

贸易开放、就业结构变迁与生产率增长

刘睿雯，徐舒，张川川

[摘要] 本文考察了中国贸易开放对劳动力市场就业结构变迁的影响，并量化了就业结构变迁对制造业企业生产率增长的贡献。研究发现，中间产品进口关税的下降导致1998—2007年行业内国有企业5.32个百分点的劳动力移到非国有企业，这解释了该时期劳动力在行业内部不同所有制部门间总流动规模的8.56%。中间产品进口关税下降使非国有企业的中间产品成本以更大幅度下降，同时缓解了非国有企业的融资约束。非国有企业获益更多，从而得以扩大生产经营规模，引发了劳动力向非国有企业转移。进一步研究发现，贸易开放引致的就业所有制结构调整改进了资源配置效率，能解释同时期源于“企业间”要素配置带来的生产率增长的7.51%，同时，能解释制造业总体生产率增长的1.46%—1.85%，是贸易开放促进生产率增长的重要渠道之一。本文的研究表明，充分释放贸易红利需要打破要素流动壁垒，降低劳动力要素迁移成本，以市场化方式优化资源在不同部门间的配置。同时，建立健全金融配套措施、改善信贷不平等也是最大化贸易红利的重要举措。本文不仅为中国实现要素资源的优化配置、产业结构的转型升级和增长动力的转换提供了新证据，也为理解中国的就业结构变迁提供了新视角。

[关键词] 贸易开放；进口关税；就业结构变迁；生产率增长

[中图分类号]F740 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)06-0024-19

一、引言

党的十九大报告指出，推动形成全面开放新格局，同时也明确提出，推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革，提高全要素生产率。该论述与当前中国深化对外开放背景下，面临快速而剧烈的劳动力市场所有制就业结构变迁的经济现实紧密相关。一方面，大量劳动力从国有企业转移到非国有企业，意味着劳动力市场就业结构从国有企业占主导地位，逐步演变成非国有企业占主导地位；另一方面，制造业企业全要素生产率快速增长，年均增长达到7.86%。除了可见的国有企业改革外，是什么因素推动了中国制造业就业的所有制结构变迁？该就业结构变化又对企业全要素生产率的增长有怎样的贡献？本文旨在从贸易开放的角度解释制造业就业结构变迁，并量化该就业结构变迁

[收稿日期] 2020-02-20

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“社保缴费基数的跨期收入配置功能、收入分配效应与社会福利效果研究”（批准号71773095）；国家自然科学基金青年项目“生育水平、性别选择和女性发展：性别观念的视角”（批准号71503282）；教育部人文社会科学西部青年基金项目“劳动力市场正选匹配对家庭收入差距及储蓄行为的影响研究”（批准号16XJC790006）。

[作者简介] 刘睿雯，西南财经大学经济与管理研究院博士研究生；徐舒，西南财经大学经济学院教授，博士生导师，经济学博士；张川川，中央财经大学经济学院副教授，博士生导师，经济学博士。通讯作者：张川川，电子邮箱：ccz.zhang@gmail.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

对中国制造业生产率增长的贡献，从而为理解贸易开放对国内经济发展的影响提供新的理论视角和经验证据。

目前，针对贸易开放与劳动力市场关系的研究大多从贸易开放如何影响就业总量和工资水平的角度出发，^①较少关注贸易开放对就业结构的影响。少数研究关注贸易开放对就业的城乡结构和产业结构变化的影响(Zhai and Wang, 2002; Erten and Leight, 2019)。Melitz(2003)的理论模型首次指出，行业内企业存在异质性，在贸易开放过程中获益更多的企业能够吸纳更多的劳动力要素。并且由于生产率较高的企业获益更多，贸易开放通过促使劳动力要素向高生产率企业流动，提高了要素配置效率从而带来整体生产率的提升。

Melitz(2003)的观点为解释贸易开放过程中所有制就业结构的变迁和生产率的快速增长提供了思路：由于经济体制的原因，在要素配置方面，存在要素资源向部分低生产率国有企业过度倾斜的问题，导致了比较严重的资源误置和效率损失。贸易开放能够通过降低中间产品的进口关税引入市场竞争。企业中间产品进口成本的下降，一方面，能够缓解有较高生产率的非国有企业的资金约束，促使更多的生产要素流向非国有企业；另一方面，更激烈的市场竞争也有助于淘汰部分生产率较低的国有企业或者推动国有企业减员增效，从而推动生产要素在不同所有制部门间再配置，实现就业所有制结构优化，提高整个经济体的生产率水平(Pavcnik, 2002; Melitz, 2003)。

遵循上述理论逻辑，本文首先估计了贸易开放对就业所有制结构的影响。^②无论是行业层面还是企业微观层面的实证分析均表明，贸易开放显著改变了就业的所有制结构，导致劳动力在行业内从国有企业流向非国有企业。中间产品进口关税每下降1个百分点，会推动0.7595个百分点的劳动力在行业内从国有企业向非国有企业转移。基于比较静态的测算显示，1997—2006年中间产品进口关税下降了7.00个百分点，导致1998—2007年行业内5.32个百分点的劳动力跨部门流动，能够解释这一时期劳动力跨所有制部门流动的8.56%。大量的稳健性检验证实，该定量结论不受国有企业改革和样本期内企业所有制变化等因素的影响，具有良好的稳健性。其次，本文识别出贸易开放通过中间品投入和缓解融资约束这两个渠道影响了所有制就业结构。一方面，与国有企业相比，中间产品进口成本下降促使非国有企业使用更多的中间产品，扩大生产规模，进而提高了非国有企业对劳动力的需求，促使劳动力从国有企业配置到非国有企业。另一方面，与国有企业相比，非国有企业的融资约束更大。中间产品进口成本的下降能更多地缓解非国有企业的融资约束，这也提高了非国有企业的产能和对劳动力的需求，促进了劳动力的跨部门流动。最后，本文使用两种不同方法测算了就业的所有制结构变迁对制造业全要素生产率的影响。结果显示，1998—2007年间贸易开放引致的行业内部门间劳动力要素配置效应对企业间配置效应（即劳动力跨企业流动对生产率的影响）的贡献率为7.51%，对制造业部门总体生产率增长的贡献率为1.46%—1.85%，是贸易开放促进生产率增长的重要渠道之一。

本文的研究同近年来不断增长的针对贸易扩张的区域劳动力市场效应的研究有着直接的关系。大量研究发现，贸易开放对劳动力市场的就业率和工资(Topalova, 2010; Autor et al., 2013;

^① 已有研究发现，贸易开放对局部劳动力市场的就业和工资水平有显著影响(Topalova, 2010; Autor et al., 2013; Kovak, 2013; Pierce and Schott, 2016)。

^② 无论是存量劳动力从国有企业转移到非国有企业（劳动力再配置），还是劳动力从非制造业部门转移到制造业部门并更多地进入非国有企业（新生劳动力初次配置），都会使样本内国有企业就业人口占比下降。基于企业数据的研究无法区分劳动力的再配置和初次配置，但本文的研究目标并不需要区分这两类不同的劳动力再配置方式。感谢匿名评审专家的建议。

Pierce and Schott, 2016)、收入差距(Topalova, 2010; Han et al., 2012; 张川川, 2015a)和人力资本投资决策(张川川, 2015b; Atkin, 2016)都有显著影响。这些研究虽然考察了贸易开放对就业的影响,但仅限于对就业规模的考察。只有少数研究发现贸易开放促使劳动力从农业部门流入城市制造业部门,影响了中国的城乡就业结构,加快了中国的城镇化和经济结构转型(Zhai and Wang, 2002; Erten and Leight, 2019)。

本文的研究也同国际贸易领域有关贸易开放和企业生产率之间关系的研究密切相关。已有研究大多着眼于贸易自由化对企业内部生产率的影响(Amiti and Konings, 2007; Brandt et al., 2017),忽略了贸易扩张引致的要素资源在企业间的优化配置对整体生产率的影响。个别文献,如Melitz(2003)和Pavcnik(2002)发现贸易开放促使劳动力要素资源从低生产率企业向高生产率企业转移,并提高了整体生产率。其中,与本文研究最密切相关的是McCaig and Pavcnik(2018)。在Melitz(2003)理论模型的基础上,该研究发现越南出口扩张导致大量劳动力从非正规部门转移到正规部门,并通过这一渠道使制造业整体生产率提高了1.50%—2.80%。

本文的研究还与针对中国所有制就业结构变迁的研究密切相关。例如,李荻等(2005)研究发现,改革开放以来国有企业在城镇就业中所占的比重大幅下降,原因在于居民对国有企业偏好下降,而部门间工资差异是20世纪90年代城市居民与国有企业之间粘连的原因。与此相应的,张原和陈建奇(2007)发现国有企业与非国有企业存在不断扩大的非工资性收入差距。但是,目前尚未有研究将贸易开放与所有制就业结构变迁联系起来。同本文互为补充的还有针对发展中国家要素配置与生产率发展之间关系的研究。例如,Brandt et al.(2013)认为要素资源在省际间和省内不同所有制部门之间的误置阻碍了制造业和服务业整体全要素生产率的上升,且要素在省内不同所有制企业之间的误置占主导作用。

与上述研究相比,本文的贡献主要为:①定量识别了贸易开放对特定行业内劳动力跨所有制部门流动的影响,为研究贸易开放与就业结构变迁之间的关系提供了新的经验证据;②为理解贸易开放影响所有制就业结构的经济学机制增加了新的认识,探讨了贸易开放通过中间产品投入和融资约束如何影响就业结构;③揭示了贸易开放是影响制造业部门全要素生产率的渠道之一,即就业的所有制结构变迁,对研究贸易自由化与企业生产率之间关系的文献做了有益补充;④借助贸易开放冲击,准确识别了劳动力跨部门流动对总体生产率增长的贡献,为研究要素配置效率对生产率增长的贡献提供了新的经验证据。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分展示了关于中国制造业部门就业的所有制结构变迁的三个重要特征事实;第三部分为实证模型;第四部分为数据和指标介绍;第五部分汇报了估计结果、稳健性检验和机制分析;第六部分测算了1998—2007年贸易开放引致的就业所有制结构变迁对制造业部门全要素生产率变动的贡献;第七部分是结论和政策启示。

二、特征事实

本部分基于产品进出口关税数据和中国工业企业数据库数据,梳理有关贸易开放、就业结构变迁和制造业全要素生产率的三个典型事实。

特征事实一:1998—2007年,制造业非国有企业的就业比重不断上升,并且就业的所有制结构变动主要发生在行业内。图1(a)显示,1998—2007年制造业国有企业就业人口占比从90.42%下降到25.45%,下降64.97%。^①非国有企业就业人口占比从9.58%上升到74.55%。国有企业就业人口

^① 此处使用的样本不包含中国港澳台企业和外资企业。

占比下降来源于两个渠道:①行业内变化。劳动力更多进入非国有企业,体现为行业内跨部门的劳动力配置。②行业间变化。劳动力从国有企业占比高的行业向国有企业占比低的行业转移,导致国有企业就业人口占比下降。因此,本文将就业的所有制结构变动进一步分解为行业内流动和行业间流动。图1(b)显示,1998—2007年国有企业就业人口占比下降的64.97%中,62.15%的占比下降发生在行业内,约占国有企业就业人口占比下降的95.70%;2.82%的占比下降发生在行业间,约占国有企业就业人口占比下降的4.30%。由此可见,制造业国有企业就业人口下降主要源于行业内劳动力更多进入非国有企业。因此,本文主要关注行业内劳动力跨部门配置效应。^①

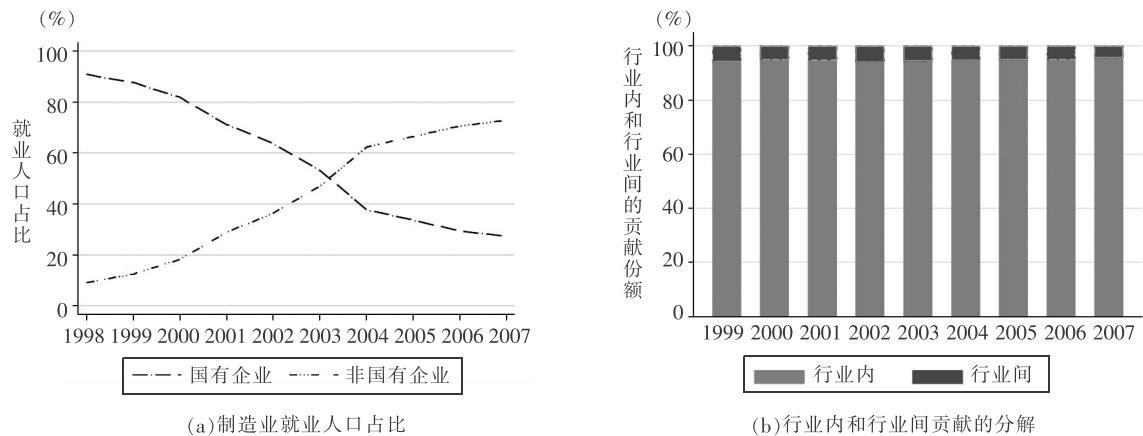


图1 1998—2007年国有企业就业人口占比变化和分解

资料来源:根据中国工业企业数据库数据整理,以下各图同。

特征事实二:以中间产品进口关税下降度量的贸易开放程度与就业的所有制结构变化密切相关,行业贸易开放程度越深,国有企业就业占比越低。图2显示,样本区间内,中间产品进口关税下降越大的行业,国有企业雇员占比下降越大,中间产品进口关税的下降幅度与国有企业就业比重下降幅度显著正相关。伴随着中国对外开放进程的不断深入,非国有企业就业比重不断增加。

特征事实三:1998—2007年,国有制造业企业全要素生产率平均而言低于非国有制造业企业。数据区间内,行业内劳动力跨部门流动对整体全要素生产率增长的贡献份额为17.00%,是全要素生产率增长的重要来源。图3绘制了1998—2007年国有企业与非国有企业使用就业人口加权计算得到的平均全要素生产率。可以看出,一方面,无论是国有企业还是非国有企业,平均全要素生产率都在不断上升;另一方面,国有企业全要素生产率一直低于非国有企业。这意味着劳动力从全要素生产率低的国有企业,流向全要素生产率高的非国有企业,能够提高整体生产率。

图4(a)绘制了根据Griliches and Regev(1995)(简称GR)的分解办法得到的,企业自身生产率增长和企业间配置效应对整体生产率增长贡献份额的动态演化过程。可以看出,中国制造业生产率的增长越来越依赖企业自身生产率的增长,劳动力要素企业间配置效应对制造业整体生产率增长的贡献逐年减弱(从62.45%下降到19.39%)。本文扩展了GR的计算方法,将劳动力在企业间的配置进一步细分到行业内部门内、行业内不同所有制部门间和行业间,结果如图4(b)所示。^②本文关

① 国有企业就业人口占比下降来源分解的详细内容参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

② 行业内劳动力要素配置效应对生产率的增长贡献为正,劳动力要素在行业间的流动阻碍制造业全要素生产率的增长。这可能是因为不同行业对劳动力技能的需求不同。技能差异导致劳动力跨行业流动后生产效率变低。

注贸易开放通过劳动力在行业内不同所有制部门间就业结构的变化对全要素生产率的影响(即行业内部门间劳动力要素配置效应)。从图4(b)可以看出,行业内部门间劳动力要素配置效应对制造业生产率增长的贡献份额从22.11%下降到了17.00%,但仍是生产率增长的重要来源。^①

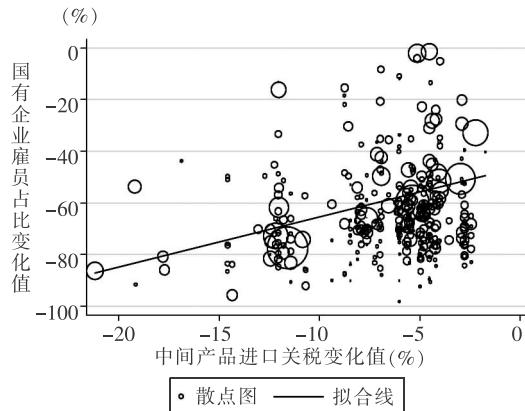


图2 中间产品进口关税与国有企业雇佣量

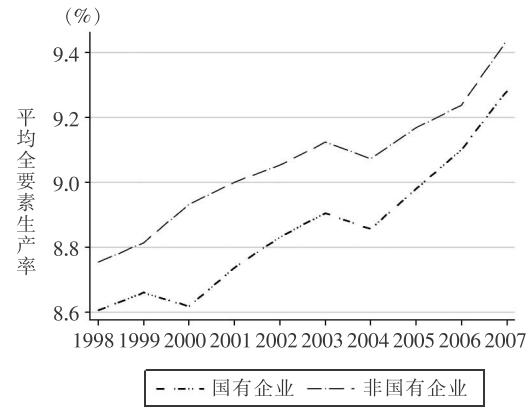
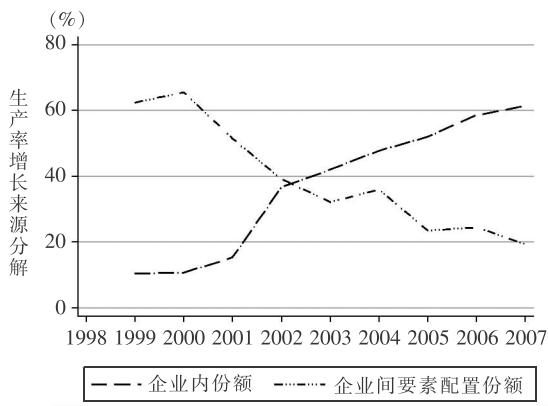
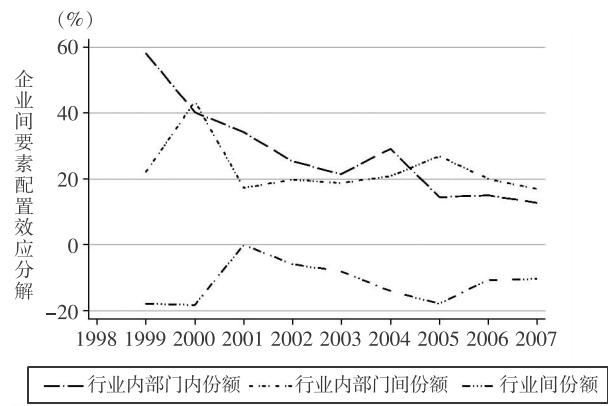


图3 国有企业与非国有企业平均全要素生产率



(a)GR 的初步分解



(b)企业间配置效应再分解到部门维度

图4 1998—2007年制造业生产率增长来源分解

总结上述三点特征事实,本文认为:贸易开放加快了中国制造业就业结构的变迁,促使劳动力在行业内部门间重新配置,由此提高了整个制造业部门的生产率。本文接下来从经验上考察贸易开放对就业的所有制结构变迁的影响,并在此基础上测算行业内部门间劳动力要素配置对制造业全要素生产率增长的影响。

三、实证模型

1. 行业层面回归

本文首先在行业层面估计中间品进口关税下降对行业内就业结构变迁的影响。本文关注的就业结构变迁主要指劳动力在相同行业内、不同所有制部门间的流动。回归模型设定为:

$$SOE_rate_{ji} = \alpha_0 + \beta tariff_{j-1} + X_{ji} \delta + \gamma_j + \lambda_i + \varepsilon_{ji} \quad (1)$$

其中, SOE_rate_{ji} 表示*t*期四位码行业*j*的国有企业就业人口占比。 SOE_rate 的下降意味着国有

^① 制造业生产率增长来源分解的详细内容参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

企业雇佣人数占比的下降,非国有企业雇佣人数占比的上升,体现了劳动力要素在国有企业和非国有企业间不断重新分配的过程(即劳动力要素行业内跨部门配置)。解释变量 $\text{tariff}_{j_{t-1}}$ 是 $t-1$ 期行业 j 的中间产品进口关税。使用滞后一期的中间产品进口关税在行业间的变化,能有效识别贸易开放程度对劳动力行业内跨部门配置的影响。

X_{jt} 是行业层面的控制变量,包括:①滞后一期的最终品进口关税和出口关税,以控制最终品进口和出口扩张对结果的影响;②行业 j 期初的总雇佣量与时间交互项、行业 j 期初的总增加值与时间交互项,控制行业期初特征以缓解事前趋势的影响。在部分模型设定中, X_{jt} 还包括行业 j 所在的两位码行业与时间的交互固定效应和行业平均人均工资的对数。由于各行业在两位码范围内存在较大的相似性,加入行业所在两位码与时间的交互项,能在相似行业中比较中间产品进口关税对劳动力跨部门流动的影响。

γ_j 和 λ_t 分别表示行业和时间固定效应,以控制四位码行业层面不随时间变化的异质性和时间趋势的影响。 ε_{jt} 是误差项。 β 是本文关注的参数。如果中间品进口关税的下降能够促使劳动力要素在各行业内从国有企业向非国有企业转移,则 $\beta>0$ 。行业层面的回归是在四位码行业与时间维度进行的。本文将行业层面回归中估计系数的标准误聚类到两位码行业与时间层面。

2. 企业层面回归

本文采用和 Bloom et al.(2016) 相同的设定从企业层面研究中间产品进口关税下降对劳动力在所有制部门间流动的影响。回归模型设定为:

$$\ln \text{emp}_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 \text{tariff}_{j_{t-1}} + \beta_2 \text{soe}_{ijt} + \beta_3 \text{soe} \times \text{tariff}_{j_{t-1}} + D_{ijt} \theta + X_{jt} \delta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, $\ln \text{emp}_{ijt}$ 表示 t 期 j 行业 i 企业的雇佣量的对数, $\text{tariff}_{j_{t-1}}$ 是 $t-1$ 期行业 j 的中间产品进口关税, soe_{ijt} 表示 t 期 j 行业 i 企业是否为国有企业。 β_1 反映了中间产品进口关税的下降对非国有企业雇佣量的影响, $\beta_1 < 0$ 表示中间产品进口关税的下降会促使非国有企业雇佣更多的劳动力。交互项 $\text{soe} \times \text{tariff}_{j_{t-1}}$ 考察了关税下降对劳动力跨部门流动的影响。交互项的系数 $\beta_3 > 0$, 且 $\beta_3 + \beta_1 > 0$ 时, 说明中间产品进口关税的减免降低了国有企业的雇佣量, 同时增加了非国有企业的雇佣量。这反映了贸易开放过程中, 劳动力从国有企业向非国有企业转移, 体现了贸易开放对劳动力要素跨部门配置的影响。 D_{ijt} 为 t 期 j 行业 i 企业的特征变量, 包括 i 企业当期主营业务收入的对数、企业年龄的对数、企业人均资本量的对数、企业是否出口等企业特征变量。在部分模型设定中, 本文还控制了行业层面的控制变量 X_{jt} 和企业平均人均工资的对数。 X_{jt} 包括 $t-1$ 期企业所在行业的最终产品进口关税和出口关税, 行业 j 期初的总雇佣量与时间的交互项、行业 j 期初的总增加值与时间的交互项、行业 j 所在的两位码行业与时间的交互固定效应。 γ_i 和 λ_t 分别表示企业和时间固定效应, ε_{ijt} 是误差项。本文将企业层面回归中估计系数的标准误聚类到四位码行业与时间层面。

四、数据、指标及描述统计

1. 数据来源

本文的实证分析结合了 1998—2007 年中国工业企业数据与 1997—2006 年产品进出口关税数据。中国工业企业数据涵盖了全部国有工业企业及规模以上非国有工业企业。^① 本文参照 Brandt

^① 国家统计局定义“规模以上”要求企业每年的主营业务收入在 500 万元以上。2011 年变更“规模以上”企业为每年的主营业务收入在 2000 万元以上的企。

et al.(2012)的方法处理样本:①将1998—2007年中国工业企业数据原始样本进行面板数据整合和重复值删除,得到包含2040837个观测值的制造业样本;②采用分年度行业产出和投入平减指数对本文涉及的固定资产年均净值、总产出、工业增加值、企业中间产品投入、主营业务收入等名义变量进行平减得到真实值;^①③剔除了总产出、工业增加值、中间投入、固定资产年均净值、主营业务收入5个变量缺失或小于、等于0的样本,同时剔除了企业雇佣量小于8的样本。最后本文将中国工业企业数据库数据与产品进出口关税数据匹配,^②得到基准样本,包含345295家企业、1580470个观测值。^③在基准回归中,本文进一步删掉了中国港澳台企业和外资企业样本,得到1171732个观测值。

企业所有制。参考Brandt et al.(2012)对企业所有制的定义,本文使用企业注册类型和注册资本两个变量,将企业的所有制类型定义为国有企业(包括集体企业)、非国有企业(即民营企业)、中国港澳台企业和外资企业。在后续的主要研究中,本文剔除了中国港澳台企业和外资企业的样本,仅保留国有企业和非国有企业样本。^④但在稳健性检验部分,本文也提供了加入中国港澳台和外资企业样本的回归估计结果。虚拟变量国有企业(*soe*)是本文关注的重要变量之一。在基准回归中,本文定义:如果企业为国有企业,则*soe*=1;如果企业为非国有企业,则*soe*=0。在本文后续的部分稳健性检验中,加入中国港澳台和外资企业后,如果企业为国有企业,则*soe*=1;如果企业为非国有企业、中国港澳台企业或外资企业,则*soe*=0。

劳动力要素跨部门配置。在基准回归中,本文结合中国工业企业数据库,使用两个指标从行业层面和企业层面分别测度劳动力要素跨部门配置:一是行业内国有企业占比。国有企业雇佣量占比的下降表示劳动力要素向非国有企业转移。二是企业雇佣量的对数。与Bloom et al.(2016)的设定一致,通过将中间产品进口关税,国有企业与中间产品进口关税的交互项对企业雇佣量做回归,以衡量贸易开放对不同所有制企业雇佣量异质性影响,体现了劳动力要素在不同所有制部门间的流动。值得注意的是,本文定义的劳动力要素跨部门配置是存续劳动力再配置和新生劳动力初次配置的总体效果,是整体劳动力市场中劳动力要素在不同所有制部门间不断重新分配的过程。实际上,无论是劳动力从国有企业到非国有企业的再配置,还是新生劳动力向非国有企业的初次配置,都体现了在贸易开放过程中劳动力市场中的劳动力要素向非国有企业流动的特点。

生产率的测算。在前文数据整理的基础上,为了解决全要素生产率估计中的内生性问题,本文采用Ackerberg et al.(2015)的方法估计1998—2007年中国制造业企业全要素生产率。由于不同行业间的生产技术存在差异,本文分两位码行业估算企业的全要素生产率。制造业整体平均生产率是个体企业生产率的加权平均: $TFP_i = \sum_{i=1}^n s_i TFP_u$,其中, s_i 是权数,用企业*i*的就业人口占比来表示。

-
- ① 由于中国工业企业数据库缺失2004年“工业增加值”数据,本文依据文献中通常的做法用“工业总产值-工业中间投入+应交增值税”来替代2004年的工业增加值。
 - ② 由于中国2002年颁布并于2003年实施新的《国民经济行业分类》,本文将1998—2002年间企业的行业代码统一调整为2003年实施的新《国民经济行业分类》。
 - ③ 匹配关税数据之前,1998—2007年本文的制造业样本共1927510个观测值。与杨汝岱(2015)的基准样本1910662个观测值非常接近。
 - ④ 本文剔除中国港澳台企业和外资企业有两个原因。首先,考虑到中国港澳台企业和外资企业的经营方式和劳动力雇佣结构与国内企业的差异,剔除中国港澳台和外资企业能够更准确的估计贸易开放对劳动力跨部门就业结构变迁的影响。其次,本文旨在研究贸易开放如何影响劳动力跨部门就业结构的变迁及其对制造业生产率增长的影响,剔除中国港澳台和外资企业能够有效地控制与中间产品关税下降同时发生的其他贸易开放政策通过外资企业对制造业整体生产率的影响。

本文估计得到的全要素生产率年均增长 7.87%，与 Brandt et al.(2012)估计的 7.96% 的年均增长速度非常接近。

中间产品进口关税。与 Amiti and Konings(2007)和 Brandt et al.(2017)的做法一致，本文主要通过中间产品进口关税的减免来度量贸易开放程度。利用中间产品进口关税在行业间的变化能有效识别贸易开放对劳动力跨部门配置的影响。进出口关税数据来自世界银行的 UNCTAD—TRAITS 数据库，该数据库囊括了 1988—2016 年 HS 编码分类的世界各国商品进出口关税数据。为了将海关进出口关税数据的 HS 六位码与中国工业企业数据库的标准行业代码匹配，本文处理的步骤为：①将海关进出口关税数据 HS 六位码转换成国际贸易标准分类代码(SITC)；②与国际标准工业分类匹配(ISIC)；③通过 ISIC 与国内 GB 标准行业分类的关系，将海关进出口关税数据 HS 六位编码转换成国内 GB4754/T—2002 行业编码，得到四位码行业最终品进口关税 $output_{jt}$ 和出口关税 $export_{jt}$ 。在实证回归中，本文遵循文献中通常做法 (Kovak, 2013)，将最终品进口关税 $output_{jt}$ 和出口关税 $export_{jt}$ 均采用加 1 取对数的换算形式进行重新计算。^①

参考 Brandt et al.(2017)的设定，本文将行业 j 的中间产品进口关税定义为：

$$tariff_{ji} = \sum_k \alpha_j(k) output_{kt} \quad (3)$$

其中， $\alpha_j(k)$ 是根据 2002 年投入产出表计算的 j 行业从 k 行业购买的中间产品成本占比。 $output_{kt}$ 是 t 期 k 行业的最终品进口关税。由于 2002 年投入产出表只精确到行业三位码，本文在行业三位码上计算得到中间产品进口关税。^② 本文使用滞后一期的中间产品进口关税作为当期中间产品进口关税的代理变量。在稳健性检验的第一部分，本文还讨论了利用中间产品进口关税作为贸易开放指标，可能存在的内生性问题，并构造了工具变量对主要结果进行工具变量估计。

2. 变量描述统计

表 1 展示了主要变量的描述性统计结果。可以看出，样本制造业企业平均雇佣人数的对数为 4.7225，平均企业年龄的对数为 2.1953^③。1998—2007 年平均有 35.98% 的企业是国有企业，20.47% 的企业是出口企业。行业层面上，1997—2006 年中间产品进口关税为 0.1202，略低于最终品进口关税的 0.1314，略高于出口关税的 0.0882。

五、实证结果

1. 基准结果

表 2 报告了行业层面的估计结果。本文的行业层面回归是在四位码行业与时间维度进行的。各列系数的标准误均聚类到两位码行业与时间层面。第(1)列只控制了四位码行业固定效应和年份固定效应，结果显示，中间产品进口关税下降越多的行业，国有企业就业人口占比下降越多，估计系数在 1% 的水平上统计显著。第(2)列加入了滞后一期的最终品进口关税和出口关税，系数估计值略下

^① 数理上，当 x 较小时，有 $\ln(1+x) \approx x$ 。本文也使用原始最终产品进口关税计算的中间产品进口关税，对主要结果进行了估计。结果发现无论是使用本文加 1 取对数处理后的关税，还是使用原始关税估计的结果非常一致。

^② 1997—2006 年，中间产品进口关税从 0.1560 下降到了 0.0860，下降了 0.0700，详细内容参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

^③ 样本中制造业企业平均雇佣人数为 249 人。其中，最小值为 8 人，最大值为 171649 人。样本中制造业企业平均年龄为 13.48 岁。其中，年龄最小为 1 岁，最大为 95 岁。企业内人均工资均值 11636 元。

表 1 关键变量描述统计

变量名	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
企业层面						
$employment_{jt}$	企业雇佣量的对数	4.7225	1.0986	2.0794	12.0532	1171732
$lnrevenue_{jt}$	企业主营业务收入的对数	16.6664	1.3317	6.5574	25.2846	1171732
$kratio_{jt}$	企业人均资产的对数	10.2583	1.2748	0.0247	17.3515	1171732
$value_add_{jt}$	企业工业增加值的对数	15.3465	1.5008	0.0010	24.2952	1171732
$lnage_{jt}$	企业年龄的对数	2.1953	0.9171	0.0000	4.5539	1171732
ef_{jt}	企业是否出口	0.2047	0.4035	0.0000	1.0000	1171732
soe_{jt}	企业是否国有企业	0.3598	0.4799	0.0000	1.0000	1171732
TFP_{jt}	企业全要素生产率	9.0208	1.3548	-19.5174	19.6760	1171732
$lnwage_{jt}$	企业人均工资的对数	9.1038	0.7221	-0.9107	18.1333	1168598
mid_{jt}	中间品投入的对数	16.3717	1.3514	0.0050	25.0491	1169659
ww_{jt}	企业融资指数	-0.6653	0.0729	-7.2190	1.4259	1171721
行业层面						
$tariff_{j-1}$	中间产品进口关税	0.1202	0.0497	0.0314	0.3230	3558
$output_{j-1}$	最终品进口关税	0.1314	0.0820	0.0000	0.5008	3558
$export_{j-1}$	出口关税	0.0882	0.0524	0.0000	0.8220	3558
$total_emp_{j,1998}$	期初行业总就业人口的对数	10.3510	1.4724	5.0434	14.5908	3558
$total_val_{j,1998}$	期初行业总增加值的对数	20.5623	1.5366	15.1537	25.0779	3558
soe_rate_{jt}	各行业国有企业就业人口/各行业总就业人口	0.5475	0.2912	0.0064	1.0000	3558

资料来源:根据 1998—2007 年中国工业企业数据库数据和 1997—2006 年产品进出口关税数据整理计算。

表 2 中间产品进口关税下降对劳动力跨所有制部门配置的影响——行业层面

	被解释变量:国有企业就业人口占比(SOE_rate)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$tariff_{j-1}$	1.1435*** (0.3373)	0.9087*** (0.3067)	0.8859*** (0.2486)	0.7595*** (0.2398)	0.6048*** (0.2236)	1.7694*** (0.6427)
$output_{j-1}$		0.2262** (0.1086)	0.3546*** (0.0897)	0.5899*** (0.0938)	0.6222*** (0.0948)	0.1777 (0.1435)
$export_{j-1}$		0.0882 (0.1780)	0.0499 (0.1479)	-0.1299 (0.0971)	-0.0207 (0.0609)	0.0379 (0.1546)
控制变量	否	否	是	是	是	是
行业人均工资	否	否	否	否	是	否
行业两位码×时间	否	否	否	是	是	否
观测值	3556	3556	3556	3556	3556	3556
R-squared	0.9167	0.9172	0.9218	0.9546	0.9554	0.9205

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内数值为标准误,以下各表同。第(1)—(5)列为 OLS 估计结果,第(6)列为 IV 估计结果,IV 是两位码行业协议最大关税,IV 估计一阶段 F 统计量为 64.2610。各列均控制四位码行业固定效应和年份固定效应。系数标准误聚类到两位码行业与时间层面。

降到 0.9087。与预期相符,最终品进口关税下降同样能促使劳动力跨部门配置,但出口关税的影响在统计上不显著。第(3)列加入了各行业期初总就业人口和时间的交互项、各行业期初总增加值和时间的交互项,系数下降到 0.8859。第(4)列进一步控制了两位码行业与时间的交互效应,以控制相似行业随时间的变化趋势,中间产品进口关税对国有企业就业人口占比的作用依然稳健,系数大小为 0.7595,且在 1% 的水平上统计显著。工资是劳动力市场的内生变量,是劳动力供给和需求均衡的结果。考虑到工资水平对就业的影响,本文在第(5)列控制了行业平均的人均工资的对数,结果依然稳健。根据文献中通常的做法,考虑到工资的内生性,本文将第(4)列作为偏好的模型设定。表 2 中的回归估计均使用期初行业总就业人口加权。在稳健性检验上,本文讨论了使用工具变量估计的结果(表 2 第(6)列)。

表 2 的结果说明中间产品进口关税下降越多的行业,国有企业就业人口占比下降越多。这表示在贸易开放过程中,中间产品进口关税的下降促使劳动力要素资源向非国有企业转移。此外,最终品进口关税的系数显著为正,说明最终产品进口竞争加剧,更激烈的市场竞争同样促使国有企业减员增效,推动劳动力要素跨部门配置。在探讨中间产品进口关税下降对劳动力跨部门流动的作用时,忽略最终品进口的影响可能会导致高估中间品进口关税下降的影响。

表 3 报告了企业层面的估计结果。第(1)列只控制企业固定效应和年份固定效应,关税系数 β_1 为负,说明中间产品进口关税下降促使企业雇佣更多的劳动力,但统计上不显著。第(2)列加入国有企业与中间品进口关税的交互项后,中间产品进口关税系数显著为负,且交互项系数 β_3 显著为正。第(3)、(4)列依次加入企业控制变量和行业控制变量,关税系数依然显著为负,交互项系数依然显著为正,但系数绝对值下降。第(5)列加入企业人均工资以控制工资水平对就业的影响,依然没有改变本文的结果。由于工资具有较强的内生性,因此,本文偏好第(4)列的模型设定。在第(4)列中,中间产品进口关税的系数显著为负,交互项系数显著为正,且交互项系数绝对值大于关税系数的绝对值。这说明中间产品进口关税下降时,国有企业就业人口下降,非国有企业就业人口上升,劳动力流向非国有企业,体现了劳动力要素跨部门配置效应。表 3 是使用期初企业雇佣量占行业总雇佣量的比例加权的结果。在稳健性检验部分,本文也讨论了工具变量估计的结果(表 3 第(6)列)。

需要注意的是,表 2 中国有企业就业人口占比下降可能来自两个方面:一是存续劳动力从国有企业转移到非国有企业(劳动力再配置);二是劳动力从非制造业部门转移到制造业部门,并更多的进入非国有企业(新生劳动力初次配置)。遗憾的是,基于企业数据的研究无法区分劳动力的再配置和初次配置。但不同类型企业的进入退出能在一定程度上反映劳动力再配置和初次配置问题。因此,本文构造企业平衡面板数据重新估计了方程(2),发现中间产品进口关税的系数显著为负,国有企业与中间产品进口关税的交互项估计值显著为正,且系数大小略有上升,说明样本期内劳动力再配置效应更强。^①

表 2 和表 3 的结果证实了在贸易开放过程中,中间产品进口关税下降促使劳动力向非国有企业流动。结合前文第二部分图 3 可知,贸易开放导致劳动力从全要素生产率相对较低的国有企业向全要素生产率更高的非国有企业转移,改善了劳动力跨部门配置效率。给定其他条件不变,由于 1997—2006 年中间产品进口关税下降了 7.00%,且表 2 第(4)列的回归结果显示,中间产品进口关税下降 1 个百分点,导致行业内国有企业就业人口占比下降约 0.7595 个百分点。因此,中间产品进口关税下降一共导致了 1998—2007 年行业内 5.32 个百分点的劳动力转移到了非国有企业。由于

^① 平衡面板回归的详细内容参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

1998—2007年行业内国有企业就业人口占比下降了62.15%，因此，中间产品进口关税的下降能够解释这一时期劳动力行业内部部门间配置的8.56%。^①

表3 中间产品进口关税下降和企业所有制结构对企业就业人数的影响

	被解释变量:企业就业人口的对数($\ln emp_{ijt}$)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$tariff_{j-1}$	-0.3578 (0.2249)	-1.6981*** (0.2702)	-1.4474*** (0.2287)	-1.3514*** (0.4156)	-0.7562** (0.3364)	-1.9363*** (0.4025)
soe		-0.2068*** (0.0255)	-0.0851*** (0.0204)	-0.0916*** (0.0198)	-0.0615*** (0.0172)	-0.2337*** (0.0254)
$soe \times tariff_{j-1}$		2.0246*** (0.1994)	1.2436*** (0.1501)	1.3565*** (0.1493)	1.1376*** (0.1307)	2.5044*** (0.1985)
企业控制变量	否	否	是	是	是	是
行业控制变量	否	否	否	是	是	是
企业人均工资的对数	否	否	否	否	是	否
观测值	1150310	1150310	1150307	1150307	1146671	1150307
R-squared	0.9212	0.9215	0.9481	0.9491	0.9569	0.3428

注:第(1)—(5)列为OLS估计结果,第(6)列为IV估计结果,IV是两位码行业协议最大关税,两位码行业最大关税和是否国有企业的交互项。IV估计一阶段F统计量为462.6670。各列均控制企业固定效应和年份固定效应。系数标准误聚类到四位码行业与时间层面。

2. 稳健性检验

这里依次讨论中间产品进口关税的内生性、国有企业改革、纳入中国港澳台和外资企业样本、样本期内企业所属行业是否发生变化、使用工业增加值加权回归,以及控制生产率水平对基准结果的影响。

(1)中间产品进口关税的内生性。如果国有企业雇佣量占比下降与中间产品进口关税下降间的正相关关系,是由于政府选择性针对国有企业雇佣量占比下降更多的行业削减更多的中间品进口关税造成的,那么中间产品进口关税指标就可能存在内生性。本文的内生性检验结果证实,加入WTO前国有企业雇佣量占比对加入后中间产品进口关税变化没有显著的影响,意味着中间品进口关税变化不以期初国有企业就业人口占比为依据。^②

此外,1997—2006年制造业各行业中间产品进口关税下降幅度很大,并且期初关税水平越高的行业,下降幅度越大。这表明,期初受贸易保护的行业在贸易开放过程中并没有继续获得贸易保护。因此,本文认为中间产品进口关税的减免是相对外生的(Kis-Katos and Sparrow, 2015; Brandt et al., 2017)。^③

为进一步克服可能存在的内生性问题,本文参考Brandt et al.(2017)的做法,利用中国加入

① 1998—2007年中间产品进口关税下降导致行业内5.32个百分点($0.0700 \times 0.7595 = 0.0532$)的劳动力从国有企业向非国有企业转移。且图1(b)发现1998—2007年行业内国有企业占比下降了62.15%。因此,中间产品进口关税的下降能够解释这一时期劳动力行业内部部门间配置的 $0.0532 / 0.6215 = 0.0856$,即8.56%。

② 加入WTO前国有企业雇佣量占比与加入后中间产品进口关税变化之间关系的分析结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

③ 1997—2006年各行业中间产品进口关税变化值与期初值的关系详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

WTO 中的最大关税作为实际关税的工具变量,^① 其合理性有:①协议关税是在中国加入 WTO 之前确定的,并不受国内后期经济绩效的影响,满足工具变量的外生性要求;②中国加入 WTO 之后,实际关税是以事前协定的最大关税为基准,逐年降低,满足工具变量的相关性要求;③即使该工具变量不能完全解决政策制定者在协议关税谈判中对未来国内经济绩效预期所带来的内生性问题,但考虑到谈判时间在样本期之前,以及中国行业发展的巨大不确定性,这在一定程度上也缓解了内生性问题。因此,本文遵循 Brandt et al.(2017)的做法,使用协定的两位码行业最终产品最大关税,通过(3)式转化为中间产品进口最大关税,作为实际关税的工具变量。

工具变量的回归结果如表 2 和表 3 第(6)列所示。可以看出,无论是行业层面还是企业层面的回归结果,OLS 的估计结果都与 IV 的估计结果一致。这说明中间产品进口关税的下降促使劳动力跨所有制部门流动。一阶段估计的 F 统计量都远大于 10,证明本文构造的工具变量不存在弱工具变量问题。IV 估计系数绝对值较 OLS 有所上升,原因可能是政府推动不同行业市场化改革的潜在意愿存在差异。一方面,如果一个行业的国有企业就业占比越高,政府推动其进行市场化改革的意愿越强,那么该遗漏变量就与本文的被解释变量正相关。另一方面,如果政府在市场化改革的过程中旨在借助对外开放的竞争效应推动市场化进程(典型的如家电行业),这些行业的进口关税水平在贸易开放后会下降至更低的水平,由此造成本文使用的中间品进口关税变量与市场化改革的遗漏变量负相关。此时,OLS 的参数估计值会存在低估,OLS 估计得到的是贸易开放对劳动力部门就业结构影响的下界。

(2) 国有企业改革的影响。20世纪 90 年代初期,中国进行了全方位、大规模的国有企业改革。虽然国有企业改革对就业结构变迁的影响毋庸置疑,但本文的核心目的是揭示掩盖在国有企业改革背景下的贸易开放在就业所有制结构变迁中的作用,以及其通过这一渠道对生产率增长的贡献。为此,本文从三个方面考虑国有企业改革的影响:①国有企业改革是引发就业结构变迁的主要因素,但是当国有企业改革与中间产品进口关税的减免不存在直接相关关系时,本文识别机制同样有效,并不受国有企业改革的影响。本文使用处于国有企业改革重点时期的 1998—1999 年和 1999—2000 年行业国有企业雇佣量占比,分别对中国加入 WTO 之后的 2003—2004 年、2005—2006 年中间产品进口关税回归,结果显示,加入 WTO 前国有企业雇佣量占比变化对加入后中间产品进口关税变化没有显著影响。^② 这说明政府没有针对国有企业雇佣量占比下降更多的行业削减更多中间品进口关税,国有企业改革与中间产品进口关税的减免不存在直接相关关系。②国有企业改革的重心之一是国有企业改制,即国有企业改制为非国有企业。针对国有企业改制对基准结果可能产生的干扰,本文将样本限制在 1998—2007 年企业所有制不变的企业样本,对基准模型重新进行估计。表 4 和表 5 的第(1)列分别报告了行业和企业层面的结果,与基准结果相同,中间产品进口关税下降促进了劳动力跨部门流动。③由于国有企业改革的另一个重要途径是使中小困难国有企业破产退出市场,所以,本文进一步将样本限制在企业所有制不变且一直存续的企业,以缓解国有企业改革通过这一途径对基准估计结果的影响。表 4 和表 5 的第(2)列分别报告了行业层面和企业层面的估计结果。该结果与基准结果,以及表 4 和表 5 第(1)列的结果相同。

综上所述,因为国有企业改革与中间产品进口关税的减免不存在直接相关性,且在控制了国有

^① 本文使用中国加入 WTO 中两位码行业的最终品进口最大关税来构造两位码行业中间品进口最大关税,作为本文中间品进口关税的工具变量。因此,在本文的工具变量估计中,不再控制两位码行业与时间的交互固定效应。

^② 详细内容参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

企业改制和企业退出这两个重要改革途径之后,表4和表5第(1)、(2)列的结果表明基准估计结果是稳健的,国有企业改革不会对本文结论产生显著的影响。

(3)中国港澳台和外资企业样本的影响。本文基准分析所使用的样本剔除了中国港澳台企业和外资企业。在稳健性检验中,本文加入中国港澳台企业和外资企业样本,以验证中国港澳台企业和外资企业样本是否会对本文的基准结果产生影响。表4和表5的第(3)列结果显示,无论是行业层面还是企业层面,中间产品进口关税下降的影响在1%的显著性水平上均是显著的,系数估计值略大于基准估计,说明是否在样本中加入中国港澳台企业和外资企业对研究结论没有影响。加入中国港澳台企业和外资企业样本后系数估计值更大,这可能是因为贸易开放会通过外资企业渠道深化劳动力在不同所有制部门间的配置。

(4)企业所属行业改变的影响。在样本期内,所属行业改变的企业可能会对回归结果造成干扰。本文进一步排除这部分样本,重新估计基准模型,表4和表5的第(4)列的结果表明,本文的结论仍然是稳健的。

(5)使用工业增加值加权。在基准结果中,本文使用了行业总雇佣量和企业雇佣量占行业雇佣量的比例加权。本文在稳健性检验部分进一步使用行业总增加值和企业增加值占行业总增加值的比例加权。表4和表5的第(5)列结果表明,本文的估计结果依然稳健。

(6)生产率水平对劳动力跨部门配置的影响。企业自身生产率水平也会影响其劳动力需求,因

表4 中间产品进口关税下降对国有企业就业人口占比的影响——行业层面稳健性检验

	被解释变量:国有企业就业人口占比(SOE_rate _{ji})					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	所有制不变 的企业	所有制不变 且一直存续的 企业	加入外企 样本	加入外企且 企业所在行业 不变的样本	行业总增加 值 加权	控制生产率 水平
<i>tariff_{ji-1}</i>	0.5380** (0.2479)	0.5993* (0.3284)	0.9319*** (0.2987)	1.0219*** (0.4289)	0.5474*** (0.1996)	0.8689*** (0.2444)
观测值	3552	2991	3556	3449	3556	3556
R-squared	0.9465	0.9256	0.9604	0.9601	0.9599	0.9562

表5 中间产品进口关税下降对劳动力跨所有制部门流动的影响——企业层面稳健性检验

	被解释变量:企业就业人口的对数(lnemp _{ji})					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	所有制不变 的企业	所有制不变 且一直存续 的企业	加入外企 样本	加入外企且 企业所在行业 不变的样本	企业增加 值 占比加权	控制滞后一期 企业生产率
<i>tariff_{ji-1}</i>	-3.1676*** (0.4866)	-1.7032*** (0.5553)	-1.3871*** (0.3288)	-0.7114* (0.4077)	-1.1525*** (0.3671)	-0.9730** (0.4768)
<i>soe_{ji}</i>			-0.1119*** (0.0179)	-0.1038*** (0.0198)	-0.1235*** (0.0194)	-0.0559*** (0.0195)
<i>soe</i> × <i>tariff_{ji-1}</i>	3.5181*** (0.2471)	3.1158*** (0.2556)	1.6293*** (0.1351)	1.4210*** (0.1438)	1.4241*** (0.1448)	1.1938*** (0.1484)
观测值	900060	64116	1405949	1037859	1150307	766709
R-squared	0.9558	0.9548	0.9494	0.9564	0.9539	0.9574

此,本文在表4的第(6)列进一步控制四位码行业期初就业人口加权的平均生产率水平和时间的交互项,在表5的第(6)列进一步控制企业滞后一期的生产率水平,以控制企业生产率水平差异对劳动力跨部门配置的影响。本文的估计结果依然稳健。

3. 贸易开放影响就业结构的机制分析

贸易开放为什么会影响就业结构,进而影响生产率增长?本文从中间品关税下降扩大非国有企业中间产品需求和缓解非国有企业融资约束这两个方面阐述贸易开放对劳动力就业结构的影响。假设企业的生产需要劳动、资本以及中间品投入三种要素。其中,中间品投入可以通过进口从国外采购,同时企业面临不同的资本价格,用以衡量企业面临的融资约束情况。融资约束越高的企业,其面临的资本价格也相应越高。不失一般性,可以将企业的劳动力需求函数表示为:

$$L_d = f(A, w, r, p; x)$$

其中, A 代表企业的生产率, w 是市场均衡工资, r 和 p 分别是企业面临的资本价格和中间品价格, x 是不在传统劳动需求模型中体现,但影响企业劳动需求的其他要素(如企业的劳动调整成本、隐性政策约束等)。给定 x ,在各投入要素互补的情况下(例如,柯布—道格拉斯生产函数和替代弹性小于1的恒替代弹性生产函数),企业的劳动需求是关于资本价格 r 和中间品价格 p 的减函数(当 r 和 p 下降时,资本和中间产品的需求量上升,劳动力需求量上升),即:

$$\frac{\partial L_d}{\partial r} < 0, \frac{\partial L_d}{\partial p} < 0$$

并且有:

$$\frac{\partial^2 L_d}{\partial r \partial A} < 0, \frac{\partial^2 L_d}{\partial p \partial A} < 0$$

借助上述框架,可以发现,贸易开放会通过直接效应和间接效应两个渠道使劳动力向非国有企业转移。该分析逻辑也与 Melitz(2003)的理论模型一致:行业内企业存在异质性,在贸易开放中生产率高的企业获益更多,从而能够扩大生产,吸引更多的劳动力要素。

直接效应表现为:中间产品进口关税下降使得中间产品价格 p 降低,企业通过进口更便宜的中间产品扩大生产规模,从而扩大对劳动要素的需求。同时,因为非国有企业的生产率更高,其从中间品价格的下降中受益更多(对中间品的需求上升更多),劳动力需求也上升更快,从而使劳动者向非国有企业转移。

间接效应表现为:一方面,中间产品进口关税的下降通过提高企业生产效率,提高了企业利润,缓解企业内源性融资约束(Amiti and Konings, 2007; Brandt et al., 2017);另一方面,进口关税下降降低了企业成本,提高了企业利润,从而缓解其融资约束。上述机制最终都会使企业资金价格 r 下降,从而表现为企业融资约束降低。并且由于非国有企业的生产率水平更高,其融资约束下降幅度更大,从而劳动力需求上升更快。

若上述机制成立,在实证中本文可以看到进口关税下降后,相较于国有企业,非国有企业中间品投入扩大更多,同时融资约束程度下降更多。本文分别使用企业中间品投资的对数(mid)和企业融资约束(ww)对中间产品进口关税和中间产品进口关税与国有企业虚拟变量交互项做回归。企业中间品投资数据来自中国工业企业数据库。企业融资约束指数参考 Whited and Wu(2006),利用中国工业企业数据库中的利润总额、长期负债、总资产和固定资产投资等指标构建^①,该指标越大表明

^① 根据 Whited and Wu(2006)的研究,企业融资约束指数(ww) $= -0.091 \times cf + 0.021 \times tltd - 0.044 \times capt$ 。其中, cf 利润总额/总资产, $tltd$ =长期负债/总资产, $capt$ 是企业固定资产投资的对数。

企业面临的融资约束问题越严重。这种处理方式已在公司金融领域得到了广泛应用,如刘莉亚等(2015)、邓可斌和曾海舰(2014)等。

表6汇报了机制分析的结果。表6第(1)列OLS的结果显示,中间产品进口关税的系数为正但不显著,交互项系数显著为正。第(2)列IV估计结果显示,中间品进口关税的系数显著为负,说明贸易开放过程中,中间产品进口关税下降,中间品成本降低能促使非国有企业使用更多的中间品投入。交互项的系数显著为正,且交互项系数绝对值小于关税系数绝对值,说明在贸易开放过程中非国有企业比国有企业的中间品投入增加更多,验证了上述机制分析中提到的直接效应。非国有企业普遍比国有企业面临更严重的融资约束问题。第(3)、(4)列结果表明,贸易开放过程中,中间产品成本的降低能有效缓解非国有企业的融资约束,促使非国有企业提高产能,雇佣更多的劳动力,改变劳动力市场就业结构。这验证了上述机制分析中提到的间接效应。

表6 贸易开放影响劳动力跨部门配置的作用渠道分析

被解释变量	企业中间品投入(mid)		企业融资约束(uw)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	OLS	IV
$tariiff_{j-1}$	0.1399 (0.3509)	-0.7181*** (0.2789)	0.0517*** (0.0181)	0.0819*** (0.0199)
soe	-0.0215 (0.0138)	-0.0528*** (0.0173)	0.0054*** (0.0010)	0.0112*** (0.0012)
$soe \times tariiff_{j-1}$	0.2055* (0.1049)	0.4507*** (0.1308)	-0.0634*** (0.0075)	-0.1097*** (0.0095)
一阶段F统计量		462.1000		462.6720
观测值	1147997	1147997	1150292	1150292
R-squared	0.9611	0.6268	0.9543	0.5383

六、贸易开放对生产率增长影响估算

本文分别使用两种方法定量估计贸易开放引致的行业内部门间配置效应对制造业整体生产率增长的贡献。

1. 根据GR分解结果估算

表7报告了1998—2007年制造业总体生产率增长分解的结果。^①结果显示,企业自身成长对全要素生产率增长的贡献份额为61.41%。其中,国有企业自身成长贡献份额为48.02%,非国有企业贡献份额为13.40%。劳动力要素企业间配置效应贡献份额为19.39%,其中,行业内部门内贡献份额为12.73%,行业内部门间贡献份额为17.00%,行业间贡献份额为-10.34%。表7的结果说明,劳动力在行业内部门间配置是总体生产率增长不可忽略的重要途径。

在此基础上,计算得到劳动力要素行业内部门间配置效应对“企业间配置效应”的贡献为87.68%,对制造业整体生产率的贡献为17.00%。并且,根据表2第(4)列的系数估计,贸易开放能够解释劳动力跨部门配置的8.56%,因此,贸易冲击引致的劳动力在行业内不同所有制部门间配置,

^① 制造业生产率增长分解的详细内容参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

能解释同时期源于“企业间配置效应”带来的生产率增长的7.51%，同时能解释这一时期制造业总体生产率增长的1.46%，^①与 McCaig and Pavcnik(2018)针对越南研究所得到的贡献度十分接近。

表7 1998—2007年全要素增长率的分解(以1998为基期)

	总增长	企业内		企业间			净进入
		国有企业	非国有企业	行业内部部门内	行业内部部门间	行业间	
水平值	0.7872	0.3780	0.1055	0.1002	0.1338	-0.0814	0.1511
份额	1.0000	0.4802	0.1340	0.1273	0.1700	-0.1034	0.1920

2. 通过国有企业与非国有企业的生产率差距估算

借鉴 McCaig and Pavcnik(2018)的做法，本文可以使用另一种方式估算贸易开放通过劳动力跨部门流动对制造业总体生产率的影响。这里将制造业分为国有企业与非国有企业两个部门，分别记为SOE和POE，由劳动力跨部门流动带来的生产率增长可以表示为 $\Delta P=S_e^{\text{tariff}} \Delta p_e$ ， S_e^{tariff} 是中间产品进口关税下降导致的劳动力跨部门流动比例， S_e^{tariff} 可以通过表2第(4)列估计的系数得到，为5.32%。 Δp_e 是国有企业与非国有企业生产率的差距，这里用平均劳动生产率来近似度量。^②与本文估计企业生产率的设定一致，制造业企业的生产函数设为柯布—道格拉斯形式： $Y_s = A_s K_s^{\alpha_s} L_s^{1-\alpha_s}$ ， $s \in \{SOE, POE\}$ ，其中， A 是两个部门的全要素生产率， K 表示资本存量， L 表示劳动力投入， $1-\alpha_s$ 是劳动力投入产出弹性。由此得到：

$$w_s = MRPL_s = (1-\alpha_s) ARPL_s \quad (4)$$

其中， $ARPL_s$ 是单位劳动产出， $MRPL_s$ 是劳动边际收益， w_s 是工资水平。由(4)式可以得到国有企业和非国有企业劳动生产率差距：

$$\frac{w_{poe}}{w_{soe}} = \frac{MRPL_{poe}}{MRPL_{soe}} = \frac{ARPL_{poe}}{ARPL_{soe}} \quad (5)$$

由于数据中无法观测到劳动力的工资率，所以，本文根据式(5)用单位劳动产出来计算两个部门劳动生产率差距。此时，贸易开放通过劳动力跨部门配置渠道对制造业总体生产率的影响可以通过(6)式计算得到：

$$\Delta P = S_e^{\text{tariff}} \Delta p_e = \frac{S_e^{\text{tariff}} (ARPL_{ratio} - 1) ARPL_{soe}}{(1-s_{soe}) ARPL_{poe} + s_{soe} ARPL_{soe}} \quad (6)$$

其中， S_e^{tariff} 表示中间产品进口关税下降导致的劳动力从国有企业流向非国有企业的比例，通过表2第(4)列估计系数得到1998—2007年间 S_e^{tariff} 为5.32个百分点。由于期初 $ARPL_{soe} = 138457.82$ ， $ARPL_{poe} = 188582.21$ ，因此有 $ARPL_{ratio} = ARPL_{poe} / ARPL_{soe} = 1.3620$ 。由于期初 $s_{soe} = 90.42\%$ ，根据(6)式估算得到，1998—2007年贸易开放通过促使劳动力跨部门配置渠道对生产率增长的贡献份额是1.85%，与本文使用生产率分解得到的1.46%的贡献份额一致，说明本文结论稳健。

① 各数值根据表7估计结果计算，具体计算过程为： $0.1338/(0.1002+0.1338-0.0814)=0.8768$ ； $0.1338/0.7872=0.1700$ ； $0.0856 \times 0.8768 = 0.0751$ ； $0.0856 \times 0.1700 = 0.0146$ 。

② 贸易开放过程中，中间产品进口关税的下降也会导致国有部门和非国有部门生产率差距的变化。因此，在本文中使用期初国有部门和非国有部门劳动生产率的差距计算 Δp_e 。

七、结论和政策启示

贸易开放深刻改变了中国经济发展轨迹,对经济增长速度、经济结构和劳动力市场环境都产生了深远影响。本文将贸易引发的劳动力市场就业结构的变化与其对企业生产率的影响联系起来,实证检验了在贸易开放过程中,中间产品进口关税下降对就业所有制结构变迁的影响,并估计了该作用渠道对制造业整体生产率增长的贡献。

本文的研究结果既揭示了中国劳动力就业结构变迁的典型特征及其驱动力,也识别了贸易开放对企业生产率增长新的贡献机制。本文发现:①中国就业所有制结构变迁的主要实现形式是行业内跨部门流动,而行业间流动的贡献很小;②贸易开放引致的中间品进口关税下降使 5.32 个百分点的劳动力流向非国有企业,能够解释样本区间内行业内劳动力跨部门流动的 8.56%;③贸易开放通过中间品投入和融资约束两个渠道影响所有制就业结构;④劳动力在行业内从国有企业流向非国有企业,带来的要素配置效率改善对整体生产率的贡献份额为 17.00%,贸易开放通过这一作用渠道对制造业整体生产率增长的贡献份额为 1.46%—1.85%。

本文的研究丰富了贸易开放对劳动力市场影响的相关文献,为研究贸易开放与就业结构变迁提供了新的视角。本文研究发现贸易开放的劳动力跨部门配置渠道是总体全要素生产率增长不可忽略的重要环节和作用机制,这对有关贸易开放如何影响生产率增长的研究做了重要补充。最后,本文为理解中国制造业生产率的动态演变提供了新的视角和分析渠道,研究结论表明不断深化国有企业市场化改革,实现资源合理配置能够更有效地促进经济增长。

本文的研究结论具有以下政策启示:①对当前中国经济发展方式的转变有所启示。伴随着国际经济形势的不断变化和中国自身经济发展进入“新常态”,为了实现可持续的经济增长,完成经济结构转型的目标,中国亟须寻找新的发展方式。近年来,中国制造业生产率的增长越来越依赖企业自身生产率的增长,劳动力要素企业间配置效应对制造业整体生产率增长的贡献逐年减弱。随着经济发展进入新阶段和“人口红利”的逐渐消失,依靠企业自身生产率增长拉动经济发展的方式遭遇瓶颈。因此,将原有的依托“人口红利”,高投资的经济发展方式向资源整合、优化分配的方式转变是促进社会生产率可持续增长的重要途径之一。②中间产品进口关税的逐步减免,能够降低企业生产成本,促使企业扩大规模和雇佣更多的劳动力。贸易开放除了对经济增长的直接作用,还能通过引导劳动力要素在不同所有制部门间的优化配置,对整体全要素生产率的提高有积极的间接作用。因此,在全球化的大背景下,坚持实行对外开放,健全对外开放制度,建立相应的配套措施,统筹兼顾加速对外开放进程是实现产业结构优化和经济发展的必然选择。③贸易开放通过缓解非国有企业融资约束渠道推动了劳动力要素的优化配置。由于金融制度的不完善,金融结构的不合理和融资渠道限制,非国有企业相对于国有企业普遍面临更严重的融资约束问题。融资约束从多个渠道阻碍了国内非国有企业的发展。因此,建立健全的金融体系,优化融资结构,改善信贷不平等,深化金融供给侧结构性改革等能有效改善非国有企业融资约束状况,并推动劳动力要素优化配置,提高生产率。④中国国有企业在经历了长时期、大规模的改革后,逐步建立了与中国特色社会主义经济体制相适应的企业体制。劳动力从国有企业向非国有企业的流动能有效促进生产率的提升,优化劳动力要素资源配置。因此,深化国有企业改革,提升国有企业效率,完善国有企业管理体制,打破要素跨所有制结构、跨地区自由流动的壁垒,促进资本、人力和技术的传播和扩散是释放改革红利的重要举措。⑤在全面开放新格局下,中国正面临着剧烈的劳动力市场结构变迁。劳动力要素跨地区、跨行业和跨部门的流动对中国社会和经济的发展有广泛而深远的影响。但是长期以来,分割的劳动力

市场和行业壁垒增加了劳动力迁移的成本,制约了劳动力要素的自由流动,阻碍了劳动力要素资源的优化配置。因此,建立完善、统一和高效的劳动力市场体系,降低劳动力的迁移成本能助力经济结构转型和最大化贸易红利。

全球化背景下,中国同时面临了来自国际的进口竞争压力和出口需求机遇,不同地区的劳动力市场环境可能对劳动力市场的就业结构产生不同的影响。所以,在贸易开放背景下,深入考察劳动力市场环境对就业结构的影响,有助于更好地理解贸易自由化在产业结构优化转型和经济增长过程中扮演的角色。因此,将企业数据与劳动力市场微观数据相结合,探讨不同劳动力市场环境下,贸易开放对就业结构的影响将是重要的研究方向。此外,本文的研究并未讨论劳动力迁移成本的影响,在未来的研究中将不同类型劳动力的迁移成本考虑在内也是重要的改进方向。

[参考文献]

- [1] 邓可斌,曾海舰. 中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J]. 经济研究, 2014,(2):47–60.
- [2] 李荻,张俊森,赵耀辉. 中国城镇就业所有制结构的演变: 1988—2000[J]. 经济学(季刊), 2005,(4):23–44.
- [3] 刘莉亚,何彦林,王照飞,程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究, 2015,(8):124–140.
- [4] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015,(2):61–74.
- [5] 张川川. 出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据[J]. 经济学季刊, 2015a,(4):1611–1630.
- [6] 张川川.“中等教育陷阱”?——出口扩张、就业增长与个体教育决策[J]. 经济研究, 2015b,(12):115–127.
- [7] 张原,陈建奇. 非工资性收入分配:国有部门收入调控的新视角[J]. 中国工业经济, 2007,(8):15–23.
- [8] Ackerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimation[J]. Econometrica, 2015,83(6):2411–2451.
- [9] Amiti, M., and J. Konings. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review, 2007,97(5):1611–1638.
- [10] Atkin, D. Endogenous Skill Acquisition and Export Manufacturing in Mexico [J]. American Economic Review, 2016,106(8):2046–2085.
- [11] Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson. The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States[J]. American Economic Review, 2013,103(6):2121–2168.
- [12] Bloom, N., M. Draca, and J. Van Reenen. Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity[J]. Review of Economic Studies, 2016,83(1):87–117.
- [13] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. F. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012,97(2):339–351.
- [14] Brandt, L., T. Tombe, and X. D. Zhu. Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China[J]. Review of Economic Dynamics, 2013,16(1):39–58.
- [15] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. F. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. American Economic Review, 2017,107(9):2784–2820.
- [16] Erten, B., and J. Leight. Exporting out of Agriculture: The Impact of WTO Accession on Structural Transformation in China [EB/OL]. Review of Economics and Statistics, https://doi.org/10.1162/rest_a_00852, 2019.
- [17] Griliches, Z., and H. Regev. Firm Productivity in Israeli Industry:1979—1988 [J]. Journal of Econometrics, 1995,65(1):175–203.
- [18] Han, J., Liu, R., and J. Zhang. Globalization and Wage Inequality: Evidence from Urban China[J]. Journal of International Economics, 2012,87(2):288–297.

- [19]Kis-Katos, K., and R. Sparrow. Poverty, Labor Markets and Trade Liberalization in Indonesia [J]. *Journal of Development Economics*, 2015,117:94–106.
- [20]Kovak, B. K. Regional Effects of Trade Reform: What is the Correct Measure of Liberalization [J]. *American Economic Review*, 2013,103(5):1960–1976.
- [21]McCaig, B. and N. Pavcnik. Export Markets and Labor Allocation in a Low—Income Country [J]. *American Economic Review*, 2018,108(7):1899–1941.
- [22]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra—Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695–1725.
- [23]Pavcnik, N. Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants [J]. *Review of Economic Studies*, 2002,69(1):245–276.
- [24]Pierce, J. R., and P. K. Schott. The Surprisingly Swift Decline of U.S. Manufacturing Employment[J]. *American Economic Review*, 2016,106(7):1632–1662.
- [25]Topalova, P. Factory Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010,2(4):1–41.
- [26]Whited, T. M., and G. Wu. Financial Constraints Risk[J]. *Review of Financial Studies*, 2006,19(2):531–559.
- [27]Zhai, F., and Z. Wang. WTO Accession, Rural Labor Migration and Urban Unemployment in China[J]. *Urban Studies*, 2002,39(12):2199–2217.

Trade Liberalization, Employment Structure Change and Productivity Growth

LIU Rui-wen¹, XU Shu², ZHANG Chuan-chuan³

- (1. Research Institute of Economics and Management, SWUFE, Chengdu 611130, China;
2. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;
3. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: This paper examines the effects of China's trade liberalization on employment structure change and assesses the subsequent aggregate productivity gains. The results show that input tariff reduction induces 5.32 percent workers to allocate from state-owned sector towards non-state-owned sector, contributing to 8.56 percent of the overall between-sector labor reallocation from 1998 to 2007. We also find that tariff reduction benefits non-state-owned enterprises more through reducing the cost of their intermediate inputs to a larger extent, and easing their financial constraints. The trade-induced shift of workers across the two sectors in our sample period accounts for 7.51 percent of the productivity growth caused by cross-firms' labor force reallocation, and 1.46–1.85 percent of the overall productivity growth of the manufacturing sector. These findings suggest that breaking the barriers of factor mobility, reducing the cost of labor mobility, optimizing the allocation of resources across different sectors, establishing sound financial systems and improving credit inequality are critical to gaining the bonus of economic reform. This paper provides new evidence showing that it is necessary for China to optimize its resources allocation and to upgrade its industrial structure. It also provides one new perspective for understanding China's employment structure change.

Key Words: trade liberalization; input tariff; employment structure change; productivity growth

JEL Classification: F16 F14 O47

[责任编辑:李鹏]