# 禀赋结构匹配的技术调整:

# 技术可转换性、人力资本与结构转型

摘 要 本文研究在我国全面工业化进程中,人力资本禀赋结构的变化以及其影响制造业结构转型的动力机制。本文基于长跨度的全国人口普查数据,根据生产技术中所包含隐性知识的高低构建产业技术可转换性指标,建立了如下关于我国制造业人力资本的特征事实: 1982年至2005年,(1)我国就业人口中低学历有效劳动力相对增多;(2)技术可转换性越高的产业和职业,高学历密集度降低越多;(3)技术可转换性越高的产业,相对就业规模增加得越多。本文使用新结构经济学的分析框架,提出"禀赋结构匹配的技术调整"的概念,建立了一个两部门的一般均衡模型解释了上述事实:技术可转换性高的产业能够通过朝禀赋结构变化的方向降低高学历劳动力的密集度,增加使用丰裕的低学历劳动力,从而降低生产成本,扩大规模。

关键词 禀赋结构匹配的技术调整,新结构经济学,人力资本,技术可转换性

# Endowment-Congruent Technological Change: Technological Adaptability and Structural Change of Human Capital

Abstract: This paper documents the changes of human capital structure in manufacturing industries and its effect on structural changes, during China's comprehensive industrialization periods. Based on population censuses spanning a long period of time, we construct a technological adaptability index for each manufacturing occupation and industry, and show that during 1982 to 2005: (1) The number of efficient low-educated labor increase relatively to that of the high-educated; (2) The more technological adaptable an occupation or an industry is, the larger reduction it experienced in skill intensity; (3) The more technological adaptable an industry is, the larger expansion of employment size it experiences during this period. We interpret our findings as the "Endowment-Congruent Technological Change" under the New Structural Economics framework. We build a two-sector general equilibrium model to rationalize our findings: An industry with high technological adaptability can adjust its production factor intensity (skill intensity in particular) to be congruent with endowment changes, so as to reduce usage of scarce factors, save on costs, and increase the scale of the industry.

Key words: Endowment-Congruent Technological Change; New Structural Economics; Human

Capital; Technological Adaptability

**JEL Code:** O11, O14, J24

发达国家产业发展的规律往往是朝着技术密集、高技能劳动力密集的方向演进,而在我国全面工业化进程中,对于一些工序较为简易、直接、程序化程度较高的产业,其技术变迁却体现为对于计划经济时期所使用的复杂生产技术进行拆解改造,使之可以适应我国当时相对丰富的低学历劳动力禀赋。改革开放后,出口导向的江浙和广东一带兴起了大量以乡镇企业为主的产业集群,以劳动密集、垂直分工、生产外包、广泛吸收低学历劳动力为主要特征,便是其中典型的代表(Vogel, 1989; 张晓波和阮建青, 2011)。

这一现象引发了一系列疑问: 我国工业化进程中制造业为什么会出现偏向低学历劳动力的"人力资本浅化"<sup>①</sup>现象,与发达国家的普遍趋势有异?为什么看似"人力资本浅化"的技术"降级"可以为我国的产业带来高速发展?什么因素决定了"人力资本浅化"中的异质性?

究其原因,新中国初期的工业化是违背比较优势的(林毅夫等,1994)。我国制造业发展的出发点是重工业赶超战略,产业采用的物质资本和人力资本密集度十分密集,但当时经济体的禀赋结构®情况是低学历劳动力丰富,而高学历劳动力匮乏。这导致重工业在实际运行中效率低下,无法达成预期的目标。且局部聚集优质生产要素、资本和人力资本双"深化",造成大量低学历劳动力并未充分利用,存在技术调整与产业发展的巨大空间。改革开放之后,从计划经济向市场经济的制度转轨,包括对行业准入与人口流动的放松,使得企业能够自主选择技术,从而令其要素投入密集度得以逐步与禀赋结构匹配。同时,义务教育的普及让低学历劳动力可以领会基础的指令,提升了劳动力素质,奠定了中国制造业崛起的基础。以上两点综合起来,增加了经济体中可利用的低学历有效劳动力的相对供给,促使制造业的人力资本使用趋于浅化。这样的技术调整看似是产业"降级",实则是朝着与禀赋结构匹配的方向对技术进行调整或改造。本文基于中国改革开放之后的制造业发展经验事实,根据新结构经济学的基本框架,提出"禀赋结构匹配的技术调整"的概念,以人力资本禀赋结构的视角像,研究我国制造业发展过程中在产业内部进行的禀赋结构匹配的技术调整,以及不同产业在该过程存在的异质性。

与本文相关的文献主要包括以下三支:

第一,新结构经济学发展理论。早期的发展理论如 Rosentein-Rodan (1943) 和 Murphy et al. (1989) 认为,经济发展面临一个初始的瓶颈,有必要在初始阶段全面地、大规模地对国民经济各个部分进行投资,给经济一次性的大推动,从而使整个国民经济快速发展到全面、均衡的状态,走出贫困恶性循环的陷阱。这些理论得出的一般政策建议是,国家应该推行强有力的干预性政策,通过协调和配置资源,促进资本的积累,推动工业化进程。然而,根据这一思想制定重工业赶超战略的国家都遭受了普遍的发展困境,迫使人们进行反思。新结构经济学认为,经济体禀赋结构决定了生产要素的相对价格,是产业结构转型的根本推动力(林毅夫,2010)。违背禀赋结构决定的比较优势发展产业,导致企业缺乏自生能力,无法获得

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup> 本文所使用的人力资本浅化概念指产业在生产过程中使用的高学历有效劳动力人数/低学历有效劳动力人数下降,定义方式类比于资本深化指生产过程中人均资本量的提高。

② 经济体禀赋结构包括了要素、自然和制度等方面。本文研究的禀赋结构是其中各受教育程度劳动力结构,未涉及物质资本等其他禀赋。本文叙述中仍然使用"禀赋结构"一词,是因为本文以人力资本结构为禀赋结构的切入点进行分析,并且主要逻辑与新结构经济学所强调的"产业结构内生于禀赋结构"一致。 ® 根据新结构经济学的观点,产业结构是所有禀赋结构(包括要素、自然和制度等方面)共同决定的。过往新结构经济学文献从资本劳动结构入手分析的较多,鲜有从人力资本角度深入探究。本文基于以下几点考虑选择从人力资本结构的角度对技术调整进行探讨:第一,本文核心关注的技术可转换性指标是基于劳动力的工作内容构造的,主要反映的是不同人力资本所从事工作内涵的差异性;第二,很多的高技能劳动力的工作任务内嵌于产业使用的资本(例如仪器设备)中,资本劳动结构与人力资本结构因资本-技能互补性的存在而高度相关,故本文选择着重探讨后者。

竞争力(林毅夫和刘培林,2001)。在新结构经济学理论中,随着经济体的要素禀赋结构逐渐由劳动丰富转为资本相对丰富,资本的利率和劳动力的工资之比不断下降,资本密集型产业的成本相对下降,才能逐渐替代劳动密集型产业(Ju et al.,2015; Lin et al.,2019)。人力资本是经济体禀赋的重要元素,对经济发展产生重要作用。然而,人力资本投资并非何时都越多越好,很多非洲国家在教育上进行了大量投入,却并没有获得快速的经济增长(Easterly,2002)。从新结构经济学的角度来看,教育发展应满足实体经济发展需要,与发展阶段的产业结构相匹配,否则人才将得不到足够的就业机会而外流(林毅夫,2017)。Wang and Tang(2019)从新结构经济学角度出发,研究了人力资本结构和产业升级的关系,并构建了一个资本和高技能劳动力互补,和低技能劳动力替代的模型。但是,该文在实证中使用高学历(H)和低学历(L)劳动力人数之比代表人力资本结构,潜在假设了两类劳动力组内各学历劳动力效率相同,忽略了中国为代表的发展中国家近数十年来逐渐普及基础教育带来的低学历劳动力质量提升。目前新结构经济学的结构转型文献主要研究产业如何最优地向着资本密集型的方向进行升级,但是尚未对我国制造业发展进程出现的人力资本浅化现象做出解释。而随着我国经济向着高质量发展迈进,人力资本在禀赋结构中愈发重要,其与产业发展的关系亟待深入研究。

第二,人力资本与经济增长。发达国家的产业转型呈现为技能偏向的技术进步,对高学历劳动力的需求不断提高(Katz and Murphy,1992; Berman et al., 1994; Acemoglu, 2002; Buera et al., 2015)。随着生产中自动化机器逐渐替代例行程度(routine)较高的工作(Acemoglu and Restrepo, 2018),发达国家各学历之间出现"极化"现象(Autor et al., 2003; Autor and Dorn, 2013)。另一方面,低学历劳动力主要从事生产,高学历劳动力主要从事技术引进和创新(黄燕萍等,2013)。发展初期低学历劳动力具有比较优势,长期高学历劳动力越发重要,因此短视的教育选择会在未来损害个体发展(张川川,2015; Li et al, 2019)。对于这一支文献,研究国外的文献多以发达国家的现象作为研究的蓝本,不能解释我国改革开放早期制造业出现的人力资本浅化现象;研究国内的文献则多从经济增长总体出发,并未解释不同产业高学历劳动力密集度的变化异质性。

第三,适宜技术引进和本地化。发达国家的技术进步是适合自身禀赋结构的,往往体现为高技能劳动力更加密集,所以直接引进发展中国家会存在技术对要素的需求和禀赋结构不匹配的问题 (Acemoglu and Zilibotti, 2001; Basu and Weil, 1998; Wang et al., 2018)。但是,如果发展中国家在引进技术的时候选择技术前沿内符合自身比较优势的技术,则可以缓解这样的不匹配问题,实现经济快速增长(林毅夫和张鹏飞,2006;黄茂兴和李军军,2009; Chen and Lan,2020)。这类文献以单一产业分析为主,技术可以根据禀赋结构随时调整,尚未讨论不同产业的技术可调整程度及其如何影响结构转型。

本文主要工作包括以下四个方面:

第一,基于我国 1982 年、1990 年、2000 年和 2005 年的人口普查数据,我们发现,禀赋结构中的高低学历劳动力人数之比在提高,理应生产过程会使用更多高学历劳动力,但是规模扩张的行业内部的高学历劳动力密集度在下降,这可能是由于测算问题导致的。于是,我们参考 Chinloy (1980) 和 Jones (2014) 的方法,将相对工资作为权重,把高中及以上学历换算为等值的高中学历劳动力人数 (H\*),将初中及以下学历换算为等值的文盲劳动力人数 (L\*),然后使用 H\*/L\*作为经济体人力资本禀赋结构,并发现在样本区间内,随着初中学历劳动力较快扩张,虽然 H/L 上升,但 H\*/L\*呈下降趋势。这样的调整能够充分反映我国通过大力发展基础教育迅速提高低学历劳动力的效率(Heckman and Yi, 2014; 白惠天和周黎安, 2020)。

第二,将历年人口普查的 3 位数职业代码统一匹配到 Dorn (2009) 基于 1977 年美国职业信息构建的 occ1990dd Occupation system,得到职业的例行程度(routine)和抽象程度

(abstract)特征。其中,例行程度反映该职业所从事的任务能够被明确表达为既定规则的程度,抽象程度则反映该职业在工作中进行指挥、管理、协调,以及使用数理知识等主观能动性活动的程度。通常来说,例行程度越高,越能够减少对高学历劳动力的使用;抽象程度越高,高学历劳动力越不可被替代。我们根据 Autor and Dorn(2013),在个人层面构建技术可转换性指标,计算公式为:技术可转换性 = ln(例行程度) - ln(抽象程度),并进一步在产业对从业人员取算术平均作为产业层面的技术可转换性指标,用以反映本行业隐性知识(tacit knowledge)的高低决定的生产函数的可调整程度,即能够使用低学历劳动力替换的高学历劳动力程度。

第三,综合实证分析概括得出如下三组定量事实:(1)拥有更高学历的人倾向于从事技术可转换性较低,即例行程度低、抽象程度高的职业;(2)技术可转换性越高的产业和职业内部的 H/L 和 H\*/L\*下降幅度越大;(3)技术可转换性越高的产业在结构转型中规模扩张越多;上述事实在控制初始(1982年)产业物质资本密集度(K/L)和非国有部门就业占比后依然成立。此外我们还发现,非国有部门就业占比增长越大的地区产业 H\*/L\*下降幅度也越大。这是因为,随着样本区间内的人力资本结构中效率调整后的低学历劳动力相对增多,低学历密集的生产方式是符合比较优势的,其中技术可转换性越高的产业越能够使用低学历劳动力替换高学历劳动力,使生产技术更加符合比较优势,所以在结构转型中规模扩大,H\*/L\*下降幅度也更大。同时,这一过程受到我国从计划经济向市场经济转轨的影响,计划经济控制程度越低的地区越能够市场化地调整生产技术,吸收低学历劳动力,从而降低高学历劳动力密集度。

第四,基于以上事实,本文通过新结构经济学理论模型解释内在逻辑机制。经济体中存在两类产业,一类产业技术可转换性较高,另一类产业技术可转换性低。当经济体 H\*/L\*下降,低学历劳动力成本相对降低,所以低学历密集的产业处于扩张阶段。如果 H\*/L\*低于一个门槛,产业选择进行技术调整,进一步提高低学历密集度,从而更加符合比较优势,技术可转换性较高的产业更能及时进行技术调整,在结构转型中规模扩大。由此,我们阐述了禀赋结构匹配的技术调整、技术可转换性和结构转型三者的关系,即技术可转换性较高的产业更能够灵活地向着与禀赋结构相匹配的方向调整生产技术,从而在结构转型中实现规模的相对扩大。

本文的主要贡献是: 第一,结合我国改革开放以来制造业发展的历史,首次提出"禀赋结构匹配的技术调整"概念,并通过定量事实说明了 1982 年至 2005 年期间产业间劳动力规模的相对变化和产业内人力资本浅化现象是与同时期的人力资本禀赋变化相一致的。第二,测算了我国制造业经效率调整之后的人力资本结构,为新结构经济学的禀赋结构测度方法做出了重要补充;发现了我国自 1982 年至 2005 年以来低学历有效劳动力 (efficient labor) 相对增多的定量事实,强调了我国基础教育的普及推广对于制造业发展的重要作用。第三,借鉴 Autor & Dorn (2013) 构建了我国产业层面的技术可转换性指标,反映了不同产业所使用技术中包含的隐性知识的高低。在 1982 年至 2005 年期间,技术可转换性越高的产业,产业内高学历劳动力密集度降低得越多,对该时期人力资本禀赋的变动有更强的反应。我们建立了一个两部门在生产函数的可调整程度上存在异质性的一般均衡模型模型解释了上述定量事实。

本文剩余部分安排如下: 第二部分介绍本文使用的数据和实证方法, 第三部分归纳定量事实, 第四部分建立理论模型解释定量事实, 第五节总结全文并讨论政策启示。

# 二、数据和实证方法

## (一)数据介绍

## 1. 全国人口普查数据

本文主要使用的数据为 1982 年、1990 年、2000 年和 2005 年全国人口普查数据。其中,1982 年、1990 年、和 2000 年为全国 1%人口的随机样本,2005 年为全国 1%人口的随机再抽样样本,占全国人口的 0.2%,皆具有全国代表性。个人层面的信息包括所在地区、学历、职业、产业、和年龄籍贯等人口统计学特征,使得我们可以获得精细度较高的人口就业结构信息,以支持实证分析。

因不同年份数据使用的产业分类标准<sup>®</sup>有差异,我们将所有年份的产业统一调整到GBT4754-2002的2位数代码。本文的讨论主要集中在生产制造领域,故我们研究范围限定在制造业子产业内和子产业间的结构变迁(GBT4754-2002的2位数产业代码13至43,共30个产业)。在职业信息方面我们也进行了不同版本间的调整。我们将各年汇报的3位数职业分类标准代码(GBM)统一与我国2000年的职业代码标准进行匹配调整,以保证一致性。

## 2. 中国居民收入调查数据(CHIP)

全国人口普查数据只有在 2005 年汇报了个人层面的劳动收入数据。对于其他年份,本文借助中国居民收入调查数据(CHIP)进行反推。参考 Wu et al. (2015),我们分别以 1987 年、1995 年和 2000 年的 CHIP 数据估计相同形式的明塞尔方程(Mincer Equation),并根据所得参数依次对 1982 年、1990 年、2000 年个人层面劳动收入进行插值预测,明塞尔方程的估计结果见附录表 A.3。

该处理的理由在于: (1) 我国 2000 年之前缺乏高精细度的个人层面收入数据,这使得忽略个体异质性、仅仅使用行业或教育水平层面均值予以插值的测算方法误差巨大。而 CHIP 数据是早期为数不多的汇报个人层面收入信息的全国代表性数据库; (2) CHIP 覆盖了包含个人性别、年龄、教育程度等与人口普查相同的人口统计学信息,可以支撑相对精确的明塞尔方程估计,使得插值得到的估计尽量与人口普查数据样本的真实劳动收入接近; (3) 不直接使用行业层面收入均值进行插值的另一原因在于 CHIP 数据中个人的产业信息仅精确到制造业大类层面,未细分至各制造业小类,并不适用于本文的研究。

# 3. 职业特征数据

Dorn (2009) 基于美国劳工部 1977 年调查发布的职业任务数据库 (Dictionary of Occupational Titles, DOT), 收集整理了 330 个美国自 1970 年以来可以长期一致追踪的职位,建立了名为 occ1990dd Occupation System 的职业代码分类系统,并提供了职业特征指标 ®——包括例行程度 (routine)、抽象程度 (abstract)——可以与各职业进行匹配。其中,例行程度表示该职位所从事的任务能够被明确表达为既定规则的程度。以烹饪为例,菜谱里"盐3克,酱油10克"相比"盐少许,酱油少许"的例行程度更高;抽象程度表示该职位在工作中进行指挥、管理、协调,以及使用数理知识等主观能动性活动的程度®。

\_

<sup>&</sup>lt;sup>④</sup> 1982、1990、2000 年汇报 3 位数细分行业, 行业标准依次为 1982 年标准(数据虽有汇报行业代码与行业描述, 但未见官方明确标准), GBT4754-1984, GBT4754-1994; 2005 年汇报 2 位数细分行业, 分类标准为 GBT4754-2002。

⑤ 详见 https://www.ddorn.net/data.htm。

<sup>®</sup> Dorn (2009) 使用美国劳工调查中受访者对于所从事职业的使用各种技能强度平均数来构造该两指数。具体地,例行程度使用了"遵从工作设定的要求,标准" (adaptability to work requiring set limits, tolerances, standards), "手指灵活度" (finger dexterity), 和"手眼脚配合" (eye, hand, foot

此外,我们还使用了一部分文献或官方发布的加总数据。其中,年份-产业层面的资本/ 劳动比率来自于陈诗一(2011),省级-年份层面非国有部门就业比重则来自于历年的《中国 劳动统计年鉴》。

#### (二)技术可转换性指标的内涵与构造

文献经常使用熟练劳动力(skilled labor)和非熟练劳动力(unskilled labor)的概念来界定人力资本禀赋。前者往往对应具有较高学历的劳动力,后者则是较低学历的劳动力。实际上,低学历者中不乏技术娴熟的能工巧匠,高学历者也未必总是对应实际生产过程中的高效率。显然,这样的定义不能说明不同教育程度劳动力从事职业内涵的本质不同,以及决定其工资差异的本质因素,具有很大的迷惑性。

Autor et al. (2003) 提出任务模型 (task model),将生产制造的过程抽象为由人执行的一系列任务,用以解释计算机技术的推广使得机械自动化逐步完成对人力的替代。其中重要的概念是隐性知识(tacit knowledge),对应各行各业内诸多"只可意会,不可言传"的知识与技巧。隐性知识较少,生产任务中的例行程度(routine)就较高,任务的细节就越容易被清晰地表达与转达至执行者,就越容易通过编程让机械自动化代替人工。

本文拓展了对隐性知识的理解。如同机械可以替代人工,低学历者和高学历者之间也可以相互替代,这其中的可替代性依赖于产业生产中的隐性知识的多寡。一个产业包含的隐性知识越少,其生产任务就越可以被转化为一系列清晰的指令传递给劳动者。因而隐性知识较少的行业,劳动者只需具备基本的理解能力(对应基础教育所培养的技能),就可如同亚当·斯密所描述的扣针工人一般,通过劳动分工与不断的重复训练完善所从事的工艺技巧。这受其所受正规教育的深浅影响则甚微(Smith, 2010)。但随着隐性知识的增加,一项任务中"只可意会,不可言传"的内容越来越多。劳动分工的程度就受到了限制。例如,一个熟练的裁缝虽然可以按照指定的图案缝制衣物,但是设计一个具有市场吸引力的花纹图案却有赖于设计师的学识、品位、与市场嗅觉。本文的核心假设即在于,高学历劳动者的比较优势与不可替代性来源于其对于隐性知识的掌握与运用。反之,对于从事隐性知识较少的任务,高学历和低学历劳动者的区别则并不明显,故而通过编码化、标准化、流程拆解等技术调整流程可以将原本高学历劳动力的工作分配给更低学历的劳动者完成。

更一般地,一个产业的隐性知识越少,就意味着不同的生产要素对于该行业而言相互可替代性强,故而生产技术可供调整的方向更为灵活,生产者可以根据自己的实际条件因势利导:这在发达国家体现为机械自动化代替人工,在我国改革开放初期则体现为以低学历劳动者替代高学历劳动者的人力资本"浅化",其实本质上都是为了使技术调整的方向与各自经济体的禀赋结构相适应。

借鉴于 Autor and Dorn (2013), 我们构造了职业层面的"技术可转换性"的指标来反映各职业之间的隐性知识差异。其构造按如下四个步骤进行: 首先, 将各年人口普查的职业代码与我国 2000 年的职业代码标准进行调整匹配; 其次, 将我国 2000 年的职业代码标准与Dorn (2009) 提供的 330 个 occ1990dd Occupation System 进行匹配; 第三, 将职业特征指标——包括例行程度 (routine)、抽象程度 (abstract)——按照其数值大小在所有职业中的分位数映射到[0,1]之后与各职业进行匹配; 最后, 依照如下公式计算技术可转换性: 技术可转换性 = ln (例行程度) - ln (抽象程度)。

这里一个隐含的假设是在 3 位数的职业分类上, 我国和 Dorn (2009) 中美国的相同职业的工作内容没有系统性的差异。我们认为该假说具有充分的合理性。第一, 如附录表 A.1

coordination); 抽象程度使用了"指挥、管理、计划"(directing, controlling, planning)和"数字推理能力"(quantitative reasoning requirements)。

所示,3 位数的职业分类足够详细,技术可转换性最高和最低的十组职业与 Autor et al. (2003) 中提及的高低例行程度的典型职业有很高重合度。第二,Dorn (2009) 所使用的职业特征指标使用的是 1977 年的美国劳工部调查数据,远远早于我们的样本区间,减弱了对于美国相同职业人员工作内容具有更高技术含量的担忧。

另一个潜在的担忧是技术可转换性可能内生于技术调整的过程。然而图 1 显示, 2005 年产业层面技术可转性指数对 1982 年产业层面技术可转换性指数的回归系数高达 0.928, R² 达到了 0.855, 即同一产业的技术可转换性在我们考虑的样本期间并没有特别大的变化。这说明技术可转性指标很大程度上刻画了产业层面不随时间变化的生产技术特征。故我们选用期初 1982 年人口普查所有 2 位数制造业行业的从业人员职业特征取算术平均,作为产业层面的技术可转换性指标,以克服潜在的内生性问题。如附录表 A.2 所示,技术可转换性高的行具有工艺较为简单,劳动密集、手工操作较多的特点,例如纺织业、工艺美术品制造业和农副产品制造业等。一个简单的产业层面特征的相关性比较显示,技能密集度和资本密集度高度正相关,而技术可转换性与技能密集度和资本密集度都有很高的负相关性(见表 1)。本文并不否认资本-技能互补性(capital-skill complementarity)的存在,以及资本密集度变化带动人力资本结构的可能性,但我们希望从职业特征的角度更为本质地理解高技能劳动力与资本使用的互补关系。后文为了稳健性考虑,我们在后续回归中皆加入了产业层面的资本/劳动比率,作为竞争性假说予以控制。

综上所述,技术可转换性衡量了一个产业的生产函数非刚性。该指标的数值越大,生产过程中涉及的直白的程序性活动就越多、主观能动性活动就越少,生产主体越能够根据实际情况灵活调整其所使用的生产要素,使用新技术替代旧技术来适应禀赋结构的变化就越容易。

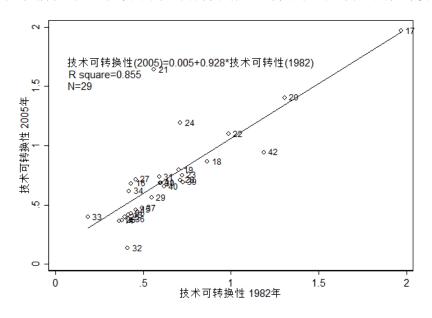


图 1 产业层面技术可转性变化: 1982 年至 2005 年

注: 本图显示 2005 年产业层面的技术可转换性对 1982 年产业层面的技术可转换性的散点 拟合图。散点的标签为经过统一调整过后的 GBT4754-2002 的 2 位数行业代码。

表 1 产业层面特征相关系数

|         |           | 7- 7 - 7- |          |          |         |       |
|---------|-----------|-----------|----------|----------|---------|-------|
|         | (1)       | (2)       | (3)      | (4)      | (5)     | (6)   |
|         | 抽象程度      | 例行程度      | 技术可转     | H/L      | 生产端 H/L | 资本/劳动 |
|         |           |           | 换性       |          |         |       |
| 抽象程度    | 1         | •         | •        |          | •       | ,     |
| 例行程度    | -0.145    | 1         |          |          |         |       |
| 技术可转换性  | -0.871*** | 0.234     | 1        |          |         |       |
| H/L     | 0.630***  | -0.224    | -0.327   | 1        |         |       |
| 生产端 H/L | 0.506***  | -0.149    | -0.221   | 0.972*** | 1       |       |
| 资本/劳动   | 0.537***  | -0.432**  | -0.420** | 0.487*** | 0.354*  | 1     |

注: \*\*\* p< 0.01, \*\* p< 0.05, \* p< 0.1; 观测值的单位为产业; 样本为 1982 年人口普查中的 所有制造业产业, 统一映射到 GBT4754-2002 的 2 位码。第(1)-(3)列对 1982 年人口普查 所有本产业的从业人员职业特征取算术平均; 高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力 (H), 其余被定义为低学历劳动力 (L); 第(6)列的数据来自陈诗一(2011)。

# 三、人力资本禀赋测算

本文实证分析的首要任务在于准确地测算经济体的人力资本禀赋结构。

我们将各普查年份时刻为 15 岁至 65 岁的劳动年龄人口按照学历进行加总,并等比例 扩大后展示于图 2。从中可见,该时期人力资本禀赋的主要特征是劳动者文化素质普遍提升。文盲和小学学历群体的缩减,拥有大学学历群体的增加。但最为显著的变化是初中学历人群迅速扩张。从 1982 年至 2005 年,非农就业人口中初中学历者几乎增长了一倍。这反映了改革开放以来义务教育的实施和推广提高了 1970 年代之后出生的新一代的劳动者的基本文化素质(刘生龙等,2016)。同时,我国也在经历着影响深远的经济结构的转型:伴随着计划经济向市场经济的转轨,包括对人口流动以及许多行业准入的放松,从乡村到城镇,内陆到沿海,丰富的低学历人口由农业部门向非农部门转移(Tombe and Zhu,2019),深刻影响了我国劳动力市场的禀赋结构。

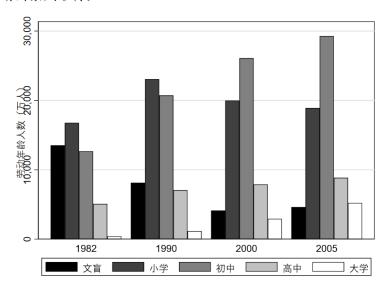


图 2 全体劳动年龄人口受教育程度

注:劳动年龄人口指调查年份时刻为15岁至65岁的人群。1982年,1990年,2000年的人数按

1% 抽样标准进行等比例放大; 2005 年的人数按照国家统计局提供的抽样权重加总后按0.2% 抽样标准进行等比例放大。

为了刻画制造业人力资本使用的结构,我们采用与文献一致的做法,将产业中的高学历从业者的人数除以低学历从业者的人数作为技能密集度的度量。与文献中一般使用大学及以上学历作为高学历劳动力的代表不同的是,我们将高中及以上学历作为高学历劳动力(H),初中及以下学历作为低学历劳动力(L)<sup>©</sup>。如此设定的理由在于结合制造业的行业特点和中国当时的国情。彼时大学扩张尚未施行,制造业行业中掌握复杂机械操作知识、精通生产技术的人群主要毕业于致力于培养技术蓝领的职业高中。而这部分人群根据官方统计标准被归类为高中同等学历,将其归类于低学历劳动力将低估产业层面的技能密集度。

图 3 和图 4 显示了使用传统人力资本禀赋测度会出现的矛盾现象。图 3 显示,我国高学历的从业者人数整体相对低学历从业者整体上升,1982 年高低学历劳动力人数之比(H/L,人力资本禀赋结构)较小的产业从业人口规模扩张更快。但是仔细观察图 4 中产业内部的H/L 变化趋势发现,规模扩张较快的纺织品、衣服鞋帽等产业内部的H/L 在下降,与经济体禀赋结构变化方向相反;规模扩张较慢的医药、交通设备等产业内部的H/L 在上升,与经济体禀赋结构变化方向一致。这样的现象看似和新结构经济学禀赋结构决定产业结构的基本理论相矛盾。然而,简单的数量之比可能会掩盖低学历群体内部的劳动力质量提升,如图 2 中文盲群体的缩减和初中学历群体的扩张。如果不进行效率调整,将会直接做出一个不合理的假设——高低学历各自组内不同受教育程度的劳动力效率相同。我们参考 Chinloy(1980)和 Jones(2014)的方法,将相对工资作为权重,把高中及以上学历换算为同质的高中学历劳动力人数(H\*),将初中及以下学历换算为同质的文盲劳动力人数(L\*),使用调整后的 H\*/L\*重新度量人力资本禀赋结构和产业内部的高低学历劳动力人数之比。

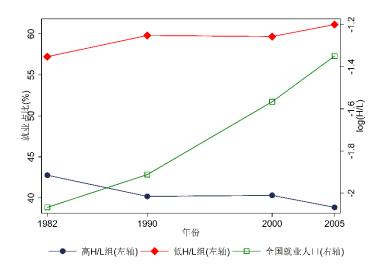


图 3 按期初高学历密集度划分的产业 H/L 变化

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>本文在附录 4 中提供了该二分法合理性的实证支持。具体而言,如附录图 A.3 所示,高中以上与高中以下学历的劳动力从事的职业性质具有明显的界限差异;高中以下相对同质化,主要从事手工劳动以及机器操作等生产性工作,高中以上则更多从事管理与研发设计非生产性工作,且这一分工随着时间推移愈发明显。

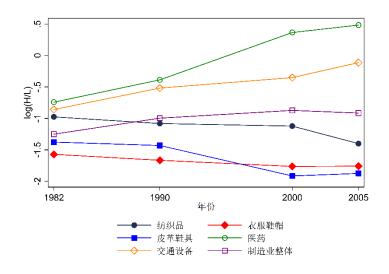


图 4 典型行业内部高学历密集度变化

劳动力效率调整理论依据如下:假设高低学历劳动力群体内部不同学历劳动力能够相互替代,将高学历群体中高中学历劳动力的效率标准化为1,将低学历群体中文盲劳动力的效率标准化为1。

$$H^* = H_1 + e_2^h H_2 + \dots + e_n^h H_n$$
  

$$L^* = L_1 + e_2^l L_2 + \dots + e_n^l L_m$$

假设生产函数形式是Y = F(K, H, L), 求一阶条件得到:

$$\frac{\partial F/\partial H_i}{\partial F/\partial H_j} = \frac{e_i^h}{e_j^h} = \frac{w_i^h}{w_j^h}$$
$$\frac{\partial F/\partial L_i}{\partial F/\partial L_j} = \frac{e_i^l}{e_i^l} = \frac{w_i^l}{w_i^l}$$

因此,经过以工资为权重进行调整,能够得到效率调整后的高低学历劳动力人数之比 $H^*/L^*$ 。

具体而言,我们参考 Wu et al. (2015)的处理,分别以 1987年、1995年和 2000年的 CHIP 数据估计相同形式的明塞尔方程(Mincer Equation),并根据所得参数依次对 1982年、1990年、2000年个人层面劳动收入进行插值预测,明塞尔方程的估计结果见附录表 A.3。调整后的结果如图 6 所示。

对比图 5 和图 6 显示出生产率调整对于精确测算人力资本禀赋的必要性。图 6 中生产率调整后的  $H^*/L^*$ 呈现单调下降的趋势,即低学历有效劳动力 (efficient labor) 相对上升。这与图 5 中的 H/L 上升趋势背离,体现了我国基础教育的普及推广对于提升低学历劳动力质量的重要作用。我们将之归纳为定量事实 0。

定量事实 0: 从 1982 年至 2005 年期间, 我国的人力资本禀赋结构特征为低学历有效劳动力相对增加。

图 A.1 和图 A.2 中画出了全体制造业所使用的人力资本结构,与全国人力资本禀赋的变化的结构相一致。基础教育的推广培养了大量可以理解领会基础指令的低学历劳动力, 提升了劳动力素质,奠定了中国制造业崛起的基础。

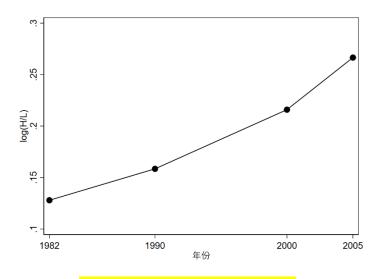


图 5 全体劳动年龄人口人力资本结构

注: 劳动年龄人口指调查年份时刻为 15 岁至 65 岁的人群。H: 高中及同等学历以上人数; L: 初中及同等学历以下人数。

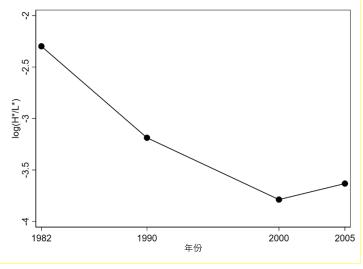


图 6 生产率调整后全体劳动年龄人口人力资本结构

注:劳动年龄人口指调查年份时刻为 15 岁至 65 岁的人群。H\*: 高中及同等学历以上人数 (生产率调整后); L\*: 初中及同等学历以下人数(生产率调整后)。

# 四、定量事实

本节详细介绍我们基于上述数据处理之后建立起三组定量事实,阐释其背后的逻辑与意义,并对可能的竞争性假说予以辨析,从而引导出我们的理论模型。

## (一)教育程度与职业选择

我们的第一组定量事实来源于个人的教育程度与职业选择之间的关系。如前文所述,高学历劳动者的比较优势与不可替代性来源于其对于隐性知识的掌握与运用。一个可供检验的

假说是高学历者相比于低学历者是否更倾向于从事隐性知识较为丰富的职业。我们选用了三组指标——抽象程度、例行程度、和技术可转换性——来刻画隐性知识的使用。以四次全国人口普查全体制造业从业人员为样本的个人层面职业相关系数被展示于表 2, 技术可转换性的两个组成部分——抽象程度和例行程度指标呈现稍弱的负相关性(系数为-0.109), 说明两指标虽有相关, 但一定程度上刻画了不同维度的特征。

我们将这三组指标对五分类(文盲、小学、初中、高中、大学)的教育程度哑变量进行回归,并以初中教育程度作为参照组,控制了城市固定效应、产业固定效应、年份固定效应、和个人层面的控制变量,包括年龄、年龄平方、户主身份和婚姻状况。回归结果见表 3 (1)-(6) 列。所有结果指向一个稳健的结论:随着个人层面教育程度的提高,一个人越有可能从事低例行程度、高抽象程度,即低技术可转换性的职位。其中,以例行程度和技术可转换性为被解释变量的结果,在有无加入产业固定效应估计结果差异比较显著。这说明,教育程度影响职业选择的渠道很可能是通过对产业层面特征的选择,这佐证了我们构造产业层面技术可转换性指标的合理性。综上结果,我们得到如下定量事实 1。

定量事实 1: 拥有更高学历的人倾向于从事技术可转换性较低,即例行程度低、抽象程度高的职业。

在表 (7) - (8) 列,我们基于个人职位特征构造生成一个新的哑变量"生产性职位",用以表示个人直接参与产品的生产制造流程,而非管理、设计等间接参与。总体来说,非生产性的职位涉及更多非例行的任务,需要从业人员更多的主观发挥与创造。和技术可转换性的结果一致,教育程度越高,个人越有可能从事非生产性的职业。因而理论上说存在如下的可能性:我们观察的产业内 H\*/L\*比例下降有可能并没有发生生产技术上的调整,而只是生产制造部门在外部需求下扩张快于非生产制造部门的结果。因此,我们在后续讨论产业内人力资本结构时都区分讨论全行业和生产制造部门。

| 表 2 个人层面职业特征相关系数 |           |          |        |  |  |  |  |
|------------------|-----------|----------|--------|--|--|--|--|
|                  | (1)       | (2)      | (3)    |  |  |  |  |
|                  | 抽象程度      | 例行程度     | 技术可转换性 |  |  |  |  |
| 抽象程度             | 1         | •        |        |  |  |  |  |
| 例行程度             | -0.109*** | 1        |        |  |  |  |  |
| 技术可转换性           | -0.639*** | 0.510*** | 1      |  |  |  |  |

注: \*\*\* p< 0.01, \*\* p< 0.05, \* p< 0.1; 观测值的单位为个人, 样本为四次人口普查 (1982, 1990, 2000, 2005) 中的所有制造业从业人员; 第 (3) 列为本文构造指标技术可转换性, 计算公式为: 技术可转换性= $\ln$  (例行程度)  $-\ln$  (抽象程度)。

表 3 教育程度与职业特征: 个人层面回归

|                | 抽象程度      |           | 例行        | 例行程度      |           | 转换性       | 生产作       | 生职位       |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| _              | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)       | (6)       | (7)       | (8)       |
| 文盲             | -0.146*** | -0.138*** | 0.014***  | 0.031***  | 0.468***  | 0.496***  | 0.163***  | 0.160***  |
|                | (0.001)   | (0.001)   | (0.001)   | (0.001)   | (0.004)   | (0.004)   | (0.001)   | (0.001)   |
| 小学             | -0.064*** | -0.060*** | 0.009***  | 0.016***  | 0.203***  | 0.216***  | 0.083***  | 0.081***  |
|                | (0.000)   | (0.000)   | (0.000)   | (0.000)   | (0.002)   | (0.002)   | (0.001)   | (0.001)   |
| 高中             | 0.086***  | 0.081***  | -0.021*** | -0.013*** | -0.305*** | -0.281*** | -0.134*** | -0.127*** |
|                | (0.000)   | (0.000)   | (0.000)   | (0.000)   | (0.002)   | (0.002)   | (0.001)   | (0.001)   |
| 大学及            | 0.350***  | 0.334***  | -0.061*** | -0.049*** | -1.086*** | -1.000*** | -0.581*** | -0.566*** |
| 以上             |           |           |           |           |           |           |           |           |
|                | (0.001)   | (0.001)   | (0.001)   | (0.001)   | (0.003)   | (0.003)   | (0.001)   | (0.001)   |
|                |           |           |           |           |           |           |           |           |
| 观测数            | 2241041   | 2241041   | 2241041   | 2241041   | 2241041   | 2241041   | 2217165   | 2217165   |
| $\mathbb{R}^2$ | 0.157     | 0.213     | 0.087     | 0.184     | 0.164     | 0.296     | 0.169     | 0.175     |
| 个人层            | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         |
| 面控制            |           |           |           |           |           |           |           |           |
| 变量             |           |           |           |           |           |           |           |           |
| 年份固            | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         |
| 定效应            |           |           |           |           |           |           |           |           |
| 城市固            | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         | Y         |
| 定效应            |           |           |           |           |           |           |           |           |
| 产业固            | N         | Y         | N         | Y         | N         | Y         | N         | Y         |
| 定效应            |           |           |           |           |           |           |           |           |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1; 观测值的单位为个人,样本为四次人口普查(1982,1990,2000,2005)中的所有制造业从业人员;对于(1)-(4)列,被解释变量为个人从事职业在 occ1990dd 中的职业特征,按照其在所有职业中的分位数映射到[0,1];(5)-(6)列为本文构造的技术可转换性指标,计算公式为技术可转换性=ln(例行程度)-ln(抽象程度);(7)-(8)列为生产性职位,表示直接参与产品的生产制造流程,而非管理、设计等间接参与;解释变量为个人教育程度的哑变量,以初中(或同等学历)作为参照组。个人层面控制变量包括性别、年龄、年龄平方、户主、婚姻状况。

## (二) 职业内和产业内的人力资本结构动态

在本小节检验具有不同技术可转换性的职业和产业的人力资本结构动态变化异质性。自改革开放以来,我国逐渐从计划经济时期的重工业赶超时代转轨到以市场经济配置资源的时代。大批原本使用资本密集型、技能密集型生产技术的国企,或是在因违背比较优势在市场竞争中被淘汰,或是积极寻求变革对技术进行分工和标准化,使得在全产业内的要素密集度逐渐接近禀赋结构。根据定量事实 0 中,义务教育的普及使得从 1982 年至 2005 年期间,我国的制造业人力资本禀赋结构特征为低学历有效劳动力相对增加。故我们预期制造业各职业、产业的 H/L 应该趋于下降。又因为技术可转换性指标衡量了生产技术中隐性知识(tacit knowledge)高低导致的生产函数的非刚性,我们还预期 H/L 的动态具有职业和产业的异质性。

为了实证检验我们的猜想,我们首先考虑职业内部的人力资本结构动态。被解释变量为

限定于制造业范围内的职业层面的 H/L 和生产率调整后的 H\*/L\*,解释变量为职业层面的技术可转换性和四个人口普查年份的哑变量的交叉项。我们关心的是该四个交叉项系数的相对变化。表 4 的结果显示无论是生产率调整前后,除了改革开放伊始的 1982 年,我们关心的系数都显著地由正转负,或保持显著为负,且绝对值随时间推移不断扩大。这意味着相同职业随着时间,技术可转性越高的职业使用了更加多的低学历劳动力,且我们的发现不论对于全体制造业职业,或者仅考虑生产制造职业都成立。

表 4 职业内人力资本结构动态: H/L

|                |           | 7. 从 7. 日  |           | ALIVE E    |
|----------------|-----------|------------|-----------|------------|
|                | 全体从业人员    |            | 生产        | 制造人员       |
|                |           | 生产率调整后     |           | 生产率调整后     |
|                | ln (H/L)  | ln (H*/L*) | ln (H/L)  | ln (H*/L*) |
|                | (1)       | (2)        | (3)       | (4)        |
| 技术可转换性(1982)   |           |            |           |            |
| 与年份哑变量交叉项:     |           |            |           |            |
| 1982           | -0.331*** | 0.044      | -0.047    | 0.150**    |
|                | (0.096)   | (0.158)    | (0.066)   | (0.061)    |
| 1990           | -0.520*** | -0.257*    | -0.161*** | -0.062     |
|                | (0.106)   | (0.150)    | (0.059)   | (0.057)    |
| 2000           | -0.671*** | -0.612***  | -0.071    | -0.145*    |
|                | (0.088)   | (0.099)    | (0.068)   | (0.076)    |
| 2005           | -0.620*** | -0.770***  | -0.135    | -0.256**   |
|                | (0.184)   | 0.044      | (0.107)   | (0.121)    |
|                |           |            |           |            |
| 观测数            | 449       | 416        | 173       | 173        |
| $\mathbb{R}^2$ | 0.216     | 0.159      | 0.025     | 0.401      |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\* p< 0.01, \*\* p< 0.05, \* p< 0.1; 观测值的单位为职业-年份; 样本为所有制造业职业,职业划分标准为由我国的职业代码调整匹配至 occ1990dd 之后的职业; 高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力,其余被定义为低学历劳动力;(1)-(2)列使用全体从业人员构造技术可转换性,以及生产率调整前后的 H/L 比率,(3)-(4)列只使用从事生产性职业的人员构造相关指数;对于(1)-(2)列,被解释变量为本行业高学历劳动力人数对低学历劳动力人数比率的自然对数,对于(3)-(4)列则为按照生产率调整过后的本行业高学历劳动力人数对低学历劳动力人数比率的自然对数;解释变量为职业层面的技术可转换性(1982年从事本产业的相关人员职位的技术可转换性的算术平均)。

产业层面的人力资本结构动态和职业层面类似,结果展示于表 5。被解释变量为限定于制造业范围内的产业层面的 H/L 和生产率调整后的 H\*/L\*,解释变量为职业层面的技术可转换性和四个人口普查年份的哑变量的交叉项。我们关心的是该四个交叉项系数的相对变化。表 5 的(1)-(4)列显示了用全体从业人员构造的 H/L 和 H\*/L\*得出的结果。其中,(2)和(4)列中我们还添加了 ln(资本/劳动)与年份哑变量作为额外的控制变量,以控制资本-技能互补性带来的影响。我们发现,在 1982 年至 2005 年期间,技术可转换性越高的产业,对该时期的低学历人力资本禀赋增多有更强的反应: 技能密集度(无论是生产率调整前还是后)与年份交叉项的系数由正转负,且系数的绝对值不断扩大。这意味着随着时间推移,技术可转换性强的产业内的人力资本浅化越来越显著。我们的发现在控制了 ln(资本/劳动)与年份哑变量交叉项之后依然稳健。而且第(4)列结果显示,如果我们使用生产率调整后的 H\*/L\*

作为被解释变量同时对两组解释变量回归, In (资本/劳动)与年份哑变量交叉项的系数将不再显著。这意味相对于资本-技能互补性假说,技术可转换性对于人力资本结构动态有更强的解释力。在(5)-(8)列中我们使用制造业人员中从事生产制造的子样本构造生产端的H/L和H\*/L\*得到了和全体从业人员类似的结果,说明即使只考虑生产制造环节,技术可转换性更高的行业也发生了更显著的人力资本浅化现象。

表 5 产业内人力资本结构动态: H/L

|                |            | 全体从       | 业人员        |           | 生产制造人员   |           |           |           |
|----------------|------------|-----------|------------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|
|                |            |           | 生产率        | 调整后       |          |           | 生产率       | 调整后       |
|                | ln (I      | H/L)      | ln (H      | */L*)     | 生产端1     | n (H/L)   | 生产端 ln    | (H*/L*)   |
|                | (1)        | (2)       | (3)        | (4)       | (5)      | (6)       | (7)       | (8)       |
| 技术可转换性(        | (1982) 与年份 | 哑变量交叉马    | 页 <b>:</b> |           |          |           |           |           |
| 1982           | -0.679***  | -0.246    | 0.157      | 1.252***  | -0.435** | 0.029     | 1.477***  | 1.662***  |
|                | (0.224)    | (0.149)   | (0.131)    | (0.272)   | (0.209)  | (0.126)   | (0.242)   | (0.332)   |
| 1990           | -0.478**   | -0.104    | -0.147     | 0.022     | -0.451** | -0.034    | -0.081    | 0.091     |
|                | (0.184)    | (0.107)   | (0.112)    | (0.168)   | (0.180)  | (0.100)   | (0.165)   | (0.229)   |
| 2000           | -0.354*    | -0.400*** | -0.545**   | -0.938*** | -0.386*  | -0.370*** | -1.022*** | -1.031*** |
|                | (0.204)    | (0.119)   | (0.210)    | (0.214)   | (0.197)  | (0.112)   | (0.263)   | (0.279)   |
| 2005           | -0.373*    | -0.563*** | -0.562***  | -0.951*** | -0.438** | -0.548*** | -1.083*** | -1.017*** |
|                | (0.204)    | (0.134)   | (0.150)    | (0.217)   | (0.186)  | (0.132)   | (0.234)   | (0.270)   |
| 各年 ln(资本       | /劳动力) ()   | 产业层面)与    | 年份哑变量      | 交叉项:      |          |           |           |           |
| 1982           |            | 0.266***  |            | 0.136     |          | 0.232***  |           | 0.124     |
|                |            | (0.079)   |            | (0.148)   |          | (0.071)   |           | (0.160)   |
| 1990           |            | 0.312***  |            | 0.059     |          | 0.282***  |           | -0.000    |
|                |            | (0.043)   |            | (0.066)   |          | (0.043)   |           | (0.084)   |
| 2000           |            | 0.485***  |            | 0.166     |          | 0.464***  |           | 0.170     |
|                |            | (0.044)   |            | (0.106)   |          | (0.040)   |           | (0.119)   |
| 2005           |            | 0.470***  |            | 0.077     |          | 0.442***  |           | 0.071     |
|                |            | (0.066)   |            | (0.103)   |          | (0.055)   |           | (0.103)   |
| 观测数            | 118        | 116       | 118        | 116       | 118      | 116       | 118       | 116       |
| $\mathbb{R}^2$ | 0.120      | 0.611     | 0.695      | 0.767     | 0.088    | 0.584     | 0.705     | 0.730     |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*\* p< 0.01, \*\* p< 0.05, \* p< 0.1; 观测值的单位为产业-年份; 样本为所有制造业产业; 高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力,其余被定义为低学历劳动力; (1)-(4)列使用全体从业人员构造技术可转换性,以及生产率调整前后的 H/L 比率,(5)-(7)列只使用从事生产性职业的人员构造相关指数;对于(1)-(2), (5)-(6)列,被解释变量为本行业高学历劳动力人数对低学历劳动力人数比率的自然对数,对于(3)-(4),(7)-(8)列按照生产率调整过后的本行业高学历劳动力人数对低学历劳动力人数以证学历劳动力人数比率的自然对数;解释变量为产业层面的技术可转换性(1982年从事本产业的相关人员职位的技术可转换性的算术平均)、产业层面的资本/劳动比率的自然对数与年份哑变量的交叉项。产业层面的资本/劳动比率来自陈诗一(2011)。

我们将上述结果归纳为定量事实 2:

定量事实 2: 从 1982 年至 2005 年期间,技术可转换性越高的职业和产业,技能密集度 (H/L 和 H\*/L\*) 下降得越多。

我们的发现对于国际比较具有深刻的启示。我国改革开放初期的制造业结构转型方向与发达国家不断提高的物质资本密集度、技能密集度恰好相反,这启示我们技术的发展方向其实是灵活的。究其原因,发达国家资本较为丰富,劳动力价格较为昂贵,所以资本深化、人力资本深化的技术进步与禀赋结构变化的方向一致,能够节约成本。而我国制造业发展的起点是重工业赶超战略,技术的物质资本和人力资本密集度均远高于禀赋结构,违背了比较优势(林毅夫等,1994)。从计划到市场的制度转轨使得企业能够选择要素投入密集度接近禀赋结构的技术,同时期义务教育的普及提高了低学历劳动力领会基础指令的能力,增加了低学历劳动力的效率,即增加了经济中的低学历有效劳动力供给,也促使制造业的人力资本使用趋于浅化。上述技术进步的方向看似迥异,实则内在逻辑一致,都是向着与禀赋结构匹配的方向对技术进行改造或调整,即禀赋结构匹配的技术调整。对于很多尚未工业化的发展中国家,一方面可以根据其禀赋结构从较为发达国家引进符合其比较优势的行业,另一方面也可以选择对技术可转换性较高的产业的生产技术进行主观能动的调整,以适应本国的禀赋现状,获得最大的效益。

#### (三)产业间劳动力份额动态

在本小节检验具有不同技术可转换性的产业的劳动力份额的相对变化。表 6 的 (1)-(2) 列,被解释变量为本产业劳动力份额 (本产业劳动力人数/全体制造业劳动力人数),(3)-(4) 列,被解释变量为本产业高学历劳动力份额 (本产业高学历劳动力人数/全体制造业高学历劳动力人数),(5)-(6) 列,被解释变量为本产业低学历劳动力份额 (本产业低学历劳动力份额 (本产业低学历劳动力份额);解释变量为产业层面的技术可转换性(1982 年从事本产业的相关人员职位的技术可转换性的算术平均)、产业层面各年的增加值和劳动力之比(劳动生产率)的自然对数  $\ln (Y/L)$  与年份哑变量的交叉项、产业层面各年的资本和劳动力之比的自然对数  $\ln (K/L)$  与年份哑变量的交叉项。为了控制生产率提高对结构转型的影响,每列回归都控制了  $\ln (Y/L)$ 。

第(1)和第(2)列显示了以本产业劳动力份额为被解释变量的结果。当未控制产业层面的资本/劳动比率的自然对数与年份哑变量的交叉项时,技术可转换性与年份哑变量交叉项的系数都在5%水平上保持显著,但是其系数的绝对值大小相对变化并无明显的规律。当加入上述控制后,我们所关心的系数在早期(1982年/1990年)变得不显著,但在后期(2000年/2005年)逐渐转变为显著为正,且其绝对值大小呈现单调递增的趋势,体现了技术可转换性高的产业逐步改造生产技术适应禀赋结构之后,产业规模逐渐扩大的现象,符合我们的预期。回归结果的敏感性反映了资本密集度和技术可转换性一定程度的共线性,但最终的结果加强了我们对于技术可转换性是决定产业技术调整的更本质因素的猜想。第(3)-(6)列又分别展示以本产业高低学历劳动力份额作为被解释变量的结果。显然,技术可转换性只对于本产业低学历劳动力份额具有解释力。第(6)列控制了产业层面的资本/劳动比率的自然对数与年份哑变量的交叉项之后,产业层面的技术可转换性与年份哑变量的交叉项系数绝对值大小呈现单调递增的趋势,且除了1990年之外皆在在10%水平保持显著,体现了高技术可转换性产业的劳动规模扩张主要是由低学历份额上升拉动。

表 6 产业间劳动力份额动态

|                | 劳动         | 1力      | 高学历劳    | 动力 (H)   | 低学历劳动力(L) |          |  |
|----------------|------------|---------|---------|----------|-----------|----------|--|
|                | 份额(        | (%)     | 份额      | 份额(%)    |           | (%)      |  |
|                | (1)        | (2)     | (3)     | (4)      | (5)       | (6)      |  |
| 技术可转换          | 性(1982)与年份 | 哑变量交叉项: | 1       |          |           |          |  |
| 1982           | 1.615      | 1.697   | 1.426   | 1.852    | 1.703     | 1.655    |  |
|                | (1.482)    | (1.537) | (2.044) | (2.051)  | (1.342)   | (1.416)  |  |
| 1990           | 1.821      | 1.771   | 1.335   | 1.372    | 2.003     | 1.929    |  |
|                | (2.156)    | (2.278) | (2.216) | (2.247)  | (2.154)   | (2.303)  |  |
| 2000           | 2.653**    | 2.761** | 1.125   | 1.664    | 3.279***  | 3.232*** |  |
|                | (1.055)    | (1.062) | (1.152) | (1.044)  | (1.081)   | (1.116)  |  |
| 2005           | 2.331**    | 2.252** | 0.354   | 0.605    | 3.117***  | 2.921*** |  |
|                | 1.615      | 1.697   | 1.426   | 1.852    | 1.703     | 1.655    |  |
| 各年 ln(Y/L)     | (产业层面)与    | 年份哑变量交为 | 叉项:     |          |           |          |  |
| 1982           | -0.817*    | -0.928  | -0.470  | -0.953   | -0.918**  | -0.922   |  |
|                | (0.486)    | (0.612) | (0.659) | (0.736)  | (0.457)   | (0.600)  |  |
| 1990           | -1.135*    | -1.464  | -0.778  | -1.866** | -1.266*   | -1.318   |  |
|                | (0.683)    | (0.894) | (0.667) | (0.889)  | (0.724)   | (0.929)  |  |
| 2000           | -0.787     | -0.946  | 0.073   | -0.829   | -1.152**  | -0.992   |  |
|                | (0.495)    | (0.739) | (0.660) | (0.962)  | (0.519)   | (0.764)  |  |
| 2005           | -0.278     | 0.463   | 0.489   | 1.197    | -0.588    | 0.173    |  |
|                | (0.443)    | (0.684) | (0.650) | (1.136)  | (0.416)   | (0.589)  |  |
| 各年 ln(K/L)     | (产业层面) 与年  | F份哑变量交叉 | 项:      |          |           |          |  |
| 1982           |            | 0.223   |         | 0.963    |           | 0.012    |  |
|                |            | (0.725) |         | (0.814)  |           | (0.716)  |  |
| 1990           |            | 0.339   |         | 1.137*   |           | 0.047    |  |
|                |            | (0.602) |         | (0.640)  |           | (0.610)  |  |
| 2000           |            | 0.179   |         | 0.979    |           | -0.154   |  |
|                |            | (0.659) |         | (0.679)  |           | (0.703)  |  |
| 2005           |            | -0.736  |         | -0.541   |           | -0.813   |  |
|                |            | (0.650) |         | (0.749)  |           | (0.685)  |  |
| 观测数            | 116        | 116     | 116     | 116      | 116       | 116      |  |
| $\mathbb{R}^2$ | 0.172      | 0.182   | 0.056   | 0.109    | 0.223     | 0.232    |  |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\* p< 0.01, \*\* p< 0.05, \* p< 0.1; 观测值的单位为产业-年份; 样本为所有制造业产业; 高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力,其余被定义为低学历劳动力; 对于(1)-(2)列,被解释变量为本产业劳动力份额(=本产业劳动力人数/全体制造业劳动力人数),(3)-(4)列,被解释变量为本产业高学历劳动力份额(=本产业高学历劳动力人数/全体制造业高学历劳动力人数),(5)-(6)列,被解释变量为本产业低学历劳动力份额(=本产业低学历劳动力人数/全体制造业低学历劳动力人数);解释变量为产业层面的技术可转换性(1982年从事本产业的相关人员职位的技术可转换性的算术平均)、产业层面的资本/劳动比率的自然对数与年份哑变量的交叉项、产业层面的增加值/劳动比率的自然对数与年份哑变量的交叉项、产业层面的增加值/劳动比率的自然对数与年份哑变量的交叉项。产业层面的资本/劳动比率、增加值/劳动比率来自陈诗一(2011)。

综上所述, 我们得到如下的定量事实 3:

定量事实 3: 从 1982 年至 2005 年期间,技术可转换性越高的行业,其劳动力份额占比上升越多。

定量事实 2 和定量事实 3 实质上构成同一逻辑的两面<sup>®</sup>: 因为低学历有效劳动力相对增加使得低学历密集的生产方式是符合比较优势的,其中技术可转换性越高的产业越能对禀赋结构的变化做出反应,从而使用低学历劳动力替换高学历劳动力,因此在结构转型中规模扩大,技能密集度下降幅度也更大。

## (四)稳健性探讨

本小节对于两类主要的竞争性假说进行辨析与探讨。

#### 1.贸易开放

第一类假说认为本文所观察到的技术调整是由贸易开放带来的。改革开放以来,我国由沿海向内陆采取了渐进式的贸易开放政策,逐步放松各类关税与贸易壁垒,使得我国在国际上具有比较优势的部门——通常是低技能、劳动密集的产业——出口规模迅速扩张。同时一些近期的实证研究发现,在贸易开放的冲击之下,低技能密集产业的扩张使得个人的教育投资意愿下降,很多地区或产业甚至出现了"去技能化"(deskill)的倾向,(张川川,2015; Li,2018; Li et al., 2019)。

对此本文有两点回应:第一,根据新结构经济学的观点,禀赋结构的变化是产业结构转型的基础。在不同发展阶段,一个国家的禀赋结构决定了现阶段的比较优势,也决定了它在国际上具有比较优势的出口部门。中国在加入WTO之前的贸易开放政策偏向扶持出口加工贸易产业,而这类产业往往对应中国当时在世界上具有竞争力的、密集使用低学历劳动力的部门,例如纺织业、玩具制造业、家具制造业等等(戴觅等,2014; Li,2019)。这说明一个国家的贸易政策依然内生于其由禀赋结构决定的比较优势。这类产业的生产工序往往又最具可转换性,赋予了这些产业以标准化工序改造生产技术来充分利用丰富的低学历劳动力的激励。所以很多文献中提到的"去技能化"现象实质上和我们得到的"制造业的低学历有效劳动力相对增加"一致。开放贸易使得中国可以更好地利用了其自身低学历劳动力较为丰富的比较优势。禀赋优势和开放政策之间是互补关系,而非替代关系,并不影响本文的主要结论。。

第二,贸易开放假说虽然可以解释产业间的规模变化,但无法解释产业内的技术调整。一个证据是虽然表 6 中的技术可转换性系数在加入 WTO 前后的 2000 年和 2005 年才具有显著性,但是在表 5 中于 1990 年便已具备显著性,说明技术调整的进程在中国全面开放之前便已经开始了。过往实证研究的结果表明,贸易开放影响了劳动者(劳动力供给方)的人力资本投资,但依然无法解释企业(劳动力需求方)为何愿意使用更多的低学历劳动者进行生产。本文的贡献在于解释了影响产业技能密度变化的根本因素在于其技术可转换性的高低。

#### 2.市场化改革进程

第二类假说针对我国计划经济时期的特殊制度背景。在改革开放之前,我国采取一种重工业赶超的发展战略,技术使用的物质资本密集度和人力资本密集度均远高于禀赋结构,违

® 定量事实 2 和定量事实 3 在使用其他口径的资本/劳动比率作为控制变量的情形下依然保持稳健,详见附录表 A.4。

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup> 纵观全球的贸易开放经验,无论是禀赋优势还是开放政策都无法单独决定一个国家的产业发展方向。贸易开放是禀赋优势得以发挥的前提,而禀赋优势决定了贸易开放后一国产业发展的方向。关于贸易开放的稳健性探讨旨在说明同时期的贸易开放政策并不会影响本文的结论,而并非判定禀赋优势和开放政策的相对重要性。

背了比较优势(林毅夫等,1994)。改革开放之后,从计划经济到市场经济的制度转轨使得企业能够以更为市场化的方式来安排要素投入密集度,从而使用与禀赋结构更为一致的生产技术。这种对产业资本密集度的矫正会通过资本-技能互补性对产业的技能密集度也产生影响。

对于这一类假说,本文做了两方面的稳健性处理。第一,在实证分析决定产业层面人力资本结构变化的影响因素时,我们同时考虑产业技术可转换性和资本密集度的解释力。结果如前文表7所示,相对于 ln (资本/劳动),技术可转换性对于人力资本浅化现象有更强的解释力。

第二,我们利用市场化改革在空间上推进的进度差异,在省份-产业层面检验人力资本结构变化的影响因素。在省份层面,我们选择 1990 年、2000 年、2005 年三年各省份非国有部门就业比例作为市场化改革的进程的代理变量®。类似于产业层面的技术可转换性,我们对 1982 年所有各地区各产业从业人员的职业特征取算术平均得到对于省份-产业的技术可转换性指标。我们在对人力资本结构 H/L(或 H\*/L\*)的回归中同时加入上述市场化进程、技术可转换性指标各自和年份哑变量的交叉项,结果如表 7 所示。两组解释变量都具有统计上显著的解释力,但在经济显著性上,随着时间推移,技术可转换性的系数绝对值不断增大,而市场化进程的系数绝对值不断减少。这说明,市场化进程作为一个区域层面指标,确实影响了各地区各产业人力资本的结构,但随着改革推进铺开影响越来越弱。但是技术可转换性作为一个产业面层面指标,体现了产业技术的本质特征,其影响越来越强,和人力资本禀赋结构变化的趋势相一致。因而,我们观察到的人力资本结构变化更有可能是对禀赋结构变化的反应,而不限于是一种对于计划经济时期赶超战略的转轨。对劳动力份额的回归解读和前文保持一致,结果不再赘述。

在附录 7 中, 我们还使用 2000 年、2005 年产业层面的非国有部门就业比重作为市场化改革的进程的代理变量进行了再检验, 得到了和省份层面代理变量类似的结果, 不影响本文的主要结论。

本节的稳健性结果显示,上述讨论的两类竞争性假说与我们的发现更类似于互补关系而非替代关系。

2005年产业层面的非国有部门就业比例作为市场化改革的进程的代理变量。

-

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> 省级层面的非国有部门就业比重数据来自《中国劳动统计年鉴》,因数据可得性将年份限定在 1990 年、2000 年和 2005 年(最早一期《中国劳动统计年鉴》为 1989 年,统计的是 1988 年的就业信息)。省份-产业层面的资本/劳动缺失,无法作为额外的控制变量加入。此外,《中国劳动统计年鉴》中并不对制造业内部的非国有部门就业比重进行细分统计,因此在附录 7 中我们选择使用工业企业数据库构造 2000 年、

表 7 赶超战略转轨假说检验

|                |           | 产业内       |           |          | 产业间       |           |
|----------------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
|                | ln        | ln        | 生产端ln     | 劳动力份     | 高学历 (H) 劳 | 低学历 (L) 劳 |
|                | (H/L)     | (H*/L*)   | (H*/L*)   | 额(%)     | 动力份额(%)   | 动力份额(%)   |
|                | (1)       | (2)       | (3)       | (4)      | (5)       | (6)       |
| 技术可转换性         | (1982年省位  | 分-产业层面)   | 与年份哑变量    | 交叉项:     |           |           |
| 1990           | -0.388*** | -0.188**  | -0.144    | 0.065*** | 0.036*    | 0.077***  |
|                | (0.050)   | (0.078)   | (0.091)   | (0.022)  | (0.020)   | (0.023)   |
| 2000           | -0.560*** | -0.412*** | -0.406*** | 0.058*** | 0.019*    | 0.073***  |
|                | (0.051)   | (0.092)   | (0.100)   | (0.014)  | (0.011)   | (0.016)   |
| 2005           | -0.683*** | -0.586*** | -0.433*** | 0.016    | -0.024**  | 0.032**   |
|                | (0.058)   | (0.147)   | (0.155)   | (0.013)  | (0.010)   | (0.015)   |
| 各年非国有部门        | 门就业比重     | (省份层面)    | 与年份哑变量    | 交叉项:     |           |           |
| 1990           | -0.024*** | -0.023*** | -0.025*** | 0.010*** | 0.008***  | 0.011***  |
|                | (0.002)   | (0.004)   | (0.005)   | (0.001)  | (0.001)   | (0.001)   |
| 2000           | -0.009*** | -0.029*** | -0.032*** | 0.008*** | 0.007***  | 0.009***  |
|                | (0.002)   | (0.003)   | (0.004)   | (0.001)  | (0.001)   | (0.001)   |
| 2005           | -0.001*** | -0.002*** | -0.003*** | 0.001*** | 0.001***  | 0.001***  |
|                | (0.000)   | (0.000)   | (0.000)   | (0.000)  | (0.000)   | (0.000)   |
| 观测数            | 2561      | 1836      | 1728      | 2644     | 2644      | 2644      |
| $\mathbb{R}^2$ | 0.143     | 0.084     | 0.086     | 0.162    | 0.106     | 0.167     |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; 观测值的单位为省份-产业-年份;样本为所有制造业产业;本表因数据可得性(省份层面的非国有部门就业比重)将年份限定为 1990 年,2000 年和 2005 年;高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力,其余被定义为低学历劳动力;本表以非国有部门就业比重作为各省份从赶超战略中转轨程度的代理变量;本表关注的解释变量为省份层面的非国有部门就业比重(数据来自《中国劳动统计年鉴》)、省份产业层面的技术可转换性(1982 年本省从事本产业的相关人员职位的技术可转换性的算术平均)与年份哑变量的交叉项。

# 五、理论模型

在这一部分,我们构建了一个新结构经济学理论模型来阐述"禀赋结构匹配的技术调整"的逻辑机制,并展示其结果如何与第四部分的所有定量事实相一致。我们首先求解给定经济体在某个时刻的高学历与低学历劳动力人数之比,在高学历劳动力密集度上存在异质性的产业的市场均衡,然后探究其中技术可转换性更高的产业所做的技术调整,最后讨论制度障碍如何影响技术调整。

#### (一) 模型设定

## 1.经济环境

经济体中有高学历 (h) 和低学历 (l) 两类家户,数量分别为 H 和 N,均拥有固定不变的 1 单位劳动力。 $e_i$ 是劳动力类型 i ( $i \in \{h, l\}$ )的效率。因本文所有效用函数和生产函数

形式设定均满足一阶齐次性,所以可以将高学历劳动力的效率 $e_h$ 标准化为 1,记低学历劳动力的效率 $e_l=e$ 。高学历和低学历每单位有效劳动力的工资收入分别为 $w_h$ 和 $w_l$ ,用于购买消费品 1 和 2。两种消费品分别由产业 1 和 2 进行生产,每个产业内均有一单位连续的同质企业,且市场结构均为完全竞争。每个产业均可以选择各自的高学历劳动力密集和低学历劳动力密集的技术。产业 1 选择低学历劳动力密集的技术需要每单位产品付出 $c_1$ 单位的额外成本(可以理解为对低学历劳动力的培训);产业 2 选择低学历劳动力密集的技术的额外成本为 $c_2$ 。假设产业 1 的技术可转换性程度较高,技术调整的成本更低,即 $c_1 < c_2$ 。

为了避免模型可能存在的结论依赖设定问题,我们采取另一种设定方法做稳健性讨论。 具体地,两个产业地生产函数均不可变化,区别在于高低学历劳动力替代弹性不同,技术可 转换性更高的产业替代弹性更大。我们将这种设定下的模型详细写于附录 9。正文和附录中 的模型均能够得出相同的结论。

## 2.家户

对于家户 i,  $i \in \{h, l\}$ , 效用函数是两种商品 $c_1$ 和 $c_2$ 按照 CES 形式进行加总,两种商品之间的替代弹性 $\rho > 1$  (Chang et al., 2016; Atkeson & Burstein, 2008; Bai et al., 2020)。家户 i 的总收入是 $w_i$ , 全部用于消费。将每单位低学历有效劳动 L 的收入标准化为 1,即 $w_l = 1$ 。家户效用最大化问题如(1)式。

$$U_{i} = \left(c_{1i}^{\frac{\rho-1}{\rho}} + c_{2i}^{\frac{\rho-1}{\rho}}\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}, \quad \rho > 1$$
 (1)

s.t. 
$$p_1 c_{1i} + p_2 c_{2i} = e_i w_i$$

## 3.技术

记低学历有效劳动力单位数为L = eN。产业j ( $j \in \{1, 2\}$ ) 使用高学历有效劳动力 H 和低学历有效劳动力 L 进行生产,生产函数形式为 CES,两种劳动力之间的替代弹性 $\sigma > 1$ ,如(2)式。当 $\alpha_j$ 越大,技术越高学历劳动力密集。 $\alpha_j \in \{\alpha_{jh}, \alpha_{jl}\}$ ,且 $\alpha_{jh} > \alpha_{jl}$ ,两个产业根据生产成本在各自的两个不同高学历劳动力密集度的技术中进行选择。

$$Y_{j} = \left(\alpha_{j} H_{j}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(1 - \alpha_{j}\right) L_{j}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad \sigma > 1$$
 (2)

## (二)均衡求解

## 1.家户

记效用函数的价格指数为 $P = (p_1^{1-\rho} + p_2^{1-\rho})^{\frac{1}{1-\rho}}$ 。求得给定价格 $p_1$ 和 $p_2$ 时,每个家户的消费量分别如(3)(4)式:

$$c_{1i} = \left(\frac{p_1}{P}\right)^{-\rho} \frac{e_i w_i}{P} \tag{3}$$

$$c_{2i} = \left(\frac{p_2}{p}\right)^{-\rho} \frac{e_i w_i}{p} \tag{4}$$

根据(3)(4)式,加总所有家户对每件商品的消费量,得到每个产品的需求函数,如(5)(6)式:

$$Y_1 = Hc_{1H} + Lc_{1L} = \left(\frac{p_1}{p}\right)^{-\rho} \frac{w_h H + L}{p}$$
 (5)

$$Y_2 = Hc_{2H} + Lc_{2L} = \left(\frac{p_2}{p}\right)^{-\rho} \frac{w_h H + L}{p}$$
 (6)

给定需求函数,此处暂不考虑技术调整,分别求解每个产业j的利润最大化问题,如(7)式。

$$\max_{H_j, L_j} p_j \left( \alpha_j H_j^{\frac{\sigma - 1}{\sigma}} + \left( 1 - \alpha_j \right) L_j^{\frac{\sigma - 1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma - 1}} - w_h H_j - L_j \tag{7}$$

通过一阶条件得到高低学历有效劳动力人数之比和工资的关系:

$$\begin{split} \frac{H_j}{L_j} &= \left(\frac{1-\alpha_j}{\alpha_j} w_h\right)^{-\sigma} \\ \text{如果}\alpha_j 恒定, \ ln\left(\frac{H_j}{L_j}\right) &= -\sigma \left(ln\left(\frac{1-\alpha_j}{\alpha_j}\right) + ln(w_h)\right). \ \, 显然, \\ \Delta ln\left(\frac{H_1}{L_t}\right) &= \Delta ln\left(\frac{H_2}{L_0}\right) = -\sigma \Delta ln(w_h) \end{split}$$

得到两类产业的 $ln\left(\frac{H_j}{L_j}\right)$ 下降的幅度相同,与前文技术可转换性较高的产业 $ln\left(\frac{H}{L}\right)$ 下降幅度更大的事实不符,因此我们在后文通过高学历劳动力密集度可进行调整的设定来解释该事实。进一步得到商品价格和劳动力工资的关系,如(8)式:

$$p_i = \left(\alpha_i^{\sigma} w_h^{1-\sigma} + \left(1 - \alpha_i\right)^{\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{8}$$

给定wn,根据(8)式求出两个商品的价格之比,如(9)式所示:

$$\frac{p_1}{p_2} = \frac{\left(\alpha_1^{\sigma} w_h^{1-\sigma} + (1-\alpha_1)^{\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}}{\left(\alpha_2^{\sigma} w_h^{1-\sigma} + (1-\alpha_2)^{\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}} \tag{9}$$

当 $\alpha_1>\alpha_2$ 时,得到 $\frac{p_1}{p_2}$ 随 $w_h$ 递增。根据 $\frac{Y_1}{Y_2}=\left(\frac{p_1}{p_2}\right)^{-\rho}$ ,所以 $\frac{Y_1}{Y_2}$ 随 $w_h$ 递减。

由(7)式推出产业 j 使用的高低学历有效劳动力人数分别如(10)(11)式所示:

$$H_j = \left(\frac{\alpha_j p_j}{w_b}\right)^{\sigma} Y_j \tag{10}$$

$$L_j = \left( \left( 1 - \alpha_j \right) p_j \right)^{\sigma} Y_j \tag{11}$$

由市场出清条件(12)(13)式,结合(5)(6)(9)(10)(11)式,求得 $w_h$ 、 $H_1$ 、 $H_2$ 、 $L_1$ 、 $L_2$ 。其中, $\rho>\sigma$ 是 $w_h$ 随 $_{\rm T}^{\rm H}$ 递减的一个充分条件(证明见附录 1)。由此我们得到引理 1。

$$H_1 + H_2 = H \tag{12}$$

$$L_1 + L_2 = L (13)$$

**引理1(禀赋结构与产业间结构转型):** 当经济体内高低学历有效劳动力人数之比 $\frac{H}{L}$ 下降时,低学历劳动力更密集的产业在结构转型中规模扩大。

引理1的经济学直觉如下: 当产业没有进行技术调整时,随着经济体禀赋结构高低学历有效劳动力人数之比下降,高学历劳动力变得相对更加稀缺,相对价格提高,使得密集使用高学历劳动力的产业成本上升。两个产业所生产的商品呈相互替代关系,所以呈现为低学历劳动力密集的产业规模扩大。

根据每个产业所用的高低学历有效劳动力数量和价格的关系,得到:

$$\begin{split} \frac{H_1}{H_2} &= \left(\frac{p_1}{p_2}\right)^{\sigma-\rho} \left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2}\right)^{\sigma} \\ \frac{L_1}{L_2} &= \frac{N_1}{N_2} = \left(\frac{p_1}{p_2}\right)^{\sigma-\rho} \left(\frac{1-\alpha_1}{1-\alpha_2}\right)^{\sigma} \end{split}$$

与定量事实 3 技术可转换性高的产业劳动力份额提高一致。

# (三)技术调整

以产业 1 为例进行分析。产业 1 内的单个企业不能影响要素市场价格,所以均根据当前 $w_h$ 选择高学历劳动力密集度为 $\alpha_1$ 还是 $\alpha_1'$ , $\alpha_1>\alpha_1'$ 。调整之后的价格和原价格之比,如(14)式:

$$\frac{p_1}{p_1'} = \frac{\left(\alpha_1^{\sigma} w_h^{1-\sigma} + (1-\alpha_1)^{\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}}{\left(\alpha_1'\right)^{\sigma} w_h^{1-\sigma} + \left(1-\alpha_1'\right)^{\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}} (1-c_1) \tag{14}$$

当 $w_h \to +\infty$ , $\frac{p_1}{p_1'} \to \left(\frac{1-\alpha_1}{1-\alpha_1'}\right)^{\sigma(1-\sigma)}$   $(1-c_1)$ ; 当 $w_h \to 0$ , $\frac{p_1}{p_1'} \to \left(\frac{\alpha_1}{\alpha_1'}\right)^{\sigma(1-\sigma)}$   $(1-c_1) < 1$ 。所以当 $\frac{H}{L}$  较高, $w_h$ 较低时,产业 1 的企业均选择保持高学历劳动力密集度为 $\alpha_1$ 的生产技术,没有企业有激励偏离至 $\alpha_1'$ ;当 $\frac{H}{L}$ 较低, $w_h$ 较高,且技术调整成本 $c_1 < 1 - \left(\frac{1-\alpha_1}{1-\alpha_1'}\right)^{\sigma(\sigma-1)}$ 时,产业 1 选择较低的高学历劳动力密集度 $\alpha_1'$ ,没有企业有激励偏离至 $\alpha_1$ 。图 7 对该结果进行描述。根据对(14)式的讨论,我们得到引理 2。

**引理 2 (禀赋结构与技术调整):** 当低学历有效劳动力人数相对高学历足够丰裕时,技术可转换性较高的产业会调整为使用更加低学历劳动力密集型的生产技术。

引理 2 的经济学直觉是,当低学历有效劳动力相对高学历劳动力数量足够多,相对成本足够便宜时,产业 1 选择更密集地使用低学历劳动力,比原技术更加符合比较优势,成本更低。值得注意的是,本文的技术调整由调整成本和禀赋结构决定的要素相对价格共同决定。即使技术调整成本很低,禀赋结构中低学历有效劳动力不够丰富,企业也不会做技术转换。

结合引理1和引理2, 我们得到定理1。

**定理 1 (技术调整与结构转型):** 当低学历有效劳动力人数相对高学历足够丰裕时, 技术可转换性较高的产业在结构转型中规模扩大。

定理1的经济学直觉是,随着禀赋结构变化,技术可转换性更高的产业能够更灵活地对生产技术进行调整,使得自身生产要素结构与经济体地禀赋结构保持一致,降低生产成本,从而在结构转型中规模扩大,与定量事实3一致。

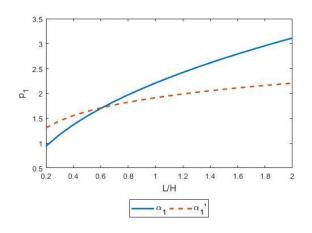
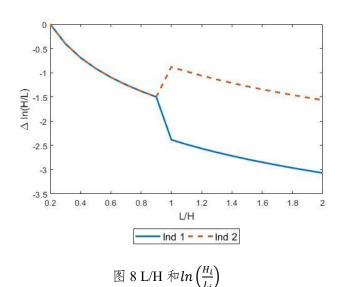


图 7 H/L 和产品 1 的价格关系

当产业 1 降低高学历劳动力密集度,且产业 2 由于技术调整成本 $c_2$ 过高而无法降低高学历密集度时,得到(15)式:

$$\left| \Delta \ln \left( \frac{H_1}{L_1} \right) \right| - \left| \Delta \ln \left( \frac{H_2}{L_2} \right) \right| = \left| \sigma \Delta \ln \left( \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} \right) \right| > 0 \tag{15}$$

其中 $\Delta ln\left(\frac{H_i}{L_i}\right)$ 代表每个点上 $ln\left(\frac{H_i}{L_i}\right)$ 相对各自起始点的差。(15)式与定量事实 2 一致。如图 8 所示,在经济体 H/L 下降到一定程度时,产业 1 下调高学历密集度。与此同时,由于产业 1 对高学历劳动力需求下降带来的一般均衡效应,产业 2 的 H/L 有所提高。然后随着经济体 H/L 进一步下降,两个产业内部的 H/L 继续降低。到终点时,产业 1 的 $\Delta ln\left(\frac{H_1}{L_1}\right)$ 比产业 2 下降更多。



为了更好地说明技术可转换性不同对产业内部要素密集度变化起到的作用,本文假设产业 1 和产业 2 的高低学历密集的技术 $\alpha$ 相同,仅在技术调整成本 $c_i$ 上存在差异。如下是一个

数值模拟,参数选取如表 8,结果如图 9 所示。随着低学历有效劳动力相对增多,产业 1 由 于技术调整成本较低,比产业2先降低高学历劳动力密集度,所以在产业2进行技术调整之 前, $\left|\Delta ln\left(\frac{H_1}{l_1}\right)\right| - \left|\Delta ln\left(\frac{H_2}{l_2}\right)\right| > 0$ 。当低学历有效劳动力进一步增加,产业 2 也进行了技术调

整,此时两个产业的高学历劳动力密集度再次相同,  $\left|\Delta ln\left(\frac{H_1}{l_1}\right)\right| = \left|\Delta ln\left(\frac{H_2}{l_2}\right)\right|$ 。

| 表 8 数值模                 | 莫拟参数选取 |
|-------------------------|--------|
| 参数                      | 数值     |
| $\alpha_1$ , $\alpha_2$ | 0.5    |
| $\alpha_1', \alpha_2'$  | 0.3    |
| $c_1$                   | 0.05   |
| $c_2$                   | 0.2    |
| $\sigma$                | 1.2    |
| ρ                       | 1.5    |

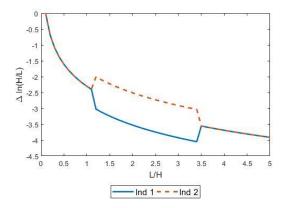


图 9 两个产业均可调整技术

当存在重工业赶超战略时,向着低学历劳动力密集的方向调整技术的过程存在摩擦。本 文设定,产业1要降低高学历劳动力密集度,需要每单位收入再付出τ单位的制度成本,0<  $\tau < 1$ °

$$p_{1}' = \frac{1}{1 - \tau - c_{1}} (\alpha_{1}^{\sigma} w_{h}^{1 - \sigma} + (1 - \alpha_{1})^{\sigma})^{\frac{1}{1 - \sigma}}$$

$$\frac{p_{1}}{p_{1}'} = \frac{(\alpha_{1}^{\sigma} w_{h}^{1 - \sigma} + (1 - \alpha_{1})^{\sigma})^{\frac{1}{1 - \sigma}}}{\left( (\alpha_{2}')^{\sigma} w_{h}^{1 - \sigma} + (1 - \alpha_{1}')^{\sigma} \right)^{\frac{1}{1 - \sigma}}} (1 - \tau - c_{1})$$

 $\left(\frac{1-\alpha_1}{1-\alpha_1'}\right)^{\sigma(1-\sigma)} > \frac{1}{1-\tau-c_1}$ , 当 $\frac{H}{L}$ 足够小时,产业1会降低高学历劳动力密集度,但相比没有制度 成本时的门槛 $\frac{H^*}{I^*}$ 更小。

在从计划经济向市场经济的转轨过程中,制度成本不断降低,使得产业可以向着低学历 劳动力密集的方向进行技术调整,进而能够比调整之前更符合比较优势。在此过程中,技术 可转换性更高,技术调整成本更低的产业能够更快地降低生产成本,从而在结构转型中规模 扩大。由此,我们解释了定量事实4。

## (四) 小结

本部分通过一个简单的理论模型阐述了"禀赋结构匹配的技术调整"的逻辑机制:经济体中效率调整后的高学历与低学历劳动力人数之比下降,虽然技术可转换性更高的产业在初始时期更加高学历劳动力密集,但从计划经济向市场经济转轨降低了技术调整的制度成本,能够朝着和禀赋结构匹配的方向对技术的要素密集度做出调整之后,变为更加低学历劳动力密集的产业,从而使用更多的丰裕要素,符合比较优势,在结构转型中规模扩大。我们的发现说明了1982年至2005年期间产业间劳动力规模的相对变化和产业内人力资本"浅化"现象是与同时期的人力资本禀赋变化相一致的。

# 六、结论

本文以我国制造业的人力资本结构变迁为视角,首次提出"禀赋结构匹配的技术调整"的概念,通过定量事实说明了 1982 年至 2005 年期间产业间劳动力规模的相对变化和产业内人力资本"浅化"现象是与同时期的人力资本禀赋变化相一致的。本文还发现产业间人力结构调整的程度和产业技术所包含的隐性知识高低有关。基于 Autor and Dorn (2013),我们构建了产业层面的技术可转换性指标,反映了不同产业所使用技术中包含的隐性知识的高低。我们发现在 1982 年至 2005 年期间,技术可转换性越高的产业,产业内高学历劳动力密集度降低得越多。我们通过一个两部门在生产函数的可调整程度上存在异质性的一般均衡模型,阐述定量事实中所体现的禀赋结构匹配的技术调整。由于效率调整后的高学历劳动力变得相对稀缺,生产中使用更低学历劳动力密集技术的产业更能够节约成本。因此,技术可转换性更高的产业更能够将技术朝着与禀赋结构匹配的方向调整,从而更加符合比较优势。

本文的发现对于处于不同发展阶段的,特别是发展初期的国家,具有深刻的启示。首先,本文拓展了新结构经济学所倡导的"因势利导发展产业"相关建议的内涵。我们的启示在于,一个国家或地区不仅可以按照其禀赋结构挑选产业,还可以对高技术可转换性的产业进行技术改造来适应其禀赋结构。这是发展中国家固有的后发优势的体现。

其次,本文回应了世界银行(2020)对于发达国家的生产自动化削弱了世界范围内向发展中国家产业转移动机的担忧。对于发展中国家而言,技术选择的方向并不必然与更大的投资、更大型的机器设备和更先进的科技联系在一起。按照本土的禀赋结构来调整承接发达国家的技术,发展中国家一样可以在国际市场中获得比较优势。

最后,本文还对教育与产业政策各自优先度和搭配有所启发。发展阶段早期往往对应密集使用低端劳动力的部门,这一类产业的生产工序往往例行程度最高和程序化——这赋予了发展中国家以标准化工序乃至去机械化的方式来改造从发达国家引进的原生技术、充分利用低学历劳动力的人力资源禀赋的激励。但随着义务教育普及、国民收入提高,发展中国家逐渐失去了原先的比较优势,在国际上具有比较优势的出口部门向密集使用高技能劳动力的一端倾斜。这一类行业抽象程度较高,例行程度较低,通过技术调整来降低对于高学历劳动力的需求相对困难。在这个阶段,通过升级人力资本结构来助推产业升级就成为保持国民经济增长、收入提高的必由之路。事实上我国在1998年之后就开始进行大规模的大学扩招。反之,在高学历密集度产业未具有比较优势的阶段贸然投资高等教育,没有对应的产业需求,高学历只会成为一种昂贵的"信号",而培养高学历劳动力的成本只会成为一种无谓的社会浪费(Easterly, 2002)。关于不同发展阶段的最优教育和产业政策搭配,技术调整如何影响

各学历劳动者的相对工资水平,以及产业内技术调整的微观机制等都是值得思考和研究的课题,留待后续的深入研究。

## 参考文献

- [1] Acemoglu, D., and F. Zilibotti, "Productivity Differences", *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(2), 563-606.
- [2] Acemoglu, D., 2002, "Directed Technical Change", *The Review of Economic Studies*, 69(4), 781-809.
- [3] Acemoglu, D., and P. Restrepo, "The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment", *American Economic Review*, 2018, 108, 1488-1542.
- [4] Atkeson, A., and A. Burstein, "Pricing-to-market, Trade Costs, and International Relative Prices", *American Economic Review*, 2008, 98(5): 1998-2031.
- [5] Autor, D., F. Levy, and R. Murnane, "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration", *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(4), 1279-1333.
- [6] Autor, D., and D. Dorn, "The Growth of Low-skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market", *American Economic Review*, 2013, 103(5), 1553-97.
- [7] 白惠天、周黎安,"地方分权与教育医疗的大规模普及:基于中国计划经济时期的实证研究",《经济学报》,2020年第7卷第1期,第1-37页。
- [8] Basu, S., and D. Weil, "Appropriate Technology and Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(4), 1025-1054.
- [9] Bai, C., Q. Liu, and W. Yao, "Earnings Inequality and China's Preferential Lending Policy", *Journal of Development Economics*, 2020, 145: 102477.
- [10] Berman, E., J. Bound, and Z. Griliches, "Changes in the Demand for Skilled Labor within US Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures", *The Quarterly Journal* of Economics, 1994, 109(2), 367-397.
- [11] Buera, F., J. Kaboski, and R. Rogerson, "Skill Biased Structural Change", NBER Working Paper, 2015.
- [12] Chang, Chun, K. Chen, D. Waggoner, and T. Zha, "Trends and Cycles in China's Macroeconomy", *NBER Macroeconomics Annual*, 2016, 30(1): 1-84.
- [13] 陈诗一,"中国工业分行业统计数据估算:1980—2008",《经济学(季刊)》,2011年第10卷第3期,第735-776页。
- [14] Chinloy, P., "Sources of Quality Change in Labor Input", *America Economic Review*, 1980, 70(1), 108-19.
- [15] 戴觅、余淼杰、Madhura Maitra, "中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用",《经济学(季刊)》,2014年第13卷第2期,第675-698页。
- [16] Dorn, D., "Essays on Inequality, Spatial Interaction, and the Demand for Skills", Verlag Nicht Ermittelbar, 2009.
- [17] Easterly, W., The Elusive Quest for Growth: Economists' Adventures and Misadventures in the Tropics, Cambridge: MIT Press, 2002.
- [18] Heckman J, Yi J., "Human capital, Economic Growth, and Inequality in China", *The Oxford Companion to the Economics of China on Human Capital*. Oxford, UK: Oxford University Press, 2014, 459-464.

- [19] 黄燕萍、刘榆、吴一群、李文溥,"中国地区经济增长差异:基于分级教育的效应", 《经济研究》,2013年第4期,第94-105页。
- [20] 黄茂兴、李军军,"技术选择、产业结构升级与经济增长",《经济研究》,2009年第7期,第143-151页。
- [21] Jones, B. F., "The Human Capital Stock: A Generalized Approach", *American Economic Review*, 2014, 104(11), 3752–3777.
- [22] Ju, J., J. Lin, and Y. Wang, "Endowment Structures, Industrial Dynamics, and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, 2015, 76, 244-263.
- [23] Katz, L., and K. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963–1987: Supply and Demand Factors", *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(1): 35-78.
- [24] Li, B., "Export Expansion, Skill Acquisition and Industry Specialization: Evidence from China", *Journal of International Economics*, 2018, 114, 346-361.
- [25] Li, J., Y. Lu, H. Song, and H. Xie, "Long-term Impact of Trade Liberalization on Human Capital Formation", *Journal of Comparative Economics*, 2019, 47(4): 946-961.
- [26] Li, B., L. Brandt, P. Morrow, "Is Processing Good? Theory and Evidence from China", Working Paper, 2019.
- [27] 林毅夫,"新结构经济学——重构发展经济学的框架",《经济学(季刊)》,2010年第 10卷第1期,第1-32页。
- [28] 林毅夫,"新结构经济学、自生能力与新的理论见解",《武汉大学学报(哲学社会科学版)》2017年第70卷第6期,第5-15页。
- [29] 林毅夫、蔡昉、李周,"中国的奇迹:发展战略与经济改革",上海:上海三联书店,1994年。
- [30] 林毅夫、刘培林,"自生能力和国企改革",《经济研究》,2001年第9期,第60-70页。
- [31] 林毅夫、张鹏飞,"适宜技术、技术选择和发展中国家的经济增长",《经济学(季刊)》,2006年第5卷第4期,第985-1006页。
- [32] 刘生龙、周绍杰、胡鞍钢,"义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计",《经济研究》,2016年第2期,第154-167页。
- [33] Murphy, K., A. Shleifer and R. Vishny, "Industrialization and Big Push", *Journal of Political Economy*, 1989, 97(5), 1003-1026.
- [34] Rosenstein-Rodan, P. N., "Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe", *Economic Journal*, 1943, 53, 204-207
- [35] Smith, A., "The Wealth of Nations: An inquiry into the nature and causes of the Wealth of Nations", Harriman House Limited, 2010. [1776]
- [36] Tombe T, and X. Zhu, "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *American Economic Review*, 2019, 109(5), 1843-72.
- [37] Vogel, E., One Step Ahead in China, Cambridge: Harvard University Press, 1989.
- [38] Wang, P., T. Wong, and C. Yip, "Mismatch and Assimilation", NBER Working Paper, 2018.
- [39] Wang, Y., and X. Tang, "Human Capital, Industrial Dynamics and Skill Premium", INSE Working Paper, 2019.
- [40] Wu, H., and X. Yue, "Accounting for Labor Input in Chinese Industry: 1949-2009", RIETI Discussion Paper Series, 2012.
- [41] Wu, H., X. Yue, and G. Zhang, "Constructing Annual Employment and Compensation Matrices and Measuring Labor Input in China", RIETI Discussion Papers, 2015.

- [42] World Bank, "World Development Report: Trading for Development in the Age of Global Value Chains", 2020.
- [43] 余永泽、刘凤娟、张少辉,"中国工业分行业资本存量测算:1985-2014",《产业经济评论》,2017年第6期。
- [44] 张晓波、阮建青,"中国产业集群的演化与发展",浙江:浙江大学出版社,2011年。
- [45] 张川川,"中等教育陷阱"?——出口扩张、就业增长与个体教育决策",《经济研究》, 2015 年第 12 期,第 115-127 页。

1.证明:  $\rho > \sigma \in W_h$ 随 $\frac{H}{L}$ 递减的一个充分条件。

$$\frac{H}{L} = \frac{H_1 + H_2}{L_1 + L_2} = \frac{\left(\frac{\alpha_1 p_1}{w_h}\right)^{\sigma} Y_1 + \left(\frac{\alpha_2 p_2}{w_h}\right)^{\sigma} Y_2}{\left((1 - \alpha_1)p_1\right)^{\sigma} Y_1 + \left((1 - \alpha_2)p_2\right)^{\sigma} Y_2}$$

分数线上下同时除以 $p_1^{\sigma}Y_1$ ,得到

$$\frac{H}{L} = w_h^{-\sigma} \left( \frac{\alpha_2^{\sigma}}{(1 - \alpha_2)^{\sigma}} + \frac{\alpha_1^{\sigma} - \left(\frac{1 - \alpha_1}{1 - \alpha_2}\right)^{\sigma} \alpha_2^{\sigma}}{(1 - \alpha_1)^{\sigma} + (1 - \alpha_2)^{\sigma} \left(\frac{p_1}{p_2}\right)^{\rho - \sigma}} \right)$$

 $\alpha_1^{\sigma} - \left(\frac{1-\alpha_1}{1-\alpha_2}\right)^{\sigma} \alpha_2^{\sigma} > 0$ , $\frac{p_1}{p_2}$ 随 $w_h$ 递增,所以当 $\rho > \sigma$ 时括号内随 $w_h$ 递减,因此 $\frac{H}{L}$ 也随 $w_h$ 递减。

## 2.典型产业的技术可转换性与其他特征

表 A.1 技术可转换性最高与最低的职业

| 技术可 | 技术可转换性最高的职业  |       |    | 转换性最低的职业    |        |
|-----|--------------|-------|----|-------------|--------|
| 排序  | 职业描述         | 技术可转换 | 排序 | 职业描述        | 技术可转换性 |
|     |              | 性     |    |             |        |
| 1   | 针织人员         | 4.321 | 1  | ·<br>殡葬服务人员 | -3.807 |
| 2   | 纺纱人员         | 3.274 | 2  | 文艺创作和评论     | -3.624 |
|     |              |       |    | 人员          |        |
| 3   | 纤维预处理人员      | 3.274 | 3  | 宗教职业者       | -2.877 |
| 4   | 起重装卸机械操作及有关  | 3.244 | 4  | 人民警察        | -2.647 |
|     | 人员           |       |    |             |        |
| 5   | 其他纺织、针织、印染人员 | 2.929 | 5  | 小学教师        | -2.511 |
| 6   | 织造人员         | 2.929 | 6  | 邮政业务人员      | -2.303 |
| 7   | 包装人员         | 2.783 | 7  | 其他运输设备操     | -2.303 |
|     |              |       |    | 作人员及有关人     |        |
|     |              |       |    | 员           |        |
| 8   | 洗染织补人员       | 2.325 | 8  | 高等教育教师      | -2.296 |
| 9   | 机械设备装配人员     | 2.164 | 9  | 公共卫生医师      | -2.275 |
| 10  | 电子设备装配、调试人员  | 2.164 | 10 | 历史学研究人员     | -2.270 |

注:职业层面的技术可转换性指标构造依照如下四个步骤进行。首先,将各年人口普查的职业代码与我国 2000 年的职业代码标准进行调整匹配;其次,将我国 2000 年的职业代码标准与Dorn (2009)提供的 330 个 occ1990dd Occupation System 进行匹配;第三,将 Dorn 在其个人主页(https://www.ddorn.net/data.htm)提供的职业特征指标——包括例行程度(routine)、抽象程度(abstract)与各职业进行匹配;最后,依照如下公式计算技术可转换性:技术可转换性=ln(例行程度)-ln(抽象程度)。

表 A.2 1982 年典型产业特征

| 技术可   | T转换性最高的产业    |        | 技术可    | 转换性最低的产业  |        |
|-------|--------------|--------|--------|-----------|--------|
| 排序    | 产业名称         | 技术可转换性 | 排序     | 产业名称      | 技术可转换性 |
| 1     | 纺织业          | 2.129  | 1      | 有色金属治炼和压  | 0.389  |
|       |              |        |        | 延加工业      |        |
| 2     | 家具制造业        | 1.641  | 2      | 通用设备制造业   | 0.422  |
| 3     | 文教、工美、体育和娱   | 1.191  | 3      | 仪器仪表及文化、办 | 0.424  |
|       | 乐用品制造业       |        |        | 公机械用品制造业  |        |
| 4     | 木材加工和木、竹、藤、  | 1.191  | 4      | 专用设备制造业   | 0.429  |
|       | 棕、草制品业       |        |        |           |        |
| 5     | 工艺美术品及其他制    | 1.187  | 5      | 黑色金属冶炼与加  | 0.453  |
|       | 造业           |        |        | I         |        |
| H/L 最 | <b>语</b> 的产业 |        | H/L 最亻 | 低的产业      |        |
| 排序    | 产业名称         | H/L    | 排序     | 产业名称      | H/L    |
| 1     | 通信设备、计算机及其   | 0.600  | 1      | 工艺美术品及其他  | 0.123  |
|       | 他电子设备造业      |        |        | 制造业       |        |
| 2     | 化学纤维制造业      | 0.597  | 2      | 文教、工美、体育和 | 0.150  |
|       |              |        |        | 娱乐用品制造业   |        |
| 3     | 仪器仪表及文化、办公   | 0.537  | 3      | 家具制造业     | 0.166  |
|       | 机械用品制造业      |        |        |           |        |
| 4     | 烟草制造业        | 0.484  | 4      | 非金属矿物制品业  | 0.179  |
| 5     | 医药制造业        | 0.476  | 5      | 农副产品制造业   | 0.202  |
| 资本/   | 劳动最高的产业      |        | 资本/劳   | 动最低的产业    |        |
| 排序    | 产业名称         | H/L    | 排序     | 产业名称      | H/L    |
| 1     | 有色金属冶炼和压延    | 3.814  | 1      | 纺织服装、鞋、帽制 | 0.183  |
|       | 加工业          |        |        | 造业        |        |
| 2     | 化学纤维制造业      | 3.483  | 2      | 文教、工美、体育和 | 0.340  |
|       |              |        |        | 娱乐用品制造业   |        |
| 3     | 黑色金属冶炼与加工    | 3.468  | 3      | 皮革、毛皮、羽毛及 | 0.425  |
|       |              |        |        | 其制品和制鞋业   |        |
| 4     | 石油加工、炼焦及核燃   | 3.000  | 4      | 塑料制品业     | 0.463  |
|       | 料加工业         |        |        |           |        |
| 5     | 化学原料和化学制品    | 2.896  | 5      | 印刷和记录媒介复  | 0.478  |
|       | 制造业          |        |        | 制业        |        |

注: 样本为 1982 年人口普查中的所有制造业产业,统一映射到 GBT4754-2002 的 2 位码。产业 层面的技术可转换性对 1982 年人口普查所有本产业的从业人员职业特征取算术平均;高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力(H),其余被定义为低学历劳动力(L);资本/劳动的数据来自陈诗一(2011)。

# 3.全体制造业产业的学历密集度

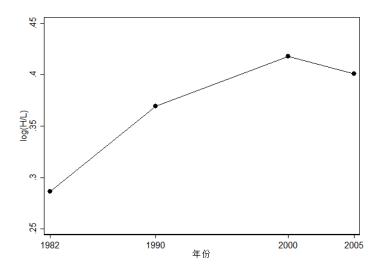


图 A.1 全体制造业人力资本结构

注: H: 高中及同等学历以上人数; L: 初中及同等学历以下人数。

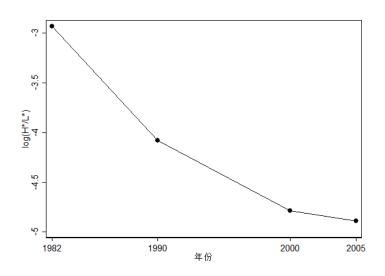
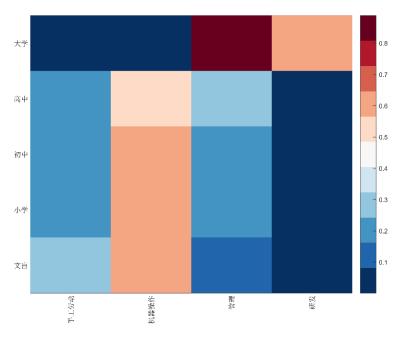


图 A.2 全体制造业人力资本结构(生产率调整后)

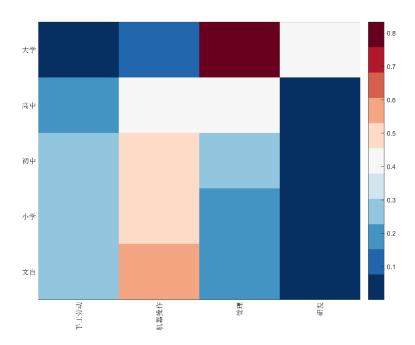
注: $H^*$ : 高中及同等学历以上人数(生产率调整后); $L^*$ : 初中及同等学历以下人数(生产率调整后)。

# 4.制造业高学历劳动力(H)和低学历劳动力(L)的任务分工变迁

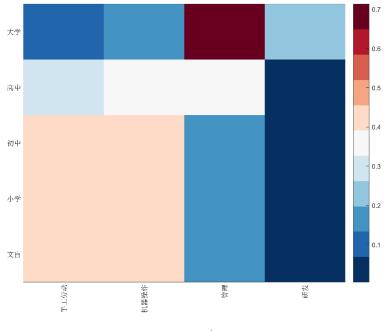
示意图的横轴是根据个人汇报的职业类别归类的任务类型,分为手工劳动、机械操作、管理和研发;纵轴是学历类型,分为文盲、小学、初中、高中和大学。中间色块表示每个学历从事各个任务类型的人数份额,每行之和为 1。颜色与份额的对应关系如图的右侧所示。



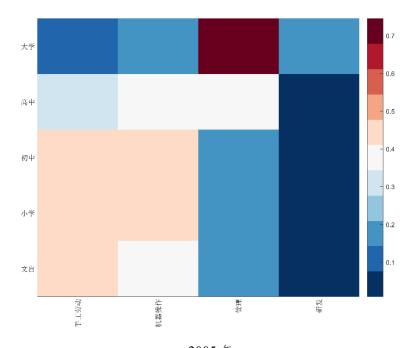
1982年



1990年



2000年



2005年

图 A.3 全体制造业人力资本结构

注:样本为四次人口普查(1982, 1990, 2000, 2005)中的所有制造业从业人员。对于每类受教育程度人群,我们根据其职位特征划分为以下四个类别:"手工劳动"、"机器操作"、"管理"、"研发"。矩阵中的数值为该教育程度人群中从事上述四个类别职位占全体该教育程度人群的比例,数值越大,颜色越暖,反之则越冷。

## 5. 劳动力工资估算

表 A.3 明塞尔方程估计结果

|                | 被角        | 释变量: ln (月均收) | λ)        |
|----------------|-----------|---------------|-----------|
| 数据来源           | CHIP 1987 | CHIP 1995     | CHIP 2000 |
|                | (1)       | (2)           | (3)       |
| 女性             | -0.101*** | -0.153***     | -0.179*** |
|                | (0.007)   | (0.008)       | (0.016)   |
| 20岁-24岁        | 0.051**   | -0.160***     | -0.188**  |
|                | (0.022)   | (0.029)       | (0.074)   |
| 25岁-29岁        | 0.246***  | 0.032         | -0.013    |
|                | (0.021)   | (0.029)       | (0.072)   |
| 30岁-39岁        | 0.484***  | 0.336***      | 0.196***  |
|                | (0.020)   | (0.027)       | (0.069)   |
| 40岁-49岁        | 0.605***  | 0.528***      | 0.342***  |
|                | (0.020)   | (0.027)       | (0.068)   |
| 50岁-59岁        | 0.574***  | 0.477***      | 0.334***  |
|                | (0.022)   | (0.026)       | (0.066)   |
| 54岁以上          | 0.525***  | 0.530***      | 0.363***  |
|                | (0.024)   | (0.026)       | (0.065)   |
| 小学             | 0.198***  | 0.174***      | 0.367**   |
|                | (0.047)   | (0.056)       | (0.176)   |
| 初中             | 0.332***  | 0.359***      | 0.611***  |
|                | (0.046)   | (0.054)       | (0.168)   |
| 高中             | 0.384***  | 0.520***      | 0.807***  |
|                | (0.046)   | (0.054)       | (0.168)   |
| 大学             | 0.492***  | 0.696***      | 1.104***  |
|                | (0.046)   | (0.054)       | (0.168)   |
| 截距项            | 4.103***  | 5.359***      | 5.478***  |
|                | (0.048)   | (0.059)       | (0.179)   |
| 观测数            | 20016     | 24440         | 5749      |
| $\mathbb{R}^2$ | 0.206     | 0.181         | 0.171     |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1;观测值的单位为个人; (2)和(3)列使用了受访时有工作且汇报收入不为0的子样本,方程设定与Wu et al. (2015)保持一致;本文估计的Mincer方程结果被用于分别对1982(CHIP1987),1990(CHIP1995),2000(CHIP2000)三年的个人收入进行预测插值,从而对于H/L比率进行生产率调整。

## 6. 稳健性检验: 使用其他口径的产业层面资本-劳动比例作为控制变量

表 A.4 使用其他口径的产业层面资本-劳动比例作为控制变量

|                |           | 产业内       |           |          | 产业间         |           |
|----------------|-----------|-----------|-----------|----------|-------------|-----------|
|                | ln        | ln        | 生产端ln     | 劳动力份     | 高学历 (H) 劳   | 低学历 (L) 劳 |
|                | (H/L)     | (H*/L*)   | (H*/L*)   | 额(%)     | 动力份额(%)     | 动力份额(%)   |
|                | (1)       | (2)       | (3)       | (4)      | (5)         | (6)       |
| 技术可转换性         | (1982年省份  | 分-产业层面)   | 与年份哑变量    | 交叉项:     |             |           |
| 1990           | -0.202    | 0.534*    | -0.092    | 2.959    | 1.994       | 0.044*    |
|                | (0.121)   | (0.276)   | (0.117)   | (2.037)  | (2.190)     | (0.025)   |
| 2000           | -0.678*** | -0.669*** | -0.633*** | 3.142*** | 1.057       | 0.004     |
|                | (0.146)   | (0.209)   | (0.139)   | (0.995)  | (1.169)     | (0.011)   |
| 2005           | -0.781*** | -0.708*** | -0.740*** | 3.080*** | 0.908       | 0.003     |
|                | (0.142)   | (0.207)   | (0.142)   | (1.012)  | (0.981)     | (0.010)   |
| 各年产业层面li       | n(资本/劳动   | 力) (余永:   | 泽等,2017)- | 与年份哑变量多  | <b>で叉项:</b> |           |
| 1990           | 0.347***  | 0.175     | 0.334***  | -0.067   | 0.499       | 0.010     |
|                | (0.079)   | (0.122)   | (0.077)   | (0.700)  | (0.806)     | (0.011)   |
| 2000           | 0.513***  | 0.266**   | 0.526***  | -0.461   | 0.308       | 0.000     |
|                | (0.055)   | (0.117)   | (0.052)   | (0.460)  | (0.554)     | (0.005)   |
| 2005           | 0.504***  | 0.209*    | 0.510***  | -0.464   | 0.256       | 0.001     |
|                | (0.063)   | (0.110)   | (0.059)   | (0.462)  | (0.512)     | (0.005)   |
| 观测数            | 87        | 87        | 87        | 87       | 87          | 87        |
| $\mathbb{R}^2$ | 0.659     | 0.502     | 0.678     | 0.237    | 0.042       | 0.282     |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\* p< 0.01, \*\* p< 0.05, \* p< 0.1; 观测值的单位为产业-年份; 样本为所有制造业产业;产业层面的资本/劳动比率来自余永泽等(2017),因余永泽等(2017)仅测算了从 1985 年至 2014 年的产业层面资本存量,故本表将年份限定为 1990 年,2000 年和2005 年;高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力,其余被定义为低学历劳动力;关注的解释变量为产业层面的技术可转换性(1982 年从事本产业的相关人员职位的技术可转换性的算术平均)、产业层面的资本/劳动比率的自然对数与年份哑变量的交叉项。

## 7. 稳健性检验: 控制产业层面的市场化进程

市场化改革进程如果更多偏向于低学历密集型、劳动密集型行业的话,其也可能对本文的发现有影响。本小节通过在回归中加入产业层面非国有部门就业比重与年份哑变量交叉项,对这一假说进行稳健性检验。技术可转换性和产业层面非国有就业比重都具有统计上显著的解释力,但在经济显著性上,随着时间推移,技术可转换性的系数绝对值不断增大,而市场化进程的系数绝对值不断减少。这说明,市场化进程作为一个区域层面指标,确实影响了各地区各产业人力资本的结构,但随着改革推进铺开影响越来越弱。但是技术可转换性作为一个产业面层面指标,体现了产业技术的本质特征,其影响越来越强,和人力资本禀赋结构变化的趋势相一致。因而,我们观察到的人力资本结构变化更有可能是对禀赋结构变化的反应,而不限于是一种对于计划经济时期赶超战略的转轨。

表 A.5 赶超战略转轨假说检验:产业层面

|                               |                 | MII.J KIN             | 5 174 1 4 4/1 ILX    | 1 NOT 1 TO 1   | <u> </u>        |               |  |  |  |
|-------------------------------|-----------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----------------|---------------|--|--|--|
|                               | 产业内             |                       |                      | 产业间            |                 |               |  |  |  |
|                               | <u>ln</u>       | <mark>ln</mark>       | 生产端ln                | 劳动力份           | 高学历(H)劳         | 低学历(L)劳       |  |  |  |
|                               | (H/L)           | (H*/L*)               | (H*/L*)              | 额(%)           | 动力份额(%)         | 动力份额(%)       |  |  |  |
|                               | (1)             | (2)                   | (3)                  | (4)            | (5)             | (6)           |  |  |  |
| 技术可转换性 (1982年产业层面) 与年份哑变量交叉项: |                 |                       |                      |                |                 |               |  |  |  |
| 2000                          | -0.433*         | <del>-0.585**</del>   | -0.381               | 2.583***       | 1.011           | 3.238***      |  |  |  |
|                               | (0.257)         | (0.287)               | (0.237)              | (1.190)        | (1.307)         | (1.198)       |  |  |  |
| 2005                          | -0.903***       | -0.597**              | -0.780***            | 1.467          | -1.073**        | 2.483**       |  |  |  |
|                               | (0.310)         | (0.250)               | (0.290)              | (1.159)        | (0.010)         | (1.096)       |  |  |  |
| 各年非国有部门就业比重 (产业层面)与年份哑变量交叉项:  |                 |                       |                      |                |                 |               |  |  |  |
| <b>2000</b>                   | -2.472***       | <del>-</del> 1.101*** | <del>-2.653***</del> | 1.973          | -1.251          | 3.303*        |  |  |  |
|                               | (0.470)         | (0.530)               | (0.439)              | (1.553)        | (1.960)         | (1.679)       |  |  |  |
| 2005                          | -1.510***       | -0.901**              | -1.732***            | 2.560          | 0.990           | 3.235**       |  |  |  |
|                               | (0.397)         | (0.374)               | (0.373)              | (1.579)        | (2.139)         | (1.587)       |  |  |  |
| 观测数                           | <mark>58</mark> | <del>5</del> 8        | <mark>58</mark>      | <del>5</del> 8 | <mark>58</mark> | <del>58</del> |  |  |  |
| $\mathbb{R}^2$                | 0.520           | 0.310                 | 0.559                | 0.164          | 0.032           | 0.242         |  |  |  |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1; 观测值的单位为省份-产业-年份;样本为所有制造业产业;本表因数据可得性(年份-产业层面的非国有部门就业比重)将年份限定为2000年和2005年;高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力,其余被定义为低学历劳动力;本表以非国有部门就业比重作为各产业从赶超战略中转轨程度的代理变量;本表关注的解释变量为产业层面的非国有部门就业比重(数据由2000年和2005年的工业企业数据库按照各所有制股份比例加总得出)、省份产业层面的技术可转换性(1982年本省从事本产业的相关人员职位的技术可转换性的算术平均)与年份哑变量的交叉项。

## 8. 稳健性检验: 产业层面抽象程度、例行程度

技术可转换性和例行程度虽然在产业层面上并不具有显著的正向关系,但简单的二元相关关系会掩盖很多的异质性。抽象程度和例行程度都是技术可转换性的重要组成部分。我们尝试性地用 1982 年产业层面的抽象程度、例行程度与年份的交叉项替代 1982 年产业层面的技术可转换性与年份交叉项加入回归,并将结果汇报于附录 8 的表 A.6 中。由于一定程度上存在的共线性,两组回归的系数并不稳定,但可以看出很多情况下两组解释变量的系数都是显著的(尤其是例行程度),都对本文关心的被解释变量有解释力,说明两项指标一定程度上刻画了不同维度的特征,对于理解改革开放后我国的产业结构变迁都很重要。因此,我们依然倾向于采用更为综合的技术可转换性的指标作为本文的主要解释变量。

表 A.6 产业层面抽象程度、例行程度

| · · · · · · · · · · · · · · · · · · · |                        |                      |                      |                   |                    |                     |  |  |  |  |
|---------------------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|-------------------|--------------------|---------------------|--|--|--|--|
| . <u>-</u>                            | 产业内                    |                      |                      | <mark>产业间</mark>  |                    |                     |  |  |  |  |
|                                       | ln (H/L)               | <mark>ln</mark>      | 生产端ln                | 劳动力份额             | 高学历(H)劳            | 低学历(L)劳             |  |  |  |  |
| <u>.</u>                              |                        | (H*/L*)              | (H*/L*)              | (%)               | 动力份额(%)            | 动力份额(%)             |  |  |  |  |
| <u>.</u>                              | (1)                    | (2)                  | (3)                  | (4)               | (5)                | (6)                 |  |  |  |  |
| 抽象程度(1982年产业层面)与年份哑变量交叉项:             |                        |                      |                      |                   |                    |                     |  |  |  |  |
| 1982                                  | <mark>0.595*</mark>    | <del>-0.914***</del> | <del>-1.069***</del> | -1.437            | <del>-</del> 1.142 | -1.548              |  |  |  |  |
|                                       | (0.355)                | (0.218)              | (0.256)              | (3.114)           | (4.127)            | (2.903)             |  |  |  |  |
| 1990                                  | 1.237***               | -0.136               | -0.073               | <del>-4.520</del> | -1.337             | <del>-5.675</del>   |  |  |  |  |
|                                       | (0.231)                | (0.193)              | (0.237)              | (4.438)           | (4.537)            | (4.410)             |  |  |  |  |
| 2000                                  | 1.698***               | <del>-0.247</del>    | -0.571               | <del>-2.218</del> | 3.192              | <del>-4.431**</del> |  |  |  |  |
|                                       | (0.322)                | (0.301)              | (0.364)              | (2.250)           | (2.594)            | (2.170)             |  |  |  |  |
| 2005                                  | 1.671***               | 0.167                | <del>-0.419</del>    | -0.157            | 5.848***           | -2.528*             |  |  |  |  |
|                                       | (0.406)                | (0.375)              | (0.351)              | (1.538)           | (2.034)            | (1.482)             |  |  |  |  |
| 例行程度(1982年产业层面)与年份哑变量交叉项:             |                        |                      |                      |                   |                    |                     |  |  |  |  |
| 1982                                  | -1.104***              | -0.018               | <del>-0.162</del>    | 10.551***         | 13.701***          | 9.506***            |  |  |  |  |
|                                       | (0.279)                | (0.246)              | (0.261)              | (3.423)           | (3.886)            | (3.439)             |  |  |  |  |
| 1990                                  | <mark>-0.973***</mark> | -1.154***            | <del>-1.334***</del> | 11.690***         | 13.676***          | 11.066***           |  |  |  |  |
|                                       | (0.260)                | (0.256)              | (0.274)              | (3.989)           | (4.003)            | (4.082)             |  |  |  |  |
| 2000                                  | <del>-0.704**</del>    | <del>-1.779***</del> | <del>-1.890***</del> | 10.905***         | 11.754***          | 10.803***           |  |  |  |  |
|                                       | (0.273)                | (0.250)              | (0.269)              | (2.988)           | (3.066)            | (3.105)             |  |  |  |  |
| 2005                                  | <del>-0.604**</del>    | -1.908***            | <del>-1.951***</del> | 10.463***         | 11.032***          | 10.434***           |  |  |  |  |
|                                       | (0.246)                | (0.282)              | (0.295)              | (3.019)           | (2.940)            | (3.220)             |  |  |  |  |
| 观测数                                   | 116                    | 116                  | 116                  | 116               | 116                | 116                 |  |  |  |  |
| R <sup>2</sup>                        | 0.728                  | 0.871                | 0.885                | 0.261             | 0.228              | 0.314               |  |  |  |  |
|                                       |                        |                      |                      |                   |                    |                     |  |  |  |  |

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1;观测值的单位为省份-产业-年份;样本为所有制造业产业;高中(或同等学历)以上被定义为高学历劳动力,其余被定义为低学历劳动力;本表关注的解释变量为产业层面的抽象程度(1982 年本产业的相关人员职位的抽象程度的算术平均)、例行程度(1982 年本产业的相关人员职位的例行程度的算术平均)与年份哑变量的交叉项。本表中所有列均控制了产业层面的资本/劳动比率。

## 9. 模型的稳健性讨论

为了更好地体现出产业内部高低学历劳动力可替代程度不同,我们在原文基础上另构造了一个模型,对本文机制进行补充解释。

家户的需求设定与正文的模型完全相同,所以两个产业的需求函数也如正文中的(5)(6)式。

生产部分,两个产业均采用 CES 生产函数,差别在于高低学历劳动力替代弹性不同。正文中的模型是,两个产业均可以在高低学历劳动力密集的两种技术中进行选择,区别是技术可转换性较高的产业调整技术的成本更低。此处的模型设定为,两个产业的生产函数固定不变,技术可转换性较高的产业更能够使用低学历劳动力替代高学历劳动力,体现为 CES 函数的替代弹性更高。具体如下:

$$Y_i = \left(H_i^{\frac{\sigma_i - 1}{\sigma_i}} + L_i^{\frac{\sigma_i - 1}{\sigma_i}}\right)^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i - 1}}$$

设定产业 1 的高低学历劳动力的替代弹性大于产业 2 ( $\sigma_1 > \sigma_2$ ),即产业 1 更能够使用低学历劳动力替代高学历劳动,对应实证部分的技术可转换性更强。

将低学历有效劳动力工资标准化为 1,由 CES 函数的性质得到两个产业所生产的消费品的价格之比为:

$$\frac{p_1}{p_2} = \frac{\left(w_h^{1-\sigma_1} + 1\right)^{\frac{1}{1-\sigma_1}}}{\left(w_h^{1-\sigma_2} + 1\right)^{\frac{1}{1-\sigma_2}}}$$

进而,我们可以得到 $\frac{p_1}{p_2}$ 随 $w_h$ 递减。

证明:

$$\left(\frac{p_1}{p_2}\right)' = \frac{1}{(p_2)^2} p_1^{\sigma_1} p_2 w_h^{-\sigma_1} \left(1 - \frac{w_h^{1-\sigma_2} + w_h^{\sigma_1-\sigma_2}}{w_h^{1-\sigma_2} + 1}\right)$$

当 $w_h > 1$ 时, $\left(\frac{p_1}{p_2}\right)' < 0$ 。证毕。

产业的利润最大化问题是:

$$\max_{H_i,\ L_i}\ p_i \left(H_i^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} + L_i^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}}\right)^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}} - w_h H_i - L_i$$

由此推出,产业 i 所使用的高低学历有效劳动力人数如下:

$$H_i = \left(\frac{p_i}{w_h}\right)^{\sigma_i} Y_i$$
$$L_i = p_i^{\sigma_i} Y_i$$

根据市场出清条件,得到 $w_h$ 随着 $\frac{H}{I}$ 递减。

证明:

$$\frac{H}{L} = \frac{H_1 + H_2}{L_1 + L_2} = \frac{\left(\frac{p_1}{w_h}\right)^{\sigma_1} Y_1 + \left(\frac{p_2}{w_h}\right)^{\sigma_2} Y_2}{p_1^{\sigma_1} Y_1 + p_2^{\sigma_2} Y_2}$$

根据 $\frac{Y_1}{Y_2} = \left(\frac{p_1}{p_2}\right)^{-\rho}$ ,将上式整理为

$$\begin{split} \frac{H}{L} &= w_h^{-\sigma_2} \frac{p_1^{\sigma_1 - \rho} w_h^{\sigma_2 - \sigma_1} + p_2^{\sigma_2 - \rho}}{p_1^{\sigma_1 - \rho} + p_2^{\sigma_2 - \rho}} \\ \text{id} \, p_1^{\sigma_1 - \rho} &\equiv A, \;\; p_2^{\sigma_2 - \rho} \equiv B, \;\; g(w_h) = \frac{p_1^{\sigma_1 - \rho} w_h^{\sigma_2 - \sigma_1} + p_2^{\sigma_2 - \rho}}{p_1^{\sigma_1 - \rho} + p_2^{\sigma_2 - \rho}} \equiv \frac{A w_h^{\sigma_2 - \sigma_1} + B}{A + B} \, \circ \\ g(w_h)' &= \frac{1}{(A + B)^2} \Big[ (\sigma_2 - \sigma_1) w_h^{\sigma_2 - \sigma_1 - 1} A (A + B) + \Big( 1 - w_h^{\sigma_2 - \sigma_1} \Big) (A B' - A' B) \Big] \\ &\qquad \qquad \frac{A B'}{A' B} = \frac{\sigma_1 - \rho}{\sigma_2 - \rho} \frac{p_1^{\sigma_1 - 1}}{p_2^{\sigma_2 - 1}} \frac{w_h^{-\sigma_1}}{w_h^{-\sigma_2}} = \frac{\sigma_1 - \rho}{\sigma_2 - \rho} \frac{w_h + w_h^{\sigma_2}}{w_h + w_h^{\sigma_1}} \end{split}$$

由 $w_h > 1$ ,得到 $\rho > \sigma_1 > \sigma_2 > 1$ 是 $\frac{AB'}{A'B} < 1$ 的一个充分条件,此时 $g(w_h)' < 0$ 。由此推出 $w_h$ 随着 $\frac{H}{\tau}$ 递减。证毕。

综上,当 $\frac{H}{L}$ 下降时, $w_h$ 上升, $\frac{p_1}{p_2}$ 下降, $\frac{Y_1}{Y_2}$ 增加。这就是原文中的定理 1: 当低学历有效劳动力人数相对高学历足够丰裕时,技术可转换性较高的产业在结构转型中规模扩大。