

# 自由贸易协定原产地规则调整的经济效应评估

——以《美墨加协定》汽车原产地规则为例

刘杜若 张明志

**摘要：**本文使用2011—2019年美国汽车市场数据，测度了1354款车型的需求价格弹性和替代弹性，在识别了原产地规则限制制度对合规车型售价影响的基础上，反事实模拟测算了《美墨加协定》汽车原产地规则调整的经济效应。研究发现：（1）美国汽车市场上各款车型的需求价格弹性和替代弹性是异质性的；（2）以北美区域价值含量为代理变量的原产地规则与美国汽车市场上合规车型售价呈正向相关关系，与不合规车型售价呈U型关系；（3）《美墨加协定》汽车原产地规则限制制度的提升，会对需要调整采购决策以继续合规的车型销量产生负向冲击，其他车型受市场替代效应的影响，其销量有所增加；（4）原产地规则调整降低了对北美自由贸易区外汽车中间品的需求，提升了对区内汽车中间品的需求。

**关键词：**原产地规则；经济效应；随机系数离散选择模型；美墨加协定；汽车行业

[中图分类号] F744 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 1-0146-14

## 引言

自WTO多哈回合贸易谈判（Doha Round of World Trade Talks）陷入停滞并中止以来，自由贸易协定（Free Trade Agreement, FTA）成为各国推进贸易自由化的现实选择和主要载体。在FTA框架下，原产于区内的商品和服务可享受更为优惠甚至为零的关税税率，因此原产地规则即有关商品和服务的原产地界定标准就成为谈判中的“兵家必争之地”。原产地规则已成为一项重要的战略性贸易政策，是FTA成员国对国内产业扶持政策的延伸（成新轩和郭志尧，2019）<sup>[1]</sup>。

相关理论研究早已强调了FTA原产地规则的经济效应。Krishna和Krueger

[收稿日期] 2021-08-30

[基金项目] 国家社科基金青年项目“中国自由贸易协定原产地规则的福利效应及优化研究”（19CJL055）

[作者信息] 刘杜若：经济学博士，贵州省社会科学院对外经济研究所副研究员，贵州省国家治理体系与治理能力现代化地方实践高端智库研究员；张明志（通讯作者）：厦门大学经济学院教授，博士生导师，电子信箱：mzzhang@xmu.edu.cn

(1995)<sup>[2]</sup>指出, FTA 原产地规则具有隐蔽的保护作用, 最终品企业为了获得 FTA 关税优惠, 会将中间品采购从低成本的区外转移至高成本的区内; Ju 和 Krishna (2005)<sup>[3]</sup>在同质性企业假设下引入企业决策异质性, 发现原产地规则和区外中间品贸易转移的关系是非线性的。Demidova 和 Krishna (2008)<sup>[4]</sup>将原产地规则引入 Melitz (2003)<sup>[5]</sup>的异质性企业贸易模型发现, 原产地规则限制制度的提高对区内劳动力并未起到保护作用。Ulloa 和 Wagner (2013)<sup>[6]</sup>放松了劳动力供给缺乏弹性的假设, 研究得出了相同的结论。

从理论上讲, FTA 原产地规则对最终品企业的生产和采购决策会产生影响。但就这一理论观点而言, 实证研究却严重滞后, 有关的实证研究不仅刚刚起步, 而且针对性不强 (Conconi et al., 2018)<sup>[7]</sup>。个中原因, 是因为原产地规则文本过于复杂, 难以量化。为解决这一问题, Estevadeordal (1999)<sup>[8]</sup>提出了指数量化法, 即按商品产地认定规则的不同对原产地规则限制制度进行赋值。随后, Cadot 等 (2006)<sup>[9]</sup>和 Harris (2007)<sup>[10]</sup>对指数设计做了改进。基于指数量化法, 有关学者对原产地规则的经济效应展开了大量的实证研究。在国内, 李海莲和韦薇 (2016)<sup>[11]</sup>测算了原产地规则限制指数, 发现 FTA 原产地规则对区内贸易的影响是倒 U 型的, 与徐进亮和文静 (2012)<sup>[12]</sup>以及杨凯和韩剑 (2020)<sup>[13]</sup>的实证结果一致。成新轩和郭志尧 (2019) 提出了适合中国自由贸易区优惠原产地规则限制程度的测算体系, 论证了中国自贸区原产地规则的合理程度。

总的来说, 已有文献至少在以下几个方面有待改进: 第一, 人为量化指数的主观性遭到了理论界和实务界的广泛质疑。对不同商品采用相同指数的原产地规则, 其经济效应可能截然不同。因此, 基于这一方法的分析在技术上是高度可疑的, 致使相关政策建议可能存在误导性 (Inama, 2009)<sup>[14]</sup>。第二, 绝大多数实证研究将原产地规则调整下的企业行为视为一个“黑箱”, 没有识别出企业决策的异质性, 没能对原产地规则和经济效应间的因果关系进行直接检验。第三, 绝大多数实证研究把重点放在最终品和原产地规则二者间的关系上, 忽视了原产地规则调整对中间品市场的影响。事实上, 通过原产地规则来保护区内中间品和劳动力市场也是这一制度设计的初衷。第四, 已有研究往往只考虑了原产地规则对合规企业的影响效应, 即“直接效应”。但合规企业仅是市场上的一部分企业。当合规企业的价格和销量对原产地规则调整做出反应时, 其他企业的销量会因市场替代而受到间接影响, 这两种效应是完全反向的。那么, 原产地规则限制制度提升, 会不会反而利好区外中间品? 类似这种问题, 显然是决策当局更为关注的, 亟待学界解答。

有鉴于此, 本文在借鉴国内外前沿研究方法的基础上, 以美国汽车行业为例, 对《美墨加协定》汽车行业原产地规则调整的经济效应进行量化评估。针对已有实证研究存在的不足, 本文做出如下改进: 第一, 构建企业定价方程, 采用真实数据求解了原产地规则调整对商品价格的影响。这一做法避免了由指数量化法人为赋值导致的估计偏差。在产品弹性的估算中, 采用了随机系数离散选择模型, 解决了传统离散选择模型无关选择独立性假设 (Independence of Irrelevant Alternatives, IIA) 偏离现实的问题。第二, 借鉴美国国际贸易委员会访谈记录及其分析方法,

对原产地规则调整时做不同决策的企业类型进行了识别，从而打开了原产地规则调整时企业不同决策的“黑箱”。第三，从异质性产品特征层面对《美墨加协定》原产地规则的经济效应进行了全面、系统的评估。尽管受数据可获得性的限制，本文采用的是美国汽车行业数据，但估计过程及估计结论对中国参与 FTA 谈判中有关原产地规则的更精准设计与评估具有重大参考意义。第四，证实了《美墨加协定》汽车原产地规则作为战略贸易政策的有效性。

## 一、方法与模型

### (一) 评估方法说明

对 FTA 原产地规则调整的经济效应的评估要从需求侧和供给侧分别进行。首先，利用需求侧数据，估计各款车型的需求价格弹性和替代弹性；其次，利用供给侧数据和第一步得到的价格弹性值，估计 FTA 原产地规则调整对合规车型商品售价的影响；最后，将 FTA 原产地规则调整的价格效应与全部车型的需求价格弹性相结合，测算得到 FTA 原产地规则调整的销量效应和区内外中间品需求效应。

### (二) 基于需求侧估计车型的需求价格弹性和替代弹性

采用随机系数离散选择模型求解汽车市场上各款车型的需求价格弹性和替代弹性。根据 Berry 等 (1995)<sup>[15]</sup>、Nevo (2000)<sup>[16]</sup>等相关研究，对随机系数离散选择模型进行设定。令市场  $k$  的消费者  $i$  购买车型  $j$  所获得的效用函数如下：

$$u_{ijk} = \alpha_i(y_i - p_{jk}) + x_{jk}\beta_i + \xi_{jk} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

其中， $y_i$  为消费者  $i$  的个人收入， $p_{jk}$  为车型  $j$  在市场  $k$  的价格。 $x_{jk}$  为市场  $k$  车型中  $j$  的可观测特征， $\xi_{jk}$  为市场  $k$  中车型  $j$  的不可观测特征。 $\varepsilon_{ijk}$  是独立同分布的随机扰动项，服从第 I 类极值分布 (type I extreme value distribution)。系数  $\alpha_i$  和  $\beta_i$  代表消费者  $i$  对自身收入、车型  $j$  价格及其可观测特征的异质性偏好程度。令  $\alpha$  和  $\beta$  分别表示全体消费者对自身收入、车型  $j$  价格及其可观测特征的平均偏好程度，有：

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} + \prod D_i + \sum v_i \\ &= \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \prod \alpha \\ \prod \beta \end{pmatrix} D_i + \begin{pmatrix} \sum \alpha \\ \sum \beta \end{pmatrix} (v_{i\alpha} \quad v_{i\beta}) \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $D_i$  和  $v_i$  分别表示消费者  $i$  的可观测特征和不可观测特征，矩阵  $\prod$  和矩阵  $\sum$  则分别表示消费者  $i$  的可观测特征和不可观测特征对  $\alpha_i$  和  $\beta_i$  的影响方式。可以看出，传统离散选择模型仅估计平均效用部分，即  $\alpha$  和  $\beta$ ，忽略了由消费者异质性所引致的消费者效用对平均效用水平的偏离。由式 (2)，将式 (1) 改写为：

$$\begin{aligned} u_{ijk} &= \alpha_i(y_i - p_{jk}) + x_{jk}\beta_i + \xi_{jk} + \varepsilon_{ijk} \\ &= \alpha_i y_i - \left(\alpha + \prod_{\alpha} D_i + \sum_{\alpha} v_{i\alpha}\right) p_{jk} + x_{jk} \left(\beta + \prod_{\beta} D_i + \sum_{\beta} v_{i\beta}\right) + \xi_{jk} + \varepsilon_{ijk} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \alpha_i y_i + (-\alpha p_{jk} + x_{jk} \beta + \xi_{jk}) - \left( \prod_{\alpha} D_i + \sum_{\alpha} v_{i\alpha} \right) p_{jk} \\
 &\quad + x_{jk} \left( \prod_{\beta} D_i + \sum_{\beta} v_{i\beta} \right) + \varepsilon_{ijk} \\
 &= \alpha_i y_i + (-\alpha p_{jk} + x_{jk} \beta + \xi_{jk}) + (-p_{jk} \quad x_{jk}) \left( \prod D_i + \sum v_i \right) + \varepsilon_{ijk} \\
 &= \alpha_i y_i + \delta_{jk} + \mu_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \tag{3}
 \end{aligned}$$

其中,  $\alpha_i y_i$  指消费者  $i$  的收入效用水平<sup>①</sup>。  $\delta_{jk}$  代表平均效用, 即市场  $k$  上车型  $j$  带给全体消费者的平均效用。  $\mu_{ijk} + \varepsilon_{ijk}$  代表均值为 0 的、异质性个人效用对平均效用  $\delta_{jk}$  的偏离。正是这种偏离捕捉到了由消费者异质性所产生的效用函数的随机系数效应。消费者会购买为其带来最高效用水平的车型  $j$ , 即:

$$u_{ijk} \geq u_{izk}, \quad \forall z = 0, 1 \dots J \tag{4}$$

由式 (1) 和式 (4),  $\varepsilon_{ijk}$  服从  $I$  类极值分布, 消费者  $i$  选择车型  $j$  的概率为<sup>②</sup>:

$$s_{ijk} = \frac{\exp(\delta_{jk} + \mu_{ijk})}{1 + \sum_{z=1}^J \exp(\delta_{zk} + \mu_{izk})} \tag{5}$$

市场  $k$  中, 车型  $j$  的市场份额  $s_{jk}$  是该市场中所有购买了  $j$  车型消费者类型的购买概率的积分。令  $P_D^*(D)$  和  $P_v^*(v)$  分别为消费者可观测特征  $D$  和不可观测特征  $v$  的累计概率密度函数, 有:

$$\begin{aligned}
 s_{jk} &= \int_v \int_D s_{ijk} dP_D^*(D) dP_v^*(v) \\
 &= \int_v \int_D \left[ \frac{\exp(\delta_{jk} + \mu_{ijk})}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\delta_{jk} + \mu_{ijk})} \right] dP_D^*(D) dP_v^*(v) \tag{6}
 \end{aligned}$$

由式 (6), 求得市场  $k$  中, 车型  $j$  的需求价格弹性 (或交叉价格弹性)

$$\eta_{jzk} = \frac{\partial s_{jk} p_{zk}}{\partial p_{jk} s_{zk}} = \begin{cases} -\frac{p_{jk}}{s_{jk}} \int_v \int_D \alpha_i s_{ijk} (1 - s_{ijk}) dP_D^*(D) dP_v^*(v), & \text{if } j = k \\ \frac{p_{zk}}{s_{zk}} \int_v \int_D \alpha_i s_{ijk} s_{izk} dP_D^*(D) dP_v^*(v), & \text{otherwise.} \end{cases} \tag{7}$$

由式 (7) 知, 和传统离散选择模型的情形相比较<sup>③</sup>, 根据随机系数离散选择模型所推导出的车型需求价格弹性引入了消费者可观测特征和不可观测特征。当引入消费者异质性后, 随机系数离散选择模型使得具有相似消费者群体的车型间的替代弹性更大, 模型设定更加符合现实。

### (三) 基于供给侧测算原产地规则调整对合规车型价格的影响

原产地规则通过改变厂商生产成本进而影响产品价格。但是, 有关厂商生产成本的数据往往涉及商业机密, 难以获取。Berry 等 (1999)<sup>[17]</sup> 采取了一种合理且可

①后期对市场份额进行计算时, 该项会被抵消。

②将消费者  $i$  选择市场外部商品 (即不购买任何市场中的商品) 所获效用标准化为 0, 故此处分母第一项为 1。这一假设将用于对随机系数离散选择模型的迭代求解。

③有关传统离散选择模型的商品需求价格弹性的表达式, 可参见 Nevo (2000)。

行的估计方法：假设在产品差异化的市场结构下，厂商为实现利润最大化进行伯川德价格博弈（Bertrand Game）。通过令边际成本为产品参数的函数，在利润最大化一阶条件下，利用回归求解各参数与价格关系。借鉴这一做法，令  $RVC_j$  为厂商  $f$  的车型  $j$  的区域价值含量百分比<sup>①</sup>，厂商  $f$  利润为：

$$\pi_f = \sum_{j \in J_f} (p_j - mc_j - \lambda RVC_j) Ms_j(p) - C_f \quad (8)$$

其中， $J_f$  为厂商  $f$  持有的全部车型的数量， $mc_j$  是车型  $j$  的边际成本， $s_j(p)$  是车型  $j$  的市场份额， $M$  是市场规模， $C_f$  是固定成本。 $\lambda$  指  $RVC_j$  对车型  $j$  价格的影响程度。假设伯川德价格博弈存在纯策略纳什均衡且价格为正，厂商  $f$  利润最大化的一阶条件为：

$$s_j(p) + \sum_{r \in J_f} (p_r - mc_r - \lambda RVC_r) \frac{\partial s_r(p)}{\partial p_j} = 0 \quad (9)$$

式（9）中，下标  $j, r$  指厂商  $f$  生产的两种不同车型 ( $j, r \in J_f$ )。除  $mc_r$  和  $\lambda$  外，其他变量均为已知。其中， $\frac{\partial s_r(p)}{\partial p_j} = \eta_{rj} \frac{s_r}{p_j}$ ， $\eta_{rj}$  为前文中已估得的需求价格弹性。为简便，将式（9）表达为矩阵形式：

$$p - mc - \lambda RVC = \Omega^{-1} s \quad (10)$$

式（10）中， $s$  是市场份额向量， $\Omega^{-1}$  是  $J_f \times J_f$  矩阵，其元素取决于车型需求价格弹性和车型所属厂商情况，即所有权结构：

$$\Omega^{-1} = \begin{cases} -\frac{\partial s_r(p)}{\partial p_j}, & j, r \in J_f \\ 0, & otherwise. \end{cases} \quad (11)$$

由于车型边际成本是车型参数  $X$  的函数，由式（10）有：

$$\begin{aligned} mc &= X\gamma + \varepsilon \\ &= p - \Omega^{-1} s - \lambda RVC \end{aligned} \quad (12)$$

移项得到：

$$p = X\gamma + \Omega^{-1} s + \lambda RVC + \varepsilon \quad (13)$$

当原产地规则限制程度增加，合规车型的产品区域价值含量提升时，就能由式（13）测算出原产地规则调整对合规车型价格的影响。

## 二、基于《美墨加协定》汽车原产地规则的实证

### （一）数据来源和变量设置

受数据完整性和可获得性限制，本文选取美国汽车行业为数据样本，以《美墨加协定》中汽车行业原产地规则的调整为研究对象，对 FTA 原产地规则调整的经济效应开展量化评估。

<sup>①</sup>事实上，《美墨加协定》原产地规则调整还包括对零部件区域价值含量、劳动价值含量以及钢铝采购比例的调整等。受数据可获得性限制，本文仅考虑以整车区域价值含量为代理变量的原产地规则调整。

## 1. 车型弹性估计所需数据来源

## (1) 美国汽车市场数据

基于数据可获得性,选取2011—2019年美国汽车市场上的乘用车和轻型商用车为研究样本<sup>①</sup>。车型参数包括价格、容积、马力、整备质量、是否自动挡等。其中,价格数据为厂商建议零售价格根据美国历年消费者价格指数以2010年为基期平减后的实际价格,消费者价格指数来自国际货币基金组织的国际金融统计数据<sup>②</sup>。容积数据为汽车长度乘以宽度乘以高度。回归中,用马力车重比即马力除以整备重量代表汽车加速性能。表1给出了相关参数的统计性描述。

表1 2011—2019年美国汽车参数的统计性描述

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
价格(千美元)	43.49	23.63	12.91	176.14
销量(台)	65 604.81	80 603.15	1 449.00	529 755.00
整备重量(千克)	1755.22	378.45	1 020.00	4 045.00
油耗(升/百公里)	11.21	2.57	4.20	21.15
马力	240.63	76.41	101.00	455.00
容积(立方米)	14.72	3.16	8.77	30.72
用钢成本(价格指数)	1155.47	268.54	601.11	2965.28
用铝成本(价格指数)	238.91	53.62	131.43	577.85
塑料成本(价格指数)	117.86	26.06	65.92	265.34

数据来源:汽车参数数据源自本研究对<https://www.auto123.com>数据的爬取与统计;各车型历年销售数据来自<https://carsalesbase.com/>。成本测算所需的生产者价格指数和汽车用料比例等数据源自美国圣路易斯联邦储备银行网站和美国汽车研究中心(Center for Automotive Research)2019年发布的《技术地图:原材料与制造》报告等。为消除量纲差异,下文回归将对各变量做中心化处理。

考虑到数据量较大,手工搜集耗费精力较多且容易出错,利用Python软件进行编程,对相关网页数据进行了爬取<sup>③</sup>。将车型参数与车型销售数据进行匹配并剔除异常值后,共获得2011—2019年间1354个车型样本。

## (2) 工具变量的构造

尽管随机系数离散选择模型通过引入消费者异质性对价格系数的偏离,提高了系数估计精准性,但价格变量仍可能存在内生性问题,例如,市场 $k$ 中车型 $j$ 价格可能与该车型不可观测特征 $\xi_{jk}$ 相关。根据Conlon和Gortmaker(2020)<sup>[18]</sup>对这一领域研究的工具变量设置法的综述,本文针对车型价格内生性问题构造了三组工具变量。第一组工具变量由各款车型的原材料成本数据及其平方构造得到。原材料成本数据为

①为表述简便,下文用汽车指代乘用车和轻型商用车。

②数据来源:www.imf.org。

③本文的基础数据主要通过Python的BeautifulSoup、Xpath等命令,凭借“查看页面源代码”,爬取相关网页、下拉框,以及“选中(click)”后弹出的各汽车厂家及其下属车型的信息来获得。相关数据均从公开发布的网页上获取。对于通过网页“爬取”所获得的数据,笔者基于《中国汽车工业年鉴》和美国《沃德汽车年鉴》(Ward's Automotive Yearbook)的相关数据予以比对和验证。结果表明,本研究所获取的数据样本是较为完整和可信的。在与汽车销售数据初筛结果匹配后,车型参数的网页数据爬取共获得81696个数值。

$$Cost_{jt} = Price_{it}\theta_i Weight_{jt}, i = 1, 2, 3 \quad (14)$$

其中,  $i$  代表钢、铝和塑料等汽车生产所需要的原材料。 $Price_{it}$  表示年份  $t$  原材料  $i$  的价格,  $\theta_i$  为汽车制造中原材料  $i$  所占的重量比例,  $Weight_{jt}$  表示年份  $t$  车型  $j$  的整备重量 (Curb Weight)。原材料  $i$  价格  $Price_{it}$  用各年度各类原材料生产者价格指数表示, 数据源自美国圣路易斯联邦储备银行网站<sup>①</sup>, 并调整为以 2010 年为基期。各类原材料所占汽车重量比例  $\theta_i$  设置为: 钢 (65%)、铝 (13%) 和塑料 (6%), 数据源自美国汽车研究中心 2019 年发布的《技术地图: 原材料与制造》报告 (Bahrani and Brugeman, 2019)<sup>[19]</sup>。汽车整备重量数据  $Weight_{jt}$  源自本研究对相关网页的数据爬取与统计。第二组工具变量由各款车型的参数数据构造得到。具体包括: 同一厂商生产的其他车型各参数数据的分别加总; 市场上所有其他车型 (竞争对手) 各参数数据的分别加总。数据源自本研究对相关网页的数据爬取与统计。第三组工具变量是各款车型的原材料成本数据与该车型除价格外其他参数数据的交互项。

### (3) 美国家庭户数及消费者特征变量

市场份额的构造需要获取美国汽车市场规模的数据。根据已有研究 (Berry et al., 1995), 选取美国家庭住户总数作为美国汽车市场规模<sup>②</sup>。用各年度各车型销售量除以当年家庭住户总数得到车型市场份额。外部商品市场份额为 1 减去各车型市场份额之和。消费者可观测特征  $D_i$  包括受访者年龄和家庭收入, 来自对美国人口普查局的当期人口调查数据<sup>③</sup>的不重复随机抽样。实际收入通过美国历年消费者价格指数将家庭收入以 2010 年为基期进行平减得到。根据已有做法 (Nevo, 2000), 令消费者不可观测特征  $v$  服从标准正态分布。

## 2. 供给侧所需数据

区域价值含量数据来自美国国家公路交通安全管理局《美国汽车标签法案报告》<sup>④</sup>。将北美价值含量大于等于 62.5% 且小于 75% 的车型识别为将改变采购和生产决策以合规《美墨加协定》汽车行业原产地规则调整的车型。这样做的理由是, 在《美墨加协定》生效前, 此类车型已经符合《北美自由贸易协议》原产地规则要求, 因而更可能选择继续适应《美墨加协定》原产地规则以获得优惠关税减免, 否则会面临较大的沉没成本。美国国际贸易委员会的访谈记录证实了这一识别方法的可行性。根据访谈记录, 北美价值含量接近 62.5% 的绝大多数车型的所属厂商表态称, 将采购更多区内中间品以达到新协定的合规要求。

## (二) 实证过程

### 1. 需求价格弹性的估计

#### (1) 车型价格对消费者效用的影响

采用前文介绍的随机系数离散选择模型进行估计。实证结果见表 2。可以看

①数据来源: <https://www.stlouisfed.org/>。

②相关数据可在对外经济贸易大学学术刊物部的刊文补充数据栏目中查询。

③数据来自美国国家经济研究局 (NBER) 提供的 CPS 镜像网站 <https://www.nber.org/research/data/reading-current-population-survey-cps-data-sas-spss-or-stata>。

④数据来源: <https://www.nhtsa.gov/part-583-american-automobile-labeling-act-reports>。

到,核心变量车型价格及车型其他参数变量与消费者异质性的多个交互项保持显著。这意味着,若采用传统离散选择模型法进行估计,可能会忽略消费者异质性对车型效用水平的实质性影响,导致估计结果出现明显偏误。

表2 车型价格系数的估计结果

变量	均值	与不可观测特征 ( $v$ ) 的交互项	与可观测特征 ( $D$ ) 的交互项	
	( $\beta$ )		年龄	收入
价格	-0.1005 *** (0.0284)	0.0046 (0.0102)		0.5520 *** (0.1857)
油耗	-0.1836 *** (0.0445)	0.0470 (0.0645)		
容积	0.1976 *** (0.0237)	0.0163 (0.0521)		
马力车重比	-15.2744 * * (6.1078)	15.3948 *** (2.6444)		
自动挡	-4.7018 *** (1.5078)	0.0001 (1.0541)	9.2930 *** (2.6252)	
常数项	-6.7139 *** (0.5141)			

注:小括号内为标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。下表同

由表2可知,价格越高、油耗越大的车型对消费者平均效用水平产生负向作用。同时不可忽视消费者异质性的影响:收入更高的消费者更能接受价格较为高昂的车型。容积大的车型更受美国消费者青睐。马力车重比更高(加速性能更好)的车型对消费者平均效用水平影响为负,但与消费者不可观测特征交互项系数显著为正,说明美国消费者对车型加速性能的偏好波动较大,具有较大异质性。自动挡选项对消费者平均效用带来的作用是负向的,但消费者异质性对其随机系数的影响则呈现出显著差异:随着年龄的增长,美国消费者对自动挡车型的偏好程度会显著上升。

## (2) 需求价格弹性

根据随机系数离散选择模型估计结果,对美国汽车市场上各款车型历年需求价格弹性进行测算<sup>①</sup>。2011—2019年间,美国汽车市场上各款车型的需求价格弹性均值为-1.2176,说明车型价格每上升1%,其市场份额平均下降1.2176%。替代弹性均值为0.0034,说明车型价格每上升1%,其他车型市场份额平均上升0.0034%<sup>②</sup>。从测算结果看,随机系数离散选择模型很好地刻画了不同车型间的替代关系,而传统离散选择模型对替代弹性的估计是相同的,从而不能反映出不同车型间替代性的差异(Berry et al., 1995)。

<sup>①</sup>本研究还采取改变汽车参数变量选取、调整交互项等方式对估计结果进行稳健性检验,结果可在对外经济贸易大学学术刊物部的刊文补充数据栏目中查询。结果显示,汽车价格与消费者效用关系的估计结果与表2基本保持一致,这说明以上的估计结果是稳健的。

<sup>②</sup>测算结果可在对外经济贸易大学学术刊物部的刊文补充数据栏目中查询。



## 2. 原产地规则对车型售价影响的估计

利用需求价格弹性估计结果和各车型的所有权结构,根据式(11)测算了2011—2019年的 $\Omega^{-1}$ 矩阵。将各车型的参数、北美价值含量以及 $\Omega^{-1}$ 矩阵代入式(13),从而估计原产地规则调整对各车型价格的影响程度 $\lambda$ 。

根据前文对异质性决策车型的识别,此处保留北美价值含量大于等于62.5%的车型样本即合规车型样本,剔除北美价值含量小于62.5%的车型样本<sup>①</sup>。对于北美价值含量低于62.5%的车型而言,所属汽车厂商并未符合原产地规则,因此不受原产地规则约束,无需承担采购更多自由贸易区中间品的责任。此类车型的北美价值含量与售价间关系是汽车厂商基于北美汽车产业链进行资源优化配置的结果,与FTA原产地规则无关。不过,此处仍报告了基于这类车型的估计结果,与合规车型样本的估计结果进行比较(见表3)。

表3 北美价值含量对车型价格的影响

变量	合规车型		其他车型	
	FE	RE	FE	RE
北美价值含量	0.7658*** (0.1819)	0.3282 (0.2255)	0.0511** (0.0244)	-0.0424* (0.0231)
北美价值含量平方	1.2447*** (0.3097)	0.5920 (0.3884)	0.0092** (0.0039)	-0.0035 (0.0040)
价格加成	0.0059*** (0.0012)	0.0120*** (0.0015)	0.0114*** (0.0017)	0.0284*** (0.0017)
整备重量	0.0248*** (0.0055)	0.0450*** (0.0059)	0.0009 (0.0040)	0.0126*** (0.0045)
油耗	-0.0114*** (0.0038)	-0.0081* (0.0047)	0.0289*** (0.0062)	0.0116* (0.0061)
马力	0.0066*** (0.0016)	0.0137*** (0.0019)	0.0038 (0.0026)	0.0180*** (0.0024)
转速	-0.0028** (0.0014)	-0.0047*** (0.0016)	-0.0028** (0.0013)	-0.0050*** (0.0013)
容积	0.0015 (0.0058)	-0.0105* (0.0062)	0.0013 (0.0086)	-0.0079 (0.0062)
年份固定效应	有	有	有	有
常数项	3.2841*** (0.1264)	2.7223*** (0.1316)	3.1153*** (0.1671)	2.2242*** (0.1244)
F 检验 F 值	25.44 [0.0000]		11.78 [0.0000]	
Hausman 检验卡方值	170.48 [0.0000]		215.96 [0.0000]	

注:为方便测算,对价格和北美价值含量取对数。中括号内为p值。F检验原假设为使用混合回归,若拒绝说明固定效应优于混合回归;Hausman检验原假设为使用随机效应,若拒绝说明固定效应优于随机效应。

由表3,F检验结果和Hausman检验结果说明回归应使用固定效应模型。无论是合规车型还是不合规车型,北美价值含量对数及其二次项均对车型售价产生了显

<sup>①</sup>在系数估计环节还删去了北美价值含量为0的车型样本。原因在于,此类车型并未融入北美汽车产业链,因此北美价值含量提升对其无任何作用。

著影响。求解车型售价与北美价值含量对数的偏导关系式，偏导数为正的两类车型样本北美价值含量对数的最小值分别是-0.6152和-5.5543，而两类车型样本北美价值含量对数的取值范围分别为 $[-0.4700, -0.0408]$ 和 $[-6.6846, -0.4780]$ 。对于合规车型样本，由于车型售价与北美价值含量对数的偏导数始终为正，随着原产地规则限制程度加深，北美价值含量要求提升，其售价将相应上涨。从平均值看，北美价值含量每上升1%，售价将上升0.421%。这说明，原产地规则限制提高将对汽车厂商造成额外成本负担，在保证利润最大化情形下，厂商将通过提价来消化增加的成本。对于其他车型，北美价值含量提升对样本车型售价的影响呈U型关系。这说明，基于北美汽车产业价值链现状，其他车型的汽车厂商可以通过轻微提高北美市场本地化程度，减少成本、降低价格。但是，若此类厂商拟更加依赖北美汽车产业链，为保持利润不变，仍需对相关车型做出提价决策<sup>①</sup>。

### 3. 《美墨加协定》原产地规则调整对美国汽车售价影响的反事实测算

测算方法为：（1）计算出各款车型北美价值含量与《美墨加协定》原产地规则要求间的百分比差距；（2）用估得汽车售价的北美价值含量弹性与百分比差距相乘，得到各款车型售价的变动比例。表4报告了基于2011—2019年北美价值含量数据测算的《美墨加协定》原产地规则调整对相关车型售价的年度平均影响。由表4可知，《美墨加协定》原产地规则调整对相关车型售价影响为2.5%~3%。

表4 《美墨加协定》原产地规则调整对汽车售价的影响

年份	价格变化 (%)
2011	2.8020
2012	2.5077
2013	2.9181
2014	2.7139
2015	3.0096
2016	2.8165
2017	2.6344
2018	3.0029
2019	2.5257

数据来源：本研究测算得到。

### （三）《美墨加协定》原产地规则调整的经济效应估计

#### 1. 《美墨加协定》原产地规则调整对美国汽车销量的影响

根据已测得的《美墨加协定》原产地规则调整对相关车型售价影响，利用车型的需求价格弹性和销量数据，求得原产地规则调整对美国汽车销量影响。销量效

<sup>①</sup>为检验结果稳健性，分别对合规车型和其他车型采取保留子样本回归方法，例如保留北美价值含量在70%以上子样本或北美价值含量小于30%子样本等参与回归，结果可在对外经济贸易大学学术刊物部的刊文补充数据栏目中查询。回归结果再次显示，北美价值含量与合规车型售价呈正相关关系，与其他车型售价呈U型关系。这说明本研究的估计结果是稳健的。

应分为直接效应和间接效应两部分：将北美价值含量在 62.5%~75% 之间，需要调整采购决策和售价以合规原产地新规的车型销量所受影响称为直接效应，将由市场替代效应引致的北美价值含量大于 75% 和北美价值含量小于 62.5% 的其他车型销量所受影响称为间接效应。表 5 报告了相应结果。

表 5 《美墨加协定》原产地规则调整对美国汽车销量影响 单位：辆

年份	直接效应	间接效应	总效应
2011	-58 127	24 367	-33 760
2012	-68 535	25 033	-43 502
2013	-63 779	22 454	-41 325
2014	-67 186	28 440	-38 746
2015	-90 904	38 119	-52 785
2016	-46 299	19 423	-26 876
2017	-62 547	30 859	-31 688
2018	-25 015	10 847	-14 168
2019	-25 623	9 985	-15 638

数据来源：本研究测算得到。

由表 5，当《美墨加协定》汽车原产地规则限制度提升，选择继续适应车型的销量将伴随价格上涨而降低，即《美墨加协定》的销量直接效应为负；同时其他车型受替代效应影响，销量将有所增加，《美墨加协定》的销量间接效应为正。加总后，《美墨加协定》汽车原产地规则调整对美国汽车销量产生负向冲击。进一步，基于不同年份需求价格弹性和销量数据所得到的反事实模拟结果存在明显规律：随着年份增长，《美墨加协定》对美国汽车行业销量的影响逐渐减弱，选择继续适应《美墨加协定》车型受冲击程度逐步下降。这说明近年来，伴随北美地区汽车产业发展和《美墨加协定》新规出台预期的逐渐明朗，符合《北美自由贸易协议》的汽车厂商持续扩大北美生产中间品采购比重，提升相关车型的北美价值含量水平，从而尽量降低采购和生产环节与《美墨加协定》差距，以期在新规生效后能尽快合规<sup>①</sup>。

考虑到美国汽车厂商落实对生产线与采购来源的调整通常需要 3 年以上时间<sup>②</sup>，用 2017 年美国汽车供需结构代表《美墨加协定》原产地规则调整时的市场实际情况是适宜的。下文将基于 2017 年美国汽车市场供需结构，就《美墨加协定》原产地规则调整对区外中间品和区内中间品的需求分别进行反事实模拟。

## 2. 《美墨加协定》原产地规则调整对区外汽车中间品需求的影响

<sup>①</sup>值得注意的是，根据对汽车销售网站数据爬取，所获 2019 年车型 74 款，较 2017 年减少 86 款。因此，2018—2019 年反事实模拟出的销量变化较少，也可能是受车型数量限制影响。不过，剔除 2018—2019 年数据后，2011—2017 年《美墨加协定》原产地规则调整可能影响的合规车型数量同样呈现出下降趋势。这再次说明，随着《美墨加协定》签订期限临近，相关汽车厂商对采购决策做出了提前布局。

<sup>②</sup>参见：<https://www.usitc.gov/publications/332/pub4889.pdf>。

将新规对区外中间品的需求效应分为直接效应和间接效应。一方面,受销量直接效应影响,选择继续合规的车型销量有所下降。但同时,单部汽车北美价值含量增加,所含区外中间品价值占比下降。因此,新规调整对区外中间品需求的直接影响效应为负。另一方面,受销量间接效应影响,由相关车型价格上涨带来的市场替代效应将引致美国汽车市场其他车型销量上升。由于其他车型北美价值含量不受《美墨加协定》的影响,销量上升将带来区外汽车中间品需求扩大。因此,新规调整对区外汽车中间品需求的间接影响效应为正。总的来说,《美墨加协定》原产地规则调整所引致的区外中间品需求效应,将由直接效应和间接效应叠加后决定。

对各车型区外中间品需求变化的测算方法为<sup>①</sup>:(1)直接效应。对北美价值含量在 $[0.625, 0.75]$ 区间车型,区外中间品需求变化为 $FR_j^D = p_j^1 q_j^1 (1 - 0.75) - p_j^0 q_j^0 (1 - RVC_j^0)$ 。其中, $FR_j^D$ 表示区外中间品需求变化的直接效应, $p$ 和 $q$ 为车型售价和销量,下标 $j$ 和上标 $0, 1$ 分别代表车型和《美墨加协定》生效前后。(2)间接效应。对北美价值含量大于 $0.75$ 或小于 $0.625$ 的车型,区外中间品需求变化为 $FR_j^I = p_j (q_j^1 - q_j^0) (1 - RVC_j)$ 。 $FR_j^I$ 表示区外中间品需求变化的间接效应。

测算发现,《美墨加协定》汽车原产地规则调整对区外中间品需求的直接效应为 $-54.17$ 亿美元,间接效应为 $5.18$ 亿美元。加总后,《美墨加协定》汽车原产地规则调整将导致美国对区外汽车中间品需求减少 $48.99$ 亿美元。总体而言,由替代效应所引致的区外中间品需求增长远远小于由合规车型销量下降和北美价值含量上升引致的区外中间品需求缩减,最终使得《美墨加协定》原产地规则调整能够实现减少区外中间品采购的目的。

### 3. 《美墨加协定》原产地规则调整对区内汽车中间品需求的影响

虽然原产地规则调整对区内中间品需求的直接效应的影响方向不明确,但其对区内中间品需求的间接效应为正。因此,仍需要具体测算后判断《美墨加协定》原产地规则调整对区内中间品需求的整体影响。

具体测算方法为:(1)直接效应。对北美价值含量在 $[0.625, 0.75]$ 区间车型,区内中间品需求变化为 $R_j^D = p_j^1 q_j^1 \times 0.75 - p_j^0 q_j^0 \times RVC_j^0$ , $R_j^D$ 表示区内中间品需求变化的直接效应。(2)间接效应。对北美价值含量大于 $0.75$ 或小于 $0.625$ 的车型,区内中间品需求变化为 $R_j^I = p_j (q_j^1 - q_j^0) \times RVC_j$ , $R_j^I$ 表示区内中间品需求变化的间接效应。

测算发现,《美墨加协定》汽车原产地规则调整对区内中间品需求的直接效应为 $52.26$ 亿美元,间接效应为 $5.12$ 亿美元。加总后,《美墨加协定》原产地规则调整将使美国汽车行业对区内中间品需求增加 $57.38$ 亿美元。这说明,《美墨加协定》原产地规则调整能够实现扩大区内汽车中间品采购的目的<sup>②</sup>。

<sup>①</sup>将本研究采用的数据集与美国国家公路交通安全管理局报告的区域价值含量数据匹配后发现,2017年有18款车型的北美价值含量缺失,占当年样本的比重为11.25%。由于无法判断此类车型非北美价值含量,测算中做剔除处理。

<sup>②</sup>本文实证结果验证了Ju和Krishna(2005)在企业决策同质性情形下的理论推论,即FTA原产地规则限制度提升将利好区内中间品。

### 三、结论与启示

本文使用美国2011—2019年汽车市场数据,测度了1354款车型的需求价格弹性和替代弹性,在识别了原产地规则限制制度对合规车型售价影响的基础上,反事实模拟测算了《美墨加协定》原产地规则调整对汽车销量、北美自由贸易区汽车中间品和区外汽车中间品需求的影响。研究发现,《美墨加协定》原产地规则限制制度提升对需调整采购决策以继续合规的车型销量产生负向冲击,降低了对北美自由贸易区外汽车中间品的需求,提升了对区内汽车内中间品的需求。

本文的实证结果具有重要的现实意义。一方面,证实了FTA原产地规则作为一项战略贸易政策的有效性。FTA原产地规则能够显著降低区外中间品需求,提升区内中间品需求,从而实现保护区内中间品市场,促进采购回流的目的。另一方面,由于中国目前FTA原产地规则设计还缺乏差异化和精准性,不利于中国自由贸易区战略目标的实现(成新轩和郭志尧,2019)。因此,未来中国应充分借鉴欧美在这一领域的立法实践经验,针对敏感产业的特定原产地规则,围绕这些产业上下游关键环节,在原产地规则设计中纳入相关标准,以延伸这些环节在区内的产业链、价值链,从而为这些行业的发展提供更加全面而有益的要素和环境支撑。同时,应加强有关中国自由贸易协定原产地规则的研究工作,完善原产地规则政策效果评估流程所需的微观数据统计工作,为政策评估提供充足数据支持。

#### [参考文献]

- [1] 成新轩,郭志尧.中国自由贸易区优惠原产地规则修正性限制指数体系的构建——兼论中国自由贸易区优惠原产地规则的合理性[J].管理世界,2019(6):70-80+108.
- [2] KRISHNA K, KRUEGER A. Implementing Free Trade Areas: Rules of Origin and Hidden Protection [R]. NBER Working Paper, 1995, No. 4983.
- [3] JU J D, KRISHNA K. Firm Behavior and Market Access in a Free Trade Area with Rules of Origin [J]. Canadian Journal of Economics, 2005, 38 (1): 290-308.
- [4] DEMIDOVA S, KRISHNA K. Firm Heterogeneity and Firm Behavior with Conditional Policies [J]. Economics Letters, 2008, 98 (2): 122-128.
- [5] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [6] ULLOA S, WAGNER R. Why Don't All Exporters Benefit from Free Trade Agreements? Estimating Utilization Costs [R]. IDB Working Papers, 2013, No. 4635.
- [7] CONCONI P, SANTANA M G, PUCCID L, et al. From Final Goods to Inputs: The Protectionist Effect of Rules of Origin [J], The American Economic Review, 2018, 108 (8) 2335-2365.
- [8] ESTEVADEORDAL A. Negotiating Preferential Market Access: The Case of the NAFTA [R]. Inter-American Development Bank, 1999.
- [9] CADOT O, ESTEVADEORAL A, SUWA-EISENMANN A, et al. The Origin of Goods: Rules of Origin in Regional Trade Agreements [M]. Oxford: Oxford University Press, 2006.
- [10] HARRIS J T. Measurement and Determination of Rules of Origin in Preferential Trade Agreements [J]. Journal of World Trade, 2007, 34 (1): 141-166.
- [11] 李海莲,韦薇.中国区域自由贸易协定中原产地规则的限制指数与贸易效应研究[J].国际经贸探索,

- 2016 (8): 64-75.
- [12] 徐进亮, 文静. 中澳自由贸易区原产地规则模式选择及实证分析 [J]. 国际经贸探索, 2012 (10): 79-89.
- [13] 杨凯, 韩剑. 最终商品优惠性原产地规则与中间品贸易转移效应——以 CAFTA 原产地规则为例 [J]. 国际经贸探索, 2020 (4): 38-54.
- [14] INAMA S. Rules of Origin in International Trade [M]. Cambridge University Press, 2009.
- [15] BERRY S T, LEVINSOHN J, PAKES A. Automobile Prices in Market Equilibrium [J]. *Econometrica*, 1995 (63): 841-890.
- [16] NEVO A. Mergers with Differentiated Products: The Case of the Ready-to-Eat Cereal Industry [J]. *The RAND Journal of Economics*, 2000, 31 (3): 395-421.
- [17] BERRY S T, LEVINSOHN J, & PAKES A. Voluntary Export Restraints on Automobiles: Evaluating a Trade Policy [J]. *The American Economic Review*, 1999, 89 (3): 400-430.
- [18] CONLON C, GORTMAKER J. Best Practices for Differentiated Products Demand Estimation with PyBLP [J]. *RAND Journal of Economics*, 2020, 51 (4): 1108-1161.
- [19] BAHRANI F Z, BRUGEMAN V S. Technology Roadmap: Intelligent Mobility Technologies [R]. Center for Automotive Research, Ann Arbor, MI, 2019.

(责任编辑 麦丽斯)

## Economic Effects Evaluation of the Adjustment of Rules of Origin in FTA —Based on the Rules of Origin of Automotive Industry in USMCA

LIU Duro ZHANG Mingzhi

**Abstract:** Based on the data of the U. S. automotive market from 2011 to 2019, this paper measures the demand-price elasticity and substitution elasticity of 1354 vehicle models. By identifying the impact of the restrictiveness of rules of origin on the price of USMCA-compliant vehicle models, this paper simulates and calculates the economic effect of the adjustment to rules of origin of automotive industry in USMCA. The results show that: (1) The demand-price elasticity and substitution elasticity of vehicle models in the U. S. automotive market are heterogeneous. (2) Rules of origin represented by the regional value content of the North American free trade area bears a positive correlation with the price of USMCA-compliant vehicle models in the U. S. automotive market, while for other vehicle models, it bears a U-shaped relationship with the price. (3) The increase of the restrictiveness of rules of origin of automotive industry in USMCA exerts a negative impact on the sales of vehicle that need to adjust their sourcing decisions to comply with the rule, while the sales of other vehicle models would increase by the market substitution effect. (4) The adjustment to rules of origin reduces the demand for automotive parts outside the North American free trade area while increases the demand for automotive parts inside the area.

**Keywords:** Rules of Origin; Economic Effects; The BLP Model; USMCA; Automotive Industry