

人口结构变化能否形成攀升 价值链动力源

——基于全球价值链布局的视角

古 柳

摘要：当前，一方面，中国传统低成本优势的人口红利正在逐渐消失，这是适龄劳动力数量占比逐渐下降所致；另一方面，中国的教育水平提高以及各种人才工程战略的实施也带来了人口质量提升。那么，这两种变化能否形成中国攀升全球价值链动力源，并据此收获新的开放发展红利？基于2000—2014年WIOD与中国制造业相关数据的实证研究发现，数量结构变化导致的低成本优势丧失会对价值链攀升产生“倒逼”效应，而劳动力质量提升则对价值链攀升产生直接推动作用。这说明上述两种变化确实能够成为中国制造业价值链攀升的动力源，从而有助于中国制造业向全球价值链中高端攀升。

关键词：人口数量；人口质量；全球价值链；动力源

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 10-0097-15

引 言

改革开放40余年来，中国通过发挥人口红利等传统低成本竞争优势，成功地以“低端嵌入”的方式，加入发达国家跨国公司主导的全球价值链分工体系之中，由此获得了制造业长足发展。目前中国在200多种制成品生产上已经位列全球第一，是名副其实的世界制造业第一大国（金碚，2017）^[1]。“低端嵌入”的发展模式和路径，在特定阶段无疑具有必然性和合理性，但由此推动的制造业产业发展只能是“平推式”或者称之为“开阔地”式推进，难以迈向“高地”。并且，这种发展模式也带来不平衡、不协调和不可持续等问题。尤其是面临当前依托人口红利所形成的低成本竞争优势的逐步消失，中国制造业以“低端嵌入”全球价值链进而实现规模快速扩张的传统道路已经难以为继。对此，甚至有学者表现出极大的焦

[收稿日期] 2019-07-18

[基金项目] 教育部人文社会科学项目“知识产权保护影响出口贸易高质量发展的机制、效应及政策研究：技术-结构视角”（19YJA790016）

[作者信息] 古柳：无锡太湖学院会计学院副教授，电子信箱 taihuuguliu@163.com

虑和担忧,担心中国制造业可能会因此而衰退甚至塌陷(姚美雄,2016)^[2]。当然,也有学者认为劳动力成本变化并非是决定中国制造业发展的唯一因素,一系列积极因素的变化能够托起中国制造业的可持续发展(黄群慧,2017)^[3]。判断上述争论孰是孰非并非本文讨论的重点,但学术观点存在迥异的事实表明,中国制造业发展当前确实面临着“体量之大但筋骨不强”问题。因此,按照党的十九大报告的战略部署,加快推动中国制造业“迈向全球价值链中高端”,是当前开放条件下中国制造业发展面临的重要命题。

已有研究指出(蔡昉,2012)^[4],所谓人口红利是指一国或地区在人口增长过程中,在特定发展阶段出现年龄结构优势的阶段性现象。更确切地说,人口红利就是在人口总量结构中适龄劳动力人口所占比重不断提高,从而能够保证以低成本的方式持续和充分地供给劳动力。实际上,马克思政治经济学就有关于简单劳动和复杂劳动的论述。这种论述意涵了劳动力具有异质性和非同质性。因此,由人口年龄结构优势形成的所谓低成本劳动供给,只不过是人口红利的内涵之一。在一定程度上实际上也是包含“人才红利”,只不过在不同的发展阶段,或者特定发展阶段下人口结构(包括年龄结构和劳动力质量结构)中,究竟是何种层次和质量的劳动力在生产过程中居于主导地位而已。就上述意义而言,目前针对中国所谓人口红利的消失,实际上就是侧重于对劳动力数量层面的讨论,而对劳动力质量的关注不足,即适龄劳动力所占比重持续下降所表现出的年龄结构优势弱化,并由此带来劳动力供给约束下的成本持续上升效应。当然,上述理解和讨论也是符合中国制造业发展的实践特征和历史逻辑的。因为在过去几十年里,中国参与国际分工所依托的主要优势,确实是来自于人口年龄结构中适龄的普通和低技能劳动者压倒性占比优势。但任何事物的发展并非一成不变,比较优势也非静态而是动态的。近年来,伴随中国实施教育兴国战略,以及出台的一系列人才培育和支持所谓计划,如“百千万工程”“青年拔尖人才”等,在劳动力年龄结构优势呈弱化趋势的同时,劳动力质量却得到了明显的提升(罗旭,2017)^[5]。因此,对于当前中国人口结构变化,我们不仅要看到适龄人口比重的变化,同时还要看到劳动力质量的改善和提高。那么现在的关键问题是,在传统意义的人口红利不断消失背景下,中国人口结构出现的上述调整 and 变化,能否支撑起中国制造业向全球价值链中高端迈进,在收获新的开放发展红利中弥补传统开放红利的损失?

虽然有关人口结构与经济增长的关系(Bloom et al., 2002)^[6],包括与国际贸易关系的研究(田巍等,2013)^[7],学术界已经取得了较为丰硕的成果,但就人口结构与价值链分工地位问题的探讨,目前还比较缺乏。针对人口结构影响国际贸易的文献研究,与本文研究有一定关系,但现有研究主要侧重于从贸易流量角度,探讨人口结构及其变化所带来的影响,并没有深入探讨分工地位的问题,也没有涉及到价值链分工及其攀升问题的讨论。况且,在研究人口结构对国际贸易产生的影响时,对人口结构的指标选取和测度通常选取抚养比、出生率等体现人口规模和人口增长的替代变量(裴长洪和郑文,2012)^[8]。诸如此类的传统指标无疑能够较好地反映人口结构在数量层面上的变化,但却不能体现质量变迁。鉴于此,本文着重研

究人口结构变化中的数量和质量可能产生的作用, 据此回答两个方面的重要问题: 一是年龄结构优势的变化, 即低成本优势的消失对制造业 GVC 攀升是否具有影响? 如果有, 那么这种影响是积极的还是消极的? 二是中国劳动力质量提升是否能够对中国制造业攀升 GVC 产生积极推动作用? 据此回答中国人口结构变化能否形成攀升价值链动力源的问题。

一、研究设计

(一) 关键指标测度

基于研究需要, 本文所涉及到的关键指标变量有三: 全球价值链分工地位指数、劳动力数量指数和用于表征劳动力质量的指数。其中, 关于劳动力数量指数, 基于数据的可得性和可靠性, 本文考虑了两种常用指标, 一种是以投入的工作小时计算的指标, 另一种是以投入的劳动力数量计算的指标。前者即为各产业投入的总工作小时数 (*Labort*), 后者即为各产业雇员投入的雇佣人员总数 (*Laborm*)。一般来说, 当上述两个指数越大时, 表明该产业生产对投入的劳动力数量需求越强, 从而意味着是一种劳动力数量优势。需要特别说明的是, “劳动力年龄结构”一般指的是依赖型人口 (15 岁以下以及 65 岁以上) 与劳动年龄人口 (16~64 岁) 的比率, 即所谓的人口抚养比。因此, 本文所选的上述两个指标并不能直接体现“结构”的相对值特征。但之所以采用上述两个指标, 一方面考虑到“劳动力年龄结构”的人口抚养比通常只能反映在一国整体宏观层面上而无法体现在产业中观层面上, 另一方面, 人口抚养比的变化通常也会伴随适龄劳动力人口数量的变化, 从而表现为产业层面上劳动力数量变化。此外, 以从业人员数来表征劳动力数量优势是现有文献的一般做法, 即反映的是该产业的人口红利优势。本文之所以采用这一指标, 一是进行综合对比分析, 二是就行业的总体特征而言, 相比其他制造业行业, 多数劳动密集型行业需要付出更多劳动时间。

关于全球价值链分工地位的测度指标, 目前学术研究中采用较为普遍的是 Koopman 等 (2014)^[9] 提出的 GVC 测度指标。本文也借鉴这一测度测度指标以衡量产业价值链的分工地位。该指标的具体测算方法如下:

$$GVC_{ir} = \ln\left(1 + \frac{IV_{ir}}{E_{ir}}\right) - \ln\left(1 + \frac{FV_{ir}}{E_{ir}}\right) \quad (1)$$

式 (1) 中的 IV_{ir} 是指 i 国 r 产业出口增加值被进口国进口后复加工又出口到其他国家的部分; FV_{ir} 是指外国增加值被本国生产吸收并用于出口的部分, E_{ir} 是指 i 国 r 产业的增加值出口总额。显然, GVC 指数的测算值越高, 表明该产业出口中的国内价值增值比重就越高; 国外增加值所占比重就越小, 进而说明该产业在全球价值链中的分工地位越有利。

关于劳动力质量的测算指标, 本文采用劳动力技能结构表示。为此, 本文借鉴现有测算方法构建 Moore 结构指数, 以高、中、低技能劳动力占比情况来表征劳动力质量水平 (Moore, 1978^[10])。WIOD-SEA (WIOD-Socio Economic Accounts) 数

数据库分别统计了高技能劳动力、中技能劳动力以及低技能劳动力，三种不同技能劳动力的工资水平和工作小时数占比数据，为我们从劳动力技能结构角度测算劳动力质量提供了基础数据。在 WIOD-SEA 数据库中，LABHS 表示的是高技能劳动力工薪，LABMS 表示的是中等技能劳动力工薪，LABLS 表示的是低技能劳动力工薪；H_HS 表示的是高技能劳动力工作小时数，H_MS 表示的是中等技能劳动力工作小时数，H_LS 表示的是低技能劳动力工作小时数。一方面，以实际投入的工作时间作为衡量不同技能水平的劳动力投入数量，在很大程度上可以解决高、中、低技能劳动力因技能水平不同，从而投入的工作时间不一致，进而对整体结构产生的影响；另一方面，劳动力技能水平往往与工资水平密切相关。因此，以工资占比作为劳动力技能结构的测度指标，可以更为精确地表征即便是同等技能水平的粗略分类层面上仍然存在的技能差异。考虑到相对全面地反映中国制造业劳动力质量变化情况，本文以三种不同技能水平的劳动力工作投入时间占比，计算用于表征劳动力质量的第一个指数 (*Time*)。此外，以三种不同技能水平的劳动力工资占比，测度用于表征劳动力质量的第二个指数 (*Twage*)。其中，*Ltime* 的指数值侧重于反映不同技能劳动力投入数量的变化情况，*Lwage* 则更加能够反映各产业投入的不同劳动力技能本身的差异及其变化情况。需要说明的是，Moore 指数的计算是基于邻近两年的原始数据计算所得。在后文的实证回归过程中，本文将计算所得的指标计入前一年数据进行实证回归，例如，实证面板数据中 2000 年的 Moore 结构数据是 2000 年与 2001 年两年数据计算得到的。SEA 公布的 2008 年与 2009 年部分产业的劳动力技能占比数据完全一致，故经前后两年计算得到的 2009 年劳动力技能结构变动 Moore 值存在部分缺失数据，该值由前后两年平均得到。此外，由于部分产业 2011 年等劳动力原始数据的缺失，为保持实证数据的统计口径一致性，本文采用灰色关联系统预测法，对缺失数据进行了多数据预测填补。

(二) 其他变量选取及模型设定

制造业 GVC 攀升无疑会受到许多因素的影响。因此，在设定实证回归模型时，除本文重点关注的前述两个核心变量外，借鉴现有关于制造业全球价值链分工地位影响因素的研究，本文选取了如下五个变量，在计量分析过程中作为控制变量纳入其中。

1. 研发投入 (*R&D*)

研发投入通过提高产业生产技术水平，构建企业核心竞争力，对制造业生产率表现显著正向作用，是促进产业发展和价值链攀升的重要因素。其基本作用在变更国家、产业等不同样本后依然得到了充分验证（吴延兵，2006）^[11]。学术界对于 *R&D* 的理论作用并无明显异议。然而，由于我国 *R&D* 现状存在投入强度不足和分配结构不合理等问题，有研究指出近年来国内企业出口价值链升级对技术创新的依赖远低于经济增长，*R&D* 对于我国制造业价值链攀升是否已经表现并发挥了应有的促进作用，依然是学术界不断争论的热点话题（郭晶和杨艳，2010）^[12]。

2. 外商直接投资 (FDI)

FDI对制造业产业发展(包括攀升全球价值链)究竟是促进还是抑制作用,目前学术界的观点仍然存在较大分歧。通常来说,发达国家跨国公司一般会通过FDI将先进技术带入发展中国家并产生溢出效应。特别地,FDI流动不是单纯的资金流动问题,而是以资金为核心的诸如管理等一揽子生产要素的跨国流动,因而有助于促进发展中国家经济增长与产业繁荣(Balasub et al., 1996)^[13]。针对中国等发展中国家制造业价值链攀升的现实情况与实证研究,许多文献所得结论也佐证了这一点(孙晓华等, 2012)^[14]。当然,也有部分研究文献认为FDI并未产生如上所述的积极效应(Brukoff et al., 2007)^[15],其溢出效应对不同产业而言存在明显差异(牛泽东和张倩肖, 2011)^[16],对产业的国际转移和承接也会造成低端锁定等负面效应(杨高举和黄先海, 2013)^[17]。

3. 市场竞争 (REV)

迈克尔·波特在《竞争优势》等相关著作中,充分强调了竞争市场对于产业生产环节乃至整个价值链构建的重大影响。市场竞争往往通过外在压力,促使整个市场的生产者不断提升自己的产品或服务品质,降低生产成本,提高生产效率。在产品价值增值的不同环节和阶段,实际上都有资源优化配置和产业升级的内涵(王铁栋, 2004)^[18]。古典经济学理论指出,竞争优势往往体现为利润水平,当市场为完全竞争市场时,行业中各厂商的平均利润为零;当市场为完全垄断市场时,厂商存在极高的超额利润。产业利润率直接反应了该产业在市场中的竞争力,也是衡量该产业市场竞争程度的重要指标。

4. 服务投入 (SER)

大量研究已经证明,通过协调生产要素配置、完善生产模式等途径,生产性服务业日趋成为构建制造业核心竞争力的重要因素。服务投入作为高级生产要素不仅其直接投入对产业升级产生重要的推动作用,而且还会通过对其他生产要素产生积极作用从而促进产业升级(Gereffi et al., 2013)^[19]。较为典型的案例就是墨西哥的汽车装配制造业,正是通过提高其中的服务投入而提升生产制造附加值,成功促进了价值链攀升(Contreras et al., 2012)^[20]。服务业对促进中国制造业价值链攀升也不例外(Contreras et al., 2012)^[21]。当然,与上述研究结论和观点不同,也有研究认为服务业对中国制造业升级促进效应不显著,具体情况还有待于进一步验证(邱爱莲等, 2014)^[22]。

5. 制造业各产业整体规模 (TP)

产出水平往往体现该产业的生产规模优势。基于规模经济理论可知,在一定规模范围以内,产业生产规模的扩张有助于降低平均生产成本,因而规模经济效应是价值链分工体系下分工和贸易利益的重要来源。但是,产业生产规模过度扩张也会带来规模不经济问题(刘书瀚等, 2010^[23])。由此可见,生产规模对生产要素促进价值链攀升的作用方式和程度均有间接影响,在实际研究中应予以考量和控制。

此外,经济活动往往具有惯性作用,也就是说上一期的经济行为可能对本期具

有影响,因此,在实证模型中我们将被解释变量的滞后一期,作为解释变量之一纳入进来。综上,本文设定的动态面板估计方程具体见式(2)。

$$GVC_{it} = \alpha + \beta_i + \gamma_0 GVC_{i,t-1} + \gamma_1 Labort_{i,t} (Laborm_{i,t}) + \gamma_2 Ltime_{i,t} (Lwage_{i,t}) + \gamma_3 R\&D_{i,t} + \gamma_4 FDI_{i,t} + \gamma_5 Rev_{i,t} + \gamma_6 Ser_{i,t} + \eta Inst(TP) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Inst$ 是外生变量(前文所述的制造业整体规模), β_i 表示时间固定效应, μ_i 表示个体效应, ε_{it} 是误差项,其他各变量具体如前文所述。为减轻数据的波动性且不影响实证结果,在后文回归过程中对部分绝对值变量进行了对数化处理。

(三) 数据来源及说明

上述计量方程中所涉及到的指标、具体测度、数据来源和处理具体如表1所示。

表1 回归变量测度及说明

变量	变量名	数据来源及测度
GVC	价值链分工地位指数	世界投入产出数据库(WIOD)
$Labort$	工作时间	各产业从业人员总工作小时数(WIOD)
$Laborm$	从业雇员数	各产业从业人员总量(WIOD)
$Ltime$	劳动力质量指数1	从业人员工作小时占比的 Moore 结构指数,具体见上文
$Lwage$	劳动力质量指数2	从业人员工资占比的 Moore 结构指数,具体见上文
$R\&D$	研发投入	各产业 R&D 技术改造经费,数据源自《中国科技统计年鉴》
FDI	外商直接投资指数	各产业外商直接投资总额,数据源自《中国工业统计年鉴》
Rev	市场竞争指数	各产业单位成本费用利润率,数据源自《中国工业统计年鉴》
Ser	服务投入指数	各产业国内外服务业总投入,数据源自 WIOD-SEA 数据库
TP	生产规模指数	各产业总销售产值,数据源自《中国工业统计年鉴》

数据来源:作者整理。

针对实证面板回归的相关指标,本文采用了 WIOD 发布的 2000—2014 年版本数据。由于面板数据中的诸如研发投入等数据在 WIOD 数据库中并未予以统计,为此,本文根据国民经济行业分类代码(GB/T 4754—2011)将之与 WIOD 数据库产业分类进行匹配,进而利用《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等国内统计资料获得相关变量的统计指标。

二、实证结果及分析

本文回归分析所采用的样本数据是短面板数据,因此,本文采用 GMM 估计方法这一更适合于短期动态面板的回归方法。而 GMM 估计方法通常包括两种,一是系统 GMM(SGMM),另一种是差分 GMM(DGMM),两种方法各有优劣。为了保证估计结果更加可靠和稳定,本文同时采用系统 GMM 和差分 GMM 对前述计量模型进行回归估计。其中,采用系统 GMM 回归所得结果分别见表2、表3和表4;用

差分 GMM 回归所得结果分别见表 5 和表 6。在计量分析过程中,考虑到计量结果的准确性和可靠性,本文采用逐步回归和控制外生变量等处理方法。此外,本文在各表的最后几列一并给出了模型有效性的检验结果。各表中综合 Sargan 检验、Hansen 检验等检验结果,总体表明回归整体显著。

表 2 系统 GMM 回归结果

解释变量	被解释变量 (GVC)							
	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧
GVC_{t-1}	0.7615*** (8.24)	0.8021*** (7.63)	0.7804*** (5.29)	0.7735*** (9.28)	0.8115*** (7.33)	0.7903*** (8.56)	0.8631*** (38.58)	0.8679*** (55.79)
$Labort$	-0.0063*** (-6.12)	—	—	—	-0.0058*** (-5.21)	-0.0041*** (-3.36)	—	—
$Laborm$	—	-0.0138*** (-5.84)	—	—	—	—	-0.0136*** (-8.89)	-0.0104*** (-8.46)
$Ltime$	—	—	0.8219*** (4.33)	—	0.6121*** (3.54)	—	0.5051*** (3.69)	—
$Lwage$	—	—	—	0.7682*** (3.67)	—	0.7583*** (4.55)	—	0.4564*** (3.19)
$Cons$	0.0174*** (3.37)	0.0123** (2.15)	-0.0059*** (-2.28)	-0.0073*** (-6.74)	-0.0052 (1.56)	-0.0024 (-0.38)	-0.0038 (1.44)	-0.0019 (-0.62)
OBS	182	182	182	182	182	182	182	182
AR(1)	0.1225	0.1086	0.1257	0.1536	0.1428	0.0931	0.1527	0.0917
AR(2)	0.5376	0.7133	0.5837	0.6014	0.5928	0.6133	0.5137	0.6257
Sargan	1.0000	1.0000	0.9998	1.0000	0.9976	0.9987	0.9935	0.9928
Hansen	1.0000	0.6854	0.6327	0.6935	0.6821	0.6733	0.6532	0.6724
Wald	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

注:**和***分别代表回归结果在5%和1%显著性水平下通过统计检验。

表 2 中第①列至第④列的结果分别以劳动力数量 ($Labort$ 和 $Laborm$) 和劳动力技能结构 ($Ltime$ 和 $Lwage$) 作为解释变量时,对制造业全球价值链分工地位指数 GVC 的计量结果。基于表 2 第①列至第④列结果,本文大致可以得到以下两点结论。第一,劳动力数量表征变量的系数回归估计值为负且通过了显著性检验,说明劳动力数量优势对中国制造业融入全球价值链分工体系的影响,从攀升全球价值链角度看是具有显著的负面作用。换言之,单纯依托或者过分发挥劳动力数量优势,不但无助于推动制造业迈向全球价值链中高端,反而有着抑制作用。上述研究发现与刘志彪等(2009)^[24]研究(过度依赖传统比较优势可能会形成“低端嵌入”)在逻辑上是具有一致性。基于上述研究结论所能得到的一个重要启示:当数量优势朝着反方向变化时,其对制造业 GVC 攀升则会产生积极的促进作用。考虑到当前中国传统意义上人口红利的不断消失,这种变化将具有“倒逼”作用机制,从而成为推动制造业 GVC 攀升的动力源。第二,与劳动力数量结构的变量回归系数不

同,以劳动力技能结构表征的劳动力质量系数估计值为正且通过了显著性统计检验,表明中国制造业在 GVC 攀升过程中劳动力质量产生了积极作用。结合中国人口结构变化中劳动力质量不断提高的事实,上述回归结果意味着中国劳动力质量提升已经成为推动中国制造业实现价值链攀升的动力源。

表 2 第⑤列至第⑧列汇报的估计结果是以 *Labort* 作为劳动力数量的替代变量,分别与表征劳动力技能结构的两种指标变量 *Ltime* 和 *Lwage* 进行组合,所得计量回归估计结果。采用不同替代指标及其组合的计量检验表明,本文所关注的关键解释变量,包括表征劳动力数量和劳动力质量的指标,对制造业 GVC 攀升影响相对稳定和可靠。也就是说,两种指标表征的劳动力数量变量的回归结果,与两种指标表征的劳动力质量变量的回归结果,与表 2 第①列至第④列回归结果相比,无论是系数估计值的正负性质还是显著性,都没有发生本质变化。

结合现有研究发现,中国制造业实际是在低成本优势丧失时产生的“倒逼”作用,以及劳动力质量提升的直接推动下,已经向全球价值链高端攀升。现有针对中国制造业全球价值链分工地位的测算表明,中国制造业的 GVC 分工地位正趋于改善,而传统所谓“中低端”的认识,也主要是基于与发达经济价值链分工地位相比较而言的。如果将其置于全球更多国家和地区的大范围看,中国制造业的价值链分工地位实际上已经算得上是“优等生”。而李海舰(2017)^[25]开展的相关研究则表明,如果以研发投入作为创新表征变量,那么 2016 年中国就已经成为全球第二大研发投入国,研发投入水平仅次于美国;驱动中国制造业发展的动能也正在从传统的所谓要素和投资驱动,不断向创新驱动新动能转变。而根据戴翔和刘梦(2018)^[26]研究所揭示的“要素质量匹配性”原理角度看,创新驱动新动能的形成显然离不开高质量劳动力的供给。总之,本文的研究发现与现有研究发现具有内在的逻辑一致性。我们认为,传统人口红利低成本优势丧失的“倒逼”作用,以及协同劳动力质量提升的推动作用,能够成为促进中国制造业 GVC 攀升的动力源。

表 3 第①列至第④列汇报的结果,是在表 2 第⑤列至第⑧列回归分析的变量基础上,进一步加入了其他解释变量和控制变量后的计量回归结果。与上文逻辑一致,与前述表 2 的回归结果相比,作为劳动力质量表征变量的劳动力技能结构的系数回归值并无显著改变,仍然表现为对制造业价值链攀升的显著正向作用。但不同的是,劳动力数量这一关键解释变量系数估计值的显著性大大下降,甚至出现未能通过显著性统计检验的情形。这一变化可能说明,在中国制造业发展不同阶段,当我们充分考虑诸如研发等因素作用时,劳动力数量优势所能产生的抑制作用出现了下降之势。也就是说,开放条件下伴随制造业发展的阶段性变化,研发投入、服务投入等驱动制造业转型升级的变量作用日甚。与此同时,制造业发展尤其是价值链攀升对劳动力数量的依赖程度大大下降,从而表现为劳动力数量系数估计值不够显著甚至未能通过显著性检验的根本原因。当然,面临低成本优势丧失带来的巨大压力,中国制造业 GVC 攀升已经表现为更多依赖研发等要素,而不是劳动力数量优势。这一结果及其判断实际上与现有研究发现所得结论也是相吻合的。王阳

(2017)^[27]针对中国人口老龄化的研究表明,近年来中国人口老龄化演进,对创新驱动产生了强烈而有效的“倒逼”作用。刘维林等(2014)^[28]的研究进一步指出,研发投入和自主创新对中国制造业发展已经表现出日益显著的促进作用,包括在摆脱价值链低端锁定以及努力重构价值链中均已表现出积极一面。

表3 系统 GMM 回归结果

解释变量	被解释变量 (GVC)			
	①	②	③	④
GVC_{t-1}	0.8215 *** (7.31)	0.7638 *** (6.44)	0.8627 *** (7.59)	0.7451 *** (8.22)
$Labort$	0.0022 (0.84)	0.0018 (0.35)	— —	— —
$Laborm$	— —	— —	-0.0081 * (-1.95)	-0.0093 ** (-2.42)
$Ltime$	0.8758 *** (3.14)	— —	0.7321 *** (4.21)	— —
$Lwage$	— —	0.8419 *** (3.52)	— —	0.6287 *** (3.16)
$R\&D$	0.0019 ** (2.37)	0.0022 ** (2.52)	0.0018 *** (3.16)	0.0021 ** (2.43)
FDI	-0.0121 *** (-6.29)	-0.0101 *** (-5.66)	-0.0113 *** (-4.28)	-0.0098 *** (-3.24)
Rev	-0.0024 *** (-3.28)	-0.0021 *** (-3.35)	-0.0019 *** (-4.16)	-0.0025 *** (-3.28)
Ser	0.0018 * (1.95)	0.0019 * (1.93)	0.0018 * (1.95)	0.0017 * (1.92)
$Cons$	-0.0217 ** (-2.58)	-0.0208 ** (-2.39)	-0.0135 * (-1.94)	-0.0219 (-0.35)
OBS	182	182	182	182
AR (1)	0.0932	0.0918	0.1143	0.1276
AR (2)	0.4538	0.5086	0.4837	0.5396
Sargan	0.9998	1.0000	0.9895	0.9992
Hansen	0.7936	0.8257	0.7024	0.7835
Wald	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***

注: *、** 和 *** 分别代表回归结果在 10%、5% 和 1% 显著性水平下通过统计检验。

表 4 第①列和第②列汇报的结果是在未控制产业生产规模条件下进行回归估计所得,第③列至第⑥列是在控制了产业生产规模条件下进行回归估计所得。对比控制与不控制两种不同情形下的估计结果,本文所关注的关键解释变量,即不同指标表征的劳动力数量,以及不同指标表征的劳动力质量,其系数估计值及其显著性均没有发生本质改变。并且,与前述各表的回归估计结果相比,也具有较高的逻辑一致性。特别地,在控制生产规模为外生变量后,作为劳动力质量表征变量的 $Ltime$ 与 $Lwage$,其系数回归估计值略有上升,表明劳

动力质量对制造业 GVC 攀升的作用力更加凸显。与此同时,研发投入变量的回归结果同样表明,其对制造业全球价值链分工地位的提升,所产生的绝对作用程度也有所提高。

表 4 系统 GMM 回归结果

解释变量	被解释变量 (GVC)					
	①	②	③	④	⑤	⑥
GVC_{t-1}	0.8315*** (7.44)	0.8403*** (6.31)	0.4328*** (3.58)	0.7856*** (9.25)	0.5732*** (8.27)	0.8117*** (5.36)
$Labort$	0.0021 (0.35)	— —	-0.0018 (-0.37)	0.0017 (0.42)	— —	— —
$Laborm$	— —	-0.0061 (-0.27)	— —	— —	-0.0058 (-0.53)	0.0021 (0.26)
$Ltime$	0.6133*** (3.27)	— —	1.0319*** (4.36)	— —	0.8104*** (3.58)	— —
$Lwage$	— —	0.6574*** (3.17)	— —	0.7357** (2.36)	— —	0.7622*** (4.21)
$R\&D$	0.0017** (2.42)	0.0014** (2.95)	0.0023** (2.66)	0.0019** (2.71)	0.0021** (2.42)	0.0018** (2.53)
FDI	-0.0079*** (-7.59)	-0.0075*** (-5.36)	-0.0083*** (-8.21)	-0.0102*** (-6.37)	-0.0085*** (-5.28)	-0.0104*** (-7.21)
Rev	-0.0021*** (-5.28)	-0.0027*** (-4.11)	-0.0019*** (-5.23)	-0.0015*** (-3.56)	-0.0021*** (-3.89)	-0.0025*** (-4.32)
Ser	0.0012** (2.14)	0.0017* (1.93)	0.0016* (1.95)	0.0021* (1.92)	0.0019** (1.93)	0.0017** (1.95)
$Cons$	-0.0025 (-0.17)	0.0018 (0.24)	0.0069 (0.37)	-0.0075 (-0.86)	0.0321 (0.78)	0.0128 (0.69)
TP ($Inst$)	否	否	是	是	是	是
OBS	182	182	182	182	182	182
AR (1)	0.0582	0.0731	0.1835	0.0907	0.0258	0.0337
AR (2)	0.4937	0.5322	0.6379	0.8677	0.4936	0.4728
Sargan	0.9835	0.9916	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Hansen	0.8928	0.9031	0.8532	0.8637	0.9032	0.8627
Wald	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

注:同表 3。

如前所述,系统 GMM 回归估计方法与差分 GMM 估计方法各有优劣。为此,基于稳健性和可靠性考虑,我们再采用差分 GMM 方法对上述计量模型进行回归估计。表 5 和表 6 的结果就是利用差分 GMM 方法进行回归估计所得。遵循与前文计量回归的逻辑一致性,表 5 第①列至第④列的结果是在未考虑其他解释变量和控制变量条件下,仅对本文关注的核心解释变量进行计量回归所得。表 5 第⑤列至

第⑧列的结果是在同时考虑其他解释变量是进行回归估计所得。将表5汇报的回归结果与前述基于系统GMM回归估计所得的相应结果进行对比,本文关注的关键解释变量的回归估计结果保持了高度的稳定性。此处不再赘述。进一步地,我们在控制了各产业生产规模条件下,利用差分GMM重新进行回归分析,具体结果见表6。

表5 差分GMM回归结果

解释变量	被解释变量 (GVC)							
	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧
GVC_{t-1}	0.6315*** (6.17)	0.6282*** (5.55)	0.7037*** (4.36)	0.7152*** (5.63)	0.7327*** (4.15)	0.6854*** (3.55)	0.7133*** (6.32)	0.7238*** (5.69)
$Labort$	-0.0015** (-2.07)	-0.0017** (-2.43)	— —	— —	0.0013 (0.69)	0.0015 (0.38)	— —	— —
$Laborm$	— —	— —	-0.0083** (-2.66)	-0.0085*** (-3.74)	— —	— —	0.0041 (0.63)	-0.0037 (-0.59)
$Ltime$	0.5932*** (5.19)	— —	0.5827*** (4.66)	— —	0.4521*** (5.21)	— —	0.7126*** (3.59)	—
$Lvage$	— —	0.5207*** (3.29)	— —	0.5135*** (4.55)	— —	0.7409** (2.36)	— —	0.7315*** (4.25)
$R\&D$	— —	— —	— —	— —	0.0016** (2.29)	0.0011** (2.68)	0.0013** (2.84)	0.0012** (2.61)
FDI	— —	— —	— —	— —	-0.0069*** (-4.19)	-0.0071*** (-5.65)	-0.0061*** (-5.33)	-0.0063*** (-8.27)
Rev	— —	— —	— —	— —	-0.0031*** (-4.25)	-0.0035*** (-3.85)	-0.0033*** (-5.95)	-0.0035*** (-6.46)
Ser	— —	— —	— —	— —	0.0017* (1.91)	0.0018** (1.95)	0.0015 (1.64)	0.0017* (1.98)
$Cons$	0.0035 (1.41)	0.0069** (2.13)	0.0048 (1.55)	0.0044 (1.38)	0.0215 (1.69)	0.0132 (0.17)	0.0215 (0.85)	0.0513 (0.74)
TP ($Inst$)	否	否	否	否	否	否	否	否
OBS	182	182	182	182	182	182	130	130
AR (1)	0.1376	0.1289	0.1421	0.1643	0.1528	0.0526	0.0389	0.0486
AR (2)	0.6159	0.6027	0.7852	0.5933	0.4725	0.4057	0.3980	0.4321
Sargan	0.9035	0.9124	0.9258	0.9365	0.8973	0.9014	0.8537	0.8726
Hansen	0.9835	0.9785	0.9624	0.9318	0.9874	0.9659	0.9837	0.9725
Wald	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

注: 同表3。

表6显示,在控制各产业生产规模等外生变量作用后,表征劳动力质量和数量等指标变量,对制造业GVC攀升作用力和方向均没有发生改变。这一结果与表4所得结果也是一致的。综合可见,本文重点关注的劳动力数量以及表征劳动力质量的力技能结构等变量回归估计结果具有较好的稳定性和较高的可靠性。

表6 差分GMM回归结果

解释变量	被解释变量 (GVC)			
	①	②	③	④
GVC_{t-1}	0.7144 *** (6.33)	0.7218 *** (7.15)	0.6937 *** (6.27)	0.6955 *** (5.34)
$Labort$	0.0072 (1.31)	0.0069 (0.84)	— —	— —
$Laborm$	— —	— —	-0.0059 (-0.52)	-0.0063 (-0.84)
$Ltime$	0.7033 *** (4.11)	— —	0.8792 *** (3.69)	—
$Lwage$	— —	0.6815 *** (3.67)	— —	0.8729 *** (3.15)
$R\&D$	0.0015 ** (2.33)	0.0015 ** (2.69)	0.0011 * (1.92)	0.0015 * (1.98)
FDI	-0.0091 *** (-4.38)	-0.0089 *** (-5.29)	-0.0085 *** (-6.27)	-0.0090 *** (-3.54)
Rev	-0.0033 *** (-3.87)	-0.0036 *** (-4.64)	-0.0036 *** (-5.27)	-0.0031 *** (-3.29)
Ser	0.0006 (0.88)	0.0004 * (1.95)	0.0017 *** (2.79)	0.0019 ** (2.18)
$Cons$	-0.0049 (-0.51)	-0.0043 (-0.27)	-0.0039 (-0.35)	0.0035 (1.12)
$TP (Inst)$	YES	YES	YES	YES
OBS	182	182	182	182
AR (1)	0.0658	0.0573	0.0619	0.0537
AR (2)	0.6028	0.5891	0.6138	0.5836
Sargan	0.6938	0.7354	0.9170	0.9582
Hansen	0.9584	0.9304	0.9067	0.9718
Wald	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***

注:同表3。

三、结论及启示

在以生产国际分割和生产要素跨国流动为主要特征的经济全球化条件下,优势要素成为一国(地区)参与国际分工的主要竞争优势来源。换言之,高质量和高层次的优势要素往往对应中高端分工地位,低质量和低层次的优势要素往往对应的是中低端分工地位。从这一意义上说,依托人口数量和人口质量参与国际分工,所

形成的优势及其对国际分工地位的影响显然不同。中国在前一轮开放发展中，主要依托人口数量优势，或者说基于数量优势带来的低成本，参与全球合作与竞争，取得了开放发展的巨大成就。但是，伴随国内人口结构的深刻变迁，尤其是适龄劳动力数量占比的不断下降，导致劳动力成本不断提升，对中国以低成本优势嵌入全球价值链的发展模式带来了严峻挑战。但值得注意的是，当前中国人口结构变化除了表现为适龄劳动力数量占比下降外，另一可喜的变化就是劳动力质量不断提高。而适龄劳动力数量占比下降导致成本上升带来的“倒逼”效应，以及劳动力质量结构的优化带来的创新能力提升效应，有助于推动中国制造业向全球价值链中高端攀升。

基于 WIOD 数据库提供的 2000—2014 年中国制造业相关原始数据，本文借鉴现有研究方法，构造和测算了制造业价值链分工地位等指数和关键变量，并采用动态面板数据模型实证分析了中国人口结构变化对制造业 GVC 攀升的现实影响效应。需要指出的是，虽然按照现有主要文献界定，中国人口红利于 2013 年之后迅速消失（蔡昉，2013），也就是说，本文所选取的时间段基本还是位于人口红利期之内，但是经验研究所发现的规律性对于理解人口结构进入迅速变化时期仍有重要启发意义。本文的计量回归结果发现：依托劳动力数量优势而融入全球价值链分工体系，确实对制造业 GVC 攀升产生了不利影响，即具有抑制作用。这一研究发现的关键意义在于：一方面，当前伴随传统意义人口红利不断消弭，劳动力成本高企会对制造业 GVC 攀升产生“倒逼”作用，反而能够成为推动制造业 GVC 攀升的动力来源；另一方面，劳动力质量对制造业 GVC 攀升具有显著的正向作用。这一研究发现意味着，伴随当前中国劳动力质量的不断提升，新的“人才红利”正在成为托起制造业融入全球价值链分工体系，尤其是推动制造业迈向全球价值链中高端的重要因素。总之，基于本文的研究并结合中国人口结构变迁的特征事实，发现中国人口结构变化必将作为重要的动力源，推动中国制造业向全球价值链中高端攀升。

当然，除了最为关注的劳动力数量和劳动力质量两个关键因素外，本文的计量研究同时表明，其他诸如研发创新、制造业服务化发展等对制造业 GVC 攀升同样具有极为重要的作用。为此，通过全面提升要素质量和层次以弥补传统低成本优势的丧失，从而在推动制造业迈向全球价值链中高端中获取新的开放发展红利，同样显得十分必要和重要。由此可见，虽然中国人口结构变化，尤其是源自传统人口红利的低成本优势弱化，会使得中国制造业进一步融入全球价值链分工面临一定挑战，但同时由于“倒逼”效应和要素质量提升效应，也为创新驱动发展带来了前所未有的机遇，为中国制造业 GVC 攀升中高端收获新的开放发展红利带来了机遇。当然，能否将战略机遇化为现实，还需要采取有针对性的有效对策举措。比如，劳动力成本上升虽然对创新驱动具有“倒逼”作用，但创新活动的开展往往对营商环境等制度条件要求较高，因此，将“倒逼”机遇转化为现实的发展机遇就必须创造其他相应的发展条件。在此过程中，还要特别注意劳动力数量驱动与劳动力技能驱动之间的衔接和平稳过渡，避免可能出现的“脱节”而导致制造业在融入全球价值链分工体系中出现“断档”，进而丧失融入全球价值链分工体系获得发展的机遇。

[参考文献]

- [1] 金碚. 全球化新时代产业转型升级新思维 [J]. 中国中小企业, 2017 (08): 27-28.
- [2] 姚美雄. 人口结构严重失调或影响中国经济增速 [N]. 第一财经日报, 2016-07-15 (A11).
- [3] 黄群慧. 中国制造业有能力创造新辉煌 [J]. 中国领导科学, 2017 (05): 17.
- [4] 蔡昉. 以深化改革和加快转变经济发展方式实现新愿景 [J]. 中国人口科学, 2012 (06): 9-11.
- [5] 盛若蔚. 我国提速迈向人才强国 [J]. 人才资源开发, 2017 (19): 1.
- [6] BLOOM D D, CANNING, ANDJ. Sevilla. The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change. Santa Monica, Calif.: RAND, 2002, MR-1274.
- [7] 田巍, 姚洋, 余淼杰, 周羿. 人口结构与国际贸易 [J]. 经济研究, 2013, 48 (11): 87-99.
- [8] 裴长洪, 郑文. 我国制成品出口规模的理论分析: 1985—2030 [J]. 经济研究, 2012, 47 (11): 18-33.
- [9] ROBERT KOOPMAN, ZHI WANG, SHANG-JIN WEI. Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports [J]. American Economic Review, 2014, 104 (2): 459-494.
- [10] JOHN H MOORE. A Measure of Structural Change in Output [J]. Review of Income and Wealth, 1978, 12 (2): 105-117.
- [11] 吴延兵. R&D与生产率——基于中国制造业的实证研究 [J]. 经济研究, 2006 (11): 60-71.
- [12] 郭晶, 杨艳. 经济增长、技术创新与我国高技术制造业出口复杂度研究 [J]. 国际贸易问题, 2010 (12): 91-96.
- [13] BALASUB V. N., SALISU M., SAPSFORD D. Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries [J]. Economic Journal, 1996, 32 (4): 92-105.
- [14] 孙晓华, 王昀, 郑辉. R&D溢出对中国制造业全要素生产率的影响——基于产业间、国际贸易和FDI三种溢出渠道的实证检验 [J]. 南开经济研究, 2012 (05): 18-35.
- [15] BRUKOFF P., ROTHER B. FDI May Not Be as Stable as Governments Think, IMF Survey Magazine; IMF Research, 2007, January 29.
- [16] 牛泽东, 张倩肖. FDI创新溢出与门槛效应——基于非线性面板平滑转换回归模型的分析 [J]. 产业经济研究, 2011 (06): 53-62.
- [17] 杨高举, 黄先海. 内部动力与后发国分工地位升级——来自中国高技术产业的证据 [J]. 中国社会科学, 2013 (02): 25-45.
- [18] 王铁栋. 市场竞争机制在企业价值链管理中的应用 [J]. 管理世界, 2004 (09): 182-151.
- [19] GEREFFI G, STURGEON T. Global Value Chain-oriented Industrial Policy: The Role of Emerging Economies [J]. Global Value Chains in a Changing World, 2013, 36 (2): 329-360.
- [20] CONTRERAS O F, CARRILLO J, ALONSO J. Local Entrepreneurship within Global Value Chains: A Case Study in the Mexican Automotive Industry [J]. World Development, 2012, 47 (3): 1013-1023.
- [21] 邱爱莲, 崔日明, 徐晓龙. 生产性服务贸易对中国制造业全要素生产率提升的影响: 机理及实证研究——基于价值链规模经济效应角度 [J]. 国际贸易问题, 2014 (06): 71-80.
- [22] 刘书瀚, 张瑞, 刘立霞. 中国生产性服务业和制造业的产业关联分析 [J]. 南开经济研究, 2010 (06): 65-74.
- [23] 曹明福, 李树民. 全球价值链分工的利益来源: 比较优势、规模优势和价格倾斜优势 [J]. 中国工业经济, 2005 (10): 22-28.
- [24] 刘志彪, 张杰. 从融入全球价值链到构建国家价值链: 中国产业升级的战略思考 [J]. 学术月刊, 2009, 41 (09): 59-68.
- [25] 李海舰. 习近平新时代中国特色社会主义思想具有“世界意义” [J]. 财经智库, 2017, 2 (06): 34-38.

- [26] 戴翔, 刘梦. 人才何以成为红利——源于价值链攀升的证据 [J]. 中国工业经济, 2018 (04): 98-116.
- [27] 王阳. 人口老龄化倒逼技术革新提速 [N]. 中国社会科学报, 2017-11-01 (004).
- [28] 刘维林, 李兰冰, 刘玉海. 全球价值链嵌入对中国出口技术复杂度的影响 [J]. 中国工业经济, 2014 (06): 83-95.

(责任编辑 刘建昌)

Can Demographic Changes Form a New Source of Power to Push GVC Upgrading

GU Liu

Abstract: Nowadays China's demographic dividend from its traditional low labor costs has been disappearing gradually, mainly due to the decline in the proportion of its working-age population. Meanwhile, with the change of population age structure, China's improvement in education and its implementation of various talent project strategies have also brought about the elevation of population quality. This empirical research, based on data between 2000 and 2014 from WIOD and Chinese manufacturing industries, finds that both the loss of low-cost advantage and the improvement of labor quality produce a positive effect on China's GVC upgrading, thus revealing that these two shifts literally becoming new momentums for China's GVC upgrading. Accordingly, in order to speed up the promotion and realization of that process and goal, we need to not only enhance the implementation of the strategy of strengthening the country with talents, but also make full use of strategic opportunities brought by the changes in the age structure of China's population.

Keywords: Population Quantity; Population Quality; Global Value Chain; Power Source