲击。一般来说,在服务业部门中,青年劳动力的占比相对较低,故从供给面来看,劳动力老龄化也可能导致服务业-工业相对份额上升。最后,劳动力老龄化还可能通过供给面影响需求面,对服务业-工业相对结构造成交互影响。这是因为劳动力老龄化导致青年劳动力的相对工资上涨和利率下降,一般来说,青年劳动力相对更多地消费工业品,故劳动力老龄化可能导致服务业-工业相对份额下降。显然,上述三方面影响的净效果取决于它们的相对大小。如果前两方面影响的合力大于第三方面交互影响的效果,则可以如图 1 般观察到,劳动力老龄化程度与服务业-工业相对结构正相关。

本文首先利用跨国历史面板数据,对劳动力年龄结构与服务业-工业相对份额间的关系进行了实证检验。结果显示,劳动力老龄化程度越高,服务业与工业就业份额之比就越大。稳健性检验显示,该结论是稳健的。本文继而构建了一个两部门增长模型,以刻画劳动力年龄结构与产业结构之间的上述关系。其中,劳动力年龄结构通过两条渠道影响产业结构。在生产面上,年龄结构决定了不同年龄劳动者的相对工资。本文假设各部门对每种劳动力投入的依赖程度不同,因此当相对工资改变时,各部门劳动力年龄结构的调整程度不同。这被称为“构成效应”,对应于上文的供给面影响。在消费面上,劳动力年龄结构既改变消费者群体的年龄组成结构,又由于相对工资和利率变化而影响不同年龄消费者的相对购买力。本文假设不同年龄消费者对各部门产品的偏好结构不同,因此年龄结构将影响各部门的相对需求。这被称为“规模效应”,对应上文的供给面影响和供给-需求面交互影响。模型结果显示,“构成效应”具有主导性影响。最后,本文以中国历史数据对模型进行了数值模拟,发现劳动力年龄结构变化是解释服务业-工业相对结构的重要因素。本文还在不同情形下,利用人口预测数据对服务业-工业相对结构及两部门各自就业份额的发展趋势做出了估计。

本文与结构转型理论紧密相关。有关产业结构——也就是劳动力的部门间分配问题,相关的主流理论解释可大致分为两类:一是从需求面出发,强调产品间的收入弹性差异 (Echevarria, 1997; Kongsamut et al., 2001);二是从供给面入手,强调部门间的生产进步率或是资本密集度差异 (Baumol, 1967; Ngai and Pissarides, 2007; Acemoglu and Guerrieri, 2008)。除此之外,后续还出现了一些文献,尝试从国际贸易的角度对产业结构进行讨论(例如: Mao and Yao, 2012; Uy et al., 2013)。尽管产业结构的相关讨论已有很多,但是很少有文献关注劳动力的年龄结构这一变量。

本文还与人口老龄化方面的理论和实证研究相关。以往对人口结构变化的经济影响研究集中在宏观层面,主要落脚点包括储蓄率(保罗·舒尔茨, 2005; 袁志刚, 2001; 胡鞍钢等, 2012)、居民消费(王金营、付秀彬, 2006; 赵忠、曲兆鹏, 2008)、劳动供给 (Lee and Skinner, 1999; Mizuno and Yakita, 2013)和潜在增长率 (Bloom et al., 2011; 倪红福等, 2013)等。然后,这些宏观层面的研究可能掩盖了内部经济结构的差异。以消费为例,从微观和宏观不同层面得出的结论可能相去甚远: Laitner & Silverman (2005) 利用美国消费支出调查 (Consumer Expenditure Survey, CEX) 数据,发现退休后的消费总支出会下降 16%。而基于同样的数据来源, Aguiar and Hurst (2007) 和 Hurst (2008) 发现退休人群仅在食品和工作相关(主要是衣着和交通)的消费支出上有所下降,而对其他非耐用品的消费几乎都保持不变,甚至还略有上升。倪红福等 (2014) 利用 CHIP (Chinese Household Income Project) 数据,比照国家统计局的八大类消费支出分类,基于投入-产出模型也发现不同类型服务业所受人口年龄结构变化影响的程度和性质不同。这些研究发现都提示我们,在考察人口结构变化的影响时,产业结构是不容忽视的方面。

不少现有文献还试图预测未来人口结构变迁对某些重要经济变量的影响。其中主要的研究方法有两种。第一种是传统的回归分析,本质上是由以往历史数据进行外推,但这种做法缺乏理论框架的支持。第二种方法基于 CGE (Computable General Equilibrium) 模型。这又包括从供给面和需求面刻画人口年龄结构这两个类别。其中,从供给面出发的做法大多在消费者同质性假设下考察老龄化对劳动力供给的影响 (Sang and Hewings, 2006; Park and Hewings, 2010)。倪红福等 (2013) 则利用 CHIP 数据,转而从需求端入手构建了改进的 DRC-CGE

模型。尽管上述研究都能够在一定程度上模拟未来人口老龄化的影响，但供给和需求两方面的影响尚未被融合到统一的理论框架中加以研究。事实上，本文发现对人口老龄化与产业结构的关系而言，供需两方面的作用可能都是重要的。

本文余下部分基本安排如下。第二节利用 WDI (World Development Indicators)和 IHS (International Historical Statistics)两套跨国面板数据，为劳动力年龄结构与服务业-工业相对结构间的关联提供经验证据。第三节首先利用 CFPS (China Family Panel Studies)数据，对不同年龄消费者在各产品间的消费支出结构差异和各产品生产过程中不同年龄劳动力的构成差异进行检验，在此基础上形成理论假设，通过构建一个两部门的世代交叠模型，揭示劳动力年龄结构影响服务业-工业相对结构的理论机制和决定方程。基于理论模型的均衡解，第四部分利用我国历史数据校准模型参数，对服务业-工业的历史相对结构进行数值模拟，并基于人口预测数据，对产业结构的未来走势做出预测。第五节总结全文。

二、实证证据

利用两套跨国面板数据，本部分旨在揭示劳动力年龄结构与服务业-工业相对结构的实证联系。第一套数据是 WDI，来自世界银行，其主要优势是覆盖面广。本文所用的版本中包涵了 1980-2010 年期间全球 186 个国家或地区的数据。但其主要局限是，对年龄结构的衡量较为粗糙，没有劳动力年龄结构指标，只有人口抚养比数据。在下面的分析中，我们用老年抚养比作为劳动力年龄结构的代理变量，这是因为根据后文理论模型的推导，老年抚养比与劳动力年龄结构在稳态上存在一一对应关系：老年抚养比越高，劳动力老龄化程度也越高。

图 2 呈现了 WDI 混合面板数据中，人口年龄与产业结构的散点分布。其中，纵轴表示产业结构，横轴表示人口年龄结构。鉴于存在固有差异，我们在国家（地区）层面进行了去均值处理。因此，纵轴是服务业与工业就业份额之比与其在该国（地区）1980-2010 年期间均值的差。同理，横轴是老年抚养比与其在该国（地区）1980-2010 年期间均值的差。图 2 显示，两者呈现正相关，即老年抚养比越高，服务业-工业相对份额也越高。这为劳动力老龄化程度与服务业-工业相对结构的关联提供了初步证据。

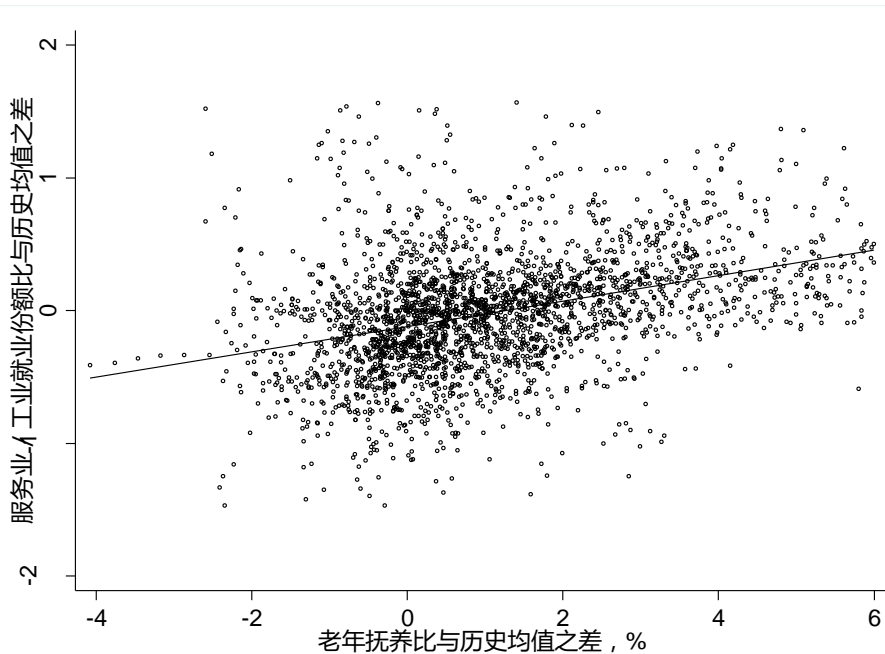


图 2：1980-2010 年各国（地区）服务业相对工业规模与老年抚养比的散点分布

注：数据来自世界银行 WDI 数据库。纵轴表示服务业与工业就业份额之比与其在该国（地区）1980-2010 年期间的均值之差，横轴表示老年抚养比与其在该国（地区）1980-2010 年期间的均值之差。

我们进一步借助计量模型，检验人口年龄与产业结构间的关系，结果如表 1 所示。其中，被解释变量始终是服务业与工业的就业份额之比，以衡量服务业-工业相对规模。在第(1)列

中，解释变量除国家和年份固定效应外，仅包括老年抚养比。在第(2)列中，我们额外控制了人均 GDP 对数值及其平方项。在第(3)列中，我们再进一步控制了政府支出和贸易量（即进出口总额）在 GDP 中的占比。结果显示，老年抚养比每上升 1 个百分点，服务业-工业相对规模将增加 1.3 至 3.5。人均 GDP 与服务业-工业相对规模间则呈倒 U 型关系。随着人均 GDP 的提高，服务业-工业相对规模先减小、后增加，其转折点出现在 4100 美元的人均 GDP 水平附近。此外，政府支出占 GDP 的比重与服务业-工业相对规模正相关，但该关联的显著性不高。贸易量占 GDP 的比重与服务业-工业相对规模负相关，前者每上升 1 个百分点，后者将下降 0.003。尽管该影响在统计上显著，但其效力相对较小。

考虑到 2008 年金融危机可能对产业结构造成的影响，在第(4)列中，我们仅保留了 2008 年之前的样本。与第(3)列相比，第(4)列中的结果显示，老年抚养比对服务业-工业相对规模的影响效果有所扩大。对此，一个可能的解释是，发达国家的金融部门受金融危机的影响相对较大，故其服务业-工业相对规模在后金融危机时期可能经历了较大的下降。由于这些国家往往具有较高的老年抚养比，这可能导致低估老年抚养比的影响。因此，我们发现老年抚养比前面的系数在危机前子样本中较大。

表 1 老年抚养比与服务业-工业相对结构

因变量：服务业/ 工业就业比	(1)	(2)	(3)	(4)
老年抚养比，%	3.549*** (0.721)	1.329** (0.656)	1.279** (0.640)	1.396* (0.833)
lnGDPPC		-4.802*** (0.247)	-4.907*** (0.238)	-3.683*** (0.284)
(lnGDPPC) ²		0.286*** (0.0150)	0.294*** (0.0144)	0.213*** (0.0170)
政府支出/GDP，%			0.00691* (0.00358)	0.00210 (0.00363)
贸易量/GDP，%			-0.00292*** (0.000611)	-0.00312*** (0.000662)
常数项	1.219*** (0.118)	21.21*** (1.078)	21.55*** (1.047)	17.26*** (1.244)
观测值	3,341	3,110	3,088	2,366
R ²	0.346	0.412	0.437	0.350
# of group	196	189	186	179

注：*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1, 括号内是标准误；回归中还控制了国家和年份固定效应。

为直接度量劳动力年龄结构，我们使用第二套数据。该数据是来自帕尔格雷夫世界历史统计数据的 IHS，其优势是报告了分性别、分年龄段的人口数据，且时间跨度很长，最早可追溯至 1846 年。但其主要局限在于覆盖面窄，样本仅包含 22 个发达国家，且一般情况下，每十年才有一次数据记录。由于文献中对劳动力年龄结构尚无统一界定标准，我们分别以 25 岁、35 岁和 45 岁作为青年和非青年劳动力的分界年龄：从 15 岁起至分界年龄以下的劳动力被称为青年劳动力，从分界年龄起至 64 岁的劳动力被称为非青年劳动力。我们用非青年劳动力的占比作为劳动力年龄结构的衡量指标，代替表 1 中的老年抚养比并重新回归。此外，我们还分性别考察了年龄结构与服务业-工业相对结构的关系。仍以 25 岁、35 岁和 45 岁为分界年龄，计算男性与女性的非青年劳动力占比，结果汇总于表 2 和表 3。

表 2 非青年劳动力占比与服务业-工业相对结构（不含其他控制变量）

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	25岁分界	35岁分界	45岁分界	25岁分界	35岁分界	45岁分界	25岁分界	35岁分界	45岁分界
服务业/工业就业比	全样本			男性			女性		
非青年劳动力	0.266***	0.603***	1.155***	0.272***	0.653***	1.301***	0.250***	0.541***	0.951***
青年劳动力	(0.0399)	(0.124)	(0.318)	(0.0409)	(0.130)	(0.340)	(0.0385)	(0.117)	(0.289)
常数项	0.0620	0.181	0.313**	0.0618	0.145	0.263*	0.0913	0.236*	0.395***
	(0.119)	(0.138)	(0.147)	(0.120)	(0.141)	(0.153)	(0.118)	(0.133)	(0.138)
观测值	234	234	234	234	234	234	232	232	232
R-squared	0.174	0.101	0.059	0.173	0.106	0.065	0.168	0.093	0.049
Number of ID	22	22	22	22	22	22	22	22	22

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内是标准误; 回归中还控制了国家和年份固定效应。

表 2 和表 3 中的第(1)-(3)列结果显示, 无论以 25 岁、35 岁还是 45 岁为分界年龄, 无论是否控制人均 GDP 与政府支出和贸易量占 GDP 的规模, 非青年劳动力占比始终与服务业-工业相对结构正相关。我们发现, 随着分界年龄的提高, 非青年劳动力占比对服务业-工业相对结构的影响效果有所加强。正如我们将在 3.1 节中看到的, 在某些定义下, 青年和非青年劳动力在消费支出和就业选择中的产业结构差异可能在 45 岁以后才完全显现, 这可能导致非青年劳动力占比的效果逐渐增加。

表 3 非青年劳动力占比与服务业-工业相对结构 (包含其他控制变量)

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	25岁分界	35岁分界	45岁分界	25岁分界	35岁分界	45岁分界	25岁分界	35岁分界	45岁分界
服务业/工业就业比	全样本			男性			女性		
非青年劳动力	0.212***	0.535***	0.678*	0.205***	0.544***	0.840**	0.204***	0.496***	0.392
青年劳动力	(0.0419)	(0.134)	(0.359)	(0.0421)	(0.130)	(0.346)	(0.0405)	(0.135)	(0.340)
常数项	-0.498***	-0.505**	-0.160	-0.442**	-0.477**	-0.222	-0.501***	-0.486**	-0.00855
	(0.179)	(0.213)	(0.233)	(0.175)	(0.201)	(0.217)	(0.181)	(0.225)	(0.234)
观测值	119	119	119	119	119	119	118	118	118
R-squared	0.531	0.490	0.424	0.523	0.496	0.438	0.528	0.475	0.407
Number of ID	22	22	22	22	22	22	22	22	22

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内是标准误; 回归中还控制了国家和年份固定效应; 其他控制变量同表 1, 这里不再列出。

表 2 和表 3 的第(4)-(9)列报告了仅控制男性或女性非青年劳动力占比的估计结果。分性别对比显示, 男性非青年劳动力占比的影响效果大于女性非青年劳动力占比。该差异在使用较高的分界年龄时更为显著。

三、理论框架

(一) 理论假设的经验证据

前一部分的实证研究表明, 劳动力年龄结构与服务业-工业相对结构间存在显著而稳健的实证关联。本部分旨在通过理论模型, 刻画上述联系的理论机制。如上文所述, 劳动力年

龄结构同时从需求和供给面影响服务业-工业相对结构。我们认为，消费者的支出结构与年龄有关，从而劳动力年龄结构将通过改变各部门的相对需求，影响产业结构。同时，各产业的劳动力年龄构成也不同，因而劳动力总供给中年龄组成的变化将对各部门造成异质性冲击，最终影响产业结构。本节使用中国家庭追踪调查数据 (CFPS) 为此提供经验证据，对 Aguiar & Hurst (2013)、Mao & Xu (2014) 和 Mao & Xu (2015) 等有关文献的初步发现加以补充，为下节理论模型的相关假设提供依据。

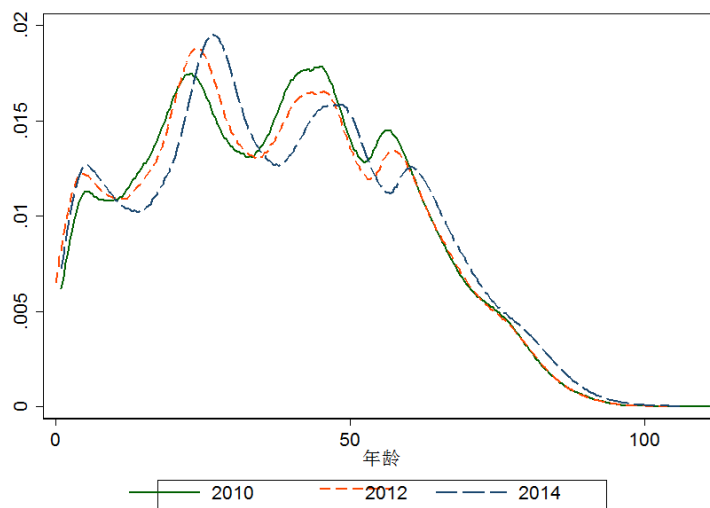


图3 样本的年龄分布核密度函数

注：数据来自 CFPS 家庭关系数据库。

本节使用的 CFPS 数据覆盖 2010、2012 和 2014 三年，共包括 42059 户家庭的 169906 名个人。图 3 显示，三年样本的人口年龄分布基本相似，峰值介于 25 岁与 40 岁之间。为比较不同年龄消费者的支出结构，我们将刻画消费者支出结构的年龄分布规律。在 CFPS 数据中，消费支出按家庭为单位统计，不仅报告了家庭总消费支出，还报告了其在食品、衣着、居住、家庭设备及日用品、医疗保健、交通通讯、文教娱乐和其他等八大类产品上的分项消费支出。表 4 显示，食品是居民家庭消费中的最大开支项，占到 1/3 以上。为从家庭消费数据中估算出消费者支出结构的年龄分布规律，我们首先需要将家庭消费支出分解到个人层面。根据 Mankiw & Weil (1989) 和 Mao & Xu (2014)，我们采用最佳线性预测法，根据各家庭成员的年龄将家庭消费进行分解。具体来说，令 E 为某家庭在某类产品上的消费支出； E_j 为其中第 j 名家庭成员的支出，它与该成员的年龄存在如下式所示的关系：

表 4 家庭各项消费支出的描述性统计^①

消费种类	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值	消费占比
食品	39342	12738.12	10902.97	12	9600	60000	36.0
衣着	36620	1801.33	1977.97	1	1000	12000	5.1
居住	33747	3374.96	5509.29	3	1860	54380	9.5
家庭设备及日用品	39119	3539.07	7581.56	1	1200	85600	10.0
医疗保健	36475	3680.04	6129.19	1	1500	50000	10.4
交通通讯	38619	3329.10	3987.80	12	1920	27600	9.4
文教娱乐	24013	5430.43	6487.89	1	3000	33660	15.4
其他	18475	1461.04	2744.45	1	400	20000	4.1

注：数据来自 CFPS 家庭问卷数据库。

^① 考虑到可能存在的异常值，我们剔除了各项消费支出超过其 99 分位的观测值和取值为 0 的观测值。但保留这些观测值不会影响后文的主要结论。

$$E_j = \alpha_0 DUMMY0_j + \alpha_1 DUMMY1_j + \dots + \alpha_{80} DUMMY80_j + e_j。 \quad (1)$$

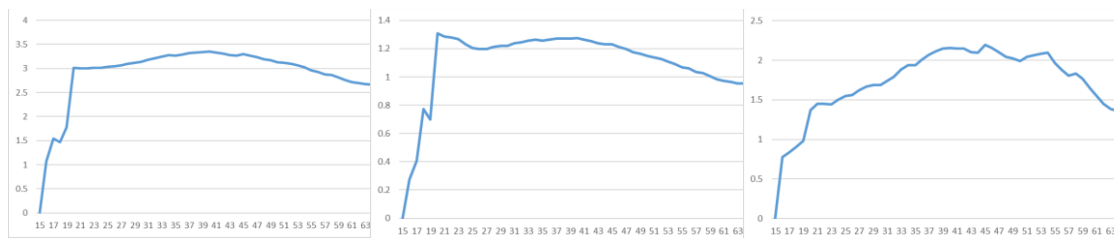
其中, $DUMMYi_j$ 是一组年龄虚拟变量: 如果个体 j 的年龄为 0, 则 $DUMMY0_j = 1$; 如果个体 j 的年龄为 1, 则 $DUMMY1_j = 1$; 依次类推。与 Mao & Xu (2014) 一致, 我们将 80 岁及以上者归为一类, 均用 $DUMMY80_j = 1$ 表示, 以防止可能由样本量过少导致的估计偏误。因此, (1) 式意味着如果家庭成员 j 的年龄为 i , 则其在该产品上的消费就是 $\alpha_i + e_j$ 。其中, α_i 表示年龄为 i 的代表性消费者在该产品上的支出, e_j 是均值为 0 的扰动项, 表示家庭成员 j 由于在收入、财富、社会地位和偏好等方面 (Friedman, 1957) 不同于该年龄代表性消费者而导致其实际支出与 α_i 存在的差异。由于家庭消费是个人消费的加总, 因此若该家庭共有 N 名成员, 则根据(1)式, 其对该类产品的消费 E 可以写成:

$$E = \sum_{j=1}^N E_j = \alpha_0 \sum_{j=1}^N DUMMY0_j + \alpha_1 \sum_{j=1}^N DUMMY1_j + \dots + \alpha_{80} \sum_{j=1}^N DUMMY80_j + \sum_{j=1}^N e_j。 \quad (2)$$

(2) 式就是将家庭消费支出分解到个人的公式。为估算系数 α_i , 我们首先根据家庭中每位成员的年龄, 计算每个年龄 i 对应的家庭成员人数 $\sum_{j=1}^N DUMMYi_j$, 再将家庭消费支出 E 对这 80 个虚拟变量和进行回归。

鉴于本文关注服务业-工业相对结构, 我们有必要将八类产品按三次产业重新归类。表 4 显示, 其他类产品的消费占比仅约为 4.1%, 因此我们不考虑该项消费; 其他七项消费将按不同方式归入三次产业。需要说明的是, 在任何一项消费中, 都可能同时涉及三次产业的产品。尽管国家统计局提供了这七项产品下设的各细项与三次产业的对应关系^①, 但由于 CFPS 数据未报告细分的消费支出, 因而我们无法按其公式进行折算。不过, 利用 18 个省(自治区、直辖市) 2002-2009 年的城镇住户调查数据, 我们发现衣着、居住、家庭设备及日用品和医疗保健等四项支出主要对应工业品, 而交通通讯和文教娱乐等两项支出主要对应服务业品。^②简单起见, 我们将前四项支出全部归为工业品支出, 而将后两项支出全部归为服务业品支出。不过, 由于食品支出与三次产业均有涉及, 将其归入任一产业都不尽合适。为此, 我们将食品支出依次归为农业品、工业品和服务业品, 以考察结果的稳健性。

根据以上重新归类法, 我们首先利用(2)式估计各年龄代表性消费者在工业品 M 和服务业品 S 上的消费支出 $\{\alpha_i^M, \alpha_i^S\}_{i=0, \dots, 80}$, 然后计算两者比值 α_i^S / α_i^M , 以刻画该代表性消费者的服务业-工业相对支出结构。图 4 呈现了依次将食品支出归为农业品、工业品和服务业品时, 15-64 岁代表性消费者服务业-工业相对支出结构的变化趋势。为便于观察和比较, 我们将三幅图中 15 岁代表性消费者的服务业-工业相对支出结构均标准化为 0。也就是说, 纵轴表示任一年龄的代表性消费者的服务业-工业相对支出结构与 15 岁代表性消费者之差。



^① 例如, 国家统计局《城市住户调查方案》中规定, 服务性消费支出的计算公式为:

$$\begin{aligned} \text{服务性消费支出} = & \text{食品加工服务费用} + \text{在外饮食业} \times 50\% + \text{衣着加工服务费} + \text{家庭服务} + \\ & \text{医疗费} + \text{交通工具服务支出} + \text{交通费} + \text{通信服务} + \text{文化娱乐服务费} + \text{教育费用} \\ & + \text{房租} + \text{自有房租折算} + \text{住房装潢支出} \times 40\% + \text{居住服务费} + \text{杂项服务费} \end{aligned}$$

^② 关于 2002-2009 年 18 个省(自治区、直辖市) 城镇住户调查数据的具体情况, 请参见 Mao and Xu (2014)。根据该数据与国家统计局《城市住户调查方案》中服务性消费支出的计算公式, 可知衣着支出中服务性消费支出的占比不足 1%, 居住支出中服务性消费支出的占比约为 20%, 家庭设备及日用品中服务性消费支出的占比约为 7%, 医疗保健支出中服务性消费支出的占比约为 31%, 因而这四项支出主要对应工业品。而交通通讯和文教娱乐支出中, 服务性消费支出的占比分别为 60% 和 70%, 因此这两项支出主要对应服务业品。

图 4 服务业-工业相对支出结构的生命周期变化

注：数据来自 CFPS 家庭关系、家庭问卷数据库。

结果显示，代表性消费者的服务业-工业相对支出结构随年龄先快速上升、后稳中略降，总体上呈现出年轻时工业支出相对较多、年老时服务业支出相对较多的特征。在食品支出的不同产业归类标准下，服务业-工业相对支出结构在 25 岁以前均迅速上升，其后仍缓慢上升，峰值出现在 45 岁左右。其后，服务业-工业相对支出结构随年龄缓慢下降。但需要说明的是，Mao & Xu (2014)发现，50 岁以后代表性消费者的医疗保健支出快速增加。而老年人医疗保健支出中，属于服务性消费的医疗费占比相对较高。由于 CFPS 数据中缺少支出细项信息，我们在图 4 中将所有医疗保健支出归为工业品支出，这可能夸大了图 4 中服务业-工业相对支出结构后期的下降。因此，我们总体上仍可认为，图 4 表明青年与非青年劳动力的服务业-工业相对支出结构存在差异。

另一方面，各产业的劳动力年龄构成也不同。为此，我们利用 CFPS 成人问卷数据库，考察就业人口的行业分布与选择情况。在本文使用的三年 CFPS 数据中，共有 39824 名个体报告了有效的行业编码。根据国家统计局行业分类代码与三次产业的对应关系，可知其中 31018 名个体在工业和服务业部门就业（分别为 14438 人和 16580 人）。图 5 呈现了各年龄段就业人口中，服务业与工业就业人数之比的散点分布。结果显示，随年龄增长，服务业-工业就业人数比呈 U 型变化。在 45 岁以前，服务业-工业就业人数比维持在较低水平，且略随年龄下降；45 岁以后，服务业-工业就业人数比迅速上升。这说明青年劳动力相对较多地分布于工业部门，而非青年劳动力相对较多地分布于服务业部门。

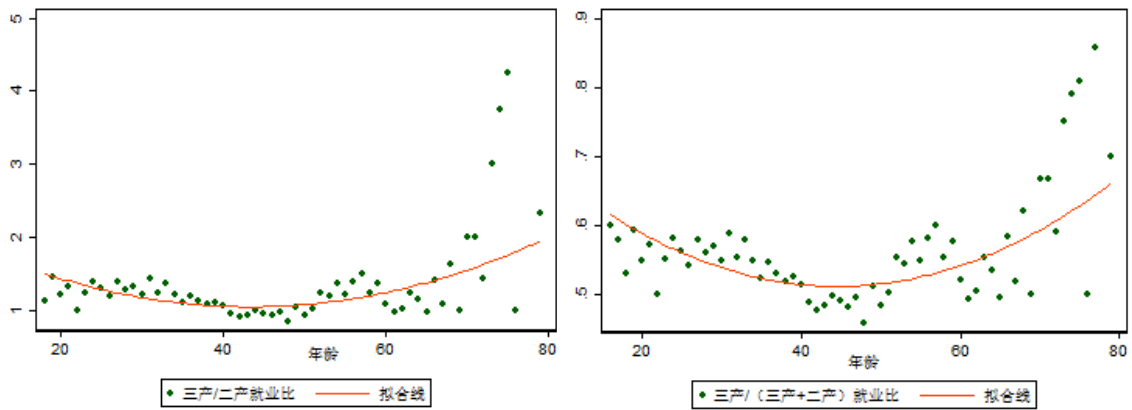


图 5 服务业-工业就业人数比的生命周期变化

进一步地，我们在劳动者个人层面上考察其产业选择与年龄的关联。由于我们关注劳动者在工业与服务业内选择，因此我们只考虑在这两个部门就业的 31018 名个人样本。考虑以下回归方程：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \times age_i + \beta \cdot \mathbf{x}_i + f_p + f_t + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中，下标 i 表示劳动者个人。 y 是哑变量：当劳动者在工业部门就业时， y 取值为 0；当劳动者在服务业部门就业时， y 取值为 1。 age 是劳动者的年龄， \mathbf{x} 是一组劳动者个人特征向量，包括目前完成的最高学历（1-8 分别代表：文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/技校、大专、大学本科、硕士、博士）、年收入水平、男性哑变量和农村户口哑变量， f_p 和 f_t 分别是省份和年份固定效应。我们分别用 Probit 和 Logit 模型估计(3)式，结果如表 5 和表 6 所示。结果显示，在不控制学历、收入、性别和户口变量时，青年劳动力更倾向于进入服务业部门。但这可能存在遗漏变量问题。事实上，如表 5 和表 6 的第(2)-(4)列所示，当依次控制这些额外变量时，结果便将反转：非青年劳动力更倾向于进入服务业部门。从边际效果来看，Probit 和 Logit 回归中后三列中的年龄边际效果均为 0.002，意味着劳动力年龄每增加一岁，进入服务业的概率就提升 0.2%。

表 5 劳动者个人服务业-工业就业决策的 Probit 估计

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
是否进入服务业				
年龄	-0.00188*** (0.000603)	0.00596*** (0.000713)	0.00595*** (0.000714)	0.00593*** (0.000756)
边际效果	-0.00073	0.0022	0.0022	0.0021
最高学历		0.234*** (0.00676)	0.244*** (0.00693)	0.185*** (0.00787)
年收入			-1.91e-06*** (2.66e-07)	-1.17e-06*** (2.71e-07)
是否男性				-0.424*** (0.0174)
是否农业户口				-0.354*** (0.0202)
常数项	1.253*** (0.0895)	0.0187 (0.106)	0.0348 (0.106)	0.614*** (0.112)
观测值	31,012	25,464	25,447	24,968

注: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1, 括号内是标准误; 回归中还控制了省份和年份固定效应。

表 6 劳动者个人服务业-工业就业决策的 Logit 估计

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
是否进入服务业				
年龄	-0.00305*** (0.000970)	0.00957*** (0.00116)	0.00955*** (0.00116)	0.00964*** (0.00124)
边际效果	-0.00073	0.0022	0.0022	0.0021
最高学历		0.380*** (0.0112)	0.401*** (0.0116)	0.305*** (0.0130)
年收入			-3.79e-06*** (5.35e-07)	-2.14e-06*** (5.16e-07)
是否男性				-0.692*** (0.0287)
是否农业户口				-0.575*** (0.0328)
省份FEs	Y	Y	Y	Y
年份FEs	Y	Y	Y	Y
常数项	2.105*** (0.165)	0.151 (0.197)	0.191 (0.197)	1.123*** (0.206)

观测值	31,012	25,464	25,447	24,968
-----	--------	--------	--------	--------

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内是标准误；回归中还控制了省份和年份固定效应。

综上，本节结果说明青年与非青年劳动力在消费支出和就业选择两方面的产业结构中均存在显著差异。以消费支出的产业结构而言，青年劳动力相对较多地消费工业品，非青年劳动力相对较多地消费服务业品。以就业选择的产业结构而言，青年劳动力相对较多地进入工业部门，而非青年劳动力相对较多地进入服务业部门。这些发现可以作为下节理论模型假设的依据。

(二) 世代交叠模型

本节将消费者偏好结构随年龄改变和产业劳动力年龄结构存在差异这两方面经验证据抽象为理论假设，通过构建世代交叠模型，刻画劳动力年龄结构影响服务业-工业相对结构的理论机制。考虑一个世代交叠模型，其中每代人存活两期。在 t 时刻，同时存在 t 期出生的青年人 Y 和 $t-1$ 期出生的非青年人 O 。代表性家户的效用最大化问题是：

$$\max \ln c_t^Y + \beta \ln c_{t+1}^O, \quad s.t. \quad c_t^Y + s_t = w_t^Y, \quad c_{t+1}^O = w_{t+1}^O + s_t(1+r_{t+1}). \quad (4)$$

其中， w 表示工资， s 表示储蓄， r 表示利率， β 表示跨期效用贴现率， c 表示最终消费。最终消费由工业品 M 和服务业品 S 复合而成。为反映消费者的偏好结构随年龄改变这一经验事实，假设 Y 和 O 两类人最终消费的复合方式不同。具体来说，对第 i 类人而言，其中 $i = Y$ 或 O ，假设其最终消费的复合方式为：

$$c_t^i = (x_t^{iM})^{\alpha_i} (x_t^{iS})^{1-\alpha_i}. \quad (5)$$

在(5)式中， x_t^{iM} 和 x_t^{iS} 分别是第 i 类人对工业品和服务业品的需求， α_i 衡量了其最终消费对工业品的依赖度。上节经验证据表明，青年相对较多地消费工业品，非青年相对较多地消费服务业品。因此，我们假设：

假设 1: $\alpha_Y > \alpha_O$ 。

简单起见，假设在工业品和服务业品的生产函数中，劳动力是唯一的投入要素。为反映各产业的劳动力年龄结构差异，假设 M 和 S 两部门中青年劳动力和非青年劳动力的构成方式不同。具体来说，对 j 部门而言，其中 $j = M$ 或 S ，假设其生产函数的形式如下：

$$y_t^j = A_t^j (l_t^{jY})^{h_j} (l_t^{jO})^{1-h_j}. \quad (6)$$

在(6)式中， A_t^j 是 j 部门的全要素生产力， l_t^{jY} 和 l_t^{jO} 分别是其青年和非青年劳动力的投入量， h_j 衡量了其生产过程对青年劳动力的依赖度。上节的经验证据表明，工业部门相对较多地使用青年劳动力，而服务业部门相对较多地使用非青年劳动力。因此，我们假设：

假设 2: $h_M > h_S$ 。

在(4)-(6)式刻画的世代交叠模型中，均衡由以下四个产品和要素市场出清条件共同决定：

$$x_t^{YM} l_t^Y + x_t^{OM} l_t^O = y_t^M, \quad x_t^{YS} l_t^Y + x_t^{OS} l_t^O = y_t^S, \quad l_t^{YM} + l_t^{YS} = l_t^Y, \quad l_t^{OM} + l_t^{OS} = l_t^O. \quad (7)$$

其中 l^Y 和 l^O 分别表示青年与非青年总人数。根据生产函数(6)式及其一阶条件，可将服务业-工业就业人数之比写成：

$$\frac{l_t^S}{l_t^M} \triangleq \frac{l_t^{YS} + l_t^{OS}}{l_t^{YM} + l_t^{OM}} = \frac{1-h_S}{1-h_M} \frac{P_t^S y_t^S}{P_t^M y_t^M} f(w_t^Y/w_t^O). \quad (8)$$

其中， $P_t^S y_t^S / P_t^M y_t^M$ 是服务业-工业部门的产值比，我们称之为规模效应 (scale effect, SE)，它反映了服务业-工业相对产值规模变化导致的相对就业份额变化。根据产品市场出清条件和消费者即期效用一阶条件：

$$\frac{P_t^S y_t^S}{P_t^M y_t^M} = \frac{(1-\alpha_Y)c_t^Y l_t^Y + (1-\alpha_O)c_t^O l_t^O}{\alpha_Y c_t^Y l_t^Y + \alpha_O c_t^O l_t^O}。 \quad (9)$$

(9)式表明，劳动力年龄结构变化从两方面影响规模效应。首先，当两类人相对消费支出 c_t^Y/c_t^O 不变时，人口结构 l_t^Y/l_t^O 的变化将改变两个产业的相对需求规模，从而影响服务业-工业的相对产值规模。这是劳动力年龄结构通过需求面直接对服务业-工业相对结构造成的影响。其次，根据(4)式的跨期一阶条件可知：

$$c_t^Y = \bar{w}_t / (1+\beta), \quad c_t^O = \beta(1+r_t)\bar{w}_{t-1} / (1+\beta)。 \quad (10)$$

其中， $\bar{w}_t = w_t^Y + w_{t+1}^O / (1+r_{t+1})$ 为第 t 代人毕生收入的贴现值。因此，人口结构 l_t^Y/l_t^O 的变化将通过改变青年与非青年的相对工资 w_t^Y/w_t^O 和利率水平，从而影响服务业-工业的相对产值规模。这是劳动力年龄结构经由供给面影响需求面，再进而对服务业-工业相对结构造成的交互影响。

另一方面，在(8)式中， $f(w_t^Y/w_t^O) = (w_t^Y/w_t^O + h_S/(1-h_S)) / (w_t^Y/w_t^O + h_M/(1-h_M))$ 是关于两类人相对工资的函数，我们称之为构成效应 (composition effect, CE)。它反映了当人口结构 l_t^Y/l_t^O 变化时，青年与非青年的相对工资 w_t^Y/w_t^O 发生改变，引起两个部门中劳动力年龄构成发生不同程度的变化，从而导致的服务业-工业相对就业份额变化。这是劳动力年龄结构通过供给面对服务业-工业相对结构造成的影响。

为直观地考察劳动力年龄结构与服务业-工业相对结构的理论关系，我们考虑人口结构保持不变的稳态。假设在稳态上， $l_t^Y/l_t^O \triangleq n$ 。此时，利率为常数，记之为 r ；相对工资 w_t^Y/w_t^O 也为常数，记之为 w 。此时，规模和构成效应可分别被写成：

$$SE = \frac{(1-\alpha_Y)n + (1-\alpha_O)\beta(1+r)}{\alpha_Y n + \alpha_O \beta(1+r)}, \quad CE = \frac{w + h_S/(1-h_S)}{w + h_M/(1-h_M)}。 \quad (11)$$

(11)式清楚地表明，对于构成效应 CE ，年龄结构 n 通过相对工资 w 产生间接影响；而对于规模效应 SE ，年龄结构 n 既产生直接影响，也通过 r 产生间接影响。需要说明的是，尽管上文指出，年龄结构对规模效应的供给-需求交互影响是通过相对工资 w 和利率 r 产生的，但(11)式显示，在稳态上由于 w 是常数，不影响 c_t^Y/c_t^O ，因此交互影响只通过 r 产生。将规模和构成效应分别对 n 、 r 、 w 求偏导，可知在假设 1 和 2 下有：

$$\frac{\partial SE}{\partial n} < 0, \quad \frac{\partial SE}{\partial r} > 0, \quad \frac{\partial CE}{\partial w} > 0。 \quad (12)$$

(12)式可以总结为以下定理。

定理 1: 劳动力年龄结构对服务业-工业相对结构产生两种效应。第一种是规模效应 SE 。由于消费者偏好结构因年龄而不同，该效果既通过在需求面上改变不同年龄消费者的相对人数，也通过在供给-需求交叉面上改变不同年龄消费者的相对购买力，影响服务业-工业相对结构。 SE 随着青年与非青年劳动力人数之比 n 而减小，随着利率 r 而增大。第二种是构成效应 CE 。由于各产业的劳动力年龄构成不同，该效果通过在供给面上改变各产业的劳动力结构而影响服务业-工业相对结构。该效果随着青年与非青年劳动力的相对工资 w 而增大。

(12)式给出了 n 、 r 、 w 对规模和构成效应的偏效应。但在稳态均衡时， r 和 w 实际也是 n 的函数。具体来说，当劳动力老龄化，即 n 减小时，(12)式表明其直接偏效应将导致规模效应 SE 增加。同时，由于青年劳动力变得相对稀缺，其相对非青年劳动力的工资 w 将上升。根据定理 1，这会导致构成效应 CE 增加。再次，青年与非青年劳动力相对工资 w 的上升又将激励消费者储蓄，导致利率水平下降。根据定理 1，这又会导致规模效应 SE 减小。显然，劳动力年龄结构变化对服务业-工业相对规模的最终影响将取决于以上两种效应、三个方面的净效果。

在本文考虑的世代交叠模型中，可以较容易地判定上述净效果。注意到(11)式表明，规模效应 SE 由 $n/(1+r)$ 决定。利用(7)式中的产品和要素市场出清条件，可知在稳态上有：

$$h^M \phi^M + h^S \phi^S = \frac{n}{1+r} (1 + \beta - (1 - h^M) \phi^M - (1 - h^S) \phi^S). \quad (13)$$

其中， $\phi^M = \alpha_Y n / (1+r) + \alpha_O \beta$ ， $\phi^S = (1 - \alpha_Y) n / (1+r) + (1 - \alpha_O) \beta$ ，两者均是 $n/(1+r)$ 的函数。因此，(13)式意味着 $n/(1+r)$ 的取值完全由 α_Y 、 α_O 、 h_M 、 h_S 和 β 等外生参数决定，从而年龄结构 n 变化对规模效应 SE 造成的直接偏效应和经由利率 r 产生的间接偏效应抵消。劳动力年龄结构变化对服务业-工业相对规模的最终影响完全由构成效应 CE 决定。根据上文所述，当劳动力老龄化时，由于 w 增加，服务业-工业相对结构将上升。这可以总结为以下定理。

定理 2：劳动力年龄结构变化对规模效应造成的直接偏效应与经由利率产生的间接偏效应抵消，从而服务业-工业相对结构由构成效应决定。由于劳动力老龄化时青年与非青年劳动力的相对工资上升，构成效应增大，因此服务业的就业份额将相对于工业扩大。

四、数值模拟

基于理论模型导出的服务业-工业相对结构，本节利用中国历史数据校准模型参数，根据劳动力年龄结构的历史数据拟合产业结构的演变路径，再依据劳动力年龄结构的预测数据模拟产业结构的发展趋势。根据文献中的一般取值，假设效用贴现率 $\beta = 0.98$ 。由于最终消费的复合函数(5)式和生产函数(6)式均为柯布-道格拉斯形式，青年与非青年劳动力的偏好结构系数 α_Y 和 α_O 分别对应于两类人工业消费支出占总支出的份额，工业和服务业部门的劳动力年龄结构系数 h_M 和 h_S 分别对应于两部门支付给青年劳动力的工资占工资总支出的份额。与前文实证分析中一致地，我们依次考虑 25 岁、35 岁和 45 岁作为青年和非青年劳动力的分界年龄。利用 CFPS 数据和 3.1 节中的估算方法，可知在三种分界年龄下， α_Y 和 α_O 分别为(0.590, 0.538)、(0.577, 0.523)和(0.543, 0.535)，均有 $\alpha_Y > \alpha_O$ ，符合假设 1。需要说明的是，图 4 显示，无论将食品支出归为三次产业消费中的任何一类，始终有青年劳动力的服务业-工业相对支出结构低于非青年劳动力的定量结果。根据国家统计局公布的 1995-2013 年期间的城镇居民食品支出细项数据^①，食品支出中按“食品加工服务费用+在外饮食业×50%”这一统计局官方定义的服务性消费支出的占比仅为 10%，而更大程度上可能涉及工业消费的烟草类、酒和饮料以及奶和奶制品等三类细项支出占食品支出的比例也不超过 13%。因此，即使对城镇居民进行保守估计，食品支出中超过 3/4 应归属农业消费。对农村居民而言，该比例可能更高。为更清晰地展示数值模拟的结果，我们将食品支出全部作为农业消费处理。但在其他归类方法下我们也进行了数值模拟工作，发现这并不会改变主要结论。同样利用 CFPS 数据，我们可以计算青年与非青年劳动力的工资收入比，从而确定在 25 岁、35 岁和 45 岁三种分界年龄下， h_M 和 h_S 分别为(0.127, 0.120)、(0.412, 0.410)和(0.743, 0.727)，均有 $h_M > h_S$ ，符合假设 2。

为计算青年与非青年劳动力人数之比 n ，注意到 2003 年以前，历次人口普查数据公布了中国分年龄的劳动力人数数据；2003 年及以后，国家统计局网站则每年都公布该数据。考虑到由(8)式和(11)式刻画的服务业-工业相对结构对应于稳态均衡，实际上刻画了在相对较长的时期内劳动力年龄结构对产业结构的影响，又鉴于在 2003 年以前，我们仅有第一、二、三和五次人口普查数据可供计算劳动力年龄结构，因此在数值模拟中，我们将 1953-2014 年划分为 1953-1964、1964-1982、1982-2000 和 2000-2014 四个首尾重叠的时期。对前三个时期而言，每个时期的期初和期末两年均对应于人口普查年份，我们用这两次人口普查数据中劳动力年龄结构的均值衡量该时期平均的劳动力年龄结构。对最后一个时期，我们用 2000 年第五次人口普查数据中的劳动力年龄结构和 2003 年及以后统计局每年公布的劳动力年龄结构的均值，衡量该时期平均的劳动力年龄结构。

^① 数据来自 WIND 数据库中的城镇居民人均年度消费支出及其细项。

给定 α_Y 、 α_O 、 h_M 、 h_S 和 β 等外生参数的取值，我们可以根据(13)式算出 $n/(1+r)$ 的取值。根据上述方法计算各时期的劳动力年龄结构 n ，可得相应时期的利率水平 r 。而青年与非青年的相对工资 w 则可直接从数据中算得。将这些数据代入(8)式和(11)式，我们可以很容易地算出各时期服务业-工业就业份额的模拟值。为与实际数据进行对比，我们也根据劳动力年龄结构数据的四个时期，计算各时期服务业-工业就业份额实际值的均值。由于1958-1960年的大跃进对产业结构造成了短期巨大的冲击，我们在第一个时期内剔除了这三年的数据，作为1953-1964年期间的平均服务业-工业就业份额。在25岁、35岁和45岁三种分界年龄下，数值模拟结果与实际值的对比结果如图6所示。其中，各时期平均服务业-工业就业份额的实际值由实线表示，以25岁、35岁和45岁作为分界年龄时的数值模拟结果分别由短虚线、长虚线和点折线表示。

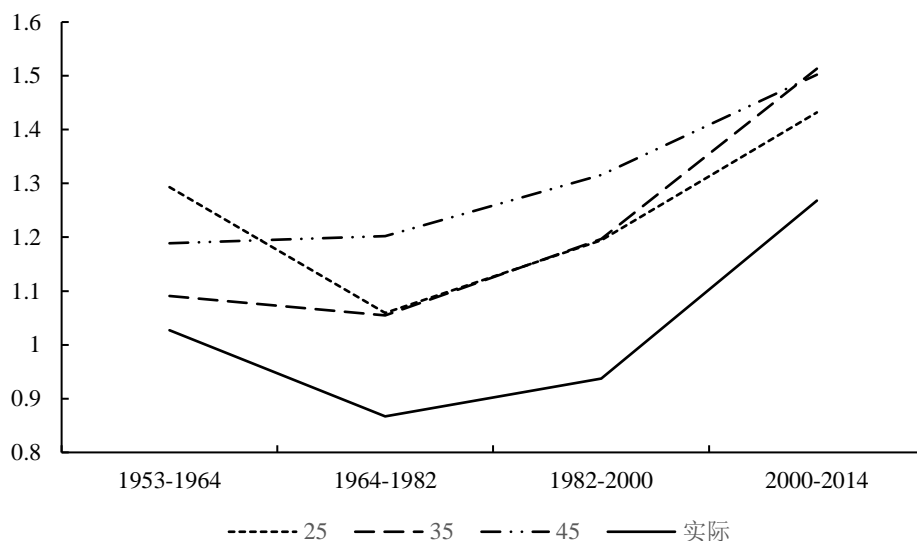


图6 服务业-工业相对结构的实际值与数值模拟结果对比

图6显示，数值模拟结果较好地反映了劳动力年龄结构的变化趋势。当以25岁为分界年龄时，非青年与青年劳动力人数之比在上世纪50-80年代有所下降，从1953年的5.09迅速下降至1982年的2.09，而我们看到以短虚线刻画的服务业-工业相对结构在该时期也同样下降；非青年与青年劳动力人数之比在此后逐渐回升至2010-2014年的3.75-4.31，而服务业-工业相对结构在该时期也同样回升。当以35岁为分界年龄时，非青年与青年劳动力人数之比从1953年的0.79下降到1982年的0.69，降幅较以25岁为分界年龄时小，因而如图6中的长虚线所示，服务业-工业相对结构在此时期的降幅也相对较小；非青年与青年劳动力人数之比此后回升迅速，至2010-2014年时平均已达1.39，因而该时期服务业-工业相对结构的增幅相对较大。当以45岁为分界年龄时，非青年与青年劳动力人数之比的最低值提早于1964年的二普数据中出现；由于1982年非青年与青年劳动力人数之比高于1953年，因此1964-1982年期间的平均劳动力年龄结构相比于1953-1964年期间略显老龄化，图6中点折线所示的服务业-工业相对结构也相应地逐渐上升。

与此同时，在任一分界年龄下，服务业-工业相对结构的数值模拟结果都能较好地拟合实际值的演变趋势。具体来说，图6中的实线显示，服务业-工业相对结构在现实中大体呈U型走势，其转折点出现在1964-1982年期间，这与图1中实线所示的逐年走势一致。在25岁和35岁两种分界年龄下，对服务业-工业相对结构的数值模拟结果均能体现U型特征。而当以45岁为分界年龄时，数值模拟结果也仍能较好反映后三段时期中服务业-工业相对结构的递增趋势。

最后，我们试图利用人口预测数据，基于理论模型导出的结论，对未来的产业结构进行定量预测。我们的人口预测数据来自胡英等(2010)。图7显示，我国的人口年龄结构在2010-2050年期间将面临快速老龄化趋势：2010年分布中20-25岁和40-49岁两个年龄段的人口峰值显著向右移动到2050年分布中的60-65岁和80-89岁，同时50岁以下的人口占比显著减少，而60岁以上的人口占比显著增加。仍以25岁、35岁和45岁作为分界年龄，我

们利用该人口预测数据计算可知，非青年劳动力占比将分别从 2015 年的 79.5%、57.6%和 35.7%上升至 2050 年的 83.9%、66.2%和 46.1%。根据我们的理论模型，这将导致服务业-工业相对规模上升。

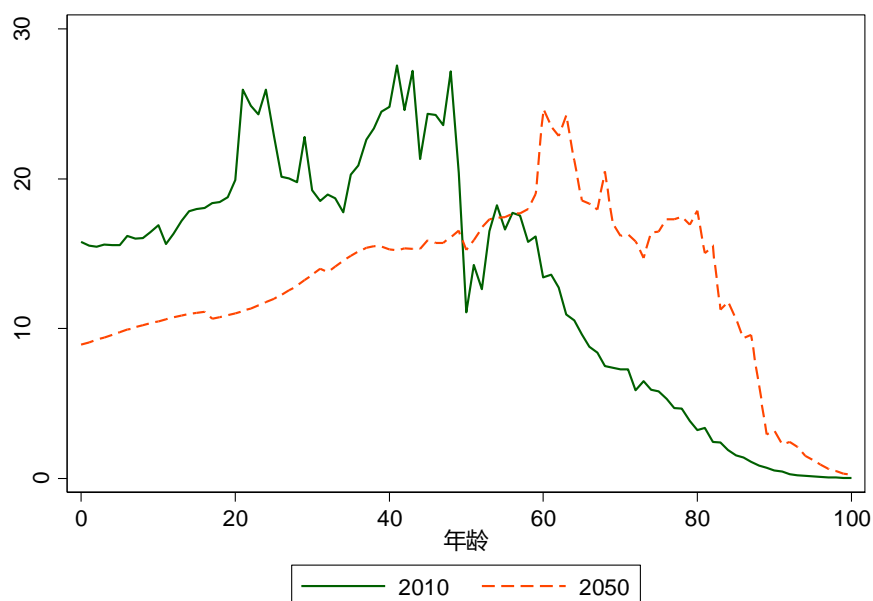


图 7 2010 年和 2050 年全国人口年龄分布对比（单位：百万）

注：数据来自胡英、蔡昉、都阳（2010）：《“十二五”时期人口变化及未来人口发展趋势预测》，《人口与劳动绿皮书（2010）》。北京：社会科学文献出版社。

为考察劳动力年龄结构老龄化背景下，服务业-工业相对结构的变化趋势，我们将 2015-2050 预测窗口分成四个首尾重叠的时期：2015-2020 年，2020-2030 年，2030-2040 年和 2040-2050 年。我们根据胡英等（2010）的人口预测数据，以 25 岁、35 岁和 45 岁作为分界年龄，依次计算四个时期内平均的劳动力年龄结构。利用与图 6 相同的数值模拟方法，我们可以估算出每个时期平均的服务业-工业相对结构。结果如表 7 所示。显然，无论选择何种分界年龄，预测结果均显示服务业-工业相对结构将呈上升趋势。具体来说，当以 25 岁为分界年龄时，服务业-工业相对结构将从 2015-2020 年期间平均的 1.504 上升至 2040-2050 年期间的 1.602，其增速两头快、中间慢；当以 35 岁为分界年龄时，服务业-工业相对结构从 1.535 上升至 1.744，其增速先快后慢；当以 45 岁为分界年龄时，服务业-工业相对结构从 1.625 上升至 1.856，其增速略微逐渐加快。

表 7 各时期平均服务业-工业相对结构预测值

时期	分界年龄		
	25 岁	35 岁	45 岁
2015-2020	1.504	1.535	1.625
2020-2030	1.538	1.639	1.693
2030-2040	1.542	1.715	1.774
2040-2050	1.602	1.744	1.856

表 7 数值模拟的预测结果基于模型参数保持不变这一前提。2010-2014 年的 CFPS 数据显示，模型参数在短期内基本稳定，因而该前提成立。但在长期中，无论是消费者偏好结构还是厂商生产函数形式，均可能随时间改变。为此，我们有必要分析预测结果对模型参数取值的敏感度。简单起见，我们以 25 岁的分界年龄为例；在其他分界年龄下，敏感度分析的基本结论相似。以 25 岁为分界年龄，表 8 的第一列对应于表 7 的第一列；而后面八列报告了 α_Y 、 α_O 、 h_M 和 h_S 四个关键参数的取值依次较各自在表 7 第一列中的基准值(0.590, 0.538, 0.127, 0.120)上升或下降 1%后的预测结果。

表 8 说明，参数取值改变并不影响预测结果的基本特征。具体来说，随劳动力年龄结构

老龄化程度的上升, 各列结果均显示服务业-工业相对规模逐渐上升, 增速两头快、中间慢。表 8 还发现, 当 α_Y 或 α_O 较大时, 服务业-工业相对规模较小。这是因为较大的 α_Y 或 α_O 意味着工业部门面临的需求较大, 从而该部门将吸收较多的劳动力。相反, 当 h_M 较小或 h_S 较大时, 服务业-工业相对规模较大。这是因为当 h_M 减小或 h_S 增大时, 两部门间的要素结构差异将缩小, 要素分配结构将趋于相似。由于工业部门的非青年劳动力占比原本低于服务业部门, 因此要素分配结构的趋近意味着劳动力将以非青年与青年劳动力之比高于工业部门但低于服务业部门的组合方式从工业部门流向服务业部门, 服务业-工业相对规模随之增大。

表 8 预测结果对需求和供给面参数的敏感度分析

服务业-工业									
相对规模	基准	$\alpha_Y \uparrow 1\%$	$\alpha_Y \downarrow 1\%$	$\alpha_O \uparrow 1\%$	$\alpha_O \downarrow 1\%$	$h_M \uparrow 1\%$	$h_M \downarrow 1\%$	$h_S \uparrow 1\%$	$h_S \downarrow 1\%$
2015-2020	1.504	1.493	1.515	1.491	1.516	1.501	1.506	1.505	1.503
2020-2030	1.538	1.530	1.552	1.528	1.555	1.535	1.544	1.542	1.536
2030-2040	1.542	1.531	1.553	1.529	1.556	1.540	1.545	1.543	1.540
2040-2050	1.602	1.591	1.612	1.588	1.616	1.599	1.605	1.603	1.601

关于表 7 的另一个担忧是, 胡英等 (2010) 的人口预测数据未考虑二孩政策。2016 年 1 月 1 日, 全面二孩政策正式实施。由于本文关注劳动力年龄结构, 因此在我们的模型中, 二孩政策在 2030 年 (即二孩年满 15 岁) 前不影响服务业-工业相对规模。但二孩政策可能改变 2030-2050 年期间的劳动力年龄结构, 对产业结构造成影响。在表 9 中, 我们依次考虑在 25 岁、35 岁和 45 岁三种分界年龄下, 2030-2040 年和 2040-2050 年两个时期的非青年与青年劳动力之比相较于基准情形下降 5%。

结果显示, 随着二孩政策缓解了劳动力老龄化进程, 相较于表 7 的结果, 2030-2050 年期间的平均服务业-工业相对规模将下降 2.05%-2.52%。具体来说, 在 35 岁和 45 岁两种分界年龄下, 服务业-工业相对规模仍持续上升, 但在 2030 年后增速将相对放缓。其中, 与表 7 相比, 35 岁分界年龄下服务业-工业相对规模下降 2.51%-2.52%, 幅度略高于 45 岁分界年龄下的 2.37%-2.43%。在 25 岁分界年龄下, 由于 2020-2030 年期间和 2030-2040 年期间平均服务业-工业相对结构的差别原本不大, 受二孩政策影响, 服务业-工业相对结构可能在 2020-2030 年期间略降, 在 2030-2040 年期间重新上升。

表 9 预测结果对未来劳动力年龄结构的敏感度分析

时期 \ 分界年龄	25 岁	35 岁	45 岁
	2015-2020	1.504	1.535
2020-2030	1.538	1.639	1.693
2030-2040	1.510	1.672	1.732
2040-2050	1.569	1.700	1.811

注: 表 9 假设 2015-2020 年和 2020-2030 年两个时期的劳动力年龄结构与表 7 相应时期相同; 但各分界年龄下, 2030-2040 年和 2040-2050 年两个时期的非青年与青年劳动力人数之比相较于表 7 相应时期下降 5%。

尽管表 7 报告了对服务业-工业相对结构的预测结果, 但工业和服务业部门的绝对就业份额可能同样引人关注。给定农业部门的就业份额, 我们很容易根据表 7 的相对就业份额算出工业和服务业部门的绝对就业份额。由于本文并未考察农业就业份额的决定方式, 因此我们考虑两种情景。第一种情景假设农业就业份额始终维持在 2015 年 28.5% 的水平不变。该情形反映了纯粹由相对就业份额变化对绝对就业份额造成的影响。此时的预测结果如图 8 所示。

结果显示, 当农业就业份额保持不变时, 劳动力年龄结构老龄化将导致工业部门的就业份额持续下降, 服务业部门的就业份额持续上升。具体来说, 在三种分界年龄下, 工业就业份额将从 2015-2020 年期间平均的 27-29% 下降到 2040-2050 年期间平均的 25-28%, 而服务

业就业份额则将从 43-44% 上升至 44-47%。当以 25 岁为分界年龄时，两部门就业份额的净变化幅度最小。这是因为图 7 显示，2010 年人口年龄分布的第一个峰值已位于 20-25 岁。在 25 岁的分界年龄下，2015 年起这部分劳动者便不再对劳动力年龄结构产生影响，预测窗口中劳动力年龄结构的净变化因而相对较小。相反，当以 45 岁为分界年龄时，预测窗口中劳动力年龄结构的净变化幅度最大，因此工业与服务业就业份额的净变化幅度也最大。

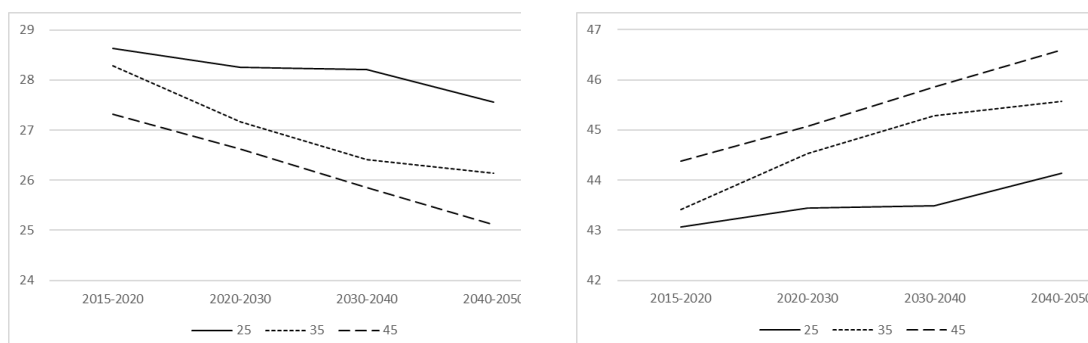


图 8 农业就业份额不变时工业与服务业就业份额的预测结果

在第二种情景下，我们参照李善同、何建武（2010）的计算结果设定未来农业部门的就业份额。李善同、何建武（2010）基于 CGEDRC 模型，报告了农业部门就业份额的发展趋势。由于他们的预测结果止于 2030 年，因此我们在此情景下仅就 2020-2030 年期间工业和服务业部门就业份额的平均值做出预测。根据其基准预测结果，该时期农业就业份额的均值为 24.75%。这样，利用表 7 中第二列关于该时期服务业-工业相对结构的预测结果，我们可以很容易地预测工业和服务业就业份额的均值。结果如表 10 的第一行所示。在 25 岁、35 岁和 45 岁三种分界年龄下，2020-2030 年期间平均的工业就业份额将为 27.94%-29.61%，而平均的服务业就业份额将为 45.64%-47.31%。

然而，我们注意到李善同、何建武（2010）的预测结果可能存在系统性高估问题。根据他们的预测，2015 年的农业就业份额为 33.8%，而当年农业就业份额的实际值仅为 28.3%。我们据此采用两种方式对他们的预测结果进行修正。第一种方式假设他们的预测始终偏高 19% ($33.8\%/28.3\% - 1$)，从而修正后 2020-2030 年期间平均的农业就业份额为 $24.75\%/1.19 = 20.80\%$ 。第二种方式假设他们的预测始终偏高 5.5 ($33.8 - 28.3$) 个百分点，从而修正后 2020-2030 年期间平均的农业就业份额为 $24.75 - 5.5 = 19.25\%$ 。以这两种方式进行调整，工业和服务业就业份额的预测结果分别如表 10 的第二和第三行所示。显然，由于调整后 2020-2030 年期间的农业就业份额有所下降，工业和服务业的就业份额均有上升。其中，工业就业份额可能达到 29.41%-31.77%，服务业就业份额则可能达到 48.04%-50.77%。

表 10 农业就业份额变化时 2020-2030 年期间工业与服务业的平均就业份额预测

分界年龄 农业就业份额	工业就业份额			服务业就业份额		
	25	35	45	25	35	45
24.75	29.61	28.52	27.94	45.64	46.73	47.31
20.80	31.16	30.02	29.41	48.04	49.19	49.80
19.25	31.77	30.60	29.98	48.98	50.15	50.77

五、结论与启示

本文研究了劳动力年龄结构与服务业-工业相对结构间的联系。基于跨国面板数据的实证研究发现，劳动力年龄结构老龄化程度越高，服务业与工业的就业份额之比也越高。该结果在不同的劳动力年龄结构衡量指标和控制变量组合下保持稳健。我们还发现，男性劳动力年龄结构对服务业-工业相对结构的影响大于女性劳动力年龄结构，但两者的影响效果均统计显著。我们构建了两部门世代交叠模型，揭示上述实证关联背后的理论机制。我们的模型基于两个假设：第一，相比于青年劳动力，非青年劳动力相对较多地消费服务业品；第二，

相比于工业部门，服务业部门相对较多地依赖非青年劳动力投入。我们利用微观数据为这两个假设提供了经验证据。理论模型显示，劳动力年龄结构通过“规模效应”和“构成效应”两方面影响服务业-工业相对结构。其中，规模效应既源于劳动力年龄结构改变时非青年与青年消费者人数比例的变化，又源于两类消费者相对购买力的变化。构成效应则源于劳动力年龄结构改变时，由非青年与青年劳动力相对工资调整所引致的要素构成变化。在稳态均衡上，我们发现构成效应的作用占据主导，因而劳动力年龄结构老龄化导致服务业-工业相对结构上升。我们对理论模型的结论进行了数值模拟。基于我国的历史数据校准模型参数，我们对服务业-工业相对结构的数值模拟结果在不同的劳动力分类方法下都较好地拟合了产业结构的历史变化趋势。进一步地，我们根据人口预测数据，利用理论模型对未来服务业-工业相对结构和两部门绝对就业份额的发展路径做出了预测。结果显示，随着劳动力年龄结构老龄化程度的加剧，我国的服务业-工业相对结构将不断上升，该结论在模型参数取值和人口生育政策变化时均保持稳健。

尽管产业结构的影响因素很多，但本文通过实证检验、理论建模和数值模拟说明，劳动力年龄结构是影响服务业-工业相对结构的重要因素。服务业相对于工业的兴起是产业结构转型历史中的普遍规律。本文说明，可以从劳动力年龄结构变化的视角重新加以审视，对现有文献形成补充。由于未来劳动力年龄结构的老龄化程度显著加剧，产业结构将大幅改变。即便人口生育政策有所放松，这些变化至少在近期内也难以扭转。产业结构转变意味着企业在产业间的转型和劳动力在部门间的转移。不同于理论模型的刻画，这些过程在现实中可能面临多种摩擦，造成劳动力失业和企业破产等结构性问题。由于劳动力年龄结构的变化相对可以预期，因而根据产业结构的预测结果做出适应性的政策调整，将能促进产业结构的平稳转型。另一方面，在本文理论模型的基础上，也可以进一步纳入收入弹性差异、资本密集度差异和生产率进步速率差异等产业结构的传统解释因素。这项工作不仅有助于完善现有的结构转型理论，也有利于做出更完善的产业发展趋势预测，为政策制定提供进一步参考。

参考文献

- 保罗·舒尔茨，2005：《人口结构和储蓄：亚洲的经验证据及其对中国的意义》，《经济学季刊》第4期。
- 胡鞍钢、刘生龙、马振国，2010：《人口老龄化、人口增长与经济增长——来自中国省际面板数据的实证证据》，《人口研究》第36期。
- 胡英、蔡昉、都阳，2010：《“十二五”时期人口变化及未来人口发展趋势预测》，《人口与劳动绿皮书(2010)》。北京：社会科学文献出版社。
- 李善同、何建武，2010：《基于 DRCCGE 模型的 2030 年中国经济增长的前景展望》，www.esri.go.jp/jp/prj/int_prj/2010/prj2010_03_02.pdf。
- 倪红福、李善同、何建武，2014：《人口结构变化对消费结构及储蓄率的影响分析》，《人口与发展》第20期。
- 倪红福、李善同、何建武，2013：《人口政策调整的一般均衡分析》，《人口与发展》第19期。
- 曲兆鹏、赵忠，2008：《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》，《经济研究》第12期。
- 王金营、付秀彬，2006：《考虑人口年龄结构变动的中国消费函数计量分析——兼论中国人口老龄化对消费的影响》，《人口研究》第30期。
- 袁志刚，2001：《中国养老保险体系选择的经济学分析》，《经济研究》第5期。
- Acemoglu, Daron, and V. Guerrieri. "Capital Deepening and Non-balanced Economic Growth." *Meeting Papers Society for Economic Dynamics*, 2006:467-498.
- Aguiar, Mark, and E. Hurst. "Deconstructing Life Cycle Expenditure." *Journal of Political Economy* 121. Volume 121, Number 3 (2013):437-492.
- Aguiar, Mark, and E. Hurst. "Life-Cycle Prices and Production." *American Economic Review* 97.5(2007):1533-1559.
- Baumol, William J. "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *American Economic Review* 57.3(1967):415-426.
- Bloom, David E, D. Canning, and G. Fink. "Implications of Population Aging for Economic Growth." *Program on the Global Demography of Aging*, 2011:583-612.
- Echevarria, Cristina. "Changes in Sectoral Composition Associated with Economic Growth." *International Economic Review* 38.2(1997):431-452.
- Hurst, Erik. "The Retirement of a Consumption Puzzle." *Social Science Electronic Publishing* (2008).
- Kongsamut, Piyabha, S. Rebelo, and D. Xie. "Beyond Balanced Growth." *Review of Economic Studies* 68.4(2010):869-882.
- Laitner, John P., and D. Silverman. "Estimating Life-Cycle Parameters from Consumption Behavior at Retirement." *Journal of Thrombosis & Haemostasis Jth* 12.6(2005):958.

-
- Lee, Ronald, and J. Skinner. "Will Aging Baby Boomers Bust the Federal Budget?." *Journal of Economic Perspectives* 13.13(1999):117-140.
- Mankiw, N. G., and D. N. Weil. "The Baby Boom, The Baby Bust, and the Housing Market." *Reg Sci Urban Econ* 19.2(1989):235.
- Mao, Rui, and J. Xu. "Consumption Structure Evolutions in an Aging Society and Implications for the Social Security System." *Public Policy Review* 10(2014):349-370.
- Mao, Rui, and J. Xu. "Labor Market Dynamics and Structural Change: Evidence from China." *China & World Economy* 23.4(2015):60-83.
- Mao, Rui, and Y. Yao. "Structural Change in a Small Open Economy: An Application to South Korea." *Pacific Economic Review* 17.1(2012):29-56.
- Mao, Rui, and Y. Yao. "Structural Change in an Open Economy." *CCER Working Paper No.C2010010* (2010).
- Mizuno, Masakatsu, and A. Yakita. "Elderly Labor Supply and Fertility Decisions in Aging-population Economies." *Economics Letters* 121.3(2013):395-399.
- Ngai, L. Rachel, and C. A. Pissarides. "Structural Change in a Multisector Model of Growth." *American Economic Review* 97.1(2007):429-443.
- Park, Seryoung, and G. J. D. Hewings. "Immigration, Aging, and the Regional Economy." *Cityscape* 11.3(2009):59-80.
- Sang, Gyoo Yoon, and G. J. D. Hewings. "Impacts of Demographic Changes in the Chicago Region." (2006).
- Uy, Timothy, K. M. Yi, and J. Zhang. "Structural Change in an Open Economy." *Journal of Monetary Economics* 60.6(2013):667-682.

Aging and U-shape of Service-Industry Relative Size

Abstract: This paper studies the relationship between age structure of labor and relative size of service-industry structure. Based on the cross-country panel data, empirical evidences suggest the relative size of services to industry increases when the age structure of workers grows old. The overlapping generation model developed in this paper discloses the two mechanisms behind, "size effect" and "composition effect", that the former works through demand and supply-demand side, while the latter functions through supply side. In equilibrium, the "size effect" dominates, thus making aging leads to the rise of service relative to industry sector. In this paper, we do the calibration based on China's micro data and it fits the historical data well. Lastly, based on the forecasts on population, we apply our theoretical framework to predict China's sectoral employment shares.

Key Words: age structure of workers; employment ratio; structural change

JEL Classification: E2, J1, L6, L8, O1, O4.