
人民币升值与中美贸易

——基于引力模型的理论及实证研究

田 巍 余淼杰

摘 要：自 2005 年 7 月起，我国放弃人民币对美元的固定汇率制度转而盯住一篮子货币，并对美元升值。本文在理论上发展了国际贸易理论中的引力模型，并使用 2002~2007 年间的我国各行业面板数据进行实证回归以考察人民币升值对中国向美国出口的影响。大量计量研究结果表明：人民币升值会显著减少中国对美国的出口。给定其他不变，人民币升值 10%，中国对美国的出口将减少 11%。该发现对于不同计量方法和不同时期的估计均为稳健显著。

关键词：汇率传递、双边贸易、引力方程

中图分类号：F822.1、F746.12

① 田巍，北京大学光华管理学院应用经济系；余淼杰，北京大学国家发展研究院中国经济研究中心。笔者感谢 Robert Feenstra、Joaquim Silvestre、Peter Petri、Mary Lovely、Judith Dean、林毅夫、姚洋、卢峰、黄益平和梁琦的宝贵建议。感谢国家自然科学基金 2010 年管理科学部青年项目（编号 71003010）的资助。当然，文责自负。

一、引言

一国汇率的变化及其对国内价格变化的传导效应已广泛地引起经济学家关注。尽管目前国内已有许多研究讨论汇率和贸易的关系（如谢建国和陈漓高，2002；何帆和张斌，2003；梁琦和徐原，2006等），但从价格传递的渠道研究汇率变化与贸易流之间关系的研究却相对比较少。目前，中国是美国的第二大贸易伙伴。自2005年7月起，我国放弃人民币对美元的固定汇率制度转而盯住一篮子货币，并对美元升值。在此后的五年中，人民币对美元升值了约20%，从1美元兑8.3元升值至1美元兑6.8元。与此同时，中国对美国的出口也从2006年的2034亿美元增加到2008年的2523亿美元。当然，观察到这一现象并不足以说明人民币的升值会导致中国对美国出口增加——因为除汇率外的其他因素也会导致我国对美国出口的增加。但不管如何，人民币升值对中国对美国出口的影响是一个值得深入研究的课题。

初看起来，道理似乎很直观：人民币升值使得我国的出口品变得更加昂贵，出口会相应减少，而进口也会相应增加。但事实上，问题远非如此简单。如Feenstra（1998）所述，双边贸易量主要是受两个贸易国家的GDP、运输成本的大小和其贸易自由化程度影响的。由于汇率与关税对一国国内价格的影响本质上是一致的，因此汇率也可类似地归入与关税同类的双边贸易“冰山”运输成本。从这一角度上讲，汇率变动对双边贸易的影响仍然是一个实证问题。

正如Anderson和Van Wincoop（2003）指出，引力模型也许是当今唯一能成功地解释双边贸易额的理论模型。在它最简单的形式中，引力模型意味着双边贸易额与贸易国的GDP直接成比例。本文因此采用一个一般均衡理论模型来研究人民币升值对中美双边贸易的影响。简单地说，人民币升值会对美国国内价格产生一定的价格传递作用，而这又会影响中美双边贸易额。换言之，由于美国是贸易大国，汇率变动如同征收关税一样会产生“贸易条件”方面的变化。

类似于本文的研究还有其他探索汇率和贸易方面的论文。正如Goldberg

和 Knetter (1997) 所介绍的, 探索汇率与商品价格关系的文献主要集中在以下三个方面: 汇率的传导, 一价定律, 根据市场定价 (pricing to market)。Feenstra (1989) 发现: 利用日本和美国的行业数据可以很好地验证关税和汇率对进口价格的影响的确是对称的。最近, Bergin 和 Feenstra (2008) 也研究了美国从采用固定汇率国 (如中国) 进口份额的变化会如何影响汇率对于美国进口价格的传导。在这篇文章中我们将进一步研究汇率变化如何通过使得进口厂商的贸易条件改善和不完全的汇率传导来影响双边贸易。

本文首先构建了含有汇率在内的引力模型, 并据此理论模型进行结构式的实证回归。本文发现人民币对美元升值显著地减少了中国对美国的出口。具体地, 给定其他不变, 人民币升值 10%, 中国对美国的出口将减少 12%。该发现对于不同计量方法和不同时期估计均为稳健显著。因此, 即使不考虑人民币升值对我国从美国进口的正面影响, 人民币升值对降低中美双边贸易的不平衡, 并避免相应潜在的贸易冲突作用也是明显的。

本文安排如下: 第二部分简要介绍我国的汇率改革, 第三部分构建一个含汇率的引力理论模型, 第四部分描述如何估计这个含有汇率的引力理论的结构式回归模型, 第五部分是主要的回归结果和敏感性分析, 第六部分小结。

二、人民币汇率改革进程

正如林毅夫 (Lin, 2003) 所指出的, 如同许多其他欠发达国家一样, 在改革开放以前, 中国采取了重工业优先的发展战略。由于重工业项目多为资本密集型, 其项目所需要的仪器多半无法在国内生产, 因而需要进口。然而其时由于我国出口量较少, 且多限于出口低附加值的农产品和资源型产品, 因而外汇资源也就非常稀缺。因此, 中国政府不得不高估人民币汇率来降低为发展重工业项目所需进口的仪器成本。这样, 在改革开放初期 (1980 年), 人民币对美元的汇率定为 1.5 元兑 1 美元, 政府严重高估人民币。

随后, 从 1984 年的十年中, 中国则采用汇率双轨制 (余淼杰, 2009a)。一个是官方的固定汇率体系, 另一个则是由市场决定汇率的外汇互换市场。在官方的固定汇率体系中, 汇率于 1986 年固定在 3.5 元对 1 美元的水平。而

在非官方轨中，进口商与出口商以及其他有外汇供给或需求的参与者按照市场决定的汇率进行交易。非官方轨由于受到较少的监管，在这个市场中出口厂商能卖掉他们额外的储备，因而美元设定在一个更高的均衡价格。1994年1月，中国政府决定汇率并轨，并于1993年贬值30%。同时，允许经常账户可自由兑换。所以，1994年的汇率变化可视为人民币汇率的第一个结构性变化。

在随后的十年中，人民币对美元汇率被固定在8.3人民币兑1美元水平。即使在东南亚金融危机（1997~1998）中，许多国家都通过本币贬值来减轻危机带来的不利冲击（如日元贬值20%而泰铢贬值近40%）。而中国政府坚持汇率固定不变。但人民币汇率的第二个结构性变化则是发生在2005年6月，人民币对美元汇率升值了2%。同时，人民币不再仅仅盯住美元，而是盯住包括美元、日元等货币在内的一篮子货币。事实上，自2005年至今，人民币持续稳定升值。在五年内升值已超过20%。

为什么中国政府在2005年重估人民币汇率呢？一个重要的原因是中美双边贸易不平衡。在2002~2006年间，中美双边年贸易增长率平均超过20%。在2007年，当双边贸易额（包括从香港的再出口）达到3180亿美元时，中国已经取代墨西哥成为美国的第二大贸易伙伴。同时，中国对美国保持了很大的贸易顺差额。2004年，中美贸易顺差已达1610亿美元。更重要的，在关贸总协定（GATT）中的第八轮乌拉圭回合谈判中，中美再一次达成关于纺织品的有关协议（ATC：the agreement on textile and clothing），同意在十年内结束之前已存在的限制发展中国家向发达国家出口的纺织品及成衣协议（multi-fiber agreements），即中国同意对每年出口到美国的纺织品额设定一个上限。由于MFA协定到2005年1月到期失效，随即导致中国向美国的纺织品出口急剧增长。双边贸易的失衡使得美国国内贸易保护主义重新抬头。来自美国工会等特殊利益集团通过国会向中国政府施压，如中国不“自愿”限制对美国的出口，美国国会则会对中国施加贸易制裁。为了避免潜在的双边贸易战，中国政府同意在2005年7月21日人民币对美元升值2%。同时，汇率允许在一定的区域内浮动。如图1所示，人民币自2005年开始进入升值轨道。

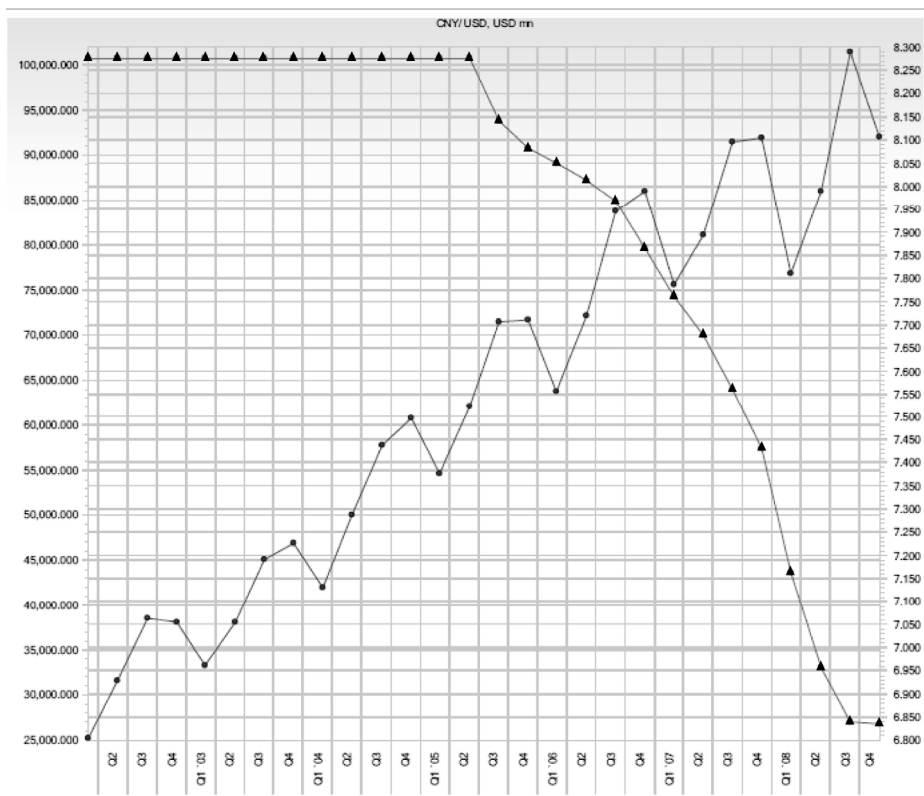


图1 人民币2005年后进入升值轨道

数据来源：CEIC数据库。图中▲代表中国向美国的月度出口量（百万美元），●代表人民币汇率（美元/人民币）。

可见，改革开放三十年来人民币汇率改革可大致概括为：十年双轨制（1984~1994）、十年固定汇率（1994~2004）、和两次结构式调整（1994年和2005年）。那么，近期的汇率调整对中国对美国的出口影响如何呢？为回答这一问题，先让我们用引力模型对之加以理论引导。

三、含汇率的引力模型

如余淼杰（2008，2010）所介绍的，Tinbergen（1962）是第一次使用引

力方程来描述两国贸易模式。引力方程的最简式表示，双边贸易水平与贸易国的国内生产总值是成正比例的。随后，Anderson (1979) 运用一个常替代弹性的效用函数为引力方程提出了一个理论上的微观基础，并由此成为以后相关研究的标准模式。本文在理论上的创新之处则是把汇率引入引力模型，从而得以估计出汇率变动对中美双边贸易的影响。

为简化并与文献一致起见，假设每个国家生产唯一的产品种类，因而行业 k 中的产品类别 h 从国 i 出口到国 j 等于在国 j 消费该种产品种类 h 。假设国家 $i=1, \dots, I$ ，在行业 k 中生产 N_{ik} 商品，则有常替代弹性效用函数：

$$U = \int_{i=1}^I \int_{k=1}^K \int_{h=1}^{N_{ik}} (C_{ik}^h)^\rho dhdkdi \quad (\rho > 0) \tag{1}$$

其中 C_{ijk}^h 是 j 国消费的 i 国生产的行业 k 中产品种类 h 。替代弹性 σ 由 $\sigma = 1/(1 - \rho)$ 给定。类似于 Anderson 和 Van Wincoop (2003)，假设给定 i 和 j ，对于行业 k 中所有位于序列 $\{1 \dots N^i\}$ 中的 h 和 h' 来说，有 $p_{i,us,k}^h = p_{i,us,k}^{h'}$ 。换言之， j 国从 i 国进口的同行业的所有产品都有相同的价格 $p_{i,us,k}$ 。^① 这样，对各种产品类别而言， j 国的消费量就会是一样的，即：
 $\forall h \in \{1, \dots, N_{ik}\}, C_{ijk}^h = C_{ijk}^{h'} = C_{ijk}$ 。因此，进口国 j 代表性消费者效用函数 (1) 可表为：

$$U = \int_{i=1}^I \int_{k=1}^K N_{ik} (C_{ik})^\rho dkdi \tag{2}$$

该消费者根据其预算约束最大化其效用：

$$Y^{us} = \int_{i=1}^I \int_{k=1}^K N_{ik} p_{i,us,k} C_{ik} dkdi \tag{3}$$

其中 Y^{us} 是美国的 GDP 水平。求解该最大化问题，可得到每个产品类别的衍生需求函数 C_{ik} ：

$$C_{ik} = (p_{i,us,k} / P_k)^{\frac{1}{\rho-1}} (Y_j / P^k) \tag{4}$$

其中总价格指数定义如下：

$$P_k \equiv \left[\int_{i=1}^I \int_{k=1}^K N_{ik} (p_{i,us,k})^{\frac{\rho}{\rho-1}} dkdi \right]^{\frac{\rho-1}{\rho}} \tag{5}$$

最后，美国从中国的进口额为：

$$X_{us,k}^{ch} = \int_{h=1}^{N_{ik}^{ch}} p_{ch,us,k}^h C_{ch,us,k}^h dh = N_k^{ch} p_{ch,us,k} C_{ch,us,k} \tag{6}$$

其中第一个等式是进口值的定义，第二个等式则是根据不同品种商品等价的假设。联立 (4)，(5) 和 (6)，得到了中国向美国的出口值：

^① 注意到：虽然同一行业内产品价格不变，但我们允许不同行业间的价格可变。这个假设与以下事实一致的：丰田车中皇冠型车与凯美瑞型车的价格差别相对于其与一支铅笔的价格相比，前者基本可以忽略。

$$X_{us,k}^{ch} = N_k^{ch} Y_k^{us} (p_{ch,us,k} / P_k)^{\frac{\rho}{1-\rho}} \quad (7)$$

尽管如此，双边贸易也受出口国产品数量 N_k^{ch} 的影响，但问题是 N_k^{ch} 是难以观察的。为回归估计的需要，这里采用 Krugman (1979) 年首先使用的垄断竞争模型来帮助我们消去 (7) 式中的出口产品数量。

正如 Krugman (1979)、Baier 和 Bergstrand (2001) 和 Feenstra (2002) 指出，考虑一个典型的新古典追求利润最大化的企业 i 。当给定商品的产量 (y_k^{ch}) 及其固定成本 (κ_k^{ch}) 和等边际成本 (φ_k^{ch}) 时，劳动力 (l_k^{ch}) 是该企业在行业 k 中唯一的投入：

$$l_k^{ch} = \kappa_k^{ch} + \varphi_k^{ch} y_k^{ch} \quad (8)$$

代表性企业的垄断竞争均衡意味着两个条件：

第一，对于代表性厂商来说，边际收益等于边际成本。因为当国家 i 的产品种类数量 N_k^{ch} 很大的时候，需求弹性等于替代弹性 σ ，可得到了第一个均衡条件：

$$\rho p_k^{ch} = \varphi_k^{ch} w_{ch} \quad (9)$$

其中中国的工资用 w^{ch} 表示。

第二，由于企业可自由进出，每个企业得到零利润。因此中国行业 k 代表性企业的利润函数是 $\pi_k^{ch} = p_k^{ch} y_k^{ch} - w^{ch} (\kappa_k^{ch} + \varphi_k^{ch} y_k^{ch})$ ，因此可算出了中国行业 k 的代表性企业的均衡生产水平 \bar{y}_k^{ch} ：

$$\bar{y}_k^{ch} = \frac{\rho \kappa_k^{ch}}{(1-\rho)\varphi_k^{ch}}$$

其中给定 ρ, κ_k^{ch} 和 φ_k^{ch} 都是固定参数后， \bar{y}_k^{ch} 是常数。现记中美之间汇率水平 ($\$/RMB$) 为 e ，则中国的 GDP 用美元来计量为 $Y^{ch} = \frac{1}{s_k^{ch}} e N_k^{ch} p_k^{ch} \bar{y}_k^{ch}$ 其中 s_{ik} 是行业 k 占 GDP 的比重，将此式代入 (7) 中，可得：

$$X_{us,k}^{ch} = \frac{s_k^{ch} Y^{ch} Y_k^{us}}{e p_k^{ch} \bar{y}_k^{ch}} [p_{ch,us,k} / P_k]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (10)$$

因此，双边贸易量取决于汇率水平及贸易国的 GDP，出口代表性企业的产量和各种价格指数。

四、实证方法

为估计引力方程 (10)，现先将两边取对数：

$$\ln X_{us,k}^{ch} = \ln(Y_t^{ch} Y_k^{us}) - \ln e - \ln p_k^{ch} + \ln s_k^{ch} + (1-\sigma) \ln p_{ch,us,k} + (1-\sigma) \ln P_k - \ln \bar{y}_k^{ch} \quad (11)$$

汇率对交易两国价格的影响起着同关税近似的“冰山”交易成本 (Samuelson, 1952) 的作用。根据关税和汇率间的对称“传递”假说，如同一大国采用进口关税会降低世界价格一样，人民币升值也可视为降低出口国的产品价格。换言之，汇率对进口品价格起着一定的传导作用 (pass-through)。这个关系用下式来表示： $p_{ch,us,k} = e(p_k^{ch})^\delta$ 其中 $\delta < 1$ 。注意到 $p_{ch,us,k}$ 为含成本、保险、运输费在内的到岸价，而 p_k^{ch} 则为离岸价。取对数后，我们考虑以下形式^①：

$$\ln p_{ch,us,k} = \alpha_k + \ln e + \delta \ln p_k^{ch} + \mu_k \quad (12)$$

其中，常数项 α_{jk} 表明其他所有具体化的边界影响。这样将 (12) 带入 (11) 可得下列估计式：

$$\ln X_{us,kt}^{ch} = \ln(Y_t^{ch} Y_{kt}^{us}) - \sigma \ln e_t + (\delta(1-\sigma) - 1) \ln p_{kt}^{ch} + [(1-\sigma)\alpha_k - \ln \bar{y}_k^{ch} + \ln s_{kt}^{ch} + (\sigma-1) \ln P_{kt} + (1-\sigma)\mu_{kt}] \quad (13)$$

在上式中，双边出口的对数值主要受贸易国的 GDP、汇率，中国的离岸价格指数 ($\ln p_k^{ch}$) 以及进口厂商的对数总价格指数 ($\ln P_{us}^k$) 影响。此外，双边出口值也受不可观察的出口代表性企业产值 \bar{y}_k^{ch} 的影响。

不过，式 (13) 中，除了其他未界定的边界效用 (μ_{kt})，中国 k 行业中代表性企业的产值 (\bar{y}_k^{ch})，中国各行业所占 GDP 比重 (s_k^{ch}) 之外，进口国综合价格指数都是无法观测的，因为它取决于等式 (5) 中无法测量的出口类别数 N_k^{ch} 。这样，根据 Feenstra (2003)，可把总价格指数项、确定的出口国生产水平、各种难以明确指出的边界效应都放入误差项 ε_{kt} 中：

$$\varepsilon_{kt} = (1-\sigma)\alpha_k - \ln \bar{y}_k^{ch} + \ln s_{kt}^{ch} + (\sigma-1) \ln P_{kt} + (1-\sigma)\mu_{kt}$$

最后，由于以前的汇率水平可能影响当期的汇率变化。仿照 Feenstra

^① 注意到采用不同形式来描述汇率的传导效用并不会影响回归结果。

(1989), 每个季度的期望汇率都取当期汇率和其前三季度平均即期汇率的对数线性函数^①。相应的, 有如下形式的估计:

$$\ln X_{us,kt}^{ch} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t^{ch} + \beta_2 \ln Y_{kt}^{us} + \sum_{l=0}^3 \beta_{3l} \ln e_{t-l} + \beta_4 \ln p_{kt}^{ch} + \varepsilon_{kt} \quad (14)$$

注意到, 这里我并没有把两个贸易国 GDP 的系数限制为 1 个单位。相反的, 而是允许 β_1 和 β_2 具有一定的灵活性, 并让数据来决定其大小。

五、数据、计量与回归结果

本部分首先描述数据, 随后汇报分析主要的计量回归结果并讨论如何解决可能存在的汇率内生性问题。最后, 梳理分析各种稳健性回归结果。

(一) 数据

本文回归所用的数据涵盖范围为 2002 年第一季度到 2007 年第四季度。之所以集中考虑这一时期是由于中美双边贸易自中国于 2001 年入世以后增长极为迅速。式 (13) 中因变量为 SITC-2 位码的美国从中国工业进口值的对数值。数据方面采用美国从中国的进口而非中国的出口数据以避免因忽略中国从香港再出口而造成的数据不准确问题 (Feenstra 和 Hanson, 2004)。而在自变量中, 人民币对美元的即时汇率采用季度平均汇率来计量。之所以不采用每季度结束时的即时汇率则是为了避免该时日的随机波动误差 (Feenstra, 1989)^②。

至于回归所用的价格数据, 最理想的衡量方法无疑是使用美国进口产品的单位批发价来度量。可惜的是, 目前尚无法得到这类数据。退而求其次, 本文采用我国工业价格指数 (PPI) 来衡量出口价格 (即离岸价格)。

表 1 给出各个变量的描述性统计。本文所用数据涵盖 2002~2007 间 62 个行业的 1482 个季度观察值。文中所用的数据均可公开获得的。如无特殊指明, 则数据可从 CEIC 数据库中获得^③。在该数据中, 贸易伙伴国的 GDP

① 这里先前季度数的不同选取不会影响回归估计结果。

② 也正如 Meese 和 Rogoff (1983) 指出地并由 Feenstra (1989) 验证的, 用季度远期汇率来代替即时汇率并不会改变估算结果。

③ 数据来源: <http://www.ceicdata.com>。

和人均 GDP 均用美元衡量。按部门分类的美国 GDP 数据 (NAICS) 则可从美国经济分析局 (BEA) 获得。中国工业价格指数可从国家统计局的《中国统计年鉴 (2007)》中得到, 注意到 1995 年是基年。表 2 也提供了 SITC-2 位码和中国工业价格指数 (PPI) 分类的对照。

表 1 基本统计数据 (2002 ~ 2007)

变量名	观测值数量	均值	标准误差	最小值	最大值
美国 GDP 对数 (百万)	1488	3.967	0.531	2.679	5.147
美国人均 GDP 对数	1488	4.609	0.036	4.555	4.663
中国 GDP 对数	1488	5.723	0.120	5.560	5.919
中国人均 GDP 对数	1488	2.609	0.116	2.453	2.800
中国 PPI 对数 (1995:100)	1488	1.982	0.127	1.436	2.496
汇率对数 (\$/RMB)	1488	-0.888	0.102	-0.918	-0.398
滞后一期汇率对数 (\$/RMB)	1426	-0.909	0.012	-0.918	-0.889
滞后二期汇率对数 (\$/RMB)	1364	-0.911	0.010	-0.918	-0.885
滞后三期汇率对数 (\$/RMB)	1302	-0.913	0.008	-0.918	-0.889
中国基础货币 (M1) 对数	1488	7.425	0.116	7.160	7.623
年	1488	2004	1.708	2002	2007
季度	1488	2.500	1.118	1	4
中美贸易行业编码	1488	31.500	17.901	1	62

表 2 SITC-2 位码和中国工业价格指数分类对照表

中国生产者价格指数编码	中美贸易 SITC-2 位码
冶金	20, 42, 43, 44, 45, 66
煤炭	16, 22
石油	23, 24
化学品	19, 28, 29, 30, 32, 33, 34, 35, 36, 38
装备制造	46, 47, 48, 49, 50, 51, 52, 53, 54
建筑材料	55, 56
木材	15, 39
食品	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 14, 21, 25, 26, 27, 31
纺织品	18, 41
服装	57, 58, 59
皮革	13, 37
纸	17, 40
文化教育与手工艺艺术	60, 61

注: 此处不包含电力行业, 因为它不包括在中美双边贸易中。

(二) 回归估计

表3汇报了人民币对美元汇率变化对双边贸易流的影响。注意到在所有的估计中,汇率都是以美元对人民币标价的(\$/¥)。因此,汇率的上升表明人民币的升值。第(1)列汇报基准的OLS结果。主要发现有三:

第一,美国和中国的GDP对数值系数均为正且在统计上显著。这一发现与标准的引力模型相一致:贸易直接与参与贸易国家的GDP成比例。给定其他不变,贸易国规模越大,贸易量越多。

第二,出口国(中国)价格指数系数为负。这也与传统认识相符:较高的出口价格会使出口下降。

第三个发现也是最有意思的发现是:汇率回归项为负号。这表明人民币的升值会在统计上显著导致中国向美国出口的减少。为更严格地验证这一发现是否稳健,由于以前各期的汇率水平可能会影响回归结果(Feenstra, 1989),故在回归式第(2)栏中将先前三季节滞后汇率分别纳入回归式。不过,回归结果表明这些变量系数均不显著。而当期汇率对数值的系数对双边贸易流的影响仍显著为负。

更进一步地,从式(12)中可知,双边贸易流也受进口国的加总价格指数和代表性出口行业产出的影响,而这些又都是不可观察的。因此,我们采取以下形式的固定效应回归来控制这些因素:

$$\varepsilon_{kt} = \eta_k + \phi_t + v_{kt}$$

其中 η_k 是未观察到的各行业时间不变的影响, ϕ_t 是随时间变化的固定效应。 v_{kt} 则代表其他模型中未涉及的其他特征。由于样本为季节性数据,年度和季节固定效应都被包括进来以完全刻画固定效应。第(3)-(4)栏是(13)式相应的固定效应回归结果。第(3)栏回归结果表明汇率的回归系数降低到-1.333,这意味着人民币升值1个百分点将会导致中美双边贸易降低1.333个百分点。第(4)栏回归结果则发现,在控制了固定效用之后,汇率的各滞后期依然统计上不显著。

(三) 内生性问题

值得强调的是,双边汇率并不是外生给定的,而是会受到双边贸易平衡的影响。如前所述,在2005年初,纺织品及成衣协议(MFA)的到期导致中国纺织品向美国出口量剧增。结果,中美贸易(中方)顺差急剧增长。这反过来使得美国国内贸易保护主义的势力抬头。为避免与美国可能发生的贸易战,中国政府同意在2005年7月21日将人民币升值2%。同时,人民币

不再盯住美元，而是盯住一篮子货币。可见，双边贸易也会反过来影响汇率。因此，表 3 中第 (1) - (4) 栏所得回归结果有因逆向导致性而产生的内生性问题。

表 3 汇率变动对中美贸易的影响 (2002 ~ 2007)

美国从中国的进口	OLS				IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中国价格指数对数	-4.190** (-9.31)	-4.057** (-8.68)	-0.072 (-0.39)	0.364* (1.66)	-4.296** (-9.36)	-0.021 (-0.12)
汇率对数(\$/¥)	-5.225** (-9.44)	-4.895** (-7.47)	-1.333** (-7.10)	-0.742** (-3.12)	-5.424** (-9.37)	-1.108** (-5.57)
滞后一期汇率对数		-3.454 (-0.15)		-0.500 (-0.09)		
滞后二期汇率对数		-4.265 (-0.13)		-2.290 (-0.34)		
滞后三期汇率对数		2.913 (0.11)		2.620 (0.56)		
美国 GDP 对数	0.210** (3.06)	0.202** (2.59)	0.065** (2.47)	0.059** (2.28)	0.210** (3.07)	0.065** (2.47)
中国 GDP 对数	2.297** (7.12)	2.578** (3.70)	-2.007 (-0.93)	-1.663 (-0.42)	2.363** (7.22)	-1.993 (-0.92)
年度特定固定效应	否	否	是	是	否	是
季度特定固定效应	否	否	是	是	否	是
行业特定固定效应	否	否	是	是	否	是
第一阶段 F 统计量					8108.04‡	57238.34‡
Anderson 似然 χ^2 统计量					3242.64‡	5295.68‡
Cragg-Donald χ^2 统计量					11733.72‡	57726.17‡
Anderson-Rubin χ^2 统计量					88.40‡	31.03‡
Prob.>F or Prob.> χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
观测值	1482	1296	1482	1296	1482	1296
R ²	0.11	0.11	0.49	0.45	0.71	0.49

注：括号内的数字是 t 值，* (**) 表示显著性为 1 (5) %，‡ 表示统计量的 p 值小于 0.01，过度认定测试的 Hansen 统计量也是显著的。

工具变量 (IV) 估计法是控制汇率内生性的一个标准方法。这里我们选取中国的狭义货币存量 (M1) 作为工具变量来进行 GMM 估计。采用 GMM 估计的主要原因是它对误差项要求的假设较少，并且相对于最小一般二乘法，它有能力产生具有异方差的稳健标准误项 (Hall, 2004)。表 3 的第 (5)

- (6) 栏是运用 GMM 所得的回归结果。

之所以选择 M1 作为汇率的工具变量,其经济含义是明显的。如 Bergin 和 Feenstra (2008) 所指出的:如果政府通过采取紧缩银根以降低货币供给,则会使利率上升。这样,外国对本国有投资愿望,因而对人民币的超额需求推动汇率升高。人民币走强时,对美国的出口则可预期减少。当然,为充分评判该工具变量的有效性,我们进一步运用多种统计检验作最严格的验证。

首先,表中检查了回归方程式的第一阶段 F 统计量,以此来检验第一阶段的工具变量是否可以排除在回归外。我们在 0.1% 的水平上拒绝模型被误设这一零假设。接下来,检验工具变量是否与内生的解释变量相关。按照 Anderson (1984) 的典型相关似然比的检验方法来检验回归式是否可识别的,我们发现在 0.1% 的显著性水平表明回归式是可被识别的。第三,我们进一步检验工具变量 (M1) 是否与内生的解释变量 (汇率) 是弱相关的。如然,则回归结果将不可信。Cragg 和 Donald (1993) 提供的 F 统计量在一个很高的显著性水平上拒绝了第一阶段是被弱识别的零假设。最后,Anderson 和 Rubin (1949) 的 χ^2 统计量拒绝了内生回归系数等于零的原假设。^①总之,所有的统计检验充分表明 M1 在这个回归中是一个很好的工具变量。

表 3 的第 (5) - (6) 行汇报了用 M1 作为工具变量时所得的回归结果。第 (5) 行表明中美汇率对出口的弹性为 -5.424,这与第 (1) 栏的基准回归结果相当接近。尽管如此,在第 (6) 行中,在控制了双向固定效用及内生性影响之后,汇率对出口的弹性估计值在绝对量上大大地减少了。不过,其经济含义却依然十分清晰:人民币升值会显著降低中国对美国的出口。

回归结果具有明显的政策建议。从回归 (6) 中可知,在控制了汇率的内生性后,人民币与美对华进口值的弹性为 -1.108。这意味着如果人民币升值 10%,则美国从中国的进口值将下降约 11%。所以,即使人民币升值不会增加中国从美国的进口,人民币升值也的确可以降低中美贸易逆差。

(四) 更多的稳健性分析

如前所述,人民币对美元汇率是从 2005 年 7 月后才开始升值的。因此,如果在回归中包含大量在此之前的样本的话,则汇率对于双边贸易量的影响可能被低估。因此我们剔除 2005 年之前的样本并进行重新估计。

表 4 汇报了用 2005~2007 年间样本所估计的人民币与美元汇率对中国

^① 注意 Hansen 检验也包括在我的估计中,我没有列出 Hansen 检验因为等式相当一致。

对美国出口的影响。结果虽然在量上与表 3 中所得的结果略有不同，但经济含义却是一致的：在控制汇率的内生性问题后，人民币升值显著降低中国对美国的出口。具体地，汇率对双边贸易的点弹性从第 (4) 栏中的-2.07 到第 (6) 栏中的-1.17 不等。其它如贸易伙伴国的 GDP 变量也与表 3 中的相应变量结果接近。

表 4 汇率变动对中美贸易的影响 (2005 ~ 2007)

美国从中国的进口	OLS				IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中国价格指数对数	-3.785** (-7.00)	-3.611** (-6.14)	-0.232 (-0.39)	-0.872 (-0.98)	-3.850** (-7.06)	0.012 (-0.02)
汇率对数(\$/RMB)	-4.655** (-7.22)	-4.501** (-5.32)	-1.412** (-2.41)	-2.069** (-2.32)	-4.770** (-7.23)	-1.168* (-1.80)
滞后一期汇率对数		-18.375 (-0.53)		-8.010 (-0.71)		
滞后二期汇率对数		26.765 (0.68)		6.583 (1.06)		
滞后三期汇率对数		3.615 (0.13)		3.948 (0.32)		
美国 GDP 对数	0.217** (2.00)	0.268* (1.80)	0.062** (2.42)	0.056** (2.03)	0.215** (1.98)	0.027 (1.38)
中国 GDP 对数	1.296 (1.40)	-1.305 (-0.40)	-3.203** (-0.64)	0.918 (0.29)	1.378 (1.48)	1.162** (4.63)
季度特定固定效应	否	否	是	是	否	是
行业特定固定效应	否	否	是	是	否	是
第一阶段 F 统计量					2739.10‡	1858.70‡
Anderson 似然 χ^2 统计量					2124.56‡	1103.87‡
Cragg-Donald χ^2 统计量					12257.10‡	2767.59‡
Anderson-Rubin χ^2 统计量					52.55‡	3.21‡
Prob.>F or Prob.> χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
观测值	742	556	742	556	742	742
R ²	0.10	0.11	0.06	0.05	0.11	0.11

注：括号内的数字是 t 值，* (**) 表示显著性为 1 (5) %，‡ 表示统计量的 p 值小于 0.01。

最后，考虑到大多引力模型都把贸易国的人均 GDP 变量包含在回归元中，我们因此也在回归中控制贸易国的人均 GDP 变量以检验上述回归结果是否还稳健。表 5 汇报了这一结果。可以发现，我们先前的所有发现依然成

立。人民币升值依然显著地降低中国对美国的出口。有趣的是，两贸易国人均 GDP 变量回归系数均为负。这并不令人意外：一国的人均 GDP 并不是外生给定的，它事实上是受该国的制度所影响的（Anderson 和 Marcouiller，2002）。不过，这里我们由于该系数统计上并不显著，我们无需太在意这一点。

表5 中国对美国出口的估计（2002~2007）

美国从中国的进口	OLS				IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中国价格指数对数	-4.192** (-9.40)	-4.072** (-8.76)	-0.013 (-0.07)	0.365** (-1.67)	-4.186** (-9.30)	-0.010 (-0.05)
汇率对数(\$/RMB)	-4.969** (-8.49)	-4.917** (-7.38)	-1.126** (-5.62)	-0.762** (-3.13)	-4.957** (-8.23)	-1.122** (-5.57)
滞后一期汇率对数		-1.392 (-0.05)		-0.537 (-0.09)		
滞后二期汇率对数		-5.260 (-0.15)		-1.521 (-0.22)		
滞后三期汇率对数		-0.077 (-0.00)		-1.157 (-0.19)		
美国 GDP 对数	0.255** (3.45)	0.231** (2.87)	0.065** (2.46)	0.059** (2.28)	0.255** (3.46)	0.066** (2.48)
中国 GDP 对数	43.929 (0.56)	74.845 (0.38)	-	-	44.339 (0.57)	109.139 (1.29)
美国人均 GDP 对数	9.425* (1.68)	8.987 (1.55)	-2.132 (-0.67)	-2.581 (-0.39)	9.429* (1.69)	-2.120 (-0.67)
中国人均 GDP 对数	-46.210 (-0.57)	-78.312 (-0.38)	-1.902 (-0.88)	-1.806 (-0.45)	-46.641 (-0.58)	-111.047 (-1.28)
年度特定固定效应	否	否	是	是	否	是
季度特定固定效应	否	否	是	是	否	是
行业特定固定效应	否	否	是	是	否	是
第一阶段 F 统计量					19674.01‡	69480.22‡
Anderson 似然 χ^2 统计量					3816.76‡	5295.68‡
Cragg-Donald χ^2 统计量					17986.6‡	57726.17‡
Anderson-Rubin χ^2 统计量					67.61‡	31.03‡
Prob.>F or Prob.> χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
观测值	1482	1296	1482	1296	1482	1296
R ²	0.11	0.11	0.49	0.45	0.71	0.49

注：括号内的数字是 t 值，*（**）表示显著性为 1（5）%，‡表示统计量的 p 值小于 0.01。

总之，所有的实证结论均表明人民币的升值显著地减少了中国对美国的出口。

六、总 结

通过使用 2002~2007 年间的行业面板数据，本文研究人民币升值对中美双边贸易的影响。与先前其他简化式的回归不同，本文的结构性参数回归（structural-form parameters estimation）是严格以一个修正的引力理论模型为引导的。因此，我们得以在统计上和经济上来解释估计结果。估计结果清晰表明人民币对美元升值显著降低了中国对美国的出口。给定其他不变，人民币升值 10%，中国对美国的出口将减少 11%。而这些发现对不同计量方法的采用和不同时期的调查均是稳健的。

本文的发现也具有重要的政策含义。人民币的持续升值会造成中国对美国的出口减少。即使不考虑升值对中国从美国进口的正面促进作用，也可见人民币的升值会一定程度减小中美贸易顺差，这自然会缓解中美一度紧张的贸易关系。但是却会给国内出口商造成较大的压力。并可能会进一步影响到我国宏观经济的未来增长。因而，如果要继续保持我国经济的高增长，则宜把政策重心放在促进内需上。

最后是对本文一些可能的拓展。其一，如果数据可得的话，则宜用真实水平的离岸价来代替行业价格指数。这样，汇率的传导就能够得到更精确的识别。其二，也可考虑在模型中加入进口关税变量，以来检验汇率和关税的对称假说。由于数据限制，我们在此先不探讨这些问题。但却不失为未来研究的可能方向。

参考文献

国家统计局，《中国统计年鉴 2007》，中国统计出版社。

梁琦、徐原，2006：汇率对中国进出口贸易的影响——兼论 2005 年人民币汇率机制改革，《管理世界》第 1 期。

谢建国、陈漓高, 2002: 人民币汇率与贸易收支: 协整研究和冲击分解, 《世界经济》第9期。

余淼杰, 2008: 发展中国家间的民主进步能促进其双边贸易吗? 《经济学(季刊)》第7卷第4期。

余淼杰, 2009: 《中国外外贸改革30年》, 收于《中国经济改革三十年: 变与常》, 郑伟硕、罗金义主编, 香港城市大学出版社。

张斌、何帆, 2003: 人民币升值策略分析, 《国际经济评论》9-10月号。

Anderson, James, 1979, A Theoretical Foundation for the Gravity Equation, *American Economic Review*, 75 (1), 178-190.

Anderson, James and Douglas Marcouiller, 2002, Insecurity and the Pattern of Trade: An Empirical Investigation, *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 342-352.

Anderson, James and Eric Van Wincoop, 2003, Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle, *American Economic Review*, 93(1), 170-192.

Anderson, T. W., 1984, *Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.

Anderson, T. W. and H. Rubin, 1949, Estimation of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations, *Annals of Mathematical Statistics*, 20, 46-63.

Baier, Scott L. and Jeffery H. Bergstrand, 2001, The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity, *Journal of International Economics*, 53, 1-27.

Bergin, Paul R. and Robert C. Feenstra, 2008, Pass-through of Exchange Rates and Competition Between Floaters and Fixers, *Journal of Monetary Economics*, 41, 35-70.

Cragg, J. G. and S. G. Donald, 1993, Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variables Models, *Econometric Theory*, 9, 222-240.

Feenstra, Robert C., 1989, Symmetric Pass-through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test, *Journal of International Economics*, 27, 25-45.

Feenstra, Robert C., 1998, Integration and Disintegration in the Global Economy, *Journal of Economic Perspectives*, 12, 31-50.

Feenstra, Robert C., 2002, Border Effects and the Gravity Equation: Consistent Methods for Estimation, *Scottish Journal of Political Economics*, 49, 491-506.

Feenstra, Robert C., 2003, *Advanced International Trade: Theory and Evidence*, Princeton University Press.

Feenstra, Robert and Gordon Hanson, 2004, Intermediaries in Entrepôt Trade: Hong Kong

Re-exports of Chinese Goods, *Journal of Economics & Management Strategy*, 13(1), 3-35.

Goldberg, P. K. and Michael M. Knetter, 1997, Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.

Hall, R. A., 2004, *Generalized Method of Moments*, Oxford University Press.

Krugman, Paul R., 1979, Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade, *Journal of International Economics*, 9, 469-479.

Lin, Justin Yifu, 2003, Development Strategy, Viability, and Economic Convergence, *Economic Development and Cultural Change*, 51(2), 277-308.

Meese, Richard A. and Kenneth Rogoff, 1983, Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Samples? *Journal of International Economics*, 14(1), 3-24.

Naughton, Barry, 2006, *The Chinese Economy: Transitions and Growth*, MIT Press.

Rose, Andrew K., 2004, Do We Really Know That the WTO Increases Trade? *American Economic Review*, 94(1), 98-114.

Rose, Andrew K. and Eric Van Wincoop, 2001, National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union, *American Economic Review*, 91(2), 385-390.

Samuelson, Paul, 1952, The Transfer Problem and Transport Costs: The Terms of Trade When Impediments are Absent, *Economic Journal*, 62, 278-304.

Tinbergen, Jan, 1962, *Shaping the World Economy*, New York: Twentieth Century Fund.

Wooldridge, Jeffery M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

Yu, Miaojie, 2009, Revaluation of the Chinese Yuan and Triad Trade: A Gravity Assessment, *Journal of Asian Economics*, 20, 655-668.

Yu, Miaojie, 2010, Trade, Democracy, and the Gravity Equation, *Journal of Development Economics*, 91(2), 288-300.

RMB Revaluation and Sino-US Trade: Theory and Evidence

Tian Wei Yu Miaojie

Abstract: In 2005, China abated its fixed exchange rate against the U.S. dollar and began to reevaluate. This paper investigates the effect of the Renminbi revaluation on the Sino-U.S. bilateral trade based on a theoretical gravity model using industrial panel data during the period 2002-2007. An extensive empirical research shows that the Renminbi revaluation against the U.S. dollar significantly reduces Chinese exports to the U.S. In particular, a 10% appreciation of RMB would reduce Chinese exports to the U.S. by 11%, *ceteris paribus*. These findings are robust to different econometric methods and different period coverage.

Keywords: exchange rate, pass-through, bilateral trade, gravity model