

贸易自由化如何影响居民健康？

——基于中国加入 WTO 的证据

张明昂*

摘 要 本文利用中国加入 WTO 的自然实验，研究贸易自由化引致的地区进口冲击对居民健康的影响。基于双重差分模型的实证结果表明，在进口关税降低较多的地区，城市居民高血压、超重和肥胖的发生概率显著增加，自评为身体健康的概率显著降低。文章从劳动力市场冲击和饮食结构等方面分析了潜在作用机制，发现地区进口关税降低导致城市居民劳动参与减少、工作转换增加、收入减少，糖类和油类食物的摄入增加。贸易自由化对健康的负面影响在劳动力市场流动性较低的地区和受教育水平较低的人群中更为强烈。

关键词 贸易自由化，健康，WTO

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.03.04

一、引言和文献综述

健康作为一项重要的人力资本，是决定经济增长和发展的关键因素 (Bloom and Canning, 2000)。《“健康中国 2030”规划纲要》提出，到 2030 年要实现人民健康水平的明显提升。然而，近年来我国居民的健康状态却不容忽视。数据显示，2002—2015 年间全国 18 岁及以上成人高血压率由 18.8% 上升到 25.2%，肥胖率由 7.1% 上升到 11.9%。¹ 在影响健康的众多因素中，地区经济状况是一个重要变量 (Cutler *et al.*, 2006)，探究经济冲击对健康的影响，对于理解健康水平的变动、促进健康水平的提高具有重要的现实意义。

本文利用中国加入世界贸易组织 (WTO) 的外生冲击，研究贸易自由化造成的进口冲击对居民健康的影响。² 这样做不仅能为因果识别提供良好的自然实验，同时有助于深入认识贸易开放对中国居民的影响。在 2018 年发生的

* 中央财经大学财政税务学院。通信地址：北京市昌平区沙河高教园区中央财经大学 10 号楼，102206；电话：18811328599；E-mail: zma_econ@126.com。作者感谢施新政老师在文章写作和修改过程中给予的指导和帮助，感谢陆毅、李善军、Wojciech Kopczuk 等教授以及第四届中国劳动经济学论坛参会学者的宝贵评论和建议，感谢两位匿名审稿人的宝贵意见。当然，文责自负。

¹ 数据来自《中国居民营养与健康现状 (2002)》和《中国居民营养与慢性病状况报告 (2015)》。

² 我们在下文中不区分“经济冲击”和“进口冲击”。

中美贸易摩擦中,美国官方和学术界的一个重要理由是近年来一系列研究发现中国向美国的出口导致了美国受冲击较大的地区失业率上升、贫困增加甚至死亡率增加。³相比之下,关于中国进口对我国国内劳动市场和居民的影响的研究则相对较少。本文通过分析中国“入世”带来的进口关税降低对居民健康的影响,弥补相关研究的空白。

中国在2001年年末加入WTO,进口产品关税大幅下降。由于不同行业的关税降幅不同,同时在“入世”前不同地区就业结构不同,因此进口关税变化对于不同地区的冲击是有差异的。基于此,本文构造广义双重差分(Generalized DID)模型进行因果识别。

利用1998—2001年的中国工业企业数据计算“入世”前各地区的就业结构,以此为权重将全国的进口产品关税加权平均到地区层面,衡量各地区的关税保护强度;利用中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey,以下简称CHNS)中的高血压、身体形态等客观体检指标和主观自评健康状况来衡量个体健康水平。实证结果表明,在“入世”造成的进口冲击较大(即进口关税降幅较大)的地区,城市居民患有高血压、超重、肥胖等健康问题的概率显著增加,自评为身体健康的概率显著降低;而相比之下,农村地区居民的这些健康指标受到的影响较小,并在统计意义上不显著。上述实证结果在多种检验下保持稳健。

另外,本文从地区性劳动力市场冲击、饮食结构和环境污染等多个角度探究了贸易自由化影响健康的作用机制。实证发现,“入世”带来的地区贸易保护减少对个体工作和收入均产生了不利影响;在进口关税降低较多的地区,城市居民对油类、糖类食物的摄入显著增加。我们没有发现进口关税降低对地区环境污染有显著影响。因此,劳动力市场冲击和饮食结构变化是进口冲击影响个体健康的重要渠道。异质性分析发现,贸易自由化对健康的负面影响会随着地区劳动力流动性减小而增强,并且对于受教育水平较低的人群表现得更为强烈。

本文从以下两个方面对已有文献做了补充:首先,本文丰富了关于中国贸易开放对人力资本影响的研究。在关于中国贸易自由化影响的现有文献中,大部分关注其对企业和生产的影响,也有另一部分文献从地区层面分析其对区域性劳动力市场及当地居民的影响,例如城市居民收入、劳动力供给以及家庭消费等(Han *et al.*, 2012; Zhao *et al.*, 2016; Dai *et al.*, 2018; 张川川, 2015)。然而,基于系统的因果识别方法研究中国进口贸易自由化对于居民健康影响的文献目前相对缺乏。而相比之下,近年来国际上大量文献基于美国、丹麦、巴西、印度等国家的证据,分析了贸易开放对于本国居民健康、死亡率等问题的影响(McManus and Schaur, 2016; Pierce and Schott, 2016;

³ <http://opinion.caixin.com/2018-05-30/101259266.html>, 访问时间:2018年11月12日。

Dix-Carneiro *et al.*, 2018; Lang *et al.*, 2018), 因此本文弥补了基于中国研究的空白。

其次, 本文从经济冲击的角度为理解居民健康的影响因素提供了进一步证据。健康在经济增长和发展中扮演着重要角色, 而经济因素对于健康的影响一直是经济学中关注的重要话题 (Deaton and Paxson, 1999)。国际上大量文献分析了就业、收入、财富等经济变量与健康表现及死亡率的关系。⁴相对而言, 有关中国的研究较少 (黄洁萍和尹秋菊, 2013; 李建新和夏翠翠, 2014; 吴晓瑜和李力行, 2014; Liu and Zhao, 2014)。同时, 寻找外生冲击进行因果识别仍然是这方面研究的一个挑战 (Pierce and Schott, 2016; Dix-Carneiro *et al.*, 2018)。本文利用中国加入 WTO 的外生冲击构造双重差分模型, 对于识别经济因素与健康的关系做出了重要补充。

在已有文献中, Bombardini and Li (2016) 分析了 1990—2010 年中国的出口扩张对于中国婴儿死亡率的影响。本文和 Bombardini and Li (2016) 都关注了中国的贸易冲击对于健康的影响, 然而与他们分析出口扩张不同, 本文聚焦于分析进口冲击的影响。因此, 本文补充了 Bombardini and Li (2016), 进一步丰富了中国的贸易冲击对健康影响的研究。另外, 与他们分析的污染渠道不同, 我们还重点分析了劳动力市场冲击和饮食结构的关键作用机制。

二、背景与事实

1986 年, 中国提出申请恢复在关贸总协定中的缔约方地位。1995 年 7 月, 中国正式向世界贸易组织提出“入世”申请。为了达到“复关”(“入世”)的要求, 中国在 1992—1997 年间进行了大幅度的关税下调, 平均进口关税从 1992 年的 42.9% 降低至 1997 年的 17% 左右 (Lu and Yu, 2015)。此后的 1997—2001 年间, 关税下降幅度很小。

2001 年 12 月 11 日, 中国正式加入世界贸易组织。为履行“入世”承诺, 自 2002 年 1 月, 中国开始了新一轮大幅度的关税减让。根据中国“入世”协议书的规定, 中国进口关税的整体水平由 2001 年的 14% 降低到 2005 年的约 10%, 其中工业品关税由 13% 降至约 9.3%。⁵

图 1 画出了 1997—2009 年间, 我国制造业和采矿业平均进口关税的变化情况。在这段时间我国进口关税整体上明显下降, 由 1997 年的 16.8% 下降到 2009 年的 9.1%。其中 1997—2001 年间变化不大, 而 2001—2005 年间发

⁴ 相关研究包括 Ruhm (2000, 2003, 2005, 2015)、Sullivan and von Wachter (2009)、Cutler *et al.* (2006)、Snyder and Evans (2006)、Adda *et al.* (2009) 等。

⁵ <http://www.mofcom.gov.cn/article/NoCategory/200612/20061204000376.shtml>, 访问时间: 2018 年 11 月 12 日。

生了大幅降低,平均关税由15.7%下降到9.4%,尤以2001—2002年间的降幅更为明显(由15.7%下降到11.9%),而2005年之后,关税变化较小。

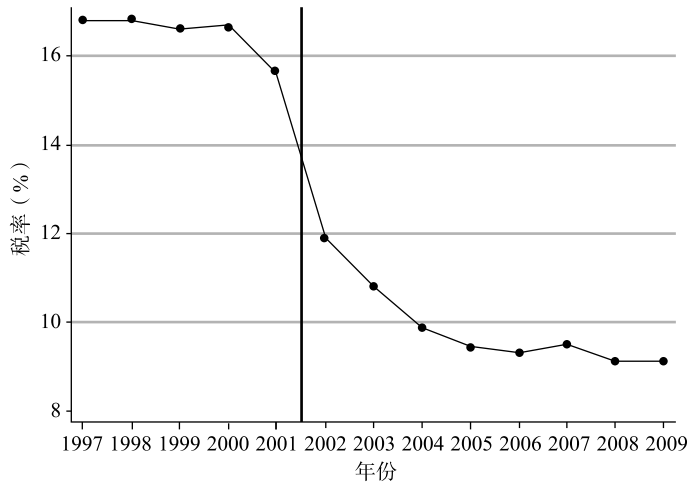


图1 进口关税的变化趋势 (制造业和采矿业)

资料来源:世界银行 World Integrated Trade Solution 数据库。

在关税整体水平降低的同时,不同产品的进口关税降低幅度也不同。“入世”前关税较高的产品降税幅度更大,反之降幅则较小。图2画出了2001年的关税水平与2001—2009年间关税降低程度的散点图,并进行了简单的线性拟合。可见2001—2009年间我国进口产品关税的降幅与2001年进口关税水平呈现明显的正相关关系,加入WTO后,原本关税越高的行业其关税降幅越大。这一特征将是下文中进行因果识别的重要依据。

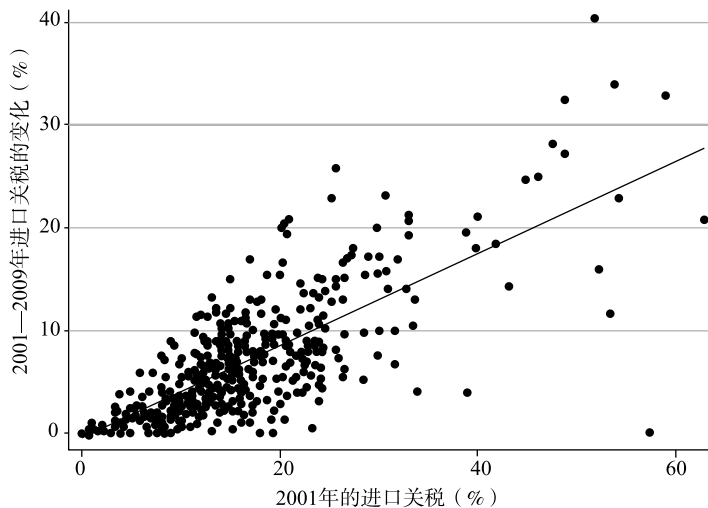


图2 2001年的关税水平和2001—2009年关税降幅的相关性

资料来源:世界银行 World Integrated Trade Solution 数据库。

三、数据与变量

(一) 数据来源与变量定义

1. 个体健康

(1) 数据来源

个体层面数据来自中国健康与营养调查 (CHNS)。CHNS 是由美国北卡罗来纳大学教堂山分校与中国疾病预防控制中心营养与健康所合作进行的追踪调查，目前覆盖了全国 15 个经济社会发展水平不同的省/自治区/直辖市。⁶ 调查起于 1989 年，在 1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年、2011 年、2015 年进行了多轮调查。

本文使用 1997 年、2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年五轮调查的样本，并区分了城市居民和农村居民（城乡居民的身份根据其第一次受访时的状态来划分）。同时，我们得到了样本所在的约 60 个县、市的地区信息，用于和后文计算的地区关税相匹配。此外，将研究样本限定在 18 岁及以上的所有人群，这样做不仅考虑了劳动者在劳动力市场受到的直接冲击，也包含了其家庭成员所受到的间接经济冲击。

(2) 变量定义

客观指标：客观指标包括血压和身体形态，这些被文献广泛用于衡量个体健康水平 (Ruhm, 2005; Bai *et al.*, 2017; 李琴等, 2014)。定义如下：

高血压：CHNS 对每个受访者进行了三次血压测量（包括三次收缩压和三次舒张压），第一次测量由于受访者心理因素等影响可能造成测量结果不准确，参考李琴等（2014）的做法，只利用后两次血压测量结果，并对后两次结果取平均值计算收缩压和舒张压。根据世界卫生组织（WHO）的标准，定义高血压为收缩压超过 140 或者舒张压超过 90。

身体形态：CHNS 也对受访者进行了身高和体重的测量，我们首先利用身高、体重信息计算个人的身体质量指数 (BMI)⁷，然后根据 WHO 标准，定义体重过轻为 BMI 小于 18.5，超重为 BMI 大于等于 25，BMI 大于等于 30 为肥胖。

主观指标：相比于客观健康指标，主观健康指标（自我评价的健康）虽然由于个体异质性特征而影响其准确性 (Strauss and Thomas, 2008; 李琴等, 2014)，却能相对全面地反映个体的综合健康水平，因此我们也使用了个体自我评价健康来衡量健康水平。根据 CHNS 的问题“与同龄人相比，你觉得自己的健康状况怎么样？”，如果受访者回答“好”或“非常好”则定义为自评

⁶ 2011 年前，被调查的样本涵盖广西、贵州、黑龙江、河南、湖北、湖南、江苏、辽宁、山东等 9 个省份。

⁷ BMI = 体重 (kg) / 身高² (m²)。

健康(虚拟变量取值为1),如回答“一般”或“差”,则定义为自评不健康(虚拟变量取值为0)(程令国和张晔,2012)。需要说明的是,从2009年开始,CHNS问卷不再调查个体自评健康,因此本文中的自评健康变量包括1997—2006年间的四轮调查。

2. 进口关税和就业结构

(1) 数据来源

行业层面进口关税:进口关税数据来自世界银行的World Integrated Trade Solution数据库,利用HS6位码与中国工业行业分类(CIC)4位码的匹配信息(Brandt *et al.*, 2017),将产品层面的进口关税转换到工业行业4位码层面。为了和CHNS五轮调查年份相对应,我们只利用1997年、2000年、2004年、2006年、2009年这五个年份的进口关税数据。

地区就业结构:为了将上述的行业×年份层面的全国进口关税加权平均到地区×年份层面,需要使用初始时期(“入世”前)各地区的就业结构数据。与Dai *et al.* (2018)一致,该数据来自1998—2001年间的中国工业企业调查。

(2) 变量定义

利用工业企业数据中的企业雇员信息构造县市层面“入世”前的就业结构:首先根据企业所在地区计算出县市 c 在1998—2001年中的 t 年的企业就业总人数 $Employment_{ct}$;然后再结合企业的所属行业 i ,计算 t 年4位数行业

i 在县市 c 的就业占比 $Share_{cit} = \frac{Employment_{cit}}{Employment_{ct}}$;最后将1998—2001年取平均,来衡量“入世”前4位数行业 i 在县市 c 的就业占比 $Share_{pre2001_{ci}} = \frac{\sum_{t=1998}^{2001} Share_{cit}}{4}$,用来反映该地区的就业结构。

若一个地区就业占比较高的行业在“入世”后关税下降越多,则该地遭受的进口冲击越大,因此,各地区初始的就业结构是决定该地所受冲击的重要因素。遵循文献中的做法(Topalova, 2007; Edmonds *et al.*, 2010),我们利用上述构造的各县就业结构为权重,将年份×行业层面的关税水平加权平均到年份×县市层面,构造 c 县市在 t 年的进口关税:

$$Import\ Tariff_{ct} = \sum_{i \in T} Share_{pre2001_{ci}} \times Import\ Tariff_{it}. \quad (1)$$

遵循Kovak (2013)的建议,在构造地区就业结构 $Share_{pre2001_{ci}}$ 时,只考虑制造业和采矿业这些可贸易行业,因为不可贸易产品需要在生产地消费,其价格会随当地生产的可贸易品的价格变动,因此进口关税导致的地区性冲击只取决于当地可贸易品生产受到的影响。此外,由于本文利用加入WTO前的各行业就业占比来衡量就业结构,这些指标在加入WTO前就已经

确定了。因此，加入 WTO 后关税下降导致的就业转换是结果变量，其本身是进口冲击的影响的一部分，不会威胁我们衡量各地区受冲击指标的合理性 (Edmonds *et al.*, 2010; Anukriti and Kumler, 2019)。

由此构造的 $Tariff_a$ 表示每个地区进口关税（即进口保护）的高低，越高表示受到的贸易保护强度越大。由于 1997—2000 年间关税几乎没有变化，因此这种构造方法主要利用了 2001 年中国“入世”后的关税变化。

3. 地区层面控制变量

我们还使用了“入世”前的地区经济社会数据来构造地区层面的控制变量（以 2000 年作为“入世”前的代表年份），包括所在地级市⁸2000 年时的人均 GDP（取自然对数），用来反映当地的经济水平；2000 年人口中非文盲的比重，用来反映当地人口的受教育水平；2000 年人口中男性的比重，用来反映当地的性别比。其中人均 GDP 数据来自《中国城市统计年鉴》和《全国地市县财政统计资料》，非文盲占比和男性占比的数据来自 2000 年第五次全国人口普查数据。

（二）描述性统计

通过将工业企业数据中的县市与 CHNS 的每轮调查的县市相匹配，我们最后得到了大约 50 个县市（分布在全国 9 个省）在 1997 年、2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年的经济社会数据和个体数据。

表 1 Panel A 汇报了县市层面变量的描述性统计。进口关税的均值为 14.39，2000 年人均 GDP 自然对数的均值为 8.74，非文盲比例的均值为 0.92，男性占比的均值为 0.51。表 1 Panel B 汇报了 CHNS 样本中城市和农村居民的健康情况。城市样本患有高血压的比例为 26%，高于农村样本的比例（20%）；城市样本体重不足的比例为 4%，低于农村比例（6%）；城市样本超重和肥胖的比例分别为 33% 和 4%，高于农村样本的比例 22% 和 3%；城市居民中自我汇报为身体健康的比例为 64%，农村为 65%。

表 1 描述性统计

Panel A: 县市经济社会变量				
变量	含义	均值	标准差	观测值
Import Tariff (%)	进口关税	14.39	7.25	244
Log (GDP per capita in 2000)	2000 年人均 GDP 的自然对数	8.74	0.61	244
Literacy share in 2000	2000 年非文盲比例	0.92	0.04	244
Sex ratio in 2000	2000 年男性占比	0.51	0.01	244

⁸ CHNS 调查的县级单位中包含了市辖区，由于无法得到市辖区的 GDP 数据，我们将控制变量统一选取在地级市单位。

(续表)

Panel B: 个体健康变量		城市样本			农村样本		
变量	含义	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值
Systolic blood pressure	收缩压	123.43	18.96	7 181	120.27	17.62	18 868
Diastolic blood pressure	舒张压	79.45	10.90	7 181	78.01	11.12	18 868
BMI	身高体重比	23.65	3.33	7 181	22.75	3.20	18 868
High blood pressure	高血压	0.26	0.44	7 181	0.20	0.40	18 868
Underweight	体重不足	0.04	0.20	7 181	0.06	0.24	18 868
Overweight	超重	0.33	0.47	7 181	0.22	0.42	18 868
Obesity	肥胖	0.04	0.19	7 181	0.03	0.16	18 868
Healthy	身体健康 (自我评价)	0.64	0.48	5 643	0.65	0.48	14 783

四、实证方法

本文构造的计量方程如下:

$$y_{ict} = \alpha + \beta \times \text{Import Tariff}_{ct} + \lambda_i + \lambda_t + X_c \times \text{Post}_t + \lambda_c \times t + \epsilon_{ict}. \quad (2)$$

这是一种面板数据双重固定效应估计方法,可以理解为一种广义双重差分(Generalized difference-in-differences, Generalized DID)模型(Imbens and Wooldridge, 2009),因为因果识别本质上是来自进口关税在不同地区(由于地区初始就业结构的差异导致)和不同时间(由于“入世”的冲击导致)两个维度的连续性变化。由于进口关税在中国加入WTO前的1997—2000年几乎无变化,因此我们主要利用的是其在2001年之后的变化。 β 刻画了地区关税保护程度对于当地健康水平的影响。

我们使用个体层面的非平衡面板数据,通过个体固定效应 λ_i ,控制个体层面固有的特征(由于个体编号以所在省市县编号开头,因此个体固定效应已经包含了县市的固定效应)。年份固定效应 λ_t 可以控制不同地区间共同的时间趋势。

由 $\text{Import Tariff}_{ct}$ 的构造方程可知,其内生性一方面可能来源于“入世”前各地区产业结构的内生性,即可能存在其他地区层面随时间变化的遗漏变量与“入世”前就业结构相关并且影响当地居民健康。为此,我们在回归中控制了每个县市不同的线性时间趋势 $\lambda_c \times t$ (λ_c 为县市的虚拟变量),允许每个县市的居民健康水平本身遵循不同的线性变化趋势,来减少遗漏变量带来的偏误。另外,我们在回归中还进一步控制了各地“入世”前的特征变量 X_c 。

与代表“入世”后的时间虚拟变量 $Post_t$ 的交乘项 $X_c \times Post_t$ 。参考 Topalova (2010), X_c 包括所在地级市 2000 年的人均 GDP 的自然对数、受教育水平 (用非文盲比例衡量)、性别比 (用男性占比衡量)。

$Import\ Tariff_{ct}$ 的内生性另一方面可能来自 $Import\ Tariff_{it}$, 即不同行业关税在“入世”后的减让幅度可能是内生的 (毛其淋和盛斌, 2014; 余淼杰, 2011)。⁹ 为此, 寻求工具变量法。由于“入世”前关税越高的行业在“入世”后关税降低程度越大, 我们构造“入世”前的行业关税与代表“入世”后虚拟变量的交乘项 $Tariff_pre2001_i \times Post2001_t$, 作为行业真实关税 $Import\ Tariff_{it}$ 的工具变量, $Tariff_pre2001_i$ 表示“入世”前 (1997—2001 年间) 行业 i 关税的平均水平。对应地, $Import\ Tariff_{ct}$ 的工具变量为 $Tariff_pre2001_c \times Post2001_t$, 其中 $Tariff_pre2001_c = \sum_i Share_pre2001_{ci} \times Tariff_pre2001_i$ 。另外, 加入 WTO 前的关税水平难以通过其他渠道影响加入 WTO 后的居民健康。第一阶段回归方程如下

$$Import\ Tariff_{ct} = \gamma + \theta \times Tariff_pre2001_c \times Post2001_t + \eta_c + \eta_t + X_c \times Post_t + \lambda_c \times t + e_{ct} \quad (3)$$

在所有回归中我们将标准误在县市 \times 年度水平上聚集 (cluster) 调整 (Edmonds *et al.*, 2010; Topalova, 2010), 来解决潜在的异方差与自相关问题。

五、基准结果与稳健性检验

(一) 第一阶段结果

首先按照式 (3) 的方程进行第一阶段回归, 结果见表 2。根据第 (1) 列结果, 工具变量 $Tariff_pre2001_c \times Post2001_t$ 的系数为 -0.475, 在 1% 水平上显著, 同时针对弱工具变量检验的 F 值为 244.2, 排除了弱工具变量的假设。第 (2) 列中进一步加入了地区层面控制变量, 工具变量的系数变化不大, 且仍在 1% 水平上显著。以上结果说明, “入世”前进口关税越高的地区, 在“入世”后关税越低, 工具变量的构造是合理的。

表 2 第一阶段回归结果

变量	<i>Import Tariff</i>	
	(1)	(2)
$Tariff_pre2001 \times Post2001$	-0.475***	-0.467***
	(0.030)	(0.030)

⁹ 由于 1997—2000 年加入 WTO 前相比于 2001 年加入 WTO 后而言, 进口关税几乎无变化, 不需要担心 1997 年和 2000 年进口关税的内生性。

(续表)

变量	<i>Import Tariff</i>	
	(1)	(2)
<i>Gdppc</i> 2000× <i>Post</i> 2001		-0.917 (0.708)
<i>Literacy</i> 2000× <i>Post</i> 2001		13.847** (6.341)
<i>Sex-ratio</i> 2000× <i>Post</i> 2001		-7.756 (21.970)
Observations	244	244
R-squared	0.992	0.992
县市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
每个县市的时间趋势	是	是
F 值 (弱工具变量检验)	244.2	237.5

注：括号内为稳健标准误，在县市×年份层面上聚集；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

(二) 工具变量回归结果

为了分析地区进口关税变化对居民健康的影响，我们采用工具变量法进行回归。

表 3a 的 Panel A 汇报了进口关税变化对城市居民健康的影响，利用 $Tariff_pre2001_c \times Post2001_t$ 作为 $Import\ Tariff_{ct}$ 的工具变量。根据第 (1)、(3)、(4) 列的结果，对于高血压、超重、肥胖发生概率而言，进口关税的系数显著为负，说明关税降低会导致这些健康问题的显著增加；第 (5) 列中进口关税的系数显著为正，说明关税降低会显著减少自评身体健康的概率；而第 (2) 列结果表明，关税变化对于体重过轻的影响是不显著的。

Panel B 则加入了地区层面的控制变量，可以发现，主要回归结果保持稳健。具体而言，地区进口关税降低 1 个百分点，会导致患高血压的概率提高 2.3 个百分点，且在 1% 水平上显著；导致身体超重的概率提高 1.3 个百分点，且在 5% 水平上显著；导致肥胖的概率提高 0.3 个百分点，且在 10% 水平上显著；导致自我评价为身体健康的概率降低 2.8 个百分点，且在 5% 水平上显著。

表 3b 汇报了关税变化对农村居民健康的影响。根据 Panel B 的结果，进口关税的系数都是不显著的，而且相对于城市样本而言系数绝对值较小。因此，我们认为“入世”带来的关税降低对农村居民健康没有造成影响。可能

的原因在于：农村样本存在大量的非正规部门就业（如务农等），因此“入世”造成的制造业和采矿业产品进口关税的降低对农村人口的影响很有限；而相比于农村人口而言，城市人口就业更多集中在制造业和采矿业，因此受到进口关税降低的影响更大。

表 3a 工具变量回归结果：城市居民样本

变量	<i>High blood pressure</i>	<i>Underweight</i>	<i>Overweight</i>	<i>Obesity</i>	<i>Healthy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A					
<i>Import Tariff</i>	-0.021*** (0.006)	0.001 (0.001)	-0.012** (0.006)	-0.003** (0.002)	0.027** (0.011)
Observations	7 181	7 181	7 181	7 181	5 643
R-squared	0.696	0.656	0.837	0.731	0.838
Panel B					
<i>Import Tariff</i>	-0.023*** (0.006)	0.001 (0.002)	-0.013** (0.005)	-0.003* (0.002)	0.028** (0.012)
<i>Gdppc2000</i> × <i>Post2001</i>	-0.074 (0.062)	0.019 (0.018)	0.029 (0.043)	-0.015 (0.016)	0.028 (0.099)
<i>Literacy2000</i> × <i>Post2001</i>	1.590** (0.793)	-0.229 (0.236)	0.459 (0.460)	0.102 (0.190)	-0.671 (1.233)
<i>Sex-ratio2000</i> × <i>Post2001</i>	-2.075 (2.442)	-0.006 (0.756)	-0.870 (1.667)	-0.247 (0.595)	2.208 (3.752)
Observations	7 181	7 181	7 181	7 181	5 643
R-squared	0.696	0.656	0.837	0.731	0.838
Panel A 和 Panel B 共同控制的变量					
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
每个县市的时间趋势	是	是	是	是	是

注：括号内为稳健标准误，在县市×年份层面上聚集；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

综合以上分析，我们认为“入世”造成的关税保护减少显著降低了城市居民的健康水平。由于关税冲击对于健康的影响主要体现在城市居民身上，对农村居民没有影响，因此在以下的分析中，我们只关注城市居民样本。¹⁰

¹⁰ 针对下文的稳健性检验，我们也利用农村样本做了同样的检验，结果都保持稳健，限于篇幅未在文中汇报，备索。

表 3b 工具变量回归结果: 农村居民样本

变量	<i>High blood pressure</i>	<i>Underweight</i>	<i>Overweight</i>	<i>Obesity</i>	<i>Healthy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A					
<i>Import Tariff</i>	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.003)	0.002** (0.001)	0.021 (0.017)
Observations	18 868	18 868	18 868	18 868	14 783
R-squared	0.631	0.684	0.804	0.698	0.821
Panel B					
<i>Import Tariff</i>	-0.004 (0.005)	-0.000 (0.001)	-0.003 (0.003)	0.002 (0.001)	0.019 (0.017)
<i>Gdppc2000</i> × <i>Post2001</i>	0.096** (0.038)	-0.027** (0.014)	0.004 (0.023)	0.002 (0.010)	-0.047 (0.104)
<i>Literacy2000</i> × <i>Post2001</i>	-0.702 (0.505)	-0.093 (0.167)	-0.081 (0.204)	0.064 (0.089)	0.842 (0.933)
<i>Sex-ratio2000</i> × <i>Post2001</i>	4.229** (1.646)	-1.337** (0.644)	-0.627 (0.865)	-0.280 (0.300)	-2.577 (4.163)
Observations	18 868	18 868	18 868	18 868	14 783
R-squared	0.632	0.684	0.804	0.698	0.821
Panel A 和 Panel B 共同控制的变量					
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
每个县市的时间趋势	是	是	是	是	是

注: 括号内为稳健标准误, 在县市 × 年份层面上聚集; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) 稳健性检验

1. 同趋势性检验

利用 DID 进行因果识别的前提是如果不发生“入世”冲击, 就业结构不同的地区的居民健康变化应该是平行的。为此, 进行如下的同趋势性检验: 将 2000 年和 2004 年的进口关税 $Import\ Tariff_{ct}$ 分别与 1997 年和 2000 年的健康变量相匹配 (即假设关税减让发生于 1997—2000 年间), 然后仅利用这两期数据进行 IV 回归, 考察“入世”前健康水平的变化趋势是否与“入世”后的关税变化相关。

表4汇报了检验结果（两期数据无法控制各县市不同的时间趋势）。根据第（2）—（5）列，对于城市居民体重过轻、超重、肥胖、自评健康等因变量而言， $Import\ Tariff_{it}$ 的系数均是不显著的，同时相比于表3a中的数值较小，因此满足平行性趋势，可以合理地将“入世”后各地区健康水平的变动归因于“入世”造成的关税变化。根据第（1）列结果，对于城市居民高血压而言，关税的系数在10%水平上显著为正，说明关税降低较多的地区在“入世”前表现出了高血压患病率降低的趋势，这一显著性可能是由于随机性扰动导致，同时这一系数符号和基准结果相反，因此不会影响基准结果中所估计的系数符号。以上结果说明基准回归不存在由于不同地区差异化趋势导致的伪相关问题。

表4 平行性趋势检验

变量	<i>High blood pressure</i>	<i>Underweight</i>	<i>Overweight</i>	<i>Obesity</i>	<i>Healthy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Import Tariff</i>	0.011*	-0.003	-0.001	-0.001	-0.005
	(0.006)	(0.002)	(0.008)	(0.002)	(0.005)
<i>Gdppc2000</i> × <i>Post2001</i>	-0.019	-0.018	-0.014	-0.005	-0.063
	(0.062)	(0.025)	(0.074)	(0.022)	(0.097)
<i>Literacy2000</i> × <i>Post2001</i>	0.355	0.429	-0.092	0.110	2.322**
	(0.698)	(0.279)	(0.809)	(0.171)	(1.029)
<i>Sex-ratio2000</i> × <i>Post2001</i>	-1.317	-0.128	-0.631	0.291	-1.393
	(1.577)	(0.569)	(2.119)	(0.481)	(3.007)
Observations	1 190	1 190	1 190	1 190	1 190
R-squared	0.699	0.736	0.839	0.830	0.633
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

注：括号内为稳健标准误，在县市×年份层面上聚集；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

2. 同时期其他政策的影响

（1）出口：如果中国加入WTO也伴随着中国出口关税的降低，那么基准结果就不仅是进口关税变化造成的。为了考虑可能存在的出口冲击，我们按照与构造进口关税类似的方法构造了各地区的出口关税。

（2）FDI：中国于2002年重新修订了《外商投资产业指导目录》，大幅度放宽了对外商投资的限制（Lu et al., 2017）。为了排除FDI管制方式的影响，我们利用1998—2009年的中国工业企业数据计算得到各地每年的FDI企业的数量，在回归中加以控制（Lu and Yu, 2015）。

（3）国有企业改革：20世纪90年代末到21世纪初中国发生了大范围的

国有企业改革 (Hsieh and Song, 2015), 为了控制国有企业改革可能造成的影响, 我们利用 1998—2009 年的中国工业企业数据计算每个地区国有企业占内资企业数量的比例, 在回归中加以控制 (Lu and Yu, 2015)。

表 5 的回归控制了各地相应年份的出口关税、FDI 企业数量以及国有企业占内资企业的比例。¹¹ 结果表明, 在控制了这些因素后, 进口关税的回归系数在数值大小和显著性方面都和前文基准结果保持一致。

表 5 稳健性检验: 控制同时期其他政策的影响

变量	<i>High blood pressure</i>	<i>Underweight</i>	<i>Overweight</i>	<i>Obesity</i>	<i>Healthy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Import Tariff</i>	-0.024*** (0.006)	0.002 * (0.001)	-0.012*** (0.004)	-0.004*** (0.001)	0.040*** (0.012)
<i>Gdppc2000</i> × <i>Post2001</i>	-0.091 (0.066)	0.023 (0.020)	0.022 (0.048)	-0.004 (0.017)	0.076 (0.105)
<i>Literacy2000</i> × <i>Post2001</i>	1.589** (0.776)	-0.216 (0.208)	0.715 (0.462)	0.007 (0.190)	-0.120 (1.365)
<i>Sex-ratio2000</i> × <i>Post2001</i>	-3.295 (2.451)	0.423 (0.849)	-0.557 (1.821)	-0.078 (0.614)	6.732 (4.385)
<i>Export Tariff</i>	-0.015 (0.009)	-0.002 (0.002)	0.008 (0.005)	0.004** (0.002)	0.057*** (0.014)
<i>FDI firm number</i>	-0.001 (0.001)	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.010 (0.007)
<i>SOE share</i>	-0.069 (0.186)	0.055 (0.040)	0.096 (0.112)	-0.039 (0.028)	0.305 (0.243)
Observations	5 475	5 475	5 475	5 475	3 930
R-squared	0.713	0.679	0.851	0.756	0.851
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
每个县市的时间趋势	是	是	是	是	是

注: 括号内为稳健标准误, 在县市 × 年份层面上聚集; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

此外, 我们还进行了其他稳健性检验, 包括: (1) 采用受访者汇报的过去四周患病情况来衡量健康; (2) 缩短样本时间, 只保留 2000 年和 2004 年

¹¹ 由于中国工业企业数据库“规模以上”的统计口径起始于 1998 年, 因此我们遵循文献中的做法, 在文章中不使用 1998 年之前的工业企业数据。因此表 5 中的回归只利用了 2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年调查的样本。

（“入世”前后分别一期）的平衡面板数据；（3）将进口关税计算在地级市×年份层面；（4）使用2000年全国人口普查数据构造地区就业结构。回归结果均保持高度稳健，由于篇幅限制未在文中汇报，备案。

六、作用机制分析

（一）地区劳动力市场冲击

我们首先考虑进口关税变化对就业的影响，包括个人的劳动力参与（是否工作）以及工作转换（在上一轮调查和本轮调查间是否换过工作）。根据表6第（1）、（2）列的结果，关税降低导致劳动参与率显著降低、变换工作的概率显著提高。这说明，地区性进口关税降低带来的经济冲击会对当地劳动力市场产生不利影响，带来劳动参与率的降低，以及就业机会的丧失，产生劳动力在不同企业/行业间的转换成本。接下来考虑进口关税变化对个人收入以及家庭人均收入的影响。¹²根据表6第（3）、（4）列，关税降低导致了个人和家庭人均收入的显著下降。

就业和收入被认为是决定健康的重要因素，通过影响生活水平、医疗保健、食物资源以及心理压力等发挥作用（Grossman, 1972）。研究发现，收入增加能够显著提高自我评价的主观健康水平（Case, 2004; Frijters *et al.*, 2005; 程令国和张晔, 2012）。而收入与肥胖、高血压等客观健康问题的关系则相对复杂：收入变化一方面直接改变营养水平，另一方面则会带来精神压力、疾病防治和卫生保健投入的变化。对于超重和肥胖问题而言，在美国等高收入国家，富人的肥胖率低于穷人；而在中低收入国家往往是相反的情况（Monteiro *et al.*, 2004）。Philipson and Posner（2003）和 Lakdawalla and Philipson（2009）提出的肥胖和经济发展水平的倒U形关系理论被广泛接受，并得到了实证支持（Pampel *et al.*, 2012）。关于中国的研究表明，我国不同地区、不同社会层级人群的收入-肥胖关系已经出现分化：在我国的发达地区收入越高的人肥胖率越低，在欠发达地区则相反（Tafreschi, 2015; Zhou *et al.*, 2017）。我们利用CHNS样本发现对于城市居民而言，超重、肥胖、高血压均与收入显著负相关，而对于农村居民而言，超重、肥胖与收入则是显著正相关。¹³这说明在我国城市居民中已经呈现出发达国家的收入-肥胖关系的规律。另外，对于收入与高血压的关系而言，大量研究发现，高血压等心血管疾病与心理压力显著相关（Pickering, 2001），而失业、收入减少等不利经济冲击则是精神压力的重要来源（Gardner and Oswald, 2007; Sullivan and von Wachter, 2009）。

¹² 所有收入均用所在省的CPI来平减剔除物价变动的影响。我们实际用的是收入的自然对数。

¹³ 由于篇幅限制，未在文中汇报，备案。

表6 作用渠道：劳动力市场表现

变量	<i>Labor force participation</i>	<i>Occupation changed</i>	<i>Log (individual income)</i>	<i>Log (household income per capita)</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Import Tariff</i>	0.009** (0.004)	-0.013* (0.006)	0.026* (0.014)	0.064** (0.028)
<i>Gdppc2000</i> × <i>Post2001</i>	-0.065 (0.044)	-0.037 (0.083)	0.144 (0.157)	-0.611* (0.370)
<i>Literacy2000</i> × <i>Post2001</i>	0.170 (0.448)	0.216 (0.801)	-2.323 (1.959)	4.915 (4.243)
<i>Sex-Ratio2000</i> × <i>Post2001</i>	-0.757 (1.682)	1.361 (1.415)	-9.230* (5.136)	-1.610 (16.803)
Observations	8 149	4 940	5 134	2 992
R-squared	0.931	0.500	0.996	0.989
个体固定效应	是	是	是	
家庭固定效应				是
年份固定效应	是	是	是	是
每个县市的时间趋势	是	是	是	是

注：括号内为稳健标准误，在县市×年份层面上聚集；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

(二) 饮食结构

探究进口关税对于居民消费饮食结构的影响有助于进一步理解进口关税降低导致高血压、肥胖这些与饮食生活直接相关的健康问题增加的原因。表7的第(1)–(3)列展示了城市居民饮食结构(依次为糖类油类摄入、谷物类摄入、肉禽蛋奶类摄入,单位为克/天)与进口关税的关系。可见,进口关税降低导致糖类和油类食物摄入显著提高,而对谷物、肉类食物摄入的影响不显著。

进口关税降低虽然导致了实际收入减少,但同时也明显降低了食品饮料行业的进口价格和国内价格(Drewnowski *et al.*, 2010),消费者能够以更低的价格购买这些产品,从而对饮食结构产生上述影响(Stuckler *et al.*, 2012; Ural Marchand, 2017)。由于高脂肪、高糖分等不健康饮食习惯是造成肥胖、高血压等问题的重要因素(WHO, 2003),结合这部分分析我们认为饮食结构的变化也是进口关税变化影响居民高血压、肥胖问题的重要因素。

表 7 作用渠道：饮食结构、环境污染

变量	Log (sugar and oil consumption)	Log (grain consumption)	Log (meat and milk consumption)	PM2.5
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Import Tariff</i>	-0.035** (0.016)	-0.008 (0.010)	0.004 (0.020)	-0.448 (0.356)
<i>Gdppc2000</i> × <i>Post2001</i>	-0.188 (0.169)	0.086 (0.128)	0.214 (0.237)	1.327 (1.567)
<i>Literacy2000</i> × <i>Post2001</i>	1.295 (1.537)	-1.171 (1.612)	-0.559 (2.409)	-16.719 (18.948)
<i>Sex-Ratio2000</i> × <i>Post2001</i>	-9.773 (8.049)	3.000 (4.419)	6.301 (9.591)	-185.003*** (71.409)
Observations	7 792	7 792	7 792	552
R-squared	0.463	0.998	0.981	0.992
个体固定效应	是	是	是	
城市固定效应				是
年份固定效应	是	是	是	是
每个县市的时间趋势	是	是	是	是

注：括号内为稳健标准误，在县市×年份层面上聚集；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

（三）环境污染

表 7 第（4）列汇报了 1998—2009 年间进口关税变化对 CHNS 调查城市空气污染的影响。由于早期中国官方公布的污染指标涵盖地区相对较少，本文使用 PM2.5 浓度（微克/立方米）来衡量城市的空气污染情况。¹⁴我们发现进口关税降低导致了所在城市 PM2.5 浓度的相对提高，但在统计意义上却是不显著的。因此，无法将环境污染作为进口关税影响健康的一个主要机制。

综合以上分析，我们认为地区劳动力市场冲击和饮食结构变化是加入 WTO 带来的进口关税降低影响居民健康的重要渠道。

七、异质性分析

（一）地区劳动力市场的流动性

贸易自由化的这种地区间差异性影响与经典的 Heckscher-Ohlin 模型的推

¹⁴ PM2.5 数据来自美国国家航空和航天局（NASA）的“Global Annual PM2.5 Grids from MODIS, MISR and SeaWiFS Aerosol Optical Depth (AOD) with GWR, v1 (1998-2016)”数据库。

论是背离的,其中的原因在于现实中劳动力在地区之间缺乏流动性 (Topalova, 2010; Dix-Carneiro and Kovak, 2017)。因此,一个自然的猜想是随着区域性劳动力市场的流动性提高,人们越有可能通过跨地区流动来“对冲”进口冲击对就业和收入的影响,贸易自由化对健康的地区间差异性影响越小。

为了分析这一异质性影响,引入劳动力市场流动性变量,数据来自樊纲等(2010)编制的中国市场化指数报告中的“劳动力的流动性”指标。根据样本省份劳动力流动性指标的中位数定义高劳动力流动 (*High_Mobility*) 和低流动性 (*Low_Mobility*) 两类省份,然后分别构造表征上述两类省份的虚拟变量与进口关税的交乘项—— $Import\ Tariff_{ct} \times High_Mobility_{province}$ 与 $Import\ Tariff_{ct} \times Low_Mobility_{province}$, 其对应的工具变量分别为 $Tariff_pre2001_c \times Post2001_t \times High_Mobility_{province}$ 与 $Tariff_pre2001_c \times Post2001_t \times Low_Mobility_{province}$ 。

根据表8,对于劳动力市场流动性较高的省份而言,关税变化对居民健康的影响系数较小,并且在统计意义上不显著;相比之下,对于劳动力市场流动性较低的省份而言,关税降低对于居民的一系列健康指标均具有非常显著的不利影响。

表8 异质性分析:省份劳动力市场流动性

变量	<i>High blood pressure</i>	<i>Underweight</i>	<i>Overweight</i>	<i>Obesity</i>	<i>Healthy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Import\ Tariff \times High\ Mobility$	-0.018 (0.012)	0.001 (0.003)	-0.012 (0.009)	-0.001 (0.003)	0.011 (0.017)
$Import\ Tariff \times Low\ Mobility$	-0.023*** (0.006)	0.001 (0.002)	-0.013** (0.005)	-0.003* (0.002)	0.027** (0.012)
$Gdppc2000 \times Post2001$	-0.070 (0.062)	0.019 (0.018)	0.031 (0.043)	-0.013 (0.015)	0.016 (0.102)
$Literacy2000 \times Post2001$	1.324 (0.923)	-0.228 (0.268)	0.373 (0.583)	-0.026 (0.221)	0.222 (1.445)
$Sex-ratio2000 \times Post2001$	-2.683 (2.655)	-0.005 (0.809)	-1.067 (1.867)	-0.540 (0.687)	4.177 (4.227)
Observations	7 181	7 181	7 181	7 181	5 643
R-squared	0.696	0.656	0.837	0.731	0.838
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
每个县市的时间趋势	是	是	是	是	是

注:括号内为稳健标准误,在县市×年份层面上聚集;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

(二) 个体受教育水平

为了考察进口关税对健康的影响在个体受教育水平维度的异质性，根据加入 WTO 前受访者的受教育水平定义了受教育水平较高者 *High_Educ*（高中及以上学历）和受教育水平较低者 *Low_Educ*（高中以下学历）。根据表 9，相比于受教育水平较高的居民而言，进口关税下降对受教育水平较低的居民的一系列健康指标的影响更为强烈。

表 9 异质性分析：受教育水平

变量	<i>High blood pressure</i>	<i>Underweight</i>	<i>Overweight</i>	<i>Obesity</i>	<i>Healthy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Import Tariff</i> × <i>High_Educ</i>	-0.017** (0.008)	-0.000 (0.002)	-0.013** (0.006)	-0.001 (0.002)	0.024* (0.013)
<i>Import Tariff</i> × <i>Low_Educ</i>	-0.028*** (0.008)	0.001 (0.002)	-0.012* (0.007)	-0.006** (0.002)	0.031*** (0.012)
<i>Gdp</i> 2000 × <i>Post</i> 2001	-0.078 (0.063)	0.020 (0.018)	0.031 (0.043)	-0.011 (0.017)	0.038 (0.102)
<i>Literacy</i> 2000 × <i>Post</i> 2001	1.839** (0.811)	-0.263 (0.230)	0.372 (0.474)	0.115 (0.205)	-0.509 (1.263)
<i>Sex-ratio</i> 2000 × <i>Post</i> 2001	-2.428 (2.433)	-0.129 (0.731)	-0.399 (1.614)	-0.471 (0.635)	2.393 (3.837)
Observations	7 087	7 087	7 087	7 087	5 549
R-squared	0.695	0.656	0.838	0.730	0.838
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
每个县市的时间趋势	是	是	是	是	是

注：括号内为稳健标准误，在县市×年份层面上聚集；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

可能的原因在于：从劳动力市场冲击的角度而言，受教育水平与劳动者技能直接相关。已有研究表明贸易自由化提高了中国企业的生产率和技能溢价 (Brandt *et al.*, 2017; Han *et al.*, 2012)，因此进口关税下降虽然通过降低产品价格压低了劳动者收入，但也可以通过企业生产率与高技能劳动者的互补效应增加高技能劳动者收入，抵消产品价格渠道的影响 (戴觅等, 2019)；此外，高技能劳动者往往比低技能劳动者有更强的流动性 (Pissarides and Wadsworth, 1989; Amior, 2015)，在面对不利的劳动力市场冲击时，高技能劳动者更有可能流动到其他地区和行业，减少就业和收入受到的影响。

从饮食结构的角度而言,受教育水平较高的人群更可能拥有关于合理膳食的知识,当进口贸易自由化带来食品价格变化时,受教育水平较高的人群能够保持合理的饮食结构,因此其健康状况受关税变化的影响较小。为了佐证这一推断,我们还根据个体是否拥有合理膳食知识进行了异质性分析,发现相比于具备合理膳食知识的人而言,关税变化对超重和肥胖的影响在不具备合理膳食知识的人群中更为强烈。¹⁵

八、结 语

本文借助中国加入WTO的自然实验,分析贸易自由化带来的地区性进口冲击对于居民健康的影响。结果表明,贸易自由化带来的进口保护减少会显著提高城市居民高血压、肥胖、超重等健康问题的发生率,显著降低城市居民自我汇报的主观健康水平,而对于农村居民的上述健康指标则没有显著影响。在经过同趋势性检验、控制同时期其他因素的影响后,结果保持稳健。进一步地,我们发现关税降低会导致城市居民的劳动力供给减少、工作转换增加、个人和家庭收入减少,同时对油类和糖类的消费增加,这些是贸易自由化影响居民上述健康指标的重要机制。

本文的发现具有重要的政策含义。本文研究表明,对外贸易政策的制定需要充分考虑其对不同地区的差异性影响。由于不同地区禀赋条件不同,在对外贸易等政策调整中所受到的影响存在差异。因此,国家需要及时出台有针对性的公共卫生和健康政策,来应对地区性的负面经济冲击对于居民健康的影响。从长远来看,一方面,应该加快户籍制度改革,打破阻碍劳动力流动的制度性因素,促进劳动力在不同行业和地区的充分流动;另一方面,需要不断提升劳动者技能和受教育水平,加强膳食知识教育与宣传工作,引导人们建立正确的膳食观念,合理膳食,保持健康的饮食结构,从而应对贸易冲击与经济结构变化对健康造成的不利影响。

参 考 文 献

- [1] Adda, J., J. Banks, and H. M. von Gaudecker, "The Impact of Income Shocks on Health: Evidence from Cohort Data", *Journal of the European Economic Association*, 2009, 7 (6), 1361-99.
- [2] Amior, M., "Why Are Higher Skilled Workers More Mobile Geographically?: The Role of The Job Surplus", *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, 2015, 1338.
- [3] Anukriti, S., and T. J. Kumler, "Women's Worth: Trade, Female Income, and Fertility in India", *Economic Development and Cultural Change*, 2019, 67 (3), 687-724.
- [4] Bai, L., B. Handel, E. Miguel, and G. Rao, "Self-Control and Demand for Preventive Health Evi-

¹⁵ 由于篇幅限制,回归结果未在文中汇报,备索。

- dence from Hypertension in India”, *Review of Economics and Statistics*, 2017, 1-55.
- [5] Bloom, D. E., and D. Canning, “The Health and Wealth of Nations”, *Science*, 2000, 287 (18), 1207-09.
- [6] Bombardini, M., and B. Li, “Trade, Pollution and Mortality in China”, *NBER Working Paper*, 2016, 22804.
- [7] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *American Economic Review*, 2017, 107 (9), 2784-820.
- [8] Case, A., “Does Money Protect Health Status? Evidence from South African Pensions”, In: Wise, D. A. (eds.), *Perspectives on the Economics of Aging*. Chicago: University of Chicago Press, 2004, 287-312.
- [9] 程令国、张晔, “‘新农合’: 经济绩效还是健康绩效?”, 《经济研究》, 2012 年第 1 期, 第 120—133 页。
- [10] Cutler, D., A. Deaton, and A. Lleras-Muney, “The Determinants of Mortality”, *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20 (3), 97-120.
- [11] Dai, M., W. Huang, and Y. Zhang, “How Do Households Adjust to Trade Liberalization: Evidence from China’s WTO Accession”, *IZA DISCUSSION PAPER SERIES*, 2018.
- [12] 戴觅、张轶凡、黄炜, “贸易自由化如何影响中国区域劳动力市场?”, 《管理世界》, 2019 年第 6 期, 第 56—69 页。
- [13] Deaton, A., and C. Paxson, “Mortality, Education, Income, and Inequality among American Cohorts”, *NBER Working Paper*, 1999, 7140.
- [14] Dix-Carneiro, R., and B. K. Kovak, “Trade Liberalization and Regional Dynamics”, *American Economic Review*, 2017, 107 (10), 2908-46.
- [15] Dix-Carneiro, R., R. R. Soares, and G. Ulyssea, “Economic Shocks and Crime: Evidence from the Brazilian Trade Liberalization”, *American Economic Journal-Applied Economics*, 2018, 10 (4), 158-95.
- [16] Drewnowski, A., A. S. Hanks, and T. G. Smith, “International Trade, Food and Diet Costs, and the Global Obesity Epidemic”, In: Hawkes C., C. Blouin, S. Henson, N. Drager, and L. Dubé (eds.), *Trade, Food, Diet and Health: Perspectives and Policy Options*. Oxford, Wiley Blackwell, 2010, 77-90.
- [17] Edmonds, E. V., N. Pavcnik, and P. Topalova, “Trade Adjustment and Human Capital Investments: Evidence from Indian Tariff Reform”, *American Economic Journal-Applied Economics*, 2010, 2 (4), 42-75.
- [18] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏, 《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程报告》。北京: 经济科学出版社, 2010 年。
- [19] Frijters, P., J. P. Haisken-DeNew, and M. A. Shields, “The Causal Effect of Income on Health: Evidence from German Reunification”, *Journal of Health Economics*, 2005, 24 (5), 997-1017.
- [20] Gardner, J., and A. J. Oswald, “Money and Mental Wellbeing: A Longitudinal Study of Medium-Sized Lottery Wins”, *Journal of Health Economics*, 2007, 26 (1), 49-60.
- [21] Goldberg, P. K., and N. Pavcnik, “Distributional Effects of Globalization in Developing Countries”, *Journal of Economic Literature*, 2007, 45 (1), 39-82.
- [22] Grossman, M., “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2), 223-55.
- [23] Han, J., R. Liu, and J. Zhang, “Globalization and Wage Inequality: Evidence from Urban China”, *Journal of International Economics*, 2012, 87 (2), 288-97.

- [24] Hsieh, C. T., and Z. Song, "Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2015, 295-366.
- [25] 黄洁萍、尹秋菊, "社会经济地位对人口健康的影响——以生活方式为中介机制", 《人口与经济》, 2013 第 3 期, 第 26—34 页。
- [26] Imbens, G. W., and J. M. Wooldridge, "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47 (1), 5-86.
- [27] Kovak, B. K., "Regional Effects of Trade Reform: What Is the Correct Measure of Liberalization?", *American Economic Review*, 2013, 103 (5), 1960-1976.
- [28] Lakdawalla, D., and T. Philipson, "The Growth of Obesity and Technological Change", *Economics and Human Biology*, 2009, 7, 283-293.
- [29] Lang, M., T. C. McManus, and G. Schaur, "The Effects of Import Competition on Health in the Local Economy", *Health Economics*, 2018, 28 (1), 44-56.
- [30] Li, B., "Export Expansion, Skill Acquisition and Industry Specialization: Evidence from China", *Journal of International Economics*, 2018, 114, 346-61.
- [31] 李建新、夏翠翠, "社会经济地位对健康的影响: '收敛' 还是 '发散' ——基于 CFPS 2012 年调查数据", 《人口与经济》, 2014 年第 5 期, 第 42—50 页。
- [32] 李强、臧文斌, "父母外出对留守儿童健康的影响", 《经济学》(季刊), 2010 年第 10 卷第 1 期, 第 341—360 页。
- [33] 李琴、雷晓燕、赵耀辉, "健康对中国中老年人劳动供给的影响", 《经济学》(季刊), 2014 年第 13 卷第 3 期, 第 917—938 页。
- [34] Liu, H., and Z. Zhao, "Parental Job Loss and Children's Health: Ten Years after the Massive Layoff of the SOEs' Workers in China", *China Economic Review*, 2014, 31, 303-19.
- [35] Liu, Q., and Y. Lu, "Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-Added Tax Reform", *Journal of International Economics*, 2015, 97 (2), 392-403.
- [36] Lu, Y., Z. G. Tao, and L. M. Zhu, "Identifying FDI Spillovers", *Journal of International Economics*, 2017, 107, 75-90.
- [37] Lu, Y., and L. H. Yu, "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4), 221-53.
- [38] 毛其淋、盛斌, "贸易自由化与中国制造业企业出口行为: '入世' 是否促进了出口参与?", 《经济学》(季刊), 2014 年第 13 卷第 2 期, 第 647—674 页。
- [39] McManus, T. C., and G. Schaur, "The Effects of Import Competition on Worker Health", *Journal of International Economics*, 2016, 102, 160-72.
- [40] Monteiro, C., E. Moura, W. Conde, and B. Popkin, "Socioeconomic Status and Obesity in Adult Populations of Developing Countries: A Review", *Bulletin of the World Health Organization*, 2004, 82, 940-946.
- [41] Pampel, F. C., J. T. Denney, and P. M. Krueger, "Obesity, SES, and Economic Development: A Test of the Reversal Hypothesis", *Social Science and Medicine*, 2012, 74, 1073-1081.
- [42] Philipson, T., and R. Posner, "The Long-Run Growth in Obesity as a Function of Technological Change", *Perspectives in Biology and Medicine*, 2003, 46, 87-107.
- [43] Pickering, T. G., "Mental Stress as a Causal Factor in the Development of Hypertension and Cardiovascular Disease", *Current Hypertension Reports*, 2001, 3 (3), 249-254.
- [44] Pierce, J. R., and P. K. Schott, "Trade Liberalization and Mortality: Evidence from U. S. Counties", *NBER Working Paper*, 2016, 22849.
- [45] Pissarides, C., and J. Wadsworth, "Unemployment and the Inter-Regional Mobility of Labour",

- Economic Journal*, 1989, 99 (397), 739-755.
- [46] Ruhm, C. J., "Are Recessions Good for Your Health?", *The Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115 (2), 614-650.
- [47] Ruhm, C. J., "Good Times Make You Sick", *Journal of Health Economics*, 2003, 22 (4), 637-58.
- [48] Ruhm, C. J., "Healthy Living in Hard Times", *Journal of Health Economics*, 2005, 24 (2), 341-63.
- [49] Ruhm, C. J., "Recessions, Healthy No More?", *Journal Health Economics*, 2015, 42, 17-28.
- [50] Snyder, S. E., and W. N. Evans, "The Effect of Income on Mortality: Evidence from the Social Security Notch", *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88 (3), 482-95.
- [51] Strauss, J., and D. Thomas, "Health over the Life Course", *Handbook of Development Economics*, 2008, 4 (7), 3375-3474.
- [52] Stuckler, D., M. Mckee, S. Ebrahim, and S. Basu, "Manufacturing Epidemics: The Role of Global Producers in Increased Consumption of Unhealthy Commodities Including Processed Foods, Alcohol, and Tobacco", *Plos Medicine*, 2012, 9 (6), e1001235.
- [53] Sullivan, D., and T. von Wachter, "Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (3), 1265-306.
- [54] Tafreschi, D., "The Income Body Weight Gradients in the Developing Economy of China", *Economics and Human Biology*, 2015, 16, 115-134.
- [55] Topalova, P., "Trade Liberalization, Poverty and Inequality: Evidence from Indian Districts", In: Harrison, A. (eds.), *Globalization and Poverty*. Chicago: University of Chicago Press, 2007, 291-336.
- [56] Topalova, P., "Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India", *American Economic Journal-Applied Economics*, 2010, 2 (4), 1-41.
- [57] Ural Marchand, B., "How Does International Trade Affect Household Welfare?", *IZA World of Labor*, 2017.
- [58] World Health Organization, "Joint WHO/FAO Expert Report on Diet, Nutrition and the Prevention of Chronic Diseases: Executive Summary", *Food and Nutrition Bulletin*, 2003, 24 (3), 285-286.
- [59] 吴晓瑜、李力行, "城镇化如何影响了居民的健康", 《南开经济研究》, 2014年第6期, 第58—73页。
- [60] 余森杰, "加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据", 《经济学》(季刊), 2011年第10卷第4期, 第1251—1280页。
- [61] 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", 《经济学》(季刊), 2015年第14卷第4期, 第1611—1630页。
- [62] Zhao, L., F. Wang, and Z. Zhao, "Trade Liberalization and Child Labor in China", *IZA Discussion Paper Series*, 2016.
- [63] Zhou, M., X. Feng, J. Yong, Y. Li, M. Zhang, and A. Page, et al., "Lifting the Lid on Geographic Complexity in the Relationship between Body Mass Index and Education in China", *Health & Place*, 2017, 46, 1-5.

How Does Trade Liberalization Affect People's Health? —Evidence from China's Accession into WTO

MING-ANG ZHANG*

(Central University of Finance and Economics)

Abstract This research analyses the effect of regional import shock induced by trade liberalization on people's health, using China's accession into WTO as a natural experiment. The empirical results based on the difference-in-differences model show that urban people in regions with larger import tariff reduction experience significant increase of the occurrence of high blood pressure, overweight and obesity and significant decrease of self-reported health. Potential mechanisms including local labor market shock and diet are explored, and it is revealed that import tariff reduction leads to reduced labor force participation, increased job switching, reduced income, and increased consumption of carbohydrate and oil food. The negative effect is stronger for people in provinces with less mobile labor market and people with lower education.

Keywords trade liberalization, health, WTO

JEL Classification F13, F16, I18

* Corresponding Author: Ming-ang Zhang, School of Public Finance and Taxation, Central University of Finance and Economics, Shahe University Park, Changping District, Beijing, 102206, China; Tel: 86-18811328599; E-mail: zma_econ@126.com.