
国际分工新形态、金融市场发展与全球失衡

徐建炜 姚 洋*

内容提要 本文从国际分工的角度考察了全球失衡问题,通过构造一个金融市场-制造业比较优势指标,利用 1990~2005 年 45 个国家的数据进行了系统的计量研究,证实金融-制造业比较优势对于经常账户赤字(盈余)的重要性,一系列稳健性检验支持了我们的主要结论。特别地,我们发现,中国的贸易失衡在很大程度上可以由国际分工新格局加以解释。这一发现对于理解全球失衡和中国的经济增长模式具有重要意义。

关键词 国际分工 金融发展 全球失衡

一 引言

长期以来,中国经济的高速增长伴随着经常账户盈余,且盈余占经济总量的比重不断攀升,2005年之后更是高达 9% 以上。与中国政府担忧巨额盈余相对应的是,远在大洋彼岸的美国政府却在费尽心思消除巨额的经常账户赤字。事实上,这一现象不仅在中国和美国存在,英国、日本、德国也都面临着类似的问题,如图 1 所示。这一问题被统称为“全球失衡”。

* 徐建炜、姚洋:北京大学国家发展研究院、中国经济研究中心 北京市北京大学中国经济研究中心 100871 电话:6275-3103 电子信箱: xujianwei@gmail.com(徐建炜); yyaoc@ceer.pku.edu.cn(姚洋)。

作者感谢 Charles Engel, Deborah J Lucas, 郭凯、卢锋、宋国青、张斌对文章的评论,感谢 University of Wisconsin-Madison 研讨会、北京大学研讨会、中国社会科学院世界经济与政治研究所研讨会、上海发展研究基金会讨论会上诸位与会代表提出的建设性意见。感谢 Chin 和 Ito 在数据上提供的帮助。

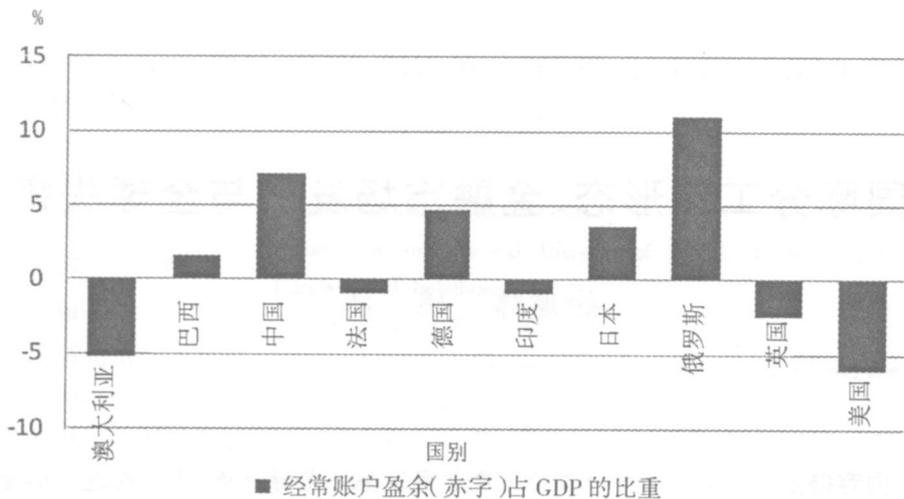


图 1 2006年世界主要国家的经常账户状况

对于全球失衡难题的成因,普遍的看法认为,高(低)消费和低(高)储蓄是造成经常账户赤字(盈余)的根本缘由。但是,消费和储蓄又是由什么因素决定的?为什么有些国家会选择更多的消费,而另一些国家会选择更多的储蓄?学术界存在三种主流的解释:第一种是双赤字说,认为政府的财政赤字意味着更多的政府消费,从而引发经常账户赤字。但是,政府消费往往只占总消费中很小一部分。Backus等(2005)通过检验过去40年内美国、澳大利亚、加拿大、瑞典、瑞士的经常账户赤字与政府财政赤字之间的相关系数,发现二者关系并不明显。第二种是汇率操纵说,认为汇率的非充分调整是导致经常账户失衡的原因。诚然,汇率的低估或者高估会带来经常账户调整的不足,但绝非主要原因。日本和德国都曾经发生过实际有效汇率的快速上升,但结果是经常账户盈余依旧。第三种是经济基本面的解释,认为经济增长率的差异和人口转型是导致全球失衡的根源(Henriksen 2002),较高的经济增长率和较高的人口抚养比刺激国内支出,从而导致经常账户赤字。可是,20世纪80年代美国经济增长率放缓,经常账户赤字仍然持续恶化;而且,美国的抚养比自上世纪70年代以来一直很稳定,经常账户赤字却出现波动。此外,德国和日本的抚养比高于美国,为什么它们却处于经常账户盈余状态?

上述种种关于全球失衡的解释,都旨在分析高(低)消费和低(高)储蓄出现的原因。然而,如果仅仅是政府财政、价格扭曲或者增长率差异所带来的经常账户失衡,其结果必然是暂时性的。最终,收入变化和物价调整会促使经常账户趋于均衡。这显然

与我们观察的事实不符。经常账户能够长期失衡,必然意味着资本与金融账户提供了一种资金长期流入(流出)的缺口。那么,这种缺口究竟缘何产生?

基于这一思考,一些学者提出金融系统的国别差异是产生这种缺口的原因。W ilken(2004)在一个两期模型中证明,一国金融市场的“不完全”程度越高,该国的储蓄也就越高,从而导致全球失衡的产生;Caballeo等(2008)则认为,一国向世界提供资产的能力差异会导致全球失衡;Mendoza等(2009)对上述模型进行推广,认为金融市场的整合会使金融发达国家的储蓄下降,并且更多地向国外借贷,从而诱发长期的全球失衡。在国内研究中,祝丹涛(2008)指出,中国金融系统的低效率使得储蓄转换投资的能力不足,诱发资本与金融账户的逆差和经常账户的顺差;中国经济增长与宏观稳定课题组(2009)则认为,美元的货币霸权是导致全球失衡的重要原因。尽管上述的理论分析逻辑严谨,但在经验证据上却显得苍白无力。Chinn和 Ito(2007)利用全球样本对这一观点进行了检验,发现金融系统的绝对发展水平对于经常账户失衡的影响的显著性并不高。

本文认为,上述各种观点之所以没能获得经验研究的绝对支持,是因为它们仅仅考察金融市场的绝对发达程度,而没有将其与制造业的发展结合在一起。事实上,金融市场发展对于全球失衡的影响是显著的,但是发达程度的界定不是绝对量,而是相对于制造业的发达程度——用本文提出的术语来说,是国际分工新形态下一种基于金融市场比较优势的发达程度。第二次世界大战之后,主要资本主义国家之间形成了实体经济和虚拟经济的新型的分工形态。美国和英国的金融业发达,相对于制造业具有比较优势,而德国和日本这两个重新崛起的大国在制造业方面具有比较优势。因此,资本主义国家所形成的分工就是,美、英等金融强国进口制造业产品,出口金融服务,其表现就是经常项目的赤字;而德、日这两个传统制造业强国以及后起的亚洲四小龙和其他新兴工业化国家出口制造品,进口金融服务,其表现就是经常项目盈余;另外还有传统的石油输出国,它们的经常项目也长期保持盈余状态。以1991年前苏联东欧解体为标志,国际分工进入了新的阶段,主要表现是中国和俄罗斯的加入,中国变成了另一个制造业大国,而俄罗斯变成石油输出国。这种国际分工的新形态正是导致全球失衡的重要因素。本文研究发现,如果将金融市场的绝对发展指标更改为相对制造业的发展指标,结果的显著性大大提高,即便是在更为苛刻的样本和稳健性检验中也能获得支持。

本文的具体安排如下:第二节从一个崭新的视角诠释全球性分工的新进展,指出国际分工所带来的金融市场和制造业的不平衡发展与全球失衡之间的关系;第三节使

用 1990~ 2005 年的跨国数据, 分析国际分工对全球失衡的影响; 第四节讨论东亚经济和美元霸权问题, 指出在剔除这两个因素以后, 本文结论仍然成立; 第五节以上述理论为基础, 对中国的贸易失衡进行解释, 指出这种失衡具有长期性, 不可能仅仅依靠汇率调整就加以解决; 最后一节总结全文, 提出政策建议。

二 国际分工新形态与全球失衡

(一) 理解全球失衡

全球失衡的典型特征是经常账户赤字与经常账户盈余的长期并存。为探索问题之根本, 我们首先看一看 2005 年经常账户赤字和盈余前五位的国家, 如表 1(a) 和 (b) 所示。同样位于发达国家行列, 美国、西班牙和英国临严重的经常账户赤字, 而日本、德国拥有巨额的经常账户盈余。当我们在指责美元霸权或者东亚经济增长方式是全球失衡的导火索时, 又该如何解释这种发达国家内部的差异? 为理解这一点, 需要将经常账户与资本账户同时纳入考察。在不考虑误差与遗漏项的时候, 国际收支平衡意味着:

$$X + K_{in} = M + K_{out} \quad (1)$$

其中, X 是出口, M 是进口, K_{in} 和 K_{out} 分别是资本的流入和流出。移项, 可得到:

$$X - M = K_{out} - K_{in} \quad (2)$$

这就是著名的国际收支恒等式, 即经常账户的顺差 (逆差) 一定意味着资本账户的逆差 (顺差)。

表 1(a) 2005 年经常账户盈余最多的五个国家

| 2005 年经常账户状况 | | |
|--------------|--------------------|-----------------|
| 国家 | 经常账户盈余 (10 亿美元) | 占 GDP 比重 (%) |
| 中国 | 249.9 | 9.4 |
| 日本 | 170.5 | 3.9 |
| 德国 | 150.7 | 5.2 |
| 沙特阿拉伯 | 99.1 | 28.4 |
| 俄罗斯 | 94.3 | 9.6 |

表 1(b) 2005 年经常账户赤字最多的五个国家

| 2005 年经常账户状况 | | |
|--------------|--------------------|-----------------|
| 国家 | 经常账户赤字 (10 亿美元) | 占 GDP 比重 (%) |
| 美国 | 811.5 | 6.2 |
| 西班牙 | 106.3 | 8.7 |
| 英国 | 77.5 | 3.3 |
| 意大利 | 47.3 | 2.6 |
| 澳大利亚 | 41.0 | -5.3 |

如果等式右边没有出现资金流的长期缺口,任何经常账户的失衡都能够实现自我纠正。例如,当一国出现经常账户顺差时,要么收入增加,要么物价水平上升,要么汇率升值,最终都会促使经常账户回归均衡。但是,如果新增的收入流可以长期的放在国外,那么这种经常账户顺差就变成长期现象。

所以,考察经常账户的失衡的时候,必须同时思考资本账户失衡的问题。事实上,国际资本市场的出现,恰好使得顺差国的资金能够在海外获得长期的增值保值,而不能在短期内流回本国,^①这为全球失衡的持续提供了温床。但是,这里强调的资本市场发展是相对于制造业而言的。试想,如果资本市场尚不足以支撑国内制造业的融资需求,又何谈为吸纳他国资金?因此,Caballeró等(2008)以及Mendoza(2009)仅仅从金融发展的绝对水平来思考问题也是欠妥的。应该引起人们关注的是金融市场相对于制造业的不平衡发展,这才是全球失衡长期持续的真正因素。

那么,在经济发展过程中,为什么有些国家的制造业比较发达,而另一些国家的金融市场比较发达?这种不平衡性究竟是由什么因素所导致的?本文认为这恰好是第二次全球化浪潮的国际分工新形态。

(二)国际分工形态的演变

传统的分工理论,一般强调实体经济内部的分工形态。例如,李嘉图根据劳动生产率在不同生产部门之间的差异定义比较优势,解释了贸易的产生;赫克歇尔-俄林进一步将比较优势与劳动生产率的差异追溯至要素密集度,形成著名的H-O模型。但是,所有这些模型都基于实体部门分工的结果,仅仅考虑了国际收支表中的贸易账户。

现代社会生产的不仅仅是制造品,更重要的是服务,其中金融服务更是占了极大的比例。将李嘉图的比较优势理论拓展至一个囊括制造业和金融服务业的情形,可以用于分析国际分工的新形态。具体而言,如果一个国家的制造业生产具有较高的生产率,形成制造业比较优势,那么该国最终会出口制造品;相反,如果一个国家在金融服务业的生产商具有较高的生产率,就会发展金融业,向外输出金融服务功能,吸引资金流入。由于处在制造业比较优势的国家必然同时处于金融市场的比较劣势,产品出口所形成的经常账户顺差就必然与资本外流所形成的资本账户逆差同时并存。换言之,同时考虑制造业与金融服务业的国际分工新形态,恰好为经常账户的长期顺差或逆差提供了产品和资金的双向流动渠道,保证了国际收支恒等式的成立(一个简单的理论

^① 这也就是文献中通常提到的国际投资的“本土偏好”,见French和Poterba(1991)。

模型参见附录 1)。值得注意的是,这里讲的“金融服务业”,更精准的定义应该是“金融市场服务业”,因为现在的国际资本流动绝大多数是通过资本市场完成。在这个跨业经营的时代,即便金融中介也是通过国际资本市场积极地参与跨国间的资本配置,传统的、不涉及国际资本市场的中介功能基本只适用于国内资金的配置。所以,金融市场相对于制造业发展的比较优势,决定着一国的经常账户失衡状况。在附录 2 中,我们深入探讨了这一话题。

接下来,一个很自然的问题便是,究竟是什么决定了国与国之间的生产率在制造业和金融市场服务业之间的相对差异?其中至少有两个要素是重要的。第一,劳动相对成本差异。发达金融市场的一个重要的要素投入便是高学历、高素质的劳动力,而传统制造业随着生产过程的标准化,对劳动力素质的需求已经逐渐下降。考虑到发达国家具有吸引人才的天然优势,不难理解为何全球金融市场会集中在发达国家出现。第二,制度因素。很多文献曾经对制度与金融市场发展之间的关系加以考察,例如 La Porta 等 (1998) 曾经讨论过法律制度与金融市场之间的关系,提出法律制度更健全的国家更有利于保护投资者,从而刺激金融市场的建立。此外,传统信用文化和一国所处的经济发展阶段也会对制造业与金融市场服务业之间的生产率差异产生决定性影响。

从现实层面来看,二战结束之后,美国和英国作为资本主义世界最强大的两个国家,在制造业方面的优势逐渐被德国和日本所取代,如果不能发现新的增长点,就会失去在传统国际分工中的位置。为此,美国和英国着力发展金融服务行业,开始进一步专业化生产“金融产品”,它们的制造业则出现“空心化”现象,形成金融市场的比较优势。传统的制造业大国,如德国和日本,在战争结束后积累了大量的物质资本和人力资本,开始大量生产并向全球出口制造业产品,时至今日,它们的优势集中在高端消费品和高附加值的中间投入品上。相较之下,新兴制造业国家——如中国主要出口低端消费品,比较优势在于廉价且较高素质的劳动力。通过融入世界经济体系,新兴市场国家可以充分发挥其劳动力潜力。以中国为例,2001 年加入世贸组织成为中国经济发展的重要转折点,从 2001 到 2007 年,中国的出口年均增长率达到 28%,而上世纪 90 年代的年均增长率是 15%。中国的巨额外汇储备从入世之后开始迅速积累。石油输出国一直都是石油美元的提供者,它们的石油收入远远超出了进口消费品所需要的美元数量。过去十多年里发生的一个大的变化是,俄罗斯也加入到了石油输出国的行列。无论是传统制造业大国、新兴市场国家还是石油输出国家,它们都具有实体经济比较优势,以第二产业为经济主导,与英美等国形成鲜明对比。

进入 20 世纪 80 年代, 国际分工的新形态不仅没有消失, 反而日趋明显。盎格鲁-撒克逊经济的资本市场发展远远超过其他发达国家, 而制造业的比重却逐年下降。图 2、3 分别描述世界主要国家股票市场市值和制造业增加值占 GDP 比重的变化。这种明显的分工形态的出现, 是全球失衡产生的根源。

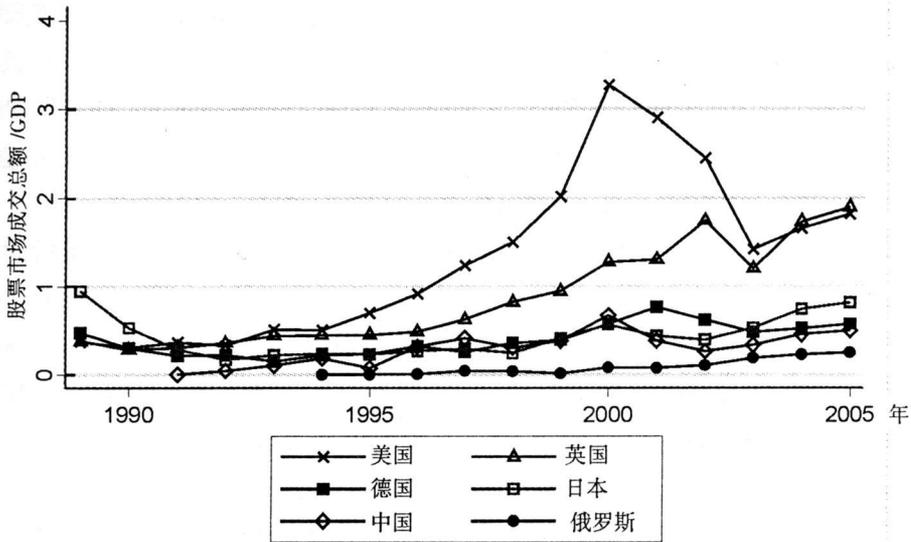


图 2 1989 ~ 2005 年主要国家股票市场的发展状况——市场成交额/GDP

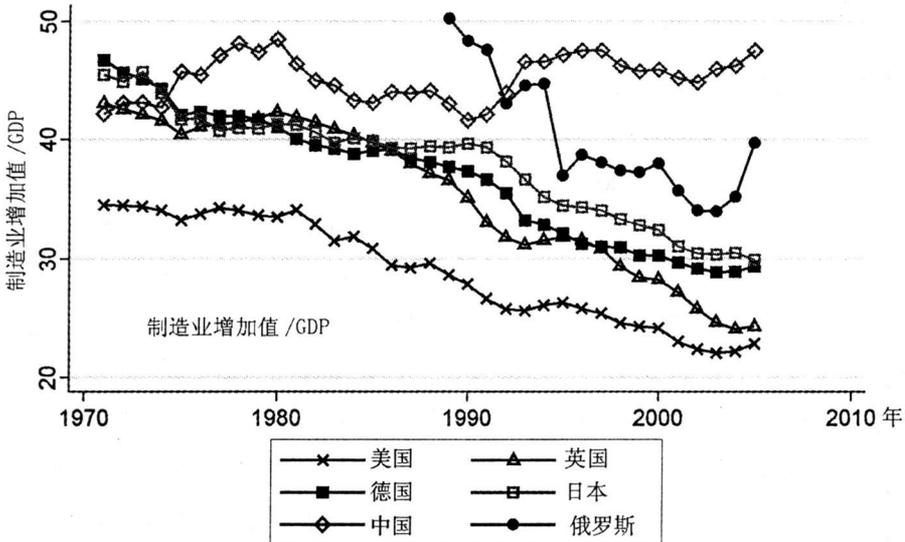


图 3 1971 ~ 2005 年主要国家制造业发展状况——制造业增加值/GDP

三 经验分析

(一) 国际分工新形态的指标

前文的叙述表明, 金融市场相对于制造业的发展程度差异是经常账户能够长期保持顺差(逆差)的重要原因, 一国在国际分工中所处的地位决定了长期的经常账户状况。处在金融市场比较优势一端的国家, 容易出现经常账户逆差; 而处在制造业或者石油生产比较优势一端的国家, 容易出现经常账户顺差。为了更加清晰的证实这一观点, 我们需要进一步的定量研究, 以获取数据的支撑。

构造能够刻画一国比较优势状况的指标, 一个自然的处理办法就是从事后的角度看待金融市场总市值与制造业增加值的相对比例, 参照货物贸易的情形, 定义金融市场-制造业显示比较优势指标(revealed comparative advantage of financial market RCAF)。一般来说, 金融市场的价值可以由股票市场市值、政府债券市场市值和私人债券市场市值三部分组成, 用于衡量一国金融业的发达程度; 而制造业增加值是衡量制造业发达程度的常见选择。因此, 下面的定义可以用来衡量国际分工新形态:

$$RCAF = \frac{\text{金融市场年总市值占 GDP 的比重}}{\text{制造业年度增加值占 GDP 的比重}} \quad (3)$$

这一定义所暗含的假设是, 如果事后观察到一国的金融市场相对制造业的发展更迅猛, 则从事前的角度来看, 金融市场就应该是它的比较优势, 也就是说, 一国的发 展路径是理性选择的结果。站在长期的视角, 这一假设是合理的。根据 45 个经济体 1990~2005 年数据计算, 2005 年世界上最具金融市场比较优势的经济体是香港特区、美国和冰岛。美国和冰岛是 2007 年次贷危机爆发后损失最为惨重的两个国家, 也是被公认为金融服务过度发展的国家; 香港是金融市场高度发达的地区, 依附于祖国大陆, 并没有突出的制造业优势。另一方面, 世界上最不具备金融市场比较优势的国家是印度尼西亚和捷克, 中国排在倒数第七位, 也属于制造业相对发达的国家。所以, 这一指标与普遍的共识是相容的。

尽管这样一个简单的指标具有很强的理论和政策含义, 在研究中却存在两个潜在的问题。首先, 金融市场中包括政府债券市场, 后者是政府财政收入的重要来源之一。根据前面提及的双赤字解释, 政府的财政状况与经常账户失衡有着紧密的联系, 如果将政府债券市场市值纳入研究, 会导致最终估计结果的偏误。所以, 从指标中剔除有关政府融资的因素是合理的。

其次,金融市场总市值即便在短期内也存在剧烈波动,就其变化速度而言,远远超过制造业增加值,这就导致 RCAF 指标的大部分波动可能源自金融市场。我们通过定量方法对此进行考察 (Engel 1993, 1999), 分解出 RCAF 中金融市场总市值和制造业增加值对波动的相对影响力: (1) 假定制造业增加值占 GDP 比重和金融市场总市值占 GDP 比重的序列都服从 AR(1) 过程, 计算不同国家中二者的预测方差, ① 发现在 45 个样本国家的金融市场市值占 GDP 比重的波动幅度都远远大于制造业增加值占 GDP 的波幅; (2) 通过 MSE 分解方法, ② 同样发现 45 个国家的金融市场市值占 GDP 比重的波动都优于制造业增加值占 GDP 比重的波动。显然, RCAF 指标没有能够恰当的衡量出制造业在长期国际分工中的地位。考虑到金融市场中波动最为剧烈、受短期因素影响最大的是股票市场, 所以我们剔除股票市场因素, 仅用私人债券市场的总市值设计指标。

$$RCAF_1 = \frac{\text{私人债券市场年总市值占 GDP 的比重}}{\text{制造业年度增加值占 GDP 的比重}} \quad (4)$$

由于全球私人债券市场市值与股票市场市值的相关性很高, 在 1990~2005 年相关系数达到 0.95, 所以使用这一指标衡量国际分工效应仍然是恰当的。③ 从数据上来看, 金融市场比较优势的排序与用金融市场整体总市值的结果很相似, 美国、冰岛、香港仍然位列最具金融市场比较优势经济体的前茅。制造业相对发达国家的排名虽然有了小的变化, 但是它们整体仍然排在末端。同时, 由于私人债券市场的波动在绝大多数情况下都没有股票市场剧烈, 所以 $RCAF_1$ 指标可以很好的规避上述第二个问题: 当我们同样采用 Engel 的分解方法, 发现私人债券市场市值占 GDP 比重大于制造业增加值占 GDP 比重的国家数量下降到 19 个, 而采用 MSE 分解的数量下降到 30 个。因此, 这一指标很好地平衡了制造业和金融市场的发展。

如果在 $RCAF_1$ 两边取对数, 很容易看出这一指标暗含假定制造业与金融业呈现

① 两个序列可能都存在单位根, 但 Engel(1993) 指出, 单位根检验存在着势很低的问题, 无法区分收敛速度很慢的稳定序列, 所以采用 AR(1) 形式进行预测, 仍然存在合理性。Engel(1999) 所提出的方法, 即这里的方法 2 则通过差分规避了单位根问题。

② Engel(1999) 提出波动分解的两个计算公式, 一是 $fraction_1 = \frac{MSE(x_t - x_{t-n})}{MSE(x_t - x_{t-n}) + MSE(y_t - y_{t-n})}$, 二是 $fraction_2 = \frac{MSE(x_t - x_{t-n}) + mean(x_t - x_{t-n})mean(y_t - y_{t-n}) - cov(x_t - x_{t-n}, y_t - y_{t-n})}{MSE(x_t - x_{t-n}) + MSE(y_t - y_{t-n})}$ 。这里, 为简便起见, 仅考虑一阶差分, 方差按照 Cochrane(1988) 提出的小样本公式进行计算。按照 Engel 的论述, 这两个公式的计算结果在绝大多数情况下不会存在太大差异, 本文采用第一个公式计算。

③ 我们也曾经使用金融市场总市值以及仅剔除政府债券市值的指标考察国际分工对于全球失衡的影响, 结果与利用 $RCAF_1$ —— $RCAF_4$ 的研究基本一致。

一种此消彼长的线性关系,这意味着 $RCAF_1$ 指标暗含假定国际分工的变化意味着金融市场的发展和制造业的发展以一种对数线性的方式此消彼长地进行。也就是说,当国际分工发生变化时,如果金融市场相对发展,那么制造业必然以一种对称的方式相对落后。这种先验的对数线性的假定可能存在问题。尽管我们无法穷尽所有的非对称可能性,但是引入一些特殊的非对称指标,仍然有助于结论的稳健性。因此,设计下面三种指标:

$$RCAF_2 = \frac{\log(\text{私人债券市场年总市值占 GDP 的比重})}{\log(\text{制造业年度增加值占 GDP 的比重})} \quad (5)$$

$$RCAF_3 = \frac{\log(\text{私人债券市场年总市值占 GDP 的比重})}{\text{制造业年度增加值占 GDP 的比重}} \quad (6)$$

$$RCAF_4 = \frac{\text{私人债券市场年总市值占 GDP 的比重}}{\log(\text{制造业年度增加值占 GDP 的比重})} \quad (7)$$

在后面的研究中,我们将以这四种指标作为基准,考察国际分工对于经常账户失衡的影响。由于各国的制造业与金融业相对发展速度不同,很难评价四个指标各自的优劣,所以本文大部分回归模型会对这四个指标同时进行考察。但是,后面我们确实发现, $RCAF_4$ 可能是一个相对于总体样本而言最好的指标。

在进入正式的计量分析以前,我们对 $RCAF_1$ 做一些简单的描述统计分析。从上世纪 90 年代至今,美国金融监管当局不断放松金融管制,货币政策也相当宽松,金融市场逐渐发展,超越制造业成为支撑美国经济增长的核心动力。与此同时,美国经常账户不断恶化,并在 2000 年以后呈加剧趋势。图 4 给出了美国的显示比较优势指标与经常账户逆差的散点图,从中可以清晰地看出,二者呈显著的负相关关系。图 5 的英国显示比较优势指标与经常账户逆差的关系只呈现出微弱的负相关关系(相关系数仅为 -0.035),但是这可能是因为受到极端数据的影响。图中左下方那个点(1991 年的样本)明显和其他点的位置存在显著差异,如果将之去掉,英国的这种负相关关系明显增强(相关系数增加至 -0.37)。可见,随着金融市场显示比较优势越来越大,经常账户的逆差也不断扩大。

这一关系不仅对于逆差国成立,而且对于顺差国也不例外。图 6 绘出了德国的显示比较优势指标与经常账户盈余之间存在负相关关系。德国的制造业相对发展越快,经常账户的盈余也就越多。中国的情况略有例外,如图 7 所示,经常账户盈余与金融市场显示比较优势指标呈正相关关系。但是,这可能是一种伪相关关系。在过去 20 多年里,中国的金融深化使经济的货币化程度加深,但这并不意味着中国金融业的强大。

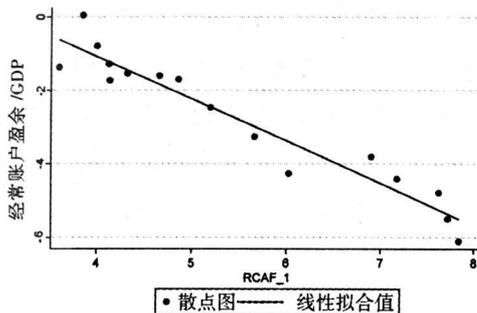


图 4 1990~2005年美国的经常账户盈余率
与 RCAF_1 之间的关系

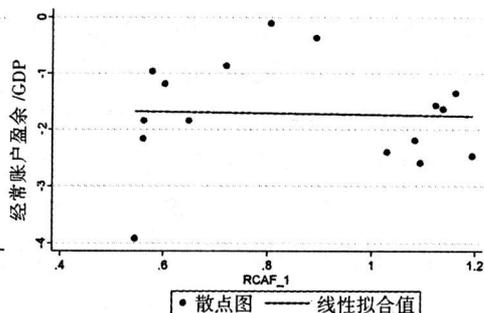


图 5 1990~2005年英国的经常账户盈余率
与 RCAF_1 之间的关系

尽管金融市场的相对比较优势决定着一国的经常账户的长期状态,但不能排除经济增长率、人口结构、汇率低估等因素在短期内的影响。因此我们将控制这些可能影响经常账户状态的因素,采用更加严格的计量经济分析研究金融市场相对比较优势的影响。

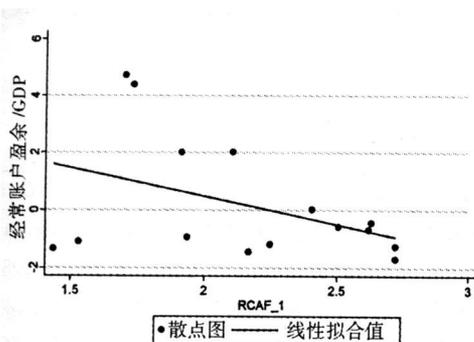


图 6 1990~2005年德国的经常账户盈余率
与 RCAF_1 之间的关系

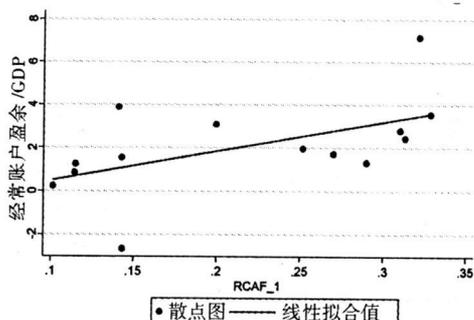


图 7 1990~2005年中国的经常账户盈余率
与 RCAF_1 之间的关系

(二) 面板数据研究

本文所选取的控制变量大部分取自 Penn World Table 世界发展 WDI 指标、FS 数据库、Beck (2006)、Chinn 与 Prasad (2003) 以及 Chinn 与 Ito (2007), 这些文献广泛的考察了影响经常账户失衡的中长期经济因素, 包括政府财政预算盈余率、人均实际收入 (这里的人均实际收入都用 Penn World Table 中 RGDPCH 指标除以 10 计算)、人均经济增长率、人口抚养比、经济开放度、资本管制程度和金融深化程度 (指标选取见附录 3)。Rodrik (2008) 指出, 一国的汇率低估与经常账户盈余之间存在着显著的统计关

系。汇率低估指标是通过各国货币相对于美元的实际汇率对相对人均收入回归所得到的残差项,我们也将这一指标纳入控制变量。^① 汇率制度本身可能是影响经常账户盈余的重要因素,许多政策制定者都指责经常账户盈余国所实施的固定汇率制度,所以我们将 Reinhart和 Rogoff (2004)的汇率制度五分类指标也作为研究的控制变量。^②

至此,我们得到 45个国家 1990~ 2005年的面板数据。为了估算国际分工新形态对经常账户状况的影响,我们对下列方程进行回归:

$$CAR_{it} = \alpha + \beta RCAF_{it} (\text{或者 } \log(RCAF_{it})) + \delta_i + f_t + f_i + u_{it} \quad (8)$$

其中,因变量 CAR_{it} 是 i 国在第 t 年经常项目盈余占当年 GDP 的比例, X 是一系列可能影响经常账户状况的控制变量, f_i 和 f_t 分别是国家和时间虚拟变量。本文所关注的参数是 β , 即金融市场 - 制造业显示比较优势指标对经常账户盈余率的影响。其中,分别考虑 $RCAF_{it}$ 和 $\log(RCAF_{it})$ 两种情况,以控制可能的非线性关系。

首先,考虑在不添加控制变量的情况下对 $RCAF$ 系列指标进行回归。表 2 中给出了回归以后的参数 β 的系数,发现 16 个方程的回归系数全部为负数,其中 12 个显著。这与我们所预测的结果高度一致,即一国的国际分工越是有利于金融市场的发展,那么出现经常账户赤字也就越大。

表 2 不添加控制变量的回归结果

| | $RCAF_1$ | $\log(RCAF_1)$ | $RCAF_2$ | $\log(RCAF_2)$ | $RCAF_3$ | $\log(RCAF_3)$ | $RCAF_4$ | $\log(RCAF_4)$ |
|------|---------------------|----------------------|----------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 固定效应 | -0.769** (0.164) | -0.956*** (0.292) | -2.541*** (0.877) | -1.069* (0.608) | -18.420*** (4.450) | -2.084** (0.574) | -0.134** (0.036) | -0.650** (0.298) |
| 随机效应 | -0.630** (0.155) | -0.306 (0.232) | -0.544 (0.679) | -0.319 (0.500) | -5.856* (3.364) | -1.029** (0.470) | -0.098** (0.033) | -0.089 (0.236) |

说明: *、**、*** 分别表示 90%、95% 和 99% 的置信度下显著,本文下面各表也都如此。

现在,我们将控制变量放入回归中进行研究,参见表 3 和表 4。无论是选择固定效应模型还是随机效应模型,估计值的符号全部与预期相吻合,绝大多数高度显著,说明即便在控制其他所有可能的因素以后,国际分工也确实是导致全球失衡的原因。进一步,我们区分发达国家和发展中国家进行研究,见表 5 和表 6。在发达国家的 16 个估计值中,全部系数都为负,其中 10 个显著,这与之前的结论一致。而对于发展中国

① 我们依照 Rodrik (2008) 的研究,将汇率低估指标全部取对数,这样取值控制在 (-4, 5) 之间,如果大于 0 则表示汇率低估;如果小于 0 则表示汇率高估。

② 我们也曾经使用过 LYS 分类指标 (Levy et al., 2005) 作为控制变量,研究结果没有太大变化。

表 3

控制解释变量的回归结果——固定效应

| | 经常账户盈余 /GDP | | | | | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 模型 I | 模型 II | 模型 III | 模型 IV | 模型 V | 模型 VI | 模型 VII | 模型 VIII |
| $RCAF_1$ | - 0.762** (0.227) | | | | | | | |
| $\log(RCAF_1)$ | | - 1.265** (0.283) | | | | | | |
| $RCAF_2$ | | | - 3.587** (0.849) | | | | | |
| $\log(RCAF_2)$ | | | | - 2.331** (0.567) | | | | |
| $RCAF_3$ | | | | | - 18.660** (4.478) | | | |
| $\log(RCAF_3)$ | | | | | | - 2.501** (0.532) | | |
| $RCAF_4$ | | | | | | | - 0.144** (0.047) | |
| $\log(RCAF_4)$ | | | | | | | | - 1.151** (0.290) |
| 人均实际收入 | - 0.003** (0.000) | - 0.003** (0.000) | - 0.003** (0.000) | - 0.006** (0.000) | - 0.003** (0.000) | - 0.006** (0.000) | - 0.003** (0.000) | - 0.004** (0.000) |
| 财政预算 | 0.021 (0.062) | 0.029 (0.061) | 0.031 (0.061) | 0.014 (0.063) | 0.023 (0.061) | 0.008 (0.062) | 0.020 (0.062) | 0.033 (0.062) |
| 盈余率 | | | | | | | | |
| 人均经济增长率 | - 0.135** (0.049) | - 0.196** (0.050) | - 0.189** (0.049) | - 0.177** (0.057) | - 0.178** (0.049) | - 0.187** (0.056) | - 0.138** (0.049) | - 0.189** (0.050) |
| 人口抚养比 | 0.022 (0.085) | - 0.080 (0.085) | - 0.066 (0.085) | - 0.254** (0.094) | - 0.026 (0.084) | - 0.243** (0.092) | 0.011 (0.085) | - 0.079 (0.086) |
| 经济开放度 | 0.033* (0.013) | 0.039** (0.013) | 0.040** (0.013) | 0.054** (0.014) | 0.039** (0.013) | 0.052** (0.014) | 0.035* (0.014) | 0.040** (0.013) |
| 汇率低估的对数 | 9.649** (1.303) | 10.470** (1.289) | 10.640** (1.298) | 9.996** (1.406) | 10.320** (1.292) | 9.500** (1.395) | 9.767** (1.305) | 10.650** (1.304) |
| 汇率制度 RR 分类 | 0.630** (0.217) | 0.432** (0.214) | 0.453** (0.215) | 0.399* (0.236) | 0.472** (0.214) | 0.388* (0.234) | 0.630** (0.218) | 0.450** (0.215) |
| 金融深化程度 | 0.922 (1.000) | - 0.023 (0.909) | - 0.040 (0.912) | - 0.644 (0.916) | - 0.041 (0.913) | - 0.578 (0.909) | 0.905 (1.016) | - 0.085 (0.914) |
| 资本管制程度 | - 0.340 (0.269) | - 0.069 (0.270) | - 0.113 (0.269) | - 0.157 (0.295) | - 0.187 (0.267) | - 0.151 (0.293) | - 0.343 (0.270) | - 0.097 (0.271) |
| 样本量 | 402 | 402 | 402 | 354 | 402 | 354 | 402 | 402 |
| R ² | 0.417 | 0.432 | 0.428 | 0.473 | 0.427 | 0.482 | 0.414 | 0.425 |

表 4 控制解释变量的回归结果——随机效应

| | 经常账户盈余 /GDP | | | | | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 模型 I | 模型 II | 模型 III | 模型 IV | 模型 V | 模型 VI | 模型 VII | 模型 VIII |
| $RCAF_1$ | - 0.713** (0.205) | | | | | | | |
| $\log(RCAF_1)$ | | - 0.545* (0.253) | | | | | | |
| $RCAF_2$ | | | - 1.392 (0.736) | | | | | |
| $\log(RCAF_2)$ | | | | - 1.115** (0.539) | | | | |
| $RCAF_3$ | | | | | - 9.269*** (3.556) | | | |
| $\log(RCAF_3)$ | | | | | | - 1.450** (0.508) | | |
| $RCAF_4$ | | | | | | | - 0.110** (0.041) | |
| $\log(RCAF_4)$ | | | | | | | | - 0.361 (0.254) |
| 人均实际收入 | 0.003** (0.001) | 0.003** (0.001) | 0.003** (0.001) | 0.002* (0.001) | 0.003** (0.001) | 0.002** (0.001) | 0.003** (0.001) | 0.003** (0.001) |
| 财政预算 盈余率 | - 0.039 (0.059) | - 0.035 (0.059) | - 0.035 (0.060) | - 0.075 (0.062) | - 0.044 (0.059) | - 0.081 (0.061) | - 0.039 (0.059) | - 0.031 (0.060) |
| 人均经济 增长率 | - 0.160** (0.051) | - 0.185** (0.053) | - 0.181** (0.052) | - 0.176** (0.059) | - 0.182** (0.052) | - 0.187** (0.059) | - 0.162** (0.052) | - 0.178** (0.053) |
| 人口抚养比 | - 0.104* (0.054) | - 0.159** (0.056) | - 0.153** (0.055) | - 0.270** (0.076) | - 0.146** (0.054) | - 0.277** (0.074) | - 0.113** (0.054) | - 0.149** (0.056) |
| 经济开放度 | 0.021** (0.006) | 0.022** (0.007) | 0.023** (0.006) | 0.025** (0.009) | 0.025** (0.006) | 0.024** (0.009) | 0.021** (0.007) | 0.023** (0.007) |
| 汇率低估 的对数 | 6.815** (1.172) | 7.152** (1.184) | 7.192** (1.188) | 8.166** (1.357) | 7.271** (1.183) | 7.912** (1.352) | 6.852** (1.178) | 7.071** (1.187) |
| 汇率制度 RR 分类 | 0.789** (0.209) | 0.700** (0.211) | 0.709** (0.211) | 0.627** (0.234) | 0.687** (0.211) | 0.610** (0.233) | 0.794** (0.211) | 0.719** (0.211) |
| 金融深化程度 | 0.376 (0.897) | - 0.428 (0.862) | - 0.443 (0.864) | - 1.236 (0.905) | - 0.411 (0.858) | - 1.177 (0.900) | 0.192 (0.909) | - 0.491 (0.864) |
| 资本管制程度 | - 0.125 (0.248) | 0.005 (0.251) | - 0.015 (0.251) | 0.094 (0.287) | - 0.035 (0.249) | 0.106 (0.285) | - 0.108 (0.249) | - 0.019 (0.252) |
| 样本量 | 402 | 402 | 402 | 354 | 402 | 354 | 402 | 402 |
| R ² | 0.380 | 0.380 | 0.380 | 0.430 | 0.380 | 0.440 | 0.370 | 0.380 |

表 5 添加控制变量后的回归结果——发达国家

| | $RCAF_1$ | $\log(RCAF_1)$ | $RCAF_2$ | $\log(RCAF_2)$ | $RCAF_3$ | $\log(RCAF_3)$ | $RCAF_4$ | $\log(RCAF_4)$ |
|------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 固定效应 | -0.641** (0.165) | -3.116** (0.662) | -8.710*** (1.844) | -7.754*** (1.911) | -44.700*** (8.439) | -8.481*** (1.607) | -0.135** (0.033) | -2.832** (0.692) |
| 随机效应 | -0.810*** (0.151) | -0.168 (0.429) | -0.530 (1.123) | -0.807 (1.507) | -7.378 (5.406) | -0.982 (1.102) | -0.140** (0.028) | -0.003 (0.426) |

表 6 添加控制变量后的回归结果——发展中国家

| | $RCAF_1$ | $\log(RCAF_1)$ | $RCAF_2$ | $\log(RCAF_2)$ | $RCAF_3$ | $\log(RCAF_3)$ | $RCAF_4$ | $\log(RCAF_4)$ |
|------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 固定效应 | 0.409 (1.169) | -0.552 (0.351) | -1.131 (1.082) | -1.621** (0.706) | -2.522 (5.950) | -1.640** (0.677) | 0.112 (0.228) | -0.489 (0.364) |
| 随机效应 | -1.979** (0.721) | -0.755** (0.265) | -2.307*** (0.831) | -1.362** (0.611) | -9.485*** (3.643) | -1.501** (0.566) | -0.347** (0.149) | -0.664** (0.273) |

家, 14个系数都为负, 其中 10个显著。所以, 无论在发展中国家还是发达国家样本中, 国际分工对于经常账户失衡的影响都十分明显。值得指出的是, 系数 β 的绝对值在发达国家样本的估计中明显高于发展中国家, 说明国际分工因素对于发达国家的经常账户失衡的影响高于发展中国家。

对于其他解释变量, 经济增长率、经济开放程度、汇率低估程度和汇率制度 4个指标最为显著。经济增长速度越慢、开放程度越低、汇率低估程度越高、越倾向采用浮动汇率制度, 则越容易出现经常账户顺差。人均收入虽然显著, 但是在固定效应与随机效应模型下的估计结果恰好相反, 无法得出确切的关系。财政预算盈余率与经常账户顺差之间没有显著的关系, 这与 BHLT(2005)的结果相似。人口抚养比的符号虽然和 Henriksen(2002)的判断吻合, 但是结果不显著。考虑到人口抚养比与人均收入之间存在很强的相关性 (Galor, 2005), 这可能是由于变量之间的共线性所致。我们尝试去掉人均收入指标回归, 发现人口抚养比与经常账户之间的负向关系得到明显增强。同 Chinn 与 Ito(2007)的结论一致, 金融深化指标、资本管制指标与经常账户之间并不存在明显的关系, 这在一定程度上证实, 影响经常账户盈亏的并非金融发展的绝对水平, 而只是金融市场相对于制造业发展的相对水平, 后者是长期国际分工的结果。

(三) 稳健性检验

1. 内生性问题

长期看来, 国际分工是相对外生的因素。但是, 侧重短期分析的宏观经济学家也

许会认为,长期的资本账户顺差使得大量资金流入国内,也会导致金融市场相对制造业的繁荣。如果这种判断正确,那么识别问题会使得上面的估计系数不一致。解决识别问题的最佳办法就是寻找工具变量。然而,这是一个相当困难的问题,因为几乎所有的宏观经济变量之间都存在着内生决定的关系。因此,国际经济学研究中常用的方法便是以滞后的解释变量作为工具,对因果关系加以论证。本文在计算 $RCAF$ 时使用的私人债券市值数据是从 1990年开始,寻找直接的滞后变量比较困难。所以,我们考虑用滞后的股票市场市值来计算滞后期的 $RCAF$ 。工具变量的计算方法如下:

$$RCAF_{it} = \frac{\text{滞后期的股票市场年总市值占 GDP 的比重}}{\text{滞后期制造业年度增加值占 GDP 的比重}} \quad (9)$$

$RCAF_{it}$ 衡量滞后期的股票市场相对制造业的发展程度,通过计算 1980~1989 年的股票市场年总市值数据和制造业年度增加值数据,可以计算出 10 个不同的 $RCAF_{it}$ 。由于样本量有限,多个工具变量的 GMM 估计的结果可能并不好。所以,这里只采用其中的一个作为 M 。计算不同年份 $RCAF_{1it}$ 与 $RCAF_{it}$ 的相关系数,发现 1982 年 $RCAF_{1it}$ 与 $RCAF_{it}$ 的相关系数最高,达到 0.42 因此以此作为工具变量,^① 然后进行两阶段回归,同时控制前文所述的所有控制变量。

$$\text{第一阶段: } RCAF_{1it} = \alpha' + \beta' RCAF_{it} + \delta' X_{it} + u_{it} \quad (10)$$

$$\text{第二阶段: } CAR_{it} = \alpha + \beta RCAF_{1it} + \delta X_{it} + f_i + f_t + u_{it} \quad (11)$$

同样的方法,我们可以计算 $RCAF_2$ 、 $RCAF_3$ 、 $RCAF_4$ 相应的工具变量,然后进行两阶段估计。表 7 中的第二列到第五列给出了回归结果,第一阶段的系数高度显著,因此工具变量是有效的,第二阶段的回归结果中全部为负,其中三个显著。与没有使用工具变量的估计结果相比,估计系数 β 的绝对值明显增大,国际分工的效应更为明显。进一步,在第六列到第九列中,我们对 $RCAF$ 系列指数取对数以后重新估计,以此控制非线性关系,结果也类似。

表 7 工具变量回归结果

| | $RCAF_{1it}$ | $RCAF_{2it}$ | $RCAF_{3it}$ | $RCAF_{4it}$ | $\log(RCAF_{1it})$ | $\log(RCAF_{2it})$ | $\log(RCAF_{3it})$ | $\log(RCAF_{4it})$ |
|----------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| β | 0.231*** (0.044) | 0.539** (0.101) | 0.382** (0.091) | 0.184** (0.058) | 0.712** (0.114) | 0.673** (0.151) | 0.570** (0.146) | 0.672** (0.112) |
| β' | -5.572* (3.368) | -4.836* (1.881) | -32.44* (14.370) | -1.219 (0.814) | -1.467** (0.516) | -2.024 (1.262) | -1.869 (1.348) | -1.585** (0.568) |

① 作者也尝试选择 1982 年以外的滞后变量,绝大部分的研究结果都与正文的结论一致。

当然,工具变量法只是一种技术性的解决办法。从发展经济学的角度来看,国际分工与经常账户失衡之间的反向因果关系并不明显,资本的流出或者流入更应该是国际分工新形态的结果而非原因。因此,内生性问题并不严重。

2 稳健性检验之二:长期影响与单位根问题

对于长期现象的经验分析一般采用 3 年或者 5 年的平均数据分析,以剔除短期因素的影响。本文的基准回归采用年度数据,是因为国际分工新形势的变化在 20 世纪 80 年代末才出现较为明显的变化,而我们的数据也是从 1990 年开始,如果再进行多年的平均,样本量损失太大,不能满足估计的大样本要求。但是,这样做也带来两个潜在的问题。

第一,短期内国际资本流动迅速,国际分工指标的分子项可能出现快速变化。虽然采用私人债券市场能够在一定程度上削弱此问题,但也无法保证问题得以完全解决。因此,我们将数据进行 3 年和 5 年平均做估计,结果见表 8^① 在 3 年平均的情形下,系数 β 的符号和显著性支持我们的理论,只是绝对值有所下降,这说明短期因素确实会发生影响。在 5 年回归的情形下,符号仍然与预期一致,但是显著性稍微有所下降。尽管如此,国际分工与经常账户失衡之间负向关系还是非常明显的。

表 8 3 年和 5 年数据平均的固定效应回归结果 (控制其他解释变量)

| | $RCAF_1$ | $\log(RCAF_1)$ | $RCAF_2$ | $\log(RCAF_2)$ | $RCAF_3$ | $\log(RCAF_3)$ | $RCAF_4$ | $\log(RCAF_4)$ |
|-------|----------|----------------|----------|----------------|-----------|----------------|----------|----------------|
| 3 年平均 | -1.170** | -1.457* | -4.315** | -3.737** | -21.010** | -3.767** | -0.261** | -1.336** |
| | (0.236) | (0.603) | (1.661) | (1.247) | (7.381) | (1.146) | (0.053) | (0.617) |
| 5 年平均 | -0.911** | -1.356* | -3.401* | -5.876** | -11.889- | -5.558** | -0.216** | -1.241 |
| | (0.324) | (0.733) | (2.000) | (1.794) | (8.295) | (1.597) | (0.071) | (0.753) |

第二,有关单位根问题。Nelson 和 Plosser(1982)的研究曾经指出,在长期的经济增长过程中,许多宏观变量都存在单位根现象。由于本文的数据是非平衡面板数据 (unbalanced panel data),很难对面板单位根进行直接检验。如果分别对不同国家的年度经常账户盈余率和国际分工指标运用 Dickey-Fuller 检验或者 Phillips-Perron 检验,绝大多数国家的变量都不能拒绝单位根原假设。但是,由于这两种检验的势非常低,本文的年度数据也仅有 16 个,很容易出现过分接受原假设的情形。因此,我们

^① 出于节省篇幅的考虑,下面的分析作者只列出固定效应模型估计的结果 (随机效应模型的结论也没有太大变化)。

无法对是否存在单位根做出准确判断。此外,单位根假说意味着国际分工指标与经常账户盈余率服从随机游走过程,这一点既缺乏理论依据,也没有任何经验研究支持。出于稳健性考虑,我们仍然试图说明这一问题即便存在,也不会影响结论。所以,我们对(8)式进行一阶差分,考察下面的回归:

$$\Delta CAR_{it} = \alpha + \beta \Delta RCAF_{it} + \delta \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \quad (12)$$

如果解释变量或者被解释变量是服从 I(1)过程,那么(12)式的所有变量都具有平稳性,回归的结果见表9。在去掉可能的单位根效应以后,所有的系数符号与基本回归相同,而且符号的显著性非常高。所以,即便是变量存在单位根,也不会改变国际分工对全球失衡的影响。

表 9 一阶差分的回归结果 (控制 X)

| | $RCAF_1$ | $RCAF_2$ | $RCAF_3$ | $RCAF_4$ |
|----------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| 解释变量不取对数 | -0.691** (0.322) | -2.745** (1.358) | -12.010 (7.323) | -0.141** (0.067) |
| 解释变量取对数 | -0.970* (0.446) | -1.228* (0.641) | -1.325* (0.624) | -0.930* (0.458) |

(四)另一种方式的考察

通过构造指标的方式来衡量国际分工效应,其优点在于可以定量的刻画国际分工对于全球失衡的效应,并将之与其他因素所产生的效应大小加以比较。但是,无论指标构造如何巧妙,仍然会存在可能的漏洞,不足以让读者信服。其中最引人争议的一个问题便是,RCAF指标是否充分合理的体现了制造业与金融市场之间此消彼长关系。在此,我们将证明,即使暂时搁置分工指标,也能够证实国际分工效应对于全球失衡的影响。

国际分工效应引起的一个主要变化是:制造业的相对发达容易导致经常账户盈余,金融市场的相对发达容易导致经常账户赤字。所以,如果这一逻辑成立,当衡量金融市场与制造业发达程度的因素都被放在解释变量中,一定有前者的效应为负,后者的效应为正。用计量经济的术语来表达,在下面的回归中,一定有 $\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0$:

$$CAR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{私人债权市值} + \alpha_2 \text{制造业增加值} / GDP + \delta X_{it} + f_i + f_t + u_{it} \quad (13)$$

这里,我们所关心的绝不仅仅是 α_1 的系数,更重要的是 α_2 的系数。任何国家的劳动和资本要素都是在金融行业与实体行业之间进行相互配置,此消则彼长。新形态下的国际分工理论所要讲述的是:影响全球失衡的是相对优势效应,而非绝对优势效

应。所以,如果我们的结论成立, α_1 与 α_2 之间必然符号相反。

估计结果表明, $\alpha_1 = -0.04$, $\alpha_2 = 0.65$, 分别在 5% 和 1% 的水平下显著, 与我们的预测完全符合。进一步, 当我们将私人债券市值占 GDP 的比重取对数重新回归, 发现 $\alpha_1 = -0.89$, $\alpha_2 = 0.63$, 二者在 1% 的水平下都显著, 同时 Wald 检验在 5% 的显著性水平下无法拒绝 $\alpha_1 = -\alpha_2$, 这恰好与前面的 $RCAF_4$ 指标相容。因此, $RCAF_4$ 可能是 RCAF 系列中最好的一个指标。最后, 我们采用更为广义的金融市场总市值 (包括股票市场、政府债券市场和私人债券市场的市值之和) 衡量金融市场发展程度, 替代上面模型中的私人债券市场市值, 同时对其取对数, 此时 $\alpha_1 = -1.52$, $\alpha_2 = 0.64$, 在 1% 的水平下仍然显著。可见, 制造业与金融市场的发展确实会对全球失衡产生相反的影响, 这一点并不会受到指标的设计的影响。由于制造业与金融市场的发展是长期国际分工的结果, 因此, 国际分工是导致全球失衡的重要因素。

四 东亚经济或者美国霸权是否为全球失衡的根源

目前两种流行的观点认为, 东亚经济体的高储蓄率和美元的霸权是导致全球失衡的重要原因。前者则认为, 东亚经济体出口导向的发展模式获取大量的经常账户盈余, 再加上东亚的高储蓄率, 使得低储蓄率的英美各国出现经常账户逆差, 从而诱发全球失衡。后者认为, 美国为谋取自身利益, 源源不断地向世界各国输出美元负债, 在导致全球流动性泛滥的同时, 也使得美国自身背上沉重的债务, 最终酿成全球失衡。在这两种观点的影响下, 许多学者认为, 只要削弱美元霸权、重整国际货币体系或者改变东亚经济的发展模式, 全球失衡就得以治愈。

但是根据本文的观点, 金融市场和制造业的相对发展是长期国际分工的结果, 想在短期内通过改变货币规则或者部分国家的发展模式就使失衡问题得到解决是不可能的。现在的问题在于, 前面的回归中既包括了美元因素, 也有东亚国家样本, 结果很可能受到这两个因素的影响, 从而存在偏误。所以, 要想理清国际分工的影响, 就必须找到一个货币体系规则与东亚经济影响力都很小的样本。

为达到研究目的, 我们利用 1999 年以后加入欧元区的 12 个国家样本,^① 即奥地利、比利时、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、卢森堡、荷兰、葡萄牙和西班牙。由于这些国家都已经使用欧元作为统一结算货币, 相互之间显然没有“货币霸权”问

^① 因为希腊于 2001 年 1 月 1 日加入欧元区, 所以希腊数据的起始点在 2001 年, 其余国家的数据都从 1999 年开始。

题,至少受美元因素的影响已经大大小于整体样本。同时,样本中显然不再包含东亚经济体。所以,如果国际分工因素在这样一个样本中仍然成立,那么推广到全球范围,我们就必须重新审视那些问责东亚经济或者美国霸权的观点。

由于仅仅考察欧元区 12 国内部的的外部失衡问题,出于数据可获取性,我们用贸易失衡代替经常账户失衡(贸易数据主要来自国际货币基金组织的 DOT 数据库)。通过观察数据,发现即便在这样一个欧元区的样本中,“区域失衡”仍然存在。例如,2004 年,在上述国家中,奥地利、法国都处在经常账户赤字状态,而德国有相当的经常账户盈余。进一步,我们发现在 1999~2005 年,上述所有国家的经常账户盈余率都没有随时间发生太大变化,所以这个小样本还有另一个优点,即有助于验证国际分工的横截面效应。

由于样本量非常有限,再加上欧元区国家具有类似的宏观经济状况和制度体系,且不存在任何汇率问题,经济增长率、通货膨胀率和财政状况相似、几乎没有欧元区内部的要素流动管制,所以在回归中不添加控制变量,①结果如表 10 所示。在这样一个小样本回归中,RCAF 指标符号全部为负,而且系数绝大部分显著。这足以说明,国际分工因素能够显著地解释欧元区国家相互之间的“贸易失衡”问题。

表 10 欧元区样本的固定效应回归结果

| | $RCAF_1$ | $RCAF_2$ | $RCAF_3$ | $RCAF_4$ |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| RCAF 不取对数 | - 0.001 (0.004) | - 0.045* (0.019) | - 0.177* (0.103) | - 0.0001 (0.001) |
| RCAF 取对数 | - 0.017** (0.006) | - 0.059** (0.017) | - 0.050** (0.013) | - 0.017** (0.006) |

分析欧元区存在的主要问题可能就在于样本量太小,参数估计一致性的大样本假设难以得到满足。所以,另外一个简单的办法是,直接将东亚各国和美国从样本中剔除,利用其他国家的样本对(8)式进行回归。由于此时样本量大大增加,我们可以进一步控制所有的解释变量,结果见表 11。研究发现,RCAF 指标在没有美国和东亚经济体的样本中仍然符号为负且高度显著。所以,长期国际分工的变化对于全球失衡的影响是稳健的。

① 本文曾经尝试过在欧元区样本中添加控制变量,发现尽管国际分工指标仍然为负数,但是全部的解释变量都变得不显著。导致这些问题的原因,一方面是由于是样本量太小,控制变量过多;另一方面是由于欧元区各国执行统一的政策,控制变量的变异性太小。

表 11 剔除美国与东亚 样本的固定效应回归结果

| | $RCAF_1$ | $RCAF_2$ | $RCAF_3$ | $RCAF_4$ |
|-----------|----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| RCAF 不取对数 | - 0.571 ^{**} (0.190) | - 3.400 ^{**} (0.700) | - 22.380 ^{**} (4.356) | - 0.127 ^{**} (0.0380) |
| RCAF 取对数 | - 1.169 ^{**} (0.227) | - 0.869 [*] (0.500) | - 1.110 ^{**} (0.482) | - 1.115 ^{**} (0.233) |

进一步,如果长期国际分工形态的变化是经济发展中不可避免的,那么东亚经济体选择出口导向型发展道路也是国际分工的结果,是内生决定的。虽然东亚经济体已经从这种分工中获得相当收益,在“全球馅饼”的分配上引起其他国家的不满,但是这种分工模式并不会因为东亚经济的改变而发生变化。即便没有了东亚经济的出口导向,也会有其他国家——可能是东南亚或者非洲国家取而代之,全球失衡也不会因此而消失。同样,美元霸权也是国际分工的另一个极端。在现有的分工模式下,美国获得极大利益,使之成为众矢之的。但是即便没有美国,也会有其他发达国家发展成为具有金融市场比较优势的国家,全球失衡仍然存在。我们要意识到现象背后的分工因素,后者才是导致全球失衡的真正原因。然而,也正是由于分工因素的长期性,才使得全球失衡变成一个难以解决的问题。

五 案例研究: 中国的贸易盈余

中国的贸易顺差问题一直备受争议。本文认为这是由长期的国际分工趋势所决定。图 8 分别列出 1990 年以来美国、英国、德国、法国和日本对中国的净进口占其 GDP 的比重变化情况。从 1990 年开始,美国和英国相对中国的净出口就由正转负,在 1998 年以后下降速度进一步加快。相比之下,德国和法国相对中国的净出口虽然逐渐转为负数,但是下降趋势较缓慢,德国在 2000 年以后的一段时间还相对中国出现贸易顺差。日本在 2000 年以后对中国一直保持着微弱的净出口顺差。这与本文提出的国际分工解释是相容的,德国、法国和日本都是具有制造业比较优势的国家,所以相对中国的逆差不会如此严重;英国和美国是典型的具有金融市场比较优势的国家,恰好与中国处在不同的极端,因此贸易逆差整体趋于恶化。至于为什么在 1998 年以后英美两国的净出口赤字率的恶化趋势会出现跳跃,这其中当然不排除人民币汇率低估的原因。应该看到,同样是面对人民币汇率的低估,1998 年以后的德国和法国没有相对中国出现大幅度的贸易逆差。所以,汇率低估并不能完全解释出现的净出口缺口。

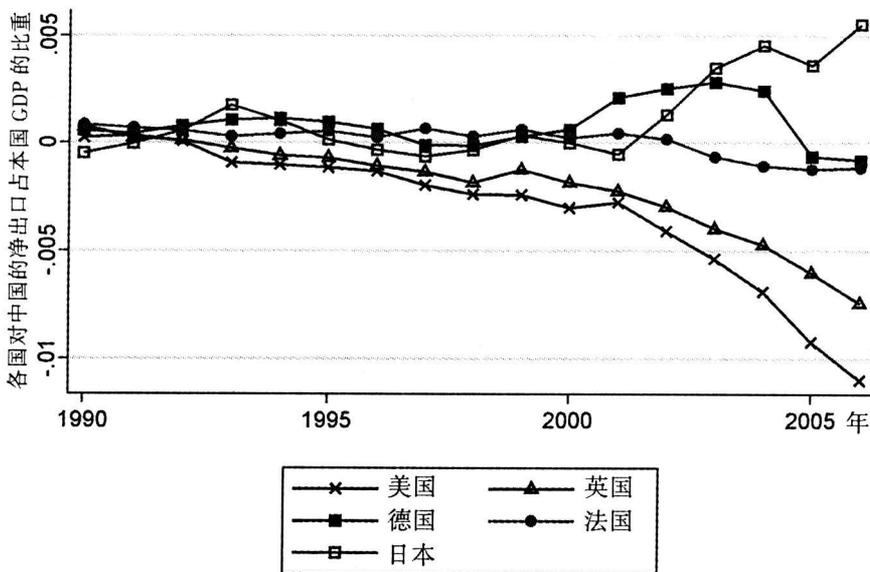


图8 美、英、德、法、日五国对中国的净出口占本国 GDP 的比重:1991 ~ 2006 年

为定量考察,我们以中国为基准,定义其他各国相对于中国的金融市场显示比较

优势指标: $\widehat{RCAF} = \exp[\log(RCAF) - \log(RCAF_{CN})]$ 。通过前面的数据与国际货币基金组织 DOT 数据库,得到 36 个国家(包括主要发达国家与新兴市场国家)1990 ~ 2005 年的对华进出口数据,据此可以估计下面两个的计量模型:

$$\text{模型(1)} TSRC_{it} = \alpha + \beta_1 \widehat{RCAF}_{1,it} + \delta \widehat{X}_{it} + f_i + f_t + u_{it} \quad (14)$$

$$\text{模型(2)} TSRC_{it} = \alpha + \beta_1 \widehat{RCAF}_{1,it} + \delta \widehat{X}_{it} + f_i + f_t + u_{it} \quad (15)$$

其中, $TSRC$ 代表各国相对中国的贸易盈余占各国 GDP 的比重(trade surplus rela-

tive to China),控制变量 \widehat{X}_{it} 都换算成相对中国的变量,具体计算方式见附录 3。模型(1)和模型(2)的估计结果见表 12。

可以看出,国际分工因素能够显著的解释中国的对外贸易失衡。除此以外,经济开放度的系数也非常显著,但是人均收入、财政状况、汇率因素以及经济增长率的影响并不明显。为了进一步弄清国际分工因素在解释中国的贸易失衡上的重要性,我们将 $RCAF$ 指标剔除以后重新做回归,发现回归的 R^2 大幅度下降,只有 0.04 左右。因此,中国之所以积累如此巨额的贸易顺差,与其所处的国际分工地位是密切相关的。

表 12 中国与各国净出口状况的回归结果

| | 各国对华净出口盈余 /GDP | | | | | | | |
|----------------|----------------|------------|------------|------------|-----------|------------|------------|------------|
| | 模型 (1) | 模型 (2) | 模 (1) | 模型 (2) | 模型 (1) | 模型 (2) | 模型 (1) | 模型 (2) |
| $RCAF_1$ | - 0.613** | - 0.685** | | | | | | |
| | (0.0912) | (0.194) | | | | | | |
| $RCAF_2$ | | | - 1.686** | - 0.925** | | | | |
| | | | (0.295) | (0.323) | | | | |
| $RCAF_3$ | | | | | - 1.192** | - 1.281** | | |
| | | | | | (0.297) | (0.295) | | |
| $RCAF_4$ | | | | | | | 0.002 | - 0.427** |
| | | | | | | | (0.002) | (0.152) |
| 人均收入 | 0.002* | 0.002* | 0.002 | 0.002* | - 0.001 | 0.002 | 0.002** | 0.002* |
| | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) |
| 财政预算盈余率 | - 0.029 | 0.018 | - 0.027 | 0.007 | - 0.024 | 0.005 | 0.033 | 0.029 |
| | (0.036) | (0.037) | (0.039) | (0.040) | (0.034) | (0.040) | (0.034) | (0.033) |
| 人均经济增长率 | - 0.033 | - 0.059* | - 0.037 | - 0.044 | - 0.055* | - 0.056 | - 0.029 | - 0.047* |
| | (0.030) | (0.033) | (0.036) | (0.038) | (0.032) | (0.038) | (0.028) | (0.028) |
| 人口抚养比 | - 0.095 | - 0.128 | 0.055 | - 0.069 | - 0.010 | - 0.099 | - 0.040 | 0.114 |
| | (0.100) | (0.107) | (0.120) | (0.124) | (0.105) | (0.122) | (0.094) | (0.100) |
| 经济开放度 | - 0.055*** | - 0.056*** | - 0.050*** | - 0.059*** | - 0.032** | - 0.057*** | - 0.042*** | - 0.037*** |
| | (0.010) | (0.010) | (0.011) | (0.011) | (0.010) | (0.011) | (0.008) | (0.008) |
| 汇率低估的对数 | 0.022 | 0.813 | - 0.072 | 0.837 | - 1.067 | 0.515 | 0.766 | 0.748 |
| | (0.806) | (0.834) | (0.900) | (0.921) | (0.805) | (0.914) | (0.745) | (0.736) |
| 汇率制度 RR分类 | 0.237* | 0.073 | 0.213 | 0.084 | 0.220* | 0.074 | 0.081 | 0.060 |
| | (0.131) | (0.135) | (0.148) | (0.153) | (0.131) | (0.151) | (0.123) | (0.121) |
| 金融深化程度 | 0.408 | 0.192 | 0.010 | 0.024 | 0.190 | 0.113 | - 0.013 | 0.112 |
| | (0.535) | (0.563) | (0.570) | (0.596) | (0.506) | (0.589) | (0.523) | (0.520) |
| 资本管制程度 | - 0.232 | - 0.085 | - 0.269 | - 0.132 | - 0.310* | - 0.130 | - 0.185 | - 0.138 |
| | (0.161) | (0.169) | (0.189) | (0.195) | (0.167) | (0.193) | (0.143) | (0.143) |
| 样本量 | 355 | 355 | 318 | 318 | 318 | 318 | 399 | 399 |
| R ² | 0.264 | 0.187 | 0.256 | 0.189 | 0.414 | 0.212 | 0.124 | 0.142 |

六 结论

国际分工的形态在二战结束后发生了新的变化。一方面,以美国、英国为首的部分发达国家逐渐形成以金融服务为比较优势的经济结构,长期吸引资本的流入;另一

方面,以德国、日本和中国为首的后起之国则形成以制造业为比较优势的经济结构,能够创造远远超过自身消费能力的财富。这种新形态的国际分工,造成了当前的全球失衡问题。

本文的发现对于经济理论和实践都有重大的意义。第一,全球失衡是一个长期问题,虽然孕育着风险和矛盾,但也应该认识其合理性。这种失衡,不可能通过价格水平的自我调整或者短期政策一劳永逸的解决。第二,全球失衡和美元的主导地位可能无关,即使盈余国用自己的主权货币作为国际贸易的结算货币,它们也会把经常账户的盈余转化为美元资产,购买美国的金融服务。第三,解决中国的失衡问题,不仅要关注消费的增加,而且要关注国内金融体系的建设。增强中国金融业的效率可以提高国内资金的利用率,减少国际收支盈余。

参考文献:

中国经济增长与宏观稳定课题组 (2009):《全球失衡、金融危机与中国经济的复苏》《经济研究》第 5 期。

祝丹涛 (2008):《金融体系效率的国别差异和全球经济失衡》《金融研究》第 8 期。

Bakus, D.; Henriksen, E. and Lambert, F. "Current Account Fact and Fiction." Unpublished manuscript New York University, 2005.

Beck, T.; Demirgüç, C. C.; Kunt, A. and Levine, R. *A New Database on Financial Development and Structure (1960–2005)*. World Bank, Revised September 2006, 25.

Caballero, R. J.; Fatas, E. and Mihov, P. O. "An Equilibrium Model of 'Global Imbalances' and Low Interest Rates" *American Economic Review*, 2008, 98(1), pp 358–393

Chinn, M. D. and Ito, H. "Current Account Balances, Financial Development and Institutions: Assaying the World 'Saving Glut'" *Journal of International Money and Finance*, 2007, 26(4), pp 546–569

Chinn, M. D. and Prasad, E. S. "Medium-term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration." *Journal of International Economics*, 2003, 59(1), pp 47–76

Cochrane, John "How Big Is the Unit Root Component of GNP?" *Journal of Political Economy*, 1988, 96 pp 893–920

Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-country Comparison of Banks, Markets and Development* The MIT Press, 2004.

Du, Q. T. and Levchenko, A. A. "Comparative Advantage, Demand for External Finance, and Financial Development" *Journal of Financial Economics*, 2007, 86(3), pp 796–834

Engel, C. "Accounting for US Real Exchange Rate Changes" *Journal of Political Economy*, 1999, 107(3), pp 507–538.

Engel, C. "Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation" *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(1), pp 35–50.

French K. R. and Poterba J. M. "Investor Diversification and International Equity Markets" *The American Economic Review*, 1991, 81(2), pp 222- 226.

Galor O. "From Stagnation to Growth: Unified Growth Theory." *Handbook of Economic Growth*, 2005, edition 1, pp. 171- 293.

Henriksen E. R. "A Demographic Explanation of US and Japanese Current Account Behavior" Unpublished manuscript, Carnegie Mellon University, 2002.

La Porta R., Lopez-de-Silanes F.; and Vishny A. "Law and Finance." *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6), pp 1113- 1155.

Ley-Yeyati E. and Sizenegger F. "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words" *European Economic Review*, 2005, 49(6), pp 1603- 1635.

Mendoza E. G.; Quadrini V. and Rios-Rull J. V. "Financial Integration, Financial Development and Global Imbalances" *Journal of Political Economy*, 2009, 117(3), pp 371- 416.

Nelson C. R. and Plosser C. R. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications" *Journal of monetary economics*, 1982, 10(2), pp 139- 162.

Reinhart C. M. and Rogoff K. S. "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation" *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1), pp 1- 48.

Rodrik D. "The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence." Unpublished manuscript, Harvard University, 2008.

Wilken, P. "Incomplete Markets and Trade" Working paper, Federal Reserve Bank of Boston, 2004.

附录 1: 一个简单的理论模型

这里, 我们利用一个拓展的李嘉图模型, 对正文中的理论进行严格论证。假定经济中只存在一种要素 L (例如劳动、资本或者体制性因素等等), 它可以被用于生产金融产品 F 或者制造业产品 M 。所有国家的消费者都是同质的, 具有 Cobb-Douglas 效用函数:

$$U(c_F, c_M) = c_F^\alpha c_M^{1-\alpha}$$

这里, α 可以被理解为消费者对两期不同产品的时点偏好因子。事实上, 这一设定是两期一般均衡模型中消费者行为设定的简化, 在金融文献中经常出现, 例如 Do 和 Levchenko (2007)。 α 越大, 消费者越偏好储蓄行为从而将资金投入金融产品。将制造业产品的价格 P_M 标准化为 1, 那么金融产品的相对价格即为:

$$p_F = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{c_M}{c_F}$$

假定一国的总人数为 L , 生产者均匀分布在 $[0, L]$ 的区间上, 其中 $[0, \eta L]$ 的部分生产金融产品, $[(1-\eta)L, L]$ 的部分生产制造业产品。如果制造业厂商能够获得 1 单位的在资本融通, 将会采用线性函数进行生产最终品 M 。此时, 1 单位劳动 L 可以生产 R_M 单位产品 M , R_M 是制造业部门的劳动生产率。也即是说, 制造业品的生产函数如下:

$$y_M = \begin{cases} R_M & \text{if } K = 1 \\ 0 & \text{if } K = 0 \end{cases}$$

当制造业部门获得融资并开始生产以后, 边际收益等于边际成本, 因此 $p_M R_M = w$ 。进一步, 假定 $w = 1$ 有 $R_M = 1$ 。

金融部门同样采取线性生产函数, 1 单位劳动可以生产 1 单位的资本, 即 $K = L_c$ 。但是, 金融家必须将资本借给制造业生产者或者从事高风险博弈 (例如投资房地产、股票等资产)。如果投资者的投资成功, 他将获得 R_F 的回报率, 否则将会损失掉这 1 单位资本。进一步, 制造业厂商的生产是安全的, 因此如果金融家将资金借给制造业生产者, 将不存在任何风险, 项目一定成功; 但是, 如果金融家从事高风险博弈活动, 项目的成功概率只有 μ 。因此, 如果 $\eta < 1/2$ 即金融资本供给量小于制造业的金融资本需求量, 金融部门将会把全部的资本都借给制造业生产者; 反之, 若 $\eta \geq 1/2$, 将会有 $2\eta - 1$ 的资本用于高风险博弈。因此, 在金融资本供给过剩 (流动性过剩) 的时候, 金融家的期望回报率是 $R_F [1 - \gamma(\eta)]$, 其中 $\gamma(\eta) = \mu(2\eta - 1)$ 是金融家此时遭遇清算的概率。在利润最大化的时候, 边际收益等于边际成本意味着: 如果 $\eta < 1/2$, $p_F R_F = w = 1$; 如果 $\eta \geq 1/2$, $p_F R_F [1 - \gamma(\eta)] = w = 1$ 。为了进一步简化计算, 标准化 $R_M = 1$, 于是两部门的相对生产率 $R = R_F / R_M = R_F$ 。

总结起来, 一国的生产函数可以表示为 (1) 如果 $\eta < 1/2$, $Y_M = \eta L$, $Y_F = R\eta L$; (2) 如果 $\eta \geq 1/2$, $Y_M = (1 - \eta)L$, $Y_F = R[1 - \gamma(\eta)]\eta L$ 。

现在考虑南方和北方两个国家的贸易, 两个国家的消费者效用函数同质, 两国分别拥有 L^S 和 L^N 的要素, 相对生产率分别为 R^S 和 R^N , 因此 $A = R^N / R^S$ 衡量北方的金融比较优势。下面, 分三类情况讨论。

情况 1: $\eta^N < 1/2$, $\eta^S < 1/2$

由于两国都不存在金融资本即流动性过剩的情况, $p_F R^N = p_F R^S = 1$, 因此 $R^N = R^S$ 。国际贸易后的金融产品与制造业产品的相对价格是:

$$p_F = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{q_M}{c_F} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{Y_M^W}{Y_F^W} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{\eta^N L^N + \eta^S L^S}{R^N \eta^N L^N + R^S \eta^S L^S} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{1}{R}$$

可以看出, 在这种情况下, 参加国际贸易以后的相对价格与不参加国际贸易的相对价格相同。即便对外开放, 各国也不会进行相互贸易, 所以金融比较优势不会影响到均衡产量。

情况 2: $\eta^N \geq 1/2$, $\eta^S < 1/2$

北方国家存在流动性过剩, 南方国家则是流动性不足, 此时均衡条件变化为:

$$\frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{(1 - \eta^N) L^N + \eta^S L^S}{[1 - \gamma(\eta^N)] \eta^N L^N + R^S \eta^S L^S} = \frac{1}{R^N [1 - \gamma(\eta^N)]} = \frac{1}{R^S}$$

很容易即可证明: $\frac{\partial \eta^N}{\partial A} > 0$, $\frac{\partial \eta^S}{\partial A} \begin{cases} > 0 & \text{if } \alpha < 1/2 \\ < 0 & \text{if } \alpha > 1/2 \end{cases}$ 。进一步, 南方国家的贸易盈余 (即北方国家的贸易逆差) 由下式刻画: $Trade\ Balance = Y_M^S - C_M^S = (1 - \alpha) Y_M^S - \alpha p_F Y_F^S$

经过简单的运算, 可以得到: (1) 如果 $\alpha < \frac{(L^N)^2 + 4\eta^S L^S L^N + 4(\eta^S L^S)^2}{2(L^N)^2 + 8\eta^S L^S L^N + 10(\eta^S L^S)^2}$ 或者 $\alpha > 1/2$, 有

$$\frac{\partial Trade Balance}{\partial A} > 0; (2) \text{ 如果 } \frac{(L^N)^2 + 4\eta^S L^S L^N + 4(\eta^S L^S)^2}{2(L^N)^2 + 8\eta^S L^S L^N + 10(\eta^S L^S)^2} \leq \alpha \leq \frac{1}{2}, \text{ 有 } \frac{\partial Trade Balance}{\partial A} \leq 0$$

所以,在绝大多数情况下,北方国家的比较优势增加都会带来南方国家贸易余额增加,即北方国家的贸易余额减少。

情况 3 $\eta^N \geq 1/2, \eta^S \geq 1/2$

南方国家和北方国家都存在流动性过剩,此时均衡条件变成:

$$\frac{\alpha}{1 - \alpha R^N} \frac{(1 - \eta^N)L^N + (1 - \eta^S)L^S}{[1 - \gamma(\eta^N)]\eta^N L^N + R^S [1 - \gamma(\eta^S)]\eta^S L^S} = \frac{1}{R^N [1 - \gamma(\eta^N)]} = \frac{1}{R^S [1 - \gamma(\eta^S)]}$$

可以证明,这种情况南方国家的贸易余额一定满足 $\frac{\partial Trade Balance}{\partial A} > 0$

综上所述,我们得到如下的定理:

定理: 在世界只存在南方国家和北方国家的两国贸易模型中, (1)如果两个国家都不存在流动性过剩,金融比较优势不会影响全球失衡的变化; (2)如果两个国家中只有一个国家存在流动性过剩,那么在绝大多数情况下(如果 $\alpha < \frac{(L^N)^2 + 4\eta^S L^S L^N + 4(\eta^S L^S)^2}{2(L^N)^2 + 8\eta^S L^S L^N + 10(\eta^S L^S)^2}$ 或者 $\alpha > 1/2$),金融比较优势的增加都会导致贸易余额的下降; (3)如果两个国家都存在流动性过剩,金融比较优势增加一定会带来贸易余额的减少。

由于在现实生活中,流动性过剩已经成为常态,以美国为首的发达国家的金融业发展早已脱离实体经济的需求。所以,金融比较优势是当代社会全球失衡出现的重要原因。

附录 2 金融机构还是金融市场

在正文的研究中,我们一直强调金融市场的比较优势作用,而不是如 Caballeo 等 (2009) 一样强调整个金融系统的作用。在此我们将对这一点进行详细的说明和验证。

随着经济发展模式的分化,具有制造业比较优势的国家的企业往往都习惯依赖本国银行系统进行融资,国际金融市场相对不发达。这些国家,即便是需要进行国际资本投资或者海外融资,一般也会选择那些高度发达的国际金融市场。例如,德国和日本都是典型的主银行制度国家,它们的银行系统非常发达,但是它们本国的国际金融市场的活跃程度(相对制造业的发达程度)则不如英美。与之相对应,英美的金融市场十分发达,能够吸引大量资金流入本国,所以大多数企业在筹资时都会首选这些国际金融市场,或者直接进入市场,或者通过金融中介参加金融市场,银行中介的能量相应被削弱。换句话说,资本在全球范围内的配置——表现为资本的流入与流出——几乎绝大部分是通过国际金融市场完成,纯粹的银行中介在全球资本配置中的作用相对弱了许多。所以,真正参与新形态国际分工的是金融市场而非银行中介,在定义国际分工指标中也应该选择金融市场作为分子。

现在,我们通过计量分析对国际分工与金融结构之间的关系进行检验。考虑使用经常账户盈余率对 Demirci-Kunt 和 Levine(2004)所定义的金融结构(financial structure)——金融市场总市值除以银行存款余额进行回归,结果如下:

$$CAR_{it} = -1.21 - \beta FS_{it} + f_i + f_t + u_{it}$$

(0.61) (0.24)

其中, FS 代表金融结构,其值越大,则一个国家更偏向市场主导型。估计结果显示,金融市场相对于金融中介越发达,即一国越偏向市场主导型的金融结构,经常账户出现赤字的可能性也就越高。也即是说,资金通过金融市场在国际间流动才是引发全球失衡的根源。所以,在定义全球失衡时,选择金融市场指标具有合理性。注意,根据本文的分析逻辑,一国的金融结构本身也是长期国际分工的结果,不具有严格外生的特点。所以,这里的回归结果只是表明金融结构与全球失衡之间存在负相关的关系,不代表作者认为二者之间有任何因果关联。^①

附录 3 变量的选取及计算

本文计算 RCAF 指标时,使用的金融市场数据、私人债券市场数据、政府债券市场数据来自 Beck(2006),制造业增加值指标来自最新的 WDI 数据库。

文中被解释变量、各项控制变量指标及相关的出处如下:

经常账户盈余率选自 WDI 数据库政府财政盈余率,选自 WDI 数据库;人均收入选自 Penn Table 6.2 数据库中的 RGDPC 指标;人均经济增长率选自 Penn Table 6.2 数据库中的 GRGDPC 指标;人口抚养比例选自 WDI 数据库;经济开放度选自 Penn Table 6.2 数据库中的 OPENK 指标;资本管制程度选自 Chinn 和 Ito(2007)的数据库;金融深化指标选自 Chinn 和 Ito(2007)的数据库;汇率制度选自 Reinhart 和 Rogoff(2004)的数据库;汇率低估指标计算方法参见 Rodrik(2008)的第一个低估指标,即实际汇率按照 PPP 指数折算。

解释中国贸易盈余的时候,国际分工指标换算为相对指标,计算方法见正文。与此同时,其他解释变量也需要换算为相对于中国的指标,具体计算方式如下:

相对人均收入 = 其他国家人均收入 - 中国的人均收入;相对预算盈余差异 = 其他国家政府盈余率 - 中国政府预算盈余率;相对经济增长率 = 其他国家经济增长率 - 中国经济增长率;相对人口抚养比 = 其他国家人口抚养比 - 中国人口抚养比;相对经济开放程度 = 其他国家经济开放度 - 中国经济开放度;相对汇率低估程度 = 其他国家相对于美国的汇率低估程度 - 中国相对于美国的汇率低估程度;相对汇率制度差异 = 其他国家汇率制度指标 - 中国汇率制度指标。

(截稿:2009年12月 责任编辑:宋志刚)

^① 从技术上讲,没有控制国际分工因素可能会导致估计结果的不一致。但是,本文也曾经尝试添加控制国际分工指标 RCAF, FS 前面的系数符号仍然没有发生改变。