

汇率制度、要素错配与中国企业出口绩效

张夏¹ 汪亚楠² 汪莉³

(1.西南大学经济管理学院,重庆 400715;2.华南理工大学经济与贸易学院,广东 广州 510006;
3.华东师范大学经济与管理学部,上海 200241)

摘要:基于新新贸易理论,本文分析了汇率制度与要素错配对我国企业出口绩效的影响。本文的研究发现,固定汇率制度扩大了企业出口规模,降低了企业出口产品质量。要素错配是汇率制度影响企业出口绩效的重要传导机制,劳动要素错配抑制了固定汇率制度对企业出口规模的促进作用,整体及资本要素错配加剧了固定汇率制度对出口产品质量的抑制作用。我国要素错配普遍存在和固定汇率制度的双重背景导致我国企业出口陷入“低质高量”模式。考虑异质性因素和稳健性检验后,本文的研究结论依旧成立,由此可以引申出若干打破“低端锁定”困局的政策建议。

关键词:汇率制度;要素错配;出口规模;出口产品质量;企业生产率

中图分类号:F752 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)06-0132-10

一、引言

十九大报告提出深化供给侧结构性改革,建设现代化经济体系,必须把经济发展的着力点放在实体经济上,把提高供给体系质量作为主攻方向,以增强我国经济质量优势。充分发挥市场在资源配置中的决定性作用是供给侧改革的重要实践目标。但由于政府干预、市场不完全等因素,我国生产要素在国民经济中存在显著的要素错配现象^{[1][2]}。Hsieh 和 Klenow(2009)指出中国劳动和资本市场存在的错配降低了企业效率^[3]。显然,要素错配会影响我国经济增长的速度与质量。与此同时,随着我国对外开放的逐渐深化,我国对外贸易取得了举世瞩目的成就。伴随着我国对外贸易的发展,我国的汇率制度也发生了深刻的变化。我国人民币汇率形成机制从2005年“实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制,每日汇率收盘价作为下一日汇率中间价”到2015年的“每日人民币兑美元

收稿日期:2019-06-21

基金项目:国家自然科学基金面上项目“境内成本与中国进口贸易利益:整体规模、分布特征与实现渠道”(71973071);中国博士后科学基金项目“基于全面开放新格局视角下的财政与金融关系研究”(2018M641576)

作者简介:张夏(1990—),男,重庆人,西南大学经济管理学院讲师;

汪亚楠(1992—),女,江西上饶人,华南理工大学经济与贸易学院助理研究员;

汪莉(1988—),女,安徽黄山人,华东师范大学经济与管理学部讲师,本文通讯作者。

元中间价在更大程度上参考前一日收盘价”，人民币汇率制度安排逐渐趋于灵活^[4]。汇率制度安排不可避免会影响到一个国家的国际贸易^{[5][6]}。

在我国要素错配普遍存在以及汇率制度变革的大背景下，我们不禁思考：汇率制度、要素错配与企业出口之间究竟存在怎样的关系？一方面，要素错配不可避免地会影响企业生产要素的投入，进而影响企业出口绩效。另一方面，固定汇率制度可能会对一国要素错配形成一种潜在的“保护”，甚至进一步加剧要素错配，进而对企业出口造成负面的效应。基于此，本文将汇率制度、要素错配与企业出口结合在一起进行研究，试图论证要素错配是汇率制度选择影响我国企业出口绩效的传导机制，以期获得宏观制度选择对企业微观行为影响的新见解。

本文可能的创新之处为：第一，本文从企业异质性贸易理论出发并使用微观企业数据，系统分析了汇率制度选择对我国企业出口绩效的影响机理，这有别于当前汇率制度与贸易加总数据的实证分析^[5]；第二，本文细致地分析了汇率制度选择如何影响企业层面的要素错配，要素错配如何充当汇率制度影响企业出口绩效的传导机制；第三，根据祝树金和赵玉龙(2017)的测算方法^[1]，我们将要素错配进一步分解为劳动要素错配和资本要素错配，来探究要素错配对我国企业出口绩效的影响效果。

二、文献综述与机制梳理

本文旨在揭示要素错配是汇率制度安排影响企业出口绩效的传导机制，因此有必要厘清以下三个问题：第一，汇率制度安排如何影响企业出口绩效；第二，要素错配如何影响企业出口绩效；第三，汇率制度安排如何影响要素错配。

(一)汇率制度安排与企业出口绩效

1971年布雷顿森林体系崩溃瓦解后，全球货币进入“牙买加体系”时代，各国的汇率波动程度逐渐加大。毋庸置疑，汇率是影响国际贸易的关键因素^{[7][8]}，无论是汇率水平还是汇率波动，其背后的根本影响因素是一国的汇率制度安排^[6]。一方面，在固定汇率制度安排下，汇率波动被限制在有限的范围内，汇率水平相对稳定，这在根本上稳定了企业的汇率预期，降低汇率风险带来的汇兑成本，有利于扩大企业出口规模^[5]。另一方面，根据新新贸易理论，固定汇率制度通过减少企业的贸易成本来降低企业进入出口市场的生产率阈值，低效率企业虽然获得了出口机会，但是只能出口低质量产品^[9]，这样一来，这批新准入企业在一定程度上拉低了整体的出口产品质量^[10]。综上分析，可以提出第一个假设：

假设1：固定汇率制度安排可能扩大企业出口规模，但可能会降低企业出口产品质量。

(二)要素错配与企业出口绩效

Romalis(2004)肯定了要素配置对双边贸易规模的积极作用，一国可以根据贸易伙伴国的要素禀赋相机抉择地调整出口贸易结构，从而实现贸易福利的最大化^[11]。中国改革开放40多年来，商品市场具有相对完善的市场定价机制，但要素市场时常受到政府管制和干预，从而导致颇为严重的错配现象^[12]。中国作为出口依赖型发展中国家，要素错配也不可避免地会影响企业出口绩效。施炳展和洗国明(2012)认为要素错配加强了国有企业对国内市场的垄断，促进了非国有企业的出口表现^[2]。祝树金和赵玉龙(2017)讨论了要素错配的结构效应，发现整体要素错配可以同时促进资本密集型产品和劳动密集型产品的出口贸易，资本要素错配能够促进企业的出口概率和出口强度，而劳动要素错配抑制了企业出口行为^[1]。

要素错配不仅能够影响出口贸易的“量”，也能对出口贸易的“质”产生实质性的影响。耿伟(2014)提出要素错配尽管成就了我国出口贸易奇迹，却造成了我国出口产品“低价格与低质量”的不利后果^[13]。当资本要素市场存在明显的错配现象时，出口企业常常面临着比较严重的资金约束，出口企业没有充裕的资金进行研发创新，往往依赖出口低质量产品来维持经营，从而陷入“低价格、高数量、低质量”的恶性循环^[14]。由此提出第二个假设：

假设2：要素错配可能会扩大企业出口规模，但可能会降低企业出口产品质量。

(三) 汇率制度安排、要素错配与企业出口绩效

假设 1 和假设 2 分别论证了汇率制度安排、要素错配对企业出口绩效的影响效应,进一步厘清汇率制度安排与要素错配之间的逻辑关系,有利于确立汇率制度安排影响企业出口的作用渠道。固定汇率制度的优势在于通过降低政策不确定性来促进出口贸易扩张,但当面对外部冲击时,固定汇率制度无法迅速地形成有效的调节机制,容易导致行业间和企业间的要素错配^[15]。从行业层面来看,经过 2005 年人民币汇率制度改革,我国整体的要素错配改善了 17.13%^[16],其中,外向型行业改善了 14%^[17]。从企业层面来看,在垄断的外向型行业中存在许多低效率的国有企业及僵尸企业,在行政干预的作用下这些企业耗费了大量资源,造成了严重的要素错配^[17]。一旦人民币升值,市场竞争将越演越烈,一些僵尸企业在市场机制下被淘汰,一些低效率的国有企业在倒逼机制下幸存,该过程将会释放出一些生产要素,逐渐流向非国有的出口企业,从而改善企业间的资源配置。由此可见,汇率制度与要素配置之间存在着十分紧密的联系,固定汇率制度加剧了要素错配程度,日益凸显的要素错配矛盾无疑会对企业出口绩效产生重要的影响。鉴于此,本文推断要素错配是汇率制度安排影响企业出口表现的重要渠道,从而提出第三个假设:

假设 3: 固定汇率制度安排通过要素错配机制影响企业的出口规模和出口产品质量。

三、计量模型与指标构建

(一) 研究设计

本文基于引力模型框架,将采取如下的计量方程进行相关的实证研究:

$$\text{Export}_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 \text{fix}_{jt} + \beta_2 \text{tfp}_{it} + \beta_3 \text{miss}_{it} + \beta_4 \text{fix}_{jt} \times \text{miss}_{it} + \sum \mu_m \text{control}_m + r_t + r_{ip} + r_j + \epsilon_{ijpt} \quad (1)$$

式(1)中, i, j, p, t 分别表示出口企业、出口目的国、产品种类与年份。被解释变量 Export_{ijpt} 包括企业出口规模 Volume_{ijpt} 与企业出口产品质量 Quality_{ijpt} 。 fix_{jt} 表示 j 国与中国在 t 年所实施的汇率制度。 miss_{it} 衡量了企业面临的要素错配问题,本文还单独讨论了企业劳动要素错配 taol_{it} 与资本要素错配 taok_{it} 带来的影响。 tfp_{it} 表示企业生产率,本文采用 ACF 方法测算。本文还加入了一系列控制变量 control_m , 比如贸易伙伴的经济规模、多边阻力以及企业自身特征的一些变量。此外,本文还控制了“企业—产品”二维固定效应 r_{ip} 、时间固定效应 r_t 、国家固定效应 r_j , 最后 ϵ_{ijpt} 为随机扰动项。

(二) 指标构建与数据来源

1. Volume_{ijpt} 。该数据来自中国海关数据库,本文在“企业—产品—进口国—年份”维度对每笔海关出口记录进行加总,并进行了对数化处理。

2. Quality_{ijpt} 。本文借鉴 Khandelwal 等(2013)的做法来计算出口产品质量^[18]。通过回归式 $\text{LnVolume}_{ijpt} = \text{fe}_{jt} + \text{fe}_h - \delta \ln(\text{Price}_{ijpt}) + \xi_{ijpt}$, 得到拟合值 $\text{Ln}\widehat{\text{Volume}}_{ijpt}$, 进而计算出企业的出口产品质量 $\text{Quality}_{ijpt} = \frac{\text{LnVolume}_{ijpt} - \text{Ln}\widehat{\text{Volume}}_{ijpt}}{\delta - 1}$ 。其中, fe_{jt} 是国家—时间二维固定效应, fe_h 是出口产品在 HS 六分位下的固定效应, δ 为替代弹性。需要特别说明的是,本文采用了 Broda 和 Weinstein(2006)所提供的替代弹性指标 δ ^[19]。在稳健性回归中,本文将汇报采用施炳展(2014)测算方法的相关回归结果^[10]。

3. fix_{jt} 。Shambaugh 个人主页发布了世界各国固定汇率制度数据。在本文分析中,我们主要考虑两种情形。一种情形是直接盯住,如中国直接盯住 A 国。另一种情形是间接盯住,如中国和 B 国同时盯住 A 国,那么 B 国与中国构成间接盯住汇率制度;进一步,如果 C 国盯住 B 国汇率制度,那么中国与 C 国也构成了间接盯住汇率制度,以此类推。这样,我们认为 A、B、C 国与中国均构成固定汇率制度,记为 $\text{fix}=1$, 否则取 0。具体中国与各国事实汇率制度的生成过程请参见施炳展和张雅睿(2016)、Klein 和 Shambaugh(2006)的研究^{[5][6]}。

4. miss_{it} 。根据 Hsieh 和 Klenow(2009)、祝树金和赵玉龙(2017)的研究^{[3][1]}, 可以计算出劳动要

素错配 $taol$ 和资本要素错配 $taok$, 其中, $taol_{it} = \frac{\beta_s}{\alpha_s + \beta_s} \cdot \frac{P_{it} Y_{it}}{wL_{it}} - 1$, $taok_{it} = \frac{\alpha_s}{\alpha_s + \beta_s} \cdot \frac{P_{it} Y_{it}}{rK_{it}} - 1$, α_s 为资本报酬份额, β_s 为劳动报酬份额。本文假定资本的租金率为 10%。只要 $taol$ 与 $taok$ 不等于 1, 即表明企业劳动与资本实际所得与其应得不匹配, 即劳动与资本存在显著的错配。根据施炳展和洗国明 (2012) 的研究来构建企业要素错配指标 $miss_{it} = |taol_{it} - taok_{it}|$, 它表示企业生产过程中资本边际产出价值与劳动边际产出价值的差距, 若 $miss$ 较大, 那么企业遭遇的要素错配问题较严重; 反之, 表示企业资源的使用比较有效^[2]。

5. tfp_{it} 。本文根据 Akerberg 等 (2015) 的方法计算了我国企业的全要素生产率^[20]。根据 Brandt 等 (2012) 的研究, 本文估算了企业每年的实际资本投入和实际投资额, 并用永续盘存法计算了企业每期实际资本投入^[21]。当然, 名义变量都根据 Brandt 等 (2012) 提供的投入和产出平减指数进行了平减^[21]。

6. $control_m$ 。按照引力模型的标准做法, 本文加入如下控制变量: (1) 是否为加工贸易 $process$, 加工贸易主要指来料或进料加工贸易, 若为加工贸易取 1, 否则取 0; (2) 进口国的经济规模 $lngdp$, 该数据来自世界银行的 WDI 数据库; (3) 实际汇率水平 ex_real , 本文采用中国与贸易伙伴国的实际汇率水平数据 (直接标价法), 汇率和进口国 CPI 来自国际货币基金组织的 IFS 数据库, 中国 CPI 来自历年的《中国统计年鉴》, 以 2010 年为基期; (4) 实际汇率波动 $volr$, 本文采用月度汇率取对数后的一阶差分的标准差来测算汇率波动, 即 $vol_{it} = std.dev[\ln exchange_{i,m+1} - \ln exchange_{i,m}]$, 其中 m 为 1, \dots 11; (5) 多边阻力 $lnmres$, $mres_i = (\sum_j Y_j \varphi_{ij} / Y)^{-1}$ 表示贸易自由度加权平均值的倒数, 权重 φ_{ij} 为各贸易伙伴的经济规模比重, 贸易数据来自 CEPII 的 BACI 数据库。除此之外, 我们也考虑了衡量企业特征的控制变量, 比如资本劳动比 lnk 、人均工资 $lnwage$ 以及职工人数 lnl , 企业控制变量数据均来自工企数据库, 并进行了对数化处理。本文数据的时间跨度为 2000~2007 年, 描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计

指标	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率	tfp	5183786	3.3499	0.7973	2.1667	4.6700
出口规模	$volume$	2158783	9.7468	2.5708	0	21.8701
出口产品质量	$quality$	5187513	0.4812	1.4599	-1.7582	3.3974
汇率制度	fix	5202257	0.7236	0.4472	0	1
要素错配	$miss$	5184231	4.4212	4.0815	0.5654	13.2726
资本边际生产率	$taok$	5187827	-0.2764	0.6838	-0.8884	1.2526
劳动边际生产率	$taol$	5192609	4.0353	4.1792	0.0823	13.1043
实际汇率水平	ex_real	5091837	4.1525	3.6765	0.0080	19.8967
实际汇率波动	$volr$	5086212	0.0072	0.0055	0.0012	0.0279
GDP 对数	$lngdp$	5202257	27.6674	2.0557	19.6322	30.3036
多边阻力对数	$lnmres$	5202257	6.6636	2.3192	3.9505	16.8853
工资对数	$lnwage$	5196740	0.1492	0.1140	0	4.5738
资本劳动比对数	lnk	5196740	3.5960	1.2924	0	11.1917
职工对数	lnl	5196740	5.9854	1.2778	0	12.1450

四、实证结果与分析

(一) 汇率制度、要素错配对企业出口规模的影响

1. 基准回归结果。本文所有回归结果均做了如下处理: 第一, 均加入了“产品-企业”二维固定效应、年份固定效应以及国家固定效应; 第二, 考虑到出口同一产品的企业之间可能存在相关性, 本文采

用经过产品 cluster 调整后的稳健标准差;第三,均采用了标准化的回归系数,便于对回归结果进行比较。需要特别说明的是,整体要素错配和资本要素错配对企业出口规模的回归结果不显著,因此只汇报了劳动要素错配的实证结果,如表 2 所示。为了更加细致地观察核心变量拟合系数的显著性,我们将控制变量逐一加入回归中,表 2 中,第(1)列只加入核心解释变量,第(2)列增加 process,第(3)列增加出口贸易伙伴国 lngdp,第(4)列增加汇率水平与汇率波动,第(5)列增加多边阻力,第(6)列进一步加入企业特征变量。从表 2 可以看出:第一,fix 的回归系数均显著大于零,假设 1 的前半部分得到了验证,这表明固定汇率制度的确降低了企业的贸易成本,增加了企业出口规模;第二,随着不断加入控制变量,taol 回归系数的显著性越来越强且为正值,假设 2 的前半部分得到了验证,taol 增加表明企业所支付的劳动成本下降,可以促进企业出口规模扩大;第三,fix * taol 的回归系数显著小于零,假设 3 也部分得到了验证。在双边固定汇率制度下,taol 的回归系数为 0.0002,显著小于 0.0056。这表明在双边固定汇率制度下,由于贸易成本下降,降低了企业进出口贸易的生产率阈值和准入门槛,导致更多低效率企业进出口贸易。这些低效率企业出口规模不仅较低,而且使得部分生产要素从高效率企业流入低效率企业,进而拉低了企业整体的出口规模。因此,双边固定汇率制度安排通过要素错配渠道在一定程度上制约了企业出口规模扩张。

表 2 劳动要素错配、汇率制度与出口规模的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
tfp	0.0703*** (19.6782)	0.0696*** (19.5740)	0.0756*** (20.3969)	0.0777*** (22.6142)	0.0779*** (22.6391)	0.0766*** (21.9191)
fix	0.1027*** (41.8234)	0.1015*** (41.2686)	0.0721*** (38.4958)	0.0619*** (31.8201)	0.0612*** (31.9805)	0.0611*** (31.8257)
taol	0.0047 (1.5411)	0.0040 (1.4511)	0.0037 (1.4968)	0.0040* (1.7218)	0.0041* (1.7153)	0.0056** (1.9784)
fix * taol	-0.0058** (-2.0871)	-0.0053** (-2.1058)	-0.0048** (-2.1965)	-0.0051** (-2.4807)	-0.0051** (-2.4622)	-0.0054** (-2.3867)
process		0.1116*** (40.3052)	0.1109*** (38.2219)	0.1148*** (38.1572)	0.1148*** (38.1065)	0.1142*** (37.8575)
lngdp			0.2418*** (54.6146)	0.2408*** (58.6292)	0.2375*** (55.9077)	0.2377*** (55.9419)
ex_real				-0.0185*** (-9.1870)	-0.0162*** (-8.5727)	-0.0162*** (-8.5675)
volr				-0.0291*** (-20.5962)	-0.0283*** (-19.8779)	-0.0284*** (-19.9296)
lnmres					-0.0185*** (-5.9896)	-0.0186*** (-6.0181)
lnwage						0.0112*** (7.5438)
lnk						0.0176*** (7.3905)
lnl						0.0917*** (23.8346)
N	1878877	1878877	1878877	1718089	1718089	1718070
adj. R ²	0.426	0.432	0.472	0.471	0.471	0.471

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;所有回归均加入了“企业—产品”固定效应、年份固定效应和国家固定效应,但限于篇幅未在回归表中列出;以下各表皆同,若有不同,会特别标注说明。

2.考虑差异性因素。本文首先将样本按照企业所有制进行分类回归,相应结果列于表3中,根据表3可以归纳出如下结论:第一,考虑汇率制度安排后,无论企业所有制如何,汇率制度对企业出口规模的促进作用都是显著的,因此汇率制度稳定企业的汇率预期、降低企业出口成本的路径是成立的。就正向效果而言,从大到小依次是外资企业、中外合资/合作企业、国有/集体企业、私人企业;第二,考虑劳动要素错配后,仅国有/集体企业的出口规模会受到劳动力错配的影响,劳动力错配对其他三类企业出口规模的影响并不显著;第三,考虑汇率制度与劳动要素错配的交互项后,只有外资企业的交互项系数不显著,其他三类企业的交互项系数均显著为负值,就负向效果而言,从大到小依次是私人企业、国有/集体企业、中外合资/合作企业。

其次,本文将样本按照贸易方式与产品特点进行分类,由表3可知,无论是加工贸易还是一般贸易,无论是异质产品还是同质产品,固定汇率制度对企业出口规模的促进作用都是不能忽视的,且其对加工贸易企业及出口异质产品企业的影响更大。taol的回归系数均显著大于零,说明劳动要素错配可以促进企业出口规模扩大,而fix * taol的回归系数均显著小于零,表明固定汇率制度通过加剧要素错配程度抑制了其对出口规模的积极作用。

表3 劳动要素错配、汇率制度与出口规模:考虑多种差异性

	国有/集体企业	私人企业	外资企业	中外合资/合作企业	一般贸易	加工贸易	同质产品	异质产品
tfp	0.0466*** (6.3091)	0.0690*** (13.8713)	0.0833*** (17.9056)	0.0827*** (9.3672)	0.0671*** (14.8131)	0.0942*** (19.7627)	0.0571*** (3.6875)	0.0760*** (26.5445)
fix	0.0465*** (14.2838)	0.0433*** (15.1384)	0.0671*** (23.6558)	0.0645*** (24.7606)	0.0429*** (23.2511)	0.1152*** (30.0790)	0.0540*** (12.2783)	0.0642*** (29.4552)
taol	0.0170*** (3.8555)	0.0026 (0.8181)	0.0033 (1.0107)	0.0062 (1.5242)	0.0033** (1.9682)	0.0091** (2.0283)	0.0262*** (3.3627)	0.0033* (1.6888)
fix * taol	-0.0078** (-2.2801)	-0.0093*** (-3.8407)	-0.0033 (-1.4114)	-0.0054* (-1.7607)	-0.0042*** (-2.6517)	-0.0083** (-2.1906)	-0.0207*** (-2.9888)	-0.0037** (-2.2411)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	223709	317976	594513	530559	1137425	503959	178408	1416233
adj. R ²	0.447	0.460	0.486	0.477	0.478	0.503	0.510	0.466

(二)汇率制度、要素错配对企业出口产品质量的影响

1.基准回归结果。需要说明的是,劳动要素错配对企业出口产品质量的回归结果不显著,因此我们只汇报了整体要素错配和资本要素错配的实证结果,如表4所示,第(1)~(6)列为整体要素错配的实证结果,第(7)~(8)列为资本要素错配的实证结果。由表4可以得出:第一,fix的回归系数均显著小于零,这表明固定汇率制度降低了我国企业的出口产品质量,这验证了假设1的后半部分。固定汇率制度通过降低贸易成本导致更多低效率企业涌入,使得部分生产要素从高生产效率企业流向了低生产效率企业,一方面低生产率企业的出口产品质量注定不高,另一方面低效率企业挤占了高效率企业的生产资料,拉低了这些企业的资源配置效率,制约了高效率企业生产高质量出口商品的能力;第二,尽管miss和taok的系数为负且不显著,但是fix * miss和fix * taok的回归系数均显著小于零,这表明要素错配对企业出口产品质量的制约作用需要在固定汇率制度的条件下才能发挥。因为在固定汇率制度背景下,企业丧失了优化自身资源配置的渠道,加剧了企业的要素错配问题,这必定会进一步导致企业商品的出口质量降低,这验证了假设3的观点。

2.考虑差异性因素。本文首先将样本按照企业所有制进行分类,通过表5可以发现:第一,无论企业的所有制属性如何,固定汇率制度对企业出口产品质量都存在抑制作用,下降幅度最大的是外资企业,其次是中外合资/合作企业,再次是私人企业,最后是国有/集体企业;第二,要素错配对出口产品质量的作用不显著,交互项的作用仅在国有/集体企业和外资企业中显著,对于这些企业,要素错配只有在固定汇率制度下才会发挥作用。

表 4

要素错配、汇率制度与出口产品质量的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
tfp	0.0532*** (38.9695)	0.0528*** (38.8684)	0.0535*** (39.3636)	0.0540*** (39.4144)	0.0541*** (39.4689)	0.0541*** (39.0191)	0.0532*** (39.0013)	0.0541*** (39.0627)
fix	-0.0308*** (-28.2388)	-0.0338*** (-31.1060)	-0.0353*** (-32.4400)	-0.0397*** (-31.9205)	-0.0381*** (-30.1231)	-0.0383*** (-30.2619)	-0.0308*** (-28.2653)	-0.0383*** (-30.2864)
miss	-0.0007 (-0.9224)	-0.0005 (-0.7133)	-0.0005 (-0.6271)	-0.0005 (-0.6075)	-0.0004 (-0.5976)	0.0002 (0.2719)		
taok							-0.0007 (-0.9774)	0.0001 (0.1894)
fix * miss	-0.0018*** (-2.5952)	-0.0018** (-2.5605)	-0.0018*** (-2.6447)	-0.0018*** (-2.6432)	-0.0018*** (-2.6559)	-0.0018*** (-2.6580)		
fix * taok							-0.0018*** (-2.5779)	-0.0018*** (-2.6711)
process		0.1407*** (204.1424)	0.1410*** (204.4869)	0.1433*** (205.1218)	0.1433*** (205.1227)	0.1431*** (204.7051)		0.1430*** (204.7571)
lngdp			-0.3526*** (-27.2275)	-0.3591*** (-20.6318)	-0.2773*** (-13.1669)	-0.2942*** (-13.9618)		-0.2951*** (-14.0137)
ex_real				0.0043 (0.4430)	-0.0461*** (-3.8099)	-0.0430*** (-3.5528)		-0.0421*** (-3.4862)
volr				-0.0071*** (-6.3248)	-0.0061*** (-5.4007)	-0.0062*** (-5.4746)		-0.0061*** (-5.4367)
lnmres					0.0558*** (6.9009)	0.0562*** (6.9462)		0.0559*** (6.9166)
lnwage						0.0062*** (7.5608)		0.0063*** (7.7243)
lnk						0.0149*** (9.8569)		0.0150*** (9.9345)
lnl						0.0675*** (31.7380)		0.0676*** (31.8106)
N	4983035	4983035	4983035	4869058	4869058	4869007	4986271	4872178
adj. R ²	0.344	0.350	0.350	0.353	0.353	0.353	0.344	0.353

表 5

要素错配、汇率制度与出口产品质量:区分所有制

	国有/集体企业		私人企业		外资企业		中外合资/合作企业	
tfp	0.0333*** (7.6012)	0.0333*** (7.6007)	0.0456*** (6.6150)	0.0449*** (6.6692)	0.0543*** (10.1977)	0.0541*** (10.2073)	0.0567*** (7.9419)	0.0570*** (7.9738)
fix	-0.0185*** (-5.1962)	-0.0185*** (-5.2049)	-0.0311*** (-7.4441)	-0.0319*** (-7.8380)	-0.0415*** (-10.2135)	-0.0418*** (-10.2832)	-0.0352*** (-10.7908)	-0.0351*** (-10.7536)
miss	-0.0027 (-1.0984)		-0.0007 (-0.2731)		0.0055* (1.7382)		0.0010 (0.2066)	
taok		-0.0027 (-1.1045)		-0.0013 (-0.7215)		0.0176** (2.5461)		0.0092 (1.6119)
fix * miss	-0.0041* (-1.8666)		-0.0023 (-0.9097)		-0.0058* (-1.8519)		-0.0005 (-0.0991)	
fix * taok		-0.0041* (-1.8466)		-0.0004 (-0.3434)		-0.0182*** (-2.6458)		-0.0091 (-1.5959)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	486325	486531	594827	594921	2143662	2145261	1588731	1589698
adj. R ²	0.314	0.314	0.338	0.338	0.367	0.367	0.353	0.353

其次,本文将样本按照贸易方式与产品特点进行分类,结果如表 6 所示。首先,无论是加工贸易还是一般贸易,无论是异质性产品还是同质产品,固定汇率制度对企业出口产品质量的抑制作用是不能忽视的,固定汇率制度对一般贸易企业和出口异质产品企业的影响更大;其次,要素错配仅对加工贸易的出口产品质量产生了显著影响,而对其他三类企业的出口产品质量影响不显著,这表明要素错配对出口产品质量的作用显然不能与汇率制度安排相提并论;最后,交互项在加工贸易企业和出口异质品企业中显著,这说明在固定汇率制度下,要素错配不同样本的中介效应机制存在一定的差异性。

表 6 要素错配、汇率制度与出口产品质量:区分贸易类型和产品类型

	一般贸易		加工贸易		异质品		同质品	
tfp	0.0411 *** (9.2785)	0.0411 *** (9.2717)	0.0660 *** (9.9737)	0.0659 *** (9.9692)	0.0549 *** (37.5936)	0.0548 *** (37.6294)	0.0317 *** (3.0311)	0.0316 *** (3.0501)
fix	-0.0424 *** (-13.7290)	-0.0424 *** (-13.7274)	-0.0131 *** (-3.7591)	-0.0132 *** (-3.7600)	-0.0367 *** (-25.9965)	-0.0367 *** (-26.0017)	-0.0220 * (-1.9205)	-0.0221 * (-1.9206)
miss	-0.0015 (-0.8579)		0.0017 * (1.8880)		0.0001 (0.1445)		-0.0031 (-0.7404)	
taok		-0.0016 (-0.8766)		0.0013 ** (2.2213)		0.0001 (0.1048)		-0.0031 (-0.8940)
fix * miss	-0.0010 (-0.5137)		-0.0018 ** (-2.1808)		-0.0017 ** (-2.2645)		-0.0030 (-1.0929)	
fix * taok		-0.0010 (-0.5132)		-0.0014 *** (-2.8879)		-0.0017 ** (-2.3022)		-0.0040 (-1.1087)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	2598007	2599568	2185950	2187502	4122387	4125386	439402	439475
adj. R ²	0.360	0.360	0.393	0.393	0.351	0.351	0.406	0.406

(三)稳健性检验

事实本文根据施炳展(2014)的方法重新测算了企业的出口产品质量^[10]。需要说明的是,此时的替代弹性采用的是根据不同样本测算出来的系数,表 7 给出了相关的回归结果。总体来看,核心解释变量的拟合系数与上文吻合,固定汇率制度的确阻碍了企业出口产品质量的提升,整体要素错配与资本错配阻碍了企业出口产品质量升级,固定汇率制度还能通过加剧要素扭曲进一步制约企业出口产品质量提升。所以,即使改变了出口产品质量的测算方法,上文研究结论依旧稳健。

表 7 改变产品质量测算方法的实证检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
tfp	0.0075 *** (3.1274)	0.0092 *** (4.2701)	0.0075 *** (8.5587)	0.0092 *** (10.2440)	0.0070 *** (8.0760)	0.0089 *** (9.8077)
fix	-0.0069 *** (-4.5676)	-0.0074 *** (-4.4132)	-0.0069 *** (-9.9858)	-0.0074 *** (-9.7363)	-0.0068 *** (-9.9100)	-0.0073 *** (-9.6424)
miss	0.0010 (0.9765)	0.0010 (0.8865)				
taok			-0.0030 *** (-6.9729)	-0.0033 *** (-7.4516)		
taol					0.0008 (1.4048)	0.0009 (1.5179)
fix * miss	-0.0031 * (-1.7366)	-0.0033 * (-1.7894)				
fix * taok			-0.0010 ** (2.4540)	-0.0009 ** (2.3448)		
fix * taol					-0.0006 (-1.0380)	-0.0008 (-1.5009)
控制变量	否	是	否	是	否	是
N	10217068	9674479	10223239	9680332	10217066	9674480
adj. R ²	0.434	0.441	0.434	0.441	0.434	0.441

接下来,我们将采用工具变量法来解决内生性问题,选择企业生产率与要素错配的一期滞后项作为工具变量,具体的实证结果如表 8 所示。具体来看,第(1)~(5)列是关于企业出口产品质量的内生性检验,第(6)~(8)列是关于企业出口规模的内生性检验,第(1)(6)列仅考虑了企业生产率的内生性问题,第(2)(3)(7)列仅考虑要素错配的内生性问题,第(4)(5)(8)列同时考虑了企业生产率与要素错配的内生性问题。豪斯曼检验的 Chi 统计量证明内生性问题是存在的,因此工具变量法的使用是合理的。根据 Cragg-Donald Wald F 统计量,所有回归均通过了弱工具变量检验。由此可知,在考虑了多个变量的内生性问题后,本文的结论依旧成立。

表 8 考虑内生性问题的实证检验结果

	quality					lnv		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
tfp	0.0406 ** (2.2105)	0.0571 *** (34.2631)	0.0568 *** (34.1581)	0.0406 *** (3.7757)	0.0414 *** (3.8697)	0.0966 *** (6.6319)	0.0810 *** (25.2910)	0.0831 *** (5.1614)
fix	-0.0399 *** (-13.3571)	-0.0379 *** (-28.3590)	-0.0382 *** (-28.9651)	-0.0229 ** (-2.3559)	-0.0396 *** (-28.8769)	0.0077 *** (4.9216)		0.0065 (1.2441)
miss	0.0009 (0.7525)	0.0170 (1.0023)		0.0072 (0.9508)				
taok			0.0182 (1.1543)		0.0181 (1.2678)			
taol						0.0050 * (1.6716)	0.0998 *** (3.0347)	0.1095 *** (2.9993)
fix * miss	-0.0023 ** (-2.1301)	-0.0227 ** (-2.1999)		-0.0393 *** (-28.3286)				
fix * taok			-0.0242 ** (-2.3563)		-0.0241 ** (-2.4787)			
fix * taol						-0.0054 ** (-2.2149)	-0.1219 *** (-2.9811)	-0.1341 *** (-2.9510)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Cragg-Donald Wald F	8.8×10^4	9647.502	9620.398	6894.708	6878.310	3.7×10^4	468.998	252.603
Chi2	230.97	218.90	221.48	235.52	236.77	752.39	738.35	763.18
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3777943	4063941	4068559	3750480	3754478	1367021	1379641	1366313
adj. R ²	0.399	0.400	0.400	0.399	0.399	0.474	0.476	0.476

五、总结与启示

基于企业异质性视角,本文重新审视了汇率制度、要素错配与我国企业出口之间的关系。本文的主要结论如下:第一,固定汇率制度能够扩大企业出口规模,主要是因为固定汇率制度下预期稳定与企业出口成本下降,但固定汇率制度显著降低了企业的出口产品质量。因此,固定汇率会导致我国企业出口陷入“低质量高规模”模式,不利于我国出口贸易的可持续发展。第二,整体要素错配与资本要素错配显著降低了企业出口产品质量,但劳动要素错配促进了企业出口规模扩大。第三,要素错配是汇率制度影响企业出口绩效的重要中介渠道,劳动要素错配抑制了固定汇率制度对企业出口规模的促进作用,整体及资本要素错配加剧了固定汇率制度对出口产品质量的抑制作用。考虑多种差异性因素和稳健性检验后,本文的主要结论依旧稳健。

总体来看,在固定汇率制度与要素错配的大环境下,我国取得了辉煌的出口增长奇迹,但是增长奇迹的背后是一种“低质量高规模”的模式。甚至,要素错配与固定汇率制度的叠加,进一步抑制了我国的出口产品质量。为了改变这种不利局面,本文认为可以从如下两个方面着手:第一,加强市场化改革,消除制度扭曲,打破要素错配对我国出口产品质量的制约,让我国的生产要素定价更加市场化,

提高生产要素流动性,让资源配置到它应该去的地方;第二,我国的汇率制度安排应该逐渐向浮动汇率制度靠拢,尽管这会以企业出口规模缩小为代价。然而不破不立,短期的阵痛可以换来我国出口贸易的高质量增长,提高我国企业的国际竞争力与话语权,迫使我国企业从“中国制造”转向“中国创造”。

参考文献:

- [1] 祝树金,赵玉龙.资源错配与企业的出口行为——基于中国工业企业数据的经验研究[J].金融研究,2017,(11):49—64.
- [2] 施炳展,冼国明.要素价格扭曲与中国工业企业出口行为[J].中国工业经济,2012,(2):47—56.
- [3] Hsieh, C.T., Klenow, P.J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J].Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403—1448.
- [4] 张明.人民币汇率形成机制改革:历史成就、当前形势与未来方向[J].国际经济评论,2016,(3):54—68.
- [5] 施炳展,张雅睿.人民币双边事实汇率制度与中国出口增长[J].金融研究,2016,(8):1—18.
- [6] Klein, M.W., Shambaugh, J.C. Fixed Exchange Rates and Trade[J].Journal of International Economics, 2006, 70(2):359—383.
- [7] Héricourt, J., Poncet, S. Exchange Rate Volatility, Financial Constraints, and Trade: Empirical Evidence from Chinese Firms[J].The World Bank Economic Review, 2013,29(3):550—578.
- [8] 许家云,佟家栋,毛其淋.人民币汇率、产品质量与企业出口行为——中国制造业企业层面的实证研究[J].金融研究,2015,(3):1—17.
- [9] 樊海潮,郭光远.出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据[J].世界经济,2015,(2):58—85.
- [10] 施炳展.中国企业出口产品质量异质性:测度与事实[J].经济学(季刊),2014,(1):263—284.
- [11] Romalis, J. Factor Proportions and the Structure of Commodity Trade[J].American Economic Review, 2004, 94(1):67—97.
- [12] 张杰,周晓艳,郑文平,芦哲.要素市场扭曲是否激发了中国企业出口[J].世界经济,2011,(8):134—160.
- [13] 耿伟.要素市场扭曲、贸易广度与贸易质量——基于中国各省细分出口贸易数据的实证分析[J].国际贸易问题,2014,(10):14—22.
- [14] Fan, H.C., Lai, E., Li, Y.A. Credit Constraints, Quality, and Export Prices: Theory and Evidence from China[J].Journal of Comparative Economics, 2015,43(2):390—416.
- [15] Marjan, P. Exchange-rate Regime and Economic Growth: A Review of the Theoretical and Empirical Literature[Z].Economics Discussion Paper, 2009, No.2009-31.
- [16] 余静文.汇率变动与资源错配——基于中国工业行业数据的分析[J].国际贸易问题,2016,(10):155—164.
- [17] 刘啟仁,黄建忠.人民币汇率、依市场定价与资源配置效率[J].经济研究,2016,(12):18—31.
- [18] Khandelwal, A.K., Schott, P.K., Wei, S.J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters[J].American Economic Review, 2013, 103(6):2169—2195.
- [19] Broda, C., Weinstein, D.E. Globalization and the Gains from Variety[J].Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2):541—585.
- [20] Akerberg, D.A., Caves, K., Frazer, G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J].Econometrica, 2015, 83(6):2411—2451.
- [21] Brandt, L., Biesebroeck, J.V., Zhang, Y.F. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J].Journal of Development Economics, 2012, 97(2):339—351.

(责任编辑:易会文)