

出口企业存在工资增长溢价吗？ ---基于中国工业企业微观数据的经验研究

Prof. Chunyan Zhao
Beijing Normal University, Zhuhai, China
Zhaochunyan602@163.com

摘要

本文在企业异质性贸易模型的分析框架内，基于中国工业企业微观数据，运用系统 GMM 方法考察了出口对工资增长溢价的影响。研究表明，出口对工资增长溢价不具有显著的影响。在剔除异常样本点、考虑企业的出口密集度后，出口对工资增长溢价的影响都是不显著的。因此，尽管出口提高了企业的平均工资水平，但是并没有提高企业的工资增长率。

关键词：企业异质性； 出口； 工资增长溢价； 系统 GMM

1. 引言

改革开放三十多年以来，中国通过积极融入全球化的进程逐步实现了从计划经济向市场经济的转型，中国的出口贸易呈现出了爆炸式的增长。20 世纪 90 年代，中国的出口贸易以年均高于世界总出口量近 2 倍的速度增长，进入 21 世纪，这一增长速度高出世界总出口量近 4 倍。2010 年，中国成为世界第一出口大国。出口贸易的飞速增长大幅提高了人均收入，与此同时，出口企业 and 非出口企业之间的工资差距也进一步加大。众多学者尝试从不同的角度来分析中国的出口增长和收入分配之间的联系。

国际贸易如何影响劳动者的工资水平？已有的文献主要从国家层面和企业层面进行了研究。从国家层面探讨国际贸易对工资影响的研究主要基于以赫克歇尔—俄林为代表的新古典贸易理论的分析框架。在赫克歇尔—俄林的要素禀赋理论中，存在两种要素投入：资本和劳动，不同的资本劳动比例决定了不同的要素回报率，因此为分析国际贸易如何影响要素相对报酬提供了理论框架。建立在该理论基础上的斯托尔珀-萨缪尔森定理（要素价格均等化定理）将产品价格和要素收益联系起来，清晰地阐述了贸易对工资的影响：贸易通过提高丰裕要素密集型产品的相对价格，使国内相对丰裕要素的报酬上升，相对稀缺要素的报酬下降。Meller（1995）^[1]对智利、Robins（1996）^[2]对 9 个发展中国家、Isgut（2001）^[3]对哥伦比亚、Van Biesebroeck（2005）^[4]对撒哈拉以南非洲国家的研究均证实了出口对工资具有显著的正向影响。

从微观企业层面分析贸易对工资的影响的研究主要以 Melitz（2003）^[5]企业异质性贸易模型为基础。Bernard and Jensen（1995）^[6]采用美国制造业企业数据，表明了相对于国内的非出口企业，出口企业拥有更高的劳动生产率和更大的规模，可以克服进入国际市场的沉没成本，有能力支付更高的工资，从而为出口工资溢价提供了经验证据。由于以往的理论 and 经验研究都是从宏观层面分析贸易对工资的影响，因此对企业间工资的差异无法给予合理的解释。Melitz（2003）拓展了 Krugman（1980）的垄断竞争模型，建立了企业异质性贸易模型，开创了贸易对同一行业或部门内部不同企业之间工资的影响的研究。

已有的对企业层面的经验研究大多证实了出口会提高企业的工资水平。Verhoogen(2008)^[7]研究了出口产品的质量升级对企业工资水平的影响。通过采用墨西哥

1993-2001 年间的企业数据, Verhoogen(2008)的研究表明, 相对于非出口企业, 出口提高了企业的工资水平。Egger and Kreickemeier(2009)^[8]将工人对公平工资的偏好引入 Melitz (2003) 异质性企业垄断竞争的一般均衡分析框架中, 他们假设由企业的生产率水平决定的工资被认为是公平的, 公平工资中企业的异质性因素决定了具有相同可观测特性(如受教育水平、年龄、性别等)的工人会得到不同的工资, 随着企业生产率水平的提高, 工人会获得更高的工资。在这一分析框架内, 他们发现出口提高了企业的生产率水平, 由于工人对公平工资的偏好, 由生产率水平决定的公平工资水平也会提高。因此, 出口提高了企业的工资水平。Amiti and Davis (2012)^[9]使用印度尼西亚 1991-2000 年间匹配的企业和劳动力数据也发现出口会提高企业的工资水平。

国内对贸易和工资的新近研究也是在企业异质性贸易理论框架内, 从微观层面分析出口企业和非出口企业之间的工资差异。项松林(2013)^[10]使用来自世界银行《中国企业普查数据》(2005)的 12400 家企业数据, 发现出口提高了企业的工资水平。刘美秀等(2015)^[11]运用 2000—2006 年中国工业企业数据库、中国海关数据库及 WTO 关税数据库的匹配数据, 研究了贸易自由化对企业工资及其份额的效应。数据显示, 贸易参与存在差异的企业在工资及其份额方面也存在差异。杜威剑和李梦洁(2016)^[12]在异质性企业理论框架下, 引入工人议价能力差异假设, 分析企业出口集约边际对企业内技术和非技术工人之间工资差距的影响。他们在理论分析基础上, 结合中国工业企业数据测度了企业内技术与非技术工人工资差距指标, 并采用系统 GMM 方法对模型结论进行了验证。研究表明: 在控制时间、行业和区位特征的情形下, 随着企业出口占比的增加, 企业内技术与非技术工人工资差距会进一步扩大。

从现有文献来看, 基于企业层面的研究主要是分析出口企业和非出口企业之间的工资差距, 即出口对工资水平溢价的影响, 这为本文理解贸易对工资的影响提供了有益的参考。然而, 鲜有文献涉及到出口对工资增长溢价的影响, 即相对于非出口企业, 企业的出口活动是否促进了工资增长率的提高。与工资的绝对水平相比, 对工资增长速度的研究将更能反映出口贸易对收入的影响。因此, 本文在已有研究的基础上, 利用 1999-2007 年间的中国工业企业数据库, 实证检验出口对工资增长溢价的影响, 为全面评价对外贸易在我国经济发展中的作用, 尤其是对收入分配的影响提供经验证据。

本文其余部分的结构安排如下: 第二部分是对数据、模型和变量的介绍; 第三部分是特征化事实, 对不同类型、不同行业 and 不同区位企业的特征性差异进行总体描述; 第四部分是模型估计和分析; 第五部分是对估计结果的稳健性检验; 最后一部分是本文的结论和政策含义。

2. 数据、模型和变量

2.1 数据来源及处理

为了分析工资增长溢价和出口行为之间的内在联系, 本文使用了 1999-2007 年中国工业企业数据库。虽然该数据库具有样本丰富、指标多、时间跨度较长的优点, 但是也存在样本数据异常或缺失、测量误差等缺陷。因此, 对数据的处理和筛选是有必要的。

首先, 2004 年的“出口交货值”没有统计, 由于出口交货值是本文的一个关键变量, 本文将 2004 年从样本期间剔除。其次, 每一年中均存在企业的进入和退出, 数据库中每年的企业是不完全相同的, 本文根据相同的企业代码和企业名称来识别同一家企业, 得到在 1999-2007 年间持续经营的企业作为分析样本。最后, 本文对连续存在的企业进行了如下的筛选: 第一, 去掉了任一年份中“出口交货值”存在缺失值或小于零值的企业样本; 第二,

去掉了任一年份中“工业销售产值”、“从业人员年平均人数”、“应付工资总额”、“应付福利费总额”存在缺失值、零值或小于零值的企业样本；第三，剔除了从业人员年平均人数少于 8 人的企业。经过对样本的上述筛选，本文得到 19413 家样本企业。

2.2 模型和变量

本文建立如下计量模型来考察出口对工资增长率的影响：

$$\ln w_{it} = c + \alpha \text{exdum}_{it-1} + \beta \text{CV}_{it-1} + u_{it} \quad (1)$$

其中 $\ln w_{it}$ 为被解释变量，代表工资增长率， exdum 为出口虚拟变量， CV 为控制变量。考虑到当期的工资增长率水平可能会受到前期工资增长率水平的影响，本文通过引入被解释变量的滞后一期值将模型（1）扩展为如下动态模型：

$$\ln w_{it} = c + \gamma \ln w_{it-1} + \alpha \text{exdum}_{it} + \beta \text{CV}_{it} + u_{it} \quad (2)$$

本文将企业 i 在 t 时期的工资增长率 w_{it} 定义为 $w_{it} = ((\text{wage}_{it}) - (\text{wage}_{it-1})) / (\text{wage}_{it-1})$ ，对该式两边取对数得到 $\ln w_{it} = \ln(\text{wage}_{it}) - \ln(\text{wage}_{it-1})$ ¹。其中 $\ln \text{wage}$ 为企业的平均工资水平，定义为企业应付工资总额与应付福利费总额之和与企业从业人员年平均人数比值的对数。

本文的核心解释变量为出口虚拟变量，定义出口虚拟变量 $\text{exdum} = \{0, 1\}$ ，在任意年份，如果企业的出口交货值大于 0，则该企业为出口企业，否则为非出口企业。

在已有经验文献的基础上，本章将如下变量包括在控制变量 CV 中：（1）劳动生产率（ $\ln \text{productivity}$ ），定义为企业工业总产值与从业人员年平均人数比值的对数；（2）企业规模（ $\ln \text{scale}$ ），定义为企业从业人员年平均人数的对数值；（3）企业经营年限（ $\ln \text{age}$ ），定义为数据年份与企业成立时间差值的对数值；（4）外资参与度（ fshare ），定义为外商资本与港澳台资本之和在企业实收资本中的比重；（5）企业的财务状况（ $\ln \text{finance}$ ），定义为企业负债合计与资产合计比值的对数；（6）企业所有制性质（ owner ），该变量为虚拟变量，定义 $\text{owner} = \{0, 1\}$ ，其中取值为 1 代表国有企业，0 代表其它。

以上 6 个变量均为企业层面的控制变量，对企业的异质性进行控制。另外，本文加入了行业虚拟变量（ industry ）和区位虚拟变量（ region ），对企业所在行业和区域的异质性进行控制。本文将工业行业分为技术密集型、资本密集型和劳动密集型三类，将全国 31 个行政单位划分为东部、中部和西部三个区域²。

¹ 由 $w_{it} = ((\text{wage}_{it}) - (\text{wage}_{it-1})) / (\text{wage}_{it-1})$ 可以得到 $w_{it} = (\text{wage}_{it} / \text{wage}_{it-1}) - 1$ ，对该式两边取对数得到 $\ln w_{it} = \ln(\text{wage}_{it} / \text{wage}_{it-1})$ ，从而得到 $\ln w_{it} = \ln(\text{wage}_{it}) - \ln(\text{wage}_{it-1})$

² 本文根据两位数行业代码将 28 个行业分为技术密集型、资本密集型和劳动密集型。其中技术密集型行业包括化学原料及化学制品制造业（26）、医药制造业（27）、化学纤维制造业（28）、交通运输设备制造业（37）、电气机械及器材制造业（39）、通信设备、计算机及其他电子设备制造业（40）共 6 个行业；劳动密集型行业包括农副食品加工业（13）、食品加工制造业（14）、饮料制造业（15）、烟草加工业（16）、纺织业（17）、服装及其他纤维制品制造业（18）、皮革皮毛羽绒及其制品业（19）、木材加工及木竹藤棕草制品业（20）、家具制造业（21）、造纸及纸制品业（22）、印刷业和记录媒介的复制（23）、文教体育用品制造业（24）、橡胶制品业（29）、塑料制品业（30）共 14 个行业；资本密集型行业包括石油加工炼焦及核燃料加工业（25）、非金属矿物制品业（31）、黑色金属冶炼及压延加工业（32）、有色金属冶炼及压延加工业（33）、金属制品业（34）、通用设备制品业（35）、专用设备制品业（36）、仪器仪表及文化办公机械制造业（41）共 8 个行业。

全国 31 个行政单位中，东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北；西部包括广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

由于在计算工资增长率时对企业根据出口密集度 (exintensive) 进行了分类, 本文将出口密集度定义为企业的出口交货值与工业销售产值的比值。

3. 特征化事实

3.1 主要变量的统计性描述

表 1 报告了主要变量在样本期间各年份的均值。从表 1 可知, 样本期间企业的工资增长率呈现出总体上升的趋势; 参与出口的企业所占比重逐年有所上升; 劳动生产率呈现显著上升的趋势; 企业规模、经营年限和资产负债率无明显的变化趋势; 从企业所有制性质来看, 国有企业的比重呈现明显下降的趋势。

表 1: 主要变量的统计性描述

| 变量名 | T=1999 | T=2000 | T=2001 | T=2002 | T=2003 | T=2005 | T=2006 | T=2007 |
|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Wg | — | 0.0478 | 0.0593 | 0.0715 | 0.0576 | 0.0661 | 0.1290 | 0.1129 |
| Exdum | 0.3827 | 0.4066 | 0.4042 | 0.4220 | 0.4256 | 0.4423 | 0.4495 | 0.4464 |
| Inproductivity | 4.8123 | 4.9328 | 4.9898 | 5.0602 | 5.1844 | 5.4002 | 5.4939 | 5.5804 |
| Lnscale | 1.6189 | 1.6273 | 1.6301 | 1.6298 | 1.6318 | 1.6256 | 1.6170 | 1.6116 |
| Lnage | 2.9373 | 2.9369 | 2.8948 | 2.8725 | 2.8648 | 2.8305 | 2.8269 | 2.8179 |
| Fshare | 0.1694 | 0.1679 | 0.1706 | 0.1691 | 0.1716 | 0.1776 | 0.1805 | 0.1788 |
| Infinance | -0.6493 | -0.6411 | -0.6649 | -0.6802 | -0.6801 | -0.6774 | -0.6788 | -0.5609 |
| Owner | 0.2606 | 0.2462 | 0.2398 | 0.2286 | 0.2269 | 0.1897 | 0.1852 | 0.1713 |

3.2 出口企业和非出口企业主要指标的比较

为了比较出口企业和非出口企业的差异, 表 2 报告了出口企业和非出口企业在主要指标方面的比值。从表 2 可以看出, 除 2007 年外的其它年份, 出口企业的工资增长率都低于非出口企业。在所有统计年份, 出口企业在劳动生产率水平、企业规模、财务状况方面都优于非出口企业; 从 2005 年开始, 出口企业的经营年限呈现出优于非出口企业的趋势; 出口企业在外资参与度方面相对于非出口企业具有绝对优势; 出口企业中国有企业的数量明显少于非出口企业。

表 2: 出口企业和非出口企业主要指标的比较

| 出口企业/非出口企业 | T=1999 | T=2000 | T=2001 | T=2002 | T=2003 | T=2005 | T=2006 | T=2007 |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| gw | — | 0.9541 | 0.5714 | 0.8935 | 0.6654 | 0.9243 | 0.9956 | 1.0974 |
| Inproductivity | 1.0172 | 1.0220 | 1.0203 | 1.0205 | 1.0157 | 1.0065 | 1.0116 | 1.0116 |
| Inscale | 1.0489 | 1.0520 | 1.0571 | 1.0638 | 1.0665 | 1.0821 | 1.0848 | 1.0813 |
| Lnage | 0.9687 | 0.9606 | 0.9376 | 0.9425 | 0.9372 | 1.0322 | 1.0498 | 1.0216 |
| fshare | 2.4764 | 2.5888 | 2.5871 | 2.4976 | 2.6968 | 3.0668 | 3.1971 | 3.1389 |
| Infinance | 0.8773 | 0.9288 | 0.9773 | 0.9611 | 0.9614 | 0.9954 | 1.0052 | 0.9776 |
| owner | 0.6570 | 0.5796 | 0.5286 | 0.4787 | 0.4658 | 0.3940 | 0.3617 | 0.3716 |

3.3 不同类型的企业的工资增长率

本文将样本企业按照出口密度分为四类：第一类是非出口企业，即出口密集度为零的企业，第二类为低出口密集度的企业，出口密集度在区间 (0, 0.1]内，第三类为中出口密集度的企业，出口密集度在区间(0.1,0.5]内，第四类是高出口密集度的企业，出口密集度在区间(0.5,1]内。

从表 3 可以看出，样本期间非出口企业所占的比例平均为 59.94%，出口企业所占比重为 40.06%。样本期间出口企业的出口密集度均值为 57.49%，远远高于样本企业的平均出口密集度 24.29%。在出口企业中，高出口密集度的企业所占比重最大，约占出口企业的 64%左右，其次是中出口密集度企业，所占比重约为 20%，低出口密集度企业占比约为 16%。

表 3 反映出了样本企业的另外一个显著特征。从 2000-2007 年，低出口密集度的企业在样本中所占比重呈现上升趋势，由 2000 年的 6.71%上升到了 2007 年的 7.98%，上升幅度为 18.93%，中出口密集度的企业所占比重也有所上升，从 2000-2007 年上升了 13.99%，而高出口密集度的企业所占比重则相对较为稳定，一直在 24%左右波动。这说明样本期间，我国工业企业的出口密集度存在向低、中出口密集度偏移的趋势³。

表 3: 不同出口密度企业的工资增长率情况

| 出口密度 | 样本中所占比例 (%) | 工资增长率 (%) | 出口密度 | 样本中所占比例 (%) | 工资增长率 (%) | 出口密度 | 样本中所占比例 (%) | 工资增长率 (%) |
|-----------|-------------|-----------|-----------|-------------|-----------|-----------|-------------|-----------|
| T=2000 | | | T=2001 | | | T=2002 | | |
| 0 | 60.13 | 4.79 | 0 | 60.29 | 3.36 | 0 | 59.63 | 2.48 |
| (0, 0.1] | 6.71 | 4.35 | (0, 0.1] | 6.48 | 5.19 | (0, 0.1] | 6.92 | 2.12 |
| (0.1,0.5] | 8.22 | 3.62 | (0.1,0.5] | 8.38 | 1.06 | (0.1,0.5] | 8.49 | 5.27 |
| (0.5,1] | 24.94 | 5.07 | (0.5,1] | 24.85 | 1.49 | (0.5,1] | 24.97 | 2.19 |
| T=2003 | | | T=2005 | | | T=2007 | | |
| 0 | 59.54 | 2.69 | 0 | 56.16 | 6.82 | 0 | 58.64 | 3.75 |
| (0, 0.1] | 6.85 | 3.10 | (0, 0.1] | 9.47 | 8.07 | (0, 0.1] | 7.98 | 3.91 |
| (0.1,0.5] | 8.53 | 2.08 | (0.1,0.5] | 9.68 | 4.59 | (0.1,0.5] | 9.37 | 3.78 |
| (0.5,1] | 25.08 | 1.42 | (0.5,1] | 24.69 | 6.24 | (0.5,1] | 24.01 | 3.62 |

本文根据表 3 将不同出口密集度企业的工资增长率变化趋势置于图 1。从图 1 可以看出，样本期间四类企业的工资增长率总体趋势基本一致，从 2000-2005 年间，各类企业的工资增长率总体呈现上升趋势。2005 年之后，各类企业的工资增长率出现了下降趋势。比较这 4 类企业可以看出，工资增长率波动幅度最大的是低出口密集度企业，在 2005 年之前，低出口密集度企业的工资增长率高于非出口企业，2005 年之后，低于非出口企业。在整个样本期间，高出口密集度企业的工资增长率都低于非出口企业。但是由于低出口密集度企业在样本中所占的比例远远低于高出口密集度企业，因此，本文认为出口企业的工资增长率低于非出口企业。

³为节省篇幅，本文将 2006 年的统计结果省略，有需要的读者可以向作者索要。

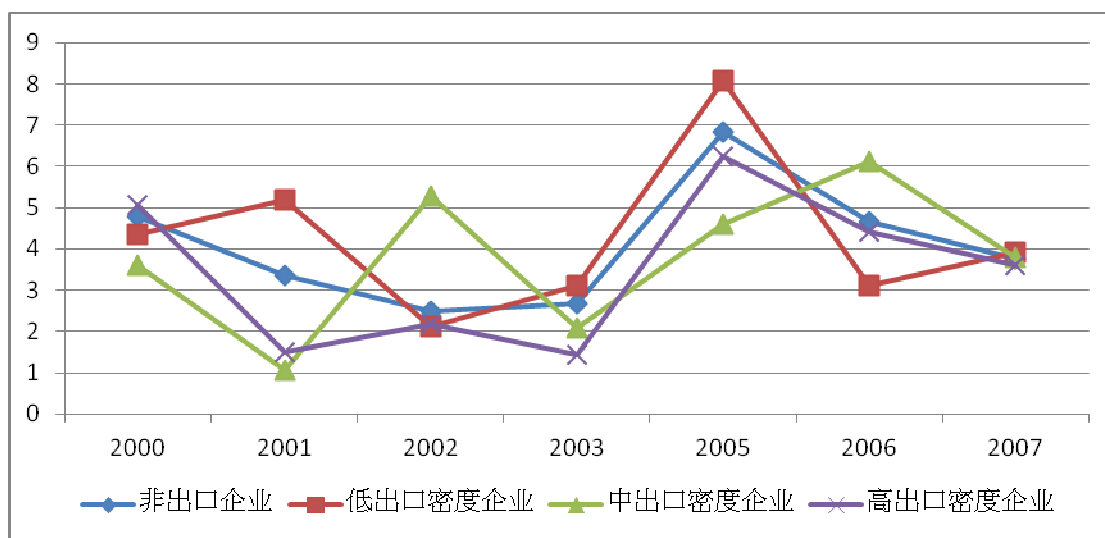


图 1: 不同类型企业的工资增长率变化趋势

3.4 不同区位企业的特征化差异

从表 4 可知, 中国企业表现出明显的区域特征。就本文的被解释变量来看, 中部企业的工资增长率水平最高, 其次是东部, 工资增长率水平最低的是西部。就主要的解释变量来看, 东部的出口企业在数量上占有绝对优势, 出口密集度也高于其它两个区位。其它指标, 如劳动生产率水平、外商参与度和财务状况也优于中部和西部。中部企业的其它指标都介于西部和东部之间。西部地区出口企业数量最少、出口密集度最低、企业规模最大、经营年限最长、劳动生产率最低。

表 4: 不同区位企业的特征化差异

| Region | wg | exdum | exintensive | lnproductivity | lnscale | lnage | fshare | lnfinance | owner | Obs. |
|--------|--------|--------|-------------|----------------|---------|--------|--------|-----------|--------|--------|
| East | 0.0892 | 0.4321 | 0.3049 | 5.6257 | 1.5339 | 1.8824 | 0.1774 | -0.6575 | 0.2073 | 104748 |
| Middle | 0.1102 | 0.2420 | 0.0436 | 5.5522 | 1.5616 | 1.8571 | 0.0939 | -0.5919 | 0.4266 | 20128 |
| west | 0.0591 | 0.0966 | 0.0411 | 5.4141 | 1.5741 | 2.0257 | 0.0624 | -0.5937 | 0.2657 | 10856 |

3.5 不同行业企业的特征化差异

从表 5 可以看出, 不同企业存在显著的差异。在三个行业中, 资本密集型行业的工资增长率高于劳动密集型和技术密集型行业。从其它的变量来看, 劳动密集型行业中的出口企业数量最多, 企业规模大于另外两个行业, 另外, 劳动密集型行业的外资参与度也最高, 国有企业的数量最少。资本密集型行业中出口企业的数量和劳动生产率都介于劳动密集型和技术密集型行业之间, 但该行业的企业规模最小、经营年限最长、外资参与度最低、财务状况最好、国有企业的数量最多。对于技术密集型行业, 具有绝对优势的是劳动生产率水平, 相对于另外两个行业, 该行业出口企业的数量最少。

表 5：不同行业企业的特征化差异

| industry | wg | exdum | exintensive | lnproductivity | lnscale | lnage | fshare | lnfinance | owner | Obs. |
|----------|--------|--------|-------------|----------------|---------|--------|--------|-----------|--------|-------|
| L | 0.0827 | 0.5059 | 0.3695 | 5.1539 | 1.6320 | 2.7765 | 0.2091 | -0.6434 | 0.1514 | 48995 |
| K | 0.0956 | 0.4121 | 0.1644 | 5.1487 | 1.6097 | 2.9247 | 0.1504 | -0.6128 | 0.2114 | 38098 |
| T | 0.0870 | 0.3806 | 0.2130 | 5.3722 | 1.6121 | 2.8689 | 0.1738 | -0.6628 | 0.2037 | 33455 |

4. 模型估计与分析

4.1 计量方法

本文首先对模型（2）进行了 OLS 估计，但是内生性问题会导致 OLS 回归结果的有偏性和非一致性。就本文的被解释变量工资增长率和主要的解释变量出口虚拟变量来看，二者可能是内生变量。因为工资增长率高的企业有可能选择出口，出口也有可能进一步促进工资增长率的提高。为了克服内生性问题，本文采用广义矩法估计（GMM）。广义矩估计是面板数据常用的估计方法，其基本思想是将模型进行一阶差分后，将内生变量的滞后两期或更高期的水平值或差分值作为内生变量的工具变量，克服模型的内生性问题。GMM 估计分为静态 GMM 估计和动态 GMM 估计。在一个面板数据模型中，如果解释变量包含有被解释变量的滞后值，则称之为动态面板模型，可以使用动态 GMM 估计。在方程（2）中，解释变量中加入了被解释变量工资增长率的滞后一期值，因此符合动态 GMM 估计的基本要求。

动态 GMM 估计分为差分 GMM（DIF-GMM）和系统 GMM（SYS-GMM）估计。差分 GMM 对差分方程进行估计，会损失部分信息，本文选择系统 GMM 对模型（2）进行估计。系统 GMM 估计分为一步法（one step system GMM）和两步法（two step system GMM）。相比一步法，两步法不容易受到异方差的干扰，尽管两步法的标准误可能产生向下的偏误，但在样本数量较多的情况下，可以克服这一问题。因此，本文利用两步法对模型（2）进行估计。

本文将工资增长率和出口虚拟变量视为内生变量，将控制变量和行业特征变量、区位特征变量变量视为外生变量，将工资增长率和出口虚拟变量的滞后项作为工具变量。GMM 估计结果的可靠性取决于工具变量的选择，为此本文采用 Sargan-Hansen 检验对工具变量进行过度识别检验来确定工具变量的外生性，采用 Arellano and Bover 检验模型的序列相关性。

4.2 估计结果及分析

本文首先对模型（2）的显著性和工具变量的有效性进行分析。首先，联合显著性 Wald 检验的结果在 1% 的水平上显著，拒绝了解释变量无效的原假设，说明模型整体上非常显著；Sargan-Hansen 检验的 P 值为 0.1150，通过了过度识别检验（overid test），说明工具变量是外生的；对模型残差序列相关性检验的 AR（1）的 P 值为 0.0000，AR（2）的 P 值为 0.5791，这表明差分后的残差只存在一阶相关性，不存在二阶相关性，因此，模型的残差项不存在序列相关性。上述的检验结果说明模型（2）的设定和选取的工具变量是合理的。

表 6 报告了 OLS 和两步系统 GMM 的估计结果，从估计结果可以得到如下结论：

第一，OLS 的估计结果表明前期的工资增长率对后期的工资增长率存在显著的抑制性，但是在考虑模型的内生性后，尽管估计系数为负但是未能通过显著性检验，这说明在控制了影响工资增长率的其它因素和模型的内生性问题后，工资增长率不存在时间依赖

性。

第二，出口状态对工资增长率不具有显著的影响。从表 6 中系统 GMM 的估计结果可以看出，出口虚拟变量的系数尽管为正但不显著。虽然已有的研究证实了出口对工资水平溢价的正向作用，但本文的检验结果表明出口对于工资增长溢价不具有显著的影响，这也与前文对数据统计性描述的结论是一致的。

根据国际贸易比较优势理论，我国是一个劳动密集型产品具有比较优势的国家，我国出口的快速增长在很大的程度上依赖丰富廉价的劳动力比较优势，但是劳动力密集型行业的出口扩展并没有明显提高劳动力的工资水平，这主要是改革开放三十多年以来，我国的加工贸易在出口贸易中占有很大的比重。根据海关统计数据，1997-2008 年间加工贸易在出口贸易中的比重都超过了 50%，尽管近年来存在下降的趋势，但是 2010 年加工贸易在出口贸易中仍然占有 48.55% 的比重。由于我国的加工贸易处于全球价值链的低端，技术含量不高，在国际市场上的竞争优势主要体现在低廉的劳动力成本。因此，尽管加工贸易在扩大就业、出口扩张和增加税收方面起到了积极的促进作用，但是限制了产业结构的优化和技术外溢，并没有使劳动力的工资收入得到提高。本文认为这是出口贸易对工资增长率不具有显著促进作用的主要原因。

第三，企业的劳动生产率、经营年限和财务状况对工资增长率具有显著的正向影响。从表 6 可以看出，无论是 OLS 检验还是系统 GMM 检验，劳动生产率和经营年限的系数都在 1% 的水平上显著为正，企业的劳动生产率每提高 1% 会使企业的工资增长率提高 0.13%，企业每多存在 1 年会使企业的工资增长率提高 0.05%。OLS 估计中，企业财务状况的系数为负，但不显著，系统 GMM 估计中，企业财务状况的系数仍然为负但在 5% 的显著性水平上显著，这说明控制模型的内生性后，企业的财务状况对工资增长率具有促进作用，财务状况越好的企业工资增长率越高。

第四，企业规模对工资增长率具有显著的负向影响。从 OLS 和系统 GMM 的估计结果可以看出，企业规模的估计系数在 1% 的显著性水平上为负。从系统 GMM 估计的结果来看，企业规模每扩大 1%，工资增长率会降低 0.07%。这说明规模越大的企业工资增长率越低。因此，企业规模只对工资水平溢价具有正向的影响，但是对工资增长溢价具有显著的抑制作用。

第五，OLS 估计结果表明外资抑制了企业的工资增长率，系统 GMM 的估计系数仍然为负，但是没有通过显著性检验。因此，尽管本文不能确定外资是否抑制了企业的工资增长率，但本文的估计结果至少说明外资进入没有提高企业的工资增长率。邵敏和黄玖立（2010）^[13]年采用 1998—2003 年我国工业行业面板数据对劳动收入占比下降的原因进行了分析，表明外资进入是劳动收入占比下降的主要原因。罗长远和张军（2009）^[14]采用省级数据的研究表明，由于地区之间对招商引资的激烈竞争，外资进入与劳动收入占比之间存在双向的负向关系。因此，尽管外资企业存在普遍的工资溢价现象（许和连等^[15]，2009），但是外资参与度较高的企业并不具有较高的工资增长率。

第六，企业的所有制性质对工资增长率的影响是不显著的。相对于非国有企业，国有企业拥有更多的经济资源和政策优势，可以获得更高的利润，从而有能力支付更高的工资。陆正飞、王雄元和张鹏（2012）^[16]研究了 1999—2009 年间我国 A 股上市企业的工资水平，在控制了行政垄断、企业规模和职工教育背景等因素之后，他们发现国有企业支付了更高的职工工资。但是，国有企业也存在许多固有的弊端，如产权不明晰、审批周期长、决策缓慢、竞争力弱、缺乏有效的激励机制等，而且较高的工资水平使国有企业缺乏技术创新和提高生产率水平的动力，最终导致国有企业的工资增长率低于非国有企业。

表 6: 出口工资增长溢价估计结果

| 变量 | OLS 估计 | SYS-GMM 估计 |
|---------------------|----------------------|----------------------|
| lnwg _{t-1} | -0.3913***(-0.0036) | -1.2449 (-0.8295) |
| exdum | 0.0105***(0.0043) | 0.3023 (0.5547) |
| lnproductivity | 0.0454*** (0.0017) | 0.1378***(0.0094) |
| lnscale | -0.0126***(-0.0017) | -0.0669***(-0.0196) |
| lnage | 0.0326***(0.0028) | 0.0490***(0.0174) |
| fshare | -0.1448*** (-0.0554) | -4.7016 (- 2.9279) |
| lnfinance | -0.0012 (-0.0026) | -0.3664 ** (-0.1714) |
| owner | 0.0250***(0.0049) | 0.0332 (0.0368) |
| Region dummy | yes | yes |
| Industry dummy | yes | yes |
| R ² | 0.1643 | --- |
| F 值 | 1573.46*** | --- |
| Wald 检验 | --- | 680.05[0.0000] |
| Sargan-Hansen 检验 | --- | 21.74[0.1150] |
| AR(1)检验 p 值 | --- | 0.0000 |
| AR(2) 检验 p 值 | --- | 0.5791 |
| observation | 63861 | 63475 |

注：（ ）内的数值为标准差，[]内的数值为相应检验统计量的 P 值；***表示 1%的显著性水平，**表示 5%的显著性水平； Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的原假设为工具变量弱识别，若拒绝原假设说明工具变量是合理的； Sargan-Hansen 检验的原假设为工具变量为过度识别，若接受原假设说明工具变量是合理的；AR(1)和 AR(2)分别是 Arellano-Bond 一阶和二阶序列相关检验。

5. 稳健性检验

为了检验对模型（2）的估计结果是否可靠，本文从如下两个方面进行稳健性检验。

5.1 剔除异常样本点的影响

为了检验本文的结论是否受异常样本点的影响，本文计算了样本企业的工资增长率均值以及工资增长率均值的 10%和 90%分位数，然后将工资增长率水平高于 90%分位数的企业和工资增长率水平低于 10%分位数的企业都从样本中剔除。对剔除异常值后的样本进行系统 GMM 估计，结果见表 7 第 2 列。从估计的结果可以看出，尽管出口虚拟变量的系数出现了下降，但是系数的符号和显著性水平均没有发生变化，其余控制变量的符号和显著性水平也与对模型（2）的估计结果基本一致。根据上文判断工具变量有效性的标准来看，工具变量是有效的。因此，本文的估计结果不受异常样本点的影响。

5.2 企业出口密集度高低的影响

本文将高出口密集度企业、中出口密集度企业和低出口密集度企业与非出口企业组成三个子样本，分别记为子样本 1（高出口密度企业）、子样本 2（中出口密度企业）和子样本 3（低出口密度企业），对这 3 个子样本进行系统 GMM 估计，结果见表 7 的 3-5 列。

3 个子样本中核心解释变量 exdum 的估计结果都为负，但是没有通过显著性检验，说

明出口对企业的工资增长率不具有显著的影响，这与基准模型的估计结果是一致的。从其它的控制变量来看，前期的工资增长率对后期工资增长率的影响是不显著的；劳动生产率、经营年限对工资增长率具有显著的正向影响；企业规模对工资增长率具有显著的负向影响；外资参与度和企业的所有制性质对工资增长率的影响是不显著的；从对企业财务状况的估计结果来看，与模型（2）的估计结果相一致的是三类企业财务状况的估计系数都为负，但是财务状况对高出口密集度企业的影响是显著的，对中、低出口密集度的企业的影响是不显著。由于高出口密集度的企业在样本中所占的比重超过了中出口密集度和低出口密集度的企业，因此，这并不影响模型（2）估计结果的有效性。根据上文判断工具变量有效性的标准来看，工具变量是有效的。因此，本文的估计结果不受企业出口密集度高低的影响。

表 7：稳健性检验

| 变量 | 剔除异常样本点的估计结果 | 出口密集度差异的影响 | | |
|-------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | | 子样本 1 | 子样本 2 | 子样本 3 |
| Inwgt _{t-1} | -0.0012 (-0.0027) | -0.0195 (-0.0258) | -0.0071 (-0.0062) | -0.5756 (-0.3533) |
| exdum | 0.0027 (0.0083) | 0.0075 (0.0071) | 0.1443 (0.3185) | 0.5457 (0.3525) |
| Inproductivity | 0.0689*** (0.0033) | 0.1996*** (0.0714) | 0.0474*** (0.0067) | 0.0358*** (0.0079) |
| Inscale | -0.0346*** (-0.0041) | -0.0458* (-0.0241) | -0.0221*** (-0.0055) | -0.0202*** (-0.0068) |
| Inage | 0.0452*** (0.0038) | 0.0653*** (0.0254) | 0.0472*** (0.0074) | 0.0353*** (0.0083) |
| fshare | 0.0114 (0.0208) | -0.0629 (-0.1786) | -0.0746 (-0.6898) | 0.2805 (0.7846) |
| Infinance | -0.0664*** (-0.0150) | -0.0632** (-0.0253) | -0.0087 (-0.0066) | -0.0860 (-0.0969) |
| owner | 0.0024 (0.0025) | 0.0011 (0.0017) | 0.0546 (0.1241) | 0.0436 (0.0819) |
| Region dummy | yes | yes | yes | yes |
| Industry dummy | yes | yes | yes | yes |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 54.46 [0.0000] | 41.85 [0.0000] | 146.45 [0.0000] | 74.22 [0.0000] |
| Sargan-Hansen | 12.95 [0.676] | 17.58 [0.286] | 20.48 [0.366] | 14.39[0.703] |
| AR(1)检验 P 值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| AR(2)检验 P 值 | 0.157 | 0.126 | 0.164 | 0.202 |
| observation | 30661 | 22289 | 5711 | 4380 |

注：（ ）内的数值为标准差，[]内的数值为相应检验统计量的 P 值；***表示 1%的显著性水平，**表示 5%的显著性水平； Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的原假设为工具变量弱识别，若拒绝原假设说明工具变量是合理的；Sargan-Hansen 检验的原假设为工具变量为过度识别，若接受原假设说明工具变量是合理的；AR(1)和 AR(2)分别是 Arellano-Bond 一阶和二阶序列相关检验。

6. 结论和政策含义

本章利用中国工业企业微观数据（1999-2007）实证分析了出口对工资增长溢价的影响。研究表明，出口对工资增长溢价的影响是不显著的。本文通过剔除异常样本点和对企业的出口密集度进行分类，对这一结论进行了稳健性检验，结果表明本文的结论是稳健的。

从本文的结论可以看出，尽管大量的证据表明出口促进了我国的经济增长，提高了出口企业的工资水平，但是出口在提高企业的工资增长率方面没有产生积极的促进作用。本文认为主要的原因在于我国参与国际分工的模式：长期以来，我国以低劳动力成本来谋求国际市场竞争优势，加工贸易在出口贸易中占很大的比重，长期处于全球价值链的低端，这一出口模式很难提高企业的工资增长率，使劳动者难以分享出口扩展带来的好处。

因此，本文在肯定劳动力成本优势对我国出口贸易的促进作用的同时，也需要警惕这一出口模式的风险性和可持续性。随着生产要素在全球范围内的自由流动和合理配置，依赖劳动力成本优势和以低附加值为特征的加工贸易模式很容易受到外来经济波动的冲击。本文应该加快出口模式的转变，提高出口产品的技术含量，嵌入国际分工中具有较高附加值的生产环节，使“微笑曲线”向两端延伸，这样不仅有利于缩小出口企业 and 非出口企业之间的工资差距，缓解我国收入差距扩大的现状，也有利于发挥出口贸易在提高劳动者工资增长率方面的积极作用。

参考文献

- [1] Meller, P., 1995, Chilean Export Growth, 1970-1990: An Assessment, Helleiner, G.(Ed.), *Manu. for Export in Dev. World, Problems & Possibilities*, Routledge, London, 21-35.
- [2] Robbins, D.J., 1997, Stolper-Samuelson(lost) in the Tropics? Trade liberalization and Wages in Colombia, 1976-1994, Harvard Institute for International Development.
- [3] Isgut, A., 2001, "What's Different about Export? Evidence from Colombian Manufacturing ", *Journal of Development Studies*, 37, 57-82.
- [4] Van Biesebroeck, J., 2005, "Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms", *Journal of International Economics*, 67, 373-393.
- [5] Melitz, M. J., 2003, "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity" ,*Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- [6] Bernard, A. B., J. B. Jensen, 1995, Exporters, Jobs, and Wages in U.S. Manufacturing: 1976-1987, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*: 67-112.
- [7] Verhoogen, E. A., 2008, "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector" ,*Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 489-530.
- [8] Egger H., Kreickemeier U., 2009, "Firm Heterogeneity and the Labor Market Effects of Trade Liberalization", *International Economic Review*, 50(1): 187-216.
- [9] Amiti, M., Davis, D. R., 2012, "Trade, Firms, and Wages: Theory and Evidence " , *Review of Economic Studies*, 79(1):1-36.
- [10] 项松林. 中国企业进出口贸易的工资溢价[J]. *经济评论*,2013(1):96-104.
- [11] 刘美秀等. 贸易自由化对工资及其份额的影响——基于微观企业贸易参与的视角 [J]. *宏观经济研究*,2015(11):119-130.
- [12]. 杜威剑, 李梦洁. 出口会扩大企业内工资差距吗?——基于工人议价能力视角的实证研究 [J].*中央财经大学学报*,2016(04):112-121.
- [13] 邵敏,黄玖立. 外资与我国劳动收入份额—基于工业行业的经验研究[J]. *经济学(季刊)*, 2010(4): 1190-1208.
- [14] 罗长远, 张军. 劳动收入占比下降的经济学解释—基于中国省级面板数据的分析[J]. *管理世界*, 2009(5):25-35.
- [15] 许和连, 亓朋, 李海峥. 外商直接投资、劳动力市场与工资溢出效应[J]. *管理世界*, 2009(9):53-68.
- [16] 陆正飞,王雄元,张鹏. 国有企业支付了更高的职工工资吗?[J].*经济研究*,12(3):28-38.

作者背景



赵春燕教授（1980— ），女，北京师范大学珠海分校国际商学部，副教授，经济学博士，研究方向为国际贸易理论与政策。