

贸易协定对中国进出口价格波动影响的实证分析

魏 浩 张 昊

摘要：本文使用中国和188个贸易伙伴的数据，实证分析了中国及其贸易伙伴加入WTO对中国货物进出口价格波动的影响。研究结果表明：从中国进口的角度来看，不论中国是否加入WTO，只要中国的贸易伙伴加入了WTO，中国从贸易伙伴进口商品的价格波动就会降低，与中国加入WTO之前相比，在中国加入WTO之后，中国的贸易伙伴如果加入了WTO，则中国从贸易伙伴进口的价格波动下降幅度更大；从中国出口的角度来看，中国的贸易伙伴加入WTO，也会显著降低中国向贸易伙伴出口的价格波动；在不同时期，中国的贸易伙伴加入WTO，对中国进口商品价格波动的抑制作用都大于对中国出口商品价格波动的抑制作用。因此，中国应该加快与贸易伙伴签订贸易协定，稳定中国的进出口价格，避免进出口价格波动过大对国内经济的冲击。

关键词：进口价格；出口价格；价格波动；贸易协定；WTO

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2018.08.001

引 言

随着全球化进程的加速，各国之间的经济更加紧密地联系在一起，贸易协定便是其中最有效的一种方式。在众多的贸易协定当中，WTO便是其中最具有代表性的一个。中国自从加入WTO以来，进出口贸易得到了飞速的发展，WTO对进出口贸易发展的重要性不言而喻。近年来，关于贸易协定的相关研究也日益增多。

作为研究贸易协定关系对贸易影响的先驱，Rose（2004）估计了多边贸易协定对双边贸易的影响，这些协定包括世界贸易组织（WTO）、关贸总协定（GATT）和发达国家对发展中国家的普遍优惠制（GSP）。其使用了一个包括175个国家（地区）面板数据的双边商品贸易标准引力模型，时间范围为1949—1999年。模型的因变量设定为两国某年的双边贸易额，核心自变量为两国在某年是否同属于一个FTA，是否属于GATT/WTO成员，以及两者是否有GSP关系。研究结果表明，并没有证据显示，两国有贸易协定关系，会对两国的贸易量有显著的促进作用。紧接着Rose（2005）第一次用数据检验了WTO和GATT协定增加了贸易稳定性的假说。在传统的双边国际贸易引力模型的视角下，用出口额的标准差和方差之比作为

[基金项目]国家自然科学基金项目“中国进口增长及其对国内经济发展促进作用研究”（71473020）。

[作者信息]魏浩：北京师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师 100875 电子信箱：weihao9989@163.com；张昊：北京师范大学经济与工商管理学院硕士研究生。

因变量，核心自变量设定为在一段时间内两国是否为WTO和FTA成员。其使用同样的数据估计了GATT/WTO在协方差上对贸易的影响，发现没有证据显示GATT/WTO成员关系对贸易波动有一个显著的影响。自从Rose（2004）的开创性研究之后，许多研究者开始关注贸易协定的签订对贸易的促进作用。

在贸易协定关系对总体贸易的影响层面上，Mansfield和Reinhardt（2008）指出，随着全球化的加剧，各国更容易受到外部冲击的影响。各国通过加入各种国际组织，特别是WTO和FTA，使他们避免经济的不稳定性。该文进行了大量的多元统计检验，将虚拟变量WTO和FTA设定为核心自变量，以一国出口变动额作为因变量，使用了162个国家（地区）1951—2001年的双边贸易数据，结果表明，FTA和WTO机制显著减少了出口波动性，也提高了出口水平。

另外，Buch et al.（2009）指出，企业可以通过进出口更多种类的商品，使其对外贸易开放程度更大，这样对国家更有益，然而，过大程度的开放同样也会增加贸易的不稳定性，相比非出口企业，出口企业在销售上有更低的波动性。Van-noorenberghe（2012）指出，企业出口额占其销售总额比例的增加会降低其销售总额的波动，企业通过调整他们的销售行为（在其他替代市场上销售）来应对单一市场上的冲击，出口商可以通过将出口转移到替代市场来缓和外部冲击，这样贸易协定关系便起到了一个降低风险的作用。Giordani et al.（2016）研究了出口政策和食品价格之间的关系，发现当食品出口商是损失厌恶的类型时，可能会敦促政府使用贸易政策以保护国内经济免受价格的冲击，从而起到稳定国内价格的作用。

目前，国内关于贸易协定对中国影响方面的实证研究较少，特别是对贸易价格波动方面的研究。丘东晓（2011）对现有的自由贸易协定理论与实证研究进行了综述，分析了FTA对关税、福利和FDI等方面的影响。朱晶和林大燕（2012）运用了中国与25个贸易伙伴1984—2010年的面板数据，实证分析了贸易协定对中国出口额波动的影响。研究表明，中国加入WTO和与贸易伙伴建立的区域贸易协定均显著降低了中国的出口波动，但中国贸易伙伴加入WTO对中国出口波动的影响并不明显。谢建国和谭利利（2014）采用中国与21个贸易协定成员的进出口数据，研究了中国签署的区域贸易协定对双边贸易流量的影响，结果显示，中国参加的区域贸易协定对中国的进出口贸易具有显著的正向促进作用，但是这种影响对不同技术水平产品的促进效果并不相同。徐春祥等（2015）通过使用1996—2012年的面板数据，研究了中国签订的自由贸易协定对货物贸易出口规模与出口结构变动的影响，发现中国签订的自由贸易协定对扩大货物贸易出口规模与改善货物出口结构均具有一定影响，且这种影响会随时间的变化而变动。

总的来看，国内外关于这方面的研究基本都停留在贸易协定对贸易规模、贸易福利和贸易结构的影响等方面，很少有文献关注贸易协定对贸易波动尤其是进出口价格波动的影响。实际上，贸易协定对进出口价格波动的影响是不言而喻的。因此，本文重点研究贸易协定对贸易价格波动的影响，分析中国及其贸易伙伴加入WTO对中国货物进出口价格波动的影响，理解签订贸易协定对中国对外贸易的重要性，从而为中国的对外贸易战略提供参考，同时对现有研究文献进行了补充和拓展。

本文的主要贡献如下：重点考察贸易协定对进出口价格波动的影响，试图补充国内文献在此方面的缺乏；本文分别从进口和出口、入世前和入世后等不同视角进行考察；通过样本选择模型处理了可能存在的内生性问题，同时进行了一系列的稳健性检验。

一、计量模型和数据说明

（一）计量模型

结合中国进出口贸易的实际情况，在借鉴Rose（2005）的研究的基础上，本文选取中国与其贸易伙伴在一段时间内的进出口商品价格的标准差作为被解释变量，与其贸易伙伴的贸易协定关系为解释变量，并选择了若干个可能对商品价格造成波动的影响因素作为控制变量，将计量模型设定为：

$$\sigma_{kijt} = \alpha + \beta WTO_{jt} + X_{ijt} + Y_{ij} + \gamma_k + \gamma_\tau + \varepsilon \quad (1)$$

其中， σ_{kijt} 表示k商品的价格波动；i、j、 τ 分别表示中国、中国的贸易伙伴和时段； WTO_{jt} 为主要解释变量； X_{ijt} 和 Y_{ij} 为其他控制变量，其中， X_{ijt} 为随时间变化的因素，如人口和人均GDP等， Y_{ij} 为不随时间变化的因素，如两国之间的地理距离以及是否临界等； γ_k 表示国家—产品层面的固定效应； γ_τ 表示时间的固定效应； α 和 ε 分别表示截距项和随机扰动项。

（1）被解释变量。本文的被解释变量是进出口商品的价格波动，商品价格随时间的波动参考Rose（2005）用价格对数的标准差来衡量，以每4年为一个时间段 τ 。使用NBER-UN和UNCOMTRADE的贸易数据，计算了每种商品的平均价格 $P_{kijt} = (V_{kijt}) / (Q_{kijt})$ 。 V_{kijt} 是中国与贸易伙伴在t时间内的交易额， Q_{kijt} 为k商品在t时间的交易量。有了每年k商品的平均价格 P_{kijt} ，可以计算每4年样本中的商品价格波动。商品价格的标准差 σ_{kijt} 是用 P_{kijt} 对数每4年样本的标准差来衡量，计算如下：

$$\sigma_{kijt} = \sqrt{E[\log(P_{kijt}) - \mu]^2} \quad (2)$$

其中， $\mu = E_\tau[\log(P_{kijt})]$ 是在每一个4年时间段 τ 内，每种商品k价格对数的期望值。根据该方法，在中国加入WTO之前，本文用16年的数据（1985—2000）计算出了每4年的标准差 σ_{kijt} ，一共生成了4个 τ ；加入WTO后，用12年的数据（2001—2012）^①生成了3个 τ 。本文的商品类型采用SITC4位码的分类。

（2）解释变量。WTO成员，为了建立本文的主要变量——是否为WTO成员，本文使用了WTO网站上的官方信息^②，参照Rose（2005）的方法，创建了虚拟变量 WTO_{jt} 。当在t年伙伴j签订了WTO协议，成为WTO成员，将虚拟变量 WTO_{jt} 取值为1，反之则为0。 WTO_{jt} 为每个4年时间样本中 WTO_{jt} 的平均值；汇率（ExchangeRate $_{ijt}$ ），采用中国与贸易伙伴在 τ 时间段内两国之间汇率的平均值，采用直接标价法；人口（LogPop $_{jt}$ ），用贸易伙伴在 τ 时间段内人口平均值的对数来衡量；

^①2013年和2014年的相关数据也可以获得，但由于本文计算每4年的标准差，所以选择2001—2012年，正好可以被4整除。

^②数据来源于WTO官方网站https://www.wto.org/english/thewto_e/whatis_e/tif_e/org6_e.htm，截止到2016年7月29日，一共有164个WTO成员。

人均收入 (LogPGDP_{jt}), 用贸易伙伴在 τ 时间段内人均国内生产总值平均值的对数来衡量; 距离 (Distance_{ij}) 是中国与贸易伙伴之间的地理距离; 是否使用共同语言 (ComLanguage_{ij}), 中国与贸易伙伴使用共同语言时取1, 反之为0; 是否临界 (ComBorder_{ij}), 当中国与贸易伙伴有共同的边境时 ComBorder_{ij} 取1, 反之为0。

(二) 数据情况

计算商品价格随时间的波动需要大量商品层面 (SITC4位码) 的数据, 这些数据要能提供商品的平均价格和贸易协定关系的变化。本文使用的是NBER-UN的贸易数据库和UNComtrade的贸易数据库, 因为这两个数据库不仅包含了贸易额的信息, 还包含了两国之间贸易品的数量, 便于计算进出口商品的平均价格。本文选取的时间范围为1985—2012年, 其中1985—2000年的数据来自NBER-UN的贸易数据、2001—2012年的贸易数据来自于UN Comtrade数据库。选择这一样本期是因为在这期间有大量的国家 (地区) 加入WTO, 并相互签订贸易协定。WTO成员身份的数据来自WTO的官方网站; 人均GDP、人口数量、汇率这些国家特征的数据来自Penn World Tables; 不随时间变化的数据包括两国之间的距离、是否使用共同语言和是否有共同边境, 这些数据来自CEPII。

二、实证结果分析

(一) 中国进口价格波动的回归结果

(1) 1985—2012年中国进口价格波动的回归结果。表1的方程是基于1985—2012年这28年中国从188个国家 (地区) 进口的回归结果, 反映的是中国进口来源国成为WTO成员对中国进口价格波动的影响。如方程(1)所示, 除了两国之间的汇率和距离, 其他变量的估计系数都在1%水平上显著。WTO作为本文研究的核心对象, 估计系数的符号为负, 说明中国进口来源国加入WTO, 能够显著降低中国进口价格的波动。

(2) 入世之前中国进口价格波动的回归结果。考虑到中国在2001年加入WTO的这个标志性事件, 本文以2001年为界限将样本分开, 分别进行回归。表1的方程(2)是基于1985—2000年期间中国从188个国家 (地区) 进口的回归结果, 反映中国的进口来源国是否为WTO成员对中国进口贸易价格波动的影响。如方程(2)所示, 中国的进口来源国是否为WTO成员对双边的价格波动有一个抑制的作用。

(3) 入世之后中国进口价格波动的回归结果。表1的方程(3)是中国入世后(2001年之后)进口价格波动影响因素的回归结果。回归结果表明, 中国进口来源国是否成为WTO成员对中国进口价格波动有显著的负影响, 即当中国进口来源国为WTO成员时, 中国的进口价格波动更小, 进口价格更稳定。方程(3)的回归系数大于方程(2), 说明当中国的进口来源国为WTO成员时, 中国加入WTO使中国从进口来源国的进口价格更加稳定。

(二) 中国出口价格波动的回归结果

(1) 1985—2012年中国出口价格波动的回归结果。表2的方程(1)是1985—2012年期间中国出口价格波动的回归结果。可以看到, 中国的出口对象国是否为WTO成员

这个因素有降低中国出口价格波动的作用,且十分显著。

(2) 入世之前中国出口价格波动的回归结果。表2的方程(2)是入世之前中国出口价格波动的回归结果。回归结果表明,中国的出口对象国如为WTO成员,则对中国出口价格波动有负向影响,即如果中国的出口对象国家为WTO成员,那么,中国的出口价格就更稳定。

(3) 中国入世后出口价格波动的回归结果。表2的方程(3)是中国入世后出口价格波动的回归结果,可以看到,中国的出口对象国是否为WTO成员这个变量的回归结果显著为负。另外,方程(3)的回归系数的绝对值大于方程(2)。这说明,当中国的出口目的地为WTO成员时,中国加入WTO使中国向出口目的地的出口价格更加稳定。

三、内生性处理

在前文中讨论成立的前提是解释变量WTO为外生变量。在这一部分,讨论解释变量WTO可能存在的内生性问题,使用Heckman方法观察结果是否会被样本选择问题所影响。

本文的数据有可能存在一个问题,贸易波动可能存在自我选择效应,即只能观测到贸易流量不为零的情况,这时采用OLS将导致不一致的估计。因此,本文参照Tang和Wei(2009)使用Heckman两步法来处理面板数据的选择性偏差。第一步,在probit回归中,本文使用已有文献中影响WTO成员关系的独立变量进行估计(Bagwell and Staiger, 1999; Maggi and Rodriguez-Clare, 2007; Tang and Wei, 2009)。第一步中的变量包括:一个衡量贸易开放性的代理变量;滞后一期的两国联合国投票记录次数,作为政策的代理变量;行政的集中度作为政府讨价能力

表1 中国进口价格波动的回归结果

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)
时间	1985-2012年	1985-2000年	2001-2012年
WTO	-0.358*** (0.031)	-0.394*** (0.054)	-0.545*** (0.035)
汇率	-0.030 (0.073)	0.038 (0.070)	-1.166*** (0.347)
人口	-0.339*** (0.020)	-0.128*** (0.038)	-0.337*** (0.021)
人均收入	-0.173*** (0.025)	0.832*** (0.061)	-0.143*** (0.025)
是否临界	-0.136*** (0.030)	-0.205*** (0.044)	-0.104*** (0.033)
共同语言	-0.169*** (0.034)	-0.162*** (0.048)	-0.167*** (0.036)
地理距离	0.021 (0.023)	-0.107*** (0.031)	0.012 (0.024)
常数项	10.880*** (0.352)	-2.288*** (0.740)	16.190*** (0.478)
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
R ²	0.0298	0.0226	0.0240
N	105 502	21 020	84 482

注:***表示t在1%的显著性水平上变量显著;小括号中的数字为相应变量的标准误。

表2 中国出口价格波动的回归结果

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)
时间	1985-2012年	1985-2000年	2001-2012年
WTO	-0.129*** (0.012)	-0.160*** (0.024)	-0.166*** (0.013)
汇率	-0.053** (0.022)	-0.066*** (0.020)	-1.371*** (0.172)
人口	-0.295*** (0.010)	0.250*** (0.020)	-0.341*** (0.010)
人均收入	-0.328*** (0.012)	-0.414*** (0.034)	-0.334*** (0.013)
是否临界	-0.094*** (0.016)	-0.129*** (0.032)	-0.092*** (0.017)
共同语言	-0.080*** (0.020)	0.271*** (0.040)	-0.153*** (0.020)
距离	-0.095*** (0.010)	0.039** (0.019)	-0.138*** (0.011)
常数项	10.652*** (0.164)	4.574*** (0.392)	15.083*** (0.219)
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
R ²	0.038 6	0.018 9	0.037 5
N	188 826	46 523	142 303

注:***、**分别表示t在1%、5%的显著性水平上变量显著。

的代理变量。第二步，将逆米尔斯比率（Inverse Mills Ratio）作为控制变量添加到贸易波动方程中，分别计算了中国与每个国家进口和出口的逆米尔斯比率，逆米尔斯比率包括影响加入WTO的一些不可观测因素。

Heckman两阶段模型的结果如表3所示。结果显示，逆米尔斯比率的系数不显著，即中国进口价格波动、出口价格波动（第二阶段的因变量）都不受不可观测因素（第一阶段中逆米尔斯比率的系数）的影响，中国进出口价格波动的变化主要还是受贸易伙伴是否加入WTO的影响。

四、稳健性检验

（一）非线性极大似然估计

本文使用了非线性极大似然估计，回归结果见表4。回归结果显示，WTO的回归系数均显著为负，也就是说，贸易伙伴是WTO成员对中国进出口价格波动的影响表现为显著的抑制作用。1985—2000年进口样本、2001—2012年进口样本、1985—2000年出口样本、2001—2012年出口样本的WTO的估计系数分别为-0.400、-0.597、-0.162、-0.180，且均显著。可见，与基准回归结果相比，WTO的估计系数大小略有不同，但符号都相同，说明基准回归的结果是稳健的。

（二）基于HS分类标准的估计

本文将使用HS6位码商品层面的数据进行检验。数据来源于CEPII数据库中的BACI数据，该数据库中最早的贸易数据为1998年，为了与正文中每4年的计算方法一致，本检验的时间范围只能限定在2001—2012年。回归结果如表5所示，可以看到，无论是对于中国的进口价格波动，还是对于中国的出口价格波动，贸易伙伴是否为WTO成员变量的回归系数均显著为负，这说明按照HS分类的商品统计标准，对于中国加入WTO

表3 Heckman样本选择偏差

变量	进口价格波动		出口价格波动	
	方程(1)	方程(2)	方程(1)	方程(2)
时间	1985-2012年		1985-2012年	
Inverse Mills Ratio	0.379 (0.314)	0.285 (0.190)		
WTO	-0.823*** (0.070)	-0.366*** (0.037)		
汇率	0.066 (0.113)	-0.067* (0.035)		
人口	-0.131*** (0.034)	0.267*** (0.023)		
人均收入	0.944*** (0.074)	-0.340*** (0.037)		
是否临界	-0.167*** (0.059)	-0.207*** (0.032)		
共同语言	-0.181*** (0.052)	0.293*** (0.033)		
距离	-0.048 (0.036)	0.047** (0.019)		
常数项	-3.093*** (0.881)	3.869*** (0.561)		
个体固定	是	是		
N	21 020	46 523		

注：***、**和*分别表示t在1%、5%和10%的显著性水平上变量显著。

表4 非线性极大似然估计的结果

变量	进口价格波动		出口价格波动	
	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)
时间	1985-2000		2001-2012	
WTO	-0.400*** (0.055)	-0.597*** (0.033)	-0.162*** (0.024)	-0.180*** (0.013)
汇率	0.042 (0.113)	-1.329*** (0.375)	-0.070* (0.036)	-1.458*** (0.226)
人口	-0.133*** (0.037)	-0.336*** (0.020)	0.244*** (0.020)	-0.340*** (0.010)
人均收入	0.836*** (0.069)	-0.138*** (0.025)	-0.404*** (0.029)	-0.332*** (0.012)
是否临界	-0.209*** (0.050)	-0.110*** (0.034)	-0.140*** (0.029)	-0.100*** (0.019)
共同语言	-0.170*** (0.054)	-0.160*** (0.040)	0.252*** (0.033)	-0.154*** (0.027)
距离	-0.108*** (0.041)	0.006 (0.025)	0.019 (0.020)	-0.148*** (0.012)
常数项	-2.321*** (0.809)	16.260*** (0.461)	4.461*** (0.366)	15.118*** (0.201)
N	21 020	84 482	46 523	142 303

注：***、*分别表示t在1%、10%的显著性水平上变量显著。

之后来说, 贸易伙伴是WTO成员能抑制其与中国贸易品价格波动, 这与基准回归的结果相一致。

(三) 基于Rauch商品分类的估计

依据商品价格的公开程度, Rauch (1999) 把商品分成了三类: 在商品交易所交易的商品, 在贸易出版物上发布价格的商品以及无法归类的差异化商品。其中, 把商品交易所交易的商品和在贸易出版物上发布价格的产品作为同质化商品, 无法归类的差异化商品作为异质化商品。本文依据 Rauch (1999) 的商品分类标准, 对各种类型的商品进行回归。

回归结果如表6所示, 无论是对于中国的进口价格波动, 还是对于中国的出口价格波动, WTO变量的回归系数均在1%的水平上显著为负, 这说明贸易伙伴是否是WTO成员对中国进出口价格波动的影响, 在不同的商品分类下依然稳健。进一步来看, 通过对比方程(1)和(3)、方程(2)和(4)的WTO变量的回归系数, 可以发现, 无论是对于同质商品还是异质商品, 中国的进口来源国加入WTO对中国进口价格波动的抑制作用要高于中国的出口目的国加入WTO对中国出口价格波动的抑制作用, 这与基准回归中的结果一致。

(四) 基于商品技术结构分类的估计

为了进一步检验基准回归结果的稳健性, 本文参照魏浩和李晓庆(2015)的商品分类标准, 从低到高将所有的商品分为低技术品、中低技术品、中技术品、中高技术品和高技术品, 分别进行回归。结果如表7和表8所示, 无论是对于中国的进口价格波动, 还是对于中国的出口价格波动, WTO变量的回归系数均显著为负, 也就是说, 对于不同类型技术水平的商品, 中国的贸易伙伴加入WTO均显著抑制了其与中国双边贸

表5 2001—2012年基于HS6位码商品分类的估计结果

变量	进口价格波动	出口价格波动
	方程(1)	方程(2)
WTO	-0.273*** (0.021)	-0.185*** (0.006)
汇率	-0.002 (0.005)	0.055*** (0.002)
人口	-0.101*** (0.017)	-0.190*** (0.005)
人均收入	0.044** (0.019)	-0.672*** (0.007)
是否临界	-0.720*** (0.071)	-0.348*** (0.032)
共同语言	0.380*** (0.066)	0.404*** (0.040)
距离	0.929*** (0.057)	0.227*** (0.021)
常数项	7.004*** (0.383)	15.265*** (0.117)
时间固定	是	是
个体固定	是	是
R ²	0.017 5	0.024 4
N	179 263	846 031

注: 同表2。

表6 1985—2012年基于Rauch商品分类下的回归结果

变量	进口价格波动		出口价格波动	
	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)
产品类型	同质品	异质品	同质品	异质品
WTO	-0.205*** (0.064)	-0.307*** (0.038)	-0.180*** (0.040)	-0.110*** (0.015)
汇率	0.054 (0.075)	-0.012 (0.088)	-0.018 (0.051)	-0.051** (0.025)
人口	0.168*** (0.043)	-0.435*** (0.023)	0.124*** (0.030)	-0.302*** (0.012)
人均收入	0.388*** (0.048)	-0.300*** (0.029)	0.034 (0.039)	-0.367*** (0.016)
是否临界	-0.204*** (0.051)	-0.213*** (0.035)	-0.106** (0.050)	-0.096*** (0.022)
共同语言	-0.127* (0.066)	-0.148*** (0.038)	0.066 (0.057)	-0.085*** (0.026)
距离	-0.290*** (0.043)	0.065** (0.026)	-0.154*** (0.035)	-0.093*** (0.013)
常数项	-1.805*** (0.669)	13.110*** (0.416)	1.534*** (0.495)	11.266*** (0.208)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
R ²	0.052 2	0.032 5	0.043 4	0.039 5
N	10 373	82 412	11 565	141 486

注: 同表3。

易商品的价格波动。从中国进口的角度来看，WTO变量的回归系数从高到底分别为高技术品、低技术品、中低技术品、中高技术品和中技术品；从中国出口的视角来看，WTO变量的回归系数从高到底分别为高技术品、中高技术品、中低技术品、低技术品和中技术品。无论是进口还是出口，WTO变量对中国高技术品价格

波动的抑制效应最大，对中技术品价格波动的抑制效应最小。

表7 1985—2012年中国进口价格波动的回归结果

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)
产品类型	低技术	中低技术	中技术	中高技术	高技术
WTO	-0.320*** (0.109)	-0.316*** (0.059)	-0.108* (0.062)	-0.253*** (0.065)	-0.532*** (0.081)
汇率	0.411 (0.420)	-0.119 (0.233)	-0.050 (0.092)	0.106 (0.104)	-0.235 (0.234)
人口	-0.206*** (0.061)	-0.553*** (0.035)	-0.379*** (0.042)	-0.340*** (0.042)	-0.048 (0.049)
人均收入	-0.443*** (0.083)	-0.611*** (0.046)	-0.071 (0.051)	0.034 (0.050)	0.398*** (0.055)
是否临界	-0.390*** (0.106)	-0.110* (0.058)	-0.262*** (0.055)	-0.212*** (0.058)	-0.082 (0.064)
共同语言	-0.065 (0.122)	-0.255*** (0.057)	-0.160*** (0.062)	-0.046 (0.072)	-0.106 (0.072)
距离	-0.069 (0.075)	0.137*** (0.041)	-0.134*** (0.042)	-0.005 (0.045)	0.008 (0.049)
常数项	13.615*** (1.119)	17.847*** (0.657)	9.211*** (0.730)	7.711*** (0.721)	0.894 (0.822)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
R ²	0.023 4	0.045 2	0.032 0	0.036 3	0.037 1
N	16 042	37 558	25 224	16 498	8 390

注：同表4。

表8 1985—2012年中国出口价格波动的回归结果

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)
产品类型	低技术	中低技术	中技术	中高技术	高技术
WTO	-0.100*** (0.039)	-0.150*** (0.021)	-0.089*** (0.026)	-0.157*** (0.025)	-0.167*** (0.045)
汇率	-0.071 (0.072)	-0.051 (0.044)	-0.071* (0.037)	-0.004 (0.039)	-0.045 (0.047)
人口	-0.581*** (0.034)	-0.359*** (0.017)	-0.199*** (0.020)	-0.169*** (0.020)	0.059** (0.030)
人均收入	-0.466*** (0.040)	-0.332*** (0.022)	-0.291*** (0.025)	-0.344*** (0.026)	-0.064* (0.038)
是否临界	-0.128** (0.056)	-0.092*** (0.032)	-0.109*** (0.033)	-0.147*** (0.038)	-0.111** (0.046)
共同语言	-0.067 (0.070)	-0.157*** (0.039)	-0.059 (0.036)	0.019 (0.051)	0.026 (0.061)
距离	-0.091*** (0.035)	-0.137*** (0.018)	-0.084*** (0.020)	-0.157*** (0.023)	-0.016 (0.033)
常数项	16.414*** (0.570)	11.712*** (0.299)	9.043*** (0.337)	9.210*** (0.357)	3.090*** (0.491)
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
R ²	0.067 0	0.045 0	0.028 8	0.046 2	0.016 2
N	24 123	62 059	46 242	31 588	12 246

注：同表3。

五、基本结论

本文主要分析了贸易协定对中国进出口价格波动的影响，以中国及其贸易伙伴是否加入WTO这一典型案例进行研究，利用中国和188个贸易伙伴的数据，分别考察了中国在加入WTO前后的情况。研究表明：在中国加入WTO之前，如果中国的贸易伙伴成为WTO成员，那么，有利于降低中国从贸易伙伴进出口价格的波动；在中国加入WTO之后，如果中国的贸易伙伴成为WTO成员，仍将有利于降低中国从贸易伙伴进出口价格的波动；在中国加入WTO之后的效应大于在中国加入WTO之前的效应。由此可见，签署WTO协议对稳定中国进出口价格波动有着十分重要的现实意义。

本文的研究结论具有很强的政策指导意义。自改革开放以来，特别是加入WTO之后，中国融入国际市场的程度越来越大，使得国内外商品市场的联系越发紧密，世界的变化深刻

影响着中国的进出口商品价格,对中国维持稳定的进出口贸易发展提出了严峻的挑战。中国进出口规模的扩大并没有带来中国对进出口商品定价权的提升,相反,中国进出口商品定价权缺失问题日益凸显,中国在国际贸易体系的定价权几乎全面崩溃,存在“中国买什么,国际市场就涨什么,中国卖什么,国际市场就跌什么”的现象。进出口商品价格的频繁、剧烈波动,不利于本国经济的稳健发展。以进口价格为例,进口价格上涨或者波动幅度较大,除了会直接引致中国付出较大的支付成本,还会间接使中国国内生产成本提升,进而降低中国出口商品的竞争力,不利于中国国内经济以及对外贸易的稳定发展。另外,大量的研究表明,进口价格的快速攀升会产生诸如贫困增加、社会动荡和国内通货膨胀加剧等重要社会经济问题(魏浩,2016)。因此,中国应该积极和贸易伙伴签署贸易协定,从而避免进出口商品价格的大幅波动。

目前,在WTO协定已趋于完善、进一步升级WTO协定遇到瓶颈之际,签订范围更小的区域贸易协定成为目前世界贸易的主流发展趋势。2015年12月19日,162个WTO成员的贸易部长参加世贸组织第十届部长级会议,此次会议仍然没有达成当初多哈回合谈判制定的签订大规模全球协定的目标,但是,也开始引导世界聚焦于一些范围更小、但成功率更高的贸易协定。这些小范围的贸易协定,已俨然成为目前不亚于WTO协定对于推动全球贸易进程的重要力量。近年来,一系列的重要规划文件和大量自由贸易协定的涌现,都显示中国在大力推进与其他国家和地区签订贸易协定。

中国区域贸易协定的发展,一方面,开始时间较晚但发展迅速,中国在2000年之前都忙于加入世贸组织的谈判,区域贸易协定的发展直到2005年中智自由贸易协定的签订才开始快速发展起来,但短短的十年时间,中国就已经签订了十几个贸易协定,涉及20多个国家,且在谈的项目很多;另一方面,程度和规模较低,目前中国签署的贸易协定均是自由贸易区协定,高水平的关税同盟、共同市场均没有出现,而且,基本上都是双边的贸易协定,多边贸易协定比较缺乏,贸易伙伴的经济规模都比较小,协议内容也仅仅涉及减税等方面,在知识产权、人员流动等高层次交流上很少涉及。依据世界经济发展的新态势,结合中国经济发展的现实情况和发展趋势,今后,中国要高度重视加快实施自由贸易区战略,不仅要促进双边贸易协定的签订、积极开拓多边贸易协定的签订,还要提高贸易协定的质量和标准,从而构筑高标准、高密度的自由贸易区网络,进而为中国经济发展服务。

[参考文献]

- [1]丘东晓.自由贸易协定理论与实证研究综述[J].经济研究,2011(9):147-157.
- [2]魏浩,李晓庆.中国进口贸易的技术结构及其影响因素研究[J].世界经济,2015(8):56-79.
- [3]魏浩.进口定价权、进口价格与不同类型商品的进口战略[J].世界经济与政治论坛,2016(1):80-105.
- [4]谢建国,谭利利.区域贸易协定对成员国的贸易影响研究——以中国为例[J].国际贸易问题,2014(12):57-67.
- [5]徐春祥,郭宗旗,韩召龙.自由贸易协定对我国货物贸易出口规模与出口结构变动的影响[J].亚太经济,2015(2):99-104.
- [6]朱晶,林大燕.贸易协定对我国出口波动影响的实证研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2012,12(2):30-37.

- [7]BUCH C M, DOPKE J, STROTMANN H. Does Export Openness Increase Firm - level Output Volatility? [J]. World Economy, 2009, 32(4):531-551.
- [8]GIORDANI P E, ROCHA N, RUTA M. Food Prices and the Multiplier Effect of Trade Policy[J]. Journal of International Economics, 2016, 101(7):102-122.
- [9]BAGWELL K, ROBERT W. STAIGER. An Economic Theory of GATT[J]. The American Economic Review, 1999, 89(1):215-248.
- [10]MAGGI G, RODRÍGUEZ-CLARE A. A Political-Economy Theory of Trade Agreements[J]. American Economic Review, 2007, 97(4):1374-1406.
- [11]MANSFIELD E D, REINHARDT E. International Institutions and the Volatility of International Trade [J]. International Organization, 2008, 62(4):621-652.
- [12]RAUCH J E. Networks Versus Markets in International Trade[J]. Journal of International Economics, 1999, 48(1):7-35.
- [13]ROSE A K. Do We Really Know That the WTO Increases Trade?[J]. American Economic Review, 2004, 94(1):98-114.
- [14]ROSE A K. Does the WTO Make Trade More Stable?[J]. Open Economics Review, 2005, 16(1):7-22.
- [15]TANG M K, WEI S J. The Value of Making Commitments Externally: Evidence from WTO Accessions [J]. Journal of International Economics, 2009, 78(2):216-229.
- [16]VANNOORENBERGHE G. Firm-level Volatility and Exports[J]. Journal of International Economics, 2012, 86(1):57-67.

(责任编辑 王 瀛)

An Empirical Study on Impact of Trade Agreements on China's Import and Export Price Fluctuation

WEI Hao ZHANG Hao

Abstract: Using the data from China and 188 trade partner countries, this paper empirically analyzes the impact of China's and its trading partner countries' accessions to the WTO on the price fluctuations of China's imports and exports of commodities. From the perspective of China's imports, whether or not China joins the WTO, as long as China's trading partner country joins the WTO, the price fluctuations of China's imports from trading partners will be reduced; compared with before China joined the WTO, if China's trading partner countries join the WTO after China's accession to the WTO, the price fluctuations of imports from trading partner countries will decline more. From the perspective of China's exports, China's trading partner countries' accession to the WTO will also significantly reduce the price fluctuations of China's exports to trading partners. In different periods, China's trade partner countries' accessions to the WTO have more restraining effect on the price fluctuation of China's imported goods than on the price fluctuation of China's export commodities. Therefore, China should speed up the signing of trade agreements with trading partner countries, which is conducive to stabilizing China's import and export prices and avoiding the impact of excessive fluctuations in import and export prices on the domestic economy.

Keywords: Import Price; Export Price; Price Volatility; Trade Agreement; WTO