

国际贸易的麦敕勒悖论及其验证： 来自美国及 OECD 成员国的经验证据

余淼杰*

摘要 麦敕勒 (Metzler, 1949) 指出, 对大国的进口行业征收关税可能会降低其国内相对价格, 因而减少了它在经济中的产量份额。针对这一观点, 本文发展了关于国民生产总值 (GDP) 转换对数函数系统的一个理论模型, 并据此估计美国贸易政策对其行业产量份额的影响。通过采用美国及其经济合作与发展组织 (OECD) 贸易成员国的行业面板数据, 并在控制要素禀赋和技术创新对行业产量份额的影响后, 得出了在服装和玻璃行业呈现高关税导致低产量份额的经验证据。在控制了由贸易的政治经济因素导致的内生性及运用各类非关税壁垒代替关税作为测量行业保护的工具体后, 这些发现也同样稳健。因此, 本文的贡献在一定程度上弥补了国际贸易中该领域实证研究方面的空白: 证明了麦敕勒悖论理论不再只是一种可能性, 而的确在服装业中存在。

关键词 麦敕勒悖论, 行业产量份额, 贸易政策

一、导 言

传统国际贸易学认为一国进口关税的增加会导致进口品国内相对价格的上升。但麦敕勒 (Metzler, 1949) 指出了—个可能的“悖论”——大国进口关税的增加对其进口品国内相对价格具有正反两方面的影响。一方面, 进口关税本身直接增加了可进口商品的价格; 另一方面, 由此产生的进口需求的减少压低了外国相对价格, 换言之, 进口关税改善了一国的贸易条件。如果前者的影响大于后者, 那么, 即使加上了关税, 进口品的相对价格也将下降。

基于上述推论, 许多经济学家进一步研究了产生麦敕勒悖论的充分条件。我们将在下一节介绍一些重要的相关文献, 如 Komiya (1967), Minabe (1974), Batra (1984), Chipman (1990), Endoh and Hamada (2004, 2006), 等等。但是, 时至今日, 麦敕勒悖论仍只是被看作一种理论上的可能性, 且

* 北京大学中国经济研究中心。通讯地址: 北京大学中国经济研究中心, 100871, 电话: (010) 62753109, E-mail: mjyu@ccer.pku.edu.cn。作者感谢 Robert C. Feenstra, Joaquim Silvestre 和林毅夫等有益的讨论, 感谢本文在 2007 年芝加哥举行的美国经济年会 (AEA) 宣读时相关学者所提出的建议, 感谢主编姚洋与两个匿名审稿人所提的有益建议。最后, 我的助研刘丹和华燕君负责将本文英文稿译成中文, 在此一并感谢。当然, 所有文责笔者自负。

未被任何实证研究证实或推翻过。本文的目的是在于弥补这方面实证研究领域中的空白。更确切地,我们试图研究麦敕勒悖论是否会在大国(尤其是在美国)发生。

对麦敕勒悖论进行实证检验是一项非常富有挑战性的研究。这主要是因为我们观察到的价格数据已是吸收了进口关税和贸易条件两个方面变化之后的事后(*ex-post*)数据。因此,如果不是绝无可能的话,要从事后数据中区分出大国关税对其行业影响的两种不同变化的确困难。

然而,尽管我们无法观察到进口关税对国内价格的直接影响,我们却能设法估计出进口关税对国内产量份额的间接影响。当然,这里我们应该意识到,国内产量份额的下降并不足以证明麦敕勒悖论的存在;进口竞争型行业产量份额下降也可能是由于关税增加以外的其他方面的原因造成的。

第一,行业的产量份额下降可能是由于要素禀赋随时间的变化而引起的。要素禀赋之所以会随时间变化则可能是由国际间要素流动导致的。例如,在一个标准的赫克歇尔-俄林(Heckscher-Ohlin)模型中,假若劳动力从外国转移到本国,则根据罗勃津斯基(Rybczynski)定理,本国的劳动密集型产业会因得到更多的劳动力而相应地扩张。

第二,另一个可能导致本国行业产量份额下降的原因是出口导向型(*export-biased*)的技术进步。出口导向型行业采用先进的技术就会导致可出口产品的扩张。因此,资源将从进口部门流入出口部门,进而引起进口部门的缩减。

第三,经济中的非贸易部门的扩张也会引起贸易部门相对萎缩,进而导致进口竞争型贸易部门相对收缩。还有一点必须指出,其他的国内行业政策(如生产补贴)也可能使出口行业扩张和进口部门萎缩。

第四,需求面的因素也会引起一行业产量份额的变化。例如,一行业产品的替代品价格的上升会导致消费者增加对该行业产品的购买,从而导致该行业产品的均衡价格和均衡产量上升。换言之,一行业产品的替代品价格的上升会(因需求曲线的右移而)导致该行业在GDP中所占的产量份额上升。相反,一行业产品的互补品价格的上升会导致消费者减少对该行业产品的消费,从而改变了该行业的产量份额。

因此,为了从实证上证实麦敕勒悖论的存在,我们必须控制可能影响行业产量份额变动的其他因素。以往的研究表明,可以用GDP转换对数函数的模型来处理这个问题,因为它能够准确清晰地体现出各行业的进口关税、要素禀赋变化和技术变动对某一行业产量份额的影响¹。

¹ Kohli (1991)对GDP转换对数函数作了非常详细的介绍。其中特别提到GDP转换对数函数的模型的优点之一在于它所估计的是多行业的一个系统方程组,因此这就准许把其他行业的价格因素也包含在同一似不相关(SUR)估算中,这样就使得控制需方成为可能。随后,Harrigan(1997)又成功地运用GDP转换对数函数去估算要素禀赋变化和技术变动等因素如何体现不同国家因比较优势不同而产生的不同分工。

相关的 GDP 转换对数函数实证估计研究包括 Burgess (1976), Kohli (1990), Learner (1984), Harrigan (1997) 以及 Feenstra and Kee (2004) 等等。对偶理论已证明了估计总成本函数与估计 GDP 函数是相等价的。因此 Burgess (1976) 就通过估计总成本函数得到美国的贸易品是资本密集型的而其非贸易品是劳动密集型的。

相应地, 另外的一些研究则利用主投入要素 (即资本和劳动力) 数据直接来估计 GDP 对数函数。运用这种方法, Kohli (1990) 得出美国的消费品是资本密集型而其出口品和投资品则是劳动密集型的。另外, 由于行业产量份额也受到技术差异的影响, 国家之间的技术差异也是国际分工的一个重要决定因素 (Harrigan, 1997)。还要指出的是, 我们可以使用 GDP 转换对数函数的模型来检验出口的多样性对一国生产力的影响 (Feenstra and Kee, 2004)。

总之, 用估计 GDP 转换对数函数的方法来估算国际间要素禀赋变化和技术变动对行业产量份额的影响是被学界普遍接受的。因此, 我们采用这种方法来对麦敕勒悖论进行实证研究。如果在进口竞争性行业存在麦敕勒悖论, 那就意味着, 在控制了许多其他因素之后, 增加进口关税后仍然导致了该行业产量份额的下降。我们接下来也会检验各种非关税壁垒对行业产量份额的影响, 因为非关税壁垒在当今的国际贸易中也有重要影响。由于小国无力改变其贸易条件, 故麦敕勒悖论只可能在大国发生; 而美国又是目前全球最大的经济体, 于是我们用美国作为大国开放经济的代表来估计。在这里由于受到数据的限制, 我们只采用七个主要制造业 (食品业、服装业、造纸业、化工业、玻璃业、金属业和机械业) 的相关数据来进行估计。

当然, 一行业产量份额的下降可能反过来使国内相关的特殊利益集团因此去游说政府采取有利于该集团的贸易政策 (Grossman and Helpman, 1994)。基于这种考虑, 我们采用合适的工具变量来控制这种由反向的“因果倒置”而产生的内生性问题。事实上, 在控制了内生性问题后, 我们依然发现在一些部门 (如服装部门) 存在麦敕勒悖论所描述的现象: 高行业保护导致低行业产量份额。

本文的其他部分安排如下: 第二部分介绍麦敕勒悖论及其扩展, 第三部分是具体的实证分析, 第四部分报告估计结果、敏感度及内生性分析, 第五部分是结论。

二、麦敕勒悖论

为了理解麦敕勒悖论, 我们考虑一个两部门的标准经济: 出口部门 (x) 和进口部门 (m)。其 GDP 函数如下:

$$\text{GDP} = p_x y_x + p_m y_m, \quad (1)$$

其中, p_x , p_m , y_x 和 y_m 分别代表可出口品和可进口品的价格及产量。我们先

来分析进口关税的直接影响。图 1 显示了一个小国自由贸易平衡时, 该国经济在 E_0 点进行生产, 这是该国生产可能性曲线与斜率为 $-p_m/p_x$ 的预算约束线的切点。在进口关税为 τ 的情况下, 新的均衡点为 E_1 。因此, 该国生产更多的可进口品, 同时进口品价格上升, 进而使该国的产量份额上升。

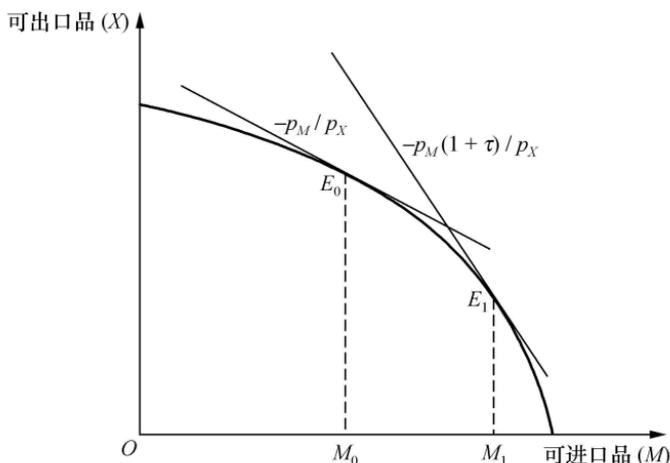


图 1 有关税的小国均衡

在存在从价关税 (τ) 时, 该国生产的可出口品减少, 生产的可进口品增加; 因此, 进口部门扩张 (从 M_0 至 M_1), 而出口部门萎缩。

然而, 这种情况对于大国却未必成立, 因为进口关税增加会改善大国的贸易条件。如图 2 所示, 进口品关税的存在使得可出口品国内相对价格较低, 因而本国生产者会降低可出口品的相对供给。同时, 本国消费者会转向较为便宜的可出口品的消费, 换言之, 可出口品的相对需求上升, 于是, 该国的贸易条件得到改善。因此, 麦敕勒 (1949) 指出, 对一个大国而言, 进口关税的增加可能会降低本国进口品的相对价格:

当然, 进口关税是导致国内进口产品价格高于世界价格的直接原因……但是, 从另一方面来看, 进口关税也会导致一系列的连锁反应, 使得本国进口品相对于其出口品的世界价格下降了, 即改善贸易条件。而且这种间接的下降效应可能超过直接的上升效应。

当该国采取非关税贸易措施, 如出口补贴, 类似的情况也可能会出现。可出口品增加, 因而其相对供给上升。同时, 由于消费者将用可进口品代替可出口品, 其相对需求下降。供给和需求的变化共同作用使得该国贸易条件恶化。当间接的贸易条件恶化效应超过出口补贴带来的直接效应时, 可出口品的市场份额就会下降。

为便于直观理解, 现举一例说明。假设出口价与进口价世界价格比 (P_x/P_m) 为 $1/3$, 进口品关税为 10% , 则当进口国为小国开放经济时, 其出口价与

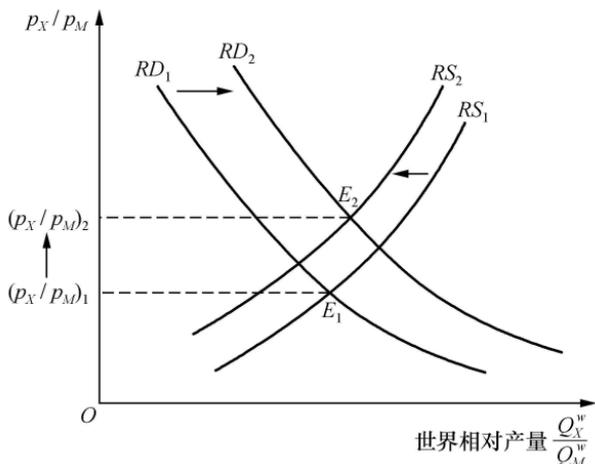


图 2 关税对贸易条件的影响

本国的进口关税提高了可出口品的相对需求，降低了其相对供给，从而本国的贸易条件得到改善。

进口价国内价格比为 $1/(3 \times 1.1) = 1/3.3$ 。显然，进口品的国内价格相对上升（因为 $1/3 > 1/3.3$ ）。但当进口国为大国开放经济时，其贸易条件可能改善。假设出口价与进口价国内不含关税时价格比现因贸易条件改善上升到 $1/2$ ，则算上关税后为 $1/(2 \times 1.1) = 1/2.2$ ，进口品的国内价格相对下降（因为 $1/3 < 1/2.2$ ），而这正是麦敕勒所指的悖论。

麦敕勒（1949）指出，如果进口需求的价格弹性大于进口品的边际消费倾向，关税将会提高国内的进口品相对价格。进一步地说，当考虑到关税收入的再分配时，若关税收入转移到私人部门并被私人部门而非公共部门消费，则该国贸易条件必然会改善。

由于麦敕勒 1949 年的模型仅包括贸易品，Komiya（1967）和 Batra（1984）把非贸易品也包含在模型中，重新检验了麦敕勒悖论。他们都在理论上证明了，在与麦敕勒所推导的充分条件相同的条件下，麦敕勒悖论仍然存在，只是他们在这个条件下对参数的解释有所不同。Minabe（1974）指出，对麦敕勒悖论的理论分析，应使用平均弹性而不是点弹性。他还证明了：如果从价关税较高，则麦敕勒悖论将不复存在。

在最近的研究中，Endoh and Hamada（2004，2006）则研究了麦敕勒悖论不存在的条件。他们都指出，当斯拉茨基矩阵可逆时，麦敕勒悖论将不复存在。换言之，在麦敕勒（1945）提出的总替代假定下，如果贸易伙伴间用总替代矩阵所表示的产业结构相互类似，就意味着收入效应不显著，此时麦敕勒悖论将不复存在。鉴于收入效应与收入转移密切相关，Chipman（1990）则着重讨论了麦敕勒悖论的收入转移问题。

尽管如此，所有这些关于进口关税对国内进口商品价格影响的文献均是

单纯从理论的角度出发, 麦敕勒悖论是否在实证上得以支持还有待回答。

在美国, 行业进口关税增加会如何影响其行业产量份额呢? 在图3中, 运用1974—1990年间美国与14个OECD贸易伙伴国间的平均进口关税数据, 我们首先用图表描述了其七个主要制造业(食品业、服装业、造纸业、化工业、玻璃业、金属业和机械业)中关税与行业产量份额间的关系。从图3中初步观察到, 高关税导致了这所有七个行业的产量份额下降, 这明显与传统认识相悖。因为根据传统理论, 某行业进口关税的增加会使资源流入该行业, 从而提高其产量份额。换言之, 麦敕勒效应可能在这些行业中存在。当然, 单是数据结构的简单描述并不足以说明这七个行业全部存在麦敕勒效应, 还需要进一步进行严格的实证研究。

三、实证模型

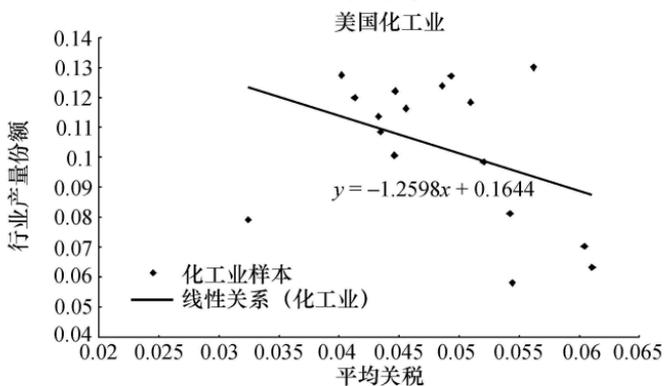
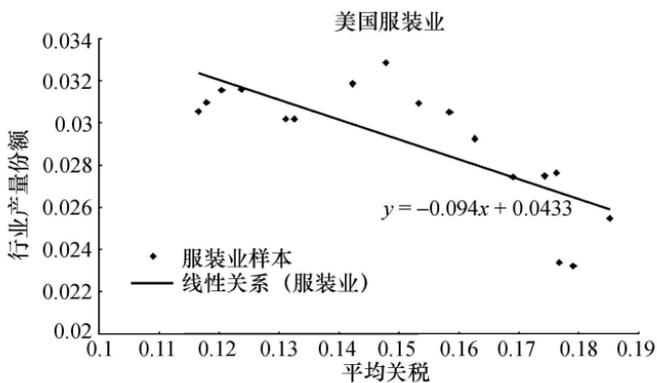
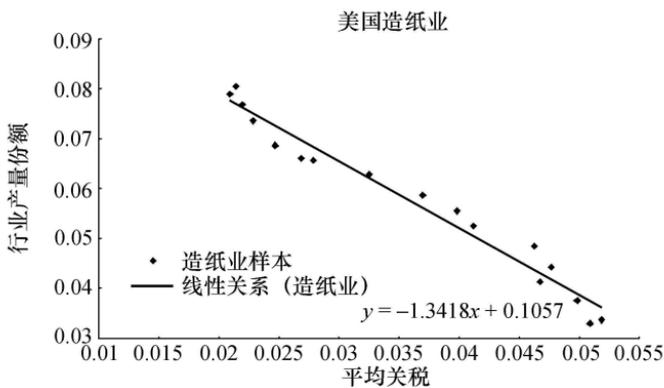
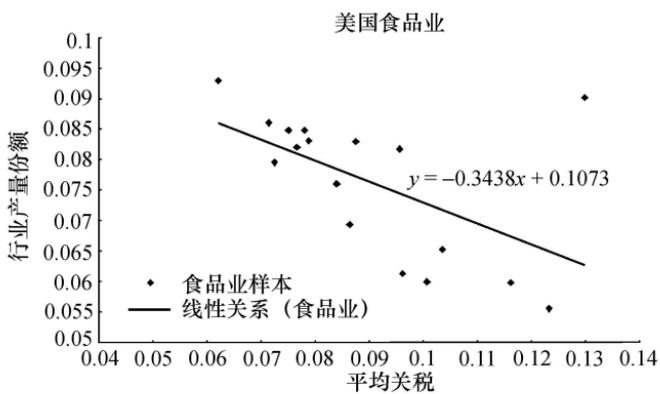
将上述标准的GDP函数模型从两类商品拓展到多种商品, 我们得到如下的GDP函数:

$$G(P, V, t) = \max \sum_{i=1}^N p_i f_{it}(v_i) \quad \text{满足} \quad \sum_{i=1}^M v_i \leq V, \quad (2)$$

这里, $P = (p_1, \dots, p_N)$ 是 N 种商品的价格, $V = (v_1, \dots, v_M)$ 是 M 种要素的禀赋, t 是时间参数, 用来描述技术进步。在文献中, 如 Harrigan (1997), 用全要素生产率来衡量技术进步, 这种方法只有在假设技术是希克斯中性时才有说服力。而在这里, 我们考虑更一般的技术变化, 而不仅仅局限于希克斯中性的技术进步。因此, 我们采用一个更一般的方法, 这种方法在 Mckay, Lawrence and Valstain (1983) 的文章中使用过。我们只用时间趋势作为刻画技术进步的变量, 这主要是考虑到技术水平是由于技术变动而随时间演变的, 因而技术水平就表现为时间的函数。

我们使用了一个广为接受的对数函数式, 事实上, 该式曾被 Christensen, Jorgenson and Lawrence (1973), Diewert (1974), Kohli (1978), Feenstra (1994) 以及 Harrigan (1997) 等采用过。这种函数形式很灵活, 它提供了所述GDP函数的二阶近似表达式。确切地说, 它具有如下形式:

$$\begin{aligned} \ln G(P, V, t) = & \gamma_{00} + \beta \cdot t + \sum_{i=1}^N \gamma_{0i} \ln p_i + \sum_{k=1}^M \delta_{0k} \ln v_k + \frac{1}{2} \phi \cdot t^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \sum_{l=1}^M \delta_{kl} \ln v_k \ln v_l \\ & + \sum_{i=1}^N \phi_{it} (\ln p_i) t + \sum_{k=1}^M \phi_{kt} (\ln v_k) t \\ & + \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln p_i \ln v_k. \end{aligned} \quad (3)$$



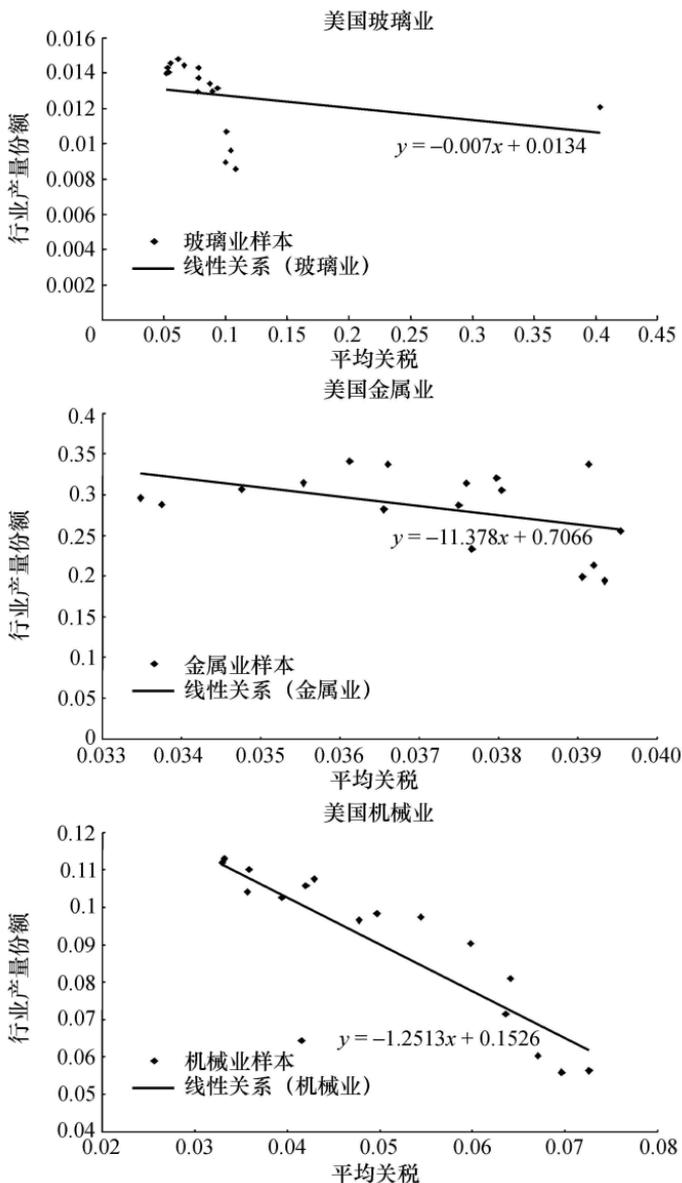


图3 七个行业的进口关税与行业产量份额的关系

注：以上每张图都是用文中提到的数据计算的。

对这个 GDP 对数函数的参数，我们三个限制条件。首先，假定技术是规模报酬不变的，即价格对 GDP 的影响是一次齐次的，这在 Kohli (1978) 等人的研究中使用过。因此，我们对相关参数有如下限定：

$$\sum_{i=1}^N \gamma_{oi} = 1, \quad \sum_{i=1}^N \gamma_{ij} = 0; \quad \sum_{i=1}^N \phi_{ik} = 0; \quad \sum_{i=1}^N \phi_{it} = 0.$$

其次，为了保证要素投入对于 GDP 的影响也是一次齐次的，我们假定：

$$\sum_{k=1}^M \delta_{0k} = 1, \quad \sum_{k=1}^M \delta_{kl} = 0; \quad \sum_{k=1}^M \phi_{ik} = 0; \quad \sum_{k=1}^M \phi_{kt} = 0.$$

最后，在不失一般性的前提下，根据 Young 定理，我们假定 GDP 对数函数的对称性成立： $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ， $\forall i, j$ 和 $\delta_{kl} = \delta_{lk}$ ， $\forall k, l$ 。

我们的主要目的是探讨进口关税对其行业产量份额的影响。我们可从 (3) 式中获得第 i 个产业的产量份额 s_i^2 ，因此，将对数 GDP 函数 (3) 的右边进行微分，我们得到下式（具体推导详见附件）：

$$s_i = \gamma_{0i} + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln v_k + \phi_{it} t, \quad \forall i = 1, \dots, N. \quad (4)$$

这表明，第 i 个部门的产量份额取决于技术、价格以及要素禀赋。利用这些变量的数据，我们可以估计出相应的参数 γ_{0i} ， γ_{ij} ， ϕ_{ik} 和 ϕ_{it} 。

众所周知，麦敕勒效应只会在大国开放经济中出现。作为世界上最大的经济体，美国又是大国开放经济最理想的代表。因此，我们选择它作为检验麦敕勒效应的样本国。目前，非贸易品部门已占美国 GDP 一个相当重的份额。³为深入探讨进口关税对行业产量份额的影响，我们把所有商品分为两类：贸易品和非贸易品，这样我们可以控制非贸易品部门的影响。令贸易品价格为 p^* ，非贸易品价格为 p^{n*} ，我们把 (4) 式写成：

$$s_i^* = \gamma_{0i}^* + \sum_{j=1}^{N_T} \gamma_{ij}^* \ln p_j^* + \sum_{k=1}^M \phi_{ik}^* \ln v_k^* + \phi_{it}^* t + \sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ij}^* \ln p_j^{n*}, \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (5)$$

这里，星号 (*)、 N_T 和 $N - N_T$ 分别代表美国、贸易部门和非贸易部门的数量。

类似地，出口国 c 的产量份额函数可表示为

$$s_{ic} = \gamma_{0ic} + \sum_{j=1}^{N_T} \gamma_{ijc} \ln p_{jc} + \sum_{k=1}^M \phi_{ikc} \ln v_{kc} + \phi_{itc} t + \sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ijc} \ln p_{jc}^n, \quad \forall c. \quad (6)$$

为进行估计，我们将所有商品加总到一个统一的水平（如 SIC 二位码）。这样，用 (5) 式减去 (6) 式，我们得到不同国家每个行业的相对产量份额：

$$\begin{aligned} s_i^* - s_{ic} &= (\gamma_{0i}^* - \gamma_{0ic}) + (\phi_{it}^* - \phi_{itc})t + \sum_{j=1}^{N_T} (\gamma_{ij}^* \ln p_j^* - \gamma_{ijc} \ln p_{jc}) \\ &\quad + \sum_{k=1}^M (\phi_{ik}^* \ln v_k^* - \phi_{ikc} \ln v_{kc}) \\ &\quad + \left(\sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ij}^* \ln p_j^{n*} - \sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ijc} \ln p_{jc}^n \right). \end{aligned} \quad (7)$$

² 注意到 $\partial \ln G / \partial \ln p_i = \partial G / G \cdot p_i / \partial p_i = p_i y_i / G \equiv s_i$ ，第二个等号的推导运用了包络引理 (envelope theorem)。

³ 据美国经济分析局 (BEA) 估算，专业性服务业占 GDP 的比重在 2006 年达到了 20%。

注意到, $\gamma_{ij}^* = \partial s_{ij}^* / \partial \ln p_j^*$, 即产量份额对于价格的半弹性 (semi-elasticity) 衡量了部门 j 的价格对部门 i 的产量份额的影响。由于进口关税导致了各产业的国内价格和出口价格之间存在差异, 产量份额的交叉价格半弹性 γ_{ij}^* 与出口国 c 的相应 γ_{ijc} 是相关的。为求简洁, 我们只假设国与国之间的此类参数完全相同: $\gamma_{ij}^* = \gamma_{ijc}$ 。当然, 真实的参数间可能存在差异。对这种差异的处理, 研究国际贸易的经济学家通常的处理方法是把它包含在误差项中 (Feenstra, 2003)。类似地, 我们也假定各国的罗勃津斯基半弹性 ϕ_{ijc}^* 相等: $\phi_{ij}^* = \phi_{ijc}$ 。

各行业 j 的从价进口税为 $\tau_{jc} = p_j^* / p_{jc}$ 。选定某一年作为基年, 我们把 (7) 式改写为

$$s_i^* - s_{ic} = (\phi_{it}^* - \phi_{ic})t + \sum_{j=1}^{N_T} \gamma_{ijc} \ln(p_j^* / p_{jc}) + \sum_{k=1}^M \phi_{kic} \ln(v_k^* / v_{kc}) + [(\gamma_{oi}^* - \gamma_{oic}) + \sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ij}^* \ln p_j^{n*} - \sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ijc} \ln p_{jc}^n]. \quad (8)$$

注意到, (8) 式的最后四项分别衡量了 GDP 对本国价格的相对弹性 ($\gamma_{oi}^* - \gamma_{oic}$) 和进口国与出口国非贸易部门的价格 ($\sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ij}^* \ln p_j^{n*} - \sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ijc} \ln p_{jc}^n$) 对行业相对产量份额的影响。由于非贸易部门的价格数据目前无法获得, 正如 Harrigan (1997) 所指出的, 通常的处理方法是把所有各项吸纳在一起并当成一个随机变量来处理:

$$\epsilon_{ict} = (\gamma_{oit}^* - \gamma_{oict}) + \left(\sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ij}^* \ln p_{jt}^{n*} - \sum_{j=N_T+1}^N \gamma_{ijc} \ln p_{jct}^n \right).$$

我们将这个随机变量 ϵ_{ict} 分解为三项: 用来控制无法观察到的一国专有而不随时间变化的国别固定效应 η_{ic} 、时间的固定效应 μ_{it} 以及一个用来体现所有未具体表述的影响因素⁴的具有零期望异方差 (σ_i^2) 属性的特殊效应 e_{ict} 。也就是说, 这个随机过程可以表示成更简单灵活的形式:

$$\epsilon_{ict} = \eta_{ic} + \mu_{it} + e_{ict}.$$

注意到这里非贸易部门的影响已被与国别和时间的固定效应所表征。至此, 我们可把 (8) 式写成下列实证表达式:

$$s_{it}^* = s_{ict} + \sum_{j=1}^{N_T} \gamma_{ijct} \ln \tau_{jct} + \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln(v_{kt}^* / v_{kct}) + \beta_{it} + \eta_{ic} + \mu_{it} + e_{ict}. \quad (9)$$

很明显, 在 (9) 式中, 美国 i 行业的市场份额取决于它自身的从价进口关税、(可用来衡量需求面因素的) 其他部门的进口关税、各种要素的相对投入和产业技术水平。我们主要感兴趣的是每个产业的进口关税对自身产量份

⁴ 如前文所指的各种影响行业产量份额的难以衡量的需求面因素, 诸如消费者消费偏好等。

额的影响。为深入探讨这种影响，我们同样控制了出口国的相应产量份额、行业的固定效应以及年度相关的固定效应。

四、数据与估计结果

为估计 (9) 式，我们用标准行业分类 (SIC) 四位码原始数据加总并分成七个主要的制造行业 (食品业、服装业、造纸业、化工业、玻璃业、金属业和机械业)。如果所有产业产量份额的总和为 1，则须在估计 GDP 对数函数时去掉一个等式 (Feenstra, 2003)。然而，由于这七个产业的份额总和小于 1，我们可以直接对该 GDP 对数函数系统进行估计。

(一) 数据

表 1 概述了我们所用主要数据集的描述性统计量，我们在这里使用从价进口关税来表示美国的贸易政策。各国行业产量份额数据来自于 Mayer and Zignago (2005)。⁵ 其他变量数据来源均列于附表。样本数据涵盖了 1974—1990 年共 17 年，包括了美国的 14 个主要贸易伙伴 (即，13 个 OECD 国家和墨西哥)。数据的覆盖范围与 Harrigan (1997) 类似：我们虽然没有包括联邦德国，却增加了几个较小的 OECD 经济体，如澳大利亚、奥地利、芬兰、爱尔兰、挪威和葡萄牙。我们也包括了墨西哥，因为它是目前美国的第二大贸易伙伴。⁶ 表 1 包含了在七个主要产业中，美国与其贸易伙伴在产业产量份额之间差异的有关统计数据。有意思的是，我们发现，在所涉及的七个制造业中，平均而言，美国的行业产量份额比重相对其 OECD 贸易伙伴都要小。这也从一个侧面反映了美国非制造业 (特别是服务业) 近年来在其经济中占据越来越重要的地位。事实上，据 BEA 汇报，美国服务业占 GDP 的比重是逐年上升而制造业比重则是逐年下降的。⁷ 服务业占 GDP 的比重在 1987 年仅为 6%，但到 1999 年上升到近 10%；制造业比重则由 1987 年的 28% 下降到 1999 年的 23%。⁸

⁵ Nicita and Olarreaga (2006) 也构建了一个包含更多国别、更多年份的相关面板贸易数据库，但由于其缺乏各贸易国各行业产量份额数据而不得不放弃使用。但这个数据库对以后相关主题的研究很有用，在此笔者特地感谢一匿名审稿人提供了这些数据的信息。

⁶ 根据美国商务部官方网部统计披露，2005 年美国—墨西哥贸易量 (出口加进口) 总和约为 2900 亿美元。

⁷ 出现这一现象的原因可能与制造业生产的外包 (outsourcing) 相关。Feenstra (1998) 和 Yi (2003) 曾对此作了一个很详细的讨论。但生产的国际转移或外包不在本文的研究范围，因此暂不展开深入讨论。

⁸ 数据来源：美国经济分析局 (Bureau of Economic Analysis) 官方网站：<http://www.bea.gov>。

表1 变量的描述性统计量

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
关税的对数				
食品	-2.596	0.739	-4.493	2.869
服装	-1.919	0.240	-2.576	-1.383
造纸	-3.463	0.566	-5.127	-2.620
化工	-3.075	0.319	-4.794	-2.200
玻璃	-2.695	0.739	-4.605	1.445
金属	-3.519	0.835	-8.148	-2.325
机械	-3.057	0.377	-4.543	-2.185
产量份额差异				
食品	-0.176	0.369	-1.461	0.082
服装	-0.024	0.050	-0.221	0.030
造纸	-0.123	0.284	-1.394	0.065
化工	-0.063	0.204	-0.673	0.129
玻璃	-0.028	0.049	-0.181	0.013
金属	-0.269	0.770	-3.638	0.303
机械	-0.095	0.268	-1.264	0.103
差额的对数				
耐用品	2.939	1.174	0.817	4.998
非居住性建筑	2.855	1.150	0.534	5.125
低教育水平工人	-1.492	0.664	-2.598	0.305
中等教育水平工人	0.446	0.400	-0.316	1.661
高教育水平工人	1.123	0.588	-0.239	2.379
农业土地	3.558	1.280	1.355	5.461

注:以上变量来源参见附表。我们用美国的产量份额减去14个OECD进口国的平均水平得到每个行业的产量份额差异。数据涵盖17年和14个国家,共238个观察值。

各行业的SIC二位码关税税率是由其SIC四位码关税加总平均而得,而后者则用行业所缴关税除以进口商品的海关估值得到。总体而言,如表2所示,在每个国家,食品、服装和玻璃行业的进口关税比造纸、化工和金属等其他行业的要高一些。将1974年到1990年的数据进行比较,我们发现进口关税随时间推移而下降,这主要是GATT/WTO各回合贸易谈判努力的结果。

表2 美国七大主要行业与14个国家的进口关税

出口国	年份	食品	服装	造纸	化工	玻璃	金属	机械
澳大利亚	1974	0.213	0.156	0.055	0.032	0.120	0.022	0.060
	1990	0.022	0.104	0.015	0.026	0.067	0.023	0.025
奥地利	1974	0.084	0.197	0.058	0.051	0.102	0.078	0.072
	1990	0.029	0.141	0.027	0.043	0.052	0.054	0.040
加拿大	1974	0.266	0.127	0.009	0.039	0.018	0.020	0.044
	1990	0.070	0.081	0.006	0.027	0.012	0.011	0.016
丹麦	1974	0.081	0.121	0.056	0.059	0.140	0.025	0.070
	1990	0.046	0.111	0.027	0.035	0.047	0.056	0.038

(续表)

出口国	年份	食品	服装	造纸	化工	玻璃	金属	机械
芬兰	1974	0.112	0.149	0.042	0.065	0.151	0.027	0.072
	1990	0.056	0.089	0.021	0.037	0.038	0.046	0.040
法国	1974	0.087	0.205	0.049	0.046	0.128	0.048	0.082
	1990	0.044	0.125	0.023	0.056	0.073	0.044	0.034
爱尔兰	1974	0.081	0.211	0.071	0.070	0.060	0.041	0.074
	1990	0.011	0.123	0.040	0.045	0.036	0.052	0.029
意大利	1974	0.173	0.215	0.064	0.052	0.113	0.058	0.080
	1990	0.037	0.140	0.026	0.052	0.095	0.043	0.042
日本	1974	0.171	0.239	0.062	0.064	0.180	0.051	0.078
	1990	0.094	0.112	0.028	0.058	0.072	0.050	0.036
墨西哥	1974	0.119	0.184	0.050	0.063	0.133	0.015	0.075
	1990	0.041	0.095	0.014	0.040	0.036	0.027	0.032
挪威	1974	0.063	0.182	0.054	0.049	0.011	0.016	0.069
	1990	0.044	0.144	0.017	0.031	0.015	0.008	0.030
葡萄牙	1974	0.105	0.129	0.054	0.058	0.130	0.043	0.112
	1990	0.164	0.121	0.013	0.043	0.074	0.054	0.040
瑞典	1974	0.076	0.183	0.047	0.059	0.125	0.077	0.061
	1990	0.028	0.122	0.022	0.032	0.056	0.050	0.039
英国	1974	0.095	0.177	0.043	0.053	0.102	0.025	0.068
	1990	0.183	0.123	0.021	0.039	0.055	0.028	0.025

资料来源：以上数据来自于 Feenstra *et al.* (2001)。

更进一步地，各种非关税壁垒（NTB）在国际贸易政策中正发挥着越来越重要的作用。1994 年举行的 GATT/WTO 乌拉圭回合要求发达国家以接近 40% 的幅度削减进口关税，从而引起各国产业保护的手段从关税转向非关税壁垒。因此，我们也将非关税壁垒作为衡量美国贸易政策的另一个指标来检验麦敕勒悖论。

非关税壁垒的数据主要基于 UNCTAD 多年的贸易分析和信息系统 (TRAINS) 所提供的国际标准产业分类 (ISIC, 1968 年第二次修订版)。根据这种分类，非关税壁垒包括多种贸易措施，如价格控制措施、质量控制措施、海关费用、金融措施、技术性措施、垄断及其他各种综合措施。这里，我们按照 Laird and Yeats (1990) 的做法，用两种办法衡量非关税壁垒：覆盖率和频率。确切地，行业的覆盖率定义为 $\sum_i w_l^i I_l^i$ ，其中 w_l^i 代表第 l 个产业总进口产品中产品 i 所占比重，而 I_l^i 是指示变量，当对该产品采取了某些非关税措施时，其值为 1，否则为 0。对应地，行业 l 的非关税保护频率定义为 $\sum_i I_l^i / N^l$ ，其中 N^l 是第 l 产业所生产商品总数，而 I 是指示变量，当对该商品采取非贸易措施时，其取值为 1，否则为 0。

表 3 提供了 1990 年后 (1993、1994、1996 和 1999 年) 对 14 个国家采取

的非关税壁垒措施的主要统计数据。在七个制造行业中,玻璃业的非关税壁垒保护是最低的,而无论采取何种方法衡量,食品业的非关税壁垒保护措施都是最高的。这意味着最近美国食品行业的制造商已从寻求关税保护转移到寻求非关税壁垒的保护。事实上,这些观察也与现实相符。美国对糖类的进口配额在2002年达到了140万吨,从而造成了其国内糖类价格比国际同类产品价格高出一倍多。⁹

表3 美国七大主要行业对17个国家实行的非关税壁垒

出口国	类别	食品	服装	化工	玻璃	金属	机械
澳大利亚	NTM_F	0.516	0.104	0.043	0.004	0.111	0.082
	NTM_C	0.649	0.119	0.074	0.005	0.039	0.074
奥地利	NTM_F	0.515	0.104	0.045	0.004	0.097	0.084
	NTM_C	0.450	0.115	0.111	0.000	0.099	0.068
比利时	NTM_F	0.414	0.136	0.041	0.005	0.135	0.107
	NTM_C	0.367	0.163	0.093	0.002	0.116	0.157
加拿大	NTM_F	0.437	0.104	0.045	0.004	0.126	0.086
	NTM_C	0.438	0.129	0.072	0.011	0.120	0.113
丹麦	NTM_F	0.441	0.104	0.043	0.004	0.097	0.082
	NTM_C	0.393	0.134	0.080	0.000	0.062	0.070
芬兰	NTM_F	0.516	0.104	0.043	0.004	0.084	0.082
	NTM_C	0.628	0.078	0.087	0.030	0.077	0.103
法国	NTM_F	0.442	0.104	0.047	0.006	0.126	0.087
	NTM_C	0.463	0.093	0.115	0.004	0.116	0.074
爱尔兰	NTM_F	0.441	0.104	0.043	0.004	0.097	0.082
	NTM_C	0.416	0.115	0.091	0.000	0.042	0.047
意大利	NTM_F	0.443	0.104	0.064	0.005	0.124	0.093
	NTM_C	0.313	0.115	0.134	0.002	0.141	0.123
日本	NTM_F	0.439	0.145	0.083	0.008	0.139	0.102
	NTM_C	0.477	0.106	0.071	0.003	0.139	0.168
墨西哥	NTM_F	0.438	0.104	0.045	0.018	0.126	0.084
	NTM_C	0.475	0.121	0.071	0.139	0.128	0.109
荷兰	NTM_F	0.443	0.104	0.043	0.004	0.138	0.082
	NTM_C	0.416	0.094	0.082	0.003	0.176	0.076
新西兰	NTM_F	0.450	0.104	0.043	0.004	0.084	0.083
	NTM_C	0.575	0.126	0.062	0.000	0.101	0.104
挪威	NTM_F	0.438	0.104	0.043	0.004	0.079	0.082
	NTM_C	0.321	0.106	0.059	0.000	0.003	0.066
葡萄牙	NTM_F	0.442	0.104	0.043	0.004	0.116	0.082
	NTM_C	0.377	0.142	0.062	0.005	0.146	0.050
瑞典	NTM_F	0.438	0.104	0.047	0.005	0.096	0.085
	NTM_C	0.345	0.079	0.180	0.015	0.130	0.095
英国	NTM_F	0.443	0.104	0.047	0.005	0.138	0.086
	NTM_C	0.549	0.098	0.127	0.001	0.150	0.075

资料来源:NTB的原始数据来源于联合国贸易与发展会议。上述数据涵盖1993、1994、1996和1999年。NTM_F表示非关税壁垒的频率指标。NTM_C表示非关税壁垒的覆盖率指标。这两种方法的区别在文中有详细阐述。造纸业的数据未能获得。

⁹ 资料来源:美国国际贸易委员会, the Economic Effect of Significant U. S. Import Restraint, 2004。

要素投入的数据与 Harrigan (1997) 所使用的数据相一致。我们主要考虑三大要素投入：资本、劳动力和土地。确切地说，我们把资本分为两个子类：非居住性建筑和生产性耐用品。我们同样把劳动力投入区分为三类：(a) 高教育水平工人（即至少受过大学教育的工人）；(b) 中等教育水平工人（即至少完成了高中学业的工人）；以及 (c) 低教育水平工人（即未受过高中教育的工人）。最后，耕地是用可耕地乘以土地份额所得。

(二) 估计

我们的估计系统有七个等式。在每个等式中，因变量都是美国的产业份额，自变量是七个主要产业的从价进口关税、六种要素投入和一个衡量技术进步的时间趋势变量。除了时间趋势变量，其他所有变量都是对数形式，这意味着估计所得的系数可以解释为半弹性。

我们采用迭代的 Zellner (1962) 似不相关回归 (SUR)，并作两个限定：第一，对称性假定，行业 i 和 j 之间的产业份额交叉价格效应应当相等，即 $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ 。第二，所有要素投入的系数总和应当等于零，即 $\sum_{k=1}^M \phi_{ik} = 0$ 。

表 4 报告了使用 1990 年以前的关税数据估计的主要结果。在这个 SUR 系统中，每个等式都包含三种类型的自变量：关税、要素投入以及时间趋势变量。我们同时包含了一个国别的固定效应和年度的固定效应，此处为节省篇幅而略去不予报告，但若需要可予提供。

表 4 利用 1990 年以前的关税数据估计而得的 GDP 份额函数

	食品	服装	造纸	化工	玻璃	金属	机械
关税_食品	-0.022 (-1.01)	-0.007* (-1.83)	-0.015* (-1.87)	-0.004 (-0.6)	-0.001 (-0.5)	-0.008 (-0.4)	-0.035** (-4.08)
关税_服装	-0.007* (-1.83)	0.003 (0.36)	0.015** (3.01)	-0.003 (-0.45)	-0.007** (-3.52)	-0.014** (-4.14)	0.005 (0.71)
关税_造纸	-0.015* (-1.87)	0.015** (3.01)	-0.004 (-0.45)	-0.001 (-0.16)	0.003 (1.45)	-0.003 (-0.18)	-0.043** (-4.26)
关税_化工	-0.004 (-0.6)	-0.003 (-0.45)	-0.001 (-0.16)	0.019** (1.77)	0.008** (3.67)	-0.005 (-0.42)	-0.034** (-3.13)
关税_玻璃	-0.001 (-0.5)	-0.007** (-3.52)	0.003 (1.45)	0.008** (3.67)	-0.003** (-2.98)	-0.003 (-1.00)	-0.010** (-3.55)
关税_金属	-0.008 (-0.4)	-0.014** (-4.14)	-0.003 (-0.18)	-0.005 (-0.42)	-0.003 (-1.00)	-0.033 (-0.72)	-0.046 (-2.83)
关税_机械	-0.035** (-4.08)	0.005 (0.71)	-0.043** (-4.26)	-0.034** (-3.13)	-0.010** (-3.55)	-0.046** (-2.83)	0.060** (3.20)

(续表)

	食品	服装	造纸	化工	玻璃	金属	机械
非居住性建筑	-0.079 (-1.35)	-0.011 (-1.22)	-0.056 (-1.18)	-0.049 (-1.5)	-0.016** (-1.96)	-0.085 (-0.65)	-0.016 (-0.36)
生产性耐用品	0.016 (0.25)	-0.002 (-0.24)	0.050 (1.01)	0.043 (1.26)	0.010 (1.15)	0.085 (0.62)	-0.018 (-0.38)
低教育水平工人	0.017 (0.62)	0.009** (2.1)	-0.006 (-0.27)	0.006 (0.41)	0.002 (0.57)	-0.058 (-0.94)	-0.009 (-0.44)
中等教育水平工人	-0.201** (-3.63)	-0.016* (-1.84)	-0.145** (-3.22)	-0.117** (-3.77)	-0.022** (-2.98)	-0.341** (-2.75)	-0.133** (-3.08)
高教育水平工人	0.374** (8.03)	0.032** (4.5)	0.274** (7.27)	0.200** (7.70)	0.045** (7.15)	0.703** (6.78)	0.263** (7.29)
耕地	-0.127** (-5.98)	-0.012** (-3.58)	-0.117** (-6.80)	-0.084** (-7.07)	-0.019** (-6.61)	-0.305** (-6.43)	-0.086** (-5.23)
时间序列	-0.018 (-1.42)	0.001 (0.22)	-0.014 (-1.51)	-0.004 (-0.55)	-0.002 (-1.23)	-0.037 (-1.44)	-0.025** (-2.66)
国别固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.43	0.28	0.37	0.42	0.42	0.35	0.35

注:每列为七大行业的估计结果,括号内为 t 统计量。因变量为行业产量份额的百分数,自变量为对数形式(时间趋势变量除外)。* (***) 表示在 95%(99%)的水平上显著。为节省篇幅,年别和国别固定效应估算系数此处从略。带限定的似不相关回归(SUR)系统估计了 238 个观察值。

由回归结果可见,各个行业的关税半弹性差异较大。在所有的七个系数中,服装、化工和机械行业的关税自半弹性(own semi-elasticity)是正值,而食品、造纸、玻璃和金属行业的值却是负的。机械行业的关税自半弹性最大,然后是化工、服装、造纸、玻璃、食品和金属行业。特别地,化工、玻璃和机械行业的系数在常规统计水平下显著。正的系数意味着美国进口关税的增加促进了该行业相对于其他国家的扩张,这是增加进口关税后不存在麦敕勒悖论时的一般效果。进口关税的增加使该行业的制造商获益,从而刺激产品生产并促进行业扩张。

最有趣的发现来自于玻璃业。玻璃业关税的自半弹性(-0.003)在统计上呈负的高度显著。这意味着麦敕勒悖论在该行业存在。这个发现背后的经济学原理是,关税的增加显著改善了贸易条件,并因此降低了国内进口产品的相对价格。相反地,化工业和机械业关税的自半弹性都在统计上呈正的高度显著。这意味着麦敕勒悖论在该行业不存在。另外,由于食品、服装、造纸和金属行业的自半弹性都不显著,因此我们无法确定麦敕勒悖论在这些行业是否存在。

至于进口关税对行业产出份额的交叉影响,其值正负均有。当某行业进口关税的交叉效应与其自身效应的符号一致时,两个行业是总体互补关系。与此相反,当自身效应和交叉效应符号相反时,两个行业是总体替代关系。例如,玻璃业的进口关税使本行业和服装行业显著收缩,但刺激了化工行业

的扩张。这意味着玻璃制造部门与服装行业总体互补但与化工行业是总体替代关系。

如前所述，时间趋势变量反映了技术进步的效应 (Mckay, Lawrence 和 Valstun, 1983)，其回归系数对于所有制造业都是负的。一个可能的解释是，在这段时期中，技术进步多出现于服务业，因而导致服务业的相对扩张和制造业的相对萎缩。

最后，各要素投入对行业份额的效应整体上与 Harrigan (1997) 的结果一致。在表 4 中，资本投入被区分为两个子类：生产性耐用品和非居住性建筑。对大多数的制造部门而言，生产性耐用品与行业产量份额正相关。有趣的是服装和机械行业，但其系数是不显著的。与此相反，非居住性建设与美国行业产量份额是负相关的。上述发现意味着：(a) 生产性耐用品的相对增长扩张了制造行业，(b) 非居住性建筑对于服务行业至关重要，因此其相对增长导致了美国服务部门的扩张和制造部门的萎缩。

另外一个有趣的发现是高教育水平与制造部门的规模正相关，而中等教育水平与其负相关。这可能是由于制造部门相对于农业部门对高度熟练工人的需求更大。低教育水平工人的系数正负均有，只有服装行业的系数为正且显著(0.09)。这是与事实相符的，因为纺织行业是一个相对下游的产业，只需要较低的技术水平。对于土地投入，在所有的制造行业中，可耕种土地与行业产量份额都是负相关的。这个意义很明显：根据罗勃津斯基定理，土地投入的增加将毋庸置疑地导致农业部门的相对扩张从而使得制造部门相对萎缩。

(三) 稳健性检验

为深入探讨贸易政策对行业产量份额的影响，我们也使用一个非关税壁垒的数据集来进行稳健性检验，检验结果报告在表 5 和表 6 中。

表 5 利用非关税壁垒(覆盖率)数据估计而得的 GDP 份额函数

	食品	服装	化工	金属	机械
非关税壁垒_食品	0.018 (0.25)	-0.024 (-1.36)	0.058 (3.05)	0.070** (1.95)	0.016 (0.92)
非关税壁垒_服装	-0.024 (-1.36)	0.006 (0.69)	-0.005 (-1.13)	0.009 (0.8)	-0.001 (-0.1)
非关税壁垒_化工	0.058** (3.05)	-0.005 (-1.13)	0.017** (2.08)	0.030 (1.28)	0.007 (0.71)
非关税壁垒_金属	0.070* (1.95)	0.009 (0.8)	0.030 (1.28)	0.062 (0.53)	0.012 (0.26)
非关税壁垒_机械	0.016 (0.92)	-0.001 (-0.1)	0.007 (0.71)	0.012 (0.26)	0.007 (0.34)

(续表)

	食品	服装	化工	金属	机械
固定资本	-0.372** (-5.4)	-0.137** (-6.25)	-0.196** (-4.39)	-0.715** (-3.17)	-0.248** (-2.78)
劳动力	0.417** (4.55)	0.157** (5.41)	0.216** (3.65)	0.773** (2.59)	0.274** (2.31)
可耕地	-0.045 (-1.16)	-0.021** (-1.71)	-0.020 (-0.82)	-0.059 (-0.47)	-0.026 (-0.52)
时间序列	0.025 (0.25)	0.020 (0.64)	-0.013 (-0.2)	-0.156 (-0.49)	-0.046 (-0.37)
国别固定效应	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.58	0.53	0.48	0.30	0.25

注:非关税壁垒用其覆盖率来衡量。因数据缺失,玻璃和造纸行业未被统计。上表各列报告了食品、服装、化工、金属、机械五个行业的估计结果。括号数据为 t 统计量。因变量为各行业产量份额的百分比。自变量取对数。***表示该系数在常规的 95% (99%) 置信度水平上显著。因篇幅所限,年度固定效应和国别固定效应此处从略。数据来源同附表。在每个等式中都有 39 个观测量。

表6 利用非关税壁垒(频率)估计所得 GDP 份额函数

	食品	服装	化工	金属	机械
非关税壁垒_食品	-0.036 (-0.18)	-0.047 (-1.01)	0.012 (0.23)	0.065 (1.00)	0.005 (0.09)
非关税壁垒_服装	-0.047 (-1.01)	-0.040** (-2.27)	-0.003 (-0.27)	0.005 (0.30)	0.014 (0.85)
非关税壁垒_化工	0.012 (0.23)	-0.003 (-0.27)	0.049* (1.91)	0.034 (0.78)	0.005 (0.22)
非关税壁垒_金属	0.065 (1.00)	0.005 (0.30)	0.034 (0.78)	0.174 (0.84)	0.082 (1.02)
非关税壁垒_机械	0.005 (0.09)	0.014 (0.85)	0.005 (0.22)	0.082 (1.02)	0.033 (0.75)
固定资本	-0.361** (-4.96)	-0.142** (-7.03)	-0.180** (-3.79)	-0.656** (-2.89)	-0.228** (-2.56)
劳动力	0.379** (4.23)	0.150** (6.17)	0.195** (3.30)	0.697** (2.45)	0.255** (2.29)
可耕地	-0.018 (-0.50)	-0.009 (-0.87)	-0.015 (-0.64)	-0.041 (-0.35)	-0.027 (-0.60)
时间趋势	0.051 (0.50)	0.034 (1.22)	0.001 (0.02)	-0.142 (-0.44)	-0.054 (-0.42)
国别固定效应	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.44	0.59	0.34	0.26	0.23

注:非关税壁垒以其频率为指标。因数据缺乏,玻璃和造纸行业未予统计。上表报告了食品、服装、化工、金属、机械五个行业的估计结果。括号数据为 t 统计量。因变量为各行业产量份额的百分比。自变量取对数。***表示该系数在常规的 95% (99%) 置信度水平上显著。因篇幅所限,年度固定效应和国别固定效应此处从略。数据来源同附表。在每个等式中都有 39 个观测量。

表5 报告了使用非关税壁垒数据对五个行业进行估计的结果(食品、服装、化工、金属和机械)。由于造纸行业的数据无法获得,而玻璃行业的数据

又大量缺失，因此，这两个行业在此从略。我们首先使用覆盖率来衡量非关税壁垒，因为它具有可衡量每种被非关税壁垒保护商品比重的优点（Trefler, 1993）。各行业非关税壁垒对其产量份额的影响各有不同。其绝对量依次排列如下：金属（0.062）、食品（0.018）、化工（0.017）、机械（0.007）和服装（0.006），这五个行业的系数均为正值。这意味着当用非关税壁垒（覆盖率）来衡量贸易保护时，在所有考察行业中，我们不能肯定麦敕勒悖论的存在。相反，化工业的非关税保护自半弹性为显著正的，说明该行业肯定不存在麦敕勒悖论，这也与表 4 的发现相符。

由于非关税频率也是一种常用的衡量非关税壁垒的方法，我们因此也用它来检验麦敕勒悖论。如表 6 所示，化工业非关税频率正的自半弹性再一次说明了麦敕勒悖论在该行业肯定不存在。有意思的是，服装业非关税频率的自半弹性是显著负的（-0.04），这表明了当用非关税频率来衡量保护水平时，麦敕勒悖论在该行业中存在。而其他的行业则由于自半弹性系数不显著，因而我们无法得出确切的答案。

最后，我们在表 7 中总结了运用各种指标衡量贸易保护时所得的不同结果。很显然，在这七个制造业中，不管使用何种衡量指标，化工业都不呈现麦敕勒悖论。相对应地，当使用关税来衡量贸易保护时，玻璃业呈现了麦敕勒悖论。当使用非关税频率来衡量贸易保护时，服装业也呈现了麦敕勒悖论。至于对其他行业，我们无法得到肯定的答案。

表 7 各行业麦敕勒悖论存在与否小结

麦敕勒悖论存在与否	贸易保护衡量方式		
	关税	非关税壁垒(覆盖率)	非关税壁垒(频率)
食品业	不确定	不确定	不确定
服装业	不确定	不确定	有
造纸业	不确定		
化工业	没有	没有	没有
玻璃业	有		
金属业	不确定	不确定	不确定
机械业	没有	不确定	不确定

注：本表所得结论来自于表 4 至表 6 的回归估算结果。当一行业的贸易保护自半弹性在 95% 水平以上显著为正时，该行业没有麦敕勒悖论。相反，当一行业的贸易保护自半弹性在 95% 水平以上显著为负时，该行业则有麦敕勒悖论。如一行业的贸易保护自半弹性不在 95% 水平以上显著时，则答案为不确定。

至此，在控制了影响一行业产量份额的其他重要供给面和需求面的诸多因素之后，实证分析表明，在美国的某些行业（如服装业和玻璃业），当政府对其提高贸易保护水平时，其国内的行业进口价格因贸易条件的改善不升反降，从而导致该行业面临着更激烈的国际竞争，其产量份额也随之相应下降。

（四）贸易政策的政治经济学与内生性问题

本文先前的分析已在统计上清楚地表明了一行业的贸易水平如何导致该

行业的产出份额变化。然而,仍有理由相信该行业由于产出的减少而会游说政府寻求保护。因此,贸易政策的制定会受到来自各特殊利益集团的需求面的影响(Grossman and Helpman, 1994)。诸如 Brainard and Verdier (1997) 的研究通过考察游说政府的成本从理论上说明高保护行业有可能会产生低产量份额这一现象。这说明了行业利益集团的政治干扰使得一行业的产量份额变化会反过来贸易保护的水平。换言之,为了使我们以上所得的实证结论更为可信,我们须控制由“动态累积倒果为因”而造成的贸易政策内生性问题。

如同 Wooldridge (2002) 一书所指出的,工具变量法是一个控制内生性问题的有效方法。当然,该方法的关键在于选取一个合适的工具变量。理想上来说,该变量须与被工具化的自变量(在本文即是贸易政策)强相关而与因变量(在本文中即是行业的产量份额)弱相关。该工具变量还须通过且仅通过被工具化的自变量去影响因变量。在这里,我们选取了一行业的工会人数与该行业雇用人数比作为该行业非关税壁垒政策的工具变量。这样做有以下原因相佐:

第一,许多贸易的政治经济学实证文献已指出规模较大的行业工会是与该行业的贸易保护水平正向密切相关的。例如, Trefler (1993) 从实证上发现各种劳力特征(如美国行业工会规模与行业雇用人数)都同美国的非关税壁垒政策正向相关。然而,倘若不考虑贸易保护渠道,很少(如果有的话)论文能发现工会大小与行业的产量份额有直接关系。

第二,由于数据缺乏的问题,我们只集中考察非关税壁垒政策的设定而不考虑关税壁垒政策的问题。如表 3 所示,我们用来估算的行业关税数据样本是自 1974 年至 1990 年。可惜的是,这一阶段相对应的美国各制造业工会数据在 SIC 二位码水平上并不可得¹⁰,目前只有从 1994 年以后美国劳工部才汇报这些数据。所以,我们只能集中考察非关税壁垒政策的设定。当然利用 1994 年以后非关税壁垒的数据仍然可以较好地体现这一阶段美国经济的特点:自 1994 年的 GATT/WTO 乌拉圭回合以后,美国关税的贸易保护政策多从以前的明保(关税)改为暗保(非关税壁垒)。

如表 6 所示,在未控制内生性的情况下,只有服装业和玻璃业显现出麦敕勒悖论。由于没有玻璃业的非关税壁垒数据,我们无法讨论其内生性问题。我们却仍可通过控制贸易政策的内生性进一步考察麦敕勒悖论是否真的在服装业中存在。¹¹表 8 汇报了利用工具变量回归的结果。出于比较的目的,我们

¹⁰ 美国劳工部固然有自 1983 年至 2006 年的工会数据,但却是高度合成到 SIC 一位码水平,对于 SIC 二位码水平,却只有自 1994 年以后的数据。

¹¹ 正如一匿名审稿人所正确指出的,不同行业工会力量对其行业贸易政策影响可能存在差异。由于这里我们只考察服装业的贸易政策内生性,因而采用了服装业的工会大小比作为工具变量。当然,如考察玻璃业的贸易政策内生性则宜用玻璃业的工会大小比作为工具变量(假如有数据的话)。

把表 6 所得的有关服装业回归结果放在表 8 的第一列。第二、三列分别汇报了所用工具变量回归所得的第二阶段和第一阶段最小回归结果。从第二阶段回归结果可知，在控制了内生性之后，服装业仍具有麦敕勒悖论。换言之，我们的结果是稳健的。

表 8 服装业工具变量法估算结果

服装业行业份额	似不相关 固定效应回归	第二阶段工 具变量回归	第一阶段工 具变量回归	固定效应回归
非关税壁垒_食品	-0.047 (-1.01)	0.062 (1.25)	-0.720 (-0.58)	0.074 (1.77)
非关税壁垒_服装	-0.040** (-2.27)	-0.018** (-2.02)		-0.001 (-0.21)
工会大小比率			-0.919** (-4.80)	0.015 (0.98)
非关税壁垒_化工	-0.003 (-0.27)	0.067** (2.66)	0.474 (0.89)	0.044 (1.34)
非关税壁垒_金属	0.005 (0.30)	-0.003 (-0.29)	-0.589** (-3.19)	0.007 (0.93)
非关税壁垒_机械	0.014 (0.85)	-0.001 (-0.15)	0.002 (0.01)	-0.001 (-0.30)
固定资本	-0.142** (-7.03)	-0.118** (-5.92)	0.543 (1.14)	-0.127** (-2.84)
劳动力	0.150** (6.17)	0.139** (5.24)	-1.102 (-1.77)	0.157** (2.50)
可耕地	-0.009 (-0.87)	-0.010 (-0.93)	0.347 (1.26)	-0.016 (-1.27)
时间趋势	0.034 (1.22)	0.035** (2.03)	1.276** (3.74)	0.014 (0.93)
第一阶段 F 值		23.06**		
Anderson 经典相关可能性比率		22.22**		
Cragg & Donald 的 F 值		31.22**		
R ²	0.59	0.60	0.75	0.67

注：在各回归中，因变量为各行业产量份额的百分比。* * 表示该系数在常规的 99% 置信度水平上显著。括号内为 t 统计值。因篇幅所限，年度固定效应和国别固定效应此处从略。

从技术面上来看，表 8 的各类相关统计检验结果均表明工会大小比的确是一个有效的工具变量。首先，第一阶段的 F 值在 99% 的水平上高度显著。其次，我们进一步检查这个工具变量是否与贸易保护水平相关。Anderson (1984) 的经典相关可能性比率检验是用来判断我们的回归是否存在识别不足 (under-identified) 的问题。事实上，该检验结果高度拒绝模型识别不足的假设。

第三，我们更进一步地检查该工具变量是否与内生变量仅为弱相关，倘若真的如此，此估计可能有偏。可是，Cragg and Donald (1993) 的 F -值在统计上高度显著，这清楚地表明我们的第一阶段估算结果同样有效可信。

第四，在表 8 的第四列，我们额外提供一个对工具变量有效性容易解释的证据。我们把工具变量直接作为一个自变量加到原回归方程中。倘若行业

工会人数比真的能直接影响该行业产量份额的话,那么我们预测该变量会统计显著。然而,如表8第四列所示,行业工会人数比回归结果并不显著。这进一步肯定了行业工会人数比率变量通过且仅通过行业贸易政策变量而影响行业产量份额变量。

五、总结性评论

据我们所知,本文是第一篇为麦敕勒悖论提供实证支持的论文。针对某个行业的进口关税可能会降低进口商品的价格,而贸易条件的改善反过来导致了该行业规模的相对收缩。在控制供给和需求面的可能影响,并控制模型可能具有的内生性后,我们证实,麦敕勒悖论不只是一个理论上的可能性,而是在美国的某些制造业(如服装业)实际存在着。这个发现意味着我们在相关的经济分析中不能简单地将麦敕勒悖论予以排除。

本文的另一贡献在于方法论。使用一个GDP的转换对数函数模型,我们将贸易保护引入了传统的新古典贸易模型。以往的文献基本上都假设一个不存在关税或非关税壁垒的自由贸易框架来检验各种要素投入和技术进步对国际分工的影响(Harrigan, 1997)。在本文中,我们则考虑了关税或非关税壁垒不为零的一个国际贸易框架,对新古典贸易模型进行了拓展。我们发现,在我们的模型中,诸如要素投入和技术进步的非贸易保护因素的经济效应均与先前的研究结论(Kohli, 1991; Harrigan, 1997; Feenstra and Kee, 2004)高度相符。而我们的模型由于考虑了关税或非关税壁垒则可能更接近于现实。

倘若数据获得不成为问题的话,对本文的一个拓展则是可把农产品及非贸易品等直接包含在研究中,这样我们也许可能有更多有趣的发现。目前本文由于数据所限无法做到,但无论如何,这是一个未来可扩展的研究方向。

附表

数据来源

变量	定义、测量及其数据来源
各国行业产量份额数据	1990年之前的数据 来自 Mayer and Zignago (2005)
关税数据	来自 Feenstra <i>et al.</i> (2001) NBER 工作稿第 9387 号
农业土地面积	为可耕种土地面积与土地份额之乘积。该数据可参见世界发展指标 (2002)
非居住性建设投资	数据可参见 Penn World Table (5.6)
生产性耐用品投资	数据可参见 Penn World Table (5.6)
高教育水平劳动者	教育数据可参见 Barro and Lee (1993), 劳动力数据源于世界发展指标 (2003).
中等教育水平劳动者	同上
低教育水平劳动者	同上

(续表)

变量	定义、测量及其数据来源
非关税壁垒	1990 年之后的数据 UNCTAD 多年的贸易分析和信息系统 (TRAINS) 所提供的国际标准产业分类 (ISIC, 1968 年第二次修订版)
资本禀赋	为固定资本支出比率与 GDP 之乘积。该数据可参见世界发展指标 (2002)
劳动力	直接用以衡量 1990 年以后的劳动禀赋, 因数据缺失, 这些国家教育水平的度量从略。数据可参见世界发展指标 (2002)

附录：文中 (4) 式的推导证明

证明：从 (3) 式有

$$\begin{aligned} \ln G(P, V, t) = & \gamma_{00} + \beta \cdot t + \sum_{i=1}^N \gamma_{0i} \ln p_i + \sum_{k=1}^M \delta_{0k} \ln v_k + \frac{1}{2} \phi \cdot t^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \sum_{l=1}^M \delta_{kl} \ln v_k \ln v_l \\ & + \sum_{i=1}^N \phi_{it} (\ln p_i) t + \sum_{k=1}^M \phi_{kt} (\ln v_k) t + \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln p_i \ln v_k. \end{aligned}$$

左右两边对 $\ln p_i$ 求偏导, 对 (3) 式左边求导则有

$$\partial \ln G / \partial \ln p_i = \partial G / G \cdot p_i / \partial p_i = p_i y_i / G \equiv s_i. \quad (A1)$$

上面第二个等式的推导运用了包络引理 (envelope theorem); 第三个等式为定义。现记 (3) 式右边为 RHS, 对其求偏导, 得

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{RHS}}{\partial \ln p_i} = & \frac{\partial}{\partial \ln p_i} \left[\sum_{i=1}^N \gamma_{0i} \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \right. \\ & \left. + \sum_{i=1}^N \phi_{it} (\ln p_i) t + \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln p_i \ln v_k \right] \\ = & \gamma_{0i} + \frac{\partial}{\partial \ln p_i} \left[\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \ln p_i \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j \right. \\ & \left. + t \sum_{i=1}^N \phi_{it} (\ln p_i) + \sum_{i=1}^N \ln p_i \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln v_k \right] \\ = & \gamma_{0i} + \frac{1}{2} * 2 * \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j + t \phi_{it} + \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln v_k. \quad (A2) \end{aligned}$$

在第一个等式我们略去与 $\ln p_i$ 无关的各项。在第二个等式中, 我们对各加项作调整, 在这里用到了文中所提到的对称性假设, $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \forall i, j$ 和 $\delta_{kl} = \delta_{lk}, \forall k, l$ 。对第二个等式直接求偏导可得第三个等式。联立 (A1) 和 (A2) 可得文中式 (4):

$$s_i = \gamma_{0i} + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{k=1}^M \phi_{ik} \ln v_k + \phi_{it} t, \quad \forall i = 1, \dots, N.$$

证毕。

参考文献

- [1] Anderson, T., *Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1984.
- [2] Batra, R., "Non-traded Goods and the Metzler-Paradox: A Comment", *International Economic Review*, 1984, 25 (3), 763—767.
- [3] Burgess, D., "Tariffs and Income Distribution: Some Empirical Evidence for the United States", *Journal of Political Economy*, 1976, 84 (1), 17—45.
- [4] Brainard L., and T. Verdier, "The Political Economy of Declining Industries: Senescent Industry Collapse Revisited", *Journal of International Economics*, 1997, 42, 221—237.
- [5] Chipman, J., "Metzler's Tariff Paradox and the Transfer Problem", in Cairns, R., and C. Green (eds.), *Economic Theory, Welfare and the State: Essays in Honour of John C. Weldon*. London: Macmillan, 1990, 130—142.
- [6] Christensen, L., D. Jorgenson, and L. Lawrence, "Transcendental Logarithmic Production Frontiers", *Review of Economics and Statistics*, 1973, 55(1), 28—45.
- [7] Cragg, J., and S. Donald, "Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variables Models", *Econometric Theory*, 1993, 9(2), 222—240.
- [8] Diewert, E., "Functional Forms for Revenue and Factor Requirements Functions", *International Economic Review*, 1974, 15(1), 119—130.
- [9] Endoh M., and K. Hamada, "Preferential Trade Agreements, The Metzler Paradox, and Trade Diversification: An Interpretation of the GATT Article XXIV", Working Paper, Yale University, 2004.
- [10] Endoh M., and K. Hamada, "On the Conditions that Preclude the Existence of the Lerner Paradox and the Metzler Paradox", Economic Growth Center Discussion Paper, No. 931, Yale University, 2004.
- [11] Feenstra, R., "New Product Varieties and the Measurement of International Prices", *American Economic Review*, 1994, 84(1), 157—177.
- [12] Feenstra, R., "Integration and Disintegration in the Global Economy", *Journal of Economic Perspective*, 1998, 12(1), 31—50.
- [13] Feenstra, R., J. Romalis, and P. Schott, "U. S. Imports, Exports, and Tariff Data, 1989—2001", NBER Working Paper No. 9387, 2001.
- [14] Feenstra, R., *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2003.
- [15] Feenstra, R., and H. Kee, "Export Variety and Country Productivity", NBER Working Paper No. 10830, 2004.
- [16] Grossman, G., and E. Helpman, "Protection for Sale", *American Economic Review*, 1994, 84 (4), 833—850.

- [17] Harrigan, J. , “Technology, Factor Supplies, and International Specialization; Estimating the Neoclassical Model”, *American Economic Review*, 1997, 87 (4), 475—494.
- [18] Kohli, U. , “Price and Quantities Elasticities in U. S. Foreign Trade”, *Economic Letters*, 1990, 33 (3), 277—281.
- [19] Kohli, U. , *Technology, Duality, and Foreign Trade: The GNP Function Approach to Modeling Imports and Exports*. Ann Arbor: University of Michigan Press; and London: Harvester Wheatsheaf, 1991.
- [20] Laird, S. , and A. Yeats, *Quantitative Methods for Trade-Barrier Analysis*. London: Macmillan Press Ltd. 1990, p. 307.
- [21] Learner, E. , *Sources of International Comparative Advantage: Theory and Evidence*. Cambridge, MA: MIT Press, 1984.
- [22] Mayer, T. , and S. Zignago, “Market Access in Global and Regional Trade”, CEPII Working Paper, No. 2005-02, 2005.
- [23] Mckay L. , Lawrence D. , and C. Valstuin, “Profit, Output Supply and Input Demand Functions for Multiproduct Firms: The Case of Australian Agriculture”, *International Economic Review*, 1983, 24(2), 323—339.
- [24] Metzler, L. , “Stability of Multiple Markets: The Hicks Conditions”, *Econometrica*, 1945, 13(4), 277—292.
- [25] Metzler, L. , “Tariffs, the Terms of Trade, and the Distributions of National Income”, *Journal of Political Economy*, 1949, 57(1), 1—29.
- [26] Minabe, N. , “The Stolper-Samuelson Theorem and the Metzler Paradox”, *Oxford Economic Papers*, 1974, 26 (3), 329—333.
- [27] Movchan, V. , and I. Eremenko, “Measurement of Non-Tariff Barriers: the Case of Ukraine”, the 5th Annual Conference of the European Trade Study Group, 2003.
- [28] Nicita, A. , and M. Olarreaga, “Trade, Production and Protection 1976—2004”, *World Bank Economic Review*, 2006, 21(1), 165—171.
- [29] Trefler, D. , “Trade Liberalization and the Theory of Endogenous Protection: An Econometric Study of U. S. Import Policy”, *Journal of Political Economy*, 1993, 101(1), 138—160.
- [30] Yi, K. , “Can Vertical Specification Explain the Growth of World Trade”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111(1), 52—102.

The Metzler Paradox Revisited: Evidence from the U. S. and Its OECD Trading Partners

MIAOJIE YU

(*Peking University*)

Abstract Metzler (1949) argues that a tariff imposed on an industry for a large country may lower its domestic relative price and hence shrink its output share in the economy. Based on this argument, we estimate in this paper the impact of U. S. trade policies on industrial output shares based on a translog GDP functional system. Using an industrial panel data set and controlling for factor endowments and technology improvement, we find empirical evidence that high tariffs lead to low industrial output shares for some industries like garments. The findings are also robust to both the inclusion of the role of political economy and the coverage of various non-tariff measures as proxies of industrial protection. Thus, these suggest that the Metzler paradox exists in some manufacturing industries like garments.

JEL Classification F12, F13, F14