

# 中国服务业开放对性别工资差距的影响

## ——基于CHIP数据的实证研究

常荣平 张艳 冯依彤

**摘要：**本文基于中国服务业入世承诺，结合地区投入产出表、城市开放年龄和服务贸易限制指数，构建了中国行业、城市和时间三个维度的服务业开放指标。利用中国家庭收入调查（CHIP）的个体微观数据，以明瑟工资方程为基础，实证检验了中国服务业开放对性别工资差距的影响。研究表明：中国服务业开放扩大了性别工资差距，且主要通过技术溢出、文化溢出以及竞争效应这三种机制，拉大了中高技能劳动力、国有企业和私营企业劳动力以及农业、工业和服务业的性别工资差距。

**关键词：**服务业开放；性别工资差距；投入产出分析；技术溢出效应；竞争效应；文化溢出

[中图分类号] F719 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 03-0125-17

### 一、引言及文献综述

随着世界经济一体化的发展，国际服务贸易已经成为全球贸易中最具活力的贸易形式。2005—2017年，全球服务贸易的年均增长速度为5.4%，超过了全球货物贸易的增长速度。中国加入世界贸易组织（WTO）之后，一直坚定不移地推进服务业对外开放，2001—2018年，中国服务贸易进出口总额从719亿美元增至7918.8亿美元，并连续5年位居世界第二。中国实际利用外商直接投资（FDI）金额从468.8亿美元升至1349.6亿美元，服务业吸引外商直接投资额于2010年首次超过制造业，并在2017年占比达到73%（《中国与世界贸易组织》白皮书）。

伴随着中国经济的高速发展，居民的总体收入逐步增长，与此同时，收入分配问题也逐渐显现出来。根据《全球性别差距报告》，2008年中国女性工资与男性工资之比为0.74，2018年为0.643，其中2018年该项指标在149个国家（地区）中，排名第74，这表明中国性别工资差距问题较为严峻。李实等（2014）<sup>[1]</sup>计算得到，中国城镇男性与女性职工工资在1995—2007年期间的年均实际增长率差异达到1.2%。全国妇联妇女研究所编纂的《2008—2012年：中国性别平等与妇女发展

[收稿日期] 2020-05-12

[作者信息] 常荣平：中央财经大学国际经济与贸易学院博士研究生；张艳（通讯作者）：中央财经大学国际经济与贸易学院副教授，电子信箱：leafluck@sina.com；冯依彤：中央财经大学国际经济与贸易学院硕士研究生

报告》显示,城镇与农村女性劳动者的平均收入分别为男性的67.3%和56.0%。除此之外,中国就业市场依然存在性别歧视的现象,且女性的家庭责任感更强,议价能力更低,更容易受到不平等的工资待遇(Sequino, 2000<sup>[2]</sup>;李实和宋锦, 2010<sup>[3]</sup>)。因此,中国性别工资差距问题值得引起进一步的关注。

现有文献大多研究货物贸易开放和外资进入对性别工资差距的影响,但未形成统一的结论。一些研究认为,贸易和FDI缩小了性别工资差距。Wood (1994)<sup>[4]</sup>、Standing (1999)<sup>[5]</sup>、Oostendorp (2009)<sup>[6]</sup>等基于要素禀赋理论得出了类似的结论;Becker等(1957, 1971)<sup>[7][8]</sup>、Chen等(2013)<sup>[9]</sup>、Raquel和Wendy (2010)<sup>[10]</sup>、李磊等(2018)<sup>[11]</sup>认为贸易开放通过加剧市场竞争影响性别就业和收入差距;FDI进入带来文化的溢出效应,也会促使本国企业按照公正的标准提供工资进而缩小性别工资差距。还有一些研究基于教育回报的角度,指出由于女性的教育回报率高于男性而降低了性别歧视(黄志岭和姚先国, 2009)<sup>[12]</sup>,对外贸易使得女性的受教育水平提高,获得了更高技能的就业机会和更高的工资水平,进而缩小了性别工资差距(Wichterich, 2009<sup>[13]</sup>; WTO, 2017<sup>[14]</sup>)。还有部分研究得出了相反的结论。国际贸易强化市场竞争,促成垄断的形成和性别歧视的加剧,引致性别工资差距扩大(Darity, 1985<sup>[15]</sup>; Berik et al., 2004<sup>[16]</sup>);贸易带来有偏的学习效应和技能偏向型技术进步,会增加对高技能劳动力的需求,男性与女性的技能差距使得性别工资差距扩大(Acemoglu, 2003<sup>[17]</sup>; Chamarbagwala, 2006<sup>[18]</sup>; 潘士远, 2007<sup>[19]</sup>)。除此之外,也有研究基于职业分割(李实和马欣欣, 2006<sup>[20]</sup>; 姚先国和谢嗣胜, 2006<sup>[21]</sup>)、部门选择(葛玉好, 2007)<sup>[22]</sup>等角度分析了性别工资差距问题。

服务贸易与货物贸易相比,商业存在是其最主要的形式,服务业跨国公司雇佣东道国的劳动力,从而对就业和工资产生更为直接的影响。服务业更注重对人力资本的配置,而劳动力作为重要的生产要素,与资本、机器设备等相比流动性较差,引致价格差异较大(江小涓, 2008)<sup>[23]</sup>。因此,在对性别不平等的研究中,聚焦服务业开放,分析其对性别工资差距的影响显得尤为重要,而此类研究目前在中国还相对较少,且研究结论不一致。张志明和崔日明(2014)<sup>[24]</sup>研究发现服务贸易提升了男性和中高技术行业熟练劳动力的就业比例,进而可能会扩大收入差距。然而也有研究表明虽然中国的服务业企业存在明显的就业性别歧视现象,但服务贸易在一定程度上会缓解性别工资差距(蔡宏波等, 2014)<sup>[25]</sup>。现有文献对于中国服务业开放的研究主要采用服务贸易或服务业FDI的数据,并且大多是基于行业或企业层面的数据,在机制方面也缺乏深入的讨论。

本文从个体微观层面实证检验了中国服务业开放对性别工资差距的影响。首先,基于中国服务业入世承诺,结合地区投入产出表、城市开放年龄和服务贸易限制指数,构建中国行业、城市和时间三个维度的服务业开放指标;然后,利用CHIP个体微观数据,以明瑟工资方程为基础进行实证研究,发现中国服务业及其细分领域的开放均扩大了性别工资差距,并运用服务业开放的不同测度方式、衡量劳动者收入的不同指标以及退休年龄限定等进行稳健性检验;最后,探讨了中国服务业开放对性别工资差距三种可能的影响机制:一是基于技术溢出效应,服务业的

开放通过产业间的关联,促使行业技能升级,并增加对较高技能劳动力的需求,进而拉大中高技能劳动力以及农业、工业和服务业的性别工资差距;二是基于文化溢出效应,服务业开放伴随着FDI的进入加剧了市场化的竞争程度,以更加市场化的方式根据员工的能力水平和劳动程度进行工资分配,拉大了国有企业和私营企业的性别工资差距;三是基于竞争效应,中国在通讯、金融等服务行业不具备竞争优势,服务业开放加剧了行业内部市场竞争,对本行业的性别工资差距无显著影响。流通领域的技术溢出效应更为明显,对高技能和男性劳动力需求的增加,加剧了性别工资的差距。

本文的创新点可以概括为以下三个方面:第一,在研究数据上,由于工资受个体特征的影响较大,因此本文使用CHIP微观调查数据,在个体层面上研究中国服务业开放对性别工资差距的影响;第二,在研究方法上,本文基于中国人世承诺表,构建相对外生的服务业开放政策变量,并结合中国地区投入产出表、开放年龄和服务贸易限制指数衡量中国服务业开放程度,可以较好地克服内生性问题,识别中国服务业开放对性别工资差距的影响;第三,在研究机制上,本文实证探讨了服务业开放对性别工资差距的影响机制,总结出了技术溢出、竞争效应和文化溢出三条可能的影响渠道。

## 二、中国服务业开放政策与指标构建

### (一) 中国入世承诺的服务业开放政策

中国服务业开放进程始于入世谈判,2001年加入WTO时,做出了一系列重要承诺。在服务业开放部分,我国在《入世议定书》中应《服务贸易总协定》的要求,制定了《服务具体承诺表》(下文简称《承诺表》)。在入世的推动下,我国不断推进制度改革,扩大服务业开放范围并深化服务业开放程度。

本文依据《承诺表》中主要承诺开放的行业对中国入世服务开放承诺地域时间表进行整理,包含流通(零售、批发)、通讯(增值服务与寻呼业务、移动话音与数据业务、国内与国际业务)和金融(银行服务和保险服务)三大领域和7个服务细分行业。

### (二) 中国服务业开放的指标构建

本文主要从中国服务业开放政策的角度构建服务业开放指标,克服了以往文献采用外资、贸易依存度等变量可能产生的内生性问题。为使结果更具稳健性,本文采用四种方式测算中国服务业开放程度。首先,根据表1,对细分的七个行业进行开放指标的构建,体现出每个行业在时间、地区层面的开放变化情况;其次,基于2002年中国地区投入产出表、城市开放年龄和服务贸易限制指数,根据不同地区和行业受服务业开放影响的程度,建立综合的服务业开放指数。

#### 1. 中国城市服务业开放指标——基于服务业开放虚拟变量的衡量( $D_n$ )

根据表1,对7个服务领域分别构建开放的虚拟变量,如果该年份该城市已经开放某一服务领域,则变量取值为1,未开放则为0。例如,以2003年的保险服务领域为例,处于上海市的样本对应的变量取值为1,而处于北京市的样本对应的变量取值则为0。变量 $D_n$ 包含7个子变量,分别表示为 $DR_n$ (零售)、 $DW_n$ (批发)、 $DV$

(增值服务与寻呼业务)、 $DM$  (移动话音与数据业务)、 $DD_n$  (国内与国际业务)、 $DB_n$  (银行)、 $DI_n$  (保险)。

表1 中国入世服务开放承诺地域时间表

流通领域——零售	
1992年	北京市、天津市、大连市、上海市、厦门市、青岛市、广州市、深圳市、珠海市、汕头市、海南省
1999年	石家庄市、太原市、呼和浩特市、沈阳市、长春市、哈尔滨市、南京市、杭州市、合肥市、福州市、南昌市、济南市、郑州市、武汉市、长沙市、南宁市、重庆市、成都市、贵阳市、昆明市、拉萨市、西安市、兰州市、西宁市、银川市、乌鲁木齐市
2004年	所有地区
流通领域——批发	
1999年	北京市、天津市、石家庄市、太原市、呼和浩特市、沈阳市、长春市、哈尔滨市、上海市、南京市、杭州市、合肥市、福州市、厦门市、南昌市、济南市、郑州市、武汉市、长沙市、广州市、深圳市、珠海市、汕头市、南宁市、海南省、重庆市、成都市、贵阳市、昆明市、拉萨市、西安市、兰州市、西宁市、银川市、乌鲁木齐市
2004年	所有地区
通讯服务——增值服务与寻呼业务	
2001年	北京市、上海市、广州市
2002年	太原市、沈阳市、大连市、南京市、杭州市、宁波市、福州市、厦门市、青岛市、武汉市、深圳市、重庆市、成都市、西安市
2003年	所有城市
通讯服务——移动话音与数据业务	
2002年	北京市、上海市、广州市
2004年	太原市、沈阳市、大连市、南京市、杭州市、宁波市、福州市、厦门市、青岛市、武汉市、深圳市、重庆市、成都市、西安市
2006年	所有城市
通讯服务——国内与国际业务	
2004年	北京市、上海市、广州市
2006年	太原市、沈阳市、大连市、南京市、杭州市、宁波市、福州市、厦门市、青岛市、武汉市、深圳市、重庆市、成都市、西安市
2007年	所有城市
银行服务——人民币业务	
2001年	天津市、大连市、上海市、深圳市
2002年	南京市、青岛市、武汉市、广州市、珠海市
2003年	福州市、济南市、重庆市、成都市
2004年	北京市、沈阳市、厦门市、昆明市、西安市
2005年	长春市、哈尔滨市、宁波市、汕头市、南宁市、兰州市、银川市
2006年	所有城市
保险服务——准入限制	
2003年	大连市、上海市、广州市、深圳市、佛山市
2004年	北京市、天津市、沈阳市、苏州市、宁波市、福州市、厦门市、武汉市、重庆市、成都市
2005年	所有城市

资料来源：根据中国入世《服务具体承诺表》整理得出。

本文对应2002年行政区划代码所包含的332个城市，整理出7个服务领域的 $D_{it}$ 。服务领域的开放是循序渐进的，每一年全国开放城市数量都有所变化。图1为各服务领域开放城市数量时间趋势图，虽然各个服务领域开放的时间略有不同，但在2001年中国入世前后各服务领域的开放程度均大幅提高。

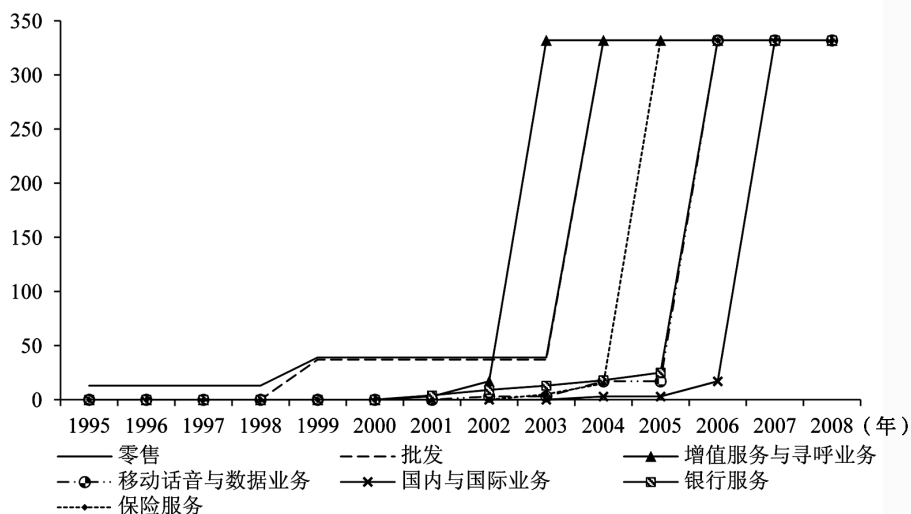


图1 主要服务行业开放城市数量时间趋势

## 2. 中国城市服务业开放指标——基于地区投入产出关系的衡量 ( $SL_{jt}$ )

服务业开放虚拟变量 $D_{it}$ 仅反映出某一时点下某一城市是否开放了特定服务领域，由于开放不同城市不同行业的影响程度不同，所以本文借助地区投入产出表进一步对虚拟变量赋予合理的权重。基于投入产出表，可计算得到直接消耗系数 $a_{mn}$ 和完全消耗系数 $b_{mn}$ ，其中，直接消耗系数 $a_{mn}$ 表示在生产经营过程中，部门 $n$ 总产出中所直接消耗的部门 $m$ 的货物或服务的数量。用 $I_n$ 表示部门 $n$ 的总投入， $I_{mn}$ 表示部门 $n$ 中对于部门 $m$ 的消耗，则 $a_{mn}$ 表示为如下形式：

$$a_{mn} = \frac{I_{mn}}{I_n} \quad (m, n = 1, 2, \dots, i) \quad (1)$$

直接消耗系数是完全消耗系数计算的基础，完全消耗系数表示部门 $n$ 总产出中所直接消耗和间接消耗的部门 $m$ 的货物或服务的数量之和。每一求和运算符表示新一轮的间接消耗量，完全消耗系数可表示如下：

$$b_{mn} = a_{mn} + \sum_{k=1}^i a_{mk} a_{kn} + \sum_{s=1}^i \sum_{k=1}^i a_{ms} a_{sk} a_{kn} + \sum_{t=1}^i \sum_{s=1}^i \sum_{k=1}^i a_{mt} a_{ts} a_{sk} a_{kn} + \dots \quad (m, n = 1, 2, \dots, i) \quad (2)$$

因此，本文依据2002年30个省、直辖市、自治区<sup>①</sup>的42个部门的投入产出表，将其整理成与CHIP数据库保持一致的13个行业，再计算得到此13个部门的完全消耗系数，进而得出30个地区流通、通讯和金融领域对于这13个行业的支持

①受数据所限，不包括西藏自治区、香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省。



程度,分别表示为  $b1_{jr}$ 、 $b2_{jr}$ 、 $b3_{jr}$ ,以此作为权重的测度。

对7个服务业开放虚拟变量分别赋予完全消耗系数权重后再进行加总,即得到基于投入产出系数加权的服务业开放指标  $SL_{jrt}$ ,  $SL_{jrt}$  表示  $j$  行业在  $r$  城市  $t$  时间的开放程度,具体运算公式如下:

$$SL_{jrt} = DR_n \times b1_{jr} + DW_n \times b1_{jr} + DV_n \times b2_{jr} + DM_n \times b2_{jr} + DD_n \times b2_{jr} + DB_n \times b3_{jr} + DI_n \times b3_{jr} \quad (3)$$

### 3. 中国城市服务业开放指标——基于城市开放年龄的衡量 ( $SL\_age_{jrt}$ )

$SL\_age_{jrt}$  指标的建立过程是根据中国入世服务开放承诺地域时间表确定全国332个城市7个服务领域的开放年份,城市开放当年则开放年龄计为1,未开放则为0,即可进一步计算出某一特定年份该城市的开放年龄。该指标的含义同样是  $j$  行业在  $r$  城市  $t$  时间的开放程度,数值越高表示开放程度越大。7个服务领域的城市开放年龄确定后,再将城市开放年龄赋予  $SL_{jrt}$  建立过程中使用的投入产出系数。该指标区别于  $SL_{jrt}$  的地方在于,  $SL_{jrt}$  指标只能衡量出该城市是否开放,而不能显示开放时间的长短,因此  $SL\_age_{jrt}$  指标是对  $SL_{jrt}$  指标的扩展。

用  $AR_n$  (零售)、 $AW_n$  (批发)、 $AV$  (增值服务与寻呼业务)、 $AM$  (移动话音与数据业务)、 $AD_n$  (国内与国际业务)、 $AB_n$  (银行)、 $AI_n$  (保险) 分别表示7个服务领域的开放年龄,仍然用  $b1_{jr}$ 、 $b2_{jr}$ 、 $b3_{jr}$  表示流通、通讯和金融领域的完全消耗系数,则  $SL\_age_{jrt}$  的具体运算公式为:

$$SL\_age_{jrt} = AR_n \times b1_{jr} + AW_n \times b1_{jr} + AV_n \times b2_{jr} + AM_n \times b2_{jr} + AD_n \times b2_{jr} + AB_n \times b3_{jr} + AI_n \times b3_{jr} \quad (4)$$

### 4. 中国城市服务业开放指标——基于服务贸易限制指数的衡量 ( $SL\_stri_{jrt}$ )

由于在各个服务领域,都会对准入限制、运营、自然人的存在等做出具体的规定,是按时间逐步放宽限制的。Fan (2009)<sup>[26]</sup> 根据各行业的具体相关规定,对不同年份的限制程度进行打分并计算权重,最终得到细分服务行业的限制指数,该指数越小,表明开放程度越高<sup>①</sup>。因此,将该指数与开放承诺时间表结合,可以得出各城市更为准确的开放程度值。

建立限制指数后,对该指数赋予投入产出系数,得到  $SL\_stri_{jrt}$ 。以  $RD_n$  (流通领域)、 $RF_n$  (固定通讯服务)、 $RM_n$  (移动通讯服务)、 $RB_n$  (银行服务)、 $RI_n$  (保险服务) 分别表示5个服务领域的开放限制指标,仍然用  $b1_{jr}$ 、 $b2_{jr}$ 、 $b3_{jr}$  表示流通、通讯和金融领域的完全消耗系数,则  $SL\_stri_{jrt}$  的具体运算公式为:

$$SL\_stri_{jrt} = RD_n \times DR_n \times b1_{jr} + RD_n \times DW_n \times b1_{jr} + RF_n \times DV_n \times b2_{jr} + RM_n \times DM_n \times b2_{jr} + 0.5(RF_n + RM_n) \times DD_n \times b2_{jr} + RB_n \times DB_n \times b3_{jr} + RI_n \times DI_n \times b3_{jr} \quad (5)$$

①由于本文构建的  $SL$  和  $SL\_age$  指标均是数值越大,表明服务业越开放。为使指标构建标准一致以及实证结果更易解释,本文利用1减 Fan (2009) 提出的服务贸易限制指数。

### 三、模型设定与数据说明

#### (一) 模型设定

本文基于明瑟工资方程 (Mincer, 1974)<sup>[27]</sup>, 并借鉴 Menon 和 Rodgers (2007)<sup>[28]</sup> 的方法, 构建个体工资的计量模型如下:

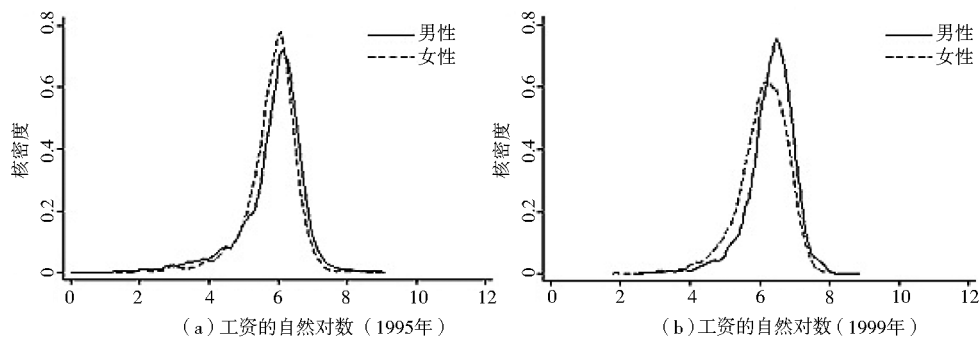
$$\ln W_{ijt} = \alpha + \beta_1 D_{Female} \times SL_{ijt} + \beta_2 SL_{ijt} + \beta_3 D_{Female} + \delta_t + \gamma_r + \theta_j + X'_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中,  $i$  表示个人,  $j$  表示个人所在的行业,  $r$  表示个人所在的城市,  $t$  表示数据调查时的年份;  $W_{ijt}$  表示个人  $i$  在  $j$  行业  $r$  城市  $t$  年份的工资水平;  $D_{Female}$  为性别的虚拟变量;  $SL_{ijt}$  为服务业开放指标, 表明  $j$  行业在  $r$  城市  $t$  年份的开放程度;  $\delta_t$  为年份固定效应,  $\gamma_r$  为城市固定效应,  $\theta_j$  为行业固定效应;  $X'_{ijt}$  为一系列控制变量, 具体包括年龄、年龄的平方、受教育年限、民族、婚姻状况、所有制类别;  $\varepsilon_{ijt}$  为误差项。工资与年龄一般呈正向关系, 而与年龄的平方呈负向关系, 两者之间的关系呈倒“U”型说明工资水平随着年龄的增长先上升后下降。受教育程度通常与受教育年限以及工资水平成正比。除此之外, 民族、婚姻状况以及所有制类别都会对收入造成一定的影响。

#### (二) 数据来源与说明

本文数据来源于中国社会科学院经济研究所收入分配课题组的中国家庭收入调查 (CHIP) 项目, 采用 1995、1999、2002、2007、2008 和 2013 共六年的调查结果。该数据涵盖不同年份中不同省、直辖市、自治区的城镇和农村住户, 并且包括一系列个体层面的详细数据信息, 包括被调查者的工资、行业、行政区划代码、职业、就业状态、性别、年龄、民族、受教育程度、婚姻状况、政治面貌等信息。由于该项调查不属于跟踪调查, 通过整合各年份数据, 可以得出包含 6 个年份的混合截面数据, 本文将年龄取值范围设定为 18~65 岁, 得到的样本数为 203 097 个。

本文的被解释变量为  $\ln W_{ijt}$ , 表示个人月工资的自然对数。本文使用的月工资的含义是个体从当前主要工作中获得的固定薪水、奖金、补贴等, 所有年份的月工资都按照价格指数平减到 1995 年。本文的另一重要变量为性别的虚拟变量, 即  $D_{Female}$ 。该变量的赋值情况为, 女性为 1, 男性为 0。图 2 分年份报告了样本中男性和女性工资的核密度 (kernel density) 图, 体现了男性和女性工资分布的差别与趋势变化。首先, 观察峰值处各年份的工资水平, 可以发现, 男性与女性的工资都处于



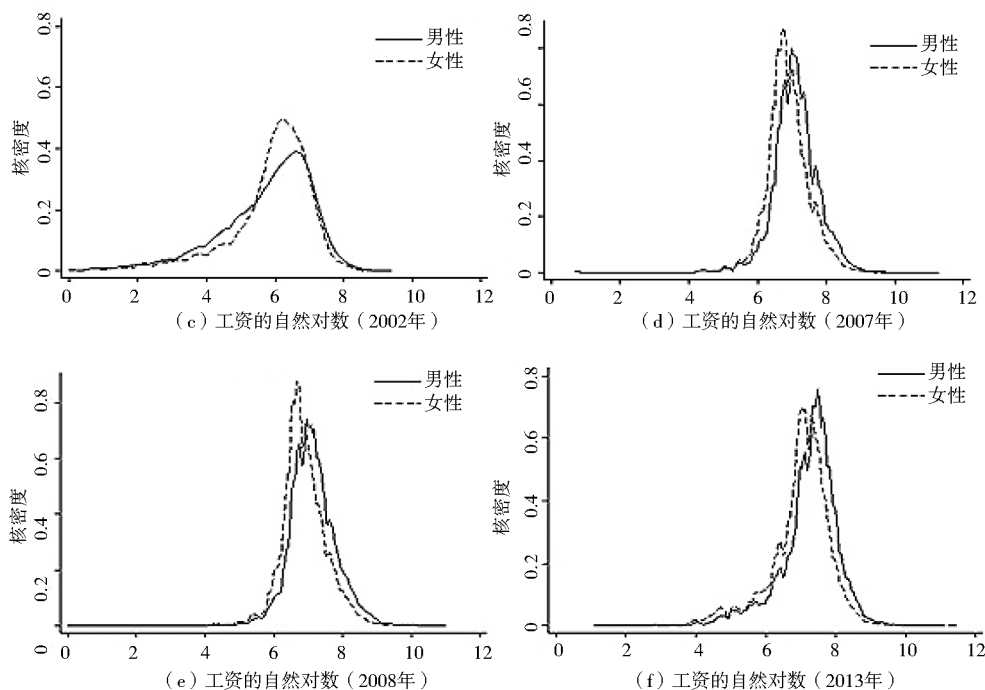


图2 男性、女性工资核密度图

增长趋势；其次，观察分布的偏度情况，发现男性与女性之间普遍存在工资差距，并且偏度的差距即性别工资差距有扩大的趋势。

模型中的个体数据均涉及3个维度的变化，包括年份 $t$ 、行业 $j$ 和城市 $r$ 。回归分析中共包括6个年份、13个行业、23个地区229个城市的样本。表2显示了模型中主要变量的描述性统计结果。

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	观测值	平均值	最大值	最小值	标准差
月工资	144 860	822. 7993	100 082	0	1 304. 121
月工资的自然对数	105 774	6. 564124	11. 51375	0	1. 096838
$SL$	110 031	0. 166903	0. 718875	0	0. 182506
$SL_{age}$	110 031	1. 197826	8. 097182	0	1. 581953
$SL_{stri}$	85 425	0. 065113	0. 404310	0	0. 097772
性别	203 097	0. 495867	1	0	0. 499984
年龄	203 097	40. 16869	65	18	12. 99420
年龄的平方	203 097	1 782. 372	4 225	324	1 055. 805
受教育水平	188 875	3. 499478	7	1	1. 485205
受教育年限	186 953	8. 833948	35	0	3. 660758
民族	201 971	0. 947879	1	0	0. 222272
婚姻状况	202 258	1. 239081	5	1	0. 544862
所有制类别	101 894	4. 284747	9	1	2. 598878

注：月工资的单位是元；受教育水平分为7类，包括小学以下、小学、初中、高中、中专、大专、大学及以上；民族为虚拟变量，汉族取值为1，少数民族取值为0；婚姻状况分为5类，包括已婚、未婚、离异、丧偶、其他；所有制类别分为9类，包括国有企业、集体企业、私营企业、外资企业、中外合资企业、党政机关和事业单位、个体户、不工作或不就业、其他。



## 四、实证结果分析

## (一) 基准回归

## 1. 服务业开放对性别工资差距的影响

为了检验中国服务业开放是否拉大了性别工资差距,本文使用计量模型(6)进行实证检验,采用逐步加入控制变量与固定效应的方法,考察模型结果的变化。由表3可知,虽然各列中主要变量的系数大小存在差别,但是在显著性与正负值上保持一致,说明中国服务业开放扩大了性别工资差距。模型中的控制变量结果与以往文献及经验研究的结果基本一致。工资水平与年龄呈正向关系,与年龄的平方呈负向关系,工资水平会随着受教育年限的变长而提高。汉族劳动者的工资水平高于少数民族劳动者,已婚群体的工资水平高于未婚群体。除了个体因素的影响较明显之外,不同的城市(包括地理位置、政策环境和经济发展水平等)、不同的行业以及在不同年份的差异,对于解释服务业开放对性别工资差距的影响也较为重要。

表3 服务业开放对性别工资差距的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnw	lnw	lnw	lnw
$D_{Female} \times SL$	-0.706*** (-8.65)	-0.710*** (-9.42)	-0.708*** (-9.62)	-0.429*** (-8.76)
$SL$	3.558*** (21.96)	3.481*** (23.15)	3.547*** (21.97)	0.116 (0.92)
$D_{Female}$	0.024 (0.84)	0.010 (0.38)	-0.008 (-0.34)	-0.145*** (-9.65)
年龄		0.069*** (19.08)	0.077*** (20.56)	0.070*** (20.88)
年龄的平方		-0.001*** (-18.47)	-0.001*** (-19.30)	-0.001*** (-21.47)
受教育年限		0.095*** (22.20)	0.097*** (22.04)	0.067*** (22.50)
民族		0.249*** (3.50)	0.266*** (4.04)	0.056*** (1.93)
婚姻状况		-0.054*** (-4.50)	-0.054*** (-4.29)	-0.049*** (-5.25)
所有制类别			-0.047*** (-6.43)	-0.030*** (-7.17)
常数项	5.899*** (103.45)	3.397*** (22.83)	3.343*** (24.32)	4.073*** (35.35)
年份固定效应	无	无	无	有
城市固定效应	无	无	无	有
行业固定效应	无	无	无	有
$N$	87 415	86 558	73 443	73 443
$R^2$	0.301	0.404	0.444	0.572

注:括号中报告的是聚类稳健标准误,聚类到城市层面;\*\*\*表示1%的显著性水平。

2. 细分服务领域的开放对性别工资差距的影响

$SL_{jt}$  指标是对流通、通讯和金融三个服务领域开放程度的加总，该指标可用于衡量服务领域开放的整体水平。为进行更细致的验证，本文进一步考察三个细分领域的开放对性别工资差距的影响。表4列(1)是表3中服务业开放的回归结果，列(2) — (4)中 $\beta_1$ 的系数值均在1%显著性水平下显著，表明服务业细分领域的开放均扩大了性别工资差距。

表4 服务业开放对性别工资差距的影响：分服务领域的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnw	lnw	lnw	lnw
	服务业开放	流通流域	通信领域	金融领域
$D_{Female} \times SL$	-0.429*** (-8.76)	-2.638*** (-9.17)	-3.100*** (-8.59)	-1.322*** (-5.01)
$SL$	0.116 (0.92)	2.046*** (3.19)	2.356* (1.83)	0.028 (0.05)
$D_{Female}$	-0.145*** (-9.65)	-0.137*** (-8.49)	-0.156*** (-11.32)	-0.188*** (-14.45)
常数项	4.073*** (35.35)	4.053*** (34.37)	4.078*** (35.64)	4.100*** (36.06)
所有控制变量	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有
$N$	73 443	73 443	73 443	73 443
$R^2$	0.572	0.572	0.572	0.571

注：列(1)是基于服务业开放的回归结果；列(2) — (4)是基于细分服务领域开放的回归结果；括号中报告的是聚类稳健标准误，聚类到城市层面；\*、\*\*\*分别表示10%、1%的显著性水平。

(二) 稳健性检验

为验证结果的稳健性，本文基于服务业开放指标、劳动者收入指标以及年龄限定进行稳健性检验。

1. 基于不同的服务业开放指标

本文另使用三种指标对中国服务业开放进行全面测算，以进行稳健性检验。第一种指标是基于流通、通讯和金融三大行业，根据中国入世承诺的地区时间特征，分行业设定城市—时间虚拟变量。例如，若城市 $r$ 在 $t$ 年开放流通领域，那么 $D_{rt}$ —流通领域为1，否则为0。然而，中国入世承诺表反映出我国在某一年份某一城市开放某一服务行业，但服务开放不是从0到1的瞬时变化，而是通过具体规则的制定和落实逐渐放松限制。第二种指标是基于服务业行业开放年龄的服务业开放指标( $SL_{age}$ )，重点从开放时间的累积效应角度测度中国服务业的开放。第三种指标是基于投入产出系数加权和服务贸易限制指数的服务业开放指标( $SL_{stri}$ )，主要考虑了市场准入、商业存在等具体的服务业开放措施，更加准确地衡量中国服务业开放程度。表5的列(1) — (3)为基于服务业开放虚拟变量的回归结果，列

(4)、列(5)分别是基于  $SL_{age}$  和  $SL_{stri}$  的回归结果。本文分别使用这三类不同的指标进行实证检验,均得出了相同的结论,即服务业的开放对拉大性别工资差距存在显著的影响,这进一步验证了本文结果的稳健性。

表5 基于不同服务业开放指标的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnw	lnw	lnw	lnw	lnw
	$D_{it}$ _流通领域	$D_{it}$ _通信领域	$D_{it}$ _金融领域	$SL_{age}$	$SL_{stri}$
$D_{Female} \times SL$	-0.187*** (-9.10)	-0.189*** (-9.79)	-0.189*** (-10.64)	-0.043*** (-7.06)	-0.586*** (-5.90)
所有控制变量	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有	有
N	73 443	73 443	73 443	73 443	49 276

注:列(1) — (3)是基于服务业开放的虚拟变量,分三大服务领域的回归结果;列(4)、列(5)分别是基于  $SL_{age}$  和  $SL_{stri}$  指标的回归结果;括号中报告的是聚类稳健标准误,聚类到城市层面;\*\*\*表示1%的显著性水平。

## 2. 基于不同的收入指标

本文所使用的月工资指个体从当前主要工作中平均每月获得的固定薪水、奖金、补贴等。除此之外,还可以根据CHIP数据库得到平均年工资、月收入和年收入这几类调查数据。其中,收入是指在工资的基础之上,还包括非经常性收入、其他渠道获得的现金收入等。实证结果表明,替换了衡量劳动者收入水平的指标,服务业开放拉大性别收入差距这一结果仍具有稳健性(见表6)。

表6 基于其他衡量劳动者收入指标的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	年工资	月收入	年收入
$D_{Female} \times SL$	-0.421*** (-8.52)	-0.418*** (-7.47)	-0.412*** (-7.35)
$SL$	0.102 (0.80)	-0.233 (-1.72)	-0.246 (-1.79)
$D_{Female}$	-0.147*** (-9.63)	-0.138*** (-7.88)	-0.139*** (-7.97)
常数项	6.558*** (56.88)	4.043*** (33.98)	6.526*** (54.72)
所有控制变量	有	有	有
年份固定效应	有	有	有
城市固定效应	有	有	有
行业固定效应	有	有	有
N	73 461	79 019	79 034
R <sup>2</sup>	0.565	0.575	0.570

注:列(1) — (3)分别是基于年工资、月收入和年收入的回归结果,均按照价格指数平减到1995年;括号中报告的是聚类稳健标准误,聚类到城市层面;\*\*\*表示1%的显著性水平。

### 3. 基于不同的劳动者年龄限定

上文回归样本中的劳动者的年龄均限定在 18~65 岁,但考虑到中国男性与女性劳动者的法定退休年龄并不一致,男性为 60 周岁,而女性一般为 55 周岁,从而引致女性在 55~60 岁期间的工资收入很大程度上会低于男性。因此,本文排除退休年龄差异可能引致的结果偏差,将年龄重新限定在 18~55 岁。实证结果仍表明,服务业开放显著拉大了性别工资差距,验证了结果的稳健性(见表 7)。

表 7 重新限定样本年龄范围的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lnw	lnw	lnw
$D_{Female} \times SL$	-0.743*** (-9.38)	-0.739*** (-10.13)	-0.463*** (-9.54)
$SL$	3.622*** (22.46)	3.587*** (22.07)	0.142 (1.12)
$D_{Female}$	0.021 (0.76)	-0.008 (-0.04)	-0.131*** (-8.82)
常数项	5.908*** (106.05)	3.448*** (24.73)	4.257*** (34.31)
所有控制变量	无	有	有
年份固定效应	无	无	有
城市固定效应	无	无	有
行业固定效应	无	无	有
$N$	82 246	69 062	69 062
$R^2$	0.315	0.451	0.578

注:括号中报告的是聚类稳健标准误,聚类到城市层面;\*\*\*表示 1% 的显著性水平。

### (三) 渠道探讨

#### 1. 技术溢出效应——基于产业关联和技能异质性

(1) 产业关联。本文以 CHIP 数据库中的行业划分为基础,按照农业、工业和服务业的划分标准,进一步将其整合为这三类产业。实证结果表明,流通、通讯和金融领域的开放对农业、工业和服务业的性别工资差距均存在显著的扩大作用(见表 8)。由于流通、通讯和金融是重要的生产性服务业,也是其他行业生产经营中必需的中间投入,会通过技术和知识的溢出效应以及行业间的上下游关系,提升其他行业的生产效率(张艳等,2013)<sup>[29]</sup>,对高技能劳动力产生更多的需求。而男性的技能水平和工资议价能力普遍高于女性<sup>①</sup>(Seguino, 2000; 李实和宋锦,2010),因此服务业开放扩大了性别工资差距。

<sup>①</sup>根据对 CHIP 数据的整理,本文发现男性受教育年限的均值约为 9.3 年,而女性为 8.3 年,男性最高学历的均值也高于女性,由此判断出在该数据背景下,男性的技能水平整体高于女性。

表8 细分领域的开放对三类产业性别工资差距的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	lnw	lnw	lnw
	农业	工业	服务业
$D_{Female} \times \text{流通领域 } SL$	-9.850*** (-4.40)	-2.646*** (-7.00)	-1.966*** (-6.26)
$D_{Female} \times \text{通讯领域 } SL$	-16.829*** (-3.88)	-3.346*** (-5.44)	-1.896*** (-5.80)
$D_{Female} \times \text{金融领域 } SL$	-11.303*** (-6.63)	-1.516*** (-3.99)	-0.848*** (-4.08)
所有控制变量	有	有	有
年份固定效应	有	有	有
城市固定效应	有	有	有
行业固定效应	有	有	有
$N$	5 105	28 315	37 981

注：列（1）是流通、通讯和金融领域的开放对农业性别工资差距的影响；列（2）、（3）是分别对工业和服务业性别工资差距的影响；括号中报告的是聚类稳健标准误，聚类到城市层面；\*\*\*表示1%的显著性水平。

（2）技能异质性。本文基于CHIP数据库，将劳动者分为低技能、中技能、高技能三个类别。由表9可知，性别工资差距均存在于三个技能组别中，服务业的开放对低技能组的性别工资差距影响不显著，但却使中、高技能组的性别工资差距扩大。服务业开放促使行业技能升级，增加对高技能劳动力的需求，进而引致要素价格发生变化，因此，开放程度的提升对不同技能水平劳动力的性别工资差距的影响不同。现代服务业，例如本文主要关注的金融、流通和通讯领域，具备技术含量高和劳动生产率提升快的特点（江小涓，2011）<sup>[30]</sup>。此类服务业的开放需要较高的技能劳动投入，因而会提高对较高技能劳动力的需求和收入水平。而女性的技能水平普遍低于男性，因此会使得中高技能劳动力的性别工资差距扩大。

表9 分技能水平的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lnw	lnw	lnw
	低技能	中技能	高技能
$D_{Female} \times SL$	-0.208 (-1.38)	-0.531*** (-9.70)	-0.213*** (-2.99)
$SL$	-0.108 (-0.39)	0.194 (1.57)	0.232 (1.41)
$D_{Female}$	-0.301*** (-4.08)	-0.138*** (-7.95)	-0.118*** (-5.55)
常数项	4.986*** (19.85)	4.288*** (39.15)	4.718*** (24.28)
所有控制变量	有	有	有
年份固定效应	有	有	有
城市固定效应	有	有	有
行业固定效应	有	有	有
$N$	7 598	48 520	17 298
$R^2$	0.590	0.527	0.543

注：本文将CHIP数据库中的受教育程度统一为小学以下、小学、初中、高中、中专、大专、大学及以上，其中，小学以下、小学归为低技能，初中、高中和中专归为中技能，大专、大学及以上归为高技能；括号中报告的是聚类稳健标准误，聚类到城市层面；\*\*\*表示1%的显著性水平。



## 2. 文化溢出效应——基于所有制的异质性讨论

本文进一步根据企业性质，将所有制类别归为国有、私营和外资三个组别，进行分组回归。表 10 的结果表明，服务业的开放使得国有企业和私营企业的性别工资差距扩大，而对外资企业没有显著的负向影响。由于中国曾受到计划经济体制的影响，国有企业与员工的雇佣关系更趋向于“行政性”的契约关系，收入分配制度也较多采取“共享”的方式，即分配较为平均（Qian, 1996）<sup>[31]</sup>，因此性别工资差距不明显。服务业开放伴随着外资的进入加剧了市场化的竞争程度，这使得国有企业和私营企业逐渐转变运营方式和分配方式，以市场化的方式根据员工的能力水平和劳动程度进行工资分配。市场化改革和就业结构调整造成的劳动生产率和劳动参与率的差异，对女性的冲击要大于男性（Li and Gustafsson, 2008<sup>[32]</sup>；李实等，2014），因此，服务业的开放使得国有企业和私营企业的性别工资差距拉大。而外资企业在思想和文化上，更倾向于公平和公正，根据市场机制和员工的贡献支付工资，因此在控制个人能力和特征差异后，服务业开放对外资企业性别工资差距的影响不显著。

表 10 所有制类别的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lnw	lnw	lnw
	国有	私营	外资
$D_{Female} \times SL$	-0.274 *** (-4.93)	-0.611 *** (-5.31)	-0.236 (-1.47)
$SL$	0.327 ** (2.28)	-0.041 (-0.21)	-0.040 (-0.11)
$D_{Female}$	-0.205 *** (-12.25)	-0.149 *** (-4.75)	-0.144 *** (-2.84)
常数项	4.651 *** (41.75)	4.226 *** (20.32)	4.999 *** (10.91)
所有控制变量	有	有	有
年份固定效应	有	有	有
城市固定效应	有	有	有
行业固定效应	有	有	有
$N$	34 695	15 301	1 861
$R^2$	0.498	0.630	0.676

注：本文将 CHIP 数据中的所有制类别划分为 9 类，包括国有企业、集体企业、私营企业、外资企业、中外合资企业、党政机关和事业单位、个体户、不工作或不就业、其他，并在此基础上，将国有企业和集体企业归为国有组别，将私营企业和个体户归为私营组别，将外资企业和中外合资企业归为外资组别；括号中报告的是聚类稳健标准误，聚类到城市层面；\*\*、\*\*\* 分别表示 5%、1% 的显著性水平。

## 3. 竞争效应——基于服务业开放对本行业的影响

由于服务业开放会加剧国内市场化的竞争程度，因此不同开放程度和特征的行业在服务业开放的影响下其性别工资差距的表现有所不同。表 11 的结果表明流通领域的开放扩大了本领域的性别工资差距，而通讯和金融领域的开放对本领域的性别工资差距无显著影响。流通领域在 2004 年完成了所有地区的开放，技术溢出效

应较为明显 (Javorcik and Li, 2013)<sup>[33]</sup>, 对高技能和男性劳动者需求的增加, 加剧了性别工资的差距。然而中国在通讯、金融等服务行业不具备竞争优势, 行业内部主要受到服务业开放造成的市场竞争加剧的影响, 欠缺承担性别歧视成本的能力, 因此通讯和金融领域的开放对本领域的性别工资差距无显著影响。

表 11 细分领域的开放对行业内部性别工资差距的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	lnw	lnw	lnw
	流通领域	通信领域	金融领域
$D_{Female} \times$ 流通领域 $SL$	-2.908*** (-4.97)		
$D_{Female} \times$ 通讯领域 $SL$		-0.804 (-1.09)	
$D_{Female} \times$ 金融领域 $SL$			-0.308 (-0.93)
所有控制变量	有	有	有
年份固定效应	有	有	有
城市固定效应	有	有	有
行业固定效应	有	有	有
$N$	7 551	5 427	2 776

注: 列 (1) — (3) 分别表示流通、通讯、金融领域的开放影响流通、通讯、金融性别工资差距的回归结果, 即某服务行业的开放对本行业性别工资差距的影响; 括号中报告的是聚类稳健标准误, 聚类到城市层面; \*\*\* 表示 1% 的显著性水平。

## 五、结论与政策建议

### (一) 主要结论

中国加入世贸组织之后, 一直坚定不移地推进服务业的对外开放。本文从微观个体层面实证检验了中国服务业开放对性别工资差距的影响。首先, 以服务业入世承诺为基础, 结合地区投入产出表、城市开放年龄和服务贸易限制指数, 构建行业、城市和时间三个维度的服务业开放指标; 然后, 利用 CHIP 个体微观数据考察了中国服务业开放对性别工资差距的影响, 实证结果表明我国存在性别工资差距扩大的现象, 中国服务业及其细分领域的开放均扩大了性别工资差距; 最后, 本文探讨了服务业开放影响性别工资差距的三种机制, 即通过技术溢出效应、文化溢出效应和竞争效应, 拉大了中高技能劳动力、国有企业和私营企业以及农业、工业和服务业的性别工资差距。

### (二) 政策建议

本文依据上述研究得出的结论, 提出相关的政策建议。基于政府的角度: 第一, 完善国内产业布局, 逐步推动产业升级, 通过相关政策引导使各行各业皆能享受开放的利好; 第二, 调整教育结构, 促进教育公平, 坚持贯彻性别平等原则, 努力保障男女平等接受教育的权利和机会; 第三, 完善相关法律法规, 加大管理力度和合理的惩戒力度, 减少或消除就业市场中的性别歧视现象。基于女性自身的角

度：第一，应努力争取并珍惜受教育的机会，不断提升个人的技能水平，使自身在劳动力市场上更具竞争力，提升工作的不易替代性；第二，关注时事政策和国内外宏观形势，发掘就业机会，做好职业规划，提升就业中的议价能力；第三，学习劳动法等相关法律法规，了解国内和国际对女性劳动者的保护政策，保护自身的合法权益，在受到不公正待遇时敢于为女性群体发声。

### [参考文献]

- [1] 李实, 宋锦, 刘小川. 中国城镇职工性别工资差距的演变 [J]. 管理世界, 2014 (3): 53-65+187.
- [2] SEGUINO S. Gender Inequality and Economic Growth: A Cross-country Analysis [J]. World Development, 2000, 28 (7): 1211-1230.
- [3] 李实, 宋锦. 中国城镇就业收入差距的扩大及其原因 [J]. 经济学动态, 2010 (10): 4-10.
- [4] WOOD A. North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-driven World [M]. Oxford: Clarendon Press, 1994.
- [5] STANDING G. Globalization Feminization through Flexible Labor: A Theme Revisited [J]. World Development, 1999, 27 (3): 583-602.
- [6] OOSTENDORP R H. Globalization and the Gender Wage Gap [J]. The World Bank Economic Review, 2009, 23 (1): 141-161.
- [7] BECKER, GARY S. The Economics of Discrimination [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- [8] BECKER, GARY S. The Economics of Discrimination, 2nd Edition [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1971.
- [9] CHEN Z, GE Y, LAI H W, et al. Globalization and Gender Wage Inequality in China [J]. World Development, 2013, 44 (4): 256-266.
- [10] RAQUEL A, WENDY C. Effects of Trade Liberalization on the Gender Wage Gap in Mexico [J]. Feminist Economics, 2010 (10): 53-79.
- [11] 李磊, 蒋殿春, 王小洁. 外资进入、性别就业差距与企业退出 [J]. 世界经济, 2018 (12): 121-143.
- [12] 黄志岭, 姚先国. 教育回报率的性别差异研究 [J]. 世界经济, 2009 (7): 74-83.
- [13] WICHTERICH C. Trade - A Driving Force for Jobs and Women's Empowerment? Focus on China and India [R]. FES Briefing Paper, 2009.
- [14] WORLD TRADE REPORT 2017. Trade, Technology and Jobs [R]. Geneva: WTO, 2017.
- [15] DARITY W. On Involuntary Unemployment and Increasing Returns [J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1985, 7 (3): 363-372.
- [16] BERIK G, RODGERS Y M, ZVEGLICH J E. International Trade and Wage Discrimination: Evidence from East Asia [J]. Review of Development Economics, 2004, 8 (2): 237-254.
- [17] ACEMOGLU D. Patterns of Skill Premia [J]. Review of Economic Studies, 2003, 69 (4): 781-809.
- [18] CHAMARBAGWALA R. Economic Liberalization and Wage Inequality in India [J]. World Development, 2006, 34 (12): 1997-2015.
- [19] 潘士远. 贸易自由化、有偏的学习效应与发展中国家的工资差异 [J]. 经济研究, 2007 (6): 98-105+141.
- [20] 李实, 马欣欣. 中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析 [J]. 中国人口科学, 2006 (5): 2-12.
- [21] 姚先国, 谢嗣胜. 职业隔离的经济效应——对我国城市就业人口职业性别歧视的分析 [J]. 浙江大学学报 (人文社会科学版), 2006, 36 (2): 73-79.
- [22] 葛玉好. 部门选择对工资性别差距的影响: 1988-2001年 [J]. 经济学 (季刊), 2007, 6 (2): 607-628.
- [23] 江小涓. 服务外包: 合约形态变革及其理论蕴意——人力资本市场配置与劳务活动企业配置的统一

- [J]. 经济研究, 2008 (7): 4-10 +64.
- [24] 张志明, 崔日明. 服务贸易、服务业 FDI 与中国服务业就业结构优化——基于行业面板数据的实证检验 [J]. 财经科学, 2014 (3): 88-95.
- [25] 蔡宏波, 胡翔斌, 赵春明. 服务进口与就业性别歧视——基于中国服务业企业数据的检验 [J]. 经济管理, 2014 (12): 24-30.
- [26] FAN Y. China's Services Policy: Pre and Post WTO Accession [C]. Working Paper Presented at Trade and Industry in Asia Pacific: History, Trends and Prospects, Australian National University, 2009.
- [27] MINCER, JACOB A. Schooling Experience and Earnings [M]. New York Columbia University Press, 1974.
- [28] MENON N, RODGERS Y M. International Trade and the Gender Wage Gap: New Evidence from India's Manufacturing Sector [J]. World Development, 2007, 37 (5): 965-981.
- [29] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率 [J]. 世界经济, 2013 (11): 51-71.
- [30] 江小涓. 服务业增长: 真实含义、多重影响和发展趋势 [J]. 经济研究, 2011 (4): 4-14+79.
- [31] QIAN J Y. Gender Wage Differentials in Urban China in the 1990's [D]. Ph. D Dissertation, State University of New York at Binghamton, 1996.
- [32] LI S B. GUSTAFSSON B. Unemployment, Earlier Retirement and Changes in the Gender Income Gap in Urban China over 1995-2002 [M]. Income Inequality and Public Policy in China, Cambridge University Press, 2008.
- [33] BEATA S. JAVORCIK, YUE LI. Do the Biggest Aisles Serve a Brighter Future? Global Retail Chains and Their Implications for Romania [J]. Journal of International Economics, 2013 (90): 348-363.

(责任编辑 王 瀛)

## The Impact of China's Services Trade Liberalization on The Gender Wage Gap —An Empirical Research Based on CHIP Data

CHANG Rongping ZHANG Yan FENG Yitong

**Abstract:** This paper examined the impact of China's services trade liberalization on gender wage gap. According to the characteristics of the geographical timetable for China's service industry on the WTO accession commitment and China's regional input-output table, China's services trade liberalization was firstly measured from three dimensions of industry, city and year. Then using individual level data from China Household Income Project (CHIP) and Mincer Wage Equation, the empirical research finds that services trade liberalization has widened the gender wage gap, which is mainly through three mechanisms: technology spillover, culture spillover and competition effects, and widened the gender wage gap in the middle- and high-skilled labor, for state-owned and private enterprises, and agriculture, industrial and service sectors.

**Keywords:** China's Services Trade Liberalization; Gender Wage Gap; Technology Spillover Effects; Competition Effects; Cultural Spillover effects