

中美贸易和美国众议院限制贸易候选议员的选民支持

车 翼 吕金秋 张 燕

目 录

附录 I 贸易法案	1
附录 II 稳健性检验	2
附录 III 异质性分析	8
附录 IV 断点回归的稳健性检验	11
参考文献	12

附录 I 贸易法案

表 I1 贸易法案明细

法案	年份	排序	法案	年份	排序
HJRES208	1993	4	HRES414	2002	3
HR3450	1993	1	HRES450	2002	1
HJRES373	1994	4	HRES509	2002	1
HR5110	1994	1	HR2738	2003	1
HJRES96	1995	4	HR2739	2003	1
HR1555	1995	3	HRES252	2003	2
HJRES182	1996	4	HRES329	2003	1
HR1643	1996	1	HR4759	2004	1
HR3161	1996	1	HR4842	2004	1
HJRES79	1997	4	HRES705	2004	2
HR2644	1997	2	HJRES27	2005	4
HCONRES213	1998	2	HR2864	2005	3
HJRES120	1998	4	HR3045	2005	1
HR2621	1998	2	HR4340	2005	1
HR4276	1998	4	HRES57	2005	3
HJRES121	1998	4	HR1053	2006	1
HCONRES190	1999	1	HR4954	2006	3
HJRES58	1999	4	HR5602	2006	1
HR975	1999	4	HR5684	2006	1
HJRES57	1999	4	HR6406	2006	1
HJRES103	2000	4	HR1830	2007	1
HJRES90	2000	4	HR2264	2007	2
HJRES99	2000	4	HR3688	2007	1
HR4444	2000	1	HR515	2009	3
HCONRES262	2001	3	HR5307	2010	3
HJRES50	2001	4	HR2832	2011	1
HJRES55	2001	4	HR3078	2011	1
HR2500	2001	3	HR3079	2011	1
HR2722	2001	3	HR3080	2011	1
HR3005	2001	1	HR4105	2012	4
HR3009	2001	1	HR6156	2012	1
HJRES101	2002	4	HRES841	2012	3

注：附录表 I1 参照 Comparative Agendas 的子主题 1802 和 1807 筛选，剔除程序性的投票和不直接处理贸易限制问题的法案。排序 1 表示清晰支持贸易，2 表示边缘支持贸易，3 表示边缘反对贸易，4 表示清晰反对贸易。为了减少对贸易支持、反对程度人为判断的失误，基准回归中包含上述所有法案，仅区分是否支持或反对贸易。

附录 II 稳健性检验

1. 替换因变量的稳健性检验

基准结果中我们考虑的因变量是得票率，仅代表在众议院选举中限制贸易候选人所得选票的比例，不能代表其胜选的概率。因此为了进一步验证是否限制贸易的态度提高了候选议员在贸易冲击下的胜选率，我们将基准回归中的因变量替换为限制贸易候选人是否胜选的虚拟变量，如若胜选则取值为 1，否则取 0。回归结果如表 II 1 第（1）列所示，结果显示贸易冲击指数为正，且在 5%水平上显著，这一结果表明贸易冲击显著提高了众议院限制贸易候选人的胜选率，一个选区的贸易冲击指数从 25 到第 75 个百分位数（从 0.343 到 1.078）则意味着限制贸易的候选议员的胜选率提高了 5.73%。

表 II 1 稳健性检验：替换因变量和外生性检验

变量名	(1) 限制贸易候选人胜选率	(2) 限制贸易候选人得票差	(3) 限制贸易候选人得票率	(4) 限制贸易候选人得票率
贸易冲击指数	0.078** (0.032)	8.361*** (2.257)		
贸易冲击指数 (去除计算机行业)			3.451** (1.368)	
贸易冲击指数 (去除建筑行业)				4.194*** (1.107)
基准控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
州层面固定效应	是	是	是	是
观测数	3,335	3,335	3,335	3,335
R^2	0.163	0.188	0.181	0.183

注：第（1）列的因变量为限制贸易候选人的胜选率，第（2）列的因变量为限制贸易候选人与支持贸易候选人得票差，第（3）-（4）列的因变量为限制贸易候选人得票率，每列均控制贸易冲击指数、选区层面的控制变量、年份固定效应及州层面固定效应，并采用 2SLS 回归。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到州-年份层面的稳健标准误。

此外，限制贸易候选人得票率仅代表限制贸易候选人得票表现。但是如果选民参与选举的热情随贸易冲击有所提高，那么支持贸易的候选议员可能也获得了更多选票，不代表限制贸易候选人扩大了与支持贸易候选人的选民差距。所以为了进一步验证限制贸易的态度帮助候选议员在贸易冲击下获取了更多选民支持，下面将采用限制贸易候选人与支持贸易候选人得票差替换限制贸易候选人得票率来验证，避免选民参与度的提高影响本文的基准结果。回归结果如表 III 第（2）列所示，贸易冲击指数的估计系数为正，且在 1%水平上显著。这一结果说明在中国

向美国出口的贸易冲击下，美国选民相对更加支持限制贸易的候选人，其可以在众议院选举中获得更多选票。若一个选区的贸易冲击指数从 25 到第 75 个百分位数（从 0.343 到 1.078）则意味着限制贸易候选人与支持贸易候选人得票率扩大了 6.15%。上述结果说明即便将被解释变量替换为限制贸易候选人的胜选率及限制贸易候选人与支持贸易候选人的得票差，本文的实证结果也依旧保持稳健。

2. 工具变量的外生性检验

基准结果采用的是美国自中国的进口总值构造出的贸易冲击，但潜在问题是如果美国自中国进口的增长是因为需求提升驱动，特别是由部分特殊行业的大量需求所主导，那么基准回归的估计结果就会存在偏误。根据 Autor et al. (2013)，针对美国内部需求冲击的内生性担忧，可以通过剔除发达国家需求量较大的行业来构造贸易冲击指数。为了排除这一困扰，本文通过去除同时期特殊繁荣行业进行稳健性检验。样本期内，发达国家经历了自动化和信息化浪潮，从而产生对计算机的大量需求（Autor et al., 1998），所以表II1 第（3）列中，我们选择剔除计算机行业后构造贸易冲击指数和其工具变量进行回归，实证结果显示贸易冲击指数的系数依旧为正，并在 5%水平上显著，实证结果保持稳健。

此外，样本期内房地产市场的繁荣可能引发大量新房建设，刺激对建筑材料、装饰材料的需求（Knoll et al., 2017），因此，本文去除住房建设和装饰投入的行业，如钢铁、平板玻璃和水泥等，重新构造贸易冲击指数和其工具变量，以此检验实证结果的稳健性。替换基准回归中的相关贸易冲击指数及其工具变量后，回归结果如表III 第（4）列所示。关键估计系数依旧为正，并在 1%水平上显著，说明贸易冲击下美国各选区限制贸易候选议员的得票率显著提升。

3. 选区重新划分的影响

美国参议员每州 2 名，而众议员跟参议员不同，各州在众议院的席位比例以人口为基准。美国每十年根据人口普查的数据重新划分一次选区，以确保每个国会选区的人口大致相同，保证政治代表的公平性。由于本文采用的是 1992-2010 年的样本，考虑到选区在 2000 年重新划分过一次，可能会对本文的基准结果有一定影响，所以本文按照 2000 年选区重新划分分别给出 1992-2000 年及 2002-2010 年的子样本回归结果，如表II2 所示。根据表II2 第（1）列和第（2）列的实证结果显示，尽管按选区重新划分的时间分为两个子样本，实证结果依然保持稳健，在不同的样本期内，来自中国的贸易冲击均显著提高了众议院限制贸易候选人的得票率^①。

^① 贸易冲击指数在 1992-2000 和 2002-2010 两个时间段的描述性统计（可向作者索取）显示：如预期那样，中国在加入 WTO 后，虽然美国进口关税并没有明显变化，但是贸易不确定性等贸易壁垒的降低极大增加了的出口（Pierce and Schott, 2016），加剧了美国受中国的进口竞争冲击（均值，0.432 vs. 1.121）。值得注意的是，虽然中国在 2001 年加入 WTO，但是根据 Brandt et al. (2017)，中国为加入 WTO 在 90 年代已经极大开放了自己的市场也积极参与国际分工，也就是说 90 年的中国开放程度相对于中国加入 WTO 之后并没有想象中的那么小。结合表 5 的回归结果，我们发现，对于处在 1992-2000 年贸易冲击指数中位数（0.369）的选区，该冲击导致限制贸易的候选议员的选票提高了 2.97%；相对的，对于处在 2002-2010 年贸易冲击指数中位数（1.073）的选区，该冲击导致限制贸易的候选议员的选票提高了 3.33%，从以上经济意义的结果来看，中国在加入 WTO 之后的贸易冲击作用更大，与现实大致是相符的。

表 II 2 考虑选区重新划分的稳健性检验

	(1)	(2)
	限制贸易候选人得票率	
	1992-2000	2002-2010
贸易冲击指数	8.046*** (2.665)	3.106** (1.240)
选区层面控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
州层面固定效应	是	是
观测数	1,749	1,586
R^2	0.175	0.209

注：因变量为限制贸易候选人得票率，每列均控制贸易冲击指数、选区层面的控制变量、年份固定效应及州层面固定效应。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到州-年份层面的稳健标准误。

4. 根据动态贸易倾向指数判定限制贸易候选人

本文基准回归中采用固定贸易倾向指数判别限制贸易候选人，固定贸易倾向指数构造考虑样本期内所有贸易法案投票，反映样本期内候选人稳定的贸易态度。为防止众议院候选人对待贸易的态度在样本期内因策略性投票等因素影响有大幅变动，本文还构造了随时间变化的动态贸易倾向指数以追踪候选议员在样本期内对待贸易的态度变化，并据此判断每个选区每次选举时相对反对贸易的候选议员。构造方法如下：

$$Incum TRI_i = \frac{\sum_b Vote_{ib} * BillType_b}{\sum_b |Vote_{ib}|} \quad (II1)$$

本文基于 (II1) 式计算捐赠者的贸易倾向指数，根据 Bonica (2014)，捐赠者的贸易倾向指数在短期内相对稳定，故在计算捐赠者的贸易倾向指数时，我们仍将其视为常数，计算方法如下：

$$Donor TRI_l = \frac{\sum_i Incum TRI_i * Contribution_{il}}{\sum_i Contribution_{il}} \quad (II2)$$

(II2) 式得到捐赠者 l 的贸易倾向指数后，我们进一步通过时变的捐赠者款项去向计算候选人的动态贸易倾向指数。相关推算方法如下：

$$Candidate TRI_{it} = \frac{\sum_l Donor TRI_l * Contribution_{ilt}}{\sum_l Contribution_{ilt}} \quad (II3)$$

后续计量过程中采用的动态贸易倾向指数，为保持一致性，采用 (II3) 式计算出的动态贸易倾向指数。为了减少估计误差，本文在计算候选人和捐赠人的贸易倾向指数时，每位捐赠人至少要给两位候选人捐赠，每位候选人也至少接受两位捐赠者的捐款，否则作缺失值处理。

替换样本并采用基准 2SLS 模型得到表 II3 的实证结果。第 (1) 列显示第一阶段的回归结果，第 (2) 列和第 (3) 列的因变量分别是限定贸易候选人的得票率和其与支持贸易候选人的得票差。我们发现工具变量和贸易冲击指数的系数均为正，且在传统显著水平上有意义，这一结果

说明即便候选议员对待贸易的态度有波动，贸易冲击依旧显著提高了当地选民对限制贸易候选人的支持力度。

表 II 3 动态贸易倾向指数分类（2SLS）

变量名	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	得票率	得票差
工具变量	1.042*** (0.011)		
贸易冲击指数		2.369** (1.064)	4.807** (2.146)
年份固定效应	是	是	是
州层面固定效应	是	是	是
观测数	3,261	3,261	3,261
Cragg-Donald Wald F	15311.18		
Kleibergen-Paap Wald rk F	8808.90		
Stock-Yogo weak ID test	16.38		
Kleibergen-Paap rk LM statistic	72.18***		

注：该表给出使用动态贸易倾向指数进行限制贸易候选人判定的实证结果。第（1）列的因变量为贸易冲击指数，第（2）列的因变量为限制贸易候选人得票率，第（3）列的因变量为限制贸易候选人与支持贸易候选人得票率的差，第（1）-（3）列加入贸易冲击指数、年份固定效应、州层面固定效应及选区层面的控制变量。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到州-年份层面的稳健标准误。

5. 其他稳健性检验

本文还考虑以下稳健性检验：（1）考虑到在任者优势的问题，我们在基准回归的基础上控制在任者，回归结果参见表II4，结果依旧保持稳健。（2）贸易冲击指数将所有中国产品视为最终品，而中国在劳动密集型产品上占据比较优势，尤以加工组装产品为主，这会导致美国对中国的出口影响贸易冲击指数的准确性，特别地，中美贸易中美国出口中国的部分实际上对美国是有利的，若不剔除其影响，会使我们得到估计系数有偏。据此，我们从行业中国对美国的出口中剔除美国向中国的出口来构建贸易冲击指数，即净出口贸易冲击指数，同时在基准回归中用该指数替换原来的贸易冲击指数，回归结果参见表II5 第（1）列所示，结果依旧保持稳健。（3）中国对八个高收入国家的出口伴随中国外贸的高速发展，与世界各国全球化趋势密切相关，为保证我们的结果来自于中国对美国的出口而非其他国家，我们进一步按照指数方程构造出低收入国家、墨西哥和中美洲国家、世界其他国家在美国选区水平的贸易冲击指数和相应工具变量，加入至基准回归中，以此控制除中国外其他国家全球化对本文基准结果的影响，结果如表II5 第（2）-（4）列所示，结果依旧保持稳健。（4）表II6 还给出基准回归的 OLS 结果，结果保持稳健。

表 II 4 控制在任者优势的基准回归

变量名	(1) 限制贸易候选人 得票率
贸易冲击指数	2.426*** (0.742)
是否在任	25.233*** (0.620)
控制变量	是
年份固定效应	是
州层面固定效应	是
观测数	3,335
R^2	0.636

注：第（1）列的因变量为众议院限制贸易候选人得票率，加入贸易冲击指数、州层面固定效应、年份固定效应、选区层面的控制变量，还加入候选人是否在任的虚拟变量。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到州-年份层面的稳健标准误。

表 II 5 控制全球化的潜在影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	限制贸易候选人得票率			
贸易冲击指数		2.976** (1.205)	4.641** (2.161)	2.818** (1.249)
净贸易冲击指数	4.325*** (1.118)			
低收入国家贸易冲击指数		4.500 (3.736)		
墨西哥和中美洲国家贸易冲击指数			-0.781 (2.825)	
世界其他国家贸易冲击指数				1.842** (0.870)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
州层面固定效应	是	是	是	是
观测数	3,333	3,335	3,335	3,335
R^2	0.181	0.184	0.182	0.185

注：第（1）-（3）列的因变量为众议院限制贸易候选人得票率，第（1）-（3）列加入贸易冲击指数、年份固定效应、州层面固定效应、选区层面的控制变量。*、**和*** 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。括号内为聚类到州-年份层面的稳健标准误。

表 II 6 基准回归的 OLS 结果

变量名	(1) 限制贸易候选人 得票率
贸易冲击指数	2.945*** (0.994)
控制变量	是
年份固定效应	是
个体固定效应	是
观测数	3,335
R^2	0.183

注：第（1）列的因变量为众议院限制贸易候选人得票率，加入贸易冲击指数、州层面固定效应、年份固定效应和选区层面的控制变量。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。上述结果聚类到州-年层面。

附录 III 异质性分析

就中美贸易冲击对美国选举的影响程度在不同意识形态的选区是否存在差异的问题，本文依据 Berry et al.（1998）测量的民众意识形态将选区分为自由派、中间派和保守派，结果如表 III1 所示。我们发现，民众意识形态自由的选区，限制贸易候选人因贸易冲击而获益，相对来说，保守派选区并没有因为贸易冲击而使限制贸易候选人得到更多选票。对于这一结果的可能解释是，对于选区意识形态呈现自由的选区而言，由于通常意识形态相对自由的选民更倾向于反对自由贸易（Levendusky, 2009），这导致限制贸易候选人的态度与该区民众更加接近。根据 Degan and Merlo（2009），该种情况下选民倾向于投票与自己意识形态更加接近的候选人；特别地，这种联系在贸易冲击作用下得到了放大，也就是说在冲击下，选民更希望与自己意识形态相近的候选人当选。

尽管美国有超过 1.5 亿选民，但往往决定美国选举结果的只是少数美国公民，这是因为非摇摆州坚定的支持某一政党，而摇摆州才是美国政治大选的关键，候选人往往花费更多的资源和精力参与摇摆州的竞争。那么，限制贸易候选人的选票竞争在非摇摆州、摇摆州如何受贸易冲击的影响也是本文关注的重点。基于上述原因，本文将样本分为摇摆州和非摇摆州，考虑子样本贸易冲击对限制贸易候选人获取选民支持的异质影响。根据摇摆州前一次总统选举的两党投票份额相差 10% 以内来重新定义摇摆州，分组结果如表 III2 所示，第（1）列是摇摆州的回归结果，第（2）列是非摇摆州的回归结果。结果显示，来自中国的贸易冲击对摇摆州限制贸易候选人的选票影响不显著，但对非摇摆州限制贸易候选人的选民支持有显著正向影响。上述结果可能的原因是：摇摆州本身由于选民偏好、种族构成等存在显著差异，对自由贸易的态度更加复杂多变，因此摇摆州的候选人对待贸易的限制态度在获取选民支持上存在相互抵消的情况。这一结果与 Jensen et al.（2017）类似，该文献研究了 2016 年总统选举县级投票情况，结果表明摇摆州共和党选票份额变化与白人为主县的制造业正相关，与种族多样化的县的制造业负相关，这些大致相互抵消。

表 III 1 异质性分析：意识形态

变量名	(1)	(2)	(3)
	限制贸易候选人得票率		
	自由派	中间派	保守派
贸易冲击指数	5.948*** (1.900)	2.651 (1.856)	1.372 (2.142)
选区层面控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
州层面固定效应	是	是	是
观测数	1,089	1,130	1,116
R^2	0.169	0.190	0.184

注：参照 Berry et al. (1998)，按照民众意识形态将样本划分为三组。第（1）-（3）列的因变量为限制贸易候选人得票率，每列均控制贸易冲击指数、选区层面的控制变量、年份固定效应及州层面固定效应。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到州-年份层面的稳健标准误。

目前，全世界促进女性参政采用最广泛的是配额制，性别配额可以促进女性立法者参与立法决策。据联合国各国议会联盟数据，2020 年，美国女性议员所占比例达到 32.4%，居全球之首。所以，在研究选民支持时，我们不能忽视候选人性别在选举中的异质影响。表 III 2 的第（3）和（4）列将候选议员样本分为男性和女性候选人的子样本，结果显示随着贸易冲击的增大，限制贸易的男性候选人所收到的选民支持显著提升，而女性候选人则无明显变化。一种可能的解释是女性候选人的政策取向更加温和，在贸易中受损的选民更加相信作风强硬的男性候选人，当选后可以实施如特朗普在贸易方面的限制政策。

表 III2 异质性分析：摇摆州、性别、在任

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	限制贸易候选人得票率					
	摇摆州	非摇摆州	男性	女性	在任	非在任
贸易冲击指数	2.361 (1.894)	5.178*** (1.438)	3.472*** (1.158)	1.178 (2.154)	2.486** (1.082)	1.179 (0.976)
选区层面控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
州层面固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	1,617	1,718	2,670	658	1,153	2,182
R^2	0.166	0.215	0.190	0.335	0.412	0.090

注：第（1）-（6）列的因变量为限制贸易候选人得票率，每列均控制贸易冲击指数、选区层面的控制变量、年份固定效应及州层面固定效应。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到州-年份层面的稳健标准误。

由于众议员每 2 年即进行换届选举，相对于参议员而言众议员连任压力较大，所以众议员为了连任可能更加关注当地选民的意愿。为此，我们将样本分为在任候选议员和非在任候选议员，以观测子样本间是否存在异质性。分组回归结果如表 III2 第（5）-（6）列所示。实证结果显示在任候选议员在贸易冲击下其限制贸易的态度显著提升了选民的支持，而非在任议员则无明显影响。这一结果一定程度上也说明了在贸易冲击下，在任议员采取限制贸易的态度能够满足当地选民的偏好，并获取连任。但这背后的原因可能是在任议员策略性的通过反对自由贸易以获取选民的支持（Feigenbaum and Hall, 2015）。

附录IV 断点回归的稳健性检验

表IV 1 加入固定效应的断点回归

变量名 样本期	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	支持贸易法案的投票比例			支持再分配法案的投票比例		
	1992-2010	1992-2000	2002-2010	1992-2010	1992-2000	2002-2010
Panel A	参数方法					
限制贸易候选人	-0.169*** (0.026)	-0.053* (0.031)	-0.349*** (0.040)	0.270*** (0.032)	0.201*** (0.038)	0.410*** (0.053)
观测数	3,331	1,748	1,583	3,329	1,747	1,582
Panel B	非参数方法					
限制贸易候选人	-0.179*** (0.025)	-0.062** (0.031)	-0.347*** (0.034)	0.267*** (0.034)	0.227*** (0.038)	0.340*** (0.055)
最优带宽	0.234	0.203	0.272	0.157	0.173	0.148
观测数	3,331	1,748	1,583	3,329	1,747	1,582

注：第（1）-（3）列的因变量为支持贸易法案的投票比例，第（4）-（6）列的因变量为支持再分配法案的投票比例，所有列均控制了州层面的固定效应和年份固定效应。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。括号内为聚类到驱动变量层面的稳健标准误。

参 考 文 献

- [1] Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States” , *American Economic Review*, 2013, 103(6), 2121-2168.
- [2] Autor, D. H., L. F. Katz, and A. B. Krueger, “Computing Inequality: Have Computers Changed The Labor Market?” , *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(4), 1169-1213.
- [3] Berry, W. D., E. J. Ringquist, R. C. Fording, and R. L. Hanson, “Measuring Citizen and Government Ideology In The American States, 1960-93” , *American Journal of Political Science*, 1998, 327-348.
- [4] Bonica, A., “Mapping the Ideological Marketplace” , *American Journal of Political Science*, 2014, 58(2), 367-386.
- [5] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms” *American Economic Review*, 2017, 107(9), 2784-2820.
- [6] Degan, A., and A. Merlo, “Do Voters Vote Ideologically?” , *Journal of Economic Theory*, 2009, 144 (5), 1868-1894.
- [7] Feigenbaum, J. J., and A. B. Hall, “How Legislators Respond to Localized Economic Shocks: Evidence from Chinese Import Competition” , *The Journal of Politics*, 2015, 77(4), 1012-1030.
- [8] Jensen, J. B., D. P. Quinn, and S. Weymouth, “Winners and Losers in International Trade: The Effects on US Presidential Voting” , *International Organization*, 2017, 71(3), 423-457.
- [9] Knoll, K., M. Schularick, and T. Steger, “No Price Like Home: Global House Prices, 1870–2012” , *American Economic Review*, 2017, 107(2), 331-353.
- [10] Levendusky, M., “The Partisan Sort: How Liberals Became Democrats and Conservatives Became Republicans” , *University of Chicago Press*, 2009.
- [11] Pierce, J. R., and P. K. Schott, “The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment” , *American Economic Review*, 2016, 106(7), 1632-1662.

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。