

不定期刊物 第 235 号

# 汇率波动和贸易流量新视角

作者：克拉克，塔迷丽莎 和 魏尚进著

沙迪科夫和曾立协著

# 汇率波动和贸易流量新视角

作者：克拉克, 塔迷丽莎 和 魏尚进著

沙迪科夫和曾立协著

---

国际货币基金组织

华盛顿特区

2004 年

© 2004 国际货币基金组织

排版和制作：货币基金组织多媒体服务部

图形：Jorge Salazar

**图书在版编目数据：**

《汇率波动和贸易流量新视角》，Peter B. Clark 等人著，华盛顿特区，国际货币基金组织，2004 年

p. cm. – (不定期刊物)；第 235 号

包括文献参考

ISBN 1-58906-358-9

1. 外汇汇率。2. 国际贸易。I. Clark, Peter B. (Peter Barton), 1941-II。不定期刊物（国际货币基金组织）；第 235 号。HG 3821.N38 2004

价格：25 美元

（对高等院校专职教师和大学学生价格为 22 美元）

订单请寄：国际货币基金组织出版服务部

700 19th Street, N.W., Washington, D.C 20431, U.S.A.

电话：(202) 623-7430 传真：(202) 623-7201

电子邮件：publications@imf.org

网址：http://www.imf.org



再生纸



# 目录

	页码
前言 .....	ix
一、综述.....	1
二、理论和实证文献的简要回顾.....	3
汇率波动与贸易的理论联系.....	3
汇率波动与贸易间关系的实证结果.....	5
三、汇率波动的历史和地域分布.....	9
度量汇率波动.....	9
使用波动基准度量值的比较.....	11
波动的替代度量值.....	16
四、有关汇率波动对贸易影响的新根据.....	23
汇率波动同贸易关系的总体情况——初步了解.....	23
分析汇率波动对贸易影响的理论框架.....	24
这些数据告诉我们什么？.....	27
五、摘要与结论建议.....	31
附录：采取稳定的汇率和共同货币的国家贸易量是否会更大？.....	32
统计附录.....	42
参考文献.....	72
<b>图</b>	
图 3.1 按国家集团分类的实际汇率短期有效波动.....	11
图 3.2 七国集团实际汇率的短期有效波动.....	12
图 3.3 按地区分类的发展中国家实际汇率的短期有效波动.....	16
图 3.4 按出口收入来源分类的两个发展中国家集团实际汇率的短期有效波动.....	16
图 3.5 按主要国家集团分类的名义汇率的短期有效波动.....	19

图 3.6	按主要国家集团分类的实际汇率的长期有效波动 .....	19
图 3.7	按主要国家集团分类的实际汇率的有条件长期有效波动 .....	20
图 3.8	七国集团实际汇率的长期有效波动 .....	20
图 4.1	实际汇率的有效波动与国际贸易 .....	24
图 4.2	按主要国家集团分类的实际汇率的有效波动与贸易 .....	25
图 4.3	按地区分类的发展中国家实际汇率有效波动与贸易 .....	26
图 4.4	按出口类型分类的发展中国家实际汇率的有效波动与 贸易 .....	27
<b>表</b>		
表 3.1	按主要国家集团分类的七国集团实际《国际金融统计》汇率 的短期有效波动 .....	14
表 3.2	1970-2002 年平均有效波动排名 .....	17
表 3.3	1970-2002 年平均有效波动年数排名 .....	18
表 3.4	按汇率制度类型分类的各国家集团的实际有效波动 .....	21
表 3.5	按汇率制度类型和时间期限分类的实际有效波动 .....	21
表 4.1	长期的实际汇率波动对综合贸易的影响 .....	28
表 4.2	汇率波动的其他度量法 .....	29
表 4.3	汇率波动对不同类型产品的贸易的影响 .....	30
<b>附表</b>		
表 A1.	主要国家集团的国家一览表 .....	42
表 A2.	按出口收入来源分类的发展中国家区域集团国家一览表 .....	45
表 A3.	1970-2001 年官方/基金组织分类与自然体系分类之间的对 应性 .....	47
表 A4.	1970-2001 年各国家集团间汇率体系分布的官方分类 .....	47
表 A5.	1970-2001 年各国家集团间汇率体系分布的自然分类 .....	48
表 A6.	实际平行汇率数据集覆盖的国家 .....	49
表 A7.	实际《国际金融统计》汇率的短期有效波动：主要国家集团 的小型抽样调查 .....	51

表 A8. 实际平行汇率的短期有效波动：主要国家集团的小型抽样调查.....	52
表 A9. 汇率波动对贸易的影响：主要结果.....	53
表 A10. 汇率波动内生性的控制变量.....	55
表 A11. 汇率波动的其他度量：短期和长期、平行市场汇率、名义汇率、以及有条件波动.....	58
表 A12. 国家对固定效应.....	60
表 A13. 时变国家效应.....	61
表 A14. 按产品种类区分.....	63
表 A15. 按国家类型区分.....	65
表 A16. 汇总统计数字与相关性.....	66
表 A17. 1975-2000 年分类贸易回归式中使用的国家一览表.....	68
表 A18. 均质产品与差异产品的分类.....	69



## 前言

本研究报告分析了汇率波动对贸易的影响。它是国际货币基金组织（基金组织）应世界贸易组织（世贸组织）总干事的请求而编写的。基金组织曾于 1984 年为关税及贸易总协定（关贸总协定）就该专题编写了一份研究报告。自那时起，世界经济已经发生了巨大变化。一些国家的汇率波动可能变得更加剧烈，而另外一些国家可能已经降低了汇率波动对其贸易的影响。因此，我们有必要事隔 20 年后再来探讨这一问题。

总的来说，我们并没有发现汇率波动会给贸易造成严重负面影响的有力证据。这意味着就加强贸易而言，汇率波动可能并不是一个主要的政策考虑因素。但这并不排除汇率的巨幅波动会通过其他渠道影响经济的可能性。

本研究报告由 Peter B. Clark 和 Shang-Jin Wei 领导的一个小组完成，成员包括 Natalia Tamirisa、Azim Sadikov（夏季实习生）和 Li Zeng（助理研究员）。Mary Amiti、Giovanni Dell’Ariccia、Raghuram Rajan、Stephen Tokarick、基金组织的管理层和各部门以及世贸组织的 Marc Auboin、Richard Eglin 以及其他工作人员对本研究报告提供了宝贵的意见。Miklos Koren、Andrew Rose、Adam Szeidl 和 Silvana Tenreyro 热情地让作者分享了他们的资料。Marlene George、Celia Burns 和 Laura Leon 也对我们提供了力所能及的帮助。对外关系部的 Gail Berre 编辑了本报告，并协调了它的出版发行工作。本报告中所表达的仅为作者本人的观点，并不一定代表官方或基金组织执行董事的观点。

**Raghuram G. Rajan**

经济顾问兼基金组织研究部主管



## 一、综述

1984年，基金组织为关税及贸易总协定（关贸总协定）编写了一份研究报告，研究内容为汇率波动对世界贸易的影响。该研究进行的背景是：保护主义势力不断抬头，主要货币出现较大的汇率波动，并且世界贸易大幅下滑。如今上述的一些变化又再次出现。例如，全球商品和服务出口在2000年取得两位数增长，而在2001年至2003年间增长脚步却大幅放慢。并且美元汇价在2002年至2003年间的波动幅度也相当的大。随着布雷顿森林制度在1971年至1973年的瓦解，世界主要货币从原先广泛采用的固定汇率制转变为浮动汇率制。1984年的研究报告也反映了人们想要了解上述转变对货币不确定性和贸易的影响。因为从那时起，国际货币制度已发生其他一些重大变化，因此在事隔20年后重新审阅该研究报告中阐述的问题是很有必要的。

世界经济中的一些变化似乎已经加剧了汇率波动。随着资本流动在近30年实现自由化以及跨境金融交易的规模和种类呈显著增长，在资本市场不发达的国家以及那些还未对持续稳定的经济政策形成追踪记录的国家，汇率波动程度已经明显加剧。<sup>1</sup>新兴市场的货币危机是一些特别引人注目的大幅汇率波动，该危机在近20年变得更加频繁。<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Prasad 和其他人（2003年）最近已经对这些变化中的一些方面进行了分析。

<sup>2</sup> 在最近向世贸组织提交的一份由基金组织工作人员起草的说明中，讨论了与应对资本账户危机而采取的国际收支调节有关的问题。（见《2003年世界贸易组织》）

这已经成为发展中国家和新兴市场经济国家的一块心病。另外，中欧和东欧向市场体制转型常常会让这些经济体对其货币的国际价值进行重大调整。

其他一些变化可能已经削弱了汇率波动的影响。金融套期保值手段在近20年的广泛应用降低了不确定的货币走向给公司带来的风险。另外，对于跨国公司而言，汇率波动给它们的收益性带来的影响也许会因为不同汇率的波动而相互抵消。随着这些跨国公司对国际贸易贡献的份额逐渐增大，汇率波动对世界贸易的影响可能在逐步降低。

总的来说，世界经济在过去20年的重大变化是否已经削弱或增强汇率波动对国际贸易的不利影响，现在还尚未得知。该问题的一个方面与汇率波动自身变化的程度有关，另外一方面与公司对汇率风险的敏感程度以及采取措施降低该风险的成本能力有关。因此，我们有必要审查有关该问题的新的实证证明。

本研究报告与上一份研究报告有较大的不同。首先，覆盖的国家范围更广了。在基金组织上一份报告（1984年）中，分析几乎全部围绕七国集团而展开。它反映了这样的观点：主要货币的波动是其他国家制定其政策的一个最重要参考因素。<sup>3</sup>尽管在国际货币体系运行中这些货币扮演最重要的角

---

<sup>3</sup> 如需了解与三大汇率的波动对发展中国家的影响有关的最新分析，见基金组织（2003年a）中的“发展中国家应如何关注三大汇率变动情况”。

色，但因为系统原因以及对其他国家自身的作用，许多其他汇率的波动对该系统的影响也不容小觑。因此，本研究报告以一种更广阔的视角来研究该课题，并涵盖可获得信息的所有基金组织成员国的汇率。

本研究报告也探讨了许多不同的汇率波动衡量方法。此外，除了对总体贸易进行分析外，本报告将所有产品分为两类：差别产品和均质产品，并检验了汇率波动是否会对它们产生差别影响。

假如在数据集中有很多国家，我们可以依据一个国家是发达国家还是发展中国家，预测汇率波动产生差别影响的程度。预测方法也千差万别，因为有关重力方程设定的理论发展已被用于更精确评估汇率波动对贸易产生的影响。

最后本研究报告研究了共同货币安排对贸易的影响，这也是先前 Rose（2000 年）所研究的专题。这是个与汇率波动的影响相互关联但又截然不同的专题，因为一个货币联盟并不仅仅只是在联盟成员中消除汇率波动。它也降低了与贸易有关的其他交易成本，并为宏观经济政策提供了一种承诺手段。

本研究报告在下文列出了一些预期的结果。报告显示尽管汇率波动已经增加了货币和国际收支危机在 1980 年代和 1990 年代爆发的频率，但这似乎并未加剧汇率在 1970 年代和 1990 年代的平均波动幅度。同时我们还需值得注意的是，与允许一定程度的汇率伸缩性的安排相比，钉住汇率制度的总体汇率波动幅度并不一定更小。钉住一个锚定货币仍然会让一个国家暴露在该锚定货币与其他货币汇率波动的风险之中，并且错误的锚定会给外汇市场带来压力，导致货币价值出现大幅不连续的变动，并进而引发汇率波动。

对在 1984 年的研究报告以后出现的理论著作进行回顾，可以更加断定在汇率波动和贸易流量之间并没有任何明显的联系。对于汇率波动加剧会给贸易带来不利影响的一般假设是建立在大量特定

假设基础之上的，它并不一定适用所有情况，特别一般均衡模型。在该模型中，其他变量会随同汇率的变动而变动。这些模式显示汇率波动是由于经济和政策体制的潜在震动而引发，该体制决定这种震动如何通过汇率和其他变量作出反映。

就整个世界而言，汇率小幅波动周期和贸易快速增长周期之间并没有明显的联系。换句话说，就总体而言，没有证据可以证明汇率会给世界贸易带来不利影响。当我们从双边角度对贸易和汇率波动数据进行研究时，本研究报告中的一些实证证据可以证实这两者之间存在负的相关。但是，在一个将双边贸易与确定因素相联系并将最新理论应用于重力模型的更加普遍的方程中，这种负面关系并不明显。因此，如果汇率波动会对贸易产生不利影响，那么从定量分析来看，这种影响不可能太大，并且影响力也不会很明显。

这些发现显示，就推动世界贸易而言，汇率波动很可能并不是一个主要的政策考虑因素。但是这并不一定意味着对待汇率波动，我们可以泰然处之。例如货币危机，它作为汇率波动的特例就需要对产出和消费进行痛苦的调整。但在这种情形下，我们需要注意的并不是那些需要采取的用来缓和汇率波动的措施，而是需要奉行的适当政策，以避免那些潜在的引发剧烈的、不可预见的和破坏性的汇率变动的因素。

大量与汇率波动有关的情况在本研究报告中并未一一阐述。本报告既不用于决定汇率水平，也不用于选择最佳汇率安排，例如是选择固定汇率还是选择浮动汇率。<sup>4</sup>

本文第二节回顾了过去 20 年里的相关理论和实证文献。第三节介绍了过去一段时间世界不同地方出现的汇率波动。第四节提供了有关汇率波动对贸易影响的新证据。第五节为总结性概括。

---

<sup>4</sup> 如需了解更多的有关可替代汇率制度表现的分析，见 Rogoff 和其他人（2004 年）。

## 二、理论和实证文献的简要回顾

自 1984 年关于探讨汇率波动对贸易影响的基金组织研究报告推出以来，已有两份涵盖该文献的相关调查报告面世，它们分别由 Côté（1994 年）和 McKenzie（1999 年）编写。另外，英国财政部最近授权进行了大量研究（“英国，财政部 2003 年”），并就英国加入欧洲货币联盟的意愿评估向众多学术机构征求意见。因此，本研究报告无需对该领域的学术文献进行广泛讨论。相反，本报告将着重探讨该领域的某些关键问题，以解释我们为何难以得出汇率波动会对贸易流量产生影响的明确结论。本报告还会重点介绍该研究领域的最新进展情况。上述两份调查报告认为，在理论上，我们无法得出贸易受汇率波动影响的程度，这是因为模棱两可的替代假设和模型策略可以得出不同的结果。许多实证文献都同样模棱两可，这或许反映了它们缺乏明确的理论成果，并难以寻找汇率风险的参量。尽管如此，最近的一些研究以及本文中的一些证据似乎暗示这些资料支持汇率波动对贸易具有负面影响。

### 汇率波动与贸易的理论联系

以一个刚刚起步的出口公司为例来了解（真实的）汇率波动如何影响该公司的出口水平很有用处。Clark（1973 年）描述了一个最简单的例子：一家没有市场支配力的竞争型公司，它仅仅生产一种商品，并且全部销往一个国家，并且它不需要进口任何中间投入。该公司的销售以外国货币支付，并按照现行汇率兑换其出口收益。因为不能通过诸

如期货合同之类的假定来套期保值，所以这种收益会以一种不可预见的方式变化。此外，因为调整生产规模会增加成本，所以公司必须针对后来发生的任何汇率波动提前制订及时的生产决策。因此，公司并不能根据这些汇率波动给其带来的出口利润的有利变化或不利变化，来调整其产出。在这种情况下，该公司利润的惟一不确定因素就是汇率。另外，假如该公司的管理人员不愿意冒险，为了降低风险，在汇率平均水平不变的情况下汇率的大幅波动会导致产出的下降，并进而导致出口的减少。许多作者都详细阐述了这一基本模型，例如 Hooper 和 Kohlhagen（1978 年），他们得出了汇率波动和贸易水平之间存在负面关系的相同结论。

但是，这一有力结论是建立在大量简单假设基础之上的。首先，它假设不存在通过外汇期货市场或对冲交易套期保值的可能性。对于有完善外汇市场的发达经济体而言，特定交易的风险能够很容易规避，从而降低了不可预见的汇率波动带来的风险。<sup>5</sup>

除了外汇期货市场以外，还有多种渠道可用来降低不利外汇波动所产生的风险。对于在许多国家

---

<sup>5</sup> 如需了解远期抵补对贸易水平的影响的分析，见 Ethier（1973 年）、Kawai 和 Zilcha（1986 年）以及 Viaene 和 de Vries（1992 年）。但是，Wei（1999 年）并未发现经验佐证，用以支持套期保值手段可以降低汇率波动对贸易的影响的假设。

## 二、理论文献和经验文献的简要回顾

从事各种贸易和金融交易的跨国公司而言，关键点在于它们有大量的机会来抵消货币和其他变量的变动。例如，有一种明显的趋势显示汇率在根据通货膨胀率之间的差异作调整，并且最近的证据揭示这种调整速度可能快于早期研究报告中所认为的速度。这样，假如出口产品以一种正在贬值的外币定价，那么汇率降低给出口商带来的损失最终将通过提高外币出口价格来部分弥补（Cushman, 1983年和1986年）。正如Clark（1973年）所指出的——一种与之相类似的情形是，如果一家出口商从一个货币正在贬值的国家进口中间投入品，那么它将通过更低的投入成本来弥补其衰退的出口收入。另外，当一个公司与许多国家从事贸易时，多种汇率的不同变动趋势将会在一定程度上保护该公司免于遭受货币风险。最后，正如Makin（1978年）所分析的那样，一种金融观点认为对于一家跨国公司而言，通过持有不同货币单位的资产和债务组合，它有多种可能来规避因进出口产生的外币风险。

汇率波动可能会对贸易产生负面影响的一个原因源自于这样的假设：为了最好地适应汇率变动，公司无法改变其生产要素投入。当这种假设动摇并且公司可以调整一种或更多的生产要素以应对汇率变动时，加大这种可变性事实上还可能创造获利机遇。Canzoneri和其他人（1984年），De Grauwe（1992年）和Gros（1987年）已经对此进行了分析。这种变化的效应取决于两种力量之间的相互影响。一方面，假如公司能够根据高价和低价来调节其投入，那么它的预期或平均利润将会随同汇率波幅的加大而增加，因为在高价的时候它会增加销售，而在低价的时候会降低销售。另一方面，从规避风险的角度，利润变化加大会给公司带来不利影响，并且会抑制公司的生产和出口。假如套期保值程度较轻，那么更大的价格变动对预期利润的积极作用将会超过更大的利润变动所带来的负面影响，并且公司也会加大平均股本和提高产出及出口水平。Pindyck（1982年）将公司面临不确定因

素的行为放在一个更普遍的背景下进行分析，它也指出，在某些情况下，因为公司会积极利用高价时的有利条件并降低低价的影响，所以价格变动的加剧会导致平均投资额和产出的增加。

在贸易和汇率波动之间的联系上，有一点必须提及的就是“沉淀成本”。许多国际贸易都涉及差别化制成品，这通常需要公司进行大量投资，以使它们的产品适应国外市场，并组建营销和经销网络，建立针对出口市场的生产设施。因为公司倾向于采取观望态度，只要能收回可变成本，便不会轻易退出市场，并等待汇率转好，以弥补沉淀成本，所以这些沉淀成本使得公司对汇率的短期变动不太敏感。在有关实际选择权的金融著作之后，McDonald和Siegel（1986年），Dixit（1989年）以及Krugman（1989年）探讨了在“选择权”方法下，沉淀成本的含义。这种方法已被Franke（1991年）以及Sercu和Vanhulle（1992年）所应用。它们的主要理念是出口公司可以被视为拥有选择权离开出口市场，并且一家目前没有从事出口业务的公司应被视为拥有选择权在将来进入国外市场。在制订进入或退出出口市场的决定时，不仅需要考虑到显性固定和变动成本，还需要考虑实施进入或离开该市场的选择权所产生的成本。汇率波动越剧烈，保留这种选择权的价值就越大；并且汇率波动的范围也因此而加大，在这个范围里，公司将通过留在出口市场或在外观望（假如它还未进入该市场）来推迟行动。这意味着汇率波动的加剧将导致进入或退出决定的制订变得更加迟钝。

大多数理论模型目前正在研究的不是名义汇率的波动，而是实际汇率的波动。这两种汇率在概念上虽然不同，但实际上并没有太大的差别——从中短期而言，商品的本土价格倾向于保持不变。在这种情况下，实际汇率和名义汇率的波动实际上在应用上是相同的。为此，在回顾了研究实际汇率波动的影响的文献后，本研究报告并没有单独就名义汇率波动的影响展开讨论。只有在高通货膨胀背景

下，名义汇率波幅会大于实际汇率波幅。为此，下文的实证分析明确研究了实际汇率和名义汇率是否会对贸易产生不同的影响。

截至目前，关于波动对贸易影响的讨论一直是在一个局部均衡的框架内进行的，即惟一变化的变量是汇率波动的度量方法；其他可能会对贸易水平产生影响的因素假设维持不变。但是，正在引起汇率变动的那些变化可能会影响经济环境的其他方面，这反过来又会对贸易流量产生影响。因而，在一个一般均衡的框架里，考虑所有主要宏观经济变量间的相互作用至关重要，以便能更彻底地了解汇率波动和贸易间的关系。

Bacchetta 和 Van Wincoop (2000 年) 已于最近对此进行了分析。他们开发了一种简易的两国一般均衡模型，在该模型里不确定因素来自于货币、财政和技术冲击。同时他们还比较了固定汇率和浮动汇率安排下的贸易水平和福利。他们得出了两种结论。第一种结论是在贸易水平和汇率安排类型之间没有明晰的关系。在任何一种汇率安排下，贸易都会出现增加或降低，这取决于消费者对消费和休闲的权衡偏爱以及每种制度的货币政策取向。在一个一般均衡的环境下汇率波动和贸易之间关系的模糊性可以用这个例子来说明：一个国家的货币扩张将会降低其汇率，从而促使该国减少进口，但是货币扩张所增加的需求则会全部或部分抵消汇率影响。这样，造成汇率变动的这种冲击的特性会导致其他宏观经济变量也随之变化，而其他宏观经济变量可以抵消该汇率变动所造成的影响。第二个结论是贸易水平不是一个国家的福利水平高低的指标，因此在比较汇率制度时在汇率水平和福利水平之间就不存在一对一的关系。在上述两位作者的模型里，贸易是用一个企业在本国市场相对国外市场的收入和成本的不确定性等值来衡量，国家的福利则用消费和闲暇的波动性衡量。

Obstfeld 和 Rogoff (1998 年) 也对汇率变动

的福利成本进行了分析。他们将“新型开放式宏观经济模型”延伸至一个明确的随机环境中，在这一环境中风险将对公司的定价决策产生影响，并从而影响到它的产出和贸易流。他们列举了一个事例：通过钉住汇率将汇率的变动降低为零会导致福利出现相对于国内生产总值百分之一的增加。Bergin 和 Tchakarov (2003 年) 将这种模型应用于更加现实的情况，如不完善的资产市场和公司投资。他们计算了各种各样的案例中汇率不确定性的影响，并发现福利成本通常很小，大约相当于消费的千分之一。他们探讨了在定量上风险并非无关紧要的两种情形的含义(以 Obstfeld 和 Rogoff 在上文引用的例子的顺序排列)：在第一种情形下，消费者展现了对消费方式的坚定不移态度，因此消费的突然改变会对福利产生不利影响；在第二种情形中，资产市场是非对称的，该市场中仅有一种国际债券，因此没有自己债券的这个国家受到不利影响。

Koren 和 Szeidl (2003 年) 最终开发了一种能够清楚展现宏观经济变量之间相互作用的模型。他们认为重要的并不是在文献中出现且在许多实证论文中引用的作为风险参量的无条件汇率波动，而是汇率不确定性一定会通过汇率与该模型中其他主要变量的协方差来影响贸易额和价格。他们强调在这种一般均衡情况下，就汇率本身而言，它的不确定性并不重要，重要的是这种不确定性是否会扩大或缩小一个公司在成本和需求方面的其他风险，并且它最终是否会恶化或减轻消费者面临的风险。

## 汇率波动与贸易间关系的实证结果

基金组织(1984年)研究报告调查的研究汇率波动对贸易影响的早期实证著作并未产生一致结果，其中有许多著作基本或完全不支持汇率波动对贸易有负面影响的观点。例如，Hooper 和 Kohlhagen (1978 年) 的早期著作将 Ethier (1973 年) 的模型应用于被交易的商品，并根据生产成本推导出一个有关出口价格和数量的方程式，用来反映国内和进

口投入、其他国内市场价格、国内收入以及设备利用率。汇率风险既可以用本期的即期汇率和上期的远期汇率之间的平均绝对差异值来衡量，也可以用名义即期汇率和本期的远期汇率的方差来衡量。两位作者研究了汇率波动对除意大利以外的所有七国集团的合计贸易流量数据以及双边贸易流量数据的影响。他们基本没有发现汇率波动对贸易流量产生负面影响的证据。Cushman (1983 年) 使用了一个与 Hooper 和 Kohlhagen 使用的相类似的模型，但是他增加了样本数量，使用了实际汇率而不是名义汇率。在工业国之间的 14 组双边贸易流中，他发现 6 组受到汇率波动的严重负面影响。最后，基金组织 (1984 年) 研究报告使用了 Cushman 的模型的简化版本，用来估算在 1969 年第一季度至 1982 年第四季度期间七国集团之间的双边出口，其中实际国民生产总值、实际双边汇率、相关的设备利用率以及根据前 5 个季度的汇率百分比变动的标准差来衡量得汇率波动。只有在两种情况下汇率波动会产生一个显著的负系数，而在大多数情况下，该系数都为显著的正数。

这些早期著作缺乏强有力的研究结果是由于若干因素造成的。首先，如上所述，对于汇率波动会给贸易水平造成负面影响这一习惯假设，理论上并未给予明确的证明。其次，汇率出现重大变动的样本期相对较短。最后，估算方程式的设定通常很粗略，它仅包含了几个在当时使用的标准贸易方程式的宏观变量。

McKenzie (1999 年) 调查了大量有关该专题的实证论文，其中大多数都是在基金组织研究报告之后推出的。他强调了上述观点：在理论层面，不同的模型所得出汇率波动对贸易影响的结论不同，并且没有明确证据可以证明一种模型优于别的模型。他对实证著作的调查也得出了同样迥异的结果：许多研究认为汇率波动对贸易没有重大影响，即使有，在一个方向或在其他方向上也不会产生系

统影响。但是他发现，最近有关此类文献的大部分新著作在获得统计上具有显著性的汇率波动和贸易之间的关系方面更加成功，他将这归因于人们更加关注估算技术的设定和采用的波动度量值。英国财政部 (2003 年) 同样引用了大量近代研究，包括 De Grauwe (1987 年)、Rose (2000 年)、Dell'Ariccia (1999 年)、Anderton 和 Skudelny (2001 年)、Arize (1998 年) 以及 Fountas 和 Aristotelous (1999 年)，他们发现利率波动与贸易之间存在负关联，但这些影响并不很大：彻底消除汇率波动最多会增加 15% 的贸易量，而人们通常对这种影响的估计是不到 10%。

最近研究该专题的著作应用了重力模型，发现了一些重要证据可以证明在汇率波动与贸易之间存在负相关的关系。<sup>6</sup>该重力方程已被广泛应用于国际经济学的实证著作中，并在扩大贸易流量方面取得很大的成功。<sup>7</sup>在它的基本形式中，重力模型显示国家之间的双边贸易流量与这些国家的 GDP 的乘积成正比关系，而与它们之间的地理距离成反比关系。距离可以被视为阻碍贸易的一种交易成本代理变量，有较大经济规模的国家贸易的绝对数额较大。另外，人口常常包含在解释变量中，作为衡量一个国家大小的补充标准。在许多应用中，需要加入大量的虚拟变量来说明那些能够增加两国贸易可能性的共同特征，例如共同边界、共同语言以及一个自由贸易组织中的资格。研究人员在这个基本方程中加入了汇率波动的一些度量值，来查证在已经考虑其他所有重要因素后，该汇率风险代理变量是否会对贸易流量产生单独的、可确认的影响。

<sup>6</sup> 见 Frankel 和 Wei (1993 年)、Wei (1999 年)、Dell'Ariccia (1999 年)、Rose (2000 年) 和 Tenreyro (2003 年)。

<sup>7</sup> 例如见 McCallum (1995 年) 和 Coe 和其他人 (2002 年)。了解有关该重力方程的讨论，见 Deardorff (1998 年)、Anderson 和 van Wincoop (2003 年) 和英国财政部 (2003 年) 中的附录 D。

Dell'Ariccia (1999 年) 的著作应用了四种不同的汇率不确定性的度量值, 就 1975 年至 1994 年的 20 年间, 汇率波动对的 15 个欧盟成员国和瑞士的双边贸易的影响进行了系统分析。这四种度量值包括月双边名义汇率对数的一阶差分的标准差、月双边实际汇率对数的一阶差分的标准差、前向误差的平方和、以及名义即期汇率的最大值和最小值之间的百分比差异。在基本回归中, 汇率波动会对贸易产生较小的但却显著的负面影响: 如果在 1994 年将汇率波动降低为零, 那么贸易额将会增长 10% 到 13%, 这取决于采用哪一种特定的波动度量值。<sup>8</sup>这一结果对于名义汇率和实际汇率波动而言非常接近, 假如在样本里两种汇率的度量值是高度相关的话, 这就不令人惊讶了。

Dell'Ariccia 就此进行了进一步的研究, 他把考虑了由于中央银行试图稳定同主要贸易伙伴间的汇率造成的同时性偏差。假如这些政策能够取得成功, 那么在汇率波动与贸易水平之间就存在一个负面关系, 但是这并不能反映前后者之间的因果关系。Dell'Ariccia 首次使用了一种汇率波动度量值(3 个月对数前向误差的平方之和), 来控制该变量中可能的内生性。他的结果证实了在汇率波动与贸易之间存在负面关系, 其影响量值与先前的影响相当。另外, 他还使用了固定效应和随机效应评价法来说明同时性偏差。在这种情况下, 影响仍然很明显, 但是量值降低了: 在 1994 年消除所有汇率波动仅仅会使贸易增长 3% 到 4%。

Rose (2000 年) 也应用了重力方法, 以及一个非常大的数据集, 内容涉及 186 个国家在 1970 年、1975 年、1980 年、1985 年和 1990 年这 5 年里的数据。这篇论文的主要目的是衡量货币联盟对成员国贸易的影响, 下文将就这点作详细阐述。他同时还应用了他的模型来检验汇率波动对贸易的影响。汇

<sup>8</sup> 在 1994 年, 月名义汇率变动的平均标准差大约为 5.5%, 而在这个样本期内年平均双边贸易额增长为 3.5%。

率波动的主要度量值是月双边名义汇率对数的一阶差分的标准差, 它是通过估计年度的前 5 年的月度汇率计算得出的。在其使用合并数据的基准结果中, 他发现一个微小的但却显著的负面影响: 将波动均值 (5%) 降低一个标准差 (7%), 将会增加双边贸易额大约 13%, 这与 Dell'Ariccia 在上面所描述的相近似。<sup>9</sup>这一研究结果在使用汇率波动的三种替代度量值时是稳健的, 但是在使用了前五年的汇率水平的标准差后, 却是另外一种情况。当在估计中没有考虑随机效应时, 汇率波动对贸易的影响量值被降低到大约为基准估计值的三分之一, 或者大约为 4%。这样, Rose 和 Dell'Ariccia 的估计结果似乎非常一致。

Tenreiro (2003 年) 最近的一份论文对这些研究结果产生了疑问。她应用了一个类似于 Rose 使用过的重力方程, 对大量样本国家在 1970 年至 1997 年间的年度数据进行了研究。她使用的汇率波动度量值也与 Rose 使用的几乎相同, 惟一的差别是月汇率对数变化的标准差仅仅是对本年度进行度量的。她的主要目的是解决先前研究报告中出现的有关汇率波动对贸易影响的一些估计问题。在这些问题没有得到解决并且在应用最小二乘法的情况下, 她发现了汇率波动会对贸易产生较小的影响: 将汇率波动从样本平均数 (大约为 5%) 降低到零会导致仅仅 2% 的贸易增长。在应用更多合适的方法但不考虑内生性时, 消除汇率波动的不确定性会导致 4% 的贸易增长。但是如果在使用度量值的过程中考虑到内生性, 汇率波动对贸易的影响就会不明显, 这一结果在不同度量方法中显得很稳健。

<sup>9</sup> Parsley 和 Wei (2001 年) 研究了降低名义汇率波动对各国间比价波动的影响, 并发现比价波动会随着名义汇率波动的减轻而减轻。但是他们还指出, 实施硬汇率钉住制度, 例如加入一个货币联盟, 会遭受更强大的冲击, 这与 Rose 的汇率联盟会给贸易带来很大影响的调查结论相一致。

## 二、理论文献和经验文献的简要回顾

最后需要注意的是，最近已经有一些著作开始研究汇率波动对分类贸易流量的影响。Broda 和 Romalis（2003 年）发现汇率波动会降低差别产品贸易量（与商品贸易量相比），尽管这种影响相当小：消除所有汇率波动会带来小于 5% 的制造品贸易增长以及小于 3% 的总贸易增长。但是，他们注

意到，汇率波动非常明显的一些国家，特别是发展中国家，将会经历一个更加明显的贸易增长。Koren 和 Szeidl（2003 年）也使用了分类数据，并发现汇率波动会对贸易产生较小的影响：消除汇率波动仅仅会使出口价格变动几个百分点。

### 三、汇率波动的历史和地域分布

#### 度量汇率波动

有关汇率波动和贸易的大量文献并未就度量该波动采取何种合适的方法达成一致。这种情况是由大量因素造成的。正如在下一节中所阐述的，人们未能就受制于汇率和其他变量波动所带来的风险的公司行为创建一个广泛认可的模型。因此，理论并不能对哪种度量值最合适提供一个权威指导。其次，分析的范围将在一定程度上决定使用的度量方式。假如分析集中于发达国家，那么人们可以根据期货市场来评估汇率波动对贸易的影响。但假如分析范围延伸至大量的发展中国家时，期货市场就不能用于评估上述影响了。再次，人们需要考虑所度量的波动性的时间范围，并考虑汇率波动相对于其作为相关度量值的预计值而言是无条件波动还是意外变动。最后，在决定采用哪一种合适的汇率变动度量值时，对于总体贸易流量的统计层次同样扮演了一个主要角色。

本研究报告对能够获得数据的所有基金组织成员的汇率波动情况作了全面介绍。在该论文的实证分析中，它首先研究了总体汇率变动与总体贸易之间的关系。在认识到研究综合数据的局限性后，本研究报告于是改为分析汇率波动随着时间的推移对不同国家对之间贸易的影响。就方法而言，这种向双边贸易和汇率波动的转变，让人们可以更好地控制除影响贸易的汇率波动以外的各种因素。因此，发现汇率波动影响贸易的机会增强了。在这种

方法中，分析的基本元素就是样本中每个国家对之间的货币的汇率波动。对于下文中的叙述部分（研究一个国家整体所面临的汇率波动），有必要将贸易份额作为加权来获得一个国家汇率的“有效波动”，从而来综合双边汇率波动。这确保了在本研究报告中的叙述部分和经济计量部分所使用的波动度量值完全一致。

这种有效波动度量值的前提条件是一个单独的公司正在面临的汇率不确定性是所有单个双边汇率波动的平均值（Lanyi 和 Suss, 1982 年）。假如一家贸易公司与许多国家进行国际贸易，汇率在抵消方向上的任何变动趋势都会降低该公司所承受的总体汇率风险。这倾向于赞同用一个国家的有效汇率波动来度量这个国家所面临的汇率不确定性。这种方法似乎对发达经济体特别合适，因为发达经济体的许多贸易都是由多元化的跨国公司经营的。早期的基金组织研究报告使用了这种方法，它几乎完全围绕七国集团而进行。而本研究报告覆盖了几乎所有的发展中国家，在这里多元化公司的作用不太明显。因为这个原因，同时也是为了与下文的经济计量分析保持一致，所以在本研究报告的叙述部分采用了有效波动。

一个国家所面临的汇率波动的幅度并不一定与这个国家已经采用的汇率制度类型紧密相关，意识到这一点非常重要。一个国家也许会将其货币钉住一种锚定货币，但是当该锚定货币与其他货币的

汇率浮动时，这个国家的货币与其他货币的汇率也会跟着浮动。这样，与有效汇率一样，有效变动也是一个多元概念（Polak，1988年）。钉住可以降低与一个贸易伙伴的名义汇率波动，但是它绝不能完全消除汇率波动。下文将对此进行阐述。在下文中，度量的波动与一个国家的汇率安排的两种不同分类有关。

选择名义汇率还是选择实际汇率部分取决于时间维度，而后者对于被采取的经济决策很重要。从生产成本已经获知并且进出口价格已经确定的短期来看，一家公司的汇率风险是名义汇率的一个函数。但是，当从事国际交易的决策跨越了一段更长的时间，在这段时间里生产成本和进出口外币价格都会变化。从这一点看，选择实际汇率形式是合适的。尽管在国内价格不变的情况下，名义汇率和实际汇率的变动趋向于一致，因此选择何种汇率形式可能不会给波动或经济计量结果带来显著影响。但是实际汇率在理论上仍然更加可取，并被应用于下文的波动基准度量值中。因为消费价格是可获得的最广泛的国内价格度量值，所以它被用来确立实际汇率。作为稳健性检验，我们还介绍了使用名义汇率的研究结果。

尽管汇率经常大幅波动，但它们在何种程度上会构成不稳定因素来源并带来风险，取决于我们在何种程度上可以预见汇率变动。在套期保值工具可以获得的情况下，我们可以规避可预见的汇率波动，并因此降低其对贸易的影响。这意味着合适的风险度量值一定与真实汇率和预计汇率之间的偏差有关。按照此方法存在一种可能性，那就是使用远期汇率来预计将来的即期汇率，并使用本期的即期汇率和上期的远期汇率之间的差异作为汇率风险的一项指标。但上述方法会面临这样的问题：远期汇率并不能很好地预测将来的汇率。另外，只有主要货币的汇率牌价是可以获得的。一般来说，我们可以用各种各样的方法来获得汇率的预计值，方法包括从应用结构模型到使用自回归条件异方差

（简称 ARCH）/广义自回归条件异方差（简称 GARCH）法的时间序列方程（McKenzie，1999年）。但是，正如 Meese 和 Rogoff（1983年）所指出的那样，在预测汇率方面还存在固有的困难。为此，本研究报告采用了大多数相关著作所遵循的方法，并将被观察的汇率波动的度量值作为基准。GARCH 估计值可以作为波动度量值的替代值。

最常使用的汇率波动度量值就是汇率对数的一阶差分的标准差。<sup>10</sup>该度量值在汇率维持一个不变的趋势时会等于零。因为这种趋势也许可以预测，所以它不会成为一种不确定因素的来源。按照其他大多数著作的做法，在本研究报告中汇率的变动也是根据月末数据计算出来的。而标准差的计算方法分为两种。一种是以一年为单位，作为短期波动的指标，另外一种是以五年为单位，作为长期波动的指标。

最后，我们有必要将目光投向计价货币的作用。一个国家，特别是两个发展中国家之间的贸易通常不使用它们任何一个国家的货币来作为计价货币，而是用一种主要货币，尤其是美元，来作为它们的计价货币。这似乎意味着这两个贸易伙伴之间的货币汇率的波动并不是需要给予考虑的相关波动。举例来说，假如中国对印度的出口以美元计价，这样中国的出口商将仅仅关注美元与人民币之间的汇率波动，而不是印度卢比与人民币之间的汇率波动。但是这种观点也不正确。人民币与印度卢比之间的任何波动，在人民币和美元汇率维持不变的情况下，一定能够反映印度卢比与美元之间的汇率波动。因为后者会影响到印度对中国出口的需求，那么人民币和印度卢比之间的汇率波动也就会影响到中国对印度的出口，即使贸易的计价货币是美元。一般而言，计价货币的选择不会改变汇率波

<sup>10</sup> 例如见 Brodsky（1984年）、Kenen 和 Rodrik（1986年）、Frankel 和 Wei（1993年）、Dell’Ariccia（1999年）、Rose（2000年）和 Tenreiro（2003年）。

动对贸易的影响。

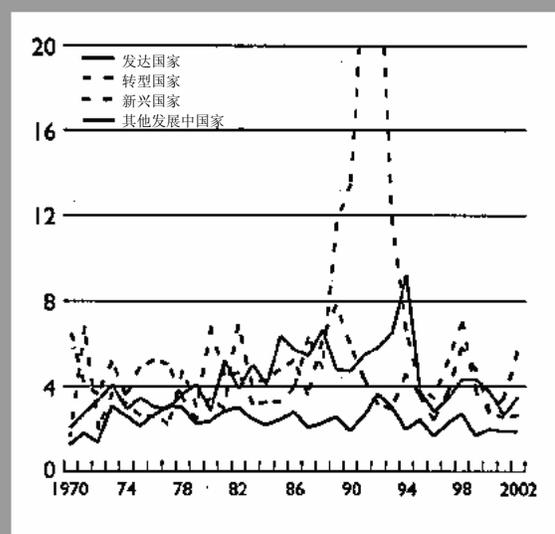
### 使用波动基准度量值的比较

在分析随着时间推移的各国汇率波动之前，我们有必要研究一下图 3.1 所示的多个国家集团之间的汇率波动的演变。<sup>11</sup>它呈现了发达国家、转型国家、新兴市场和发展中经济体 1970 年以后的短期有效汇率波动，该汇率引自基金组织的《国际金融统计》，是使用消费价格转换后的实际汇率。<sup>12</sup>正如在第一节中所指出的，在这一期间国际货币制度经历了一些变化，其中包括新兴市场经济体危机、资本账户自由化以及前苏联的解体，所有这些似乎都与汇率波动的加剧紧密相连。

首先，让我们看看汇率波动在样本期内已经发生了什么变化，值得注意的是汇率波动随着时间的推移并没有明显加剧的趋势。在样本期的前三年，即 1970 年至 1972 年，发达国家的汇率波动明显低于平均水平，这是因为这些国家中的大多数采用了固定汇率制度。从那以后，这些国家的汇率经历了更大的波动，但是并没有非常明显。实际上，在 1991 年至 2002 年间的平均有效汇率波动幅度与 1970 年至 1980 年间的波动幅度大致相当。新兴市场经济体和发展中国家在整个样本期的汇率波动也并未呈现明显上升的趋势。而转型经济体在 1990 年至 2002 年间通常经历了更大的汇率波动，也就是汇率出现非常大的变动，这种变化与前苏联的解体以及它在 1989 年

至 1993 年间向市场经济的转型密切相关。在这几年中汇率出现了前所未有的剧烈波动，这总的来说是因为实际汇率的调整造成的，而这些调整是为了适应这些经济体的结构转变。现在来看，这些调整基本是彻底的，在最近几年（1999-2002 年），转型国家的有效汇率波动幅度已经低于新兴国家和发展中国家的有效汇率波动幅度了。

图 3.1 按国家集团分类的实际汇率短期有效波动（百分比）



其次，看看主要国家的分组，对于发达经济体的最低汇率波动幅度就不感到惊讶了。它反映了这样的事实，即这些国家相互之间进行的贸易相对更多，并且它们相互之间的双边汇率的波动幅度一般要小于它们与其他国家之间的双边汇率的波动幅度，这在下文将作讨论。大概是因为发达经济体的经济政策更为稳定，并且它们能够相对平稳地适应汇率波动的冲击，这个分类中的所有国家的汇率波动幅度较轻。另外，这些国家进行货币交易的外汇市场非常庞大，流动性强，而且可以提供规避汇率波动风险的工具，使得交易可以很快地清算，从而消除了汇率潜在的巨幅波动。

<sup>11</sup> 图 3.1 显示了每个集团中所有国家的汇率有效波动的等加权平均值，因为每一个国家都被单独视为一个利益单位。换句话说，人们可以根据各个国家的贸易份额对其有效波动进行加权。该加权平均波动是对每个集团计算的，计算结果与图 3.1 所示的并无明显不同。

<sup>12</sup> 每个集团的国家名单在附录表 A1 中提供。发达国家名单参照统计附录的表 A：《世界经济展望》，但不包含四个亚洲新兴工业化经济体，它们被划入新兴市场集团。转型经济体包含表 A 中的转型国家。新兴市场经济体集团涵盖范围较小，为 20 个国家。其他所有国家都被划入发展中国家的名单。

图 3.2 七国集团实际汇率的短期有效波动  
(百分比)

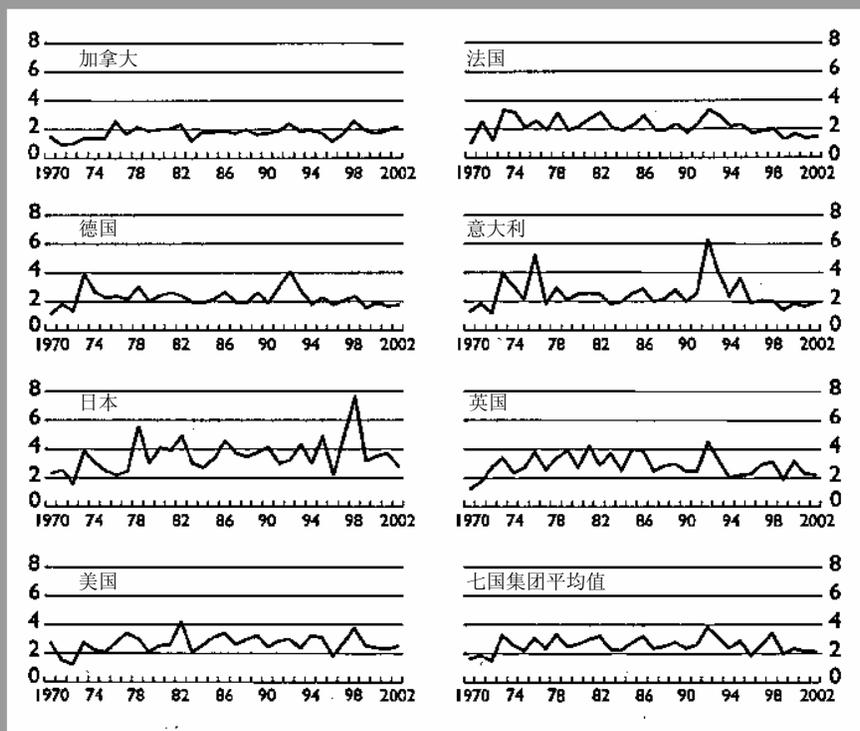


图 3.2 以同样度量方法显示了七国集团各个成员以及集团整体的汇率波动值。尽管它们的平均波动幅度与发达国家总体的波动幅度非常类似，但它们之间仍然存在显著的差异。日本的平均波动幅度较高，为 3.50%，是加拿大（1.75%）的两倍。加拿大较低的汇率波动幅度似乎显示了它和美国经济的一体化程度较高，并且这与加拿大当局在样本期所采取的避免加拿大元和美元出现大幅波动的政策是分不开的。同样需要注意的是在 1991 年至 1993 年间受到欧洲货币制度汇率机制混乱影响（英国在 1992 年也同样受到了影响）的法国、德国和意大利，它们的汇率波动加剧了。而在 1999

年引入欧元后，这三个国家的有效汇率波动明显减轻了。

为了解释为什么发达经济体的有效汇率波动幅度相对较低，我们有必要按照各个主要国家集团分解发达经济体的汇率波动幅度。在表 3.1 中我们对七国集团的汇率波动进行了这样的分解。该表首先根据各个国家集团将七国集团中各个国家在 1970 年、1980 年、1990 年和 2000 年的有效汇率波动分解，这样，每一行的和就等于在最后一列显示的该国的整体有效汇率波动幅度。很显然，除了 1970 年的日本和美国这两个例外，最大的汇率波动来自于其他发达经济体。这在部分程度上验证了这

样的事实，即工业国家的贸易权重很高，并且发达国家之间单独的双边汇率波动幅度较低。这在该表的第二部分可以反映，它给出了七国集团与各主要国家集团之间的汇率波动幅度，该波动幅度是以各国家集团的贸易为权重（求和后为1）计算所得。它显示除了仅有的少数例外，七国集团与其他发达经济体的汇率波动幅度要低于七国集团与其他国家集团的汇率波动幅度。

如上所述，在主要国家集团中，转型经济体的汇率波动幅度最高，这与前苏联的解体密不可分。因为这一集团中的大多数国家在1970年代和1980年代并不存在，所以本研究报告仅提供了1988年以后这一集团的数据。直到1995年我们才可以获得全部22个转型国家的数据，并且在1995年至2002年期间，这一集团的汇率波动幅度与新兴市场经济体和发展中国家的汇率波动幅度相当。尽管后两个集团的平均汇率波动幅度在整个样本期达到发达国家汇率波动幅度的将近两倍，但是它们的汇率波动幅度，尤其是新兴市场经济体的汇率波动幅度，在1980年代和1990年代降低了。

图3.3是一些补充细节，提供了发展中国家的地理划分（《世界经济展望》分类），图3.4提供了燃料出口国和非燃料初级产品出口国的相关信息。<sup>13</sup>在各个地区中，撒哈拉以南非洲（不含南非和尼日利亚）在样本期的实际汇率的平均波动幅度最高，在1994年曾经达到14.5%这一不同寻常的高度。这在很大程度上是由于当年非洲金融共同体法郎出现贬值造成的。与之相对比的是，亚洲的发展中国家的汇率波动始终低于平均幅度，尤其是当人们将1997年至1998年的亚洲金融危机造成的异常剧烈的汇率波动因素排除之后，这种情况更加明显。对于西半球的发展中国家而言，除了动荡的1980年代，它们的汇率波动幅度要低于平均幅度。

<sup>13</sup> 在附录表A2中提供了每组国家的名单。

对于图3.4所显示的分析分组，燃料出口国在样本期内已经经历了逐渐增强的汇率波动，并且非燃料初级产品出口国在这整个期间的汇率波动的平均幅度最高，这可能与这些国家的贸易条件出现波动有关。

国家集团的平均波动可能抵消了该集团中某些国家本身较大的汇率波动。因此，我们有必要研究各个集团中的成员的汇率波动。表3.2提供了在整个样本期间（1970-2002年）出现最大波动和最小波动的五个国家的实际汇率的平均有效波动幅度。<sup>14</sup>如同预期的一样，与其他集团相比，发达经济体汇率波动的离散度非常低。但是需要注意的是在发达经济体集团中，日本的汇率波动度量值最高，而七国集团的另外一个成员——英国则排名第五。其他国家集团的汇率波动的离散度更高。

表3.3提供了各个国家出现在有效实际汇率波动前五名和后五名的频率（年数）。这显示了哪一类国家的汇率波动在样本期内会一直维持在高位或低位。该研究结果常常与表3.2中所显示的相似；例如，在33年的样本期中，有30年的时间日本的汇率波动一直名列发达经济体的前五名。同样地，在33年的样本期中，有20年的时间阿根廷的汇率波动一直名列发展中市场经济体的前五名。<sup>15</sup>

<sup>14</sup> 如上所述，因为直到1995年转型国家集团中的成员数才达到22个，所以该排名仅与1990年代有关。

<sup>15</sup> 考虑到大量贸易似乎以非官方平行市场汇率发生，所以在解释表3.3中有关缅甸的研究结果时需要小心谨慎。只有国营部门企业以官方汇率进行交易，它们占已报告贸易份额的大约30%。但是，正如Reinhart和Rogoff（2002年）所指出的那样，平行市场汇率的波动幅度要大于官方汇率的波动幅度。

### 三、汇率波动的历史和地域

表 3.1 按主要国家集团分类的七国集团实际《国际金融统计》汇率的短期有效波动

国家	年份	发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家	总有效波动
<b>以贸易加权的汇率波动值分解</b>						
美国	1970	0.616	0.005	1.808	0.101	2.529
美国	1980	1.751	0.021	0.364	0.321	2.457
美国	1990	1.397	0.045	0.648	0.283	2.372
美国	2000	1.385	0.028	0.811	0.111	2.335
英国	1970	0.602	0.006	0.321	0.176	1.105
英国	1980	1.957	0.029	0.251	0.415	2.651
英国	1990	1.827	0.061	0.301	0.208	2.396
英国	2000	2.569	0.085	0.334	0.132	3.119
法国	1970	0.427	0.008	0.263	0.200	0.899
法国	1980	1.213	0.049	0.239	0.520	2.020
法国	1990	0.951	0.109	0.254	0.244	1.558
法国	2000	0.998	0.090	0.302	0.224	1.614
德国	1970	0.523	0.022	0.360	0.115	1.019
德国	1980	1.353	0.143	0.347	0.365	2.209
德国	1990	0.964	0.283	0.347	0.130	1.724
德国	2000	1.102	0.228	0.401	0.117	1.847
意大利	1970	0.624	0.044	0.407	0.180	1.255
意大利	1980	1.355	0.136	0.355	0.575	2.421
意大利	1990	0.950	0.258	0.361	0.334	1.903
意大利	2000	0.908	0.218	0.386	0.260	1.772
加拿大	1970	1.144	0.002	0.261	0.041	1.448
加拿大	1980	1.706	0.006	0.140	0.090	1.943
加拿大	1990	1.384	0.022	0.199	0.054	1.660
加拿大	2000	1.443	0.008	0.197	0.039	1.687
日本	1970	0.663	0.002	1.015	0.170	2.150
日本	1980	1.885	0.009	1.173	0.898	3.966
日本	1990	2.354	0.029	1.343	0.351	4.077
日本	2000	1.789	0.036	1.465	0.229	3.519

表 3.1 (续)

国家	年份	发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家	总有效波动
<b>汇率波动值分解</b>						
美国	1970	0.806	1.358	11.589	1.318	2.529
美国	1980	2.913	6.231	1.565	1.972	2.457
美国	1990	2.134	11.444	2.409	3.882	2.372
美国	2000	2.478	2.346	2.236	1.670	2.335
英国	1970	0.767	1.200	3.286	1.570	1.105
英国	1980	2.442	6.656	3.739	3.256	2.651
英国	1990	2.137	8.954	3.660	3.709	2.396
英国	2000	3.162	3.079	2.909	2.905	3.119
法国	1970	0.496	1.525	6.524	2.164	0.899
法国	1980	1.571	7.338	4.467	3.094	2.020
法国	1990	1.130	10.462	4.268	2.764	1.558
法国	2000	1.220	2.411	3.979	3.237	1.614
德国	1970	0.606	1.414	5.756	1.921	1.019
德国	1980	1.644	7.666	5.095	4.048	2.209
德国	1990	1.141	8.243	4.228	3.331	1.724
德国	2000	1.453	2.059	3.938	3.989	1.847
意大利	1970	0.758	1.574	6.205	2.169	1.255
意大利	1980	1.786	7.381	4.836	3.844	2.421
意大利	1990	1.152	8.950	4.969	4.532	1.903
意大利	2000	1.220	2.516	3.893	3.721	1.772
加拿大	1970	1.224	2.058	6.704	1.622	1.448
加拿大	1980	1.907	6.210	2.208	2.215	1.943
加拿大	1990	1.514	14.301	3.018	3.009	1.660
加拿大	2000	1.597	2.342	2.496	2.721	1.687
日本	1970	0.988	1.680	5.766	1.699	2.150
日本	1980	3.748	6.892	4.227	4.119	3.966
日本	1990	3.852	10.566	4.320	4.663	4.077
日本	2000	3.502	3.389	3.552	3.455	3.519

图 3.3 按地区分类的发展中国家实际汇率的短期有效波动 (百分比)

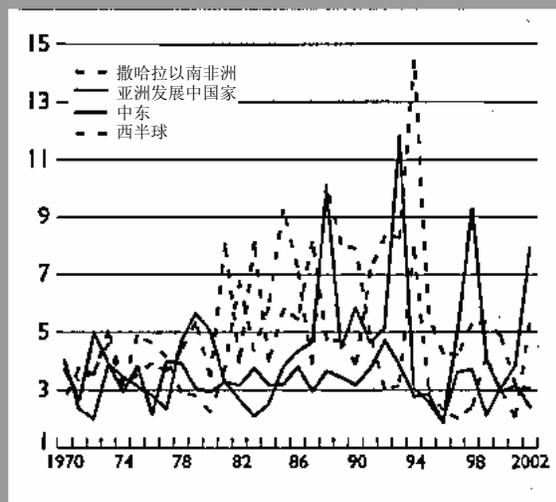
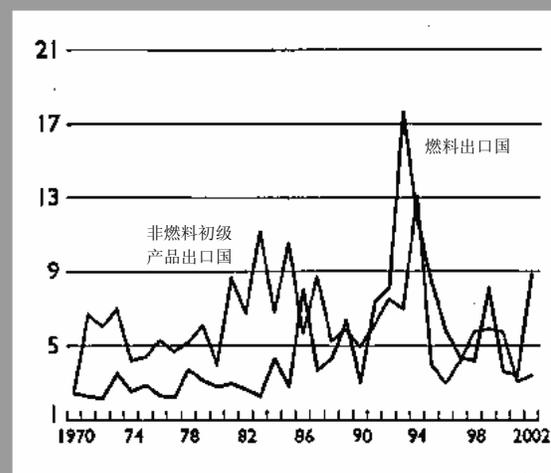


图 3.4 按出口收入来源分类的两个发展中国家集团实际汇率的短期有效波动 (百分比)



### 波动的替代度量值

我们很必要将波动的基准度量值与其替代值进行比较。图 3.5 提供了名义官方汇率的短期有效波动数字。将它与图 3.1 进行比较后可以发现，尽管在这两种度量值之间并没有较大的差异，实际汇率波动通常要稍稍高于名义汇率波动。这在 1970 年显得尤为明显，对于这一年的汇率，人们更多选择使用调整后的名义汇率，因为并且通货膨胀的差异造成实际利率出现更大的波动。<sup>16</sup>在整个样本期内，发展中国家的名义汇率波动幅度相对较低，就

<sup>16</sup> 同样值得注意的是，在 1999 年成立的欧洲货币联盟虽然能够降低它的三个七国集团成员的有效名义汇率波动，但是绝不能消除这种波动。法国、德国和意大利在欧洲货币联盟成立之前的 1995-1998 年间的名义汇率的平均有效波动分别为 1.91%、2.07% 和 2.34%。而在 1999-2002 年间，这种波动分别为 1.41%、1.68% 和 1.63%。

像 Reinhart 和 Rogoff (2002 年) 所描写的那样，这似乎反映了发展中国家对浮动汇率制的恐惧。

图 3.6 显示了长期汇率波动度量值，即根据所讨论年度的前五年计算的月汇率对数差额的标准差。正如人们预期的那样，该波动度量值要大于相同期间的短期汇率波动平均值。图 3.7 显示了有条件的波动度量值，即各个货币的估计值（假设它遵循 GARCH 方法）。其基本假设是根据汇率的过去值，汇率波动在部分程度上是可以预计的，并且各公司很自然会对此进行预计。图 3.7 绘制了有条件的或预测的汇率波动（如需了解该方法，见附录）。与图 3.6 进行比较后会发现该度量值一般会稍稍低于标准度量值，这对于转型经济体在 1995 年尤为明显。图 3.8 显示了七国集团所有成员的长期汇率波动水平。

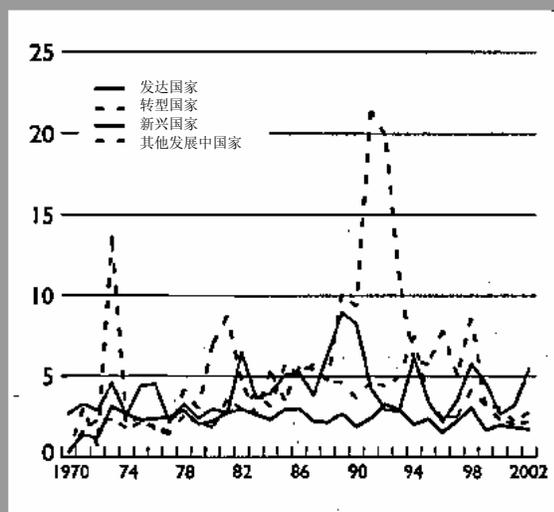
表 3.2 1970—2002 年平均有效波动排名

发达国家 (平均值=2.42)	新兴国家 (平均值=4.43)	其他国家 (平均值=4.59)	撒哈拉以南非洲 (平均值=5.89)	亚洲发展中国家 (平均值=3.66)
前五名 (平均值=3.21)	前五名 (平均值=6.70)	前五名 (平均值=16.05)	前五名 (平均值=15.46)	前五名 (平均值=5.44)
日本 3.50	阿根廷 9.36	安哥拉 27.32	安哥拉 27.32	阿富汗 6.82
以色列 3.48	智利 6.52	赞比亚 15.59	赞比亚 15.59	马尔代夫 5.73
澳大利亚 3.23	墨西哥 5.92	尼加拉瓜 13.51	刚果民主共和国 13.07	老挝人民民主共和国 5.43
新西兰 3.03	秘鲁 5.89	刚果民主共和国 13.07	乌干达 10.77	印度尼西亚 4.87
英国 2.81	乌拉圭 5.80	乌干达 10.77	苏丹 10.53	斯里兰卡 4.37
后五名 (平均值=1.78)	后五名 (平均值=2.33)	后五名 (平均值=1.30)	后五名 (平均值=2.60)	后五名 (平均值=2.43)
澳大利亚 1.64	巴拿马 1.89	留尼旺 1.08	马里 2.16	汤加 2.19
加拿大 1.76	新加坡 2.17	马提尼克 1.20	利比里亚 2.63	孟加拉国 2.23
比利时-卢森堡 1.77	中国香港特别行政区 2.38	阿鲁巴 1.33	佛得角 2.72	马来西亚 2.40
荷兰 1.81	马来西亚 2.40	法属圭亚那 1.34	毛里求斯 2.72	斐济 2.55
丹麦 1.91	泰国 2.80	中国澳门 1.55	喀麦隆 2.75	泰国 2.80
中东和土耳其 (平均值=4.28)	西半球 (平均值=4.54)	燃料出口国 (平均值=6.18)	燃料出口国 (平均值=6.18)	非燃料出口国 (平均值=6.15)
前五名 (平均值=6.65)	前五名 (平均值=9.55)	前五名 (平均值=11.25)	前五名 (平均值=11.25)	前五名 (平均值=11.65)
伊朗 8.39	尼加拉瓜 13.51	安哥拉 27.32	安哥拉 27.32	赞比亚 15.59
黎巴嫩 8.27	玻利维亚 10.26	伊朗 8.39	伊朗 8.39	刚果民主共和国 13.07
也门共和国 6.07	阿根廷 9.36	赤道几内亚 7.86	赤道几内亚 7.86	乌干达 10.77
叙利亚 5.48	苏里南 8.11	尼日利亚 6.61	尼日利亚 6.61	玻利维亚 10.26
土耳其 5.04	智利 6.52	也门共和国 6.07	也门共和国 6.07	加纳 8.56
后五名 (平均值=2.46)	后五名 (平均值=2.11)	后五名 (平均值=2.67)	后五名 (平均值=2.67)	后五名 (平均值=2.90)
马耳他 2.15	巴拿马 1.89	巴林 2.22	巴林 2.22	马里 2.16
巴林 2.22	荷兰安的列斯 2.13	科威特 2.51	科威特 2.51	利比里亚 2.63
科威特 2.51	巴哈马 2.14	沙特阿拉伯 2.58	沙特阿拉伯 2.58	所罗门群岛 3.10
沙特阿拉伯 2.58	巴巴多斯 2.14	阿曼 2.93	阿曼 2.93	圭亚那 3.30
也门共和国 2.85	多米尼加 2.24	加蓬 3.13	加蓬 3.13	科特迪瓦 3.31

表 3.3 1970-2002 年平均有效波动年数排名

发达国家	新兴国家	发展中国家	撒哈拉以南非洲	亚洲发展中国家
前五名的频率	前五名的频率	前五名的频率	前五名的频率	前五名的频率
日本	阿根廷	刚果民主共和国	刚果民主共和国	斯里兰卡
澳大利亚	乌拉圭	苏丹	苏丹	缅甸
以色列	土耳其	安哥拉	加纳	巴基斯坦
新西兰	智利	玻利维亚	安哥拉	萨摩亚
英国	印度尼西亚	加纳	乌干达	印度尼西亚
后五名的频率	后五名的频率	后五名的频率	后五名的频率	后五名的频率
奥地利	巴拿马	马提尼克	喀麦隆	马来西亚
比利时-卢森堡	新加坡	法属圭亚那	加蓬	泰国
加拿大	马来西亚	留尼旺	科特迪瓦	斐济
荷兰	委内瑞拉	荷兰安的列斯	马达加斯加	菲律宾
丹麦	墨西哥	巴哈马	毛里求斯	萨摩亚
中东和土耳其	西半球	燃料出口国	非燃料出口国	
前五名的频率	前五名的频率	前五名的频率	前五名的频率	
土耳其	阿根廷	尼日利亚	刚果民主共和国	
叙利亚	巴拉圭	伊朗	玻利维亚	
埃及	智利	阿尔及利亚	加纳	
伊朗	海地	委内瑞拉	塞拉利昂	
约旦	玻利维亚	安哥拉	布基纳法索	
后五名的频率	后五名的频率	后五名的频率	后五名的频率	
马耳他	荷属安的列斯	科威特	科特迪瓦	
巴林	巴拿马	巴林	卢旺达	
科威特	巴哈马	加蓬	多哥	
沙特阿拉伯	墨西哥	委内瑞拉	利比里亚	
埃及	特立尼达和多巴哥	沙特阿拉伯	玻利维亚	

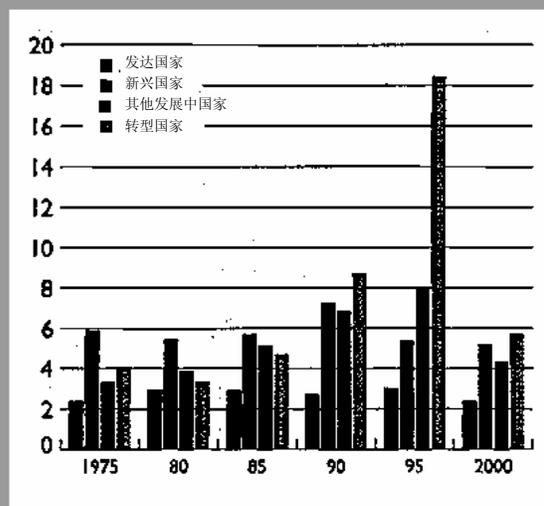
图 3.5 按主要国家集团分类的名义汇率的短期有效波动  
(百分比)



以上的分析中应用的都是《国际金融统计》中提供的汇率，也就是由各国政府机构向基金组织提供的汇率。然而，最近研究的重点已经转向汇率制度的分类以及使用这些汇率作为分类依据的合适性上。Reinhart 和 Rogoff(2002 年)专门收集了 153 个国家自 1946 年以后由市场决定的月平行汇率的数据集。他们发现在基金组织的《汇兑安排和汇兑限制年度报告》中说明的官方法律上的制度与他们收集的有关事实汇率实际操作的信息所暗示的情况大相径庭。<sup>17</sup>因为 Reinhart 和 Rogoff 所报道的汇率或许更能代表国际贸易所执行的外汇价格，所以有必要使用这些市场决定的利率来计算汇率波动。

<sup>17</sup> 附录表 A3 列出了基金组织所阐述的官方制度与 Reinhart/Rogoff 所阐述的“自然”制度分类的对应关系。该附录表还显示了根据基金组织分类(附录表 A4)和自然分类(附录表 A5)的汇率制度类型而确定的主要国家集团的分布。需要注意的是，自 1998 年以来基金组织的《汇兑安排和汇兑限制年度报告》汇报的是基于事实而非法律安排的汇率分类。如需了解追溯至 1990 年的有关事实分类的分析，见 Bubula 和 Ötger-Robe (2002 年)。

图 3.6 按主要国家集团分类的实际汇率的长期有效波动  
(百分比)



为了有效地比较《国际金融统计》所得出的汇率波动以及市场决定的汇率的波动，我们需要使用同一组国家。因为有关市场决定的实际汇率的可用数据(来自 107 个国家)明显小于《国际金融统计》提供的实际汇率的数据(来自 172 个国家)，我们必须重新计算后者汇率波动的基准度量值。<sup>18</sup>附录表 A7 提供了重新计算后的基准度量值，因为数据的限制，它的样本期只涵盖至 1998 年。将该汇率波动基准度量值与前面的结果进行比较，在使用范围更广的样本国后，你会发现汇率波动随着时间的推移在主要国家集团间的变化特征都非常相似。相同国家集团的汇率波动度量值的差异仅仅是因为不同样本所涵盖的国家的差异。另外它还反映了这样的事实，即较大范围样本中包含的国家的货币种类与较小范围样本中包含的国家的货币种类不一样。

<sup>18</sup> 在附录表 A6 中提供了每种集团的国家名单。

图 3.7 按主要国家集团分类的实际汇率的有条件长期有效波动 (百分比)

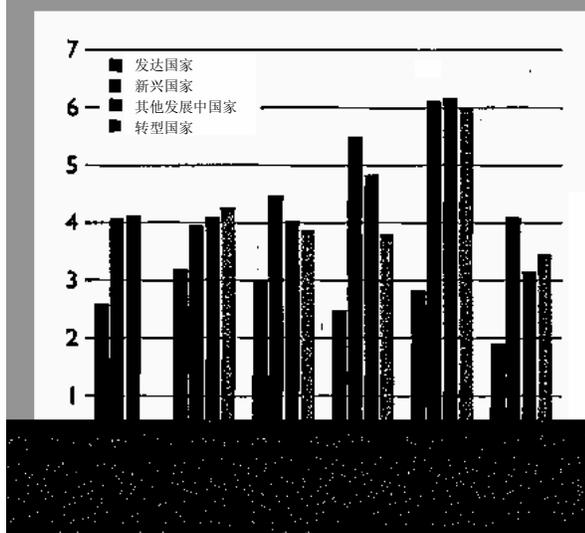
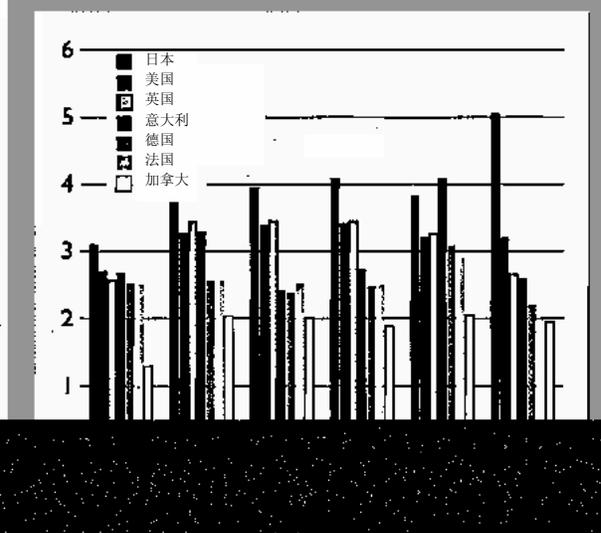


图 3.8 七国集团实际汇率的长期有效波动 (百分比)



附录表 A8 显示了使用平行市场汇率计算的波动基准度量值, 它可以直接与附录表 A7 进行比较, 因为两者使用了相同的国家样本。在所有的案例中, 很显然平行市场的汇率波动要大于《国际金融统计》汇率的波动。<sup>19</sup>发达国家也同样如此。尽管发达国家间的《国际金融统计》双边汇率和市场价格不可能存在明显差异, 但是发达国家和其他集团中的国家之间的双边汇率很可能存在较大的差异。惟一的例外是 1991 年、1992 年、1997 年和 1998 年的转型国家, 在这几年它们的《国际金融统计》汇率波动要大于平行市场的汇率波动。总体来说, 所有国家集团的这两种汇率波动度量值的差异在 1970 年代至 1990 年代期间下降了, 但新兴市场除外, 它出现了小幅上升。这在很大程度上反映了这样的事实: 除了转型经济体, 其他所有国家集团的

市场汇率有效波动在 1970 年代和 1990 年代期间降低了, 但是, 转型经济体和发展中国家的《国际金融统计》汇率波动加剧了, 发达国家的《国际金融统计》汇率波动维持不变, 而新兴市场经济体的《国际金融统计》汇率波动降低了。

<sup>19</sup> 这两种汇率波动度量方法有很大不同: 对于全部样本中的各个双边汇率而言, 官方汇率与平行实际汇率波动度量值的单相关系数的平均值为 0.58。一年期名义汇率波动的两种度量值的相关系数甚至更低为 0.45。

表 3.4 按汇率制度类型分类的各国家集团的实际有效波动<sup>1</sup>

基金组织官方分类 <sup>2</sup>					
钉住汇率制		有限浮动汇率制	管理的浮动汇率制	自由浮动汇率制	
国家集团					
发达国家	2.14	2.07	2.81	2.94	
新兴国家	3.74	2.28	4.30	6.90	
转型国家	5.73	—	4.56	6.37	
发展中国家	4.35	2.94	4.95	6.47	
自然分类 <sup>3</sup>					
钉住汇率制		有限浮动汇率制	管理的浮动汇率制	自由浮动汇率制	自由下落汇率制
国家集团					
发达国家	1.81	2.37	2.81	3.09	4.76
新兴国家	2.98	2.81	4.02	4.66	8.31
转型国家	3.75	3.11	3.48	11.15	9.95
发展中国家	3.28	3.16	4.53	5.26	13.47

<sup>1</sup>以 1970-2001 年期间的 150 个国家样本为依据。

<sup>2</sup>以各期基金组织的年度出版物《汇兑安排和汇兑限制》为依据。

<sup>3</sup>以 Reinhart 和 Rogoff (2002 年) 为依据。

表 3.5 按汇率制度类型和时间期限分类的实际有效波动<sup>1</sup>

基金组织官方分类 <sup>2</sup>				
	1970-1980	1981-1990	1991-2001	1970-2001
钉住汇率制	3.12	4.96	4.11	3.99
有限浮动汇率制	2.13	2.20	2.13	2.15
管理的浮动汇率制	4.93	4.75	4.18	4.43
自由浮动汇率制	3.05	6.95	5.01	5.22
自然分类 <sup>3</sup>				
	1970-1980	1981-1990	1991-2001	1970-2001
钉住汇率制	2.80	3.17	3.03	2.98
有限浮动汇率制	2.58	2.97	2.88	2.83
管理的浮动汇率制	3.48	4.27	4.16	4.02
自由浮动汇率制	3.32	4.11	4.64	4.26
自由下落汇率制	7.99	13.04	9.31	10.56

<sup>1</sup>以 1970-2001 年期间的 150 个国家样本为依据。

<sup>2</sup>以基金组织的年度出版物《汇兑安排和汇兑限制》为依据。

<sup>3</sup>以 Reinhart 和 Rogoff (2003 年) 为依据。

在比较各国的汇率波动时，需要考虑汇率制度的类型，这是因为它与一个国家的货币和其他货币之间的汇率波动幅度有关。表 3.4 显示了根据基金组织官方汇率分类和 Reinhart-Rogoff 自然分类的各国家集团的实际汇率的有效波动。需要注意的是并非被钉住的货币就能免于遭受汇率波动的侵袭。实际上，在自然分类中，汇率自由浮动的发达国家的平均有效汇率波动(根据基金组织分类为 2.94%，根据自然分类为 3.09%)，要低于除新兴市场国家以外的其他国家集团的钉住货币的平均波动。另外，通过观察各个国家集团的货币制度类型，可以发现除发达国家外，在自然分类中有限浮动汇率制要比钉住式汇率制造成的汇率波动程度低；并且管

理的浮动汇率制也不会比钉住式汇率制带来更剧烈的波动。只有自由浮动汇率制和自由下降汇率制会带来较大的平均汇率波动；在自然分类中的后一类别包含那些年通货膨胀率超过 30% 的国家，它们会造成大幅的汇率波动，这并不令人惊讶。

表 3.5 显示了按汇率制度分类的有效汇率波动如何随着时间的推移而变化。此外，有限浮动汇率制要比钉住式汇率制带来的汇率波动幅度小。在 1970 年代早期，主要工业国的货币被作为钉住货币。假如忽略 1970 年代，除了自然分类中的自由浮动汇率制外，其他汇率制度下的汇率波动幅度在 1980 年代至 1990 年代减弱了。

## 四、有关汇率波动对贸易影响的新根据

如第二节所述，理论模型没有明确地指出汇率波动对贸易具有负面影响。而且，目前文献中的实证分析也没有揭示出一种明显的、一致的因果关系。在本节做出的实证分析中，也看不出总体汇率波动与总体贸易之间存在明显的负关系。但就双边贸易而言，有一些迹象表明汇率波动会降低贸易量。但是，在用引入其他与贸易相关因素作为控制变量后，这种负面效应则呈现不稳健性。以下将总结这种实证分析的主要研究结果，附录描述了更加详尽的统计结果。

本节实证分析的目的是全面审视汇率波动在贸易中扮演的角色。与当前的学术文献和 1984 年基金组织关于这个主题的报告相比，本节实证分析的贡献在于从多个层面探讨了汇率波动对贸易的影响：

- 按汇率波动的类型分：分析了一系列汇率波动度量标准：短期波动、长期波动、实际和名义波动、官方波动、基于《国际金融统计》和基于平行市场的波动、有条件和无条件的波动；
- 按国家集团分：验证汇率波动是否对不同的国家集团具有不同的影响，包括发达国家和发展中国家；
- 按贸易类型分：同时分析汇率波动对总体贸易和部门贸易的影响，这样可以看出汇

率波动的影响是否因货物种类的不同而在方向和幅度上呈现差异。至今，人们尚未利用分类贸易数据对汇率波动扮演的角色进行广泛的探讨。

为了验证模型的稳健性，除了对波动性影响进行分解外，本报告还以不同方法引入贸易相关因素作为控制变量。最后，在关注汇率波动的同时，本报告还借机重新回顾了一个相关话题，即共同货币在提高贸易流量方面的作用，并探讨了 Rose（2002 年）的研究结果即认为这种积极作用非常之大的稳健性。

### 汇率波动同贸易关系的总体情况——初步了解

看一看世界贸易与汇率波动的时程，分析一下这两者之间是否存在明显的负关联，不无收益。图 4.1 显示了自 1970 年以来世界贸易的发展情况，同时还标明了样本中所有国家汇率的平均实际有效波动。从 1989 年到 1993 年，汇率波动曲线存在一个明显的上涨。这反映了在苏联解体之后的这段时间内，若干转型经济国家的货币出现了大幅浮动。<sup>20</sup>如果将经济转

<sup>20</sup> 由于大多数转型经济国家在 1991 年之前实际尚不存在，所以 1988 年之前的这些国家的相关数据没有列入。自 1970 年开始，只有关于南斯拉夫的数据，匈牙利的相关数据是从 1976 年开始。不过，图 4.2-4.4 所示的主要国家集团的有效汇率波动，包括了转型经济国家的现有的双边汇率数据，并按照各自所占的相应贸易份额进行了加权。

#### 四、有关汇率波动对贸易的影响的新根据

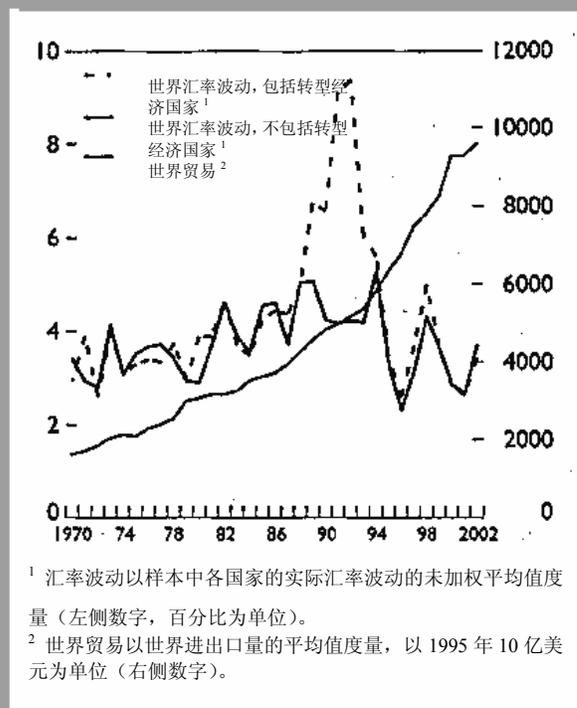
型国家从实际货币波动性的度量中剔除，那么这个明显的曲线上涨就会消失。之后出现的情况是，从1970年代早期一直到1980年代末，平均的汇率波动呈上升势头，但其后币值波动的总体水平一般来说较平缓。

相对而言，1970年以来世界贸易稳定发展，发展速度比汇率波动平稳得多。看看世界贸易和总体汇率波动随时间的变化情况，似乎它们之间并没有任何明显的联系。因此，从综合量的层面看，没有迹象显示汇率波动对贸易具有负面效应。

将各个被调查对象按照主要的国家集团（图4.2），按地区分类的发展中国家（图4.3），出口类型（图4.4）分别分类，可以让我们更清晰地分析两者之间的关系。在其中的一些分类中，似乎某些国家集团的汇率波动与贸易水平在某些年中存在一种负关联。这点最明显的情形出现在1990-1994年期间的转型经济国家（图4.2的左下角），1997-1998年的亚洲金融危机期间（图4.3的右上角）和1980年代早期非燃料初级产品的出口国（图4.4的下方）。与其说这种负关联可能没有反映一种因果关系，不如说它是由一组共同的因素引起的。这些因素即能引起币值波动，又会减少贸易。例如，亚洲金融危机导致了受影响国家的进口大幅下降，同时汇率出现重大波动，但造成进口量减少的最重要因素是国内需求的收缩，而不是币值波动。同样，前苏联的解体引起了许多经济转型国家出现大范围的混乱，导致它们的产值和贸易量大幅下降，汇率出现巨大波动，而这是经济转型过程所带来的必然结果。

为了估算汇率波动对贸易流量的具体影响，有必要考虑各种决定进出口水平的因素的各自影响。下文撇开总体贸易，转而探讨了另一种方法论。该方法论研究双边贸易和双边汇率相关数据的更丰富的变异，借此找出汇率波动对贸易的确实影响。

图 4.1 实际汇率的有效波动与国际贸易



#### 分析汇率波动对贸易影响的理论框架

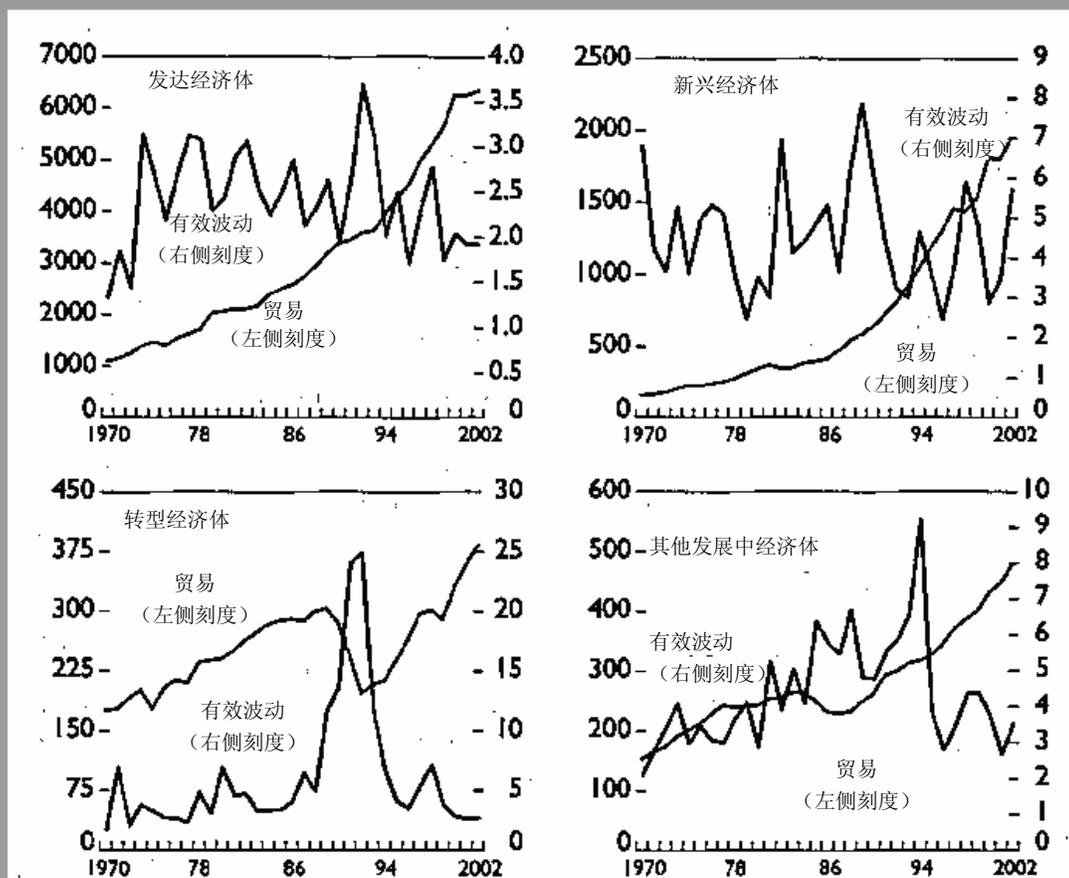
为了深入了解汇率波动对贸易的影响，需要理清几个最重要的思路框架。首先，除了汇率波动之外，还存在其他影响贸易的因素。我们需要以一种符合经济理论的方式来考虑。而且，人们还得防范张冠李戴，将这些其他因素的影响加在汇率波动的头上。其次，从概念上讲，汇率波动的度量应合理。第三，承认汇率波动在不同的国家集团中，对不同类型的贸易具有不同的影响是有益的。下文将依次解释这些基础材料。

关于第一个重点，我们首先必须说明一个业经修正的重力模型中除汇率波动以外的影响贸易模式的决定因素。该模型将一个给定国家对之间的贸易与两国各自的特征以及它们相互间关系的特征

联系起来。其中最重要的特征——该模型由此命名——是经济总量（即 GDP）以及两国之间的距离。另外，该重力模型的实证设定通常也使用其他增加或减少贸易量的因素作为控制变量，比如陆地面积、文化相似性、地理位置、历史联系和优惠贸易安排等。所有这些都直接影响双边贸易的交易成本，并且在各种实证分析中，它们对贸易的影响在统计上都是显著的。通常，重力模型也会以经济发展的水平作为控制变量。因为经济越发达的国家，

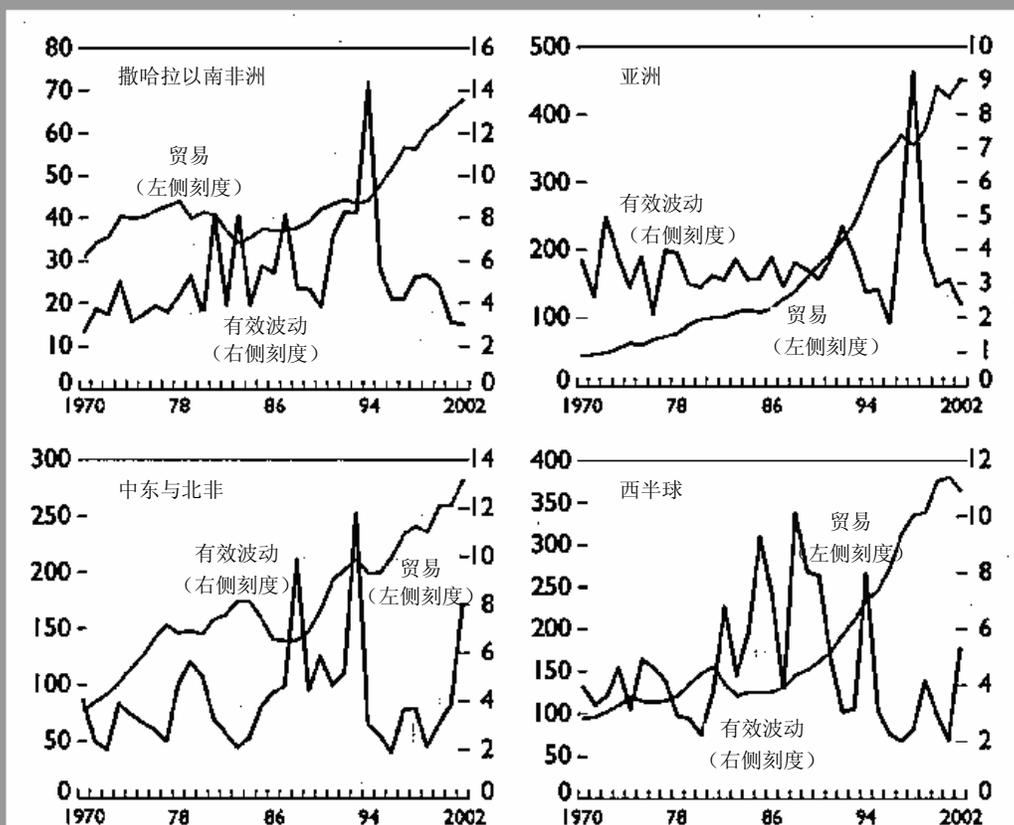
它们的贸易分工越细，贸易量越大，所以预计经济发展水平对贸易具有正面效应（见 Frankel 和 Wei, 1993 年）。由于重力模型能够解释已观察到的贸易模式中的大部分变量，从这点看，重力模型在实证应用上成功的。重力模型的另一个优点就是它为各种国际贸易理论提供了依据，比如从基于国家要素禀赋或国家技术差别的理论，到规模竞争和垄断竞争可扩大收益的模型。

图 4.2 按主要国家集团分类的实际汇率的有效波动与贸易<sup>1</sup>



<sup>1</sup> 贸易以 1995 年 10 亿美元为单位；波动值为实际汇率波动的平均值。

图 4.3 按地区分类的发展中国家实际汇率有效波动与贸易<sup>1</sup>



<sup>1</sup> 贸易值以 1995 年 10 亿美元为单位 (右侧数字); 波动值为实际汇率波动的平均值。

重力模型理论基础的一项相对较新的发展就是强调“距离远近性”或“多边贸易阻力”效应。这些效应由 Anderson 和 van Wincoop (2003 年) 提出, 定义为不可观测的均衡价格指数的函数。其中, 不可观测的均衡价格指数取决于所有贸易伙伴的双边贸易壁垒和收入比重。换言之, 多边贸易阻力效应是一种统称, 其概括了这一国家对与所有其他贸易伙伴间存在的 (不一定观测到) 贸易成本差异给双边贸易带来的影响。这样, 就可以将这个重力模型方程式解释为表明双边贸易量取决于两国间相对于多边贸易阻力指数而言的双边贸易壁垒: 如

两国间存在某种双边贸易壁垒, 而它们与各自其它贸易伙伴之间的这种壁垒更高, 则两国间贸易货物的相对价格就会降低, 从而增加了双边的贸易量。在实证应用中, 多边贸易阻力指数可以简化成国家 (固定或时变) 效应。重力模型也考虑了以全球商业周期、全球冲击等时间特定因素为控制变量的时间效应。

第二个重点是汇率波动的度量。这个基准模型主要是对基于《国际金融统计》的实际汇率波动性进行长期度量。波动性计算表示如下: 在  $t$  年前的

五年中，月双边实际汇率自然对数一阶差分的标准差，这是一种在有关这个专题的现有文献中最常使用的一种常规度量法。为了检查结果的稳健性，我们也采用另一种近似计算的方法来检查汇率波动性的度量标准：基于《国际金融统计》的名义汇率的长期波动性；同一时期内基于《国际金融统计》的实际和名义汇率的短期波动性；实际的平行市场汇率的短期和长期波动性。所有波动性的数据均来自 Reinhart 和 Rogoff (2002 年)。同时，我们也使用另一种稳健性分析法，即采用 GARCH (1,1) 模型来估算实际汇率的有条件波动。为了确保 GARCH 模型能够满足稳态性条件，我们不考虑发生过恶性通货膨胀的国家和发生过极端汇率波动情形的国家，而只关注有关 124 个工业化国家、发展中国家、新兴国家和转型经济国家的估计数。

该模型的第三个重点是考虑不同的国家集团和不同类型的贸易。比如，将发达国家和发展中国家区分开来，单独分析其汇率波动的影响。汇率波动的这种不同的影响也可以根据产品贸易的类型来分类——差异产品或均质产品。差异产品和均质产品的区分沿用了 Rauch (1999 年) 提出的策略。从概念上讲，Rauch 首先确定了均质产品的两种类型，即在有组织商品交易所交易的产品（初级产品）和价格定期在某个专业贸易出版物上发布的产品（基准价格产品）。所有其他的产品然后均定义为差异产品。

### 这些数据告诉我们什么？

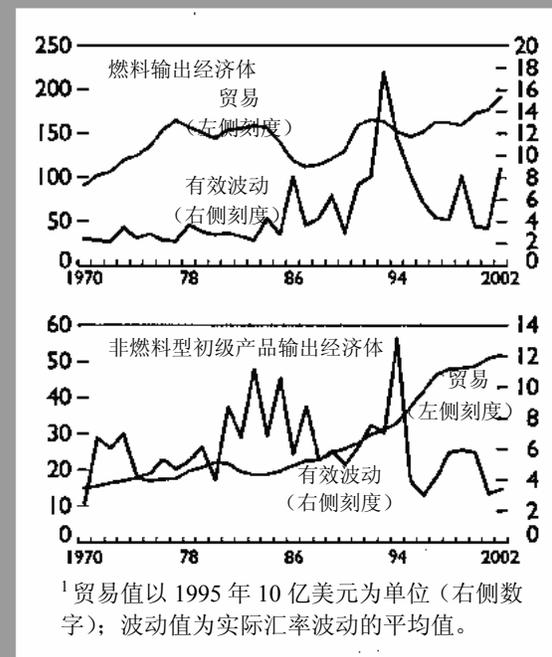
重力模型的估计结果较理想，其给出的估算系数准确、基本合理。距离系数是负值，且统计上具有显著性；经济总量系数是正值，且统计亦具有显著性；大多数其他控制变量也基本统计上显著，其正负值符合预期。

#### 汇率波动会妨碍贸易吗？

在基准设定中，我们控制了国家固定效应和时

间固定效应，长期的实际汇率波动对贸易的负面影响在统计上具有显著性（表 4.1，第 1 列，第 1 行）。如果汇率波动每增加一个标准差（比如，在样本范围内，从 0.12 到 0.15），贸易量就会下降大约 7%（表 4.1，第 2 列，第 1 行）。<sup>21</sup>这种影响与先前的研究，比如 Rose (2000 年) 和 Tenreyro (2003 年) 的研究得出的估算值基本相似。

图 4.4 按出口类型分类的发展中国家实际汇率的有效波动与贸易<sup>1</sup>



当采用其他估算法，以双边汇率波动之外的因素为控制量时，这种对贸易的负面影响是否稳健？

答案是否定的。一方面，当以国家对，而非单个国家，所特有的、不可观测的文化、经济、历史、地理和其他因素为控制量时，仍可观察到一种负面影响（表 4.1，第 1 列，第 2 行）。另一方面，如允

<sup>21</sup> 这种影响可以计算如下：回归方程式的估算系数乘汇率波动度量的一个标准差，再乘 100，转换成百分数。

#### 四、有关汇率波动对贸易的影响的新根据

许国家固定效应随时间变化（理论而言，也属合理），且已知多边贸易阻力的变化范围，则看不出存在负面影响。在某些情况下，这种设定甚至可以

给出一个正系数（表 4.1，第 1 列，第 3 行）。虽然这并不一定暗示着汇率波动促进贸易，但它表明汇率波动对贸易具有负面影响的研究结果并不稳健。

表 4.1 长期的实际汇率波动对总体贸易的影响<sup>1</sup>

模型设定	不以贸易与汇率间的联合因果关系为控制变量	汇率波动每增加一个标准差可能引起的贸易值的百分比变化	以贸易与汇率间的联合因果关系为控制变量	汇率波动每增加一个标准差可能引起的贸易值的百分比变化
	(1)	(2)	(3)	(4)
具有国家固定效应与时间固定效应	-2.37*(0.67)	-6.64	-22.64*(12.50)	-63.39
具有国家对效应和时间固定效应	-2.40*(0.47)	-6.72	-6.49(6.24)	-18.17
具有时变国家效应	2.89*(1.78)	8.09	-23.82(28.87)	-66.70
对所有抽样国家具有国家固定效应和时间固定效应	-1.16(0.22)	-8.82	...	...

<sup>1</sup> 圆括号内的数字表示标准差。星号“\*”表示统计显著性达到 90%或更高的水平。详细情况，请参见附录表 A9 和 A10。

这里给出了一个注意事项。重力模型设定的理论基础的近期发展表明，必须将时变国家固定效应包括在内，以便完全吸收多边贸易阻力效应。否则，就有可能张冠李戴，将原本应归于其他因素产生的双边贸易影响错误地归因于汇率波动。同时，应注意双边汇率波动背后的部分起因随时间变化而变化且具有国家特定性。不过，考虑时变国家固定效应也可能会引起过度修正。例如，某国货币供应的意外增加可能会引起与该国有关系的所有国家的汇率波动。这种汇率波动即使抑制了该国的所有双边贸易，也会被以该国时变固定效应为控制量所掩盖。在诠释结果时，这个限定条件应牢记于心。

#### 因果关系的分类

只要国家施行政策的目的在于降低汇率波动性，提高贸易量，目前考虑的模型就无法避免内生性偏差。我们使用两个工具变量作为这种可能性的控制变量。第一个由 Frankel 和 Wei（1993 年）提出，即货币相对量的波动被用作汇率波动的工具变量；第二个由 Tenreyro（2003 年）提出，即汇率波动与各国采用共同货币锚的倾向性有关。虽然这两个方法都不十分理想，但每个都有其优点：Frankel-Wei 提出的方法适合汇率决定货币论，且简单，容易实施，而 Tenreyro 提出的工具变量适合 Alesina、Barro 和 Tenreyro（2002 年）所描述的最佳货币框架。在考虑国家对效应和时变国家效应的模型中，统计上汇率波动对贸易不存在显著性的影

响（表 4.1，第 3 列，第 2 行以及第 3 列，第 3 行）。但是，在考虑不变国家效应的模型中，发现汇率波动具有负面的影响（表 4.1，第 3 列，第 1 行）。

#### 当运用其他汇率波动度量法时，结论会改变吗？

直接的答案就是不会。表 4.2 给出了采用不同度量法在相同回归法中得出的结果。这些度量方法包括标准的长期度量法以及汇率波动的所有其他三个度量法（区别于长期实际的基于《国际金融统计》的度量法）。实际汇率的短期波动似乎会影响贸易，尽管其影响的程度比长期汇率波动的影响要小。从长期的角度考虑，平行市场汇率的波动和《国际金融统计》报告的汇率波动对贸易具有类似的影响。如同附录表 A11 和 A12 所示，名义汇率和实际汇率的波动具有高度相关性，因此对贸易具有相似的影响。另外，当使用 GARCH 方法，以历史行情为条件来度量汇率波动，而非采用汇率波动的简单统计度量法的时候，也会发现汇率波动与贸易之

间的负关系。如表 4.1 所示，当以时变国家固定效应为控制变量时，就不再有迹象显示，汇率波动与贸易之间存在一种统计上具有显著性的负关联。

#### 汇率波动对差异产品和均质产品贸易具有不同的影响吗？

贸易经济学领域的近期发展表明，交易成本的一定增加（其中汇率波动是其中一个因素）会对差异产品的贸易具有较大的负面影响，而对均质产品的贸易影响较小。但是，对于总体贸易而言，这些估算结果显示，先前的理论就不再稳健。当国家效应和时间效应分别作为控制变量的时候，汇率波动确实对差异产品的贸易具有负面影响，但对均质产品的贸易不具负面影响（表 4.3，第 1 列）。然而，当考虑时变国家固定效应时（表 4.3，第 3 列），这个结论就完全被推翻，就像在总体贸易模型中那样。

表 4.2 汇率波动的其他度量法<sup>1</sup>

模型设定	长期的实际 汇率波动	短期的实际 汇率波动 <sup>2</sup>	长期的平行市场 汇率波动 <sup>2</sup>	短期的平行市场 汇率波动 <sup>2</sup>
	(1)	(2)	(3)	(4)
具有国家固定效应和时间固定效应	-3.92*(1.3)	-2.72*(1.04)	-1.20*(0.63)	-0.55(0.73)
汇率波动每增加一个标准差可能引起的贸易值的百分比变化	-10.98	-6.80	-6.48	-2.15
具有国家对效应和时间固定效应	-4.72*(0.76)	-4.15*(0.55)	-0.42(0.34)	-1.14*(0.41)
汇率波动每增加一个标准差可能引起的贸易值的百分比变化	-13.22	-10.38	-2.27	-4.45
具有时变国家效应	7.52*(3.89)	6.70*(3.24)	-2.20(2.71)	-1.55(2.8)
汇率波动每增加一个标准差可能引起的贸易值的百分比变化	21.06	16.75	-11.88	-6.05

<sup>1</sup> 圆括号内的数字表示标准差。星号“\*”表示统计显著性达到 90%或更高的水平。详细情况，请参见附录表 A11、A12 和 A13。

<sup>2</sup> 超过长期的实际官方汇率波动。

#### 四、有关汇率波动对贸易的影响的新根据

表 4.3 汇率波动对不同类型产品的贸易的影响<sup>1</sup>

	具有国家效应和时间效应	汇率波动每增加一个标准差可能引起的贸易值的百分比变化	具有时变国家效应	汇率波动每增加一个标准差可能引起的贸易值的百分比变化
模型设定	(1)	(2)	(3)	(4)
均质产品的贸易	-0.59(2.12)	-1.65	-2.97(4.39)	-8.32
差异产品的贸易	-2.89*(1.66)	-8.09	0.98(3.06)	2.74

<sup>1</sup> 圆括号内的数字表示标准差。星号“\*”表示统计显著性达到 90% 或更高的水平。详细情况，请参见附录表 A14。

#### 货币联盟成员间的贸易更频繁吗？

本报告的主要研究结果肯定了 Rose (2000 年) 提出的共同货币安排可使贸易增加两倍的研究发现。显然，货币联盟的贸易促进效益似乎远远超过了汇率波动大幅降低带来的收益，并且具有持续性（附录表 A9 和 A11）。虽然共同货币的贸易促进效应在以时变特定效应（附录表 A13 的第 1 和第 5 列）为控制量时具有稳健性，但它在以国家对固定效应为控制量时，则不然（附录表 A12）。这表明，货币联盟成员资格也可能与其他的国家对特征相关。一旦这些特征被纳入国家对固定效应，货币联盟的额外贸易促进效应则不覆存在。

#### 不同的国家集团，汇率波动的贸易影响不一样吗？

原则上讲，汇率波动对贸易的影响可以不一样。在发展中国家，外汇市场通常较不发达，流动

性不强，因此限制了公司规避外汇风险的可能性。确实，在考虑国家固定效应的设定中，发展中国家由于贸易量较小，受汇率波动的影响可能性较大，发达国家间的贸易受其影响的可能性则较小。在考虑国家效应的时变特性之后，汇率波动基本上对两个国家集团的这种负面影响则消失了（附录表 A15）。由于工业国家的货币更容易得到套期保值工具，我们可能会预测它们的贸易受汇率波动的影响会较小。但是，Wei (1999 年) 发现，几乎没有证据证明这种假定，即认为套期保值工具可减小汇率波动对贸易的影响。

总而言之，对于总体贸易和分类贸易，实证证据表明，在总体上看汇率波动对贸易具有较小的负面影响。但是，这种证据并不具有绝对性，且在不同的实证设定中缺乏稳健性。

## 五、摘要与结论建议

与前一一份基金组织的分析报告相比，本报告对汇率波动性和贸易进行了更加全面的分析。报告涵盖了所有能够获得数据的国家，审查了过去30年中它们的汇率波动性，并运用了最新的统计方法检验汇率波动可降低国际贸易水平的常见推定。

根据观察到的汇率变动情况，本报告的分析认为，虽然在货币和国际收支危机的时代，汇率浮动已加大，但平均来看，1970年代到1990年代期间的汇率波动性并没有明显上升。一般而言，与其他国家集团相比，发达经济体的币值平均波动较低。尽管如此，许多经济转型国家、新兴市场和发展中国家最近的汇率易变性与许多发达经济体相同或相接近。

从汇率波动性对贸易流量的影响来看，本报告并没有发现存在一种确定的负面效应。更准确地说，本研究报告发现了只有在某些特定情况下，汇率波动性对贸易具有负面效应。但是，如考虑到引起这种情况的某些合理的干扰因素，这种关系则并不稳定。特别是，当顾及这种效益会随时间而变化以及因国家而各异的时候——这点已被建议纳入有关重力模型设定的近期理论研究工作中——汇率波动和贸易之间并不存在这种负面关联。

汇率波动对贸易没有一种稳健的负面影响正反映了一般均衡模型理论结果的模糊性。这些模型显示，汇率易变是因为潜在的冲击对技术、贸易优惠以及各项政策和整体政策体系影响的不稳定性。汇率的波动可以反映出潜在的冲击的变化以及/或者政策体系中的变化。例如，贸易自由化措施以及扩大汇率灵活性的努力常常与贸易流量增加和汇率波动性的增加联系在一起。作为原因之一，这种可能性导致了在研究汇率波动对贸易影响时，理论结果存在不确定性，且难以找到一致、稳健的实证数据。另外一种结果就是，这些实证数据无法提供清晰的政策指导。即使这种波动性与贸易流量减少具有相关性，但这并不必然意味着，如果当局在经济冲击发生之际保持汇率稳定，贸易就会增长。

基于上述考虑，采取措施降低汇率的波动性，以达到增加贸易流量的目的，这种理论的依据并不充分。请注意，这并不是排除汇率浮动可以通过其他渠道影响经济的可能性。例如，过去的货币危机——汇率波动的极端情况——就曾要求采取棘手的措施，调节货币供应量和消费量。但是，在这种情况下，那些可以帮助避免汇率大幅、不可预测地波动的政策才是适当的，而并不需要为了直接促进贸易采取那些缓和币值波动的措施。

## 附录：采取稳定的汇率和共同货币的国家贸易量是否会更大？

虽然某些迹象表明汇率波动对贸易具有负面效应，但这一结论在某些条件设定下并不稳健。这点不论是对于总体贸易，还是对于均质产品和差异产品的贸易都适用。因此，根据实证分析得出的大体信息则是，如果汇率波动抑制了贸易量，那么定量地看，这种效果不大可能很大。下文将对这些结论的根据详细讨论。

### 重力模型：一种实证分析法

本报告中运用的实证分析法是基于标准的重力模型框架之上。根据这个框架，两国间的贸易可以表示成两国的收入（经济总量）与两国间距离的函数。经证明，这个框架在各种广泛的实证应用中都很稳健和成功。而且，这种重力模型在各种国际贸易理论中，从那些基于国家生产要素禀赋或国家技术差别的理论，到规模效应和垄断竞争收益的模型，都建立了有力的基础。在贸易文献中，以总值表示收入的做法在理论上已被认可。<sup>22</sup>

除了经济总量和距离因素之外，重力模型的实证设定通常还包含其他增加或减少贸易量的因素作为控制变量，比如陆地面积、文化相似性、地理位置、历史关联以及优惠贸易安排等。所有这些都可能影响双边贸易的交易成本，并且据发现，在各

种实证研究中，这些因素在统计上有显著的影响。另外，由于较为发达的国家贸易专业化更高，贸易更频繁，经济发展的水平对贸易具有正面的效应，所以重力模型通常也考虑经济发展的水平。由于到目前为止，所有这些标准的解释变量都已作为控制量包括在重力模型公式中，本文的讨论焦点便是引入其他的汇率波动的度量，以观察这个特殊的变量对交易成本的影响程度，以及由此对两个贸易伙伴间双边贸易水平的影响程度。

为了控制距离远近或多边贸易阻力的影响，本模型也包括了国家固定效应。多边贸易阻力这个概念由 Anderson 和 Van Wincoop（2003 年）提出，定义为不可观测的均衡价格指数的函数。其中，不可观测的均衡价格指数取决于贸易伙伴的所有双边贸易壁垒和收入比重。这样，重力模型公式就可以描述成，双边贸易取决于两国间的双边贸易壁垒，与它们的多边贸易阻力指数的乘积相关。如两国间存在某种双边贸易壁垒，而它们与各自其它贸易伙伴之间的这种壁垒更高，那两国间贸易货物的相对价格则会降低，从而增加了双边的贸易量。在实证应用中，多边贸易阻力指数可以简化成国家固定效应。重力模型也考虑了以全球商业周期、油价冲击等时间特定因素为控制变量的时间效应，这样模型中的截距就可以随国家和时间而改变。另外，作为一种尝试，时变国家固定效应也被包括在内，这比单独考虑时间虚拟变量和国家固定效应来得更全面。可以证明，这些时变国家固定效应更符合

<sup>22</sup> 见 Anderson (1979 年)、 Helpman 和 Krugman (1985 年)、 Bergstrand (1985 年)、 Deardorff (1998 年) 以及 Anderson 和 Van Wincoop (2003 年)。

最近贸易理论中强调的时变多边贸易阻力的概念。同时，双边汇率波动背后的部分起因是随时间变化和具有国家特定性。考虑时变国家固定效应也可能引起过度修正。例如，某国货币供应的意外增加可能会引起与该国有关的所有国家的汇率波动。即使这种汇率波动抑制了该国的所有双边贸易，但以该国时变固定效应为控制量的设定也无法捕捉到汇率波动对其贸易的影响。在诠释结果时，这个限定条件应牢记于心。

请注意直到最近，将重力模型运用到贸易数据研究之上的文献也很少考虑到国家固定效应。而在目前，考虑到时变国家固定效应的则更少。从方法论的角度，给贸易方程式添加了各种特定效应也是本文对该领域研究的另一个贡献。

## 总体贸易

本文用于分析总体贸易的基准固定样本设定与 Rose（2002 年）相类似。基于以下对数-线性化的转换，该模型利用最小二乘法进行估算，误差为稳健标准差：

$$\begin{aligned} ltrade_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 lrgdp_{ijt} + \beta_2 lrgdppc_{ijt} + \beta_3 lareap_{ij} \\ & + \beta_4 ldist_{ij} + \beta_5 lreal_{ijt} + \beta_6 custrict_{ijt} \\ & + \beta_7 comlang_{ij} + \beta_8 island_{ij} + \beta_9 landl_{ij} \\ & + \beta_{10} border_{ij} + \beta_{11} comcol_{ij} + \beta_{12} curcol_{ijt} \\ & + \beta_{13} colony_{ij} + \beta_{14} comctry_{ij} + \beta_{15} fta_{ijt} \\ & + \beta_{16} gsp_{ijt} + \beta_{17} onein_{ijt} + \beta_{18} bothin_{ijt} \\ & + \Gamma fe + \Phi te_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned}$$

其中， $ltrade_{ijt}$  表示在时间  $t$  内，国家  $i$  和国家  $j$  双边总体贸易的实际价值的对数； $lrgdp_{ijt}$  表示在时间  $t$  内，国家  $i$  和国家  $j$  实际 GDP 乘积的对数； $lrgdppc_{ijt}$  表示在时间  $t$  内，国家  $i$  和国家  $j$  人均实际 GDP 乘积的对数； $lareap_{ij}$  表示国家  $i$  和国家  $j$  陆地面积乘积的对数； $ldist_{ij}$  表示国家  $i$  和国家  $j$  之间距离的对数； $lreal_{ijt}$  表示在时间  $t$  内，国家  $i$  和国家  $j$  基于《国际金融统计》的双边汇率波动性的长期实

际度量； $custrict_{ijt}$  是一个虚拟变量，当国家  $i$  和国家  $j$  在时间  $t$  内采用一种共同货币，则取值为 1，否则为 0。我们关心的系数是汇率波动性  $lreal_{ijt}$  和货币联盟虚拟变量  $custrict_{ijt}$  的参数估计。

其他变量用于控制不同的文化，地理位置和历史因素： $comlang_{ij}$  是一个虚拟变量，当国家  $i$  和国家  $j$  使用同一种语言时，取值为 1； $island_{ij}$  表示岛屿的数量， $landl_{ij}$  表示两国中内陆国的数量； $border_{ij}$  是一个虚拟变量，当国家  $i$  和国家  $j$  接壤时，取值为 1； $comcol_{ij}$  为一个虚拟变量，如果国家  $i$  和国家  $j$  在 1945 年后属于同一个殖民者统治下的殖民地，取值为 1； $curcol_{ijt}$  是一个虚拟变量，如果国家  $i$  在时间  $t$  内是国家  $j$  的殖民地，取值为 1，反之亦然； $colony_{ijt}$  为一个虚拟变量，如果国家  $i$  曾经在国家  $j$  建立殖民地，取值为 1，反之亦然； $comctry_{ijt}$  为一个虚拟变量，当国家  $i$  和国家  $j$  属于同一个民族时，取值为 1。

另外，还有几个关于贸易政策因素的控制变量：<sup>23</sup>  $fta_{ijt}$  是一个虚拟变量，条件是国家  $i$  和国家  $j$  都是同一个区域贸易协定的签约国； $gsp_{ijt}$  是一个虚拟变量，如果在时间  $t$  内，国家  $i$  是国家  $j$  普惠制的一个受益国或者国家  $j$  是国家  $i$  普惠制的一个受益国，取值为 1； $onein_{ijt}$  和  $bothin_{ijt}$  都是虚拟变量，当国家  $i$  和国家  $j$  其中之一或两者在时间  $t$  内是关贸总协定/世贸组织的成员国，取值为 1。最后，矢量  $fe$  和  $te$  表示国家虚拟变量和年份虚拟变量。假定误差项  $\varepsilon_{ijt}$  分布服从通常的假设。

## 分类贸易

为了对分类贸易进行分析，采用形式上不相关回归（SUR）技术，分两个方程式对差异产品和均质产品的贸易进行估算。根据这个设定，相同变量得出的参数在不同类型的贸易条件下，可以不一

<sup>23</sup> 由于缺乏数据，本模型不考虑双边关税和非关税壁垒。

样，而对一个给定的国家而言，误差项在两个方程式中相互关联。

需要做出一些解释，说明我们较为陌生的分类贸易的分析法。汇率波动的增加可以看成是国际贸易中某种交易成本的增加。更具体而言，它可能会干扰价格信号，使得国际市场上买卖双方寻找货物交易对象的困难加大，成本增加。但是，寻找（交易对象）成本的增加在均质产品和差异产品的总体交易成本中，扮演的角色可以不一样。对于均质产品而言，比如小麦，进口商并不关心生产商是谁，原因在于这类产品容易比较，而价格才是主要的决定因素。另一方面，比如数码照相机或网球鞋等差异产品，除了价格之外，它们还具有可影响进口商购买决定的其他特征，所以常被冠以不同的品牌。对于差异性更大的产品，比如，机床，价格同样不一定是影响购买决定的关键因素。

Rauch（1999年）注意到国际贸易中这两类货物的搜索成本存在差异，并给出了一些证据，表明交易成本的增加对差异产品贸易量的负面影响较大，而对均质产品贸易量的负面影响较小。但是，Rauch并没有深入审视汇率波动对贸易的影响。根据他的逻辑推论，我们可以假定，汇率波动一定的增加对差异产品贸易量的不利影响较大，而对均质产品贸易量的负面影响较小。Broda和Romalis（2003年）撰写的一份近期的论文包含了一个理论模型，该模型假设（而不是推出）汇率波动会产生不同的影响。两位作者也给出了一些实证数据，证明汇率波动对差异产品贸易的妨碍要比对均质产品贸易的妨碍大。但是，他们采用的回归设定基本上没有将上文所述的常见国家对特征作为控制变量包括在内。由于目前许多发展中国家正在努力转向制造和出口更多的差异产品，我们不妨利用一种与分析总体贸易时类似的回归设定来验证这种假设。

## 数据和资料来源

### 总体贸易

总体贸易模型的估算需要双边贸易总量、收入、人口、距离方面的有关数据以及地理、文化和历史资料。这项研究使用了一个面板样本数据集，覆盖178个基金组织成员国，调查周期为5年，跨度从1975年到2000年。<sup>24</sup> 该数据集的主要统计指标和相关性，列于附录表A16。抽样调查中的国家一览表，见附录表A1。

本研究中用到的数据集是Rose数据集的一个更新版。为了使数据范围延伸至2000年，双边贸易的数据序列完全是沿用了Rose的研究方法：双边商品贸易数据来自基金组织的《贸易统计指南》。双边贸易以美元为计算单位，应理解为两个被研究国家的总体贸易（进出口），并根据美国消费者价格指数（1982-1983年价格）考虑城市地区（数据来自www.freelunch.com）的通货紧缩因素。实际GDP和人口数据全部来自世界银行的《世界发展指标》。<sup>25</sup>

基准模型的主要变量是对基于《国际金融统计》的实际汇率长期波动性的度量，波动性计算表示如下：在t年前的五年中，双边实际汇率的月自然对数一阶差分的标准偏差。各月双边汇率根据《国际金融统计》得到。为了获得欧洲货币联盟的各成员货币在1999年到2000年期间的汇率，利用欧洲中央银行官方网站提供的不可逆固定折算率来折算欧元汇率。实际汇率根据《国际金融统计》的消费者价格来确立。

<sup>24</sup> 分析中用到的一个关键回归量就是长期汇率波动性，其观察周期为五年。在每隔五年进行贸易抽样调查时，就可以根据各个不重叠的五年周期分析出汇率波动性。

<sup>25</sup> 相比之下，Rose使用了多个资料来源：《世界发展指标》、Penn World Tables以及《国际金融统计》。世贸组织和自由贸易协定的2000年虚拟变量根据世贸组织官方网站(www.wto.org)提供的信息来扩展。

为了检查结果的稳健性，我们也采用其他的方法来度量汇率波动性：基于《国际金融统计》的名义汇率的长期波动性；同一时期内《国际金融统计》的实际和名义汇率的短期波动性；实际的平行市场汇率的短期和长期波动性。所有市场汇率波动性的数据均来自 Reinhart 和 Rogoff (2002 年)。有关这些汇率波动性的度量的详细资料，见本报告的第三节。

作为稳健性分析的一部分，我们考虑到了采用 GARCH (1,1) 模型估算出汇率的有条件波动。<sup>26</sup> 该模型的基本方程式是（对数形式）汇率的一个 ARIMA (0,1,0) 过程，这意味着汇率的对数差是一个带有偏差的随机游动值。该模型估算出的汇率波动等于上述基本方程式中误差项的标准偏差，偏差大小视这五年期间来自各月的历史资料而定。最后估算出的国家对的条件标准偏差用作下一个周期开始时有条件波动的近似值。例如，在 GARCH 回归模型中，1975 年的有条件汇率波动等于 1974 年 12 月估算出的有条件标准偏差。

关于月汇率的 GARCH 回归模型共选择了 6 组对象，每组跨度五年，第一组从 1970 年到 1974 年，最后一组从 1995 年到 1999 年。在每组中，汇率数据进一步细分成三大类——发达国家对，发展中国家对，以及发达国家和发展中国家对——这使得 GARCH 回归的总数达到 15 个。为了确保估算系数能够满足平稳性条件<sup>27</sup>，我们把发生过恶性通货膨胀的国家和发生过极端汇率波动情形的国家排除在外。极端汇率波动的定义是任何一个月中，对数汇率的绝对值的变化大于阈值 1，即

<sup>26</sup> 作为利用参数模型(比如，GARCH)估算波动性的一种替代方法，Andersen 等人(2001 年)提出直接研究实际波动性，这种方法具有不需依靠模型的优点。但是，这种方法需要依靠大量密集的数据，因此无法在本研究报告中采用。

<sup>27</sup> 回归的估计系数确保所有的时变方差 ( $\sigma_t^2$ ) 过程都不变。另外，9 个回归的结果需满足充分条件，保证 GARCH 过程的协方差稳定(见 Greene, 2000 年，英文本第 802 页)。

$||d \log(exrt)_t|| > 1$ 。这阈值相当于是月增长幅度不大于 170% 或者月下跌幅度不超过 60%。<sup>28</sup> 另外，在每个固定样本中，每个国家对汇率的序列长度要求大于或等于 30。这样，样本最后共有 124 个国家，其贯穿运用于本文中。<sup>29</sup>

## 分类贸易

至于分类贸易，98 个行业的双边进口货物价值的相关数据来自联合国的 COMTRADE 数据库，覆盖 1975-2000 年期间的 39 个国家(见附录表 A17)。进口数据按照《国际贸易标准分类》(SITC) 第一次修订版的四位数编号法归类，并依据美国城市消费者价值指数(1982-1984 年价格)考虑通货紧缩因素。

差异产品和均质产品的区分沿用了 Rauch(1999 年)中的策略。从概念上讲，Rauch 首先确定了两种均质产品，即有组织交换的产品(初级产品)和价格定期在某个专业贸易出版物上发布的产品(基准价格产品)。所有其他的产品然后均定义为差异产品。Rauch 根据《国际贸易标准分类》第二次修订版，按行业进行了产品分类。

对于某一特定的产品，有时候也存在分类上的不确定性。因此，Rauch 设计出两种独立的分类系统：第一，保守归并法，将所有不确定的产品归类于均质产品；第二，自由归并法，将所有不确定的产品归类于差异产品。同时，Rauch 提供了一张附

<sup>28</sup> 以下国家不包括在任何回归中：安哥拉、阿根廷、亚美尼亚、阿塞拜疆、玻利维亚、巴西、保加利亚、智利、刚果民主共和国、刚果共和国、多米尼加共和国、加纳、洪都拉斯、以色列、立陶宛、墨西哥、尼加拉瓜、尼日利亚、秘鲁、罗马尼亚、苏丹、苏里南、塔吉克斯坦、土库曼斯坦、乌干达、乌克兰、南斯拉夫、赞比亚。对于采用 1995 年到 1999 年之间数据的回归，另有五个国家不包括在内：白俄罗斯、印度尼西亚、塞拉利昂、斯里兰卡和委内瑞拉玻利瓦尔共和国。

<sup>29</sup> 由于缺少部分数据，各年的估算抽样调查中，被调查的国家数量不到 124 个。

表，该表列出了《国际贸易标准分类》第二次修订本中四位数编号行业的分类结果。本研究报告使用了《国际贸易标准分类》第一次修订版和第二次修订版中的词汇索引（自 [www.nber.org](http://www.nber.org) 可以获取），并将 Rauch 的分类法运用到数据之上。为了将产品错误分类对结论的影响减至最小，所有类别不确定的产品都未包括在内，只采用那些类别相对清楚的产品。最后，有 81 个行业的类别相对确定，其中 22 个列入均质产品一类，剩下的 59 个列入差异产品一类。分类表载于附录表 A18。

通过综合某一年中，一个给定国家对的各行业均质产品的进口数据，即可获得均质产品的双边进口序列。差异产品的双边进口数据采用类似的方法创建。GDP 和人均 GDP 数据来自世界银行指标数据库。所有其他的变量来自上文提及的总体贸易数据集。

附录表 A16 给出了这些年抽样统计所调查的两类产品的相关主要统计指标。正如人们可以看见的那样，差异产品的贸易总价值比均质产品的贸易总价值要高出两倍多。根据抽样调查，差异产品在总体贸易中所占的比例有了一定的增加，从 1975 年的 75% 上升到 2000 年的 83%。

## 主要的研究结果

从实证研究观点来看，重力模型的效果较理想，给出的估算数据准确、基本合理（附录表 A9），与其他运用贸易数据重力模型的论文的研究结果具有广泛一致性。距离系数是负值，且统计上显著，对于该模型的各个变量，其大约在 -1.50 左右变化。经济总量系数是正值，且基本在统计上具有显著性，在该模型中，其范围从 0.83（通过抽样调查估算时变国家固定效应，不考虑高通货膨胀国家）到 0.06（考虑高通货膨胀国家）。经济总量系数对高通货膨胀国家的高度敏感性说明，高通货膨胀情形常常会歪曲贸易和其他行为与政策变量之间的经济关

系，从而间接地证明了本报告在利用抽样调查来估算基线回归时，将高通货膨胀国家排除在外的合理性。

在很大程度上，其他控制变量也很重要，其正值符合预期。例如，同一种语言、《自由贸易协定》成员资格、普遍优惠制关系、殖民者与殖民地的身份、以及同一个国家实施的殖民地化等都对贸易具有一种积极的、统计上显著的影响。但是，某些控制变量的作用易受重力模型设定的影响。例如，经济发展的水平，如采用人均实际 GDP 来度量，只有在该模型加入高通货膨胀国家以及时变国家固定效应的情况下，才会对贸易产生一种积极的、统计上显著的影响（附录表 A9，第 5 列）。世界贸易组织的成员资格在大多数模型设定中都是正值，具有统计上的显著性，综合而言，除了其他因素之外，它还具有贸易促进效应。

## 汇率波动对贸易影响的主要结果

附录表 A9 给出了使用重力方程式来估算汇率波动对总体贸易影响的一些基准结果。这些方程式使用汇率波动的标准度量方法，即基于《国际金融统计》的实际汇率的长期波动，其系数显示在附录表 A9 的第一行。<sup>30</sup> 可以看到，第 1 列包含了时变效应和国家固定效应，表明汇率波动对贸易水平产生了一种在统计上显著的负面影响。<sup>31</sup> 这种影响可以计算成波动平均值增加一个标准偏差产生的效应，其意味着贸易流量减少近 7%。<sup>32</sup> 如同附录表 A9 第 4 列所示，当运用同样的设定并进行国家的全面抽样调查时，汇率波动每增加一个标准偏差，贸易量估计会下降超过 9%。<sup>33</sup> 这些估计值和运用

<sup>30</sup> 附录表 A11 反映了汇率波动的其他衡量方法的效果。

<sup>31</sup> 另外也给出了不考虑国家固定效应时，该方程式的估算值，而 F-检验证明将该效应考虑在内是合理的。

<sup>32</sup> 这种影响可以计算如下：回归方程式的估算系数乘汇率波动度量法的一个标准偏差，再乘 100，转换成百分数。

<sup>33</sup> 虽然该回归方程式中的波动系数约为第 1 列数值的一半，

同一方法论的其他作者发现的结果基本相似。比如，Rose (2000 年)估计的贸易减少量为 13%，Tenreyro (2003 年)给出的估计值从 4%到 8%不等。

在给出附录表 A9 第 2 列的估算结果时，还运用了另一种设定，其中国家对固定效应取代了单个国家固定效应。这种方法的主要优点在于，它允许控制未观测到的、为某一国家对所特有的文化、经济、历史、地理和其他因素。<sup>34</sup>如果这些因素与该模型中的其他回归量相关，那么忽略它们可能会使统计结果产生偏离。通过一项 F-检验可以看出，国家对固定效应的估计系数共同地具有统计上的显著性。结果证明，国家对固定效应对汇率波动系数变化的影响很小，第 2 列中的波动数值基本上和第 1 列一样。<sup>35</sup>

但是，在一个更普遍的模型设定中，其中时变固定效应取代了国家固定效应和时间固定效应，汇率波动具有负面影响的这种研究结果并不明显。在国家固定效应中考虑到时间变化更加符合 Anderson 和 van Wincoop (2003 年)提出的多边贸易阻力的理论观点，因为多边贸易阻力指数随时间变化的可能性很大。而且，通过比较这两种设定的 F-检验，可以说明后者在统计学上更为合理。如同附录表 A9 第 3 列所示，在对该模型的改动之后，预计汇率波动对贸易产生了一种积极的影响（但在 90%的置信水平上，影响并不显著）。从第 5 列的数值来看，在使用时变国家效应的方法来进行全面抽样调查之后，汇率波动的估算效应为负值，大小

---

但波动的标准偏差最高却高出两倍多，参见附录表 A16，整体结果就是对贸易产生一个更大的影响。但考虑到全面的抽样调查包括了那些出现重大汇率波动的国家，这个结果就不足为奇了。

<sup>34</sup> 在这种设定中，距离、陆地面积、以及其他非时变双边变量在考虑国家对固定效应的回归公式中成为多余的变量，因此被剔除在回归公式之外。

<sup>35</sup> 但是，如上文所述，这点并不适用所有其他的估算系数，尤其是不适用关于一个共同货币联盟的虚拟变量。

同第 4 列中的数值一样，但从统计观点来看，与 0 没有什么分别。

是什么原因可能导致结果出现这种差异呢？有一个可能的解释如下：时变国家固定效应原则上受所有未知的、具有国家特定性的时变因素控制，包括所讨论贸易伙伴中的有效汇率波动，即总体汇率波动。的确，当你将有效汇率波动的度量（国家一级，而不是双边一级）包括在具有非时变国家效应的基本模型中时，<sup>36</sup>该有效波动的度量系数是负值，且统计上具有显著性，而汇率波动的双边度量系数变成正值，其大小接近具有时变固定效应的模型中的数值。这表示双边汇率波动对贸易的负面影响并不稳健，汇率波动的众多方面以及多边贸易阻力的各个方面构不成控制变量。

这些基准结果表明，有迹象显示汇率波动对贸易水平具有负面影响，但根据估算，影响的幅度似乎较小。而且，这个研究结果不稳健，易受所选择的估算方法影响。尤其是，在一个以国家特有的时变因素为控制变量，且符合有关贸易重力模型的最新理论结果的一般模型中，这种负面效应就会消失。作为一种特征，研究结果中的这种差异不仅反映在上文利用基准度量法得出的汇率波动对总体贸易的影响结果上，而且反映在下文陈述的结果上，包括使用其他波动度量法得出的结果，审视不同国家集团和不同种类的贸易货物得出的结果，以及采用其他试图控制汇率波动并非外生的可能性的估算技术得出的结果。因此，如要得出总体结论，在有迹象表明汇率波动性的增加可减少国际贸易量的情况下，研究结果仍取决于所运用的特定估算方法，因此尚不能根据某一个压倒性稳健的实证结果来考虑研究结果。

### 汇率波动的其他度量法

---

<sup>36</sup> 见附录表 A13 第 4 列。

附录表 A11 给出了利用时间和单个国家固定效应的其他度量法估算的汇率波动对贸易的影响。当在第 1 列中给出模型中的短期实际汇率波动的度量，以区别长期实际汇率波动时，<sup>37</sup> 那么除了长期汇率波动所产生的负面效应之外，可以看到短期汇率波动也对贸易造成了附加的抑制效应。这种短期附加效应的大小约为长期波动效应的一半。这个研究结果可以解释为，贸易公司根据过去和现在的汇率波动情况来预测未来的汇率波动。

与官方基于《国际金融统计》的汇率波动相比，平行市场汇率的波动对贸易具有一种十分类似的影响。附录表 A11 的第 2 和第 3 列给出了回归值，其中，除了官方汇率波动度量之外，也包括了平行市场汇率波动的度量，作为与基于《国际金融统计》的汇率波动度量值的区别比较。长期平行市场汇率波动的系数为负值，且统计上显著，接近第 2 列中的官方汇率波动的系数。但大约是第 3 列中数值的三分之一。不过，从短期观点看，平行市场汇率波动似乎不对贸易构成影响。<sup>38</sup> 这些结果表明，除了官方汇率之外，贸易交易也和平行市场汇率有关。

<sup>39</sup>

名义汇率和实际汇率具有高相关性，所以它们

<sup>37</sup> 抽样调查中，短期波动与长期波动的相关性不是很强，其相关性系数为 0.38。

<sup>38</sup> 当将汇率波动的这些其他度量值作为单独的回归量包括在重力模型公式之时，除短期平行汇率的波动系数以外，估算系数近似上文给出的那些数值，且统计上显著。

<sup>39</sup> 另外，值得一提的是，用在基准回归计算中的基于《国际金融统计》的汇率不仅有官方汇率，也包括了市场汇率和主汇率。《国际金融统计》汇率分成三大类，反映当局在决定汇率上的作用以及/或者一个国家的汇率多重性。市场汇率用于描述主要由市场力量决定的汇率；官方汇率则是主管当局有时以某种灵活的方式确定的汇率。对于采用复式汇率安排的国家，汇率分为主汇率、二次汇率和三次汇率。只有当市场汇率或主汇率都无法获得的时候，才采用官方汇率。因此，基于《国际金融统计》的汇率度量值与平行市场汇率具有较高的相关性，相关性系数达到 0.65。

的波动对贸易产生相似的影响就不足为奇了。在附录表 A11 第 4 列中，名义汇率波动的系数(-2.60)接近附录表 A9 第 1 列中的实际汇率波动系数(-2.37)。

到目前为止，本研究报告一直在使用一种简单的汇率波动的统计度量。下面，将换一种有条件的汇率波动度量，其根据一个 GARCH 模型估算得出（附录表 A11，第 5 列）。这种有条件的波动度量的系数和无条件度量的系数基本一样(-2.20 对 -2.37)。无论你是假定贸易公司根据可获得的历史资料（GARCH）来预测汇率波动，还是假定他们利用一种简单的统计法来预测汇率波动，（结果都会显示）汇率波动对贸易具有一种统计上显著的负面效应，且在效应大小方面非常接近。就汇率波动对贸易水平的影响而言，这里的估算值与上文讨论的基准结果具有可比性。它们变化范围较大，最低从 GARCH 汇率估算值的 5%（第 5 列）到短期和长期实际官方汇率波动的综合效应的 25%。

对于用国家对效应取代国家固定效应的另一种模型设定（附录表 A12）来说，这些通过各种汇率波动度量法得到的结果也十分稳健。波动的估算系数也一直是负值，几乎在所有时候都具有统计显著性，并且常常会略高些。<sup>40</sup> 相应地，较高的汇率波动带来的影响也较大，从长期名义汇率波动导致的贸易减少 8%，到短期和长期实际官方汇率波动综合影响导致的贸易下降 26%。

但是，如用时变国家效应代替国家固定效应和时间效应（附录表 A13），这种模型上的改动就会逆转本研究报告中双边汇率波动的标准度量对贸易的长期和短期影响——影响变成正值，统计上具有显著性——并且，平行市场汇率波动的效应变得无关重要。这种在变换设定时出现的稳健性不足和

<sup>40</sup> 同样，当将汇率波动的其他度量单独输入方程式时，系数近似于那些在附录表 A12 中给出的数值，且统计上具有显著效果。

上文有关汇率波动的基准度量结果的讨论一致。在这种特定的模型下，汇率易变性的增加对贸易产生一种正面的影响，影响估算值从 10%（第 4 列）到 34%（第 3 列）。

不过，应该注意的是，附录表 A13 第 4 列中给出的方程式结果包含了第三节中提及的一个国家的有效或总体汇率波动。因为双边贸易流量是因变量，所以将国家对的有效汇率波动用作回归量。这种设定的思路是分析双边汇率波动相对于汇率波动综合度量的影响，它是上文提及的多边贸易阻力对贸易的分量。我们可以预测，两国间汇率波动的增加会对它们的双边贸易产生负面效应，而它们与其他国家间汇率波动的增加常常会提高这两国间的贸易量，因为两国间的贸易相对来说风险变小了。实际上，实证结果与这种预测相反：波动性增加一个标准偏差带来的净影响是贸易量约下降 13%。其原因在于总体波动性增加产生的负面效应超过了双边汇率波动增加带来的正面效应。<sup>41</sup>

### 控制汇率波动的内生性

到目前为止，我们一直假设汇率波动对于贸易而言是外生的。但是，这种假设可能不完全正确：只要国家施行政策的目的在于降低汇率波动性，提高贸易量，基准方程式就会产生内生性偏差。我们使用两个工具变量来控制这种可能性<sup>42</sup>。第一个由 Frankel 和 Wei (1993 年) 提出，即货币相对量的波

<sup>41</sup> 在估算附录表 A13 第 4 列的方程式时，基于有效波动性的影响大部分会被时变国家虚拟变量吸收这个假定，我们在模型中使用了国家固定效应，而不是时变国家效应。但即使在同一公式中，以时变国家效应代替第 4 列中的时间和国家固定效应，估算结果也非常相似，对贸易的负面影响显著，高达 19%。

<sup>42</sup> 除了这两种工具变量方法之外，还有一种基于 Devereux 和 Lane (2003 年) 的方法，它综合了最佳货币区理论的基础因素和金融联系的基本因素，来说明双边汇率的波动对贸易伙伴的影响。这个方法从概念上讲颇有新颖，但由于需要大量密集的数据，考虑到数据的不易获得，故未采用。

动是汇率波动的一种工具变量；第二个由 Tenreyro (2003 年) 提出，即汇率波动与国家共用同一种货币锚的发生率和倾向有关。虽然这两个工具都不十分理想，但每个都有其优点：Frankel-Wei 提出的方法简单，容易实施，而 Tenreyro 提出的工具变量颇为适合 Alesina、Barro 和 Tenreyro (2002 年) 提出的现代最佳货币框架。

利用 Frankel-Wei 的工具变量法（见附录表 A10 的第一组）来控制内生性会改变汇率波动作用的基本结果。虽然汇率波动的系数在各种设定中都是负值，但只有在以国家和时间效应为变量的方程式中，实际和名义汇率波动的影响才具有统计上的显著性。在这两种情况下，估算系数比上文给出的要大得多。负面的贸易效应也同样较大——在实际汇率波动方面，约为 90%，在名义汇率波动方面，约为 125%——与上文描述的研究结果相比，这看起来难以置信。

附录表 A10 第二和第三组数据给出了利用 Tenreyro 工具变量法得出的结果。当工具变量是一个共同锚的虚拟变量时，汇率波动的度量系数在各种设定中都失去了统计上的显著性。如采用一个共同锚的使用倾向性作为工具变量，汇率波动的度量系数在所有设定中都为负数，并且在具有国家和时间固定效应的设定以及具有时变固定效应的设定中具有统计上的显著性。在上述两种情况下，估算出的系数非常大，意味着汇率波动每增加一个标准偏差，贸易量会下降 115% 到 265%（第 1 列）。由于这些值远远大于本文或其他文献中的任何估算值，所以或许应将它们视为奇异值。

有几个原因或许能解释本文下的波动度量系数和 Tenreyro 获得的那些系数在大小和正负值上的差异。其中最重要的一个就是，在她的回归方程中，汇率波动表示为对数(1+汇率的标准偏差)，而本文的回归方程仅包含了汇率波动或汇率的标准偏差，与基准最小二乘法估算值以及 Frankel 和 Wei

(1993年)的工具变量回归保持一致。本研究报告中的设定与 Tenreyro 在其他方面也存在不同：

(Tenreyro) 我们在逻辑回归方程式中包括了统计上显著的共同语言和边界虚拟变量，以估算出采用共同锚的倾向度；本文使用的控制变量包括贸易伙伴是否具有殖民地和殖民者关系，是否属于世贸组织的成员，是否属同一殖民者管辖以及贸易伙伴是否属于岛屿经济体；两国间的贸易，不仅仅只是双边出口，被用作左侧的变量。

### 各国家集团间的区别

研究表明，汇率波动对各国家贸易的影响并不一样。尤其是，不稳定的汇率似乎对发展中国家间贸易更具破坏性，对发达经济体间贸易的破坏性相对较弱。如附录表 A15 第 1 列所示，汇率波动度量的系数按发达国家与发展中国家间贸易（以 NS 表示）的虚拟变量和发展中国家之间贸易（以 SS 表示）的虚拟变量分成两类，其值均为负，且统计上具有显著性；它们的净值分别为 -2.23 和 -3.22。这可能是由于发展中国家货币风险的控制能力较弱。在发展中国家，外汇市场通常都是处于萌芽状态，流动性不强，减少了公司规避外汇风险的机会。但是，如第 2 列所示，在考虑到时变固定效应之后，汇率波动基本上对 NS 和 SS 间的贸易流量不存在影响。

### 货币联盟成员间的贸易量更大吗？

本研究报告的主要研究结果肯定了 Rose (2000 年) 提出的共同货币安排可使贸易增加两倍的重大研究结论（附录表 A9，第 1 列），因为本文中货币联盟虚拟变量的系数与他的论文得出的系数具有可比性。尽管如上所述，货币联盟的贸易促进效益似乎远远超过了汇率波动大幅改善带来的收益，但工具变量 (IV) 估算结果也表明，波动性的改善可以带来非常大的贸易好处。

虽然共同货币的贸易促进效应在控制时变固

定效应（附录表 A13，第 1 和第 5 列）时具有稳健性，但它在控制国家对固定效应时则不然（附录表 A9，第 2 列，以及附录表 A13，第 1、4 和 5 列），这符合 Pakko 和 Wall (2001 年) 的研究结果。在带有国家对固定效应的模型中——Rose (2002 年) 在他的分析中没有采用这种模型——货币联盟虚拟变量的统计不显著表明，忽略国家对效应的设定所发现的共同货币的贸易促进效应存在一种估算偏差，原因在于这些被忽略的因素明显与贸易量以及国家使用共同货币的似然性（例如，某个货币联盟的成员拥有共同的历史背景或存在制度或规章上的相似性）具有相关性。当然，货币联盟具有随着时间缓慢发展的国家特征。因此看起来，当考虑国家对固定效应之时，货币联盟对贸易影响的功效变得更加微弱。

而且，共同货币对贸易的有益效果并不是对所有国家集团都是一样的。它似乎只适用发展中国家之间的货币联盟。当货币联盟虚拟变量与发展中国家对的虚拟变量相结合时，这两个虚拟系数的乘积的系数为正，且统计上具有显著性，而一般货币联盟虚拟变量则为负，统计上具有显著性，从而表明除发展中国家间货币联盟以外，其他货币联盟会损害它们间的贸易（附录表 A15）。这个结果显示，只有当交易成本较高之时，或出现尖锐的政策可信性问题之时，或套期保值的机会较少之时，货币联盟才可能会对贸易产生积极的影响。

### 分类贸易：汇率波动对差异产品和均质产品贸易具有不同的影响吗？

在观察分类贸易的时候，也能够看出汇率波动对贸易不具有稳健负面效应的这种研究结果。正如正文中讨论的那样，贸易经济学领域的近期发展表明，交易成本的一定增加（其中汇率波动是其中一个分量）会对差异产品的贸易具有较大的负面影响，而对均质产品的贸易具有较小的影响。在本小节中，我们来审查一下这种可能性。

在第一种设定中（附录表 A14 的前两列），本研究报告利用形式上不相关的回归技术估算了一个带有时间和国家固定效应的方程组。此时，汇率波动系数在两个方程式中都为负，而波动效应仅在第一个关于差异产品贸易的方程式中统计上具有显著性。换言之，与上述推测一样，汇率波动对差异产品贸易具有负面效应，但对均质产品贸易没有负面效应。但是，这个结论并不稳健。在附录表 A14 的最后两列中，一旦运用时变国家固定效应（现在，这比同时运用时间和国家固定效应更普遍，并且为本文中的重力模型设定的相关近期理论所采纳），上述结论就被推翻了。更准确地说，对于差异产品和均质产品的贸易而言，汇率波动系数在统计上不异于零。另外，本研究报告还分析了短期汇率波动和平行市场汇率波动的效应：从数量方

面来说，结果和上文讨论的一样。

因此，关于分类贸易的总体结论和总体贸易的相同：也就是说，并没有绝对稳健的证据显示汇率波动对贸易具有负面效应。通过使用一组备选方程式，其中涉及不同的汇率波动度量，各种估算方法，不同的国家集团和按产品分类的贸易，人们确实可以发现系统性的证据，表明汇率波动对贸易有负面效应。但是，一旦在一个更普通的模型中考虑了其他会影响到贸易的因素，比如最近的贸易理论强调的时变多边贸易阻力，这种负面效应就会消失。因此，是否有证据表明汇率波动会减小贸易量，并且对差异产品贸易的负面影响要比对均质产品贸易的负面影响大，最终都还得看在估算中使用的特定方法论而定。

## 统计附录

表 A1. 主要国家集团的国家一览表

发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家和地区
澳大利亚	阿尔巴尼亚	阿根廷	阿富汗伊斯兰国
奥地利	亚美尼亚	巴西	阿尔及利亚
比利时	阿塞拜疆	智利	安哥拉
加拿大	白俄罗斯	中华人民共和国	安提瓜和巴布达
塞浦路斯	保加利亚	中华人民共和国香港特别行政区	阿鲁巴
丹麦	克罗地亚	哥伦比亚	巴哈马
芬兰	捷克斯洛伐克	厄瓜多尔	巴林王国
法国	捷克共和国	印度尼西亚	孟加拉国
德国	爱沙尼亚	韩国	巴巴多斯
希腊	格鲁吉亚	马来西亚	伯利兹
冰岛	匈牙利	墨西哥	贝宁
爱尔兰	哈萨克斯坦	巴拿马	玻利维亚
以色列	吉尔吉斯斯坦	秘鲁	布基纳法索
意大利	拉脱维亚	菲律宾	布隆迪
日本	立陶宛	新加坡	柬埔寨
卢森堡	前南斯拉夫的马其顿共和国	南非	喀麦隆
荷兰	摩尔多瓦	泰国	佛得角
新西兰	蒙古	土耳其	中非共和国
挪威	波兰	乌拉圭	乍得
葡萄牙	罗马尼亚	委内瑞拉共和国	中华人民共和国澳门特别行政区
西班牙	俄罗斯		刚果民主共和国
瑞典	塞尔维亚和黑山		刚果共和国
瑞士	斯洛伐克共和国		哥斯达黎加
英国	斯洛文尼亚		科特迪瓦
美利坚合众国	乌克兰		吉布提
			多米尼加
			多米尼加共和国
			埃及
			萨尔瓦多
			赤道几内亚
			埃塞俄比亚
			斐济
			加蓬

表 A1. (续)

发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家和地区
			冈比亚
			加纳
			格林纳达
			危地马拉
			法属圭亚那
			几内亚比绍
			圭亚那
			海地
			洪都拉斯
			印度
			伊朗伊斯兰共和国
			伊拉克
			牙买加
			约旦
			肯尼亚
			科威特
			老挝人民民主共和国
			黎巴嫩
			利比里亚
			利比亚
			马达加斯加
			马拉维
			马尔代夫
			马里
			马耳他
			马提尼克
			毛里塔尼亚
			毛里求斯
			摩洛哥
			莫桑比克
			缅甸
			尼泊尔
			荷属安的列斯群岛
			尼加拉瓜
			尼日尔
			尼日利亚
			阿曼
			巴基斯坦
			巴布亚新几内亚
			巴拉圭

表 A1. (续)

发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家和地区
			卡塔尔
			留尼旺
			卢旺达
			圣基茨和尼维斯
			圣卢西亚
			圣文森特和格林纳丁斯
			萨摩亚
			沙特阿拉伯
			塞内加尔
			塞舌尔
			塞拉利昂
			所罗门群岛
			斯里兰卡
			苏丹
			苏里南
			阿拉伯叙利亚共和国
			坦桑尼亚
			多哥
			汤加
			特立尼达和多巴哥
			突尼斯
			乌干达
			瓦努阿图
			越南
			也门共和国
			赞比亚
			津巴布韦

表 A2. 按出口收入来源分类的发展中国家区域集团国家一览表

撒哈拉以南非洲 <sup>1</sup>	亚洲发展中国家	中东和土耳其	西半球	燃料出口国	非燃料型初级产品出口国
安哥拉	阿富汗伊斯兰国	巴林王国	安提瓜和巴布达	阿尔及利亚	阿富汗伊斯兰国
贝宁	孟加拉国	埃及	阿根廷	安哥拉	玻利维亚
布基纳法索	柬埔寨	伊朗伊斯兰共和国	巴哈马	巴林王国	布基纳法索
布隆迪	斐济	伊拉克	巴巴多斯	刚果共和国	布隆迪
喀麦隆	印度尼西亚	约旦	伯利兹	赤道几内亚	乍得
佛得角	老挝人民民主共和国	科威特	玻利维亚	加蓬	智利
中非共和国	马来西亚	黎巴嫩	巴西	伊朗伊斯兰共和国	刚果民主共和国
乍得	马尔代夫	利比亚	智利	伊拉克	科特迪瓦
刚果民主共和国	缅甸	马耳他	哥伦比亚	科威特	埃塞俄比亚
刚果共和国	尼泊尔	阿曼	哥斯达黎加	利比亚	加纳
科特迪瓦	巴基斯坦	卡塔尔	多米尼加	尼日利亚	几内亚比绍
吉布提	巴布亚新几内亚	沙特阿拉伯	多米尼加共和国	阿曼	圭亚那
赤道几内亚	菲律宾	阿拉伯叙利亚共和国	厄瓜多尔	卡塔尔	利比里亚
埃塞俄比亚	萨摩亚	土耳其	萨尔瓦多	沙特阿拉伯	马拉维
加蓬	所罗门群岛	也门共和国	格林纳达	委内瑞拉共和国	马里
冈比亚	斯里兰卡		危地马拉	也门共和国	毛里塔尼亚
加纳	泰国		圭亚那		尼日尔
几内亚比绍	汤加		海地		巴布亚新几内亚
肯尼亚	瓦努阿图		洪都拉斯		卢旺达
利比里亚	越南		牙买加		塞拉利昂
马达加斯加			墨西哥		所罗门群岛
马拉维			荷属安的列斯		多哥
马里			尼加拉瓜		乌干达
毛里塔尼亚			巴拿马		赞比亚
毛里求斯			巴拉圭		津巴布韦
莫桑比克			秘鲁		
尼日尔			圣基茨和尼维斯		
卢旺达			圣卢西亚		

表 A2. (续)

撒哈拉以南非洲 <sup>1</sup>	亚洲发展中国家	中东和土耳其	西半球	燃料出口国	非燃料型初级产品出口国
塞内加尔			圣文森特和格林 纳丁斯		
塞舌尔			苏里南		
塞拉利昂			特立尼达和多 巴哥		
苏丹			乌拉圭		
坦桑尼亚			委内瑞拉共和国		
多哥					
乌干达					
赞比亚					
津巴布韦					
<sup>1</sup> 不包括尼日利亚和南非。					

表 A3. 1970–2001 年官方/基金组织分类与自然体系分类之间的对应<sup>1</sup>

自然分类 <sup>3</sup>	官方基金组织分类 <sup>2</sup>				总计
	钉住汇率制	有限浮动制	管理浮动制	自由浮动制	
钉住汇率制	84.29	8.17	5.00	2.54	100
	53.53	46.61	8.48	5.18	35.33
有限浮动制	34.86	8.82	35.84	20.48	100
	16.13	36.65	44.28	30.42	25.74
管理浮动制	55.10	1.23	24.60	19.07	100
	22.58	4.52	26.92	25.08	22.8
自由浮动制	12.58	16.98	1.26	69.18	100
	1.01	12.22	0.27	17.80	4.46
自由跌落制	32.21	0	35.82	31.97	100
	6.75	0	20.05	21.52	11.67
总计	55.64	6.20	20.84	17.33	100
	100	100	100	100	100

注释：在每种分类中，上面的数字表示行百分比，下面的数字表示列百分比。

<sup>1</sup> 这些统计数据来自 150 个国家的抽样调查。

<sup>2</sup> 根据基金组织的《外汇安排与外汇限制年报》。

<sup>3</sup> 根据 Reinhart 和 Rogoff (2002 年)。

表 A4. 1970–2001 年各国家集团间汇率体系分布的官方分类<sup>1</sup>

国家集团	基金组织分类 <sup>2</sup>				总计
	钉住汇率制	有限浮动制	管理浮动制	自由浮动制	
发达国家	32.32	25.46	13.72	28.50	100
	11.31	87.33	13.27	33.08	19.82
新兴国家	39.52	0.63	43.97	15.87	100
	11.50	1.81	35.33	15.31	16.47
转型国家	35.06	0	34.32	30.63	100
	4.39	0	11.86	12.71	7.09
发展中国家	72.84	1.11	14.32	11.73	100
	72.81	10.86	39.54	38.90	56.62
总计	56.64	5.78	20.50	17.08	100
	100	100	100	100	100

注释：在每种分类中，上面的数字表示行百分比，下面的数字表示列百分比。

<sup>1</sup> 这些统计数据来自 150 个国家的抽样调查。

<sup>2</sup> 根据基金组织的《外汇安排与外汇限制年报》。

表 A5. 1970–2001 年各国家集团间汇率体系分布的自然分类<sup>1</sup>

国家集团	自然分类 <sup>2</sup>					总计
	钉住汇率制	有限浮动制	管理浮动制	自由浮动制	自由跌落制	
发达国家	26.82	40.63	17.71	11.98	2.86	100
	15.16	33.30	16.31	57.14	5.14	20.65
新兴国家	26.41	24.84	24.53	2.97	21.25	100
	12.44	16.97	18.82	11.80	31.78	17.21
转型国家	13.81	25.00	19.03	3.73	38.43	100
	2.72	7.15	6.12	6.21	24.07	7.21
发展中国家	46.35	19.53	23.98	1.96	8.17	100
	69.68	42.58	58.75	24.84	39.02	54.93
总计	36.54	25.19	22.43	4.33	11.51	100
	100	100	100	100	100	100

注释：在每种分类中，上面的数字表示行百分比，下面的数字表示列百分比。

<sup>1</sup> 这些统计数据来自 150 个国家的抽样调查。

<sup>2</sup> 根据 Reinhart 和 Rogoff（2002 年）。

表 A6. 实际平行汇率数据集覆盖的国家

发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家和地区
澳大利亚	白俄罗斯	阿根廷	阿富汗伊斯兰国
奥地利	保加利亚	巴西	阿尔及利亚
比利时	捷克共和国	智利	孟加拉国
加拿大	爱沙尼亚	中华人民共和国	贝宁
塞浦路斯	匈牙利	中华人民共和国香港特别 行政区	玻利维亚
丹麦	拉脱维亚	哥伦比亚	布隆迪
芬兰	立陶宛	厄瓜多尔	刚果民主共和国
法国	波兰	印度尼西亚	哥斯达黎加
德国	罗马尼亚	韩国	多米尼加共和国
希腊	俄罗斯	马来西亚	埃及
冰岛	塞尔维亚和黑山	墨西哥	萨尔瓦多
爱尔兰	乌克兰	秘鲁	埃塞俄比亚
以色列		菲律宾	冈比亚
意大利		新加坡	加纳
日本		南非	危地马拉
荷兰		泰国	圭亚那
新西兰		土耳其	海地
挪威		乌拉圭	洪都拉斯
葡萄牙		委内瑞拉共和国	印度
西班牙			伊朗伊斯兰共和国
瑞典			伊拉克
瑞士			牙买加
英国			约旦
美利坚合众国			肯尼亚
			科威特
			老挝人民民主共和国
			黎巴嫩
			利比里亚
			利比亚
			马达加斯加
			马拉维
			马耳他
			毛里塔尼亚
			毛里求斯
			摩洛哥
			缅甸
			尼泊尔

表 A6. (续)

发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家和地区
			尼加拉瓜
			尼日尔
			巴基斯坦
			巴拉圭
			沙特阿拉伯
			塞拉利昂
			斯里兰卡
			苏里南
			阿拉伯叙利亚共和国
			坦桑尼亚
			突尼斯
			乌干达
			越南
			赞比亚
			津巴布韦

表 A7. 实际《国际金融统计》汇率的短期有效波动：主要国家集团的小型抽样调查

年度	七国集团	发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家和地区
1970	1.39	1.17	1.56	6.15	1.82
1971	1.75	1.93	6.34	1.99	2.33
1972	1.76	1.63	2.41	4.17	3.68
1973	2.84	2.73	3.26	6.82	4.17
1974	2.26	2.35	3.05	3.89	3.08
1975	1.71	1.77	1.94	4.89	3.21
1976	2.38	2.25	2.42	4.70	2.86
1977	1.98	2.40	1.86	4.97	2.74
1978	2.41	2.20	3.21	2.81	3.47
1979	1.94	1.78	2.31	2.18	4.12
1980	2.01	1.84	5.83	2.71	2.73
1981	2.28	2.23	3.89	3.01	5.47
1982	2.67	2.61	4.33	6.46	4.04
1983	1.97	2.05	3.34	3.65	5.68
1984	1.79	1.96	3.61	3.84	4.16
1985	2.47	2.38	4.23	4.24	7.52
1986	2.49	2.39	4.48	4.49	6.61
1987	1.96	1.90	6.49	3.03	5.75
1988	1.96	1.90	4.60	5.27	8.56
1989	2.12	2.19	11.71	7.37	5.18
1990	2.10	1.81	13.55	4.68	5.04
1991	2.03	2.03	22.04	3.45	4.89
1992	3.02	2.84	27.35	2.78	5.17
1993	2.49	2.41	6.52	2.48	6.29
1994	1.73	1.62	7.23	3.60	7.22
1995	2.66	2.23	4.53	3.54	3.15
1996	1.33	1.33	3.56	1.87	2.25
1997	2.16	2.00	5.78	3.55	3.19
1998	2.55	2.29	8.43	5.02	3.74
1970-1980	2.04	2.01	3.11	4.11	3.11
1981-1990	2.18	2.14	6.83	4.62	5.87
1991-1998	2.25	2.09	8.83	3.29	4.47
1970-1998	2.14	2.08	7.46	4.04	4.55

表 A8. 实际平行汇率的短期有效波动：主要国家集团的小型抽样调查

年度	七国集团	发达经济体	转型经济体	新兴经济体	其他国家和地区
1970	2.27	1.88	4.87	8.47	4.15
1971	2.01	2.43	5.58	4.75	4.93
1972	2.32	2.27	3.97	4.98	5.57
1973	4.02	4.06	4.48	7.51	6.95
1974	6.00	6.18	6.71	5.74	8.10
1975	2.78	4.14	4.81	4.87	6.57
1976	3.95	4.26	5.58	7.15	6.01
1977	2.90	3.83	6.83	6.31	6.49
1978	4.29	4.58	7.88	4.54	6.44
1979	3.34	3.59	9.47	3.17	6.96
1980	3.37	3.55	9.86	4.14	8.50
1981	4.39	4.83	7.32	6.28	10.01
1982	4.24	4.67	7.13	9.61	9.65
1983	3.71	4.70	6.59	9.42	7.87
1984	3.88	4.49	7.82	6.60	7.67
1985	3.58	3.69	8.30	8.14	10.15
1986	3.53	3.72	10.67	6.60	8.52
1987	2.89	2.94	7.53	7.52	9.09
1988	2.78	2.79	8.48	7.27	12.42
1989	3.17	3.35	16.16	9.64	8.47
1990	2.83	2.71	13.76	10.88	6.32
1991	2.71	2.91	10.16	4.92	6.71
1992	3.64	3.66	15.18	4.84	6.40
1993	3.71	4.65	8.15	3.94	6.80
1994	2.09	1.89	6.04	4.43	6.33
1995	3.13	2.74	6.23	3.57	4.49
1996	1.89	1.83	4.57	2.50	3.58
1997	2.63	2.51	8.57	3.87	4.79
1998	3.03	2.70	6.96	5.26	3.98
1970-1980	3.39	3.71	6.85	5.59	6.50
1981-1990	3.50	3.79	9.99	8.22	9.02
1991-1998	2.86	2.86	7.86	4.17	5.37
1970-1998	3.28	3.49	8.23	6.08	7.02

表 A9. 汇率波动对贸易的影响：主要结果

变量	国家 FE	国家对 FE	时变国家效应	国家 FE	时变国家效应， 全面抽样调查
	+ 时间 FE	+ 时间 FE		+ 时间 FE， 全面抽样调查	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
实际的官方汇率长期波动	-2.37 (0.67)	-2.40 (0.47)	2.89 (1.78)	-1.16 (0.22)	-1.17 (0.83)
共同货币联盟虚拟变量	1.35 (0.14)	0.25 (0.38)	1.43 (0.14)	1.35 (0.12)	1.30 (0.12)
实际的 GDP 乘积对数	0.20 (0.13)	0.49 (0.10)	0.83 (0.19)	0.10 (0.11)	0.06 (0.27)
实际的人均 GDP 乘积对数	-0.06 (0.12)	-0.25 (0.09)	0.07 (0.22)	0.00 (0.10)	0.83 (0.28)
距离的对数	-1.52 (0.02)		-1.54 (0.02)	-1.50 (0.02)	-1.50 (0.02)
表示共同语言的虚拟变量	0.25 (0.05)		0.26 (0.05)	0.36 (0.04)	0.36 (0.04)
表示共同边界的虚拟变量	-0.12 (0.10)		-0.11 (0.10)	0.36 (0.08)	0.35 (0.08)
国家对中内陆国家的数量	0.11 (0.50)		-1.37 (0.39)	0.28 (0.32)	-0.22 (0.47)
国家对中岛国的数量	2.54 (0.36)		0.86 (0.77)	2.12 (0.27)	-0.11 (0.4)
陆地面积乘积的对数	0.52 (0.08)		-0.03 (0.18)	0.56 (0.07)	0.16 (0.14)
表示 1945 年后，受同一殖民者统治的虚拟变量	0.70 (0.07)		0.72 (0.07)	0.59 (0.06)	0.61 (0.06)
表示现在两者均属于殖民地的虚拟变量	0.31 (0.47)	0.21 (0.98)	-1.12 (0.16)	0.59 (0.44)	-1.05 (0.14)
表示属同一民族的虚拟变量	0.83 (0.57)		2.33 (0.37)	0.57 (0.53)	2.29 (0.33)
表示相互间存在殖民者和殖民地关系的虚拟变量	1.46 (0.07)		1.45 (0.07)	1.31 (0.06)	1.29 (0.06)
表示同属自由贸易协定成员的虚拟变量	0.28 (0.08)	0.25 (0.10)	0.27 (0.08)	0.39 (0.06)	0.40 (0.07)

表 A9. (续)

变量	国家 FE + 时间 FE	国家对 FE + 时间 FE	时变国家效应	国家 FE + 时间 FE, 全面抽样调查	时变国家效应, 全面抽样调查
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
表示属世贸组织成员的虚拟变量	0.26 (0.12)	0.10 (0.10)	1.80 (0.55)	0.22 (0.09)	2.03 (0.49)
表示同属世贸组织成员的虚拟变量	0.43 (0.14)	0.22 (0.10)	3.52 (1.10)	0.41 (0.11)	4.01 (0.97)
表示普惠制的虚拟变量	0.63 (0.03)	0.45 (0.09)	0.59 (0.03)	0.71 (0.03)	0.67 (0.03)
时间固定效应	是	是	否	是	否
国家固定效应	是	否	否	是	否
国家对固定效应	否	是	否	否	否
时变国家效应	否	否	是	否	是
观察值的数量	16 238	16 238	16 238	26 267	26 267
R 平方	0.79	0.49	0.81	0.75	0.77
均方根误差	1.64		1.60	1.76	1.71

注释：FE=固定效应。圆括号中的数字表示标准差。

表 A10. 汇率波动内生性的控制变量

变量	实际汇率			名义汇率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
以相对货币供应量作为工具变量 <sup>1</sup>						
实际的官方汇率长期波动	-22.64 (12.5)	-6.49 (6.24)	-23.82 (28.87)			
名义的官方汇率长期波动				-25.98 (14.50)	-7.78 (7.52)	-17.92 (21.72)
实际的 GDP 乘积对数	0.37 (0.2)	0.52 (0.12)	0.44 (0.41)	0.62 (0.31)	0.60 (0.16)	0.45 (0.40)
实际的人均 GDP 乘积对数	-0.25 (0.19)	-0.28 (0.12)	0.35 (0.35)	-0.52 (0.32)	-0.36 (0.17)	0.41 (0.41)
距离的对数	-1.52 (0.04)		-1.52 (0.09)	-1.49 (0.06)		-1.52 (0.08)
表示共同语言的虚拟变量	0.27 (0.06)		0.27 (0.10)	0.22 (0.08)		0.26 (0.10)
表示共同边界的虚拟变量	-0.08 (0.12)		-0.12 (0.14)	-0.10 (0.12)		-0.12 (0.14)
国家对中内陆国家的数量	-1.41 (0.56)		-1.38 (0.39)	-1.86 (0.72)		-1.16 (0.51)
国家对中岛国的数量	1.76 (0.70)		-1.64 (2.79)	1.36 (0.91)		-0.87 (1.87)
陆地面积乘积的对数	0.44 (0.11)		0.54 (0.60)	0.31 (0.16)		0.43 (0.46)
表示 1945 年后, 受同一殖民者统治的虚拟变量	0.78 (0.09)		0.79 (0.13)	0.70 (0.12)		0.76 (0.16)
表示相互间存在殖民者和殖民地关系的虚拟变量	1.33 (0.08)		1.33 (0.08)	1.32 (0.09)		1.31 (0.08)
表示同属自由贸易协定成员的虚拟变量	0.27 (0.09)	0.23 (0.11)	0.26 (0.13)	0.30 (0.09)	0.24 (0.11)	0.29 (0.10)
表示属世贸组织成员的虚拟变量	0.14 (0.16)	-0.02 (0.11)	-1.77 (3.83)	0.16 (0.16)	-0.02 (0.11)	-0.65 (2.48)
表示同属世贸组织成员的虚拟变量	0.11 (0.29)	0.12 (0.15)	-3.63 (7.69)	0.10 (0.30)	0.11 (0.16)	-1.41 (5.01)
表示普惠制的虚拟变量	0.66 (0.03)	0.44 (0.11)	0.63 (0.04)	0.65 (0.03)	0.43 (0.11)	0.63 (0.03)
时间固定效应	是	是	否	是	是	否
国家固定效应	是	否	否	是	否	否
国家对固定效应	否	是	否	否	是	否
时变国家效应	否	否	是	否	否	是
观察值的数量	14 343	14 343	14 343	14 343	14 343	14 343
R 平方	0.77	0.48	0.80	0.76	0.46	0.80
均方根误差	1.71		1.62	1.74		1.62

表 A10. (续)

变量	实际汇率			名义汇率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
以共同锚虚拟变量作为工具变量 <sup>2</sup>						
实际的官方汇率长期波动	-10.62 (7.45)	29.06 (17.79)	-7.23 (7.73)			
名义的官方汇率长期波动				-7.06 (4.92)	27.75 (17.17)	-4.37 (4.67)
实际的 GDP 乘积对数	0.66 (0.20)	1.08 (0.18)	1.06 (0.12)	0.73 (0.20)	0.83 (0.21)	1.02 (0.1)
实际的人均 GDP 乘积对数	0.31 (0.26)	1.07 (0.48)	0.36 (0.16)	0.31 (0.26)	1.41 (0.69)	0.45 (0.11)
距离的对数	-1.45 (0.04)		-1.46 (0.04)	-1.45 (0.04)		-1.46 (0.04)
表示共同语言的虚拟变量	0.35 (0.07)		0.36 (0.07)	0.36 (0.07)		0.36 (0.07)
表示共同边界的虚拟变量	0.24 (0.14)		0.25 (0.14)	0.24 (0.14)		0.25 (0.14)
国家对中内陆国家的数量	-2.19 (1.44)		-0.78 (0.47)	-2.43 (1.36)		-0.81 (0.47)
国家对中岛国的数量	-2.39 (1.02)		0.17 (0.33)	-2.00 (0.93)		0.13 (0.32)
陆地面积乘积的对数	0.08 (0.14)		-0.17 (0.07)	0.02 (0.12)		-0.16 (0.06)
表示 1945 年后, 受同一殖民者统治的虚拟变量	1.00 (0.10)		1.02 (0.10)	0.99 (0.10)		1.01 (0.10)
表示相互间存在殖民者和殖民地关系的虚拟变量	0.95 (0.20)		0.95 (0.20)	0.95 (0.20)		0.94 (0.20)
表示同属自由贸易协定成员的虚拟变量	0.81 (0.17)	0.74 (0.31)	0.69 (0.18)	0.82 (0.17)	0.77 (0.33)	0.70 (0.18)
表示属世贸组织成员的虚拟变量	0.02 (0.16)	-0.05 (0.16)	0.70 (0.39)	0.04 (0.15)	-0.09 (0.15)	0.84 (0.34)
表示同属世贸组织成员的虚拟变量	0.01 (0.22)	0.41 (0.29)	1.40 (0.73)	0.06 (0.20)	0.38 (0.28)	1.66 (0.63)
表示普惠制的虚拟变量	0.66 (0.04)	0.20 (0.20)	0.64 (0.04)	0.66 (0.04)	0.20 (0.20)	0.64 (0.04)
时间固定效应	是	是	否	是	是	否
国家固定效应	是	否	否	是	否	否
国家对固定效应	否	是	否	否	是	否
时变国家效应	否	否	是	否	否	是
观察值的数量	8 531	8 531	8 531	8 531	8 531	8 531
R 平方	0.75	0.52	0.77	0.76	0.49	0.77
均方根误差	1.72		1.68	1.71		1.68

表 A10. (续)

变量	实际汇率			名义汇率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
以共同锚使用倾向性的虚拟变量作为工具变量 <sup>3</sup>						
实际的官方汇率长期波动	-46.60 (12.99)	-19.76 (20.98)	-34.99 (8.86)			
名义的官方汇率长期波动				-32.91 (8.77)	-11.48 (11.44)	-24.65 (6.14)
实际的 GDP 乘积对数	1.87 (0.37)	1.53 (0.29)	1.19 (0.09)	2.03 (0.35)	1.55 (0.29)	1.19 (0.09)
实际的人均 GDP 乘积对数	-1.89 (0.67)	-0.80 (1.10)	0.47 (0.15)	-1.70 (0.59)	-0.53 (0.77)	0.60 (0.14)
距离的对数	-1.18 (0.07)		-1.22 (0.05)	-1.21 (0.06)		-1.24 (0.05)
表示共同语言的虚拟变量	0.51 (0.10)		0.48 (0.09)	0.49 (0.09)		0.48 (0.09)
表示共同边界的虚拟变量	-0.17 (0.21)		-0.09 (0.18)	-0.21 (0.20)		-0.13 (0.18)
国家对中内陆国家的数量	-6.01 (1.86)		-0.34 (0.31)	-4.73 (1.49)		-0.38 (0.30)
国家对中岛国的数量	0.36 (1.55)		-0.20 (0.34)	1.34 (1.42)		-0.12 (0.34)
陆地面积乘积的对数	-0.37 (0.22)		-0.06 (0.07)	-0.49 (0.20)		-0.07 (0.07)
表示 1945 年后, 受同一殖民者统治的虚拟变量	0.55 (0.19)		0.66 (0.15)	0.53 (0.18)		0.64 (0.15)
表示相互间存在殖民者和殖民地关系的虚拟变量	0.80 (0.24)		0.89 (0.21)	0.81 (0.22)		0.87 (0.20)
表示同属自由贸易协定成员的虚拟变量	0.03 (0.22)	0.25 (0.26)	0.00 (0.21)	0.11 (0.21)	0.31 (0.22)	0.05 (0.20)
表示属世贸组织成员的虚拟变量	-0.75 (0.31)	-0.18 (0.25)	-1.60 (0.63)	-0.53 (0.26)	-0.07 (0.18)	-0.49 (0.48)
表示同属世贸组织成员的虚拟变量	-1.62 (0.52)	-0.53 (0.58)	-3.06 (1.22)	-1.16 (0.40)	-0.27 (0.31)	-0.87 (0.91)
表示普惠制的虚拟变量	0.62 (0.06)	-0.22 (0.32)	0.63 (0.05)	0.60 (0.05)	-0.27 (0.28)	0.61 (0.05)
时间固定效应	是	是	否	是	是	否
国家固定效应	是	否	否	是	否	否
国家对固定效应	否	是	否	否	是	否
时变国家效应	否	否	是	否	否	是
观察值的数量	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801	4 801
R 平方	0.73	0.44	0.81	0.76	0.49	0.81
均方根误差	1.78		1.53	1.68		1.52

注释：圆括号内的数字表示标准差。

<sup>1</sup> 该工具变量为相对货币供应量的长期波动性，其创建方式类似 Frankel 和 Wei（1993 年）使用的方式。

<sup>2</sup> 该工具变量是一个共同锚虚拟变量，由 Tenreyro（2003 年）创建。

<sup>3</sup> 该工具变量反映使用一个共同锚的倾向性，根据 Tenreyro（2003 年）估算出。

表 A11. 汇率波动的其他度量：短期和长期、平行市场汇率、名义汇率、以及有条件波动  
(单位：百分比)

变量	LR、SR、官方与 实际波动	LR、官方、平行 和实际波动	LR、SR、官方、 平行和实际 波动	LR、官方和名义 波动	有条件、官方和 实际波动
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
长期的官方实际汇率波动	-3.86 (0.88)	-1.86 (0.98)	-3.92 (1.30)		
短期的官方实际汇率波动	-1.87		-2.72		
长期的官方实际汇率波动	(0.71)		(1.04)		
长期的平行实际汇率波动		-1.55	-1.20		
长期的官方实际汇率波动		(0.60)	(0.63)		
短期的平行实际汇率波动			-0.55		
短期的官方实际汇率波动			(0.73)		
长期的官方名义汇率波动				-2.60 (0.60)	
视历史情况而定的波动					-2.20 (0.92)
表示共同货币联盟的虚拟变量	1.37 (0.14)			1.30 (0.14)	1.41 (0.14)
实际的 GDP 乘积对数	0.18 (0.13)	0.21 (0.19)	0.21 (0.19)	0.22 (0.13)	0.18 (0.13)
实际的人均 GDP 乘积对数	-0.05 (0.12)	1.04 (0.21)	1.03 (0.21)	-0.09 (0.12)	-0.04 (0.12)
距离的对数	-1.51 (0.02)	-1.40 (0.03)	-1.39 (0.03)	-1.51 (0.02)	-1.52 (0.02)
表示共同语言的虚拟变量	0.25 (0.05)	0.30 (0.06)	0.30 (0.06)	0.25 (0.05)	0.25 (0.05)
表示共同边界的虚拟变量	-0.12 (0.09)	-0.26 (0.12)	-0.22 (0.12)	-0.12 (0.10)	-0.12 (0.10)
国家对中内陆国家的数量	-3.12 (0.56)	-3.06 (0.69)	-3.33 (0.55)	-0.01 (0.50)	0.10 (0.50)
国家对中岛国的数量	0.56 (0.54)	-3.08 (0.72)	-5.11 (1.11)	2.51 (0.36)	2.58 (0.36)
陆地面积乘积的对数	0.53 (0.09)	0.27 (0.10)	0.23 (0.12)	0.50 (0.08)	0.52 (0.08)

表 A11. (续)

(单位：百分比)

变量	LR、SR、官方与 实际波动	LR、官方、平行 和实际波动	LR、SR、官方、 平行和实际 波动	LR、官方和名义 波动	有条件、官方和 实际波动
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
表示 1945 年后，受同一殖民者 统治的虚拟变量	0.68 (0.07)	0.70 (0.11)	0.70 (0.11)	0.70 (0.07)	0.70 (0.07)
表示目前均属殖民地的虚拟 变量	0.31 (0.48)	-0.81 (0.16)	-0.82 (0.16)	0.28 (0.46)	0.29 (0.47)
表示同一民族的虚拟变量	0.80 (0.58)			0.91 (0.57)	0.84 (0.57)
表示相互间存在殖民者和殖民 地关系的虚拟变量	1.44 (0.07)	1.01 (0.09)	1.00 (0.09)	1.45 (0.07)	1.46 (0.07)
表示自由贸易协定成员的虚拟 变量	0.27 (0.08)	-0.49 (0.11)	-0.50 (0.11)	0.28 (0.08)	0.28 (0.08)
表示属世贸组织成员的虚拟 变量	0.27 (0.12)	-0.14 (0.18)	-0.18 (0.18)	0.26 (0.12)	0.29 (0.12)
表示同属世贸组织成员的虚拟 变量	0.43 (0.14)	-0.15 (0.22)	-0.18 (0.22)	0.43 (0.14)	0.49 (0.14)
表示普惠制的虚拟变量	0.63 (0.03)	0.59 (0.04)	0.60 (0.04)	0.63 (0.03)	0.63 (0.03)
时间固定效应	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是
观察值的数量	16 085	6 988	6 949	16 238	16 238
R 平方	0.79	0.82	0.83	0.79	0.79
均方根误差	1.64	1.44	1.44	1.64	1.65

注释：LR=长期；SR=短期。圆括号内的数字表示标准差。

表 A12. 国家对固定效应

变量	LR、SR、官方与	LR、官方、平行	LR、SR、官方、	LR、官方和名义	有条件、官方和
	实际波动	和实际波动	平行和实际波动	波动	实际波动
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
长期的官方实际汇率波动	-4.84 (0.61)	-1.43 (0.60)	-4.72 (0.76)		
短期的官方实际汇率波动	-2.97 (0.44)		-4.15 (0.55)		
长期的平行实际汇率波动		-0.94 (0.34)	-0.42 (0.34)		
长期的官方实际汇率波动					
短期的平行实际汇率波动			-1.14 (0.41)		
短期的官方实际汇率波动					
长期的官方名义汇率波动				-2.51 (0.43)	
视历史情况而定的波动					-4.12 (0.70)
表示共同货币联盟的虚拟变量	0.22 (0.38)			0.20 (0.38)	0.28 (0.38)
实际的 GDP 乘积对数	0.50 (0.10)	0.61 (0.13)	0.65 (0.13)	0.51 (0.10)	0.50 (0.10)
实际的人均 GDP 乘积对数	-0.25 (0.09)	0.52 (0.14)	0.47 (0.13)	-0.27 (0.09)	-0.24 (0.09)
表示目前均属殖民地的虚拟变量	0.17 (0.98)			0.15 (0.98)	0.16 (0.98)
表示自由贸易协定成员的虚拟变量	0.25 (0.10)	0.29 (0.13)	0.33 (0.13)	0.26 (0.10)	0.24 (0.10)
表示属世贸组织成员的虚拟变量	0.10 (0.10)	-0.24 (0.13)	-0.25 (0.13)	0.10 (0.10)	0.13 (0.10)
表示同属世贸组织成员的虚拟变量	0.24 (0.10)	-0.20 (0.14)	-0.20 (0.14)	0.22 (0.10)	0.29 (0.10)
表示普惠制的虚拟变量	0.43 (0.10)	0.03 (0.14)	0.00 (0.14)	0.45 (0.09)	0.46 (0.09)
时间固定效应	是	是	是	是	是
国家对固定效应	是	是	是	是	是
观察值的数量	16 085	6 988	6 949	16 238	16 238
R 平方误差	0.49	0.69	0.69	0.48	0.49

注释：LR=长期；SR=短期。圆括号内的数字表示标准差。

表 A13. 时变国家效应

变量	LR、SR、官方与 实际波动	LR、官方、平行 和实际波动	LR、SR、官方、 平行和实际波动	LR、官方和名义 波动	有条件、官方和 实际波动
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
长期的官方实际汇率波动	5.99 (2.14)	3.34 (3.25)	7.52 (3.89)	3.64 (1.58)	
短期的官方实际汇率波动	4.19		6.70		
长期的官方实际汇率波动	(1.88)		(3.24)		
长期的平行实际汇率波动		-2.01	-2.20		
长期的官方实际汇率波动		(2.69)	(2.71)		
短期的平行实际汇率波动			-1.55		
短期的官方实际汇率波动			(2.80)		
国家对总体长期官方实际 汇率波动之和				-6.20 (1.52)	
视历史情况而定的波动					0.97 (1.50)
表示共同货币联盟的虚拟 变量	1.42 (0.14)			1.49 (0.15)	1.36 (0.14)
实际的 GDP 乘积对数	0.81 (0.18)	0.97 (0.09)	0.99 (0.09)	0.24 (0.14)	0.72 (0.17)
实际的人均 GDP 乘积对数	0.12 (0.22)	0.69 (0.09)	0.83 (0.13)	-0.08 (0.12)	0.19 (0.21)
距离的对数	-1.54 (0.02)	-1.42 (0.03)	-1.43 (0.03)	-1.53 (0.03)	-1.53 (0.02)
表示共同语言的虚拟变量	0.27 (0.05)	0.30 (0.06)	0.31 (0.06)	0.26 (0.05)	0.25 (0.05)
表示共同边界的虚拟变量	-0.11 (0.09)	-0.22 (0.12)	-0.17 (0.12)	-0.13 (0.09)	-0.12 (0.10)
国家对中内陆国家的数量	-1.27 (0.39)	-0.19 (0.25)	-0.75 (0.29)	-2.97 (0.59)	-1.26 (0.39)
国家对中岛国的数量	0.97 (0.75)	1.16 (0.26)	0.77 (0.26)	0.52 (0.52)	1.02 (0.76)
陆地面积乘积的对数	0.01 (0.18)	-0.20 (0.04)	-0.21 (0.04)	0.52 (0.08)	0.10 (0.16)
表示 1945 年后, 受同一殖 民者统治的虚拟变量	0.71 (0.07)	0.72 (0.11)	0.70 (0.11)	0.73 (0.07)	0.72 (0.07)

表 A13. (续)

变量	LR、SR、官方与 实际波动	LR、官方、平行 和实际波动	LR、SR、官方、 平行和实际波动	LR、官方和名义 波动	有条件、官方和 实际波动
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
表示目前均属殖民地的虚拟变量	-1.14 (0.16)	-0.75 (0.18)	-0.70 (0.19)	0.00 (0.57)	-1.11 (0.16)
表示同一民族的虚拟变量	2.42 (0.38)			1.21 (0.66)	2.33 (0.37)
表示相互间存在殖民者和殖民地关系的虚拟变量	1.45 (0.07)	1.00 (0.09)	1.00 (0.09)	1.47 (0.07)	1.45 (0.07)
表示自由贸易协定成员的虚拟变量	0.26 (0.08)	-0.57 (0.11)	-0.56 (0.11)	0.30 (0.08)	0.26 (0.08)
表示属世贸组织成员的虚拟变量	1.78 (0.54)	0.64 (0.35)	0.10 (0.41)	0.26 (0.13)	1.78 (0.55)
表示同属世贸组织成员的虚拟变量	3.49 (1.06)	1.40 (0.64)	0.38 (0.75)	0.41 (0.15)	3.46 (1.09)
表示普惠制的虚拟变量	0.58 (0.03)	0.57 (0.04)	0.56 (0.04)	0.65 (0.03)	0.59 (0.03)
时间固定效应	否	否	否	是	否
国家固定效应	否	否	否	是	否
国家对固定效应	是	是	是	否	是
观察值的数量	16 085	6 988	6 949	15 157	16 238
R 平方	0.81	0.83	0.84	0.79	0.81
均方根误差	1.59	1.43	1.42	1.62	1.60

注释：LR=长期；SR=短期。圆括号中的数字代表标准差。

表 A14. 按产品种类区分<sup>1</sup>

变量	国家固定效应		时变国家效应	
	均质产品	差异产品	均质产品	差异产品
长期的官方实际汇率波动	-0.59 (2.12)	-2.89 (1.66)	-2.97 (4.39)	0.98 (3.06)
实际的 GDP 乘积对数	2.29 (0.28)	3.18 (0.22)	0.84 (0.09)	0.23 (0.12)
实际的人均 GDP 乘积对数	-2.16 (0.28)	-3.24 (0.22)	-0.79 (0.20)	0.49 (0.24)
距离的对数	-2.06 (0.04)	-1.01 (0.03)	-2.11 (0.04)	-1.08 (0.03)
表示共同语言的虚拟变量	0.05 (0.09)	0.30 (0.07)	0.04 (0.08)	0.33 (0.06)
表示共同边界的虚拟变量	-0.95 (0.14)	-0.23 (0.11)	-0.99 (0.12)	-0.28 (0.08)
国家对中内陆国家的数量	-1.99 (0.46)	-6.41 (1.22)	1.28 (0.41)	0.62 (0.48)
国家对中岛国的数量	-6.82 (1.59)	-12.11 (1.25)	4.68 (0.51)	-3.97 (0.63)
陆地面积乘积的对数	-2.12 (0.34)	-3.36 (0.26)	-0.29 (0.08)	-0.16 (0.11)
表示 1945 年后, 受同一殖民者统治的虚拟变量	0.43 (0.27)	0.35 (0.21)	0.47 (0.24)	0.26 (0.17)
表示目前均属殖民地的虚拟变量	0.49 (1.16)	0.12 (0.91)	0.13 (1.05)	0.04 (0.73)
表示相互间存在殖民者和殖民地关系的虚拟变量	0.89 (0.16)	0.79 (0.12)	0.89 (0.14)	0.81 (0.10)
表示自由贸易协定成员的虚拟变量	-0.34 (0.11)	0.05 (0.08)	-0.51 (0.11)	0.06 (0.08)
表示属世贸组织成员的虚拟变量	0.67 (1.16)	1.31 (0.90)	-0.02 (0.54)	-0.12 (0.38)
表示同属世贸组织成员的虚拟变量	0.99 (1.16)	0.96 (0.91)		

表 A14. (续)

变量	国家固定效应		时变国家效应	
	均质产品	差异产品	均质产品	差异产品
表示普惠制的虚拟变量	-0.51 (0.09)	0.51 (0.07)	-0.41 (0.08)	0.55 (0.06)
时间固定效应	是	是	否	否
国家固定效应	是	是	否	否
时变国家效应	否	否	是	是
观察值的数量	4 370	4 370	4 370	4 370
R 平方	0.72	0.82	0.78	0.89
均方根误差	1.61	1.26	1.43	0.99

注释：圆括号中的数字代表标准差。

<sup>1</sup> 使用形式上不相关的回归 (SUR) 方法。

表 A15. 按国家类型区分<sup>1</sup>

变量	发达国家和发展中国家	
	(1)	(2)
长期的官方实际汇率波动	43.47 (3.54)	47.90 (3.85)
长期的官方实际汇率波动 (NS 虚拟变量)	-45.70 (3.60)	-47.59 (3.90)
长期的官方实际汇率波动 (SS 虚拟变量)	-46.69 (3.64)	-47.92 (4.00)
表示共同货币联盟的虚拟变量	-0.62 (0.23)	-0.60 (0.21)
(货币联盟的虚拟变量) (SS 虚拟变量)	2.11 (0.27)	2.12 (0.25)
表示南北国家对的虚拟变量	-0.49 (0.28)	1.11 (0.45)
表示南南国家对的虚拟变量	-2.49 (0.52)	0.56 (0.87)
时间固定效应	是	否
国家固定效应	是	否
时变国家效应	否	是
观察值的数量	16 238	16 238
R 平方	0.79	0.81
均方根误差	1.64	1.59

注释：NS = 发达国家与发展中国家间的贸易；SS = 发展中国家间的贸易。圆括号内的数字表示标准差。

<sup>1</sup> 基线设定中的标准控制虚拟变量的估算系数没有给出。

表 A16. 汇总统计数字与相关性

总体贸易数据主要变量的汇总统计数字						
全面抽样调查						
变量	在数据集中的代码	观察值的数量	平均值	标准偏差	最小值	最大值
长期的官方实际汇率波动	vol_lor	26 395	0.066	0.076	0.003	1.405
长期的官方名义汇率波动	vol_lon	37 254	0.062	0.081	0	0.979
长期的平行实际汇率波动	vol_lpr	11 844	0.090	0.074	0.007	0.684
长期的平行名义汇率波动	vol_lpn	16 302	0.089	0.073	0	0.596
短期的官方实际汇率波动	vol_sor	26 444	0.046	0.065	0.001	0.836
短期的官方名义汇率波动	vol_son	37 416	0.041	0.069	0	0.900
短期的平行实际汇率波动	vol_spr	12 575	0.073	0.075	0.000	0.664
短期的平行名义汇率波动	vol_spn	16 753	0.073	0.069	0	0.561
双边贸易量的对数	Itrade	37 443	9.983	3.541	-16.090	20.890
实际的 GDP 乘积对数	Irgdp	37 593	47.973	2.765	36.128	58.356
实际的人均 GDP 乘积对数	Irgdppc	37 593	16.047	1.662	9.160	20.850
回归抽样调查						
变量	在数据集中的代码	观察值的数量	平均值	标准偏差	最小值	最大值
长期的官方实际汇率波动	vol_lor	16 303	0.043	0.028	0.003	0.293
长期的官方名义汇率波动	vol_lon	16 303	0.039	0.031	0	0.271
长期的平行实际汇率波动	vol_lpr	6 988	0.066	0.054	0.007	0.541
长期的平行名义汇率波动	vol_lpn	6 988	0.063	0.052	0	0.517
短期的官方实际汇率波动	vol_sor	16 149	0.034	0.025	0.002	0.254
短期的官方名义汇率波动	vol_son	16 303	0.028	0.027	0	0.267
短期的平行实际汇率波动	vol_spr	7 190	0.052	0.039	0.000	0.393
短期的平行名义汇率波动	vol_spn	7 229	0.049	0.040	0	0.387
有条件波动	cvol	16 303	0.047	0.021	0.003	0.191
双边贸易量的对数	Itrade	16 238	10.458	3.573	-8.076	20.890
实际的 GDP 乘积对数	Irgdp	16 303	48.296	2.852	37.368	58.356
实际的人均 GDP 乘积对数	Irgdppc	16 303	16.264	1.733	9.160	20.850

表 A16. (续)

总体贸易数据主要变量的相关性矩阵												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) 长期的官方实际汇率波动	1.00											
(2) 长期的官方名义汇率波动	0.96	1.00										
(3) 长期的平行实际汇率波动	0.44	0.52	1.00									
(4) 长期的平行名义汇率波动	0.42	0.51	0.99	1.00								
(5) 短期的官方实际汇率波动	0.38	0.40	0.37	0.36	1.00							
(6) 短期的官方名义汇率波动	0.35	0.40	0.38	0.37	0.97	1.00						
(7) 短期的平行实际汇率波动	0.15	0.12	0.24	0.24	0.31	0.27	1.00					
(8) 短期的平行名义汇率波动	0.12	0.10	0.21	0.21	0.29	0.25	0.99	1.00				
(9) 双边贸易量的对数	-0.32	-0.28	-0.31	-0.31	-0.19	-0.13	-0.22	-0.20	1.00			
(10) 实际的 GDP 乘积对数	-0.20	-0.17	-0.23	-0.23	-0.08	-0.04	-0.16	-0.14	0.76	1.00		
(11) 实际的人均 GDP 乘积对数	-0.35	-0.27	-0.34	-0.33	-0.19	-0.11	-0.30	-0.26	0.61	0.44	1.00	
(12) 有条件波动	0.56	0.57	0.33	0.32	0.32	0.31	0.09	0.07	-0.35	-0.22	-0.36	1.00
总体贸易数据主要变量的汇总统计数字												
	观察值的 数量		平均值	标准偏差	最小值	最大值						
差异产品进口值的对数 (实际价值)	4 667		10.54	3.23	-2.62	17.84						
均质产品进口值的对数 (实际价值)	4 473		9.29	3.08	-4.05	17.08						
进口总值的对数 (实际价值)	9 140		9.93	3.22	-4.05	17.84						
			1975	1980	1985	1990	1995	2000				
差异产品进口值 (百万美元)			187	290	300	538	788	946				
均质产品进口值 (百万美元)			70	138	114	148	165	185				
差异产品占总贸易量的比例			0.73	0.68	0.72	0.78	0.83	0.84				

表 A17. 1975-2000 年分类贸易回归式中使用的国家一览表

阿根廷
澳大利亚
奥地利
比利时
巴西
加拿大
智利
中国
哥伦比亚
丹麦
芬兰
法国
德国
希腊
香港特别行政区
印度
印度尼西亚
爱尔兰
意大利
日本
大韩民国
马来西亚
墨西哥
荷兰
新西兰
挪威
秘鲁
菲律宾
波兰
葡萄牙
新加坡
南非
西班牙
瑞典
瑞士
泰国
土耳其
英国
美利坚合众国

表 A18. 均质产品与差异产品的分类

均质产品	
《国际贸易标准分类》第 4 类 (第一次修订本)	项目
1121	新鲜葡萄酒, 包括葡萄汁
1124	蒸馏酒精饮料
1222	香烟
2517	硫酸盐木浆
3214	煤: 无烟煤、烟煤
3310	石油: 原油和部分精炼油
3321	发动机燃料、汽油和其他轻油
3411	煤气、天然气
5121	碳氢化合物及其衍生物
5122	乙醇/石碳酸/苯酚-醇/甘油
5811	浓缩产品、缩聚产品和加聚产品
6411	新闻纸
6412	其他机制的印刷和书写用纸
6415	机制纸张和纸板, 简单制成品
6516	人造纤维纱线
6732	铁条、铁棒, 或钢条、钢棒, 线材除外
6748	其他 3mm 以下的涂层铁板或钢板
6821	未加工的铜和铜合金
6822	加工过的铜材和铜合金
6841	未加工的铝和铝合金
6842	加工过的铝材和铝合金
7291	电池和蓄电池
差异产品	
《国际贸易标准分类》第 4 类 (第一次修订本)	项目
2432	经过锯、刨等工艺加工的木材——针叶树
5417	药物
5530	香料和化妆品、牙膏等
5999	化工产品和配制品
6291	车辆与飞机用橡胶轮胎和橡皮管
6429	纸浆、纸张或纸板物品
6522	编织棉织品, 灰色除外
6537	无弹性或非橡胶针织品或钩织品

表 A18. (续)

差异产品	
《国际贸易标准分类》第 4 类 (第一次修订本)	项目
6554	涂层或浸渍纺织品和产品
6942	螺母、螺栓、螺丝、铆钉、垫圈等
6952	其他手动工具或机器用工具
6981	锁具
6989	碱金属物品
7114	飞行器, 包括喷气式引擎飞机
7115	非飞行器用的内燃机
7143	卡片或磁带式统计机
7149	办公设备
7151	金属加工机床
7171	纺织机械
7182	印刷和书本装订机械
7184	建筑与采矿机械
7191	加热与冷却机械
7192	泵与离心机
7193	机械操作设备
7195	动力工具
7196	其他非电气类机械
7197	滚珠轴承、滚柱轴承或滚针轴承
7199	机械部件与附件
7222	电路设备
7231	绝缘电线电缆
7241	电视广播信号接收机
7242	无线电广播信号接收机
7249	电信设备
7250	国产电气设备
7293	热阴极电子管、晶体管等
7294	汽车电气设备
7295	电力测量与控制仪器
7299	电力机械与装置
7321	载人汽车, 公共汽车除外
7323	卡车, 包括救护车等

表 A18. (续)

7328	机动车（摩托车除外）的车身和零部件
7331	自行车和其他非机动化车辆，及其零部件
7341	飞行器
7349	飞行气球和飞艇的零部件
7353	船舶，战舰除外
8210	家具
8310	旅行物品、手提包和类似物品
8411	纺织衣服，针织和钩织衣服除外
8414	针织和钩织衣服和衣饰
8510	鞋类产品
8616	照相和电影设备
8617	医疗仪器
8619	测量、控制和科学设备
8624	照相胶卷和已显影的胶卷，不包括电影胶片
8911	留声机、磁带录音机和其他录音机等
8912	留声机唱片、已录制的磁带
8921	印刷图书和小册子
8942	儿童玩具、室内游戏机等
8944	其他体育用品



参考文献（略）