

# 贸易政策不确定性何以影响个体健康?

## ——来自 CHNS 数据的经验证据

周默涵 薛浩婷 唐学朋 余林徽

### 目录

附录 I Bartik IV 的合理性 .....	2
附录 II 稳健性检验 .....	4
附录 III 异质性效应 .....	9
参考文献 .....	12

## 附录 I Bartik IV 的合理性

本文的研究设计似乎更自然地可以被解释为反映了地区之间对共同冲击的不同暴露 (“reflecting differential exogenous exposure to common shocks”)。因此，我们现在的 identification 等同于用 share 来做 IV 的 GMM，为了为这一点提供证据，我们严格依照了 Goldsmith-Pinkham et al. (2020) 的步骤来验证 Bartik IV 的合理性。

我们计算了 Rotemberg Weights 以探知各个行业在地区层面贸易政策不确定性（反事实关税之差）的 variation 中的重要程度。表 I 1 展示了 Rotemberg Weights 排在前 10 的行业，不难看出，排在前两位的是纺织品、服装和其他纤维制品，并且与后面的行业拉开了较大的差距。而这与 Khanna et al. (2023) 所计算的 Rotemberg Weights 结果是极为相似的。劳动密集型的纺织和服饰业是最容易受到影响的行业。因此，由于贸易政策不确定性消除而扩大的产业多为技能较低的劳动密集型，因此贸易政策不确定性消除可能带来的负面健康影响可能在低技能产业中更为突出，而这也与本文异质性检验结论相一致。接着，我们检验初始年份不同行业就业份额在不同地区的比重的外生性。根据 Goldsmith-Pinkham et al. (2020) 提出的方法，检验了行业 share 和可能影响被解释变量的因素之间的关系，将 1990 年 Rotemberg Weights TOP 10 的就业份额对协变量进行回归（最后一行为 Bartik instrument 的回归结果），下表 I 2 汇报了回归结果的 R 方。不难看出，较低的 R 方说明了控制变量只解释了份额的 variation 中的很小一部分，这个结果在一定程度上缓解了我们对于 share 外生性的担忧，即我们的初始 share 不会通过其他渠道影响被解释变量。

表 I 1 Rotemberg Weights by Industry, Top 10

<b>ind_2digit_codes</b> <i>(GB 4754-84)</i>	<b>industry</b>	<b>Rotemberg Weight</b>
22	Textiles	1.738138
24	Garments and Other Fiber Products	0.310009
56	Transport Equipment	0.08478
63	Instruments, Meters, Cultural and Office Machinery	0.072992
4	Animal Husbandry	0.058122
25	Leather, Furs, Down and Related Products	0.057174
30	Cultural, Educational and Sports Goods	0.052355
48	Smelting and Pressing of Ferrous Metals	0.038053
27	Furniture Manufacturing	0.03746
29	Printing and Record Medium Reproduction	0.0264518

表 12 Relationship between industry shares and characteristics, Top 10

<b>ind_2digit_codes</b> <i>(GB 4754-84)</i>	<b>industry</b>	<b>R-squared</b>
22	Textiles	0.062
24	Garments and Other Fiber Products	0.116
56	Transport Equipment	0.039
63	Instruments, Meters, Cultural and Office Machinery	0.029
4	Animal Husbandry	0.036
25	Leather, Furs, Down and Related Products	0.069
30	Cultural, Educational and Sports Goods	0.028
48	Smelting and Pressing of Ferrous Metals	0.206
27	Furniture Manufacturing	0.058
29	Printing and Record Medium Reproduction	0.032
	Bartik	0.1056

## 附录 II 稳健性检验

### 1.地区内部相关性问题

在基准回归中我们控制了个体固定效应，然而，尽管我们在回归中控制了影响个体健康的主要因素，但仍然无法彻底解决被解释变量和核心解释变量可能均受一些地区特征影响的困扰。换言之，在各个地区内部的不同个体的健康水平之间可能存在相关性，结果可能受到影响。因此我们控制了区域固定效应，并且将误差项聚类在了区域-年份层面。表 II 1 报告了我们的回归结果，显然，回归的结果依旧是稳健的。

另外，由控制变量的回归结果可以看出，女性工人比男性工人更容易生病或受伤。受教育水平越高，患病/受伤的概率也越低。随着年龄的增长，患病/受伤概率也随之增长。同样地，疾病史也对个体健康状况具有不利的影响。而公有制单位的工人患病概率则更低。

表 II 1 贸易政策不确定性对健康的影响：考虑地区内部相关性问题

	(1)	(2)	(3)	(4)
Post <sub>t</sub> ×TPU <sub>c</sub>	0.021*** (0.005)	0.016*** (0.005)	0.011* (0.006)	0.011* (0.006)
Gender		-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
Education		-0.002*** (0.0003)	-0.002*** (0.0003)	-0.002*** (0.0003)
Age		-0.001*** (0.0003)	-0.001*** (0.0003)	-0.001*** (0.0003)
Age square		0.00004*** (0.0000)	0.00004*** (0.0000)	0.00004*** (0.0000)
Disease history		0.169*** (0.006)	0.172*** (0.006)	0.172*** (0.006)
Occupation type		-0.009*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.008*** (0.003)
Input tariff*post			0.0005 (0.006)	0.0001 (0.006)
Output tariff*post			0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
Sars				0.001 (0.001)
_cons	0.102*** (0.002)	0.088*** (0.004)	0.079*** (0.007)	0.079*** (0.007)
Community fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	102964	102943	98472	98472
R-squared	0.043	0.097	0.098	0.098

注：所有回归都包括区域固定效应和年份固定效应。第(1)列仅对核心解释变量进行回归，第(2)列添加了一组个体的特性作为附加控制变量。第(3)列进一步控制这一时期其他政策冲击，即关税减免。第(4)列在第(3)列基础上控制了2003年“非典”事件。括号中是聚类在区域-年份层面的稳健标准误。\*\*\*, \*\*, \*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

## 2. 劳动力流动问题

已有研究发现贸易不确定的下降会导致地区之间的劳动力流动 (Facchini et al., 2019), 人口迁移的决策可能导致样本选择问题。因此我们剔除了那些样本期间所在地发生改变的个体的样本。如表 II 2 第 (2) 列所示, 样本回归观测值数量从原来的 97941 下降到 91937, 改变过地址的样本仅占 6.13%, 结果未受到影响。此外, 工人进入或者退出考察样本的问题可能会使得贸易自由化政策前后, 控制组和处理组的人员构成发生变化, 对识别的合理性造成威胁, 故我们在第 (3) 列仅保留那些所有时期均存在于样本中的个体进行回归, 结论与前文一致。

表 II 2 贸易政策不确定性对健康的影响: 考虑劳动力流动问题

	(1)	(2)	(3)
$Post_t \times TPU_c$	0.008* (0.005)	0.010** (0.005)	0.022** (0.010)
Control variables	Yes	Yes	Yes
Individual fixed effects	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes
Obs.	98486	91937	13728
R-squared	0.036	0.036	0.054

注: 第 (1) 列为基准回归结果, (2)、(3) 列分别是剔除了所在地发生改变和非全时段存活的个体后的回归结果。\*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

## 3. 其他国内政策因素

考虑到 2003 年开始的新农合也可能是贸易自由化的混杂效应, 由于个体是否拥有“农村新型合作医疗”保险这一变量在 2006 年及之前的问卷中仅被表述为“合作医疗”, 因此我们参考 Lei and Lin (2009), 进一步对该地区是否已开展新农合项目进行了识别。只有当地区展开新农合并且个体参加了合作医疗才会被认为参与了新农合。此外, 根据规定新农合以家庭为单位投保, 因此只要家庭中有任何一名成员参加了新农合项目, 则认为该家庭所有成员都参加了新农合。据此我们构建了县级层面的新农合参与率并纳入控制, 如表 II 3 列 (2) 所示, 回归结果与我们原来的基本一致。

另一方面, 20 世纪 90 年代中后期国有企业改革带来的下岗潮让许多下岗工人失去了医疗保障, 而涌现的非公有制企业并未向其员工提供医疗保险。此外, 国家层面将医疗保险制度从“国家—单位医疗保险制度”转向城镇职工基本医疗保险, 与过去的高水平医疗保障不同, 后者强调“低水平、广覆盖、双方负担”。为了排除这一变化带来的影响, 我们在列 (3) 中加以控制了个体层面具体医疗保险类型, 即是否拥有公费/劳保医疗; 城镇职工或城镇居民医疗保险和农村新型合作医疗, 结果与我们原来的基本一致。

同一时期国内还经历了国有企业改革、高等教育扩招等发展过程, 这些政策及相关经济增长变化均可能潜在影响目前的结果。据此我们依次控制了市级人均 GDP、各省份的国有经济全部职工人数、各个地市的高等学校在校学生数, 结果分别在 (4) 至 (6) 中展示, 本文结论依旧稳健。

2001年后，中国小城镇户籍制度改革全面推进，使更多农村户籍人口迁移到城市，城乡移民可能对城镇劳动力的健康产生影响，故我们参照 Fan (2019)，利用其构建的 1997-2010 年地级市层面户口改革指数数据，作为我们新的控制变量加以纳入回归，结果在表 II 3 列 (7) 展示，我们的核心解释变量依旧是显著的。

表 II 3 控制国内政策：新农合、具体医保类型、经济增长、国企改革、高校扩招、户籍改革

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Post_t \times TPU_c$	0.008*	0.014***	0.014***	0.019***	0.023***	0.034***	0.012*
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.007)	(0.009)	(0.007)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	98486	98486	90647	78577	71175	49158	59579
R-squared	0.036	0.037	0.039	0.035	0.037	0.036	0.038

注：第 (1) 列为基准回归结果，(2) - (7) 列分别是控制新农合政策、具体医疗保险类型、经济增长、国企改革政策、高等教育扩招、户籍改革政策后的回归结果。\*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

#### 4. 不确定替代指标与其他贸易政策

参照 Facchini et al.(2019)，本文利用 2000 年的海关数据，通过数据库中所提供的单位地址、邮编、电话（含有区号信息）、传真等企业信息，综合整理确定了每条企业-产品观测值的城市所在地信息，然后以中国对美国出口额作为权重，把产品层面的关税差额加权构建出城市层面的贸易不确定性指标，以此作为核心解释变量作一个稳健性检验。表 II 4 列 (2) 是我们用新的不确定性指标进行回归的结果，结论并未受到影响。

表 II 4 使用不确定性的替代指标与控制其他贸易政策

	(1)	(2)	(3)
$Post_t \times TPU_c$	0.008*	0.033**	0.017**
	(0.005)	(0.017)	(0.008)
MFA			-0.487**
			(0.190)
License			0.020
			(0.044)
Export_rate			0.059
			(0.036)
Control variables	Yes	Yes	Yes
Individual fixed effects	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes
Obs.	98486	109339	41934
R-squared	0.036	0.036	0.036

注：第 (1) 列为基准回归结果。\*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

同一时期的其他贸易政策可能与贸易不确定性相关，继而影响健康。参照 Facchini et al. (2019)，我们控制了同时期一系列其他贸易政策可能造成的干扰效应，把 1999 年的各地市的 MFA、出口许可、出口关税、进口关税的水平值乘以 2001 年年份虚拟变量，然后

纳入回归，同时我们也控制了市级人均 GDP，各省份的国有经济全部职工人数，各地市的高等学校在校学生数。回归结果如 II 4 列 (3) 所示，考虑了这些政策干扰因素后，我们的关键变量的估计结果并未发生显著变化，说明我们的主要结论不受以上这些干扰因素的影响。

### 5.其他健康替代指标

CHNS 中还提供了个体在过去四周内的其他具体疾病症状的信息。<sup>①</sup>本文分别对其进行回归，以研究不确定性消除对健康的具体影响。回归的结果显示，贸易政策不确定性的消除对心脏病、心口痛这一症状有比较显著的影响，如表 II 5。这一方面验证了贸易政策不确定性下降不利于个体健康这一结论；另一方面，前沿医学研究已证明长时间的工作对心血管健康有害 (Virtanen et al., 2018)，也会导致冠心病复发风险的大大增高 (Trudel et al., 2021)。换言之，贸易政策不确定性的下降有可能通过增加工作时长这一机制导致健康恶化。在后文中我们将对此作进一步研究。

表 II 5 贸易政策不确定性对健康的影响：过去四周内的其他症状

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Post_t \times TPU_c$	0.019*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.014*** (0.005)	0.013** (0.006)	0.011* (0.006)
Control variables	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	No	No	No
Community FE	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	57390	57343	55372	57390	50911	49154
R-squared	0.004	0.007	0.008	0.026	0.057	0.057

注：所有回归都包括年份固定效应。前三列控制个体固定效应，稳健标准误聚类在个体层面；后三列控制区域固定效应，稳健标准误聚类在区域-年份层面。第(1)、(4)列仅对核心解释变量进行回归，第(2)、(5)列添加了一组个体的特性作为附加控制变量。第(3)、(6)列进一步控制这一时期其他政策或事件冲击，即关税减免和非典事件。括号中是稳健标准误。\*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

为了更全面地衡量样本中的个体的健康状况，除了前文所用的短期指标外，本文还将调查问卷中有关病史的各项细分的诊断信息作为被解释变量进行回归，表 II 6 汇报了我们的结果。若在七种疾病中，个体被诊断为患有其中任意一种疾病，我们则认为个体患有慢性病。从第 (1) 列和第 (4) 列的结果可以看出，加入 WTO 之后的贸易政策不确定性消除，提高了个体罹患慢性病的概率。针对具体的病种而言，个体患高血压 (第 (2)、(5) 列) 和糖尿病 (第 (3)、(6) 列) 的概率显著上升，并且均通过了 1% 的显著性水平检验。这进一步证明了我们的结果是稳健的。无论是使用个体过去四周内的身体症状这样的短期指标，还是使用个体罹患的慢性疾病这样的长期指标，均发现贸易政策不确定性下降显著地危害了个体的身体健康。

<sup>①</sup> 主要包括 (1) 过去四周是否发烧、咽喉痛、咳嗽；(2) 腹泻；(3) 胃痛；(4) 哮喘；(5) 头痛、眩晕；(6) 关节、肌肉酸痛；(7) 皮疹、皮炎；(8) 眼、耳疾病；(9) 心脏病、心口痛。

表 11.6 贸易政策不确定性对健康的影响：各类慢性疾病

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Disease	Blood	Diabetes	Disease	Blood	Diabetes
Post <sub>t</sub> ×TPU <sub>c</sub>	0.032*** (0.005)	0.029*** (0.005)	0.009*** (0.003)	0.036*** (0.005)	0.025*** (0.004)	0.010*** (0.003)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	No	No	No
Community FE	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	97941	78440	64392	79531	77518	63545
R-squared	0.084	0.064	0.013	0.168	0.142	0.052

注：所有回归都包括全套控制变量(包括个体特征、进口关税减免政策和非典事件)和年份固定效应。前三列控制个体固定效应，稳健标准误聚类在个体层面；后三列控制区域固定效应，稳健标准误聚类在区域-年份层面。括号内是稳健标准误。\*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

## 附录 III 异质性效应

### 1. 国企密集程度

不同类型的企业的劳动保障程度各异，因此本文利用工企数据库计算 2001 年各地市的国企数量占有所有企业数量之比，并将大于国企比中位数的城市视为国企密集地区。表 III1 三重交叉项的系数显著为负表明国企密集地区的不确定性下降导致患病概率下降，个体健康趋于改善，而贸易政策不确定性下降给劳动力带来的负面效应主要来源于国企不密集地区。

与国企密集地区相比，民营、外资企业密集的地区在面临不确定性下降带来的外需增加时，对个体健康的保障更弱。这一方面可能是由于国企更为严格地落实国家劳动法律法规，在劳动时长方面的执行更为规范，劳动力的权益更受到保障。另一方面，这样的正面劳资关系可能给当地带来了积极的溢出效应，国企密集地区保障劳动力权益方面的意识会更强。与之相比，民营外资企业在面临扩大的需求时，往往忽视国家劳动法律法规问题，导致超时工作，对个体健康造成严重威胁。另一种可能是贸易政策不确定性实际上具有两个效应，一个是正向效应，即当贸易政策不确定性降低时，工人收入增加，可能带来健康水平上升；另外一个为负向效应，即由于劳动强度上升，导致健康程度下降。而国企和私企结果相反且都显著，从侧面说明了这两个效应同时的存在，并且国企中正向效应占优，在私企中则相反，因而导致了我们的结果。

表 III 1 贸易政策不确定性对健康影响的异质性检验：国企密集度

	(1)	(2)
$Post_t \times TPU_c$	0.018*** (0.005)	0.020** (0.008)
$Post_t \times TPU_c \times SOE$	-0.032*** (0.009)	-0.032*** (0.012)
Control variables	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Individual FE	Yes	No
Community FE	No	Yes
Obs.	97941	79531
R-squared	0.037	0.103

注：所有回归都包括全套控制变量(包括个体特征、进口关税减免政策和非典事件)和年份固定效应。奇数列控制的是个体固定效应，括号中是聚类在个体层面的稳健标准误；偶数列控制的是区域固定效应，括号中是聚类在区域-年份层面的稳健标准误。\*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

### 2. 技术工人与技术行业

表 III 2 贸易政策不确定性对健康影响的异质性检验：受教育年限

	(1)	(2)
$Post_t \times TPU_c$	0.026*** (0.008)	0.020** (0.008)

$Post_t \times TPU_c \times edu$	-0.002*** (0.001)	-0.001** (0.0005)
Control variables	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Individual FE	Yes	No
Community FE	No	Yes
Obs.	97927	79531
R-squared	0.037	0.103

注：所有回归都包括全套控制变量(包括个体特征、进口关税减免政策和非典事件)和年份固定效应。奇数列控制的是个体固定效应，括号中是聚类在个体层面的稳健标准误；偶数列控制的是区域固定效应，括号中是聚类在区域-年份层面的稳健标准误。\*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

从基准回归结果来看，受教育水平对个体健康水平的具有显著影响。因此，本文在基准范式的基础上加入教育年限和 $Post_t \times TPU_c$ 的交叉项。表III2的回归结果显示，原核心解释变量 $Post_t \times TPU_c$ 的系数依旧是显著为正的，而三重交叉项 $Post_t \times TPU_c \times edu$ 的系数则显著为负。这意味着贸易政策不确定性对不同技术程度的劳动力健康具有异质性效应，并且对低技术群体的不利影响更明显。这说明相对于高技术工人，低技术工人在面临贸易政策不确定性消除时，其患病或受伤的概率增加的幅度会更大更显著。这可能是由于低技术工人所从事的职业的工人保障制度更不健全，更容易患病或受伤。<sup>①</sup>

同样地，把工作小时数作为被解释变量进行回归，结果在表III3中展示。结果显示，核心解释变量 $Post_t \times TPU_c$ 的系数同样是显著为正的，三重交叉项 $Post_t \times TPU_c \times edu$ 的系数则为负，说明相比高技术工人，低技术工人集团在贸易政策不确定性消除之后，平均每日工作小时数增加幅度更大更显著。这表明，在面临贸易政策不确定性消除时，低技术工人工作时长相对增加得更多，这也从另一个角度说明了为何低技术工人在中国加入WTO之后健康水平下降幅度更大。

表 III 3 贸易政策不确定性对工作时长影响的异质性检验：受教育年限

	(1)	(2)
$Post_t \times TPU_c$	0.404*** (0.115)	0.369*** (0.083)
$Post_t \times TPU_c \times edu$	-0.023** (0.009)	-0.024*** (0.005)
Control variables	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Individual FE	Yes	No
Community FE	No	Yes
Obs.	33952	32545
R-squared	0.018	0.212

注：所有回归都包括全套控制变量(包括个体特征、进口关税减免政策和非典事件)和年份固定效应。奇数列控制的是个体固定效应，括号中是聚类在个体层面的稳健标准误；偶数列控制的是区域固定效应，括号中是聚类在区域-年份层面的稳健标准误。\*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

<sup>①</sup> 我们同样进行了分组回归，将样本依据是否完成高中学业为标准分为低技术工人群体（未完成高中学业）和高技术工人群体（完成高中学业），结果显示在低技术工人组回归系数比高技术工人的组要大得多，并且只有前者的回归是显著的。

进一步地，我们对技术程度不同的行业进行分析。技术行业的划分依据国家统计局关于高技术产业（制造业）的分类，将医学制造业<sup>①</sup>等五个行业列为高技术行业。本文分别计算各个地区的高技术行业不确定性指数和低技术行业不确定指数并进行回归，数据标准化处理。与前文稍有不同，碍于数据可得性，此处使用的是 1995 年的经济普查中各县各行业工人就业占比进行加权平均。如表 III 4 显示，使用高技术行业不确定性指标回归得到的系数显著性表现更差，并且系数绝对值更小。不确定性下降对工人健康状况的恶化在低技术行业更显著、力度更大。这也与我们前文结果相符，总体上贸易政策不确定性下降对于低技术工人、低技术行业的影响更甚。

表 III 4 贸易政策不确定性对健康影响的异质性检验：技术程度和年龄

	High_tech (1)	Low_tech (2)	Old (3)	Young (4)
Post <sub>t</sub> ×TPU <sub>c</sub>	0.007* (0.004)	0.010** (0.004)	0.016** (0.007)	0.012* (0.007)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	68113	68113	52186	45755
R-squared	0.038	0.038	0.047	0.013

注：所有回归都包括全套控制变量(包括个体特征、进口关税减免政策和非典事件)、个体固定效应和年份固定效应，括号中是稳健标准误。\*\*\*, \*\*, \*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

### 3.劳动力年龄

样本中个体年龄的中位数为 37，均值为 37.01，据此将 37 岁及以下的个体作为年轻劳动力组，大于 37 岁的为大龄劳动力组，分别回归以探讨对不同年龄人口的异质性影响。如表 III 4 后两列所示，不难看出，大龄劳动力受到的负面健康效应更为显著，力度更大。

<sup>①</sup> 医学制造业；专用设备制造业；交通运输设备制造业；电器机械及器材制造业；通信设备、计算机及其他电子设备制造业

## 参考文献

- [1] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, “Bartik instruments: What, when, why, and how”, *American Economic Review*, 2020, 110(8), 2586-2624.
- [2] Khanna, G., K. Shih, A. Weinberger, M. Xu, and M. Yu, “Trade liberalization and Chinese students in US higher education”, *Review of Economics and Statistics*, 2023, 1-46.
- [3] Facchini, G., M. Y. Liu, A. M. Mayda, and M. Zhou, “China's ‘Great Migration’ : The Impact of the Reduction in Trade Policy Uncertainty ”, *Journal of International Economics*, 2019, 120, 126-144.
- [4] Lei, X., and W. Lin,. “The New Cooperative Medical Scheme in rural China: does more coverage mean more service and better health?”, *Health economics*, 2009, 18(S2), S25-S46.
- [5] Fan, J, “Internal Geography, Labor Mobility, and the Distributional Impacts of Trade”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11 (3): 252-88.
- [6] Virtanen , M. , and M. Kivimäki , “ Long Working Hours and Risk of Cardiovascular Disease”, *Curr Cardiol Rep*, 2018, 20 (11), 1-7.
- [7] Trudel, X., C. Brisson, D.Talbot, M. Gilbert-Ouimet, and A. Milot, “Long Working Hours and Risk of Recurrent Coronary Events ”, *Journal of the American College of Cardiology*, 2021, 77(13), 1616-1625.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。