

分报告一

经济下滑背景下的就业形势:判断、预测与滞后风险

摘要:2014年我国经济运行延续了上一年“经济增速继续下滑、就业形势稳中向好”的背离格局,其背后的逻辑就是结构演进,就业在加速从第二产业特别是制造业部门流向服务业、从大中型企业流向小微企业。服务业和小微企业宽厚的就业容量和应对经济冲击的韧性,为结构调整消缓了失业隐患。这种格局在未来一段时间内有望得以延续。基于绝对量测算法和就业弹性估算法两种方法的测算表明,2015年我国经济增速只要维持在7.0%—7.2%之间的相对较低的水平,也能创造1200—1500万的新增就业,就业形势就能基本维持稳定。这是一个短期判断,如果放在一个中长期的视野内,我们对就业形势持谨慎的态度,这是因为当大量劳动力涌向服务业和小微企业时,潜在的风险也在聚集。服务业企业和小微企业并不是万能的,对就业的承载有一个极限。如果经济继续下滑,企业的盈利能力持续下降,一旦跌破某一阈值,就极可能会出现滞后的就业崩溃,服务业企业和小微企业会继工业企业和大中型企业之后加速排斥劳动,失业浪潮会一触即发。理论和实证分析都证明了这种担心。以小微企业为例,当利润率跌破2%时,就可能会达到就业崩溃点。为阻止这种局面的出现,政府需要未雨绸缪,对服务业企业和小微企业进行实质性的扶助,保证其盈利能力维持在一个合理的水平上。

关键词:就业结构 服务业 小微企业 增速预测 滞后崩溃

一、在当前经济下滑背景下我国就业形势独好,数量上稳步增长,结构上正在从第二产业向服务业转移、从大中型企业向小微企业转移,喜忧参半。

(一)2014 年上半年的就业形势

1、总量上延续了逆势增长的特征

上半年经济增速只有 7.4%,但城镇新增就业达到 737 万,完成全年目标的 73.7%。截止 8 月份,城镇新增就业更是一举达 970 万,已基本完成全年目标。城镇登记失业率为 4.08%,比去年同期下降了 0.02%,与全年目标即 4.6%相比,仍有较大的控制余地。虽然发改委 6 月末针对 31 个城市的调查失业率为 5.05%,高于城镇登记失业率,但考虑到登记失业率的覆盖范围及其数据失真问题,二者没有太大的可比性。调查失业率与去年同期基本持平,但在今年年内已经是连续四个月呈下降趋势。中国人力资源市场信息监测中心的监测数据显示,第二季度劳动力市场的求人倍率为 1.11,比去年同期上升 0.04,与上季度基本持平。

2、结构上延续了向非制造业和小微企业转移的趋势

(1)制造业就业吸纳能力不断萎缩

自 2013 年以来,中国制造业 PMI 指数中就业分类指数一直在荣枯线以下,且呈线性下降趋势,2013 年 8 月—2014 年 8 月制造业 PMI 总指数从 51 变为 51.1,但其就业指数从 49.3 直降为 48.2,表明制造业吸纳就业的能力在不断萎缩。

在人工成本不断上升的背景下,很多制造业企业开始裁员,富士康用自动化生产线取代工人。今年海尔、美的、格力等家电龙头企业均实施了裁员计划。

(2)服务业就业增长趋势基本确立,但短期内尚不稳定

近年来服务业就业比重呈加速上升趋势,2013 年达到 38.5%,仅一年时间就增加了 2.4 个百分点。在国内生产总值中,2013 年服务业比重首次超过第二产业,截止 2014 年上半年达到 46.6%。2014 年上半年,服务业增速达到 8.0%,虽然与去年同期相比,降低了 0.3 个百分点,但在三次产业中仍是最快的。从投资增速来看,上半年服务业达到 19.5%,比第二产业高出了 5.2 个百分点。

服务业就业增长主要集中在两个方面:一是以餐饮、住宿、零售等为代表的传统的生活服务业。这可以从 CPI 指数的演变趋势看出来,2012 年上半年,食品价格指数为 6.9%,服务类价格指数只有 0.2%;到了 2013 年上半年,食品指数降为 4.0%,服务类指数上升为 1.4%;2014 年上半年,食品类指数进一步降为 3.4%,服务类指数上升为 2.3%。其中一个重要原因就是,服务业需求压力大。生活服务业是典型的劳动密集型产业,其发展必然带动相关就业。对于这一点,可以从中国人力资源市场信息监测中心的数据看出来,2014 年二季度,劳动力市场用工需求量最大的岗位分别是:保安、餐厅服务员、厨师、营业员、收银员、保险业务员、购销人员等。二是以网络服务、物流、快递为代表的新经济下生产服务业,它们既为生产服务,也为生活服务。淘宝、京东等网络企业崛起催生了大量的此类岗位。它们在近年来成为城镇新增就业的一个重要亮点。

从2014年8月汇丰公布的PMI指数来看,服务业与制造业就业的消长格局仍在延续,制造业就业指数连续10个月下滑,服务业就业指数则在缓慢回升。但对此也不能过于乐观,服务业要取代制造业成为就业核心,还有很长的路要走,此间服务业就业可能会出现较大的震动:首先,服务业本身的发展还不够稳固,上蹿下跳。2014年8月,汇丰服务业PMI指数达54.1,创造了2013年3月以来的新高,而在上个月,它还只有50,可以说,这是一次出乎意料的反弹。今年以来,像这样的大起大落就已经有三次了。服务业发展的不稳定,必然会延伸到服务业就业的不稳定上。仍以PMI就业分类指数为例,尽管2013年以来服务业就业指数连续几个月都在50以上,但从2013年12月开始至2014年6月又连续回落至荣枯线以下,只有2014年3月略高于50,其余5个月均低于50。

世界各国的就业周期都有一个共同特点,那就是,凡在经济不景气的时期,服务业都会得到扩张,8月份服务业的再次突起,也从另一侧面说明,当前经济形势确实是不容乐观的。在这一过程中,服务业本应担当起就业稳定器的功能,但源于中国服务业本身的薄弱基础,服务业发展及其就业扩张,也会呈现出曲折波动的特征,至少在短期内,对其就业承载功能只能持谨慎乐观的态度。

(3)建筑业吸纳了大量就业,但上半年面临较大的挑战

自2013年以来,建筑业PMI指数中就业分类指数一直在50以上,已成为除服务业外承载制造业挤出就业的重要场所,特别是农民工等低端劳动力。

但建筑业就业也遭遇了较大挑战,这主要是源于上半年房地产市场的低迷,2014年上半年,房地产投资实际增速只有13.1%,比去年同期降低7.2个百分点,房屋新开工面积同比减少16.4%,商品房销售面积则萎缩了6%。截止8月份,尽管建筑业就业指数仍维持在荣枯线以上,但与去年相比已呈下降趋势。当然,随着央行放松对首套房贷款利率的限制,下半年建筑业就业有望创出新高。

(4)小微企业就业不断充实,但发展仍有较大的不确定性

2013年底,我国企业总数约1500万家,其中小微企业近1200万家,占比超过了75%。它们是吸纳就业的主要场所,据统计,小微企业的就业吸纳能力是大中型企业的4—5倍,目前70%以上的城镇劳动力和80%以上的农民工都在小微企业中工作。2014年上半年这一趋势仍在延续,随着注册资本向登记制的转变,上半年我国新注册企业就有800万家,其中绝大多数是小微企业。进一步,随着一系列针对小微企业扶持政策的推出,特别是月营业额低于3万元的企业可以免申报纳税等政策的推出,小微企业活力进一步增强,新增了不少就业。

2014年上半年大中型企业发展遇到严重问题,规模以上工业增加值为8.8%,比去年同期下降0.5个百分点,到8月份,则大幅降低至6.9%。大中型企业往往是产能过剩的焦点,结构调整的任务更艰巨,短期内去存货的压力也更大一些。在这一过程中,就会不断地释放出劳动力,今年以来一些龙头企业纷纷裁员,就说明了这一点。这些释放出来的劳动力,就会涌向规模更小的企业。

但小微企业的发展仍有很大的弱质性和不确定性,2014年6月,小企业PMI指数仍处于荣枯线以下,在上个月的基础上又回落了3个百分点,只有48.5%。

另一个值得警惕的问题是,小微企业注册容易看出来,破产不容易看出来,这在当前免申报税的情况下更加突出。因此对小微企业就业仍需密切关注。

(二)对2014年全年就业形势的预测

1、就业形势总体稳定,实现全年目标无虞

鉴于8月份城镇新增就业已基本达到全年目标,再加上以下几点因素,全年就业形势比较明朗:一是三四季度的经济回升,从目前已公布的部分数据来看,8月份大致处于阶段性的谷底,9月份已出现明显的回升迹象。二是房地产松绑政策,特别是首套房利率优惠限制的松动,将刺激房地产发展并带动房地产就业,这是过去一直牵动农民工就业的神经。三是城镇化为农村劳动力创造很多隐性、弹性的就业岗位,比如,修路、填沟、栽树、新农村小区建设等。这从农民工的流向变化可以看出来,2010—2013年,外出务工农民工递增速度不断下降,从5.5%降至1.7%,本地务工的农民工增速则一直维持在5%以上的较高水平上,虽然2013年出现一些回落,但也有3.6%,远高于外出务工农民工增速。四是服务业在波动中螺旋发展,总体趋势是向上的。服务业就业稳定器功能基本正常。

2、劳动供给压力减缓,这将进一步降低就业目标实现的难度

上面是从需求的角度,从劳动供给的角度讲,新增就业压力在缓解:一方面,劳动年龄人口的增长趋势正在逆转。2012年,我国16—60岁劳动年龄人口的数量首次出现下降,比上年减少了345万人。2013年又比上年减少244万,维持在9.2亿左右。另一方面,劳动参与率在持续下降,此趋势自上个世纪90年代以来就已经形成并延续至今。据统计,1990—2010年16岁以上人口的劳动参与率从79.2%降至71.4%,年均降幅约0.4个百分点。19—22岁的敏感年龄段人口尤甚,这与高等教育扩张有很大关系,自2010年以来普通高等学校本专科及高等技术职业学校的在校生规模一直维持在4500万左右,大大缓解了当期就业压力。

另一个要注意的是农民工供给压力也在下降,自2010年以来,农民工增速在不断降低,从2010年的5.4%降至2013年的2.4%,如果与近年来持续出现的招工难、各地不断提高最低工资标准等现象结合起来,这应该不属于需求方面出问题了,而应该是供给出现了收缩。城镇化使农村的生活条件改善,农民补偿也使农户的预算约束软化,再加上要处理拆迁、征地中的诸多问题,很多农民已经放弃外出务工,特别是40岁以上的农民,非农劳动供给意愿开始下降。

3、就业的结构性矛盾依然突出

服务业和建筑业带动的主要是低端就业岗位,所以农民工就业形势尚可,但工业持续下滑使高质量就业岗位流失严重,以大学生为代表的劳动力就业形势还处于低谷。2017年高校毕业生将达到727万,比2013年又多出28万,与往届毕业生叠加将形成800万左

右的就业压力。一方面,工业在不断滑落;另一方面,服务业中生产型服务业又严重滞后,生活服务业和建筑业对其吸纳能力比较低,因此此类劳动力的就业将会出现较大的困难。

生活服务业所带动的就业多为低工资的,这会拉低城镇劳动力的工资增速,从2014年上半年的情况来看,城镇居民收入增速只有7.1%,远低于农村居民9.8%的水平,这一趋势近年来一直在延续,大致是服务业发展的结果。

4、就业的隐患因素依然存在

如前所述,即便是服务业和建筑业的发展也不是线性的,其就业指数经历了剧烈的震动,在结构转型期,服务业尚未成为稳固的就业核心阵地,它仍然需要加以引导和扶持。建筑业就业则在很大程度上取决于政策对行业发展的引导。

另一个隐患则在于小微企业的发展不稳定性,特别是新注册的小微企业究竟能在多大程度上创造就业,能否发挥就业海绵的作用,还需要时间来验证。

二、如果经济继续下滑,企业的盈利水平持续下降,可能会诱发滞后性的就业崩溃。当利润率持续低于某一临界点时,服务业企业和小微企业可能会继工业企业及大中型企业之后出现断崖式的失业。这种滞后的失业风险值得警惕。

(一)服务业企业与小微企业滞后就业崩溃的机理分析

与工业企业和大中型企业相比,服务业企业和小微企业有一个重要特点,那就是组织形式更加灵活,服务业中的街头餐馆、理发店、小旅店、杂货铺;小微企业中的家庭作坊、乡镇工厂,都是典型代表。不少甚至处于灰色部门。

正是由于组织形式灵活,它们不必像正规的工业企业特别是大中型工业企业那样拘泥于劳动监管制度,可以采取多种变通的形式,“船小掉头快”,对经济冲击的适应能力强,当利润下滑时,能通过多种手段进行对冲,比如,在不改变雇佣人数的情况下可以通过压缩每个工人的劳动时长的方式来节约工资开支(Ball, 1966),此即Kumar(1982)所提出的劳动投入的深化调整方式。实践中,很多小微企业在业务不饱和的时候,让工人放假回家,就是一个典型的例子,它实际上让工人与企业主一起分摊了经营风险。但对工业企业特别是大中型工业企业来讲,就很难做到这一点,由于组织形式更为规范,制度也更为僵化,它们一般都执行标准工时制,很难随意削减工人的工时,削减加班时间都会引起工人的反抗,最近重庆富士康员工就因为公司减少了他们的加班时间而进行罢工。^①

与工业企业以及大中型企业相比,服务业企业与小微企业还有另一大优势,那就是工资的柔性。大量的证据表明,工业企业特别是大中型企业一般都是执行标准工资制,鉴于劳动监管的约束,当经济下滑、利润下降时,企业很难按边际原则来随意下调员工工资,于是会出现工资高于边际产出的情况,此时只有通过裁员才能使市场恢复出清,因此很容易将产出下降转化为失业风险。与此相反,服务业企业和小微企业一般都是按边际原则来调整工资,工资具有西方经济学所描述的柔性调节的典型特征,一旦利润下降,工资就会

^① 资料来源:《重庆富士康员工罢工抗议,因加班减少工资低》,凤凰资讯,2014年10月10日。

随之下调,在内部人契约的作用下(丁守海,2009),工人通常也能接受,失业由此得以避免。这种对比大致可以解释为什么在经济萧条时期美国就业会从工业部门向服务业部门转移、从大中型企业向小微企业转移的现象(Baomol, 1967;富克斯,1987)。

今天中国正在发生类似的转移现象,但相较于美国,两类企业的对比可能会更加强烈。这是因为我国于2008年出台了《劳动合同法》,对能监管到的大中型企业进行了更严格的约束,后者在劳动合同签订方面一般都是循规蹈矩,不敢越雷池一步。《劳动合同法》要求企业在劳动合同中必须载明工资标准、构成以及支付方式,这样就把工资晒在了明处,当遇到经济冲击时企业很难通过在工资上做文章来度过难关。但另一方面,我国监管环境又非常松懈,许多小微企业成为监管的盲区,甚至是打一枪换个地方,不签劳动合同也是常有的事(丁守海,2010),它们在工资调整方面具有更大的便利性。这也可以解释,为什么相对于工业企业和大中型企业来说,服务业企业和小微企业能够承受更低的盈利水平(Baomol, 1967;富克斯,1987)。应该讲,低工资与低盈利是相辅相成的。

但是,服务业企业或小微企业对低盈利的承受能力并不是无限的,它只能在一个合理的区间范围内,一旦跌破能承受的极限时,企业将难以维持运行而关张,原来所吸纳的就业就会在一瞬间被抛向市场。这就像一个人,血压可以低一点,生命体征也能大致维持正常,但一旦低于允许的阈值,生命就会受到威胁。

为了系统地阐释上述机理,我们可构建如下的厂商决策模型。

$$\begin{aligned} \text{Min: } C &= rK + wL \\ \text{st: } Q &= AL^a K^b \end{aligned} \quad (1)$$

在上述模型中,为了实现产量 Q ,厂商需投入资本要素 K 和劳动要素 L ,其价格(即利率和工资)分别为 r 和 w , A 为技术因子。 a 、 b 分别为资本和劳动的产出弹性。令 $a+b=\theta$ 。厂商的目的是,在既定产量 Q 下使成本 C 最低。

由(1)式可以解得:

$$L^* = \left(\frac{a}{b}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} A_0^{\frac{\theta}{1-\theta}} \left(\frac{r}{w}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} Q^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (2)$$

此即对应于既定产量 Q ,厂商最优的劳动要素投入量,注意,它是劳动要素投入量而非工人数量。令工人数量为 E ,每个工人的工作时长为 h ,则有:

$$L^* = Eh \quad (3)$$

将(3)代入(2),可以得到最优雇佣量:

$$E = \left(\frac{a}{b}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} A_0^{\frac{\theta}{1-\theta}} \left(\frac{r}{w}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \frac{1}{h} \quad (4)$$

经济下滑会导致两个结果:一是利润率下降;二是产量下降。这究竟会对企业的雇佣量产生怎样的影响呢?下面分两种情况来讨论,并用图1来说明。

情形1:工业企业或大中型企业

如前所述,由于此类企业具有正规的组织形式,同时受到严格的劳动监管,一般采纳

标准工时制和标准工资制,对应于(4)式, w 和 h 都是固定的,而在经济下滑背景下,产量 Q 是下降的,因此雇佣量 E 会减少。换个维度,我们可以从利润率下降的角度来审视这个问题,这要结合图1来进行分析。图1中,每条边际产出曲线 MP_L 都对应一个盈利水平 π 。当经济下滑时,边际产出和利润下降,分别从 MP_{L1} 移向 MP_{L2} 、从 π_1 移向 π_2 。企业按边际原则决定劳动要素的投入量,将利润率 π 和雇佣量 E 通过 45° 线引到第三象限,可得出一条斜向上的曲线 S ,它说明,随利润率下降,雇佣量会逐渐减少。这个过程会一直持续,直到利润率降到某一个阈值 π^* 时,比如信贷资金成本时,企业将难以为继,将整建制地关闭作业单位,如车间、工厂,乃至整个企业,这时就业将出现断崖式的下降,剩余工人被大量甚至全部抛向市场,雇佣量陡降。我们把 π^* 称作就业的崩溃点。

情形2:服务业企业或小微企业

可以采纳非标准的工时制及工资制,对应于(4)式, w 和 h 都是可变的,当经济下滑时,虽然 Q 下降,但可以通过缩短工时、降低工资来减少就业冲击,所以,相对于工业企业和大中型企业来说,就业的下降趋势较为缓和。从利润率下降的角度看,在图1中,利润率—就业曲线变为更平坦的 S' 。更重要地,由于这些企业具有更强的适应性和更多的应对办法,就业崩溃点也会来的更迟一些。比如在利润较低的情况下,小微企业有多种避税甚至是逃税的办法将更大一部分利润留存于企业,而大中型企业缺乏这样的灵活性。所以,同样是2%的利润率,小微企业可能还能过得去,而大型企业可能已经很难熬甚至难以为继。因此,对小微企业来说,只有当利润率降到一个更低的水平时,难以为继的情形才会出现,雇佣量才会出现断崖式的下跌。于是在图1中,就业崩溃点推迟到 τ^* 。

综上所述,我们提出如下的理论命题。

命题1:当利润率下降时,相对于工业企业和大中型企业来说,服务业企业和小微企业的雇佣量会减少的更为平缓一些。

命题2:相对于工业企业和大中型企业来说,只有当服务业企业和小微企业的利润率下降到一个更低水平时,就业才会出现断崖式下降,崩溃点要更迟一些。

(二)基于小微企业滞后就业崩溃的实证检验

由于上述理论命题涉足企业的微观决策问题,要对它进行检验,就必须使用企业的微观调查数据,而《中国工业企业数据库》可以提供这一方面的详细数据,它收录了数万家工业企业的经营数据,包括所属行业、所有制性质、经营规模、经营利润、工资、从业人数等各方面的信息,因此,我们可以利用这一数据库来检验上述命题。当然,由于这一数据库只包括工业企业,而不包括服务业企业,因此,我们只能比较小微企业与大中型企业在利润率下降时的就业变化趋势,而不能比较服务业企业与工业企业的变化趋势。但我们认为,这并不会构成太大的实质性影响,因为实践中相对于工业企业来说,服务业企业一般都是规模偏小的,小微企业居多。小微企业的检验结论也能在相当程度上推广到服务业企业。

为检验上述理论命题,我们构建如下的计量模型。

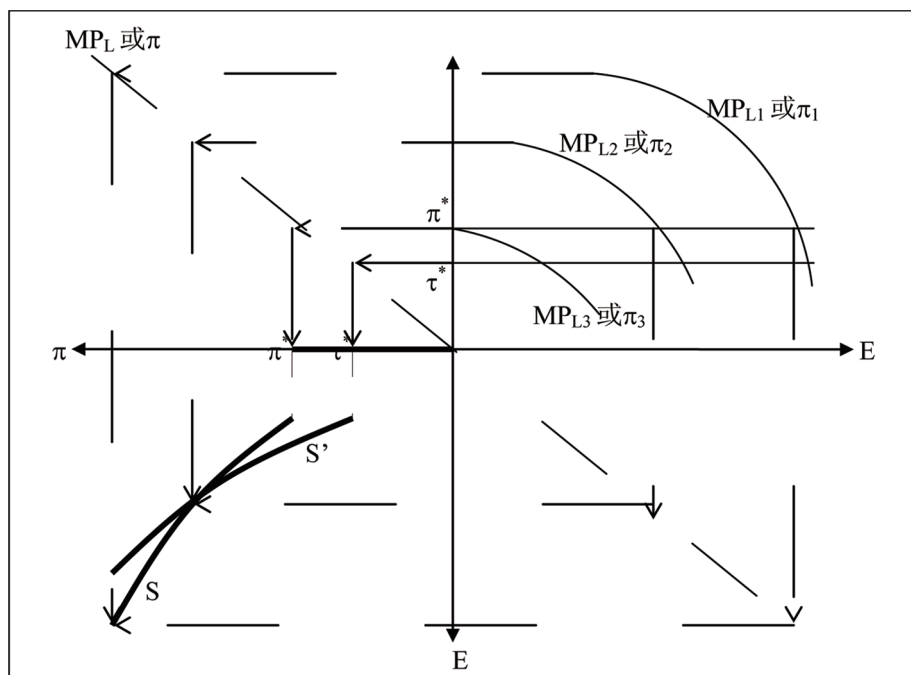


图 1: 利润率下降对不同企业就业影响的机理比较

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} x_{it} + \alpha_2 M_{it} P_{it} x_{it} + \alpha_3 N_{it} P_{it} x_{it} + \sum_{n=1}^{15} \psi_n D_{it,n} P_{it} x_{it} + \sum_{n=1}^{15} \delta_n D_{it,n} M_{it} P_{it} x_{it} + \sum_{n=1}^{15} \lambda_n D_{it,n} N_{it} P_{it} x_{it} + \sum Z_{it} + \mu_i + e_{it} \quad (5)$$

下标 i 和 t 分别代表样本企业和时间。为了更好地反应雇佣量变化的情况,我们将样本锁定于劳动密集型特征最大的制造业企业。另一方面,考虑到自 2004 年民工荒爆发后,随着劳动力条件从无限供给转向有限供给,企业的要素投入行为可能发生了与以往不同的变化,同时也考虑到 2007 年之后《中国工业企业数据库》中的数据偏差较大、可信性较差,我们将时间锁定于 2004—2007 年,这样合计起来,样本容量共有 74.47 万个。

(5)式中,被解释变量为就业增长率,即与去年相比今年从业人数的增长率。为避免年底人数所带来的偏差,我们使用的从业人数为年均从业人数。

为检验利润率下降对企业雇佣量的影响,我们设置了核心解释变量 P ,它是一个哑元变量,当与去年相比今年的利润率下降时,它取 1;否则,取零。其中,利润率 x 为营业利润与销售额的比值。

根据前述命题,在利润率居于不同区间时,利润率下降对雇佣量的影响应该是不一样的,举个例子,当利润率很高时(比如超过 20%),利润率稍微下降一些应该不会对雇佣量造成太大的影响,但如果利润率已经很低了,利润率再下降一些,就可能会逼近就业崩溃点,并对雇佣量造成致命的最后一击。因此我们还要区分出不同的利润率区间,并比较在不同区间上,利润率下降对企业雇佣量的影响。考虑到当利润率越低时企业对利润率变化的反应越敏感,划分的一个基本原则是尽量细化,在 10% 以下的范围内,将利润率以每

1个百分点为分割单位进行分割,当超过10%时,可以认为利润率已经较高,企业对其变化的反应不再那么敏感了,区间分割可以相对粗一些,这时以2个百分点为分割单位进行分割。对应于每个区间,可以设置哑元变量 D_n ,具体情况如下表所示。

表1 不同利润率区间的哑元变量设置情况

利润率	0%—1%	1%—2%	2%—3%	3%—4%	4%—5%	5%—6%	6%—7%
哑元变量	D_1	D_2	D_3	D_4	D_5	D_6	D_7
7%—8%	8%—9%	9%—10%	10%—12%	12%—14%	14%—16%	16%—18%	18%—20%
D_8	D_9	D_{10}	D_{11}	D_{12}	D_{13}	D_{14}	D_{15}

注:为避免多重共线性,将20%以上设为基准组,各D均取零。

同时,为了比较小微企业与大中型企业之间的变化趋势,还要按规模大小对企业进行分类,并设置哑元变量 M 和 N ,按目前惯常的划分标准,对于300人以下的企业,界定为小企业, N 取1, M 取0;对于300—2000人之间的企业,界定为中型企业, N 取0, M 取1;对于2000人以上的企业,界定为大型企业,二者均取0。接下来,我们可以基于上述各哑元变量来构成交叉变量。

在(5)式中各系数的含义是这样的:首先,根据边导原则, α_1 代表基准组(即大型企业,利润率大于20%,且利润率下降时),利润率每下降1个百分点对雇佣量的边际影响。 α_2 代表第二组(中型企业,利润率大于20%,且利润率下降时),当利润率每下降1个百分点时,对雇佣量的边际影响与基准组的差异。 α_3 代表第三组(即小微企业,利润率大于20%,且利润率下降时),当利润率每下降1个百分点时,对雇佣量的边际影响与基准组的差异。 ψ_n 则代表当利润率处于不同区间时,基准组利润率每下降1个百分点时,对雇佣量的边际影响与当利润率大于20%时边际影响的差异。 δ_n 则代表当利润率处于不同区间时,第二组利润率每下降1个百分点时,对雇佣量的边际影响与当利润率大于20%时边际影响的差异。 λ_n 代表当利润率处于不同区间时,当第三组利润率每下降1个百分点时,对雇佣量的边际影响与当利润率大于20%时边际影响的差异。

通过上述稍嫌复杂的组合,我们就可以得出不同组样本利润率下降对雇佣量的边际影响,比如,对于小微企业来说,如果利润率居于5%—6%时,利润率每下降1个百分点对雇佣量的边际影响应该等于 $\alpha_1 + \alpha_2 + \lambda_6$,其余类推。

Z 为控制变量,即可能影响雇佣量的其他因素,主要包括:1、所属地区。我们按东中西三地对企业进行了划分,这主要是考虑到不同地区资源禀赋的差异特别是劳动力资源的差异可能会对企业的要素投入结构产生影响。2、所属行业。显然,在其他条件相同的情况下,不同行业由于资本构成不同,所需雇佣量也是不一样的,比如,偏劳动密集型的行业,劳动投入会更多一些。3、所有制性质。这主要是考虑到国有企业与民营及其他性质的企业,在要素投入偏好上可能存在系统性的差异。4、工资。毫无疑问,不论是从劳动供

给还是劳动需求的角度,工资都会对雇佣量产生影响。用工资总额除以从业人数即可以得到。

μ_i 为截面效应, e_{ii} 为满足白噪声条件的随机扰动项。估算结果如下。

表 2 利润率下降对企业雇佣量的边际影响(%)

利润率区间	大型企业	中型企业	小型企业
1%—2%	11.5	12.6	2.0
2%—3%	9.5	9.1	1.6
3%—4%	10.6	7.7	1.1
4%—5%	8.9	6.6	1.3
5%—6%	10.2	5.4	0.9
6%—7%	7.3	3.7	1.2
7%—8%	7.1	3.5	1.0
8%—9%	3.4	3.5	1.0
9%—10%	3.4	3.4	0.8
10%—12%	3.5	3.1	1.0
12%—14%	2.3	2.7	0.7
14%—16%	2.1	3.1	0.6
16%—18%	2.8	2.0	0.6
18%—20%	1.1	1.4	0.6
>20%	1.6	1.3	0.3

注:对于 1%以下的分组,因为计算时出现较大的异常值而不足信,结果略去。

为了方便识别和比较,我们把上述结果转换到图 2 中,其中,左边的纵轴为大中型企业的利润率,右边的为小型企业的。从图 2 可以看出如下的规律。

1、对大型企业来说,当利润率处于相对高位时,即大于 8%的阶段,利润率下降即已经对雇佣量构成损害,只不过,边际影响还相对较小,大约在 1.1%—3.4%之间。一旦利润率下滑到 8%以下时,利润率的继续下降对雇佣量的冲击一下子开始扩大,达到 7%以上;当利润率下滑到 4%以下时,利润率下降对雇佣量的边际影响接近于甚至超过 10%,这时利润率开始接近于就业崩溃点。

2、对于中型企业来说,演变轨迹与大型企业类似,但对利润率的承受能力似乎要更强一些。当利润率 6%以上的水平时,利润率下降对雇佣量的冲击尚能维持在一个较低的水平,边际影响大约在 1.3%—3.7%之间。当利润率跌破 6%时,边际影响开始放大,突破 5%;当利润率继续下滑到 4%以下时,利润率下降对雇佣量的边际影响开始接近甚至

超过 10%，利润率开始接近就业崩溃点。

3、对小型企业来说，对利润率的承受能力似乎比中型企业又要更强一些。只要利润率维持在 2% 以上水平时，利润率下降对雇佣量的边际影响都能控制在一个相对较低的水平，大约在 1% 以下，这个程度要比大中型企业要低得多，这大致验证了命题 1 的预测。当利润率下滑到 3% 以下时，边际效应开始放大，并上升到 1.6%；当利润率下滑到 2% 以下时，边际影响进一步加速，并达到 2%，虽然与大中型企业相比，这个速度并不算大，但就小型企业自身来说，排斥劳动节奏加快的迹象越来越明显，我们认为这是就业崩溃点到来的前兆。

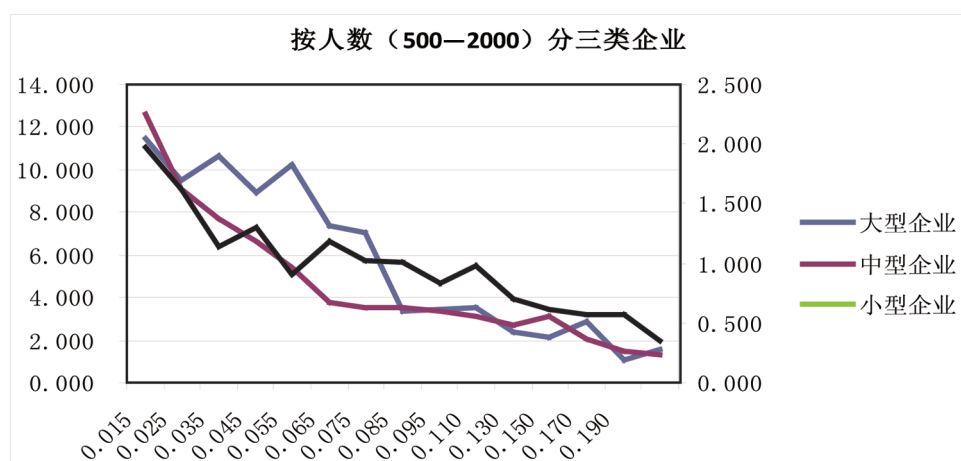


图 2: 不同规模企业利润率下降对雇佣量的影响轨迹

上述结论提醒我们，作为国民经济的重要组成部分，在一个长的萧条周期中，服务业企业和小微企业是很难独善其身的。如果经济持续下滑，会首当其冲地对它们的盈利能力构成冲击，在一定区间内，尚且能支撑住，但越过一定临界点时，它们就自身难保，就业海绵功能戛然而止，并开始加速排斥劳动。实践中，我们所见到的资本主义经济下行过程中服务业企业和小微企业的逆势崛起，通常都是存在于短期波动中的。对于持续的下行周期来说，必将见证它们的就业萧条。

三、基于绝对量估算方法和就业弹性估算法的测算表明，如果 2015 年经济增速维持在 7.0%—7.2% 左右，就能创造出 1200—1500 万的新增就业，就业形势能大体保持稳定。考虑到服务业企业和小微企业的孱弱性，可选择 7.2% 目标。

虽然目前我国的劳动年龄人口增长趋势在放缓，但仍维持较大的基数规模，一般认为，每年新增就业只有达到 1200 万以上，才能满足就业需要。这是预测的基础。为保证估算的稳健性，下面我们将用两种方法来分别进行估算。

(一) 基于绝对量的估算法表明，2015 年经济增速需维持在 7.2% 左右。

这种方法只考虑在现有的产业结构下，非农产业（第二产业和服务业）一个百分点的

增长率能带动多少绝对量的新增就业岗位。具体步骤如下。

1、服务业及第二产业就业带动能力估测

从 2013 年的情况来看,全年新增就业 1310 万,根据我们去年的估算结果,在这里面服务业贡献度大约在 2/3 左右,约为 870 万;第二产业的贡献约为 1/3,即 440 万。2013 年服务业和第二产业的增速分别为 8.3%和 7.8%。根据这些数据就可以大致测算出二者的就业带动能力,服务业每增长 1 个百分点,约能创造 105 万就业岗位,第二产业每增长 1 个百分点则能创造 56 万个就业岗位。

2、对 2015 年保就业的增速下限测算

即便 2015 年结构转型使工业增速进一步放缓,只要服务业维持良好的发展势头,仍按 8.0%以上的速度递增,那么仅服务业就能创造出约 840 万就业岗位,如果忽略第一产业的影响,在 1200 万新增目标下,余下 360 万要靠第二产业来创造,按照上述所估计的参数,第二产业只需维持 6.5%左右的增速即可。

对应于此,全年经济增速应达到多少呢?这要结合三次产业的占比来计算。先看服务业的占比,2010、2011、2012、2013 年占 GDP 的比重分别为 43.2%、43.4%、44.6%、46.1%,到 2014 年上半年又达到 46.6%,依此速度看,2014 年至少能达到 47%,2015 年按 48%计。至于第一产业比重,近年来基本维持在 10%左右,变化不大,2015 年仍按 10%计。余下的 42%应为第二产业比重。

过去三年第一产业增速基本围绕在 4.3%做上下波动,2015 年仍按 4.3%计,那么基于上述三大产业的经济增速及经济占比,可以算出全年经济增速只要维持在 7%以上即可满足 1200 万新增就业需求。具体的计算过程如下表所示。

表 3 2015 年保就业的经济增速下限测算(基于绝对量的方法)

	第一产业	第二产业	第三产业
GDP 占比	0.10	0.42	0.48
经济增速(%)	4.3(设定)	6.5(只要达到)	8.0(假设)
新增就业(万)	——	360	840
合计新增就业(万)	1200		
国民经济增速(%)	7.0		

3、基于就业不确定性的调整

上述数值恰好维持在 1200 万的基本要求,而没有留出余量,还存在很大的不确定性,如前所述,服务业就业还不稳固,小微企业的发展还不稳定,为确保就业目标的实现,就必须留有一定的余地,至少在短期内,不能把赌注完全押在服务业和小微企业身上,工业部门还要有一定的储备,以防不时之需,因此我们建议第二产业增速可适当上调到 7%,对应于此,国民经济增速下限目标要调整到 7.2%,而不必一下子降到 7%。这样,就业才不

会出现大的问题。

(二)基于相对量的估算法表明,2015 年经济增速只需达到 7%即可。

上述方法的缺陷在于,它只考虑到单位经济增长率所带动的就业绝对增量,而没有考虑到相对量的问题。要克服这一问题,可以使用就业弹性来进行估算。就业弹性是指一个百分点的经济增长率所能带动的就业增长率。鉴于二三产业在要素投入结构以及就业弹性方面存在的巨大差异,我们将分别进行估算。

1、第二、三产业的就业弹性估算

就业弹性的估算方法有两种:一是点弹性和弧弹性的方法;二是计量方法。后者虽然精密,但模型设置以及控制变量的引入是一个头疼的问题,一旦有误,就会对估算结果造成巨大影响。最简单的方法也许是最可靠的,这里我们不打算再设置复杂的计量模型,而是直接用点弹性和弧弹性的方法进行估算。但这两种方法也有问题,点弹性方法是用每一年的就业增长率除以经济增长率,如此算来,我们发现不同年份之间甚至相邻两年之间点弹性上下剧烈波动,根本无法把握。就以第二产业为例,2012 年点弹性还是 0.39,到 2013 年就一下子就降为-0.039,我们认为经济现实不应该是这个样子的,因为相邻两年之间经济的要素投入结构不应该发生如此的巨变,至少,它应该有一个渐进的变化过程。为解决这个问题,有人提出用弧弹性方法来进行估算,即用几年时间之内总的就业增长率除以经济增长率,这种笼统的处理方法又掩盖了几年时间内经济结构所可能出现的变化,从本质上讲,它与点弹性方法是一个特点。为解决上述问题,我们打算采取一种折中的估算方法,即首先估算各年的点弹性,然后再参照常规划,分别计算 3 年和 5 年内点弹性的平均值,我们认为,至少在最近一段时间内,这样的就业弹性是可以持续的。基于 2009—2013 年经济增长和就业数据,估算结果如下。

表 4 我国第二、三产业就业弹性的估算值

	第二产业	第三产业
2009 年点弹性	0.259	0.320
2010 年点弹性	0.294	0.187
2011 年点弹性	0.312	0.384
2012 年点弹性	0.391	0.185
2013 年点弹性	(0.039)	0.847
三年平均	0.221	0.472
五年平均	0.243	0.384

2、对 2014 年第二、三产业就业人数的估算

目前能拿到的数字是 2013 年的,第二三产业的就业人数分别为 32170 和 29636 万

人,要估算 2015 年的数字,就必须有 2014 年的基数,它也只能估计。好在 2014 年的经济运行与 2013 年有很大的相似性,比如工业、建筑业面临持续的萧条,而服务业仍在延续独好的景象。因此,2014 年就业仍可能延续 2013 年的演变格局,由此推演,二三产业的就业人数可能分别是 2.31 亿和 3.16 亿。

3、基于就业弹性的估算结果

如果仍延续第一种方法的假设,即 2015 年服务业仍维持较快的增长速度,增速为 8%,同时,第二产业维持在 6.5%的相对较低水平,那么,按三年平均的就业弹性计算,第二三产业的就业增长率将分别为 1.4%和 3.8%,结合 2014 年的就业基数,它们将分别创造新增就业岗位 332 万和 1193 万,合计达到 1524 万,此时经济增长率为 7%。如果按五年平均的就业弹性来计算,第二三产业的就业增长率将分别为 1.6%和 3.1%,结合 2014 年的就业基数,将分别创造新增就业岗位 365 万和 970 万,合计达到 1335 万。此时国民经济增长率仍为 7%。

表 5 2015 年保就业的经济增速下限测算(基于就业弹性方法)

	基于三年平均就业弹性			基于五年平均就业弹性		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
GDP 占比	0.1	0.42	0.48	0.1	0.42	0.48
就业弹性	——	0.221	0.472	——	0.243	0.384
经济增速(%)	4.3(设定)	6.5(假设)	8(假设)	4.3(设定)	6.5(假设)	8(假设)
就业增长率(%)	——	1.4	3.8	——	1.6	3.1
2014 年就业基数(亿)	——	2.31	3.16	——	2.31	3.16
就业绝对增量(万)	——	332	1193	——	365	970
合计新增就业(万)	1524			1335		
国民经济增速(%)	7.0					

不管是 1524 万还是 1335 万,新增就业数量已经在较大程度上超过 1200 万的底限要求,已留出较大的余量,就不必像第一种方法那样再上调第二产业乃至整个经济增速,此时就维持在 7%左右,是大致能满足就业需要的。

结合上述两种方法的估算结果,我们认为,2015 年我国经济增速维持在 7.0%—7.2%之间就能基本维持就业形势的稳定。当然,正如前面所指出的,如果经济再继续下滑,就不能保证就业需要了。只能说,目前离就业崩溃点还有一定的距离,毕竟,前面的分析表明小微企业的就业崩溃点对应的利润率在 2%以下,即处于微利甚至亏损状态。目前需要做的就是提高警惕,严阵以待。

四、综合上述分析,我们得出的基本判断是,目前中国就业形势基本无虞,经济下滑背景下就业形势独好有它存在的合理逻辑,这种逻辑有望得到延续,但随着就业从第二产业

向服务业、从大中型企业向小微企业加速转移,潜伏的风险也不可小觑,如果经济继续下滑、利润率持续下降,当越过一定临界点时,服务业企业和小微企业可能会发生滞后就业崩溃。当然,从目前来看,离这个崩溃点还有一定的距离,在2015年,经济增速下调到7.0%—7.2%左右的水平,尚能保证就业形势的稳定。但经济再继续下滑,就有很大的变数了。从中长期的角度来看,为阻止服务业企业和小微企业可能出现的就业崩溃,需要对它们进行实质性的扶持,使其盈利能力维持在一个合理水平上。

总结一下,本文的主要结论如下:

2014年国民经济发展延续了上一年的格局,出现了经济继续下滑、而就业继续上扬的消长格局,其内在逻辑是结构演变,即就业从第二产业特别是制造业向服务业、从大中型企业向小微企业大搬家。现在这个过程正在加速。

服务业和小微企业宽厚的就业容量和应对经济冲击的良好韧性,为缓冲结构调整所可能带来的就业震荡提供了庇护所,短期内,就业形势仍有望保持强劲,2014年实现全年就业目标已无悬念。当然,劳动力市场中还存在的一些结构性问题,特别是大学生就业问题,这还需通过结构性的方法比如加快生产性服务业的发展来加以解决。一直以来,在我国劳动力市场中,总量矛盾是第一位的矛盾,结构性矛盾是第二位的。至少在短期内,第一位的矛盾还不算突出。

2015年中国就业形势保持稳定的概率较大,测算表明,明年中国经济增速只需维持在7.0%—7.2%之间,就能大致满足劳动力市场的基本需要。

但对于未来的就业形势,我们并不能持盲目乐观的态度,至多只能谨慎乐观,之所以需要保持谨慎,就是因为服务业企业和小微企业还比较孱弱,在短期内将过多的期望寄托于它们,既不现实,也会潜伏着巨大的隐患。服务业企业和小微企业不是万能的变形金刚,在一定时期内对就业的承载能力有一个极限,特别地,它们的盈利能力一般都很低,可以说风雨飘摇。如果经济持续下滑,带动其盈利能力持续下降,一旦越过某一阈值,就会引起就业的滞后性崩溃,它们会继工业企业和大中型企业之后,将劳动力大量地抛向市场,并引发失业风潮。

研究表明,服务业企业和小微企业确实存在某一就业崩溃点,只不过比工业企业和大中型企业要迟一些,以小微企业为例,当利润率大约降到2%以下时,可能会迎来就业崩溃点。当然,目前还没有权威的数据能证明服务业企业和小微企业的盈利能力离这个崩溃点究竟还有多远,从经验判断的角度来看,可能还有一定的距离,但也不会太远,毕竟,实践中这些企业很多都处于弱势。

为此,政府需要加强对服务业企业和小微企业的扶持,从根本上提高它们的盈利能力,只有维持在一个合理的水平之上,才能延缓或避免就业崩溃的出现,才能让它们真正地、长期地担负起国民经济就业海绵和减震器的角色。

参考文献

- [1] Ball, R. , 1966, “Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry”,
Review of Economic Studies, Vol. 33, pp. 179—207.
- [2] Baumol. W. J, 1967, “Macroeconomics of Unbalanced Growth”, American Economic Review,
Vol 57, No 3, pp. 415—426.
- [3] Kumar, R, 1982, “Employment Elasticities and Speeds of Labour Adjustment: The
Implications of Different Estimation Methods for Malaysian Commercial Agriculture and
Forestry”, Journal of Development Studies, Vol. 18, pp. 497—510.
- [4] 丁守海:《中国就业弹性究竟有多大? ——兼论金融危机对就业的滞后冲击》,《管理世界》
2009 年第 5 期。
- [5] 丁守海:《最低工资管制的就业效应分析——兼论〈劳动合同法〉的交互影响》,《中国社会科
学》2010 年第 5 期。
- [6] 富克斯:《服务经济学》(中译本),商务印书馆,1987。

分报告二

反腐败是否拖累了投资增长？

——基于行业异质性的分析

摘要:本文基于腐败对不同行业冲击的差异性,即不同类型行业对腐败依赖程度存在差异,评估了反腐败政策对行业投资增长的影响。假设反腐败对不同行业冲击是存在差异的,与政府交往越密切的行业、较多依赖腐败发展的行业,受到反腐败的影响越大。通过比较反腐前后,不同腐败程度的行业投资增长变化,我们发现,从行业层面看,反腐败对行业投资增长具有积极意义,越是腐败的行业,在反腐败之后,投资增长反而越快。我们的结果从行业投资增长的视角回答了反腐败是否拖累了投资增长。尽管反腐败可能导致企业由于失去了政府保护,在短期内降低投资;但是,投资环境向好变化,导致企业投资成本降低,从而引致投资增加。

关键词:反腐败 行业异质性 投资增长

一、反腐败是否会拖累投资增长？

十八大后，新一届中央领导集体的反腐行动引起国内外的广泛关注。据统计，从2012年12月到2014年8月，中纪委监察部网站上公布的被调查的高级官员达426名^①。作为本届领导集体改革的信号，反腐行动及其成果受到各方热议。反腐败对经济增长的影响，特别是对稳增长的影响引发了一些争议。

关于反腐败如何影响中国的投资增长，存在一些分歧。有观点认为，反腐败对投资增长有负面影响，反腐败使得一些与政府有关的投资活动放缓。例如，反腐败导致从餐饮业到与政府有关的一些服务业都出现一定程度的放缓，从而引发一些投资活动放缓。进一步地，反腐对经济短期冲击还表现在腐败的“润滑剂”作用的消失。反腐浪潮的高涨，短期造成在经济效率和过度管制之间起润滑剂作用的腐败寻租活动大幅下降，这也可能导致投资增长下滑。

与担忧反腐败会对经济增长产生负面影响相比，一些学者也纷纷指出，反腐败有利于推动中国经济长期健康增长。韦森认为，在中国明清时期，以及在19世纪的美国，均出现过腐败泛滥与经济高速增长并存的格局。但是，中国明清时期的腐败最后导致了王朝衰落，而美国则在后来逐渐克服了政府官员腐败的问题(韦森，2014)^②来自现实数据的一些观察认为，没有迹象显示GDP的增长会成为反腐的牺牲品(彭博经济学家)。来自公共支出和基础设施投资的增长证明，中国反腐行动或许不会成为造成经济失速的罪魁祸首。财政部部长楼继伟在第六轮中美战略与经济对话期间举行的记者会上表示：“所谓反腐造成中国经济增长减慢，这是个伪命题”。

给定上述关于反腐败如何影响投资增长存在争议，立足反腐败与经济增长之间的关系，本报告试图利用严格的计量方法，从行业投资的视角，深入评估反腐败对投资增长的影响，着重考察反腐败如何影响中国投资增长。进而，更加深刻认识反腐行动对中国经济领域的深刻影响。

报告结构安排如下：第二部分从理论层面讨论反腐败与投资增长的关系；第三部分描述十八大前后中国投资增长趋势的变化；第四部分报告本文的研究结果。最后是结论和政策建议。

二、反腐败影响投资的正效应和负效应

投资增长是中国经济增长的重要动力来源。考察反腐如何影响中国的投资增长。需

① 中纪委反腐成绩单 <http://news.sohu.com/s2014/2832/s395957637/index.shtml>

② 经济增长必然导致腐败吗？中国新闻周刊

要比较反腐影响投资的正效应和负效应。正效应在于,反腐败净化了企业的投资环境,导致企业投资成本下降从而推动投资增长。负面效应在于,反腐败可能打击官员做事的积极性,而中国增长模式下官员的积极性下降将损害投资增长。

1、正效应:反腐败将促进投资增长

腐败是指为了谋求私利而不恰当地运用公共权威。腐败被看做阻碍经济发展的重要因素。大量的研究讨论了腐败的起因与经济后果。研究表明:腐败是对市场机制本身的侵蚀。反腐败有利于创造良好的投资环境,降低企业投资成本,促进投资增长。魏德安(2014)指出,从来就不存在所谓的"良性腐败",腐败一定会阻碍经济发展;腐败行为必然将随着经济发展而深化,如不管控,将深入政府和经济的肌体骨髓,最终引发体制崩溃和社会动荡。因此,反腐败将有利于长期投资增长。

2、负效应:反腐败导致投资增长下滑

在中国经济增长模式的背景下,受到反腐败影响,一些地方政府和企业投资可能明显下滑。其一,很多与腐败相关的企业投资项目被中止;反腐败导致局部官员出现"只要不出事,宁愿不做事",地方官员投资积极性下降,投资增长可能随之也会下滑。投资增长的推手,地方政府推动的投资可能下降。其次,中纪委打虎营造的高压态势叠加预算内资金支出变得更加严格,使得地方政府有钱"不敢花","花不出去"。

相关的一个例子是,中国大规模反腐运动已影响到中国企业的海外并购,使得今年上半年中国对外投资大幅减少,逆转了近10年的增长态势。根据美国传统基金会(Heritage Foundation)的数据,截至今年6月底,中国企业在海外并购和绿地项目(greenfield projects,意指全新项目)方面的支出总额为390亿美元,低于去年同期的460亿美元。该基金会密切追踪中国的投资流动^③。

三、投资描述:反腐败前后不同类型的投资增长趋势分析

最近几年,中国投资增长出现了几个新特点。这主要表现在:

(一)中国投资增长速度显著放缓。改革开放以来,中国实现了年均10%左右的经济增长,取得了世界经济发展史上的增长奇迹。投资对驱动中国经济增长具有重要意义。然而,2008年金融危机后,伴随着中国经济结构转型,投资对经济增长的驱动作用日益减弱。图1显示,单位GDP中的固定资产投资比重不断升高。这意味着为了创造一单位GDP耗费的投资比重不断增加,或者投资对经济增长的拉动作用不断减弱。此外,在金

^③ <http://www.heritage.org/research/projects/china-global-investment-tracker-interactive-map>

融危机前,单位 GDP 投资占比与 GDP 增速呈现正相关,同时增加;在金融危机后,单位 GDP 投资占比仍在升高,但经济增长速度显著下降。

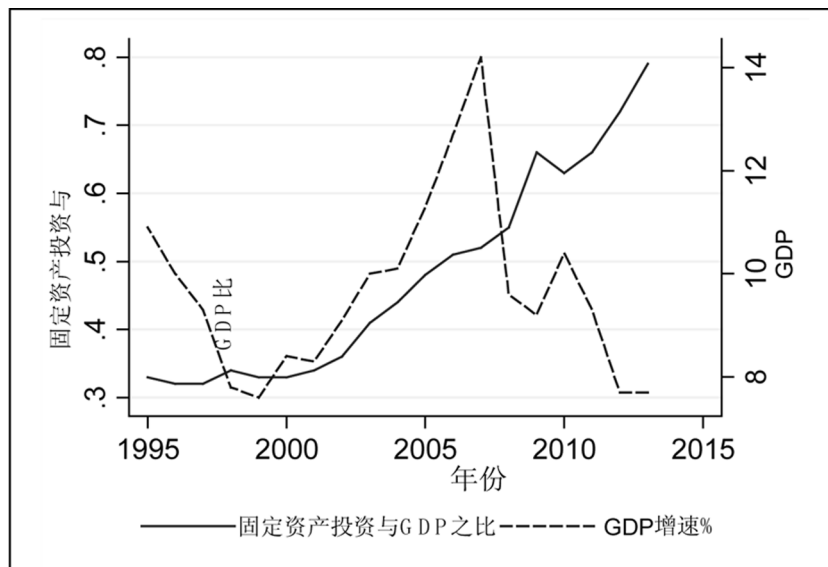


图1 中国的投资增长与经济增长

图1实际上暗示,中国投资的边际收益呈现明显的递减趋势。图2显示,投资增速显著下降。从2011年2月到2014年8月,固定资产投资增速从高点约25%左右下降到16%左右,在三年左右的时间里,下降了约9个百分点左右。我们试图回答,这种趋势性下降是否与反腐败有关系。我们认为,趋势性下降主要是投资的边际回报率递减引起的,而与反腐败关系不大。我们还发现,反腐败在一定程度上刺激了投资增长。

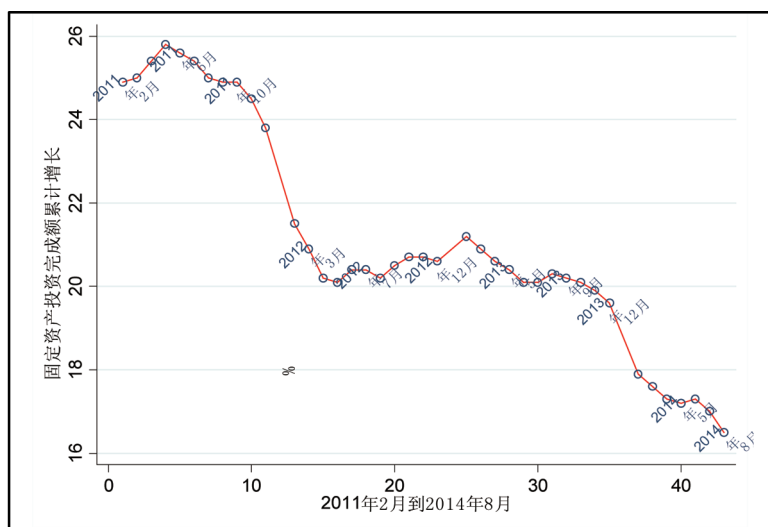


图2 固定资产投资(不含农户)增速变化

(二)中央项目和地方项目投资增速存在差异。十八大后,中央项目投资增长保持稳定,但地方投资项目增速显著放缓。图4描述了地方投资与中央投资之比。截止2013年,地方投资约为中央项目投资的14倍。地方投资在全部固定资产投资中占有重要位置。地方投资增速下降显著抑制了投资增长,进而也将影响经济增长。图5比较了国有与私营投资增速,从趋势上看,两者具有共同趋势。

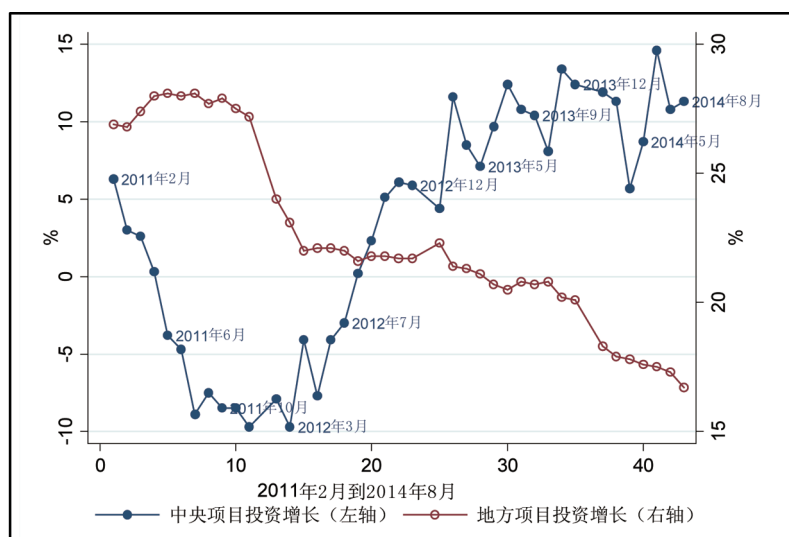


图3 中央与地方投资项目增速比较

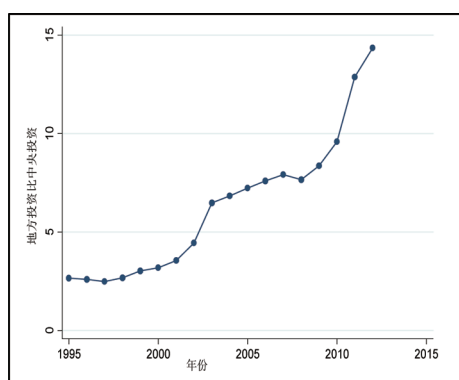


图4 地方项目投资与中央项目投资之比

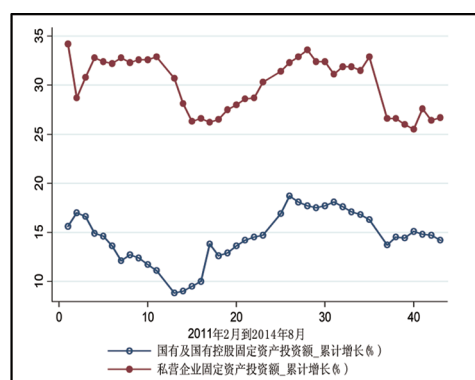


图5 国有与私营投资增速对比

(三)不同地区投资增速变化差异较大。虽然最近两年投资增速呈现总体下降趋势,但在不同省份表现出不同的特征。图6描述了不同地区月度累计投资增速变化趋势。有些省份,例如北京,山东和内蒙,投资增速波动较小;而有些省份投资波动变化较大。突出的例子是黑龙江省月度投资变化。2014年一季度黑龙江省固定资产投资负增长25.9%。

黑龙江的例子也说明,投资可能受到反腐败的影响,因为占规模以上工业比重在 50% 左右的大庆油田出现了多年来从未有过的负增长。大庆油田的负增长可能与反腐败有关系^④。

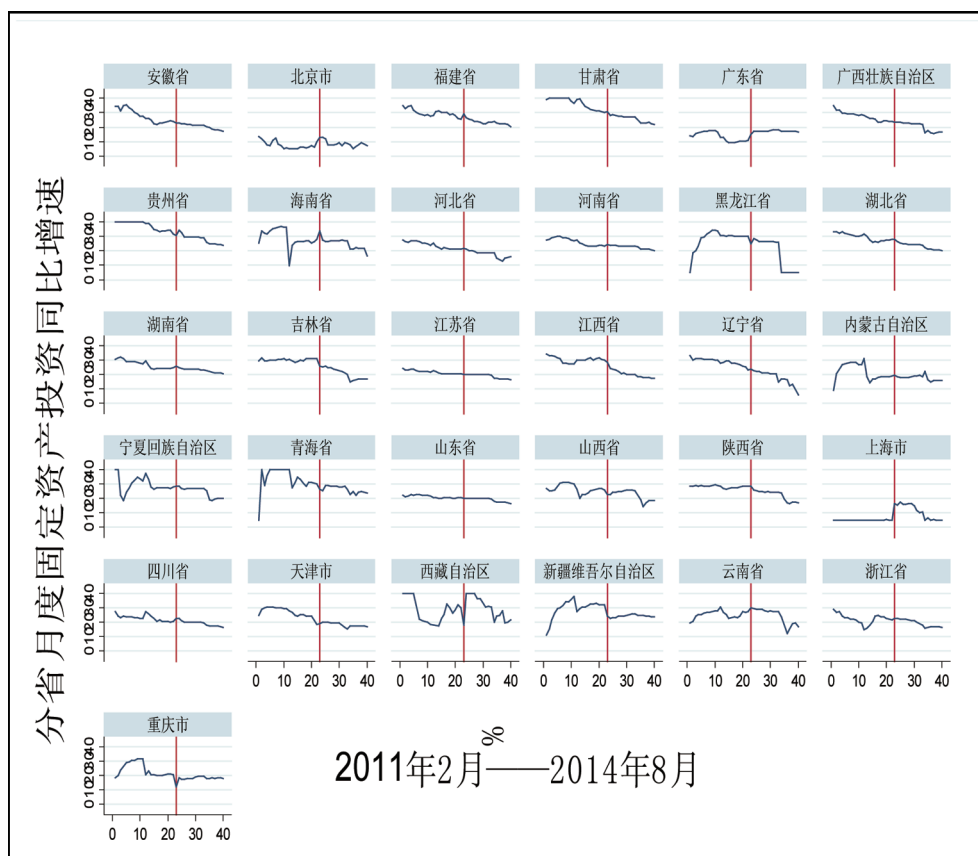


图 6 不同地区投资增速变化

(四)不同行业投资增速变化存在明显差异。然总体投资增速呈下降趋势,但不同行业投资增速仍然存在差异。图 7 描述了制造业中 30 个不同行业投资增速变化^⑤。我们发现,设备制造业(代码 24)和废弃资源综合利用(代码 30)在十八大之后增速显著回落;而食品制造,家具制造和金属制造业(代码依次 3,10,22)在十八大前后投资波动较小,在反腐力度增大之后投资增速甚至呈现一定上升趋势。

④ 2014 一季度黑龙江省实现地区生产总值 2650 亿元,同比增长 4.1%,全国排名几乎垫底。也有分析指出,能源产业占经济结构比重过高、国内若干领域产能过剩、地方工业企业竞争力不强等几方面是主要原因。

⑤ 代码 1 表示制造业总体投资增速变化。

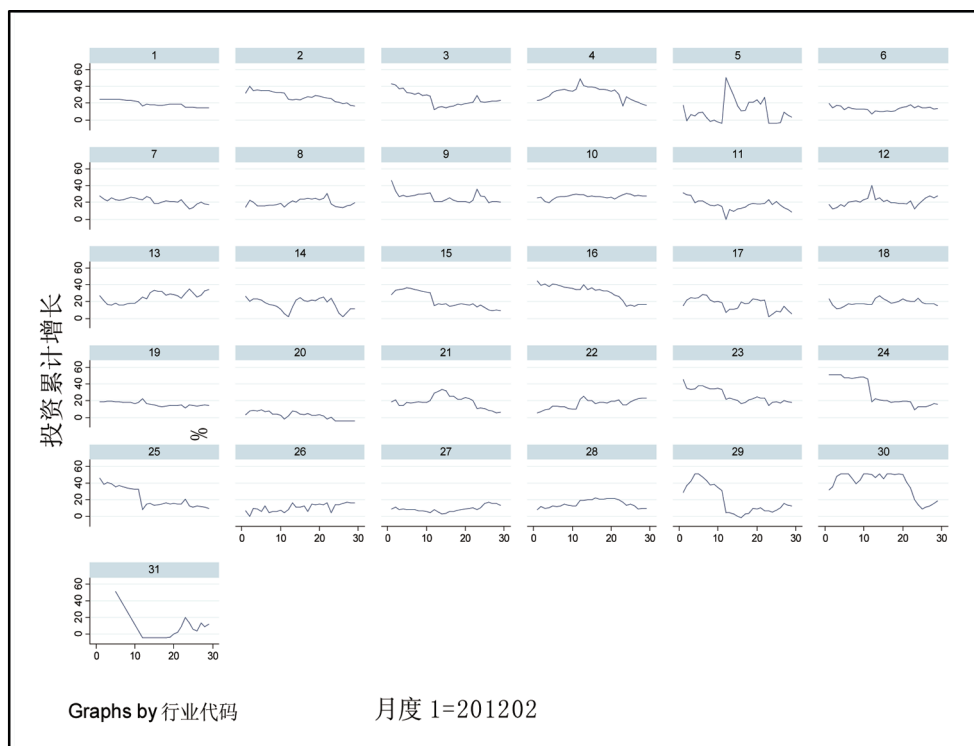


图7 制造业中不同行业投资增速变化

四、反腐败是否拖累了投资增长

1、识别策略：如何估计反腐败是负效应还正效应

首先,考虑存在两种类型的行业 A 和行业 B。假设行业 A 投资过程中存在较为严重的腐败问题,而行业 B 企业投资腐败成分较少。那么反腐败将导致行业 A 投资大幅度下降。那么可以对比 A 和 B 行业在反腐败前后投资变化,进而考察反腐败的影响。假设 Y_A 和 Y_B 分别表示国企和民企的投资增长。考虑两个时期,反腐之前和反腐之后,分别记做时期 0 和时期 1,对应不同时期行业 A 的投资增长分别为 Y_{0A} 和 Y_{1A} ,行业 B 的投资增长分别为 Y_{0B} 和 Y_{1B} 和,那么我们预期: $E[Y_{1A} - Y_{0A}] < E[Y_{1B} - Y_{0B}]$ 。

对于行业 A 而言,正如一些学者指出腐败是经济的润滑剂(聂辉华,2013)。一些企业可能利用腐败,绕开管制从事某种类型的投资,而一旦腐败受到抑制,可能提高了这些类型企业的投资成本,导致部分企业投资下降。我们假设两种类型的行业,一种是和政府密切相关的企业,另一种是和政府联系不太密切的企业,对腐败的变化的反映不敏感。那么我们会观测到两种类型企业在腐败变化前后,投资增长的差异存在显著变化。进一步

地,在行业层面,不同行业对腐败的敏感性存在差异。有些行业与政府密切相关受到腐败活动的影响较大。那么在反腐败后,这些行业投资成本下降较大,那么行业投资增长会更明显。

理论上,反腐在范围上会对所有行业投资增长产生冲击,但反腐败对给定某个特定行业投资增长的冲击,主要受到该行业腐败程度的影响。对于那些腐败程度较低的行业,反腐败对该行业投资增长的冲击较小,而对腐败程度较高的行业,反腐败的冲击则较大。我们的研究使用不同行业对反腐败反应程度的截面变化形成处理组和控制组,进而分析反腐败对行业投资增长具有正效应还是负效应。我们预测,如果腐败是一种润滑剂,反腐败导致这种润滑剂突然失效,则可能导致投资增长突然下滑,反之,如果反腐败净化了企业投资环境,腐败程度较深的行业则可能实现较快的投资增长。这种考察因果关系的思想类似 Rajan and Zinglase(1998)年研究金融发展对经济增长的影响,即考虑到金融发展和经济增长之间可能存在互为因果关系。他们考察金融发展对不同行业投资和增长的影响。由于不同行业对金融发展的依赖程度不同,金融发展对更依赖金融的行业影响会更大,进而估计金融发展的因果效应。

2、不同行业腐败程度的异质性

为了考察反腐败在行业层面对投资产生的冲击,我们首先需要考察不同行业腐败程度的差异,进而我们预期腐败程度越高的行业受到反腐败的冲击应该越大。由于腐败通常是违法活动,通常很难使用客观数据测度腐败。现有研究较多利用主观调查衡量各国的腐败程度。例如,跨国的腐败指数数据就是根据主观调查对腐败的感受,进而形成腐败指数。但是主观调查形成的腐败指数可能存在一些偏差(Bertrand and Mullainathan, 2001)。最近也有一些文献利用审计数据和实验数据度量腐败(Olken, 2006, 2007; Bertrand et al., 2007)。在构造行业腐败指标时,我们借鉴 Cai 等(2011)的企业腐败指标指标,以企业在娱乐和差旅花费的销售收入占比%(Entertainment and Travel Costs, 下文简称 ETC)衡量企业腐败。通过行业的企业平均腐败程度衡量行业的腐败程度^⑥。

值得指出,ETC 包含企业为了获得更好的政府服务,保护费,降低税率,管理者在职消费和为了建立供应商与客户关系的正常的业务开支,并不完全反映腐败支出,但是 Cai 等 2011 也发现产权保护较弱,政府服务质量较低的城市 ETC 较高,即 ETC 能够在一定程度上反映企业的腐败支出。表 1 给出了以 ETC 衡量的各行业腐败程度的排名。排名是根据行业腐败的均值获得。具体计算方法参照 Cai 等(2011)的研究。

^⑥ 我们使用 2005 年世界银行对全国 120 个城市 12400 家企业 ETC 的调查数据获得行业层面的腐败数据。平均 ETC 为企业销售收入的 3%。

表 1 以 ETC 衡量的不同行业的腐败程度

行业名称	排名	行业腐败程度均值 (etcmean)	行业腐败程度中位数 etcmed
铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	1	1.0113	1.0063
医药制造业	2	0.0292	0.0136
专用设备制造业	3	0.0180	0.0106
通用设备制造业	4	0.0175	0.0095
酒、饮料和精制茶制造业	5	0.0174	0.0072
印刷和记录媒介复制业	6	0.0147	0.0103
电气机械和器材制造业	7	0.0130	0.0070
仪器仪表制造业	8	0.0126	0.0079
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	9	0.0117	0.0065
橡胶和塑料制品业	10	0.0113	0.0046
汽车制造业	11	0.0113	0.0063
家具制造业	12	0.0111	0.0050
金属制品、机械和设备修理业	13	0.0111	0.0125
皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	14	0.0109	0.0048
化学原料和化学制品制造业	15	0.0105	0.0054
非金属矿物制品业	16	0.0105	0.0059
食品制造业	17	0.0103	0.0050
金属制品业	18	0.0103	0.0058
计算机、通信和其他电子设备制造业	19	0.0100	0.0036
纺织服装、服饰业	20	0.0097	0.0052
废弃资源综合利用业	21	0.0087	0.0045
文教、工美、体育和娱乐用品制造业	22	0.0084	0.0058
农副食品加工业	23	0.0073	0.0035
纺织业	24	0.0069	0.0032
造纸及纸制品业	25	0.0068	0.0035
烟草制品业	26	0.0063	0.0050
有色金属冶炼和压延加工业	27	0.0055	0.0029
石油加工、炼焦和核燃料加工业	28	0.0048	0.0021
黑色金属冶炼和压延加工业	29	0.0044	0.0021
化学纤维制造业	30	0.0027	0.0020

注：数据来源是世界银行 2005 年对中国企业的调查，详细描述参见 Cai 等 2011。

3、反腐败是否拖累了投资增长

我们通过如下方程估计反腐败对行业投资增长的冲击

$$Invest_{it} = \alpha + \beta(ETC_i * Time_t) + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

这里,被解释变量是行业 i 在时间 t 的投资增长率,ETC 表示行业的腐败程度,Time 是表示时间的虚拟变量。感兴趣的解释变量是行业腐败程度与时间虚拟变量的交互项。当 Time 表示反腐前后的虚拟变量时,Time=1 表示十八大之后,即 2003 年 2 月之后,否则 Time=0,表示反腐之前的事前。为了考察反腐败对投资增长的月度效应,Time 也可表示不同月份的虚拟变量。我们也控制了行业和时间的固定效应。

表 2 报告了区分十八大前后时期不同行业投资变化的结果。从投资增速看,十八大之后,腐败程度越高的行业投资增长越快。从累计投资,腐败程度越高的行业累计投资日仍然相对较低。从新增投资看,尽管腐败行业增速较快,但投资总量仍相对较低,这也导致对反腐败对新增投资影响并不显著。

表 2 反腐败对行业投资增长的冲击

	(1) 投资增速	(2) 累计投资对数	(3) 新增投资对数
十八大后(Time=1)	-6.141 * * (2.264)	0.0595 * * * (0.0198)	0.217 * * * (0.0153)
十八大后 * ETC	12.09 * * * (2.216)	-0.0443 * * (0.0203)	0.0223 (0.0162)
Constant	23.70 * * * (1.362)	7.012 * * * (0.0118)	5.563 * * * (0.00897)
Observations	860	870	780
R-squared	0.511	0.578	0.975

注:被解释变量为行业时变的投资增长率和投资对数。ETC 表示不同行业的腐败程度,Time=1 表示十八大之后的虚拟变量。交互项系数反映了十八大后腐败程度越高的行业投资变化。括号中报告了 Cluster 在行业层面的标准误差。显著性水平分别为 * * * $p < 0.01$, * * $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 3 把方程(1)中的 Time 变量设置在月度层面上,例如 2. Time 表示是否是 2012 年 3 月的虚拟变量。我们一选了 2012 年 2 月作为参照基准,交互项的系数能够反映与 2012 年 2 月投资增速相比,各月投资增速如何随着行业腐败程度的变化而变化。考虑到使用行业腐败程度的截面变化来估计反腐败对投资增长的冲击可能面临一些挑战。例如,不同行业之间可能存在较大差异。例如,腐败较为严重的行业可能是一些垄断性行业,与政府官员打交道较多的行业。因此,我们控制了行业其他特征变量之间的差异。我们利用控制了不同行业的契约密集度,外部融资

依赖程度,资本密集度和人力资本密集度。我们也通过讨论其他理论是否能够解释不同行业在反腐败力度提升之后行业投资增长率的变化。

表3结果说明在十八大之后,相比腐败程度较低的行业,腐败程度较高的行业投资增长速度更快。这说明,反腐力度增加有利于行业投资增长。

表3 发腐败影响投资增长的月度变化分析

	(1) 投资增速	(2) 投资增速	(3) 投资增速
2. Time * ETC	-4.947 * * * (1.381)	-4.193 * (2.172)	-3.222 (2.396)
3. Time * ETC	4.855 * * * (1.617)	4.946 * (2.647)	6.057 * * (2.429)
4. Time * ETC	3.562 * (2.078)	2.546 (3.751)	4.229 (3.055)
5. Time * ETC	-1.615 (2.562)	-1.306 (3.991)	-1.160 (4.598)
6. Time * ETC	6.870 * * * (1.898)	5.784 (3.562)	6.157 (3.787)
7. Time * ETC	-0.428 (1.863)	-1.807 (3.412)	-2.045 (4.133)
8. Time * ETC	1.958 (1.706)	0.364 (3.220)	-0.621 (4.419)
9. Time * ETC	2.498 (1.717)	0.517 (3.252)	0.239 (4.315)
10. Time * ETC	3.676 * (1.887)	1.193 (3.403)	0.947 (4.445)
11. Time * ETC	2.157 (2.132)	-1.081 (3.743)	-1.841 (4.926)
12. Time * ETC(2013年2月)	8.068 * (4.478)	10.28 (7.938)	10.63 (12.25)
13. Time * ETC	14.54 * * * (3.249)	19.01 * * * (6.323)	18.08 * * (8.156)

续表

	(1) 投资增速	(2) 投资增速	(3) 投资增速
14. Time * ETC	9.445 * * * (3.152)	15.49 * * (6.275)	13.81 * (7.540)
15. Time * ETC	10.22 * * * (2.995)	16.32 * * (6.311)	14.29 * (7.559)
16. Time * ETC	11.92 * * * (3.072)	16.50 * * (6.688)	15.61 * (7.799)
17. Time * ETC	5.487 * (2.930)	10.34 (6.354)	9.542 (7.136)
18. Time * ETC	13.79 * * * (2.807)	18.86 * * * (6.101)	18.46 * * (6.813)
19. Time * ETC	11.90 * * * (2.862)	16.91 * * * (6.105)	17.66 * * (6.985)
20. Time * ETC	12.13 * * * (2.827)	18.15 * * * (5.917)	18.85 * * * (6.713)
21. Time * ETC	12.16 * * * (2.726)	18.23 * * * (5.905)	18.66 * * * (6.725)
22. Time * ETC	14.35 * * * (2.753)	20.32 * * * (6.009)	21.15 * * * (6.501)
23. Time * ETC	7.553 * * (2.929)	13.29 * * (5.663)	11.66 * * (5.606)
24. Time * ETC	17.11 * * * (2.599)	22.86 * * * (6.067)	22.67 * * * (6.597)
25. Time * ETC	18.11 * * * (2.653)	21.66 * * * (6.518)	22.07 * * * (7.157)
26. Time * ETC	20.67 * * * (2.627)	22.42 * * * (6.593)	22.78 * * * (6.954)
27. Time * ETC	19.98 * * * (2.646)	22.78 * * * (6.403)	23.67 * * * (6.840)

续表

	(1) 投资增速	(2) 投资增速	(3) 投资增速
28. Time * ETC	20.06 * * * (2.592)	22.96 * * * (6.125)	24.09 * * * (6.756)
29. Time * ETC	20.26 * * * (2.690)	23.43 * * * (6.271)	24.37 * * * (7.179)
Constant	25.29 * * * (1.974)	25.26 * * * (1.978)	25.21 * * * (2.032)
月份 * 契约密集度	否	是	是
月份 * 行业特征	否	否	是
Observations	860	860	860
R-squared	0.543	0.565	0.599

注:我们遗漏了 2011 年 2 月作为参照基准。

为了进一步考察反腐败对投资月度增长的影响,我们考虑估计如下方程,

$$Invest_{im} = \alpha^m + \beta^m * ETC_i + \lambda^m * Controls_i + \epsilon_{im} \quad (2)$$

被解释变量是月度投资增长率的变化。主要的解释变量是行业腐败程度。系数 β 能够反映投资增长随着行业腐败程度变化。通过观察系数在反腐前后的变化,我们可以回答行业腐败程度在反腐前后影响的差异性。回归结果报告在表 4 中。结果显示,在反腐之前,行业腐败程度越高,投资增长速度越低;在反腐之后,腐败程度对投资增长的影响显著降低。从 2014 年各月的系数看,行业之间腐败程度的差异不再影响投资增长。

表 4 反腐败与投资增长:分月回归结果

	Without Controls N=30			Without Controls N=30		
	Coefficient	Std. Err.	R2	Coefficient	Std. Err.	R2
2012 年 2 月	-18.62 * * *	2.704	0.061	-28.41 * * *	5.33	0.186
2012 年 3 月	-23.57 * * *	2.525	0.11	-31.63 * * *	4.936	0.215
2012 年 4 月	-13.76 * * *	2.562	0.038	-22.35 * * *	4.714	0.172
2012 年 5 月	-15.06 * * *	2.882	0.037	-24.18 * * *	4.226	0.173
2012 年 6 月	-19.67 * * *	2.767	0.063	-29.04 * * *	5.361	0.185

续表

	Without Controls N=30			Without Controls N=30		
	Coefficient	Std. Err.	R2	Coefficient	Std. Err.	R2
2012 年 7 月	-11.75 * * *	2.547	0.03	-22.25 * * *	4.018	0.226
2012 年 8 月	-19.05 * * *	2.451	0.082	-30.45 * * *	3.718	0.298
2012 年 9 月	-16.66 * * *	2.486	0.064	-29.03 * * *	3.766	0.303
2012 年 10 月	-16.12 * * *	2.514	0.059	-28.17 * * *	3.682	0.292
2012 年 11 月	-14.94 * * *	2.68	0.046	-27.46 * * *	3.358	0.279
2012 年 12 月	-16.46 * * *	2.932	0.048	-30.25 * * *	3.443	0.287
2013 年 2 月	-9.982 * *	-3.849	0.009	-17.26 *	-8.475	0.079
2013 年 3 月	-3.511	-2.474	0.003	-9.801 *	-5.173	0.109
2013 年 4 月	-8.605 * * *	-2.313	0.017	-14.07 * * *	-4.315	0.128
2013 年 5 月	-7.827 * * *	-2.191	0.016	-13.59 * * *	-4.493	0.135
2013 年 6 月	-6.134 * *	-2.339	0.009	-12.28 * * *	-4.271	0.103
2013 年 7 月	-12.56 * * *	-2.107	0.043	-18.34 * * *	-4.018	0.155
2013 年 8 月	-4.262 * *	-1.991	0.006	-9.422 * *	-3.981	0.106
2013 年 9 月	-6.149 * * *	-1.972	0.012	-10.23 * *	-4.111	0.079
2013 年 10 月	-5.918 * * *	-1.831	0.013	-9.029 * *	-3.922	0.074
2013 年 11 月	-5.893 * * *	-1.59	0.018	-9.224 * *	-3.839	0.099
2013 年 12 月	-3.704 * *	-1.496	0.008	-6.729 *	-3.517	0.25
2014 年 2 月	-10.50 * * *	-2.568	0.025	-16.22 * * *	-4.011	0.181
2014 年 3 月	-0.936	-1.877	0	-5.215	-3.063	0.159
2014 年 4 月	0.0559	-1.857	0	-5.815 *	-3.052	0.185
2014 年 5 月	2.624	-1.853	0.003	-5.103 *	-2.6	0.344
2014 年 6 月	1.926	-1.576	0.002	-4.218	-2.641	0.445
2014 年 7 月	2.011	-1.661	0.002	-3.792	-2.694	0.335
2014 年 8 月	2.21	-1.731	0.003	-3.518	-3.17	0.35

注：被解释变量是行业的投资增长率，解释变量是行业的腐败程度，系数反映了行业腐败程度差异对投资增长的影响。控制变量包括行业的资本密集度，人力资本强度，契约密集度和对外融资依赖程度。

图 8 描绘了系数的时间变化。我们可以更清晰地看到，在反腐之前，ETC 越高，导致投资增长率越低；然而在反腐败行动之后，行业腐败对投资增长的影响大大减弱了。这个结果倾向于表明：反腐败降低了企业投资成本，提高了企业投资回报率，促进了企业的投资增长。

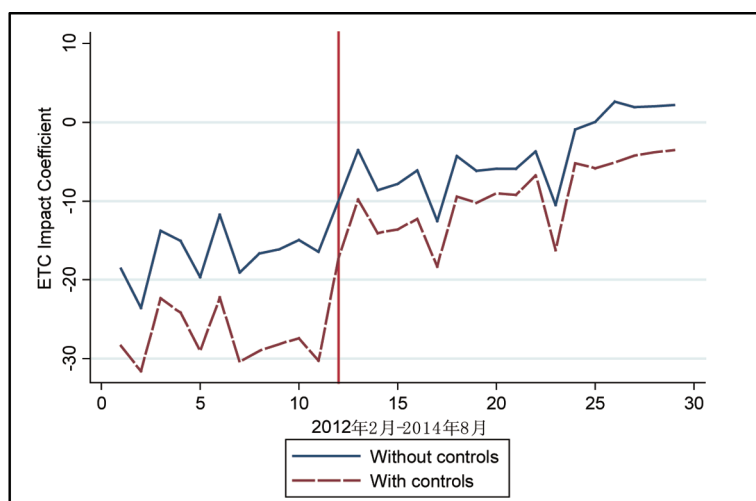


图8 ETC影响投资增长的系数

当然,值得指出的是,我们研究结果不能局限于是反腐败对投资增长的影响。除了反腐败之外,我们的结果可以被解释为整个十八大后,社会整体腐败治理投资环境以及政府简政放权的变化。也就是说,不仅是反腐败过程中,对腐败官员的打击有利于改善企业投资环境,新一届政府对政府与市场关系的重新界定,简政放权,减少投资管制也可能是导致企业投资增长的重要原因。具体而言,我们的结果究竟是对官员腐败打击产生的结果,还是减政放权导致企业自身行贿行为减少的结果,还值得进一步研究。

五、结论与政策含义

借鉴 Cai 等(2011)的研究,通过基于制造业中不同行业腐败程度的差异,进而推断不同行业对反腐败政策的反应存在差异,比较不同行业在十八大前后行业投资增长率的变化,我们评估了反腐败对行业投资增长的影响。我们的结果表明:越是腐败程度较高的行业,在反腐败之后投资增长相对较快;而腐败程度较低的行业受到反腐冲击较小。平均来看,在反腐败之前,腐败行业的投资增长相对较慢,随着行业腐败程度增加投资降低约为15%左右,而在反腐败之后,腐败行业的投资增长相对提高了。特别地,进入2014年后,随着反腐力度逐步提升,行业的腐败程度已经不再是制约行业投资增长的主要因素,表明清除腐败增加了先前腐败程度依赖较高的行业投资。

本文结果的政策含义是:反腐败可能减少了企业的投资成本,特别是减少了腐败程度较高行业的投资成本,有利于激发腐败程度较高行业的投资,从而对经济增长起到一定的稳定作用。从行业投资增长看,积极反腐有利于行业投资增长。

参考文献

- [1] 《财经》杂志,2010,第22期,高官贪腐录:23年来120名省部级高官腐败样本。
- [2] 聂辉华:《腐败对效率的影响:一个文献综述》,《金融评论》,2014年第1期
- [3] 魏德安(著)蒋宗强(译),《双重悖论:腐败如何影响中国的经济增长》,中信出版社,2014
- [4] 孙刚、陆铭、张吉鹏,《反腐败、市场建设与经济增长》,《经济学季刊》,2005年第4期 pp1—22页。
- [5] Bertrand, Marianne, and Sendhil Mullainathan. 2001. Do People Mean What They Say? Implications for Subjective Survey Data. *American Economic Review: Papers and Proceedings* 91(2):67—72.
- [6] Bertrand, Marianne, Simeon Djankov, Rema Hanna, and Sendhil Mullainathan. 2007. Obtaining a Driving License in India: An Experimental Approach to Study Corruption. *Quarterly Journal of Economics* 122:1639—76.
- [7] Banerjee, Abhijit V. and Mullainathan, Sendhil and Hanna, Rema, 2012, Corruption, MIT Department of Economics Working Paper No. 12—08
- [8] Cai, Hongbin and Fang, Hanming and Xu, Lixin Colin, Eat, Drink, 2011, Firms and Government: An Investigation of Corruption from Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms, *Journal of Law and Economics*, Vol. 54, No. 1, February 2011, 55—78.
- [9] Mian, and Sufi. "The Effects Of Fiscal Stimulus: Evidence From The 2009 'cash For Clunkers' Program". *Quarterly Journal Of Economics* 127.3 (2012)
- [10] Olken, Benjamin. 2006. Corruption and the Costs of Redistribution: Micro Evidence from Indonesia. *Journal of Public Economics* 90:853—70.
- [11] Olken, Benjamin. 2007. Monitoring Corruption: Evidence from a Field Experiment in Indonesia. *Journal of Political Economy* 115:200—249.
- [12] Rajan, Raghuram G. , and Luigi Zingales. "Financial Dependence and Growth. " *American Economic Review* (1998): 559—586.

分报告三

网络消费的现状、经济影响及未来发展预测

摘要:网络消费作为一种新型消费形式,正在经济中占据越来越重要的地位,对中国网络消费的学术研究目前还较少。本文的重点是分析其对宏观经济的影响并对其今后发展进行预测。本文的描述分析发现,中国的网络零售消费已经达到世界最大规模,并且仍然在以较快速度增长。统计分析发现,中国的网络零售大约每年带动经济增长约 0.83%。推动网络消费发展的主要因素是互联网普及率扩大、城镇人口收入增加、城市化比例扩大、受教育人口增加以及年轻人口比重变动。我们基于上述分析预测了未来影响因素变化和网络消费变化趋势。

关键词:网络消费 总消费 推动因素

一、网络消费的重要经济意义

随着中国经济进入“新常态”，收入增长率进入缓慢下降通道，消费增长也在逐步放缓。这个趋势从 2014 年以来的消费增速可以看到：1—8 月，我国社会消费品零售总额 166108 亿元，同比增长 12.1%，低于去年同期的 12.9%。其中 8 月同比增长 11.9%，比 7 月降低 0.3 个百分点，也低于去年 8 月的 13.4%。8 月份，全国居民消费价格总水平同比上涨 2.0%，1—8 月份上涨 2.2%，低于全年预期目标。从同比看，8 月物价涨幅低于 7 月的 2.3%，以及去年 8 月的 2.6%。消费增速下降，物价上涨幅度也在下降。

与此同时，随着生活节奏加快和先进技术的普遍应用，以电子商务为代表的新型消费业态持续高速增长，成为消费增长的亮点。2014 年 8 月份限额以上单位网上零售额同比增长 53%，比上月加快 0.1 个百分点；商务部 5000 家重点零售企业监测显示，8 月份网络购物同比增长 31.9%，而专业店、百货店和超市销售额分别增长 3.6%、4.4% 和 7.7%，比上年同期分别放缓 4.9、6.5 和 2.6 个百分点。这几个增长数据凸显了网络消费对实体店消费模式的替代。2014 年，网络零售交易规模占到社会消费品零售总额的 8.7%，触角延伸到全国各个角落，拉动消费的作用日益显著。相较之传统消费，其依托于信息高速公路，使得时间成本、价格和搜寻成本大大降低，消除了时空等限制，对消费者具有特别的吸引力。由统计局等机构调查显示：2013 年网购过的家庭高达 81.52%，海南、西藏和江苏的网购热情最高。网络消费不仅替代传统消费，还刺激新的消费，特别是中西部的潜在消费力，帮助加快中国经济转型。另一方面电子商务发展有力促进了就业创业工作，据估算带动就业达 1650 万人。

本文分析网络消费的现状和驱动因素，并探讨网络消费的宏观影响，最后对其未来发展做出预测。

二、近年网上消费发展情况

（一）国际发展情况

互联网在全球范围内的渗透，改写了零售行业的格局，使得消费理念和模式正在发生巨变。2003 年全球的网络零售市场规模较小，处于起步阶段，传统消费模式仍然在世界范围内占据主流地位。美国作为全球最大的网络零售市场，当时的规模也不过 600 亿美元；而包括中国在内的大部分经济体的网络市场尚未发展，网络零售整体发展滞后且跨国差距十分明显。短短十年，全球互联网用户发展到 20 亿，同时，2011 年美国凭借近 2000 亿美元的网络零售市场规模仍处于世界第一，但其他发达国家的市场迅速发展，2011 年日本网络零售市场达 1070 亿美元，英国达 560 亿美元。法国的年均复合增长率 35%，德国的增

长率为 22%；但发展中国家的市场规模较小，巴西为 110 亿美元，俄罗斯为 90 亿美元。

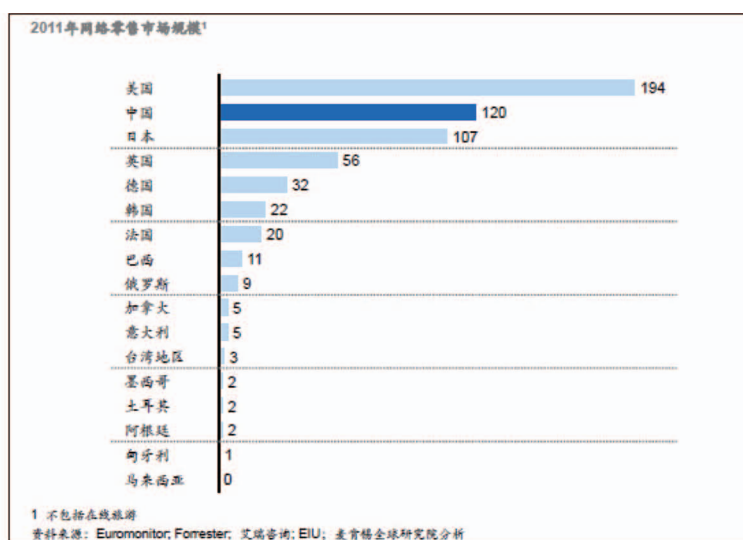


图 1 各国 2011 年网络零售规模

从趋势看,各国的网络消费基本都在快速增长,除了英国在金融危机期间稍有下降。中国作为发展中国家,网络零售市场扩张速度超过世界上所有国家。2014 年 6 月底,中国网民数量达到 6.32 亿,居世界第一,全民网络普及率 46.9%。其 2003—2011 年均网络零售复合增长率达 120%,是美国增速的 7 倍,日本增速的 4 倍,是巴西增速的 3 倍。在 2011 年市场规模达 1200 亿美元,超过日本,跃居世界第二,和美国的差距也不断缩小。2012 年中国网络零售占整体零售的 5%—6%,而美国占 5%。中国庞大的网民群体和日益增长的宽带覆盖率,使得网络消费具有强大的生命力。2013 年的商务部统计显示中国网络零售规模已经超过美国成为世界第一。

(二) 中国网络消费概况

1、总量

据中国电子商务研究中心(100EC.CN)监测数据显示,截止 2014 年 6 月中国网络零售市场交易规模达 10856 亿元,2013 年上半年为 7542 亿元,同比增长 43.9%,预计 2014 年有望达到 27861 亿元,已经超过美国成为世界第一网络零售市场。依据图 2,从增速看 2014 年仍保持了相当高增速。

中国网络零售市场交易规模占到社会消费品零售总额的 8.7%,预计 2014 全年达到 10%,而 2013 年这一比例为 8%。从图 4 可以看到,网上消费占总消费比重不断提高,意味着其对促进消费的意义越来越大。其中像北京、上海、广州、深圳、杭州这样的一、二线城市这个比例远远超过平均水平,达到 20%—30%。一二线城市和落后地区对比恰好能

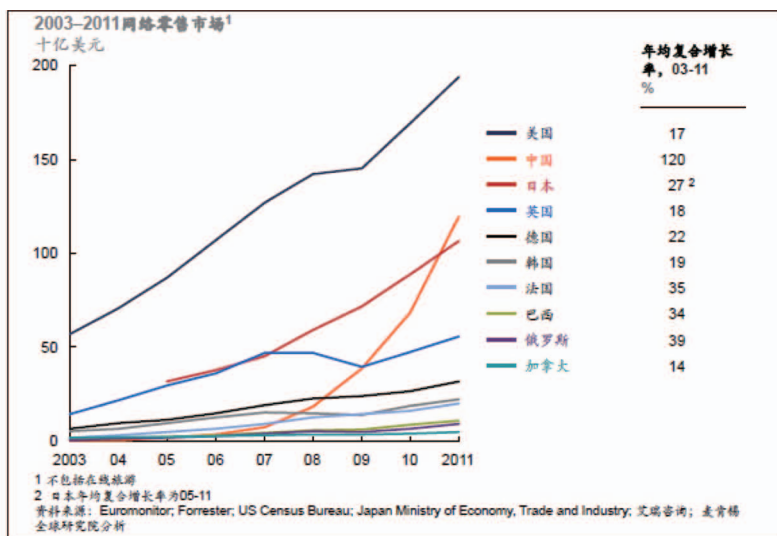


图2 各国网络零售市场变化趋势

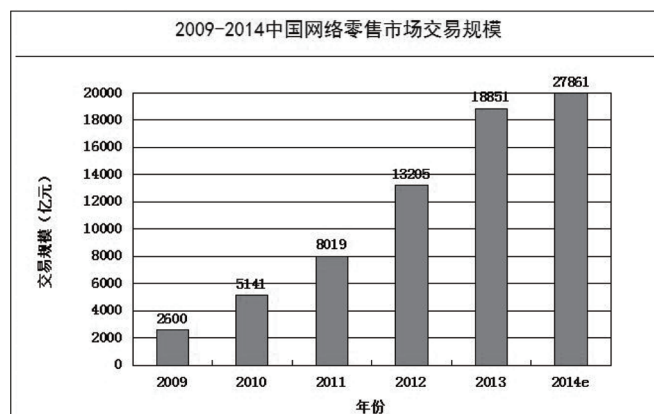


图3 中国各年网络零售市场规模

数据来源:中国电子商务研究中心,2014 为预测数据。

够反映网络零售会随着经济发展水平而不断提高其比重,意味着未来电子商务与传统零售的融合将进一步扩大。

2、网络消费内容

中国互联网络信息中心从2009年至今对网民消费行为进行相关调查。基于中国互联网络信息中心2013年的调查数据,在商品的渗透率方面,服装鞋帽是网络购物市场最热门的销售品类,其购买人群占75.6%。其次是日用百货和电脑、通讯数码产品及配件,所占比例分别为45.1%和43.3%。

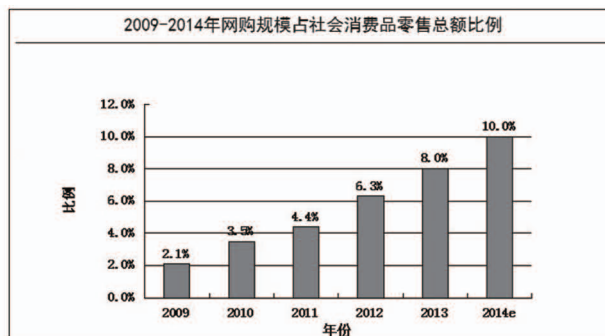


图 4 网络零售规模占社会商品零售总额比重

数据来源:中国电子商务研究中心。

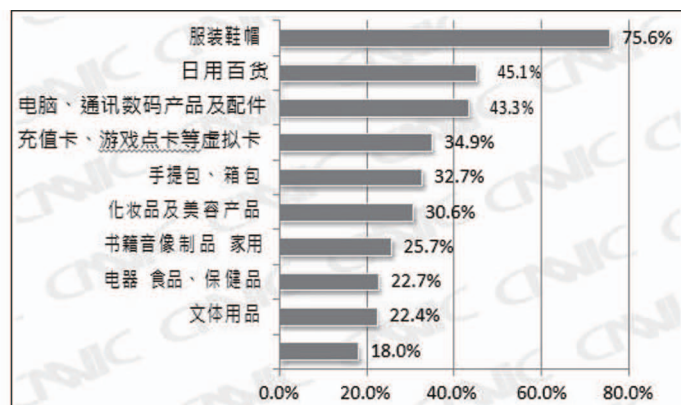


图 5 消费品种分布

数据来源:中国互联网络信息中心。

3、地区分布

基于中国互联网络信息中心 2013 年的调查数据,从整个市场来看,网购用户月均浏览购物网站的次数为 68 次,月均下单交易次数为 28 次,订单转化率为 40.3%。与整体市场相比,中部地区网购用户的月均浏览量最高,订单转化率也最高为 52.7%。东北地区的用户月均浏览量最低,订单转化率也最低为 17.5%。

2013 年上半年度,整个网购市场人均花费为 3240 元。其中,东部地区半年度人均花费最高,为 3537 元。西部地区半年度人均花费最低,为 3017 元。东北地区虽然订单转化率最低,但是半年人均花费不少,达到 3059 元。

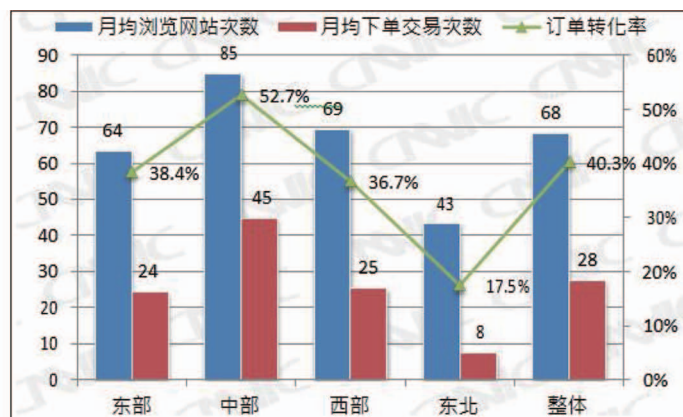


图6 网民网上交易活跃度地区分布

数据来源:中国互联网络信息中心。

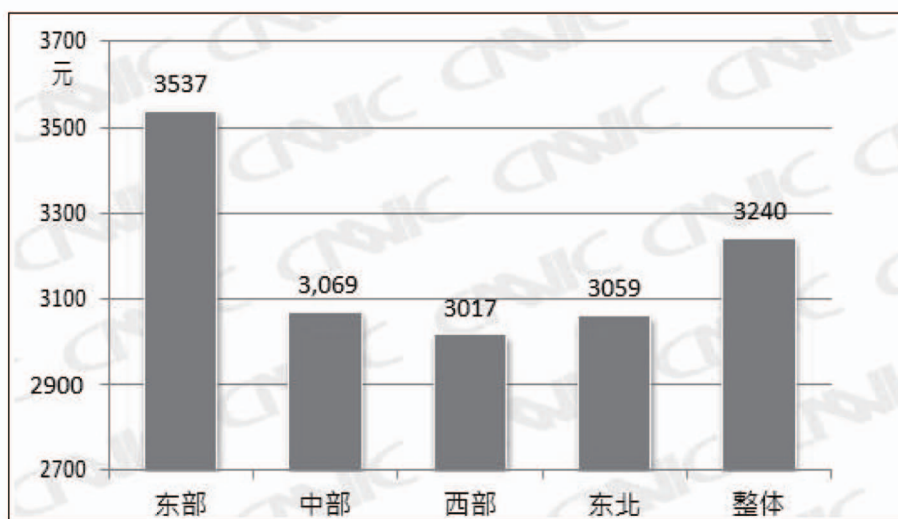


图7 各地区半年网络交易支出分布

数据来源:中国互联网络信息中心。

4、网络消费的人群分布^⑦

2013年我国网络购物用户规模达到3.02亿,较上年增加5987万,增长率为24.7%,使用率从42.9%提升至48.9%。其中,男性网购用户比女性比例略大。女性占比为45.5%,男性占比为54.5%,东部的男性用户所占比例更高为57.3%。从年龄段看,20—29岁用户人群是网络购物市场的主力军,所占比例高达56.4%;其次是30—39岁的用户人群,所占比例为22.5%。从教育水平看,网购用户受教育水平多为大学本科,所占比例为

^⑦ 数据来源《2013年中国网络购物市场研究报告》CNNIC中国网络信息中心。

35.9%。其次是大专学历和高中/中专/技校学历,所占比例分别为25.7%和23.7%。东北地区网购用户受教育程度偏高,大学本科和硕士及以上学历者所占比例分别为40.5%和6.8%。从职业看,网购用户中企业/公司职员所占比例较高,为36.0%。其次是个体户/自由职业者和在校学生,所占比例分别为16.8%和14.0%。与整体市场相比,东北地区企业/公司职员,以及个体户/自由职业者所占比例较高。中部地区在校学生所占比例较高。东部地区企业/公司职员所占比例较高,这可能是由于地区经济发展特点和就业结构的总体特征所致。

三、网络消费发展的驱动因素与影响的研究

目前国内外已有一些针对网络消费特点、驱动因素和对宏观经济影响的研究文献,本部分我们对其相关理论进行适当总结。

(一)网络消费的基本特点

网络消费具有不同于传统消费的新特征,具体表现在效用递增、“拉”式消费、群势效应、无边界消费(何明升、李一军,2000;王金台,2005;田媛、张成,2007)。由于技术进步,信息量增长,消费者能在同一消费品的连续消费获得递增的边际效用,通过学习提高自己的网络消费能力,更好的发挥网络消费品的潜在功效。“拉”式消费是指,消费者通过网络输送商品信息并选择厂商,然后再把定制好的消费品“拉”到手上。此时,消费者实际上参与了商品的设计和制作,因而处于完全主动的地位。群势效应是指一种网络消费品的消费群越膨胀,消费者的所得越多,即网络外部性。网络消费品的消费群越大,消费者的收益越多。

另外,网络消费是一种技术限定性消费,将一部分无知识无技术的消费者排除在外,是一种准公共品消费。新增消费者引起的边际成本为零,但是却具有排他性,可以收费。也是一种交互式消费,体现在消费者和生产者之间,消费者和消费者之间(楚尔鸣、何恒远,2003)。

(二)网络消费增长的推动因素

从成本因素看,相比于实体零售业,网络消费节约时间成本(DeSerpa,1971;Truong and Hensher,1985;Mokhtarian,2004)和信息成本(Lee et al.,2003),消除了时空限制(OECD,2000),增加了信息透明度,减少了信息不对称(Grewal et al.,2003),对消费者具有特别的吸引力,促进其相关消费。

网络消费降低了时空限制。一般来讲,实体零售业往往存在布局不够合理、信息服务不足、商品相对较少等问题,特别在偏远的农村和落后地区如中国中西部地区,实体店少,服务不够便利,网络零售能对此进行有效弥补。科技进步也在助推网络零售业的发展。

技术创新成为电子商务保持快速增长的重要动力,移动互联网、云计算、大数据等新一代信息技术的创新应用,成为电子商务发展的新热点(《中国电子商务发展报告(2013)》)。智能手机发展快,为购物不便地区的消费者提供了方便。过去只有在城市才能买到的商品,现在打开手机就可可在全国买到。利用网络,可以做到24小时随时购物。

网络消费的主体决定了其会随着经济增长而快速发展。一些国外的研究关注人口特征对网络消费影响,发现中产阶级是网络消费主体(Forsythe and Shi, 2003),这是由于低收入人群往往很少利用网络,而高收入人群偏好实体店的奢侈消费。随着经济发展,中产阶级人群比重增加,网络消费会进一步提高。

从信息收集和便利性上看,网络消费能够较容易地收集信息,轻易地扩大选择范围,甚至从网络搜寻中直接提高效用(DeSerpa, 1971; Truong and Hensher, 1985)。当然,这种说法是相对于线下消费而言,有可能有夸大嫌疑。一些研究认为线下消费很多时候是在回家路上、休闲时刻在实体店消费,有很多社会功能不能忽视(Jou and Mahmassani, 1997; Mokhtarian, 2004)。同时,实体店消费更容易把握所购商品质量(Menon and Kahn, 2002; Liang and Lai, 2002),具有一定信息优势,当然,实体店在信息数量方面由于缺乏网络效应具有劣势(Lee et al. 2003)。

网络消费的成本优势最终表现在价格优势上,并且安全性和及时性也在提高。从交易过程看,网上消费具有价格低廉的明显优势(Koyuncu and Bhattacharya, 2004),满足了更多低收入人群的需求。网络消费可以很容易对比各种商品价格从而消除线下消费在不同市场的信息不对称问题(Grewal et al. 2003)。网络消费的安全性要稍差于线下消费(Chen et al. 2004; Liao and Cheung, 2001)。从货物递送角度看,线下不需要等待时间从而具有消费及时性和无时间折扣的满意(Liu and Wei, 2003),一个实验研究显示网上购书的递送时间相当于每天0.53美元的价格提高(Hsiao, 2008),这也意味着网上售书一定要比实体书店更便宜才行。

其他影响网络消费的因素包括消费质量、信息安全、网购经验等。从消费质量来看,国内一些对网上消费驱动因素的研究认为,网上商品质量可靠、物流配送和售后服务质量都影响消费量(伍丽君, 2001)。网上消费也可能面临信息失真等风险(王能民, 2002)。人口统计学因素和网购经验影响网络购物(林梅华, 2006)。

(三)网络消费对经济发展的影响

网络消费从多个层面促进了经济的发展。从本质上看,电子商务使时空变得不再重要(OECD, 2000)。在这个新空间,信息流和资金流通过互联网可以畅通无阻地流动,对传统商业媒介会产生“脱媒”效应,从而极大地拓展了商业空间和交易效率。电子商务主要节省以下三个方面的成本:营销成本、与生产相关的采购成本、制造与运输成本(Ziaul,

Chowdhury(2005))。电子商务运用成熟之后,能够削减批发与零售成本的 50%以上(OECD,2005);整体上能够为企业节省 5%—10%的交易成本(American Forbes Magazine);电子商务更快的下单与精准的运送也能够降低存货水平。电子商务可以提升零售业 14%的生产率(麦肯锡,2013)。

网络消费由于增加了商业模式的多元化,继而会扶持中小企业的发展,使其接触到广泛的消费群和信息资源,使其扩大业务,甚至进军国际。电子商务促进了弹性生产,有利于缩小信息鸿沟(Sherah,2008),促进中小企业参与国际市场,促进对外贸易(Joseph,2013)。

网络消费还将缩短城乡区域发展不平衡,促进农村地区(包括位于农村的集镇)的经济发展。Internet 有利于减小农村地区的区位优势,使其更方便地接近研究、服务与市场(David,2007)。在印度,57%的电子商务售卖来源于小城镇(Prasenjit,2013);在中国很多小企业凭借低价格扩展自己的消费群,增加竞争力,中小企业用户规模达 1700 万。一定程度上解决融资问题。引入电子商务平台后,其在增大企业违约成本、采集企业信息、实现风险共担等方面的优势可以在一定条件下帮助企业展示自己的信用类型(赵岳和谭之博,2012)。

(四)中国网络零售额驱动因素的简单定量分析

中国网络零售发展迅猛,是市场需求、科技进步和网络消费自身优势相互作用的结果。我国人口基数大,拥有网民人数 6.32 亿,居世界第一,全民网络普及率 46.9%。市场需求总规模也因此很大。美国的网络普及率早已超过 70%,人口城市化比重也超过 80%,以此为参考,中国还有极大的发展空间。

由于可得的年度数据极少,我们利用中国电子商务研究中心的网络消费统计数据结合统计年鉴对社会商品零售总额的统计,以及如城市化、人口结构等可能影响网络消费的数据,对可能的每个因素进行单因素回归分析,类似于检验其相关系数及显著性,结果如表 1 所示。表 1 给出了两个关心的被解释变量(网络零售总额和网络零售占社会商品零售总额比重)的回归分析结果。这两个变量与几个可能的解释变量间数量关系及显著性被交叉格中列出。

表 1 结果显示,各个因素都对中国网络零售市场发展有显著影响。其中,不断增长的人均收入、城市化水平、网络覆盖、年轻人口比重和教育水平人口比重提高对网络零售有促进作用,而性别比例提高对网络零售有抑制作用。人口年龄结构如果进一步扩大范围则会降低显著性,比如 20—39 岁人群比重对网络消费影响不显著,说明主要的影响来自于更年轻人口。

表 1 网络零售总额及比例的影响因素

	网络零售额与社会商品零售额比重	网络零售总额
性别比	-4.91823 * *	-1186637 *
	(-1.606429)	(481662.4)
城市化水平	0.9994221 * * *	253483.1 * *
	(0.085845)	(36585.76)
城镇人均收入	5.95e-06 * * *	1.531982 * * *
	(2.19e-07)	(.1234117)
高中以上人口占比	3.155648 * * *	726610 * * *
	(.260618)	(100763.1)
大专以上人口占比	1.168413 * *	268493.8 * *
	(.1945626)	(56020.1)
20—29 人群比重	1.065988 *	242373.5 *
	(.3084625)	(81871.1)
20—34 人群比重	.9682474 *	221448.1 *
	(.2451343)	(65132.61)
20—39 人群比重	1.219937	276764.1
	(.4408242)	(112870.6)
互联网覆盖人群比重	0.2857992 * * *	73111.26 * * *
	(0.0177446)	(8201.352)

注:括号内为标准误,* , * * 和 * * * 分别代表 10%、5%和 1%显著性水平。

四、网络消费的宏观影响

(一)理论分析

信息技术的发展能够显著降低成本提高生产效率促进经济增长,这主要是通过提高微观效率、为企业节省交易成本做到的,主要能够节省企业的营销成本、采购成本与制造运输成本。信息技术使得物理空间约束大大放宽,拓展了商业空间和交易效率。电子商务运用成熟之后,能够削减批发与零售成本的 50%以上(OECD,2005);整体上能够为企业节省 5%—10%的交易成本;电子商务更快的下单与精准的运送也能够降低存货水平。电子商务可以提升零售业 14%的生产率(麦肯锡报告,2013)。

网络消费能够提高总消费,而不只是实体消费的替代,这也有一些研究证实。一般来

讲,网络中的产品售价较实体店售价低 6%—16%(麦肯锡电子商务报告,2013),从而促进了实际购买。同时,网络降低了搜索成本和信息不对称问题,能够实现定制化从而更深入挖掘客户需求(王风娥,2005),物理空间限制的下降使得中小城市的消费者与大中型城市的消费者可以接触到同样丰富的商品,这一优势促进了中小城市和西部的消费(李勇坚,2014)。网络消费支付方式方便快捷,诸如使用网银、POS 刷卡、支付宝等,促进了消费。银行卡消费会对现金消费产生替代作用,在欧洲十国得到验证(Snellman, Vesala and David Humphrey, 2000),银行卡交易在很大程度上取代了现金和支票交易(Humphrey, 2004)电子货币替代了通货,使通货减少,从而加快了货币流通速度(王鲁, 1999;杨胜刚,徐媛媛,2010)。

(二)实际影响分析

电子商务发展促进了相关产业的发展,早期受到电子商务直接影响的部门有电子通讯、金融与零售业,这几个部门一般占了 GDP 的 30%以上(OECD,2000)。发展到一定阶段之后,电子商务会对上下游产生更多影响,包括银行、物流、保险、仓储、研发、设计以及营销等行业都会得到快速发展。一个研究显示英国电子商务对经济的净影响估计为 GDP2%—3%(Prasenjit,2013)。另外一个对世界主要国家的面板数据进行回归分析,得到电子商务应用在超过一个临界水平之后,对经济增长的促进作用会出现一个阶跃(Hamidreza,2013)。

电子商务对上下游产业也形成了很强的带动作用。除了银行、物流、保险、仓储、研发等行业快速发展外,也带动了一系列新的就业类型如服务商、网络模特、快递人员的增加(李勇坚,2014)。据估算,电子商务直接带动就业 330 万,间接拉动总计达 1650 万。



图8 电子商务直接和间接带动从业人员规模

因为网络零售市场的发展可能相当大程度替代实体店消费,对于网络零售和实体店销售间的关系的验证能够说明网络消费对总消费的净拉动作用。已有研究显示:网络零售额中,60%为替代实体店的销售,40%为新增消费。也就是说,网络销售的 40%体现在

了总消费的增长上。在 2013 年,网络零售带动的净消费额为 7400 亿元,相当于直接拉动 GDP 增长 1.45%(麦肯锡研究院,2013)^⑧。

我们也可以设计一个简单模型来估计网络零售对社会零售总额影响,假设网络零售额各年为 X_{1t} ,实体零售额总额为 X_{2t} ,社会零售总额为 X_t ;进一步假设网络零售的一部分替代了实体零售,假设此比例为 u ,那么我们能观测到的实体零售是减去了网络零售替代后的零售额,而不是没有网络零售情况下的零售额 X_{2t}^* ,其中,

$$X_{2t}^* = X_{2t} + uX_{1t} \quad (1)$$

我们有如下公式成立:

$$X_t = X_{1t} + X_{2t} = (1-u)X_{1t} + X_{2t}^* \quad (2)$$

由于现实中观测不到 X_{2t}^* ,只能观测到 X_{1t} 和 X_t ,因此,假设 X_{2t}^* 本身按照一个随时间的加速变化(时间的二次方程)估计其增长,其中网络零售和社会商品零售总额利用了中国电子商务研究中心和国家统计局 2008—2013 年的数据,为了扩大样本,我们也利用了估计的部分数据,总样本区间在 2008—2020 年。对方程(2)进行回归分析,可以得到 u 的估计值,即网络消费对实体消费的替代比例。

我们使用观测的今年社会商品零售总额和网络零售总额进行回归分析,得到 $1-u$ 的估计值大约为 0.23,即网络零售对社会零售总额的净创造。这个估计低于麦肯锡研究院(2013)的估计,但也是显著的。按照这个比例,预计 2013 年网络零售拉动 GDP 比例达到 0.83%。

五、网络消费未来预测

本部分,我们根据第三部分影响网络消费因素的分析,首先预测这些影响因素的变动趋势,进而基于这些因素的预测来预测网络消费的未来发展。

(一)几个影响因素的变动趋势预测

我们预测几个关键变量的未来变动趋势,包括网络渗透率(互联网覆盖人群比重)、人均收入、人口受教育程度比例变化、人口年龄结构、性别结构,按照线性多项式(或对数线性)方程形式做趋势递推,预测各年各因素变动,进而预测到 2020 年的网络消费。

1. 互联网普及:

这里互联网普及率定义为:网络渗透率=网民数量/总人口数,以及网购普及率=网购渗透率*网民数量/总人口数,其中总人口数按照统计年鉴提供的历年数据,按照时间趋势(控制时间项、时间平方项和对数时间项)预测,对于网络渗透率和网购渗透率使用相同的方法,得到的预测结果如下图所示。大体上,到 2020 年,中国总人口约为 14 亿,网络

^⑧ 资料可见于麦肯锡中国电商报告《中国网络零售革命:线上购物助推经济增长》,网上可见电子版。

普及率达到 68.32%，网购渗透率达到 82.20%。

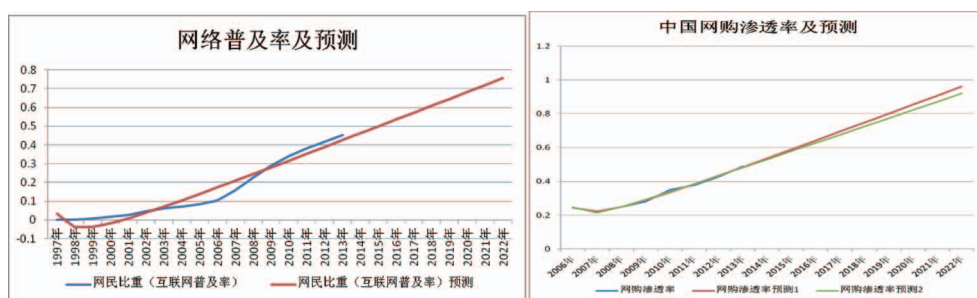


图9 人口及网络普及率预测

数据来源：国家统计局，1978—2013，2013 年中国网络购物市场研究报告(p13)。

2. 人均收入、城镇化水平与性别比

预测人均收入，我们仍然使用简单递推，使用了时间趋势项的一次、二次和三次方程，以及加入了时间趋势的对数项，对城镇化和性别比的预测方法类似。结果如图 10 所示。预计到 2020 年，城镇人均可支配收入达到 47908 元，城镇化率达到 62.13%，性别比维持在 1.06 水平。其他的如人口结构、教育水平等的预测不再列出。

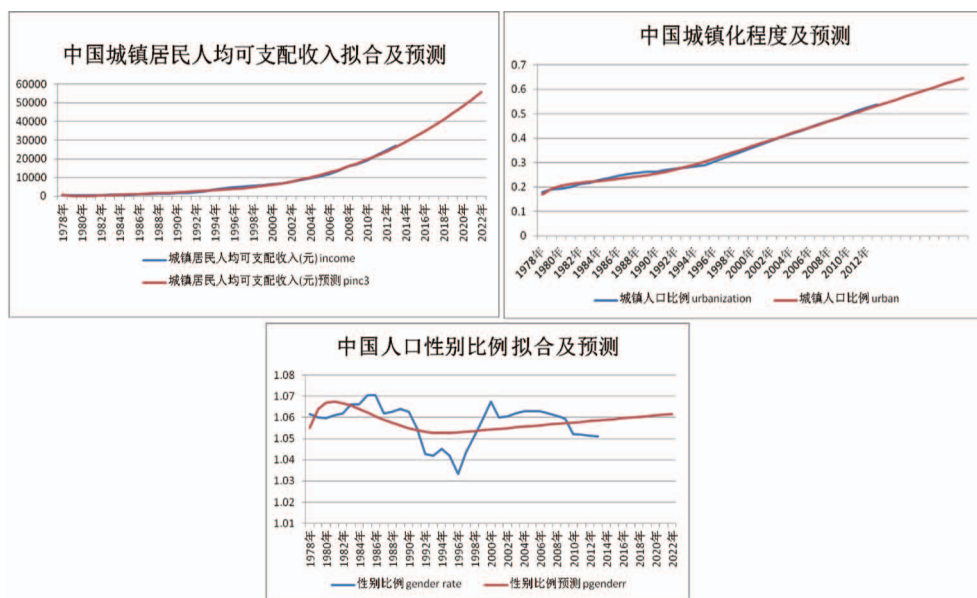


图10 人均收入、城镇化水平与性别比预测

数据来源：国家统计局，1978—2013。

(二)网络消费预测

我们现在对网络零售总额进行预测,采用两种方法,一种仍然是趋势递推,另一种采用刚刚预测的各个解释变量及其在表 1 中的系数预测网络零售额,这两种方法相互印证。

第一种方法,我们首先预测社会商品零售总额,利用各年增速做简单二次曲线递推;其次我们预测网络零售规模(参照《2013 年(上)中国网络零售市场数据监测报告》前面部分对规模的数据和预测),最后预测占总消费预测:网络零售总额=网络消费占比*社会零售总额。结果如图 11 所示。

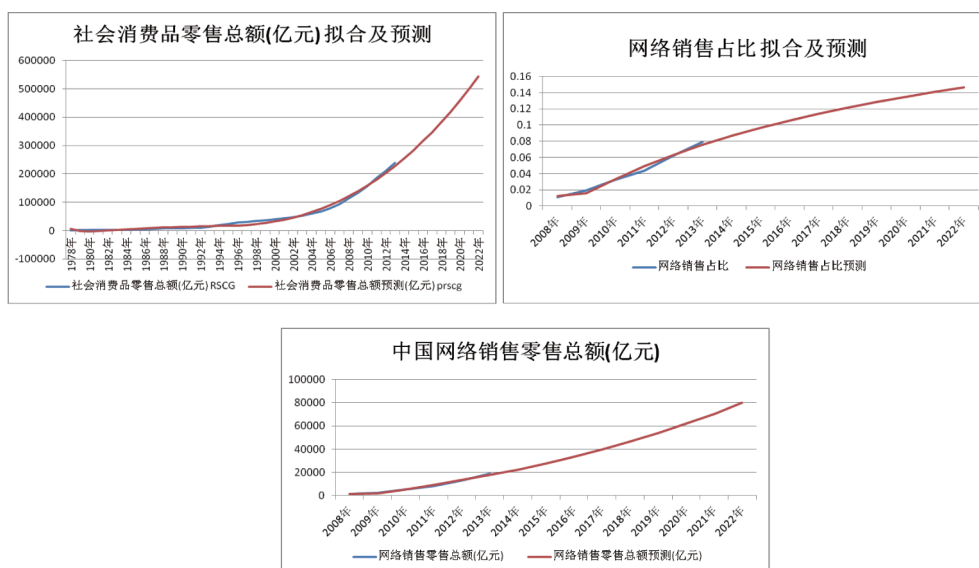


图 11 网络零售和占比预测

根据我们的简单趋势估计,2020 年社会商品零售总额将达到 45.88 万亿,网络零售达到 6.19 万亿,占比达到 13.48%,增速很快。

第二种方法,即使用各个影响因素的预测值结合他们对网络零售影响,预测网络零售总额及其所占社会商品零售总额份额,得到的结果变动较大。比如,按照城镇人均收入预测,网络消费在 2020 年大约为 4.96 万亿,按照城市化率和网络普及率预测,则网络消费在 2020 年分别为 3.77 万亿和 3.30 万亿。按照不同因素预测的网络零售均值各预测值均值大约 4 万亿元,较简单的线性预测保守。

六、总结

本文整合了已有国内外关于网络消费对经济增长影响的文献,从理论上梳理了网络消费的优缺点和驱动因素,以及其对经济的影响推动机理。我们也使用有限的中国数据对网络消费的影响因素和未来发展进行了适当分析。结果发现,中国网络零售通过对消费拉动进而对 GDP 的拉动效果大约不到 1%,网络零售替代传统实体消费形式比例较大。中国的网络销售增长同时受到众多因素影响,并且由于这些因素,未来数年内网络消费增速仍然保持乐观态势,其对经济增长和经济结构影响也会日益凸显。我们对各个影响因素及网络消费和其占社会零售总额比重都进行了预测,显示到 2020 年网络消费额度和占比都将显著增大。

参考文献:

- [1]楚尔鸣,何恒远. 基于网络经济的消费理论创新. 消费经济,2003,03:57—60.
- [2]王金台. 我国网络消费的特点、发展现状及对策. 郑州大学学报(哲学社会科学版),2005,04: 80—82.
- [3]王凤娥. 网络消费与传统消费的比较分析. 经济师,2005,08:107—108.
- [4]黄兴海. 我国银行卡消费与经济增长的实证研究. 金融研究,2004,11:72—82.
- [4]杨胜刚,徐媛媛. 我国银行卡消费对现金替代作用的实证研究. 生产力研究,2010,01:96—98.
- [6]黄健柏,黄飞. 我国网络消费研究述评——对 364 篇大学生网络消费学术论文的文献综述. 湖北成人教育学院学报,2010,06:61—63.
- [7]李承安,徐红军. 论我国网络消费的现状与发展策略. 商场现代化,2007,01:89—90.
- [8]孟凡新,涂圣伟. 当前网络消费发展的问题、趋势与建议. 宏观经济管理,2014,02:35—37.
- [9]郭赞伟. 综述网络消费的影响因素. 中国商贸,2009,09:213—214.
- [10]李勇坚. 电子商务与宏观经济增长的关系研究 1. 学习与探索,2014,08:102—108.
- [11]苏秦,李钊,崔艳武,陈婷. 网络消费者行为影响因素分析及实证研究. 系统工程,2007,2 (25):1~6.
- [12]何明升. 网络消费的理论模型与发展趋势研究. 哈尔滨工业大学博士学位论文.
- [13]伍丽君. 网上消费行为分析. 当代企业与企业家,2001,12.
- [14]陈林芬,王重鸣. 网络消费行为与电子商务服务质量的关系. 消费经济,2005,6.
- [15]杨春荣. 大学生网络消费的经济学分析. 重庆邮电大学学报,2007,5.
- [16]范玉贞. 我国电子商务发展对经济发展作用的实证研究上海: 上海师范大学,2010
- [17]赵岳,谭之博“电子商务”银行信贷与中小企业融资:一个基于信息经济学的理论模型经济研究,2012,(7): 43
- [18] Terry L. Childers, Christopher L. Carr, Joann Peck, Stephen Carson: Hedonic and utilitarian motivations for online retail shopping behavior. Journal of Retailing 77(2001)511~535.
- [19] Sandra M. Forsythe, Bo Shi: Consumer patronage and risk perceptions in Internet shopping. Journal of Business Research, Volume 56, Issue 11, November 2003, 867~875.
- [20] Satya Menon, Barbara Kahn. Cross-category effects of induced arousal and pleasure on the internet shopping experience. Journal of Retailing, Volume 78, Issue 1, Spring 2002, 31~40.
- [21] Thompson S. H. Teo, Yon Ding Yeong: Assessing the consumer decision process in the digital marketplace. Omega, Volume 31, Issue 5, October 2003, 349~363.

分报告四

煤炭价格波动的宏观经济影响分析

摘要:为了对能源产品价格形成机制的市场化改革可能造成的潜在经济冲击进行预测,并为相关政策的制定提供建议,本研究采用向量自回归模型对 1998—2012 年煤炭价格波动的宏观经济影响进行分析,分别考虑了是否存在结构变化的两种情景下煤价波动与通货膨胀以及经济增长之间的定量关系。根据本研究的结果,煤炭价格波动是造成宏观经济波动的格兰杰原因,但其对居民消费物价指数的影响较大而对工业增加值的影响并不显著,因此可以预期放开能源市场的政府价格管制对实体经济所造成的冲击是可以承受的。从这个角度看,如果能够匹配严格的环境保护法规和绿色财税体制以管制能源产品生产消费所引起的外部性问题,当前能源价格相对较低的背景为推行能源产品价格形成机制的市场化改革提供了合适的机会。

一、引言

三十多年的改革开放历程对商品市场而言是放开政府管制、充分发挥市场力量在商品定价中的决定性地位的过程。通过这些年的市场化改革,一般商品服务领域的市场化程度已经显著提升,使得市场供需力量在普通商品服务的定价中起到了决定性作用。然而,在以煤炭、石油、天然气、电力等为主体的能源领域,其价格形成机制仍然是以政府管制为主导,财税手段的应用和市场力量的体现相对不足。因此,如何对能源产品的价格形成机制进行改革,降低其中的政府管制程度并提高市场化程度,将成为下一步深化改革的重要内容(夏晓华,2014)。

但是,价格形成机制的改革必须建立在对改革成本的评估基础上,过高的改革成本不但降低了改革的可获利性,甚至会形成对改革的阻碍。对于能源产品而言,政府价格管制的好处体现在两个方面:一是对外部性的纠正,避免了资源的过度开采和环境的过度破坏;二是为能源价格波动的市场传导过程提供缓冲,减少价格波动对经济的影响(Chen, 2014)。因此,对能源产品的价格形成机制进行市场化改革的代价是会使得政府失去上述两个方面的能力。在进一步深化改革的进程中,我国的环境保护政策法规的健全和相应的绿色财税体制的建立能够从制度层面解决能源产品生产消费导致的外部性问题;因此,在未来对能源产品价格形成机制的市场化改革过程中需要特别关注的就是失去政策缓冲的情况下能源价格波动对经济可能造成的经济影响会有多大。

煤炭作为我国最主要的商品能源,近年来一直占我国一次能源消费总量的三分之二左右,而其供需两端的结构相比于油气和电力更加接近完全竞争,因此其价格形成机制的市场化程度也更高。基于这样的背景,对煤炭价格波动的经济影响进行分析,可以帮助我们预测我国其他能源产品实现价格形成机制的市场化改革后可能对经济造成的冲击,从而为我国进一步的市场化价格形成机制改革的政策制定提供建议。

在能源价格波动的经济影响研究方面,考虑到石油在大多数国家都是主要的能源品种,以石油为案例的研究相对较多。Berument 和 Tasci(2002)通过建立一个投入产出模型研究了土耳其原油价格波动的通货膨胀效应,他们的结果显示,如果工资、利润、利息和租金针对油价波动具有一定的弹性,油价上升可能在某些情况下导致恶性通货膨胀。Cunado 和 de Gracia(2003,2005)以十五个欧洲国家和六个亚洲国家为案例分析了油价变动的影响,他们的主要结果显示油价波动对于一般物价水平和经济活动都有显著影响。Doroodian 和 Boyd(2003)则采用可计算一般均衡模型来检验油价冲击分别在两个不同情况和三个技术性场景下对英国造成的通货膨胀效应,他们的结果显示,即使外部冲击对能源商品有相当强烈的效果,物价总水平的变动也会随着时间消失。考虑到煤炭是中国最重要的能源品种这一现实,Chen(2014)重点分析了煤炭价格波动对中国一般物价水平造成的影响,其研究结果发现 2007 至 2011 年间的煤价上升对实际居民消费物价指数和生

产者物价指数增长的贡献分别约为 5% 和 25%。

尽管过去的研究采用了不同的模型,其研究结论也并不完全一致,但是,大多数的研究都认可主要能源产品的价格波动会造成一定程度的经济影响。综上所述,本报告将采用向量自回归(Vector Autoregression, VAR)模型对煤价与通货膨胀以及经济规模之间的关系进行讨论,分析煤价波动对宏观经济的影响,从而为其它资源性产品的价格形成机制改革后可能造成的冲击进行预测,为相关的政策制定提供建议。

二、模型构建

VAR 模型通常被运用于预测时间序列系统和分析残差序列对变量系统产生的动态影响,并适用于多个经济变量的预测。由于 VAR 模型的建立是从时间序列数据的统计性质出发的,它将每一个内生变量的滞后变量作为系统内所有变量的自变量(内生变量的滞后值函数)进行建模,因此该模型不依赖于变量之间的经济学逻辑关联。通常 VAR 模型可以通过以下方程表示:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + B_1 x_t + \cdots + B_{q+1} x_{t-q} + e_t$$

在该模型中, y_t 是 m 维内生列向量, x_t 是 n 维外生列向量; $A_1 \cdots A_p, B_1 \cdots B_{q+1}$ 是待估计的参数矩阵。模型中的内生变量有 p 阶的滞后期,外生变量有 $q-1$ 阶的滞后期;变量的滞后阶数根据信息准则来确定。 e_t 为模型的随机扰动项。由于模型中内生变量的滞后期数为 p 阶,所以该模型又被称为 VAR(p)模型。

考虑多个变量的 VAR(p)系统,模型可写为:

$$y_{1,t} = \beta_{10} + \beta_{11} y_{1,t-1} + \cdots + \beta_{1p} y_{1,t-p} + \gamma_{11} y_{2,t-1} + \cdots + \gamma_{1p} y_{2,t-p} + \cdots + \epsilon_{1t}$$

$$y_{2,t} = \beta_{20} + \beta_{21} y_{1,t-1} + \cdots + \beta_{2p} y_{1,t-p} + \gamma_{21} y_{2,t-1} + \cdots + \gamma_{2p} y_{2,t-p} + \cdots + \epsilon_{2t}$$

$$y_{l,t} = \beta_{l0} + \beta_{l1} y_{1,t-1} + \cdots + \beta_{lp} y_{1,t-p} + \gamma_{l1} y_{2,t-1} + \cdots + \gamma_{lp} y_{2,t-p} + \cdots + \epsilon_{lt}$$

为了讨论能源价格、通货膨胀和经济规模之间的关系,本报告以煤价作为能源价格的指标,以居民消费物价指数作为通货膨胀的指标,以工业增加值作为经济规模的指标,建立三个 VAR 回归模型:模型(1)包含煤价和居民消费物价指数;模型(2)包含煤价和工业增加值;模型(3)则同时包含了煤价、居民消费物价指数和工业增加值。由于 VAR 模型要求各个变量是(弱)平稳序列,因此模型中采用上述三个变量的一阶对数差分。

模型(1):煤价和居民消费物价指数

$$D. \log_coalprice_t = \alpha_0 + \alpha_1 D. \log_coalprice_{t-1} + \cdots + \alpha_p D. \log_coalprice_{t-p} + \beta_1 D. \log_CPI_{t-1} + \cdots + \beta_q D. \log_CPI_{t-q} + \epsilon_1$$

$$D. \log_CPI_t = \alpha_0' + \alpha_1' D. \log_coalprice_{t-1} + \cdots + \alpha_p' D. \log_coalprice_{t-p} + \beta_1 D. \log_CPI_{t-1} + \cdots + \beta_q' D. \log_CPI_{t-q} + \epsilon_1'$$

模型(2):煤价和工业增加值

$$D. \log_coalprice_t = \alpha_0 + \alpha_1 D. \log_coalprice_{t-1} + \cdots + \alpha_p D. \log_coalprice_{t-p} + \gamma_1 D. \log_$$

$$CPI_{t-1} + \dots + \gamma_q D. \log_CPI_{t-q} + \varepsilon_1$$

$$D. \log_CPI_t = \alpha_0' + \alpha_1' D. \log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p' D. \log_coalprice_{t-p} + \gamma_1 D. \log_CPI_{t-1} + \dots + \gamma_q' D. \log_CPI_{t-q} + \varepsilon_1'$$

模型(3):煤价、居民消费物价指数和工业增加值

$$D. \log_coalprice_t = \alpha_0 + \alpha_1 D. \log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p D. \log_coalprice_{t-p} + \beta_1 D. \log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q D. \log_CPI_{t-q}$$

$$+ \gamma_1 D. \log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_m D. \log_industry_{t-m} + \varepsilon_1$$

$$D. \log_CPI_t = \alpha_0' + \alpha_1' D. \log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p' D. \log_coalprice_{t-p} + \beta_1 D. \log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q' D. \log_CPI_{t-q}$$

$$\gamma_1' D. \log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_m' D. \log_industry_{t-m} + \varepsilon_1'$$

$$D. \log_industry_t = \alpha_0'' + \alpha_1'' D. \log_coalprice_{t-1} + \dots + \alpha_p'' D. \log_coalprice_{t-p} + \beta_1'' D. \log_CPI_{t-1} + \dots + \beta_q'' D. \log_CPI_{t-q}$$

$$\gamma_1'' D. \log_industry_{t-1} + \dots + \gamma_m'' D. \log_industry_{t-m} + \varepsilon_1''$$

本研究采用协整检验判断煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间是否存在长期的均衡关系。由于实际煤价、居民消费物价指数和实际工业增加值的对数值都是一阶单位根过程 $I(1)$, 可以建立回归模型进行 Johansen 协整检验。对应地, 我们分别检验煤价和居民消费物价指数, 煤价和工业增加值, 以及煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间的协整关系。

考虑到长期中发生结构性变化的可能, 我们估计结构性变化发生的时间和不同时期内煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间的短期和长期关系。一般地, 存在结构性变化的回归模型表示如下, 其中 T_1 为结构性变化发生的时点。

$$Y_t = \beta_0 + X_t \beta_1 + \mu_t, t = 1, \dots, T_1$$

$$Y_t = \beta_0' + X_t \beta_1' + \mu_t, t = T_1 + 1, \dots, T$$

估计结构性变化发生时点的两种常用方法分别是 Global Minimum of Residual Sum of Squares 和 Gregory and Hansen (1996) 方法, 本报告将会分别采用这两种分析方法来估计结果变化发生的时间。

三、数据描述

本报告采用全国尺度 1998 年 6 月至 2012 年 7 月的月度数据进行时间序列分析。煤价以秦皇岛动力煤的月末价格来衡量。由于秦皇岛煤炭交易市场是我国最大的煤炭交易市场, 其市场交易信息公布及时、准确, 能较真实的反映我国煤炭市场的价格变化形势, 因此, 秦皇岛煤炭交易市场的煤炭价格变动可以充分反映出我国煤炭价格平均水平的变动。物价水平的变化以居民消费价格指数(CPI)来衡量, 数据来自于国家统计局数据库。此外, 考虑到能源消费对经济的最直接影响体现在工业生产方面, 本研究采用月度工业增加值

值来刻画经济规模,数据来自于国家统计局数据库。对原始数据进行调整,将居民消费物价指数调整为以1998年1月为基期($CPI=100$)的居民消费物价指数序列;煤价和工业增加值根据该居民消费物价指数序列调整为实际煤价和实际工业增加值。各个变量均采用其对数形式进行分析。

表 1 变量的描述性统计特征

变量	含义	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
coal price	名义煤价	元/吨	170	452.16	214.74	215.00	1000
CPI	CPI	1998年1月=100	170	107.29	10.27	95.40	129.23
industry	名义工业增加值	亿元	170	6826.29	4818.78	1282.00	19691.53
log_coal price	对数实际煤价		170	5.94	0.38	5.39	6.75
log_CPI	对数 CPI		170	4.67	0.09	4.56	4.86
log_industry	对数实际工业增加值		170	8.49	0.69	7.17	9.64

为分析实际煤价、居民消费物价指数和实际工业增加值的时间趋势,我们做出各个对数变量的时间趋势图,并对其自相关和偏自相关性进行分析。

(1) 实际煤价

如下图所示,1998年下半年以来,我国煤炭价格总体上呈现波动上涨的趋势,在2008年5月份更是到达了煤价的最高峰,但在2008年9月份开始大幅下降,随后煤炭价格小幅回升震荡,并在2012年重新呈现了下降的趋势。从自相关上看,煤价的自相关性随时间推移逐渐衰减,衰减速度较慢;从偏自相关上看,可以认为当期煤价仅与其滞后一期的煤价之间存在偏相关关系。

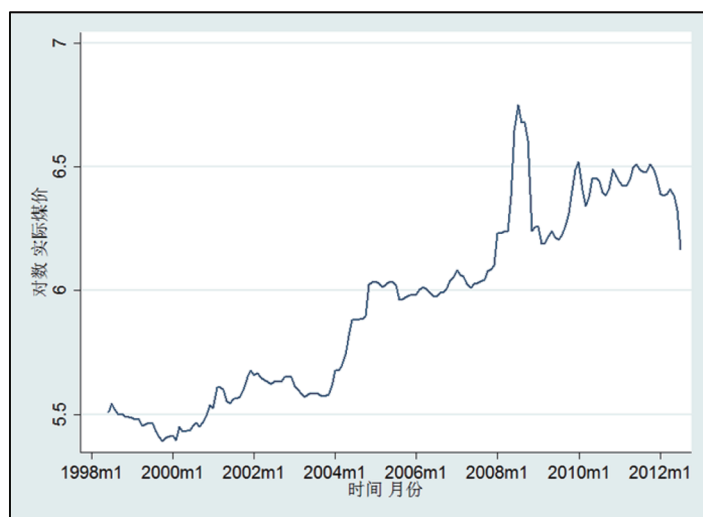


图 1 实际煤价(对数)的时间趋势图

(2) 居民消费物价指数

1998年下半年以来,我国居民消费物价指数呈波动上升的趋势,并且在2004年初和2008年初的涨幅较大。各期居民消费物价指数之间存在随时间逐渐衰减的自相关关系,而当期居民消费物价指数仅与其滞后一期的居民消费物价指数之间存在偏相关关系。

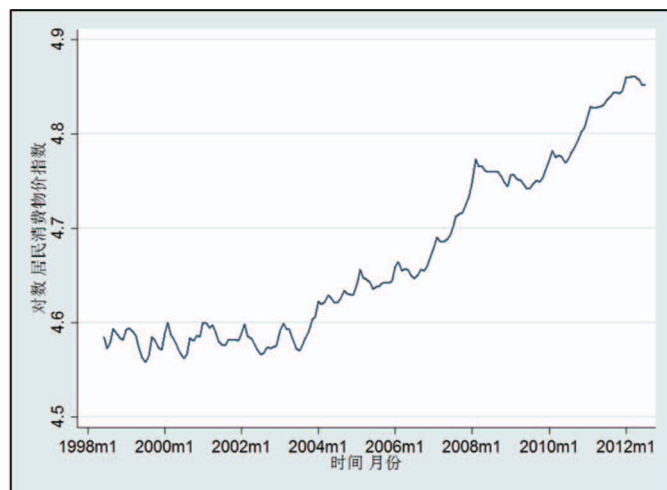


图2 居民消费物价指数(对数)的时间趋势图

(3) 实际工业增加值

实际工业增加值呈现出周期性地波浪式上升,造成该波浪应该是由我国在传统节假日春节期间工业经济活动放缓所导致的。该变量的自相关和偏自相关性质与上述两个变量类似,各期实际工业增加值之间存在递减的自相关性,偏相关性仅存在于当期实际工业增加值与其滞后一期的实际工业增加值之间。

通过对变量特征的描述,我们认为以上三个变量可能是非平稳时间序列,有必要对其进行单位根检验。ADF单位根检验结果表明,实际煤价、居民消费物价指数和实际工业增加值的对数值均为 $I(1)$ 过程;各个变量的对数一阶差分均为平稳时间序列。因此,在分析中,煤炭价格的波动采用实际煤价的一阶对数差分表示;通货膨胀率以居民消费价格指数的一阶对数差分来衡量;实际月度工业增加值的一阶对数差分刻画了经济规模。

四、模型结果

我们首先在不考虑结构性变化的情形下依次对上述三个模型进行估计,并做出相应的格兰杰因果检验、脉冲响应分析和协整检验。

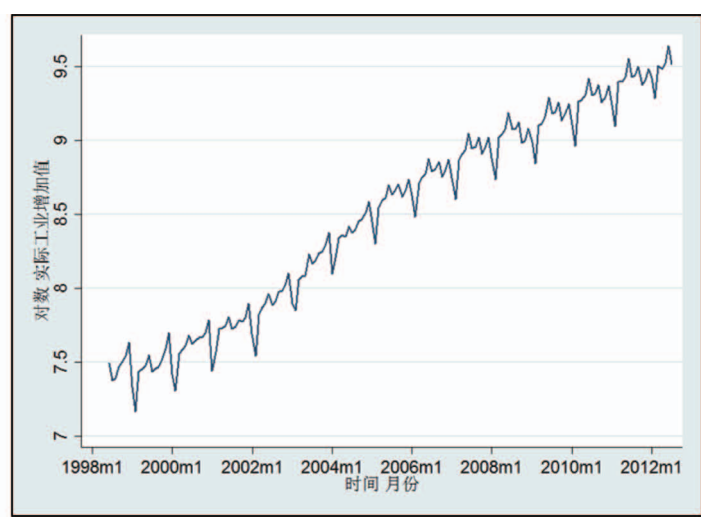


图 3 实际工业增加值(对数)的时间趋势图

模型(1):

模型(1)考虑了煤价和居民消费物价指数之间的关系,依据信息准则 AIC 选取滞后阶数,为 VAR(1)模型。估计结果列入下表。从表中可以看出,煤价对居民消费物价指数,以及居民消费物价指数对煤价均没有显著的影响。

表 1 模型(1)的估计结果

VARIABLES	D. log_coalprice	D. log_CPI
L. D. log_coalprice	0.33 * * * (0.075)	0.019 (0.011)
L. D. log_CPI	0.24 (0.52)	0.23 * * (0.074)
Constant	0.0017 (0.0039)	0.0012 * (0.00055)
Observations	168	168
Adj. R—squared	0.1012	0.0709

Standard errors in parentheses, * * * $p < 0.001$, * * $p < 0.01$, * $p < 0.05$

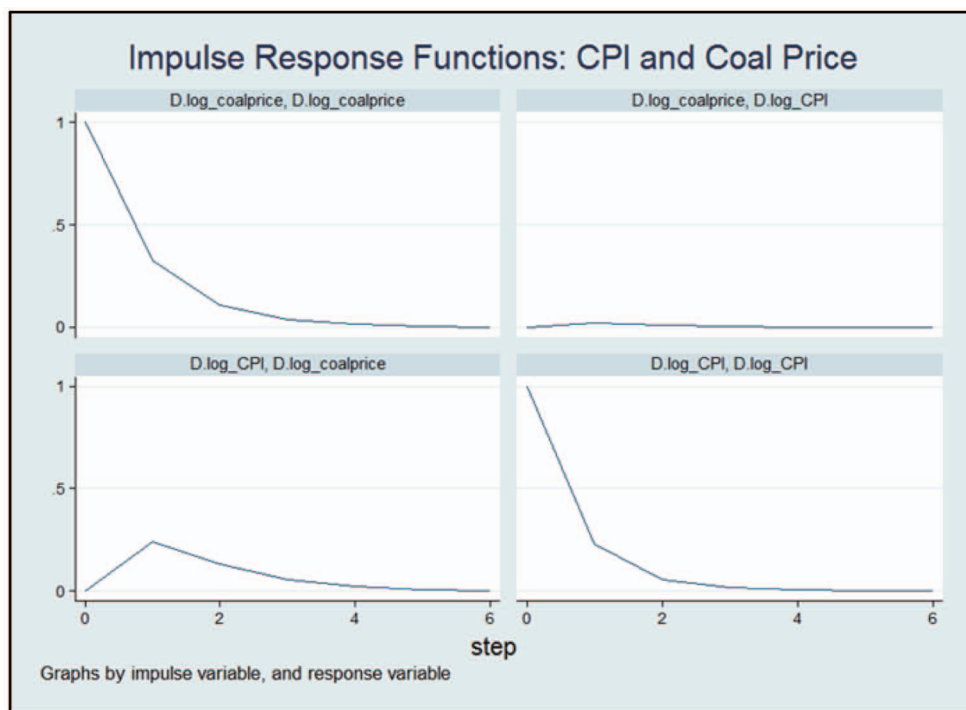
对煤价和居民消费物价指数进行格兰杰因果检验,以判断是由煤价的波动引起了通货膨胀率的变化,还是通货膨胀率的变化引起了煤价的波动。我们发现,在 10% 的显著

性水平上, 煤价波动是居民消费物价指数变化的格兰杰原因, 即煤价的变化将引起居民消费物价指数的变动; 反之则不成立。检验结果如下:

表 2 煤价和居民消费物价指数的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
D. log_coalprice	D. log_CPI	0.22	1	0.64
	ALL	0.22	1	0.64
D. log_CPI	D. log_coalprice	3.05	1	0.081
	ALL	3.05	1	0.081

在短期中, 脉冲响应分析表明来自于煤炭价格波动的冲击未能对居民消费物价指数产生较大的影响, 而来自通货膨胀的冲击则会在第一期给煤炭价格带来相对较大的影响, 影响随后逐渐衰弱。



图一1 煤价和居民消费物价指数的脉冲响应分析

从长期来看, 通过协整检验来分析煤价和居民消费物价指数之间是否存在长期稳定的均衡关系。协整检验(Johansen tests)结果表明, 煤价和居民消费物价指数之间不存在长期稳定的协整关系。

表—3 煤价和居民消费物价指数的协整检验

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	2	856.81		5.08 *	15.41
1	5	859.34	0.030	0.0054	3.76
2	6	859.35	0.00003		

模型(2)

模型(2)考虑了煤价和工业增加值之间的关系,依据信息准则 AIC 选取滞后阶数,为 VAR(5)模型。估计结果列入下表。从表中可以看出,煤价对工业增加值,以及工业增加值对煤价均没有显著的影响。

表—4 模型(2)的估计结果

VARIABLES		D. log_coalprice	D. log_industry
D. log_coalprice	L1.	0.37 * * * (0.081)	—0.074 (0.15)
	L2.	—0.15 (0.086)	0.062 (0.16)
	L3.	0.10 (0.087)	—0.038 (0.16)
	L4.	—0.093 (0.085)	—0.071 (0.16)
	L5.	—0.069 (0.081)	0.058 (0.15)
D. log_industry	L1.	0.022 (0.041)	—0.32 * * * (0.077)
	L2.	0.012 (0.040)	—0.59 * * * (0.075)
	L3.	—0.017 (0.047)	—0.13 (0.088)
	L4.	—0.036 (0.040)	—0.43 * * * (0.075)
	L5.	—0.047 (0.041)	—0.21 * * (0.079)
Constant		0.0042 (0.0042)	0.033 (0.0078)
Observations		164	164
Adj. R—squared		0.1492	0.3995

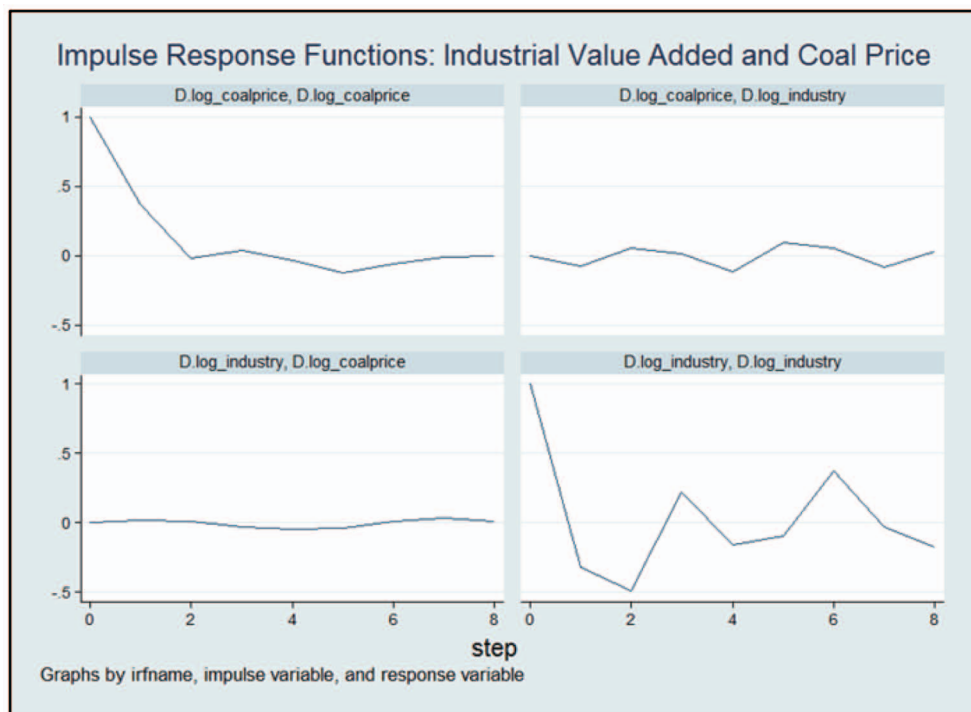
Standard errors in parentheses, * * * $p < 0.001$, * * $p < 0.01$, * $p < 0.05$

对煤价和工业增加值进行格兰杰因果检验,以判断是由煤价的波动引起了工业增加值的变化,还是工业增加值的变化引起了煤价的波动。我们发现,煤价波动不是工业增加值变化的格兰杰原因;反之,工业增加值的变化也不是煤价波动的格兰杰原因。检验结果如下:

表—5 煤价和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
D. log_coalprice	D. log_industry	2.69	5	0.75
	ALL	2.69	5	0.75
D. log_industry	D. log_coalprice	0.75	5	0.98
	ALL	0.75	5	0.98

在短期中,脉冲响应分析表明来自于煤炭价格波动的冲击未对工业增加值产生较大的影响,影响的方向和强度也没有明显的变化趋势。同样,来自工业增加值变化的冲击对煤价波动几乎没有影响。



图—2 煤价和工业增加值的脉冲响应分析

从长期来看,通过协整检验来分析煤价和工业增加值之间是否存在长期稳定的均衡关系。协整检验(Johansen tests)结果表明,煤价和工业增加值之间不存在长期稳定的协整关系。

表—6 煤价和工业增加值的协整检验

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	18	429.80		11.27 *	15.41
1	21	435.38	0.065	0.11	3.76
2	22	435.43	0.00066		

模型(3)

模型(3)考虑了煤价、居民消费物价指数和工业增加值之间的关系,依据信息准则AIC选取滞后阶数,为VAR(7)模型。估计结果列入下表。可以看出,煤价和工业增加值的变化对居民消费物价指数有显著的影响;居民消费物价指数对工业增加值有明显影响,而煤价波动对工业增加值没有影响;居民消费物价指数和工业增加值对煤价都没有明显的影响。

表—7 模型(3)的估计结果

VARIABLES		D. log_coalprice	D. log_CPI	D. log_industry
D. log_coalprice	L1.	0.31 * * *	0.021 *	-0.079
		(0.082)	(0.00979)	(0.13)
	L2.	-0.20 *	-0.021 *	-0.039
		(0.087)	(0.010)	(0.14)
	L3.	0.061	0.027 *	-0.083
		(0.088)	(0.011)	(0.14)
	L4.	-0.15	-0.019	-0.15
D. log_CPI		(0.089)	(0.011)	(0.14)
	L5.	-0.10	-0.0047	0.022
		(0.090)	(0.011)	(0.14)
	L6.	0.026	0.0083	-0.12
		(0.088)	(0.011)	(0.14)
	L7.	0.029	0.010	-0.18
		(0.083)	(0.0099)	(0.13)
D. log_CPI	L1.	0.71	0.42 * * *	-2.83 *
		(0.76)	(0.091)	(1.19)
	L2.	0.49	0.033	-1.22
		(0.77)	(0.092)	(1.20)
D. log_industry	L3.	1.42	-0.087	4.16 * * *
		(0.75)	(0.089)	(1.17)
D. log_industry	L4.	0.50	0.031	1.01
		(0.76)	(0.091)	(1.19)

续表

VARIABLES		D. log_coalprice	D. log_CPI	D. log_industry
D. log_CPI	L5.	0.71 (0.73)	0.27 * * (0.087)	-4.68 * * * (1.14)
	L6.	0.14 (0.77)	-0.33 * * * (0.092)	2.85 * (1.20)
	L7.	0.66 (0.76)	-0.10 (0.091)	4.33 * * * (1.19)
D. log_industry	L1.	0.059 (0.056)	0.018 * * (0.0068)	-0.44 * * * (0.088)
	L2.	0.092 (0.057)	0.0083 (0.0068)	-0.45 * * * (0.089)
	L3.	0.10 (0.063)	0.011 (0.0075)	-0.031 (0.098)
	L4.	0.064 (0.062)	0.026 * * * (0.0074)	-0.32 * * (0.097)
	L5.	0.064 (0.064)	0.031 * * * (0.0076)	-0.39 * * * (0.10)
	L6.	0.088 (0.059)	-0.0029 (0.0070)	0.19 * (0.092)
	L7.	0.071 (0.057)	-0.013 (0.0068)	0.058 (0.089)
Constant		-0.010 (0.0058)	0.00017 (0.00069)	0.028 * * (0.0090)
Observations		162	162	162
Adj. R-squared		0.2121	0.3966	0.5962

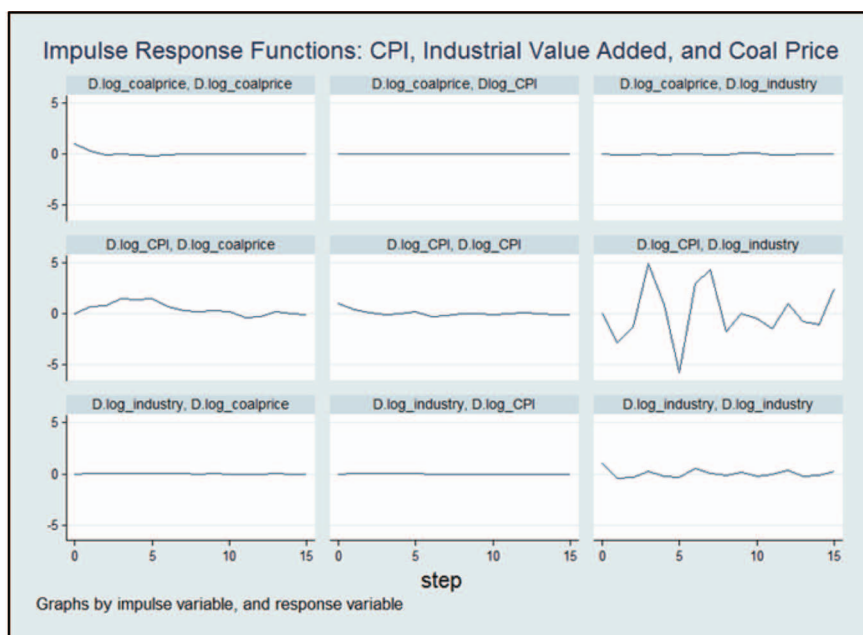
Standard errors in parentheses, * * * $p < 0.001$, * * $p < 0.01$, * $p < 0.05$

对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行格兰杰因果检验。我们发现,煤价波动和工业增加值的变动是居民消费物价指数变化的格兰杰原因,即煤价的变化和工业增加值的高低将引起居民消费物价指数的变动;此外,居民消费物价指数的变化也是工业增加值变化的格兰杰原因。但是,居民消费物价指数和工业增加值的变化都不是煤价波动的格兰杰原因。检验结果如下:

表—8 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
D. log_coalprice	D. log_CPI	10.39	7	0.17
	D. log_industry	6.50	7	0.48
	ALL	14.72	14	0.40
D. log_CPI	D. log_industry	57.94	7	0.000
	D. log_coalprice	15.91	7	0.026
	ALL	79.16	14	0.000
D. log_industry	D. log_CPI	66.31	7	0.000
	D. log_coalprice	6.06	7	0.53
	ALL	68.66	14	0.000

在短期中,脉冲响应分析表明来自于煤炭价格波动的冲击未能对居民消费物价指数和工业增加值产生较大的影响;来自通货膨胀的冲击则会给煤炭价格和工业增加值带来较大的影响;来自工业增加值的冲击不会对煤炭价格和居民消费物价指数产生较大影响。具体来看,居民消费物价指数发生变化时,煤炭价格在五期之内反应明显,冲击作用随后开始衰减;而对工业增加值的冲击作用并未呈现出单一方向的、随时间推移逐渐衰减的趋势,而是表现为冲击的振幅逐渐减小。



图—3 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的脉冲响应分析

从长期来看,通过协整检验来分析煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间是否存在长期稳定的均衡关系。协整检验(Johansen tests)结果表明,三者之间不存在长期稳定的协整关系。

表—9 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的协整检验

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	12	1033.77	.	28.10 *	29.68
1	17	1044.08	0.12	7.47	15.41
2	20	1047.55	0.040	0.53	3.76
3	21	1047.82	0.0032		

考虑发生结构性变化的情况,我们首先使用 Global Minimum of Residual Sum of Squares 方法估计出的结构性变化时间为 2006 年 12 月。在 2006 年 12 月前后两个期间内,对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行 VAR 估计和格兰杰因果检验。下表省略 VAR 的估计结果,仅报告格兰杰因果检验的结果。在 2006 年 12 月之前,居民消费物价指数和工业增加值的变化可以认为是煤价波动的格兰杰原因;相反,煤价波动也是居民消费物价指数和工业增加值的变化的格兰杰原因。在 2006 年 12 月之后,煤价和居民消费物价指数互为格兰杰原因。

表—10 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
1998 年 11 月—2006 年 12 月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	12.32	4	0.015
	D. log_industry	8.29	4	0.081
	ALL	14.91	8	0.061
D. log_CPI	D. log_industry	13.85	4	0.008
	D. log_coalprice	15.52	4	0.004
	ALL	31.92	8	0.000
D. log_industry	D. log_CPI	33.70	4	0.000
	D. log_coalprice	9.12	4	0.058
	ALL	46.34	8	0.000

续表

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
2007 年 1 月—2012 年 7 月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	10.37	4	0.035
	D. log_industry	4.44	4	0.349
	ALL	13.80	8	0.087
D. log_CPI	D. log_industry	5.54	4	0.236
	D. log_coalprice	18.08	4	0.001
	ALL	25.77	8	0.001
D. log_industry	D. log_CPI	41.95	4	0.000
	D. log_coalprice	7.55	4	0.109
	ALL	45.80	8	0.000

考虑两段时期中煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间的协整关系。在 1998 年 8 月—2006 年 12 月期间,煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在两个协整关系;在 2007 年 1 月—2012 年 7 月期间,煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在一个协整关系。

表—11 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的协整检验(含结构性变化)

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
1998 年 8 月—2006 年 12 月					
0	12	684.22		34.85	29.68
1	17	693.71	0.17	15.87	15.41
2	20	701.42	0.14	0.45 *	3.76
3	21	701.65	0.0044		
2007 年 1 月—2012 年 7 月					
0	12	399.06		32.03	29.68
1	17	410.09	0.28	9.97 *	15.41
2	20	415.07	0.14	0.017	3.76
3	21	415.08	0.00026		

在确定煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间至少存在一种协整关系的基础上,采用协整模型对三者进行估计。估计结果表明,在 1998 年 11 月—2006 年 12 月期间,滞后 2—4 期的煤价水平对居民消费物价指数的影响在 10% 的显著性水平下显著,估计系数分别为 0.055,0.057 和 -0.051;表明短期内煤价的上升将推动居民消费物价指数上涨,但在第四期后,该效果发生逆转。滞后 4 期的煤价水平对工业增加值有明显的推动

作用,其系数为 0.97,且在 1% 的显著性水平上显著。在 2007 年 1 月—2012 年 7 月期间,煤价波动对居民消费物价指数的影响在滞后 1—3 期显著,但影响方向不定,估计系数分别为 0.030, -0.029 和 0.032;在第四期后,煤价波动对居民消费物价指数的影响不显著。滞后 4 期的煤价水平对工业增加值有明显的抑制作用,其系数为 -0.30,且在 10% 的显著性水平上显著。

用 Gregory and Hansen (1996) 方法估计出的结构性变化时间为 2005 年 5 月。在 2005 年 5 月前后两个期间内,对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行 VAR 估计和格兰杰因果检验。下表省略 VAR 的估计结果,仅报告格兰杰因果检验的结果。在 2005 年 5 月之前,CPI 的变化可以认为是煤价波动的格兰杰原因;同时,煤价波动也是 CPI 和工业增加值变化的格兰杰原因。在 2005 年 5 月之后,煤价和通货膨胀互为格兰杰原因,同时,煤价波动也可以视为工业增加值变化的格兰杰原因。

表—12 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的格兰杰因果检验

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
1998 年 11 月—2005 年 5 月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	10.21	4	0.037
	D. log_industry	7.78	4	0.10
	ALL	12.37	8	0.14
D. log_CPI	D. log_industry	14.10	4	0.007
	D. log_coalprice	14.49	4	0.006
	ALL	31.20	8	0.000
D. log_industry	D. log_CPI	35.88	4	0.000
	D. log_coalprice	8.23	4	0.084
	ALL	50.88	8	0.000
2005 年 6 月—2012 年 7 月				
D. log_coalprice	D. log_CPI	9.60	4	0.048
	D. log_industry	4.69	4	0.32
	ALL	12.81	8	0.12
D. log_CPI	D. log_industry	4.36	4	0.36
	D. log_coalprice	17.54	4	0.002
	ALL	23.73	8	0.003
D. log_industry	D. log_CPI	54.91	4	0.000
	D. log_coalprice	7.79	4	0.099
	ALL	59.33	8	0.000

考虑两段时期中煤价、居民消费物价指数和工业增加值三者之间的协整关系。在1998年8月—2005年5月期间,煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在一个协整关系;在2005年6月—2012年7月期间,煤价、居民消费物价指数和工业增加值至少存在一个协整关系。

表—13 煤价、居民消费物价指数和工业增加值的协整检验(含结构性变化)

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
1998年8月—2005年5月					
0	12	545.64		35.53	29.68
1	17	555.96	0.22	14.89 *	15.41
2	20	563.11	0.16	0.58	3.76
3	21	563.41	0.0071		
2005年6月—2012年7月					
0	12	524.65		38.98	29.68
1	17	539.36	0.29	9.56 *	15.41
2	20	544.12	0.10	0.039	3.76
3	21	544.14	0.00045		

采用协整模型对煤价、居民消费物价指数和工业增加值进行协整估计。估计结果表明,在1998年11月—2005年5月期间,滞后2—4期的煤价水平对居民消费物价指数的影响在10%的显著性水平下显著,估计系数分别为0.057,0.055和-0.068;表明短期内煤价的上升将推动居民消费物价指数上涨,但在第四期后,该效果发生逆转。滞后4期的煤价水平对工业增加值有明显的推动作用,其系数为0.98,且在1%的显著性水平上显著。滞后2期居民消费物价指数的变化在10%的显著性水平上推动了煤价水平的上涨,其系数为0.94。在2005年6月—2012年7月期间,煤价波动对居民消费物价指数的影响在滞后1—3期显著,但影响方向不定,估计系数分别为0.030,-0.026和0.032;在第四期后,煤价波动对居民消费物价指数的影响不显著。滞后4期的煤价水平对工业增加值有明显的抑制作用,其系数为-0.26,且在10%的显著性水平上显著。滞后3期CPI的变化在10%的显著性水平上推动了煤价水平的上涨,其系数为2.59。

五、结论与政策建议

本研究采用向量自回归模型对能源价格波动的经济影响进行讨论,分别考虑了是否

存在结构变化的两种情景下煤价波动与通货膨胀以及经济增长之间的定量关系,从而为其它能源产品的价格机制改革提供建议。总的来看,本研究发现煤炭价格波动是造成经济波动的格兰杰原因,其对通货膨胀的影响程度较大但对经济规模的影响并不显著。

在不存在结构变化的情境下,对比本研究采用的三个子模型,模型(3)对煤价、居民消费物价指数和工业增加值的三者交互关系刻画最为符合现实,这说明在煤炭价格向整体经济的传导过程中价格水平和生产活动受到的影响是相互关联的。潜在的影响机制可能是煤炭价格上升引起的各种消费品价格上升又使得人们生活成本上升,从而减少了储蓄,并间接地减少了投资和降低了经济增长率。

在考虑结构变化时,我们采用的两种估计方法得出的结构变化节点均明显地将 2007 年以来的这一轮煤价快速波动时期与之前的平稳煤价阶段分割开来,可见 2007 年以来的煤炭价格波动并不是一个短期冲击的结果,而是由市场结构变化所引起的。同时,我们的计量结果表明在两个阶段中煤价向整体经济的传导模式有所改变,这说明了在不同经济结构或者市场行情时煤炭价格的传导机制具有差别,然而由于数据样本的限制,本研究未能提供更加详细的定量结果来对其进行说明。

从总体效果看,由于煤炭价格的波动对通货膨胀的影响较大而对实际经济规模的影响并不显著,可以预期放开能源市场的政府价格管制造成的实际经济冲击并不会十分大,从这个角度看在当前能源价格相对较低的时候推行能源产品的市场化价格形成机制改革是合适的。当然,为了使得市场化后的能源产品价格能够反应真实的社会成本,相应的环境保护法规以及绿色财税体制的建立应当同时推行。

参考文献

- 夏晓华, 2014. 以资源税配套改革推动资源品价格市场化. 中国人民大学经济体制改革论坛(总第3期).
- Berument, H. , Tasci, H. , 2002. Inflationary effect of crude oil prices in Turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 316, 568—580.
- Chen, Z. M. , 2014. Inflationary effect of coal price change on the Chinese economy. *Applied Energy* 114, 301—309.
- Cunado, J. , de Gracia, F. P. , 2003. Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. *Energy Economics* 25, 137—154.
- Cunado, J. , de Gracia, F. P. , 2005. Oil prices, economic activity and inflation: Evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 45, 65—83.
- Doroodian, K. , Boyd, R. , 2003. The linkage between oil price shocks and economic growth with inflation in the presence of the technological advances: A CGE model. *Energy Policy* 31, 989—1006.
- Gregory, A. W. , Hansen, B. E. , 1996. Residual based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics* 70, 99—126.

分报告五

违约常态化与系统性风险的控制

当前,中国宏观经济面临投资驱动向需求拉动转换,在这一转轨时期,政府消费缺口将逐渐被居民消费替代。显然,中国债务的可持续性取决于经济结构调整,与之配套的还要加强信用体系建设、继续深化金融服务实体经济方面的改革。目前,中国资本市场建设中存在断层现象,不能满足多样化的融资需求:软约束企业金融占优,但效率不足,容易导致刚性兑付聚集等现象,需要逐步化解和调整,这将依赖于多层次资本市场建设。随着实质性违约出现之后,债券市场风险将出现分化,即刚性兑付与实际违约并存,逐渐实现风险的有效识别。违约事件的发生传递两方面的信息,一个是风险的累积和传导,另一个是政府监管底线,即需要通过市场化的途径来引导风险释放。市场化运作机制能够有效识别信用风险,市场的作用力导致的离散性违约事件的出现,有利于培育市场,有利于债市可持续发展。然而,实际违约事件发生之后,需要建立与完善违约退出机制,如相关金融中介的建立与准入,相关法律法规制度的建立健全等。

本文将从违约风险产生机理出发,具体分析了刚性兑付与实际违约两种状态并存下信用债违约风险及中国系统性风险的演化,基于此提出了违约常态化下应推进与之配套的法律法规和相关制度的建设。期间对比中美违约退出机制差异,以期为中国债市建立健全违约退出机制提供借鉴。

违约走向常态化

2014年3月,中国债市的实际违约事件出现了,这一过程经历了10年。从福禧债、海龙债、新中基、江西赛维等信用事件的发生,一直到超日债信用事件才发生了实际违约,

在此之前的信用事件都以刚性兑付而告终。超日债信用事件作为中国债市首个实际违约,具有深远影响,表明随着市场化进程的推进,中国债市违约将走向常态化。

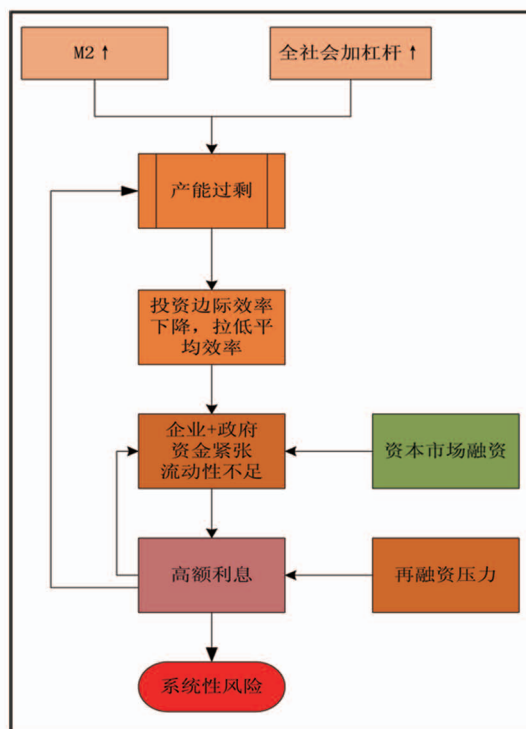


图 1 投资驱动模式下系统性风险产生机理

中国债市违约风险的积累,主要来自投资驱动经济增长模式下(如图 1),高企的 M2 及带动的社会融资杠杆效应使得投资边际效应持续下降,投资对单位产出的贡献持续减少,加之面临经济结构调整,地方政府、融资平台、企业面临着结构性调整带来的流动性不足。为了解决这些问题,需要到资本市场进行再融资。2014 年 5 月全社会的平均加权融资成本高达 7.2%,高利率的情况下再融资受到一定的限制。此外,为了更好的引导经济结构调整,货币政策注重定向调控,改变了以往粗放型全面性的调控政策,导致了钱荒事件出现,这也进一步加剧了再融资压力,就可能成为引爆或者触发系统性风险的导火索。

债券市场中信用风险的积累在资本市场上有一些现实的表现:

1、再融资压力。如图 2 所示,随着偿债高峰期的到来,一直到 2020 年,都会有大规模的到期债务的偿还问题,特别是 2014 年是首个高峰期,总体来看将面临一定的再融资压力。

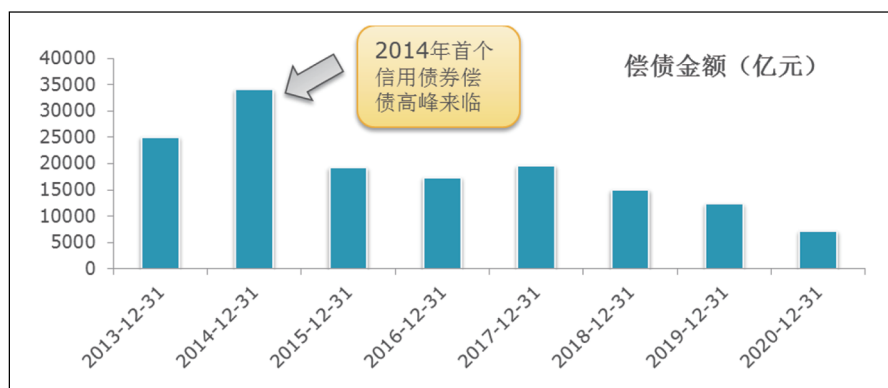


图2 信用债到期偿还规模

2、融资成本压力。如3所示,从2013年初到2014年初,短期融资券的发行成本提高了300个基点。高企的融资成本进一步加剧了再融资压力。另外,资本市场中风险和收益没有实现有效识别与匹配,资金错配也加剧了风险积累。

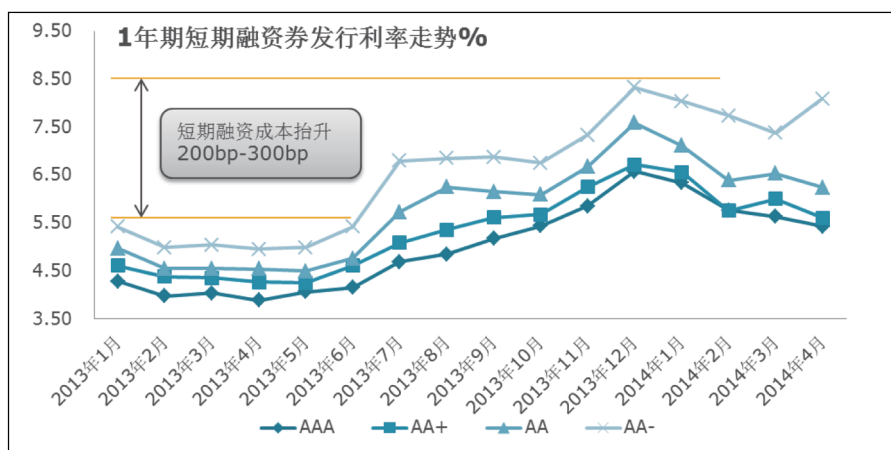


图3 企业债发行利率走势

3、评级下调压力。如图4所示,从债项级别下调和主体级别下调的变化趋势来看,风险在不断的积累:2012年到2014年9月,债项和主体级别下调的次数在增加。截止到2014年9月份,有73家主体级别下调,占整个调整次数的比重是30.16%。

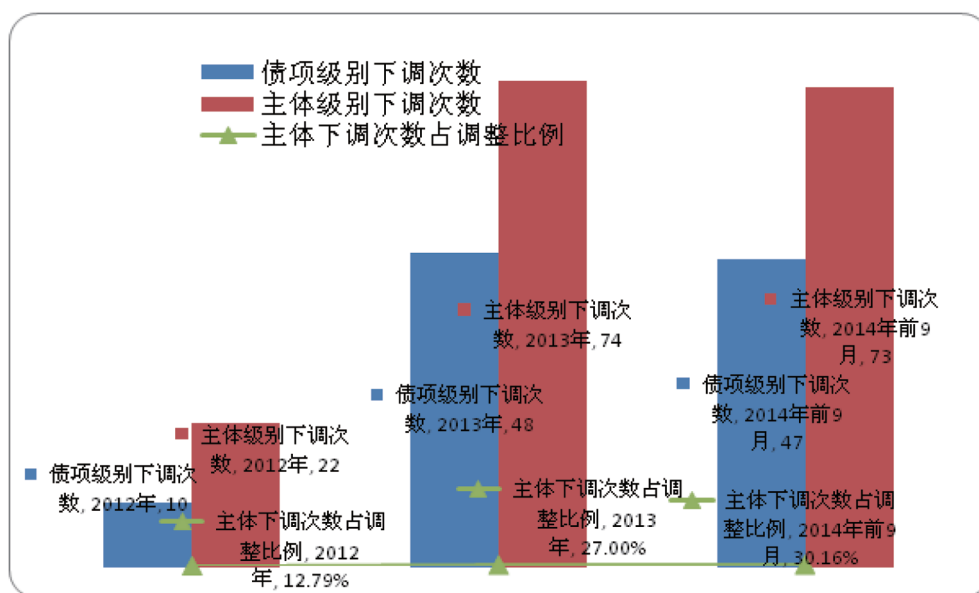


图4 债项与主体评级调整变化

从级别被下调的行业来看(如图5),主要集中在高污染、高能耗、产能过剩等行业。这与现实也是相符的,表明风险确实不断地在累积。

2013 年		2014 年前 9 个月	
行业	家数	行业	家数
煤炭	8	机械设备	9
电力装备	7	有色金属	5
钢铁	7	光伏	5
光伏	5	钢铁	4
纺织业	4	煤炭	4
有色金属	4	电力装备	4
汽车相关	4	纺织业	3

图5 级别被下调的行业分布

再融资、融资成本和评级调整都表明中国债市中积累了较高的信用风险,在多种因素的作用下超日债发生了实际违约,这仅是违约风险释放的一种形式,从中国信用债违约产生机理来看(如图6),具有融资软约束的地方政府融资平台违约风险将表现为刚性兑付。显然,刚性兑付是非市场化运作机制,不能实现风险和收益有效匹配,而实际违约则是在市场化运作机制下的必然产物,是一种长效机制,更利于债市健康稳定发展。

对于融资平台或者刚性兑付这条线(如图6)有两个黄色的区域,一个是隐性担保问题,一个是政府的扶持问题,这些使得在资本市场上传递的信号强化了投资者的这种单边的自我承诺,总认为会有担保的现象,或者兜底还会持续,释放的领域取决于各方的利益和平衡,还有整个资本市场的完善。所以,当前刚性兑付和实际违约两条线是同时并存的,但从总体上看,确实可以说债券市场上违约现象确实发生了。希望通过建立一种机制,使得市场能最终走向上图中虚线走过的路径,由市场定价来释放风险,来推进债券市场的发展。最终实质性违约能够作为一种正常的或者为各方所接受的这样一个现象。

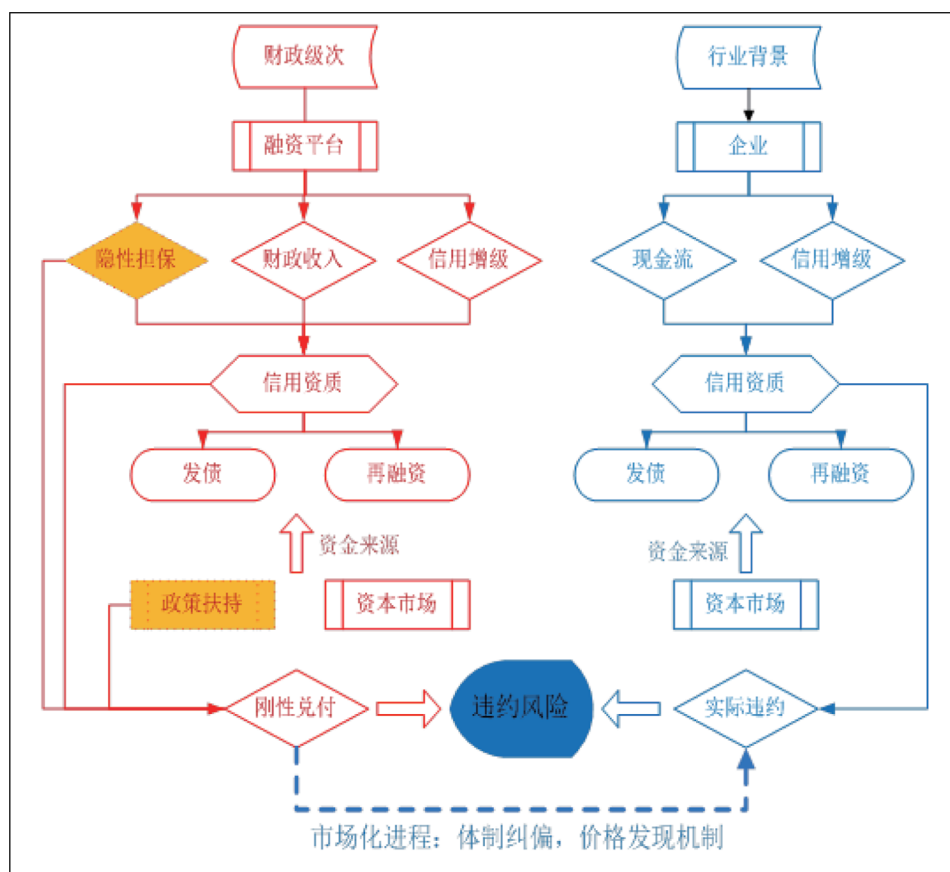
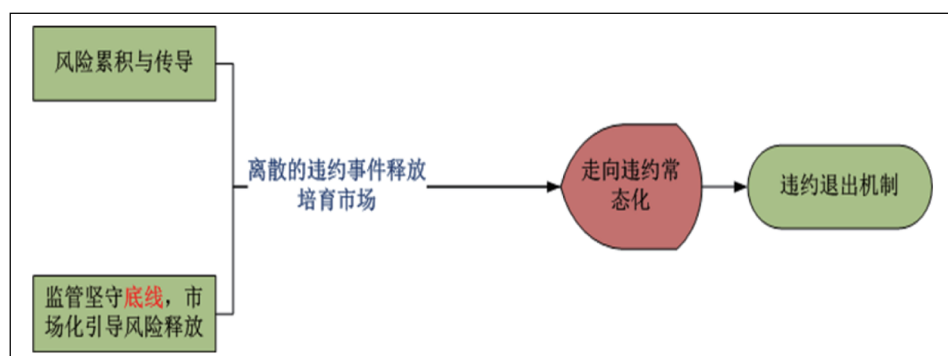


图6 刚性兑付与实际违约产生机理

既然违约是不可避免的,或者说这种痛苦是必然要承担的,那么在风险不断累积或者通过个别事件的释放,应通过引导或者说让风险能够平稳的过渡,因为风险的累积意味着泡沫,这种风险积累的泡沫希望能够有一种途径让它逐渐的收缩,才能保证金融市场稳定。从政策层面上看,已经显现出这样的四种信号(如图 7):其一,通过引导市场化机制的途径使风险得到释放,打破刚性兑付;其二,鼓励实体经济方面兼并重组;其三,推动地方政府债券自发自还试点;最后,继续推进利率市场化的进程。



这四个方面使得市场化机制能够引导风险的释放。目的是想在系统性金融风险出现之前建立一道防火墙,实际上就在争取这个时间窗口,使得风险通过一个有效的途径或者是说能够为各方所接受的途径得到一个缓释。



概括来看,现在违约事件传递的信号有两方面的途径(如图 8),一个是风险的累积和传导,另一个是政府监管的底线,通过市场化的途径来引导风险的释放。离散性的违约事件,有利于培育市场,超日债违约事件的出现意味着中国债市走向了违约的常态化。常态化之后需要进一步考虑的问题是如何建立违约退出机制。

中国的系统性风险

总体而言,中国系统性风险的表现可能不同于发达国家或者资本市场相对发达的经济体。美国的系统性风险或者金融系统性风险源于高度发达的资本市场,要求有一个高效的、能够与之相匹配的运转机构,使得参与各方都对风险高度敏感,这表明系统性风险的爆发不是规模问题,而是运转衔接问题,正如美国次贷危机是1.2 万亿美元的刺激,从绝对量上绝对是一个小数目,为什么会迅速的传播开来呢?这是因为对所有的参与者而言,都认为自己是最聪明的,总是想率先抢市场,先一步做出动作,这样就会出现过度性的反应,进而导致债券危机到金融危机,最后信心危机传导到实体经济上了,最终出现了流动性枯竭,瞬间资产市场上就没有充分的流动性,使得循环突然间受到抑制,出现了这样一个传递的效应。

中国会是这样一种情况吗?这就需要对中国的系统性风险特征进行分析。

如图9所示,这是通过IMF的一些指标和数据来反映的,欧盟制定的红线是60%,这都是经验性的数据,具体应用需要结合特定经济体的指标来看。因为某些国家超过了这个上限,比如日本和美国,问题不是特别的突出和明显,中国的情况还没有达到这样一个警戒线。

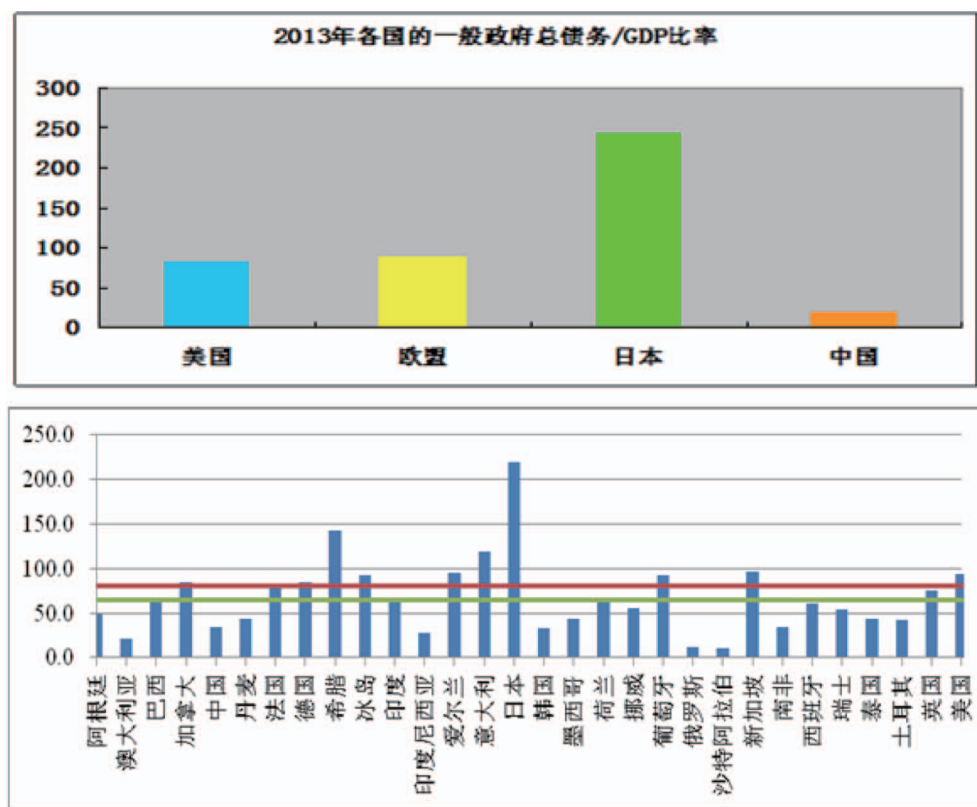


图9 国际负债率比较

中国的系统性风险有其特殊性,显然仅从量上考虑是不够的,政府债务负担率有如下计算公式:

$$\text{政府债务负担率} = \frac{\text{政府总债务金额}_t}{\text{GDP}_t} \times 100\%$$

用 B_{t+1} 表示下一年的政府债务余额, Y_{t+1} 表示下一年的政府 GDP, 它与上一年债务存量和实际的 GDP, 即 R 有关, D_{t+1} 表示下一年的财政赤字, B 表示当年的债务总额, Y_t 表示当年的政府财政收入, R 表示年利率, G 表示 GDP 的增长率。则政府债务负担率可以由下面的公式来表示:

$$\frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} = \frac{B_t(1+R) + D_t}{Y_t(1+G)}$$

根据泰勒原理,公式简化为:

$$R = R' + \alpha\pi$$

$$r = R - \pi$$

$$G - R = (g + \pi) - (R' + \alpha\pi) = g + (1 - \alpha)\pi - R'$$

如果 $G \gg R$, 也就是 GDP 的增速高于利率水平的话, 在理论上不会突破这样一个值, 使得这样一个经济体具有长期的发债的条件, 也就意味着发债能够给经济体带来一定的好处, 而发行这种债务的好处就是, 它不仅能够得到持续发行, 而且它从理论上相当于铸币税。

政府通过发行债券可以进行融资, 因此, G 与 R 之间的比例关系也会产生不同的效果。如果 G 远远大于 R , 地区的空间会很大, 在一定程度上促进赤字的产生, 而弥补赤字的手段就是地方政府债, 即只要保证 GDP 的增速高于利率, 从理论上来说, 政府就可以承受一定额度的债务。这对政府来说是有利的, 对刺激经济增长也有好处。但是, 债务应该有适度的规模以保证不会出现债务违约现象的发生, 中国政府发展的实际情况是否能保证 G 大于实际的利率水平, 笔者通过上面的等式说明了中国的实际情况: 由于 α 的有关理论证明或者计量分析得出其小于 1, 因此, $g + (1 - \alpha)\pi$ 的值较大, 进而使得利差较大。因此, 从量的角度上来看, 中国的政府债务规模并不是造成它的系统性风险加大的唯一因素, 只是其中的一部分, 因此, 从某种程度来讲, 中国政府还可以承受这样一个债务规模。

谈及中国的系统性风险, 还要提到国家信用的概念。如何认识国家的信用, 系统性风险和债务规模的关系。为了说清楚这个问题, 构造图 10, 国家信用曲线模型——MSCC (the model of sovereign credit curve)。横坐标说的是信用的使用效率, 纵坐标说的是国家信用的使用程度, 当然, 还有另外一个指标就是风险, 因为这里三个指标要通过一个二维表刻画。所以, 纵坐标上有两个量, 一共有这样四条曲线, 都呈现了二次抛物线的形式。这里面有一个最佳的信用的量 Q^* , 从理论上存在一个国家信用的最优的使用规模, 如果突破这个信用使用规模的话, 伴随着信用使用效率的下降, 信用使用效率能够通过什

么衡量呢?假定存在这样一个函数,这个函数的量可能是GDP,也可能是社会福利,这些还有待于进一步研究和分析。

单纯的看每一条线,比如A这个点的线,A对应的经济形势是以自由贸易阶段为拉动GDP的核心因素,相当于国家在改革开放后这三十年的初期。后来就转向投资驱动模式,也就相当于B点这条线对应的形式,C这一点是以内需来拉动,这正是本届政府要完成的任务,也就是要实现经济结构的转型,由投资信贷拉动GDP的模式向内需拉动模式转变,也就是到C点,中国现在处在两条实线之间的过渡阶段,这是对本届政府的一个考验。

这四条线之间是什么关系呢?是一个动态的形式,最终会达到D点,即全要素贡献的形式,能否到D,取决于ABCD这四个点的过度 and 跃迁,如果存在一条最优线就可以划一条扩展路径,伴随经济结构的转化,就是这种扩展路径的延伸,使得一个国家的信用水平达到了最优的利用程度。如果突破了这样的一个最优的使用规模以后,伴随着使用效率的下降,就意味着可能触发一些风险。

现实选择就是使得这些触发点能够后移,到了D点以后,所有的手段都用尽了还不能化解风险的话,也可能就真正体现了经济规律,因为经济周期从一定时间窗口来看肯定是难免的,无论市场化进程如何发展,长期趋势上来看这也是个必然的规律。当然,更长期的角度上讲,无论经济怎样波动,经济总是增长的,社会总是向前发展的。所以,中国现在面临的问题就是说要在国家信用的使用程度上,以及控制风险规模上,以及信用使用效率等方面,需要结合经济转型和调整方面谋求一个平衡点,这就是所说的第三个问题,它是个跃迁还是一个平移,还是一个缓坡式的向上移动,显然最后一种是最理想的,因为跃迁意味着政府主导性的色彩会更浓烈,它会有一种刚性的效果,当然风险也会大。通过市场化的途径进行调节会更富有弹性,政府在这个过程中真正起到应该起到的作用,这样就使得市场机制伴随着经济结构的转型,伴随着政府职能在市场中逐渐弱化,看得见的手是政府的手来引导市场看不见的手发挥作用,而不是跃位、过度干预。

静态的看(如图10)存在一个最优的使用规模问题,动态的看应该有一个过渡的路径,关于这个点是否存在,是否就是真正风险的触发点,还需要更深入、更系统的研究。

总结上面的问题,现在对风险的认识可以转换为对国家信用和系统性风险之间关系的认识,在市场化理念下,希望能够略去通过国家信用而形成的绿色通道(如图11)。为什么希望走绿色通道呢?因为作为债券市场主要的发行方,企业,尤其是国有企业、地方政府、金融机构,他们能够直接面对着资本市场,既然这些机构能够享受高杠杆带来的高收益溢价,应该去承担相应的溢价风险,而不应该有一个中间的过渡性国家信用。国家信用既是非常宝贵的资源,也非常稀缺的,当前对国家信用的过度依赖和过度使用导致了参与主体的风险和收益不对等,就会存在着错误性信号的传递和对国家信用的过度依赖。

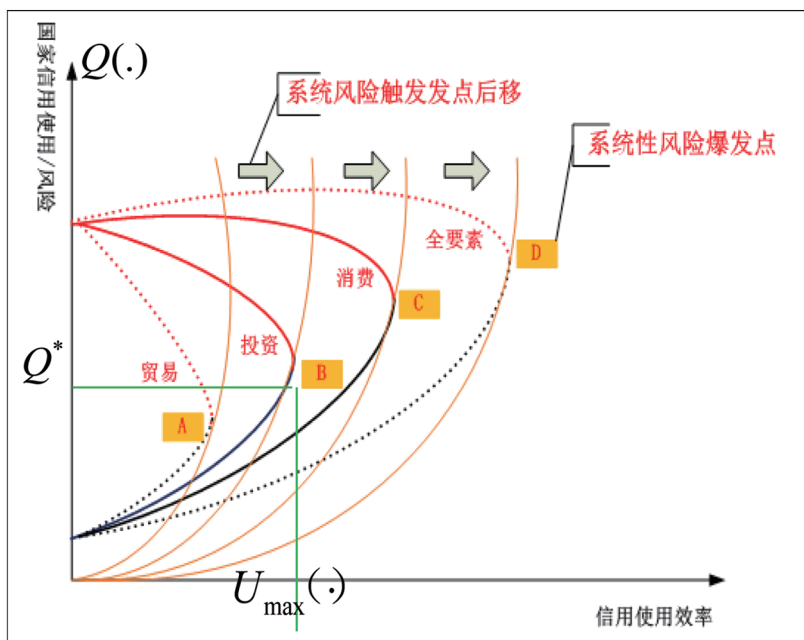


图 10 国家信用使用程度与信用使用效率间的关系

下面的这条路径是民营企业是市场化运作机理的作用结果。民营完全是个体信用，风险收益也能够实现匹配，然而民营企业融资会面临一些其它方面的问题。

概括来看，最理想的方式是通过市场化运作机理实现风险和收益匹配，最终形成了一条绿色通道，而不是过分依赖国家信用，这也是资本市场化改革的难点所在，因为当前经济构成中，无论是国家还是地方政府，国有性质企业的占比还是占据主导地位的。

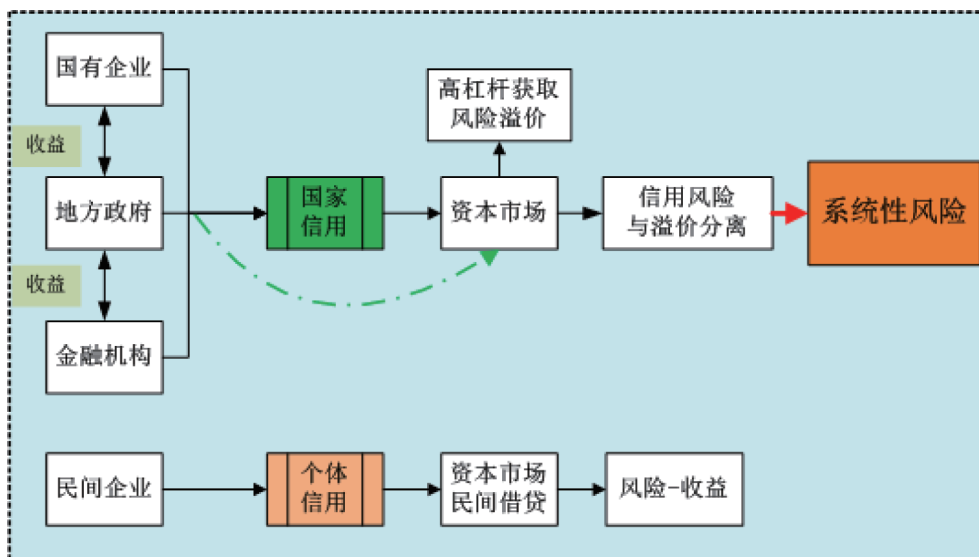


图 11 系统性风险演化机理

在市场化运作机理约束下,实现违约风险变化,也就是通过完善资本市场定价机制,打破刚性兑付,实现市场作用力下的实际违约,同时应加强信息披露,建立与市场发展相适应的违约退出机制。有效定价机制能够实现风险和收益有效匹配,就能改变当前风险和收益不匹配的现状(如图12)。

当然,转变成图12中右侧的形式并不意味着整个资本市场是完美的,随之而来的问题可能是成熟资本场所暴露和潜在的问题,比如金融机构周期性危机,可能会走向另外的一种危机的爆发形式。基于此,发达资本主义国家走过百年金融史,爆发十几次金融危机及对抗危机举措,是值得中国资本市场去借鉴和学习的。

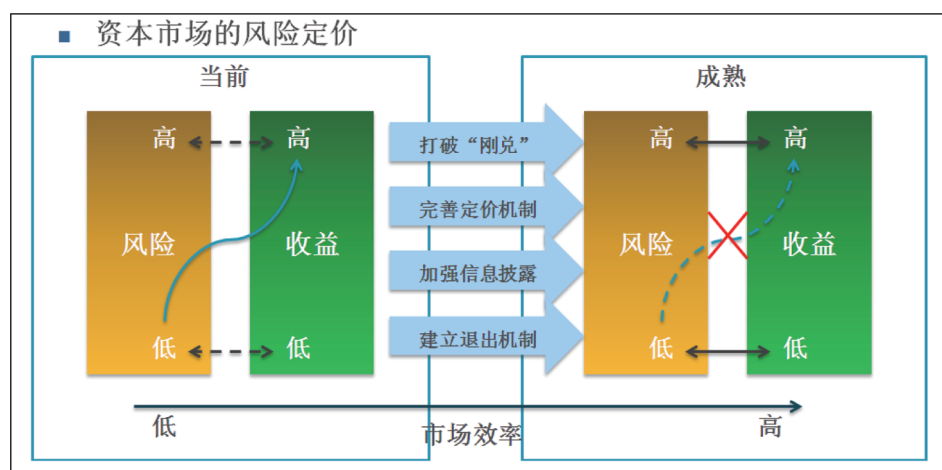


图12 风险与收益有匹配转化路径

总而言之,风险是客观存在的,并不能因为扭曲或干预就能消除风险,恰恰使它得到了不恰当的聚集。相反,应该通过市场的力量加之适度的政策引导是的风险逐渐释放,这也是逐渐提高市场资源配置效率的一个过程。

通过以上分析可以得到如下几点结论:中国债务的可持续性取决于经济结构的调整,信用体系的建设和金融能够很好的服务于实体经济。当前,中国资本市场存在断层,不能满足多样化的融资需求,软约束企业金融占优,效率不足,刚性兑付风险在聚集,需要加强多层次资本市场建设来解决上述问题。宏观经济面临由投资驱动向需求拉动模式转换,在这一转轨时期,政府消费缺口随着居民收入的提高逐渐由居民消费来替代。随着市场化进程的深入,信用风险的差异化会越来越明显,风险将被有效识别,进而实现风险和收益有效匹配。在经济结构的背景下,对投资依赖的增长模式提出了挑战,需要切实处理好结构转化过程中暴露的区域性风险。特别关注的是,随着利率市场化全面推进,一定要在市场机制下形成合理的预期风险与预期收益适当的调低投资的预期收益。利率决定着资本价格,在开放经济趋势下还要考虑国际相对利率变化产生的影响,正如欧洲近来执行的负利率政

策,都将对宏观经济形势产生重要影响。经济结构调整、资本市场多层次建设、利率市场化改革,这些都是影响信用风险的主要因素,但其核心还是信用的合理定价,特别是对国家信用合理使用,如何避免国家信用的被过度使用,这需要建立健全金融体系,包括中介结构的建立、法律法规制度的完善,信用风险识别机制等方面。在市场化运作机制下,信用债违约将是一种常态化,这是资本市场成熟发展的一种表现。既然违约是一种常态,就应该有相应的违约退出机制,来处理违约问题。这就需要法律法规和相关制度的建立健全。

推进法律法规和制度的建设,完善违约退出机制

推进法律法规和相关制度的建设,完善违约退出机制,从宏观层面来看,其核心是建立健全风险定价机制,这需要处理好政府与市场、金融与经济实体间的关系。相关参与方的改革都应向着有效率的方向进行,即在市场化运作机制的约束下进行如政策制定、制度建设等方面的改革。宏观层面理顺之后,就为风险微观定价奠定了宏观基础。

显然,要实现风险微观定价,市场体系的建立是根本,在完善的市场体系基础之上,金融工具、金融创新是风险定价与风险转移的重要手段。为实现金融市场、金融工具、金融主体有效、合规运转,需要建立健全与之相匹配的法律法规和相关制度。如图 13 所示,很好的反应了风险定价内在机理,与发达国家相比,在金融市场体系建设、法律法规完善和相关制度建立方面仍有很大差距。毋庸置疑,有效的金融市场能够实现风险合理定价,所谓风险合理定价就是风险交易双方都能在自身约束条件下实现预期收益和预期风险的匹配。风险定价能够对风险进行有效识别,实现风险识别相应的参与主体根据自身约束条件可以采取风险留存、风险转移和风险对冲,这依赖于金融工具来实现,相比而言中国金融市场中处置风险的金融工具尚不丰富。

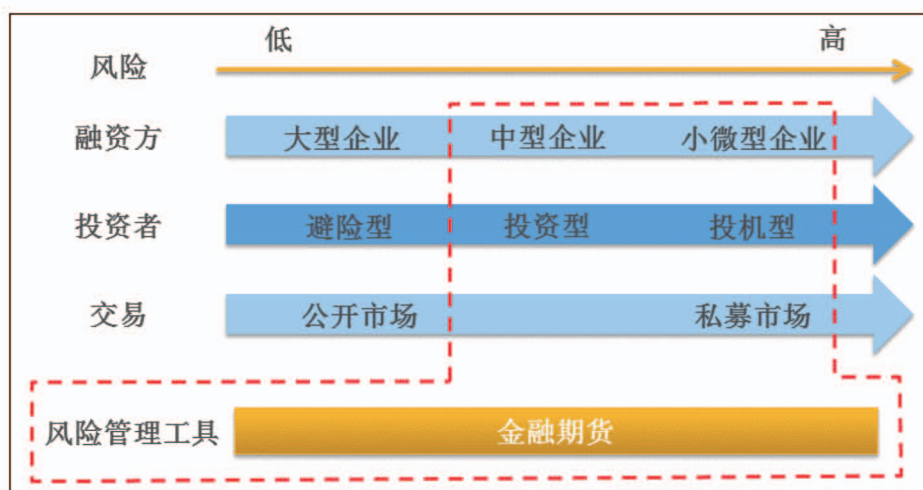


图 13 风险定价机理

中国公司债违约处置机制现状

上世纪90年代初期中国经济快速发展,企业资金需求大增,引发一轮企业发债高潮。企业之间、企业和银行之间形成了巨额三角债问题,困扰着中国经济。采取的相关机制包括:清欠机制,主要是资产剥离、打包处理;合同法合同转让制度以及合同保全制度;全民所有制工业企业破产法(试行)规定了清算、和解与整顿程序但并未普遍实施。整体看,政府救济为主,高效但也埋下隐患。尤其是由于政府倾力相救,实质违约并未出现,事实上鼓励了市场失败者继续赖债逃债的行为,市场“信用垃圾”未及时清理,使得投资人也难以作出相对理性的判断,加剧了市场乱象。

进入2006年以来,伴随着债券市场的发展,也陆陆续续出现了一些债券市场违约现象,无锡尚德和上海超日即为著例。这一时期可以概括为公司债违约处置机制过渡期,即从政府大包大揽到政府逐渐退出,市场渐趋主导时期。所谓市场主导,简单说就是有市场选择公司的生死。当然,根据利益相关者理论,现代公司在生死存亡之际,往往需要尽力救济。依据2006年通过的统一的《企业破产法》,三种破产程序——重整、和解与清算的顺序安排依次为重整——和解——清算。这反映了拯救优先的理念,中国破产制度基本上完成了从“死亡”到“拯救”的现代破产理念的转变。对于前两者,理论上统称为“预防性破产程序”。受制于制度设计先天不足,和解制度实践中较少使用,美国已经删去了该制度。清算作为公司死亡的序曲,固然符合法人基本原理,但对于利益相关者利益最大化的价值目标而言,却绝非首选。因此重整就当仁不让地扛起了破产程序的第一面旗帜。

无锡尚德的重整方案从一开始就引起关注,部分学者此前担心政府又要“胡来”,一味进行“公共救助”,最终将尚德变为“政府公司”。但从事实来看,根据重整方案,尚德普通债权的偿付比例为仅31.55%,这意味着尽管有政府介入,但实质债券违约已然不可避免。并且顺风光电通过收购,得到无锡尚德的全部股权和所有资产,无锡国联开始着手退出,由此看这明显区别与传统的政府兜底救济模式。而2014年10月,上海超日重整计划草案获得通过,以协鑫集团为首的投资人接手了上海超日,也获得了其作为上市公司的重要资源。依据草案大额普通债权人的20万以上债权仅能按照20%比例受偿,但11超日债的本息可以获得全额偿付。虽然协鑫集团的入主是在上海市政府的牵线下实现,但上海超日最终仍是通过较为市场化的方式避免了破产清算的命运,为今后的违约事件提供了重要的参考。

尽管重整理论上已成为最为重要的公司债违约处置机制,现实中也越来越发挥着无可替代的作用,但由于政府强势的惯性、专门法院和法官以及管理机构等法律共同体的缺失、制度设计的疏漏,重整制度想要发挥其应有功能还有待时日。

美国公司债违约处置机制借鉴

美国是公司债市场化运作比较成熟的国家,这集中体现在其破产重组的立法和实践中。他山之石,可以攻玉。中国的破产重整程序就借鉴了美国的破产重整制度。因此面对现实,也应自觉地反观美国的实践,以回应中国问题。

从美国的典型案例来看,贝尔斯登,美国国际集团和通用,这三个都有政府处置或者救助的过程,但在雷曼兄弟破产案中,政府就没有救助。这引起一个值得思考的问题,即政府在什么情况下应该救助,什么情况下该放手。当然,这是一个很复杂的问题,即便在美国,对于政府的救助也有不同声音。

但总体来看,美国公司债违约处置机制是市场主导型的,政府干预有限。对应市场主导地位,美国公司重组中有专门破产法院和法官以及专业管理机构 and 人员作为制度依托。这个法律共同体既是市场化运作的产物,也是市场化运作的保障。现代重整实践中产生了转机管理团队,这种团队以执业共同体的形式发展成国际化的组织,即转机管理组织(Turnaround Management Association,以下简称 TMA)。转机管理组织在不同的国家和地区建立分支机构(Chapters),其分支机构遍布美洲、欧洲和亚洲。TMA 由律师、会计师、审计师等专业人士组成。其中最值得关注的是其中的一个重要角色,即首席重组官(Chief Restructuring Officer, CRO)。CRO 是当代发达市场经济体中《破产法》实践的产物。在发达的市场经济体,债权人控制困境企业重整。在债务人自行管理不能胜任的情况下,债权人往往聘请 CRO 来替换重整中的企业当前的 CEO。当前世界著名的转机管理事务所,如 Alvarez & Marsal 或者 AlixPartners 都以提供 CRO 服务而闻名。从正义的最后屏障——法院设置来看,美国还有专门的破产法院。

启示

面对公司债的违约,进行市场化选择应是主导趋势。在市场化进程中,采取政府介入和依据市场规则处理相结合是合理的方式,但政府介入不能以纳税人的钱“兜底”,来帮助企业缓释市场风险。政府介入需要在理性经济人角色和公共利益代表的角色之间进行平衡。中国市场经济转型正处在行政力量和市场力量博弈时期,有行政力量推动破产案件顺利进行的案例,也有行政力量不适当干预破产程序的案例。当行政力量过度膨胀时,不仅《破产法》的实施效果被扭曲,而且市场力量的空间也被挤压,破坏了市场经济健康发展的基础,需要平衡二者之间的力量。

在未来一段时间,市场量和政府力量将持续博弈,但市场力量最终成为主导力量应是大势所趋。就尚德重整的案例来看,政府虽第一时间介入,但随后着手退出,显示出尊重市场,谨慎使用公权力的自我约束。因此,关键是政府介入救助之后,企业进入正常的市

场经营活动后,政府能够在资本市场上通过出售股权等方式实现退出。毕竟,救助是短时间的行为,而不是长期取代或者越位经营。也就是说政府参与救助的程度,以及政府救助以后如何退出是违约退出机制重要组成部分。政府的救助过程基本上有两条,一个是通过股权的形式,另一个通过注资或者债权的形式。当企业转入正常的生产经营活动以后,政府应该通过市场交易机制退出。也就是说国家的这种救助形式或者是国家最终的担保形式应该是解决一些长尾事件、突发性事件,除此之外,应由市场进行释放和解决。归根结底,政府救助以后的退出问题是一个深层次要思考的问题,这也牵扯到资本市场的发展。

当前,中国需要推进法律和制度建设,完善公司债违约退出机制,即兼顾保护债权人和债务人的利益,完善管理人制度,设立专门的破产审理机构,培育专业法官,形成高素质的破产重整共同体,确保重整民主决策方式高效有序地行使,最终保障重整制度的价值目标实现。可以肯定,“逐渐扩大市场力量的空间,行政力量退出市场,不仅是中国《破产法》良性成长的前提,也是中国市场经济转型成功的关键。”

附表

关于中美公司债违约处置机制的差异,请见下表。

表 1 中美公司债违约处置机制比较

	美国	中国
处置机制	重组—清算	重整—和解—清算(实践中,和解较少适用)
法律基础	《破产法》第 7、11 章	2006 年修订《企业破产法》
提出申请人	债务人、债权人、出资人(股东)	
司法机构	专门的破产法院与法官	没有专门破产法院与法官
管理组织	转机管理组织(Turn around Management Association, TMA):由律师、会计师、审计师等专业人士组成,首席重组官(CRO)。	管理人(可以是组织或者个人),但没有接轨的专门重整机构,难以应对复杂、专业的重整程序。
典型案例	• 贝尔斯登 • 美国国际集团(AIG) • 通用 • 雷曼兄弟	• 90 年代三角债 • 尚德重整方案:普通债权的偿付比例为仅 31.55%,顺风光电收购全部股权和所有资产;无锡国联开始着手退出。 • 超日:通过重组方案

表 2:

时点	涉及债券	事件主体	事件	解决方案
2014 年 8 月	13 华珠债	华珠泉州鞋业有限公司	未能于付息日兑付利息 800 万元	违约
2014 年 7 月	12 津天联	天津市天联滨海复合材料有限公司	董事长失联, 5000 万债券未按期偿付	违约, 海泰担保仅支付 225 万元的半年利息
2014 年 7 月	12 金泰债 01	湖州金泰科技股份有限公司	本息 3300 万元在预定日期未偿付	违约
	12 金泰债 02			
2014 年 7 月	11 江苏 SMECN1	江苏恒顺达生物能源有限公司	无法按照相关偿付安排计划, 将到期应付本息足额提前划付至偿债专户	由江苏再担保代偿
2014 年 7 月	3 华通路桥 CP001	华通路桥集团	董事长于短融即将到期前协助相关部门调查, 造成债券偿付存在不确定性	由政府协调偿付
2014 年 3 月	12 华特斯	浙江华特斯聚合物科技有限公司	华特斯申请破产重组	债券利息大概率由担保代偿
2014 年 3 月	13 中森债	中森通浩	发债主体无力偿息	中海信达担保代偿
2014 年 3 月	11 超日债	上海超日太阳能	“11 超日债”本期利息将无法于原定付息日按期全额支付	重组, 同时长城资产与上海久阳对债券联合担保
2014 年 1 月	11 常州中小债	永泰丰化工	永泰丰化工破产重整	由为其提供反担保保证的常州清红化工有限公司先行代偿本息 3689 万元

续表

时点	涉及债券	事件主体	事件	解决方案
2014年1月	11 杨浦 SMECN1	上海同捷科技	上海同捷科技 偿债困难	股东配股
2012年12月	11 常州 SMECNⅡ001	高力彩钢	高力彩钢资产 被查封	提前兑付本息
2012年12月	10 黑龙江 SMECN1	惠佳贝	惠佳贝偿债困难	深圳担保代偿 本息708万元
2012年10月	10 京经开 SMECN1	康特荣宝	康特荣宝偿债 困难	由担保方北京 首创投资担保 公司代偿本息 2053万
2012年9月—10月	11 新中基 CP001	新中基	新中基降级	疑由新疆生产 建设兵团救助 进行兑付
2012年4月—10月	11 江西赛维 CP001	江西赛维	江西赛维连续 降级	疑由地方政府 救助或银行贷 款兑付
2012年1月	10 中关村债	地杰通信	地杰通信偿债 困难	中关村担保提 前代偿全部本 息4414万元
2011年9月—2013年4月	11 海龙 CP01	山东海龙	山东海龙连续 降级	疑由银行过桥 贷款兑付

分报告六

生产性服务业促进政策的结构效应分析

摘要: 本文通过建立包括制造业、生产性服务业和消费性服务业的三部门模型,从理论上分析了生产性服务业促进政策对产业结构的影响。结论表明,以减税为主要特征的生产性服务业促进政策,会促进劳动力从消费性服务业向生产性服务业的转移,但制造业和服务业总体就业份额的变化方向不确定,这取决于消费性服务业产品价格提高带来的“需求效应”与制造业产品价格提高带来的“供给效应”的相对大小。进一步,通过数值模拟和计量分析我们发现,在我国现阶段,将生产性服务业税收占比(26%)降低至制造业水平(22.6%),会造成制造业(服务业总体)就业份额上升(下降)0.41%,制造业(服务业总体)产出份额上升(下降)0.73%。如果考虑生产性服务业发展带来的技术进步,该拉动作用将会更强。而对税收结构的分析发现,相对于对中间产品征税,对最终产品征税时,制造业和生产性服务业产出份额更低、消费性服务业和服务业总体产出份额更高;两种情形下的就业份额相同。计量分析则表明,保持服务业总税收不变,生产性服务业税收占比每增加1%,工业份额会下降0.2%,与前面的模拟结果基本一致。

一、引言

中国生产性服务业的发展已经远远落后与西方发达国家。如表 1 所示,在近 20 年里,中国生产性服务业占 GDP 的比重维持在 15% 以下,而发达国家的这一比重在上个世纪末就已经超过了 20%。除此之外,中国生产性服务业占中间投入的比重也要远远低于发达国家,甚至低于其他发展中国家,截止到本世纪前 10 年中期,中国生产性服务业占中间投入的比重仅为 19.96%,这一数据不仅远低于发展中国家均值 32.18%,更低于发达国家。以美国为例,生产性服务业占中间投入的比重达到 49.74%。这一国际比较说明中国生产性服务业对中国经济增长的贡献远低于其他国家。

表 1 生产性服务业特征的国际比较

	MID—1990s			EARLY—2000s			MID—2000s		
	S1	S2	S3	S1	S2	S3	S1	S2	S3
中国	54.24	19.02	11.74	53.86	18.93	12.16	51.99	19.96	14.12
发展中国家	39.98	31.60	16.72	41.48	31.97	17.35	42.71	32.18	18.60
美国	34.56	42.89	20.83	39.23	48.96	26.21	38.88	49.74	25.67
发达国家	40.03	41.32	21.83	43.04	44.86	24.31	42.63	46.21	25.01

注: S1: 生产性服务业占服务业比重; S2: 生产性服务业占中间投入比重; S3: 生产性服务业占 GDP 比重。摘自于 Cheng & Daniels (2014)。

事实上,近些年以来,中国生产性服务业虽然也在不断发展,但整体进步缓慢。如图 1 所示,1997 年中国生产性服务业占 GDP 比重为 20.69%,到 2011 年这一数据变为 24.73%,在近 15 年里上升幅度不到 5%。同时,作为工业生产的服务行业,生产性服务业占第二产业比重上升幅度也较为缓慢,在近 15 年里上升幅度不足 12%。相反,生产性服务业占服务业的比重却一直在下降。这都说明了中国生产性服务业发展缓慢,中国需要大力发展生产性服务业,以支持经济增长,同时促进产业结构转型。

除此之外,中国生产性服务业的东中西部发展也极端不平衡。如表 2 所示,2004 年东部生产性服务业占 GDP 的比重为 21.05%,略高于中西部,而经过近 10 年的发展,2012 年东部生产性服务业占 GDP 的比重达到 34.30%,远远高于中部的 26.35% 和西部的 28.07%。另外,生产性服务业占第二产业的比重,在 2004 年,西部甚至超过了东部,但到 2012 年,东部的这一比例远远高于西部。这说明中国生产性服务业在整体发展缓慢特别是西部的生产性服务业发展尤其缓慢,同时,东中西部的发展也极为不平衡,东部经济较为发达,生产性服务业增长也远远快于中西部。

基于中国生产性服务业的现阶段的发展情况,2014 年 8 月国务院发布《关于加快发

展生产性服务业促进产业结构调整升级的指导意见》(以下简称《意见》)。在《意见》中,国务院提出“加快生产性服务业创新发展,实现服务业与农业、工业等在更高水平上有机融合,推动我国产业结构优化调整,促进经济提质增效升级”。《意见》特别强调完善财税政策,尽快将营业税改征增值税试点扩大到服务业全领域。我国现行税制结构中,增值税和营业税是最为重要的两个流转税税种,二者分立并行。其中,增值税的征税范围覆盖了除建筑业之外的第二产业,第三产业的大部分行业则课征营业税。在服务业全领域将营业税改为增值税,将减轻服务业的税负,有利于现代服务业转型发展。同时,生产性服务业的营改增将有利于生产性服务业的发展,而生产性服务业的发展又会有有效促进工业的发展。因此,税收结构的改变对产业结构转型升级的效应是复杂的。本文通过建立包括制造业、生产性服务业和消费性服务业的三部门模型,从理论上分析生产性服务业促进政策,例如减税政策,对产业结构的影响,并从数值模拟和计量分析两种实证分析方法研究分析生产性服务业的税收改变对产业结构转型升级的影响。

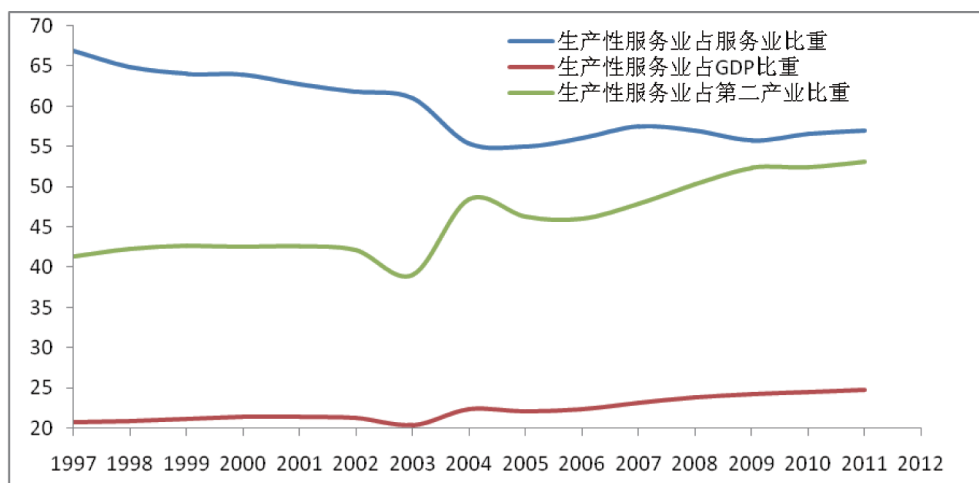


图1 1997—2011年我国生产性服务业的特点

注:在2004—2011年,我们将交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业定义为生产性服务业。在1997—2003年,由于中国统计年鉴上统计口径有所区别,行业分类与2004—2011年不太一样,我们将农、林、牧、渔服务业,地质勘查业水利管理业,交通运输、仓储及邮电通信业,批发和零售贸易餐饮业,金融、保险业和科学研究和综合技术服务业定义为生产性服务业。

数据来源:通过对中国统计年鉴数据整理得到。

表 2 生产性服务业发展的区域比较

		占服务业比重	占第二产业比重	占 GDP 比重
2004	东	55.30515	39.81309	21.04558
	中	56.1616	38.63606	18.99243
	西	53.18941	43.43173	19.25561
	整体	55.14751	40.06671	20.2356
2012	东	75.58154	71.12735	34.30186
	中	74.05077	50.62486	26.35083
	西	75.28301	55.9875	28.06837
	整体	75.20432	62.79905	31.11335

注:2012 年和 2004 年第三产业分地区的分行业只分为:交通运输、仓储和邮政业,批发和零售业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业和其他,其他里面既有生产性服务业也还有消费性服务业,不能得到生产性服务业的具体值。我们采用以下方法来定义生产性服务业:假定其他里面生产性服务业和消费性服务业的比重与另外五类行业中的比例一致,这样我们可以求得第二种生产性服务业。

数据来源于中国统计年鉴。

本文结构安排如下:在第二部分,通过建立包括制造业、生产性服务业以及消费性服务业的三部门增长模型,对生产性服务业促进政策及税收结构的产业结构效应进行理论解释,并通过简单数值模拟估计政策效果;在第三部分,本文采用的 2003—2012 年的省际面板数据,我们选用面板数据固定效应模型来研究分析服务业内部税收结构,即生产性服务业税收占第三产业比例对产业结构转型影响。第四部分总结,并给出了相应的政策建议。

二、生产性服务业促进政策与产业结构升级的理论分析

在这一小节,我们首先建立包括制造业、生产性服务业以及消费性服务业的三部门增长模型,进而通过比较静态分析,讨论生产性服务业促进政策及税收结构的产业结构效应。

(一)理论分析

1、生产

假设经济存在三个部门:制造业部门(中间产品)、生产性服务业部门和消费性服务业部门,生产过程中均使用资本和劳动两种生产要素。假设生产要素在部门之间自由流动(因劳动力流动性壁垒造成等原因造成的部门间工资差异将在实证分析中讨论)。为简化

起见,我们假设不同部门的资本份额相同,生产函数形式为

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha}, i = m, ps, cs \quad (1)$$

假设技术进步外生,以常数增长率增长

$$A_{it} = A_{i0} (1 + y_i)^t \quad (2)$$

将各部门资本劳动比记作 k_{it} ,各部门分别求解利润最大化

$$\max_{K_i, L_i} (1 - \tau_i) p_i Y_i - W L_i - R K_i \quad (3)$$

可以得到

$$w = (1 - \tau_i) (1 - \alpha) p_i A_i k_i^{\alpha}, \quad (4)$$

$$R = (1 - \tau_i) \alpha p_i A_i k_i^{\alpha-1}.$$

因此,各部门资本劳动比满足

$$k_{it} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{w_{it}}{R_t}. \quad (5)$$

假设人口数量为 1 且保持不变,因此

$$k_{it} = K_t. \quad (6)$$

部门间产品相对价格满足

$$\frac{p_{it}}{p_{mt}} = \frac{(1 - \tau_m) A_{mt}}{(1 - \tau_i) A_{it}}, i = ps, cs. \quad (7)$$

制造业部门最终产品由制造业部门中间产品和生产性服务业产品得到

$$Y_{ft} = [\eta Y_{fst}^{\frac{1}{1-\epsilon}} + (1 - \eta) Y_{mt}^{\frac{1}{1-\epsilon}}]^{1-\epsilon}, 0 < \epsilon, \eta < 1. \quad (8)$$

将制造业部门最终产品价格标准化为 1,求解利润最大化

$$\max_{Y_{ps}, Y_f} Y_f - P_{ps} Y_{ps} - p_m Y_m \quad (9)$$

可以得到

$$p_{ps} = \eta \left(\frac{Y_{ps}}{Y_f} \right)^{-\frac{1}{1-\epsilon}}, \quad (10)$$

$$p_m = (1 - \eta) \left(\frac{Y_m}{Y_f} \right)^{-\frac{1}{1-\epsilon}}.$$

因此,我们可以得到生产性服务业和制造业产品相对价格

$$\frac{p_{ps}}{p_m} = \frac{\eta}{1 - \eta} \left(\frac{Y_{ps}}{Y_m} \right)^{-\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (11)$$

联立和两式,得到制造业与生产性服务业部门就业份额比满足

$$\frac{L_{m,t}}{L_{ps,t}} = \left(\frac{1 - \tau_m}{1 - \tau_{ps}} \frac{1 - \eta}{\eta} \right)^{\epsilon} \left(\frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}} \right)^{\epsilon-1} = \Delta_t. \quad (12)$$

对生产性服务业税率求导,得到

$$\frac{\partial \Delta_t}{\partial \tau_{ps}} = \frac{\epsilon \Delta_t}{1 - \tau_{ps}} > 0. \quad (13)$$

即,对生产性服务业减税,制造业部门与生产性服务业就业份额比下降。这是由于,生产性服务业及制造业中间产品之间相互替代,对生产性服务业减税,会降低其产品价格,因此,在制造业最终产品生产过程中,会倾向使用生产性服务业产品替代制造业中间产品,从而降低制造业就业份额占比。

将(1)和(12)式代入(8)式之中,得到

$$Y_f = Y_m \left[\eta \left(\frac{1}{\Delta_t} \frac{A_{ps}}{A_m} \right)^{\frac{\epsilon}{1-\epsilon}} + (1-\eta) \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}. \quad (14)$$

因此,三部门产品价格可以外生表示为

$$\begin{aligned} p_m &= \left[\eta^\epsilon \left(\frac{1-\tau_{ps}}{1-\tau_m} \frac{A_{ps}}{A_m} \right)^{\epsilon-1} + (1-\eta)^\epsilon \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \\ p_{ps} &= \left[\eta^\epsilon + (1-\eta)^\epsilon \left(\frac{1-\tau_m}{1-\tau_{ps}} \frac{A_{mt}}{A_{ps}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \\ p_{cs} &= \left[\eta^\epsilon \left(\frac{1-\tau_{ps}}{1-\tau_{cs}} \frac{A_{ps}}{A_{cs}} \right)^{\epsilon-1} + (1-\eta)^\epsilon \left(\frac{1-\tau_m}{1-\tau_{cs}} \frac{A_m}{A_{cs}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}. \end{aligned} \quad (15)$$

由(15),对生产性服务业减税,会提高制造业中间产品价格水平。

$$\frac{\partial p_{m,t}}{\partial \tau_{ps}} = - \frac{\eta^\epsilon}{1-\tau_{ps}} \left(\frac{1-\tau_{ps}}{1-\tau_m} \frac{A_{ps}}{A_m} \right)^{\epsilon-1} p_m^{2-\epsilon} < 0. \quad (16)$$

同理,对生产性服务业减税,会降低生产性服务业产品价格,提高消费性服务业产品价格。

$$\frac{\partial p_{ps,t}}{\partial \tau_{ps}} > 0, \frac{\partial p_{cs,t}}{\partial \tau_{ps}} < 0. \quad (16)$$

2、消费

消费者供给劳动和资本,取得工资收入、资本收入和一次性转移支付,通过消费制造业最终产品和消费性服务业产品实现效用最大化。

$$\max_{c_{ft}, c_{st}, K_{t+1}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_{ft}, c_{st}) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\omega \ln(c_{st} + \bar{c}_s) + (1-\omega) \ln c_{ft}], \bar{c}_s > 0. \quad (17)$$

预算约束为

$$p_{ft} c_{ft} + p_{st} c_{st} + I_t = w_t + R K_t + T_t. \quad (18)$$

求解效用最大化,得到

$$\begin{aligned} p_{st} &= \frac{\omega}{1-\omega} \frac{c_{ft}}{c_{st} + \bar{c}_s}, \\ \frac{c_{ft+1}}{c_{ft}} &= \beta(R_{t+1} + 1 - \sigma). \end{aligned} \quad (19)$$

3、市场出清

首先,要素市场出清

$$\begin{aligned} K_{m,t} + K_{ps,t} + K_{cs,t} &= K_t, \\ L_{m,t} + L_{ps,t} + L_{cs,t} &= 1. \end{aligned} \quad (20)$$

其次,制造业部门最终产品既可用于消费,也可用于投资

$$Y_{f,t} = c_{f,t} + I_t. \quad (21)$$

消费性服务业产品用于消费

$$Y_{cs,t} = c_{cs,t}. \quad (22)$$

资本积累满足

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \sigma)K_t \quad (23)$$

4、均衡

给定 t 时期的状态变量 K_t , 以及上一期的制造业部门最终产品消费 $c_{f,t-1}$, 由欧拉方程可以得到当期制造业部门最终产品消费

$$c_{f,t} = \beta(R_t + 1 - \sigma)c_{f,t-1} \quad (24)$$

由消费者效用最大化得

$$c_{cs,t} = \frac{1 - \omega}{\omega} \frac{c_{f,t}}{p_{cs,t}} - \bar{c}_s. \quad (25)$$

代入资本租金表达式,求消费性服务业部门就业份额

$$L_{cs,t} = \frac{1}{A_{cs,t}k_t^\alpha} \left\{ \frac{1 - \omega}{\omega} \frac{\beta c_{f,t-1} [(1 - \tau_m)\alpha p_{m,t} A_{m,t} k_{mt}^{\alpha-1} + 1 - \delta]}{\frac{1 - \tau_m}{1 - \tau_{cs}} \frac{A_{m,t}}{A_{cs,t}} p_{m,t}} - \bar{c}_s \right\}. \quad (26)$$

由(12)(20),可以得到三部门就业份额表达式

$$\begin{aligned} L_{cs,t} &= \frac{1 - \omega}{\omega} \frac{1 - \tau_{cs}}{1 - \tau_m} \left[\frac{\alpha \beta (1 - \tau_m)}{k_t} + \frac{\beta (1 - \delta)}{p_{m,t} A_{m,t} k_t^\alpha} \right] c_{f,t-1} - \frac{\bar{c}_s}{A_{cs,t} k_t^\alpha}, \\ L_{ps,t} &= \frac{1 - L_{cs,t}}{1 + \Delta_t}, \\ L_{m,t} &= \frac{(1 - L_{cs,t}) \Delta_t}{1 + \Delta_t}. \end{aligned} \quad (27)$$

5、比较静态分析

(1)对生产性服务业减税

根据上文分析,如果仅考虑制造业最终产品生产环节,对生产性服务业减税会造成制

制造业就业份额相对生产性服务业下降、制造业中间产品价格提高和生产性服务业产品价格下降。而在一般均衡框架下,我们可以分析生产性服务业税率下降对总产出和产业结构的影响。式三部门就业份额分别对生产性服务业税率水平求导,可以得到

$$\begin{aligned}\frac{\partial L_{cs,t}}{\partial \tau_{ps}} &= -\frac{1-\omega}{\omega} \frac{1-\tau_{cs}}{1-\tau_m} \frac{\beta c_{f,t-1}(1-\delta)}{p_{m,t}^2 A_{m,t} k_t^\alpha} \frac{\partial p_{m,t}}{\partial \tau_{ps}} > 0, \\ \frac{\partial L_{ps,t}}{\partial \tau_{ps}} &= -\frac{1}{1+\Delta_t} \frac{\partial L_{cs,t}}{\partial \tau_{ps}} - \frac{(1-L_{cs,t})}{(1+\Delta_t)^2} \frac{\partial \Delta_t}{\partial \tau_{ps}} < 0, \\ \frac{\partial L_{m,t}}{\partial \tau_{ps}} &= -\frac{\Delta_t}{1+\Delta_t} \frac{\partial L_{cs,t}}{\partial \tau_{ps}} + \frac{(1-L_{cs,t})}{(1+\Delta_t)^2} \frac{\partial \Delta_t}{\partial \tau_{ps}} < (>) 0.\end{aligned}\quad (28)$$

由于生产性服务业税率降低会推动消费性服务业产品价格提高,消费者为实现效用最大化,会减少消费性服务业产品消费,因此,消费性服务业受到抑制,就业份额下降。也就是说,制造业与生产性服务业就业份额之和提高,我们可以称之为“需求效应”。根据局部均衡分析结果,制造业就业份额相对生产性服务业下降,我们将其称为“供给效应”。因此,对生产性服务业减税会造成生产性服务业就业份额提高,而对制造业就业份额影响不确定,取决于这两个相反方向的效应哪个更大。对制造业而言,当“需求效应”大于“供给效应”时,制造业份额提高,即,对生产性服务业减税会促进制造业发展;反之,当“需求效应”小于“供给效应”时,制造业份额降低,这时,对生产性服务业减税会抑制制造业发展。而对服务业整体而言,结论正好相反。这里,“需求效应”和“供给效应”的大小,取决于经济发展水平、消费偏好、以及生产技术等,后文中的实证分析表明,我国目前处于“需求效应”大于“供给效应”的阶段,即,对生产性服务业减税不仅会促进生产性服务业进一步发展,也会拉动制造业份额的提升,相应地,服务业整体份额将会有所降低。

(2) 改变税收结构

进一步,我们希望保持税收占比不变,考虑改变税收结构对产业结构的影响。这里,假设两种税收结构:情形 A,对制造业最终产品征税,对制造业中间产品及生产性服务业不征税,税率假设为常数 τ_f ;情形 B,对制造业最终产品不征税,而对中间产品及生产性服务业征税,税率与情形 1 相同,均为常数 τ_f 。两种情形下对消费性服务业的税率相同,为 τ_{cs} 。

在情形 A 下,式变为

$$\begin{aligned}\frac{p_{ps,t}^A}{p_{m,t}^A} &= \frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}}, \\ \frac{p_{cs,t}}{p_{m,t}} &= \frac{1}{1-\tau_{cs}} \frac{A_{m,t}}{A_{cs,t}}.\end{aligned}\quad (29)$$

式(10)变为

$$\begin{aligned}p_{ps,t} &= (1-\tau_f) \eta \left(\frac{Y_{ps,t}}{Y_{f,t}} \right)^{-\frac{1}{\epsilon}}, \\ p_{m,t} &= (1-\tau_f) (1-\eta) \left(\frac{Y_{m,t}}{Y_{f,t}} \right)^{-\frac{1}{\epsilon}}.\end{aligned}\quad (30)$$

式(11)保持不变。由此,得到制造业与生产性服务业部门就业份额比满足

$$\frac{L_{m,t}^A}{L_{ps,t}^A} = \left(\frac{1-\eta}{\eta} \right)^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}} \right)^{\epsilon-1} = \Delta_t^A. \quad (31)$$

三部门产品价格为

$$\begin{aligned} p_{m,t}^A &= (1-\tau_f) \left[\eta^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}} \right)^{1-\epsilon} + (1-\eta)^\epsilon \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \\ p_{ps,t}^A &= (1-\tau_f) \left[\eta^\epsilon + (1-\eta)^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \\ p_{cs,t}^A &= \left(\frac{1-\tau_f}{1-\tau_{cs}} \right) \left[\eta^\epsilon \left(\frac{A_{ps,t}}{A_{cs,t}} \right)^{\epsilon-1} + (1-\eta)^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{cs,t}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}. \end{aligned} \quad (32)$$

在情形 B 下,对中间产品征税,且税率相同时,制造业与生产性服务业部门就业份额比仍然满足

$$\frac{L_{m,t}^B}{L_{ps,t}^B} = \left(\frac{1-\eta}{\eta} \right)^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}} \right)^{\epsilon-1} = \Delta_t^B. \quad (33)$$

$$\begin{aligned} p_{m,t}^B &= \left[\eta^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}} \right)^{1-\epsilon} + (1-\eta)^\epsilon \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \\ p_{ps,t}^B &= \left[\eta^\epsilon + (1-\eta)^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{ps,t}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \\ p_{cs,t}^B &= \left(\frac{1-\tau_f}{1-\tau_{cs}} \right) \left[\eta^\epsilon \left(\frac{A_{ps,t}}{A_{cs,t}} \right)^{\epsilon-1} + (1-\eta)^\epsilon \left(\frac{A_{m,t}}{A_{cs,t}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}. \end{aligned} \quad (34)$$

比较两种情形,可以看到

$$p_{m,t}^A = (1-\tau_f)p_{m,t}^B, p_{ps,t}^A = (1-\tau_f)p_{ps,t}^B, p_{cs,t}^A = p_{cs,t}^B, \Delta_t^A = \Delta_t^B. \quad (35)$$

同样,给定状态变量 K_t ,可以分别计算两种情形下 t 时期三部门就业份额、真实产出和名义产出

$$\begin{aligned} L_{cs,t}^A &= \frac{1-\omega}{\omega} (1-\tau_{cs}) \left[\frac{\alpha\beta}{k_t} + \frac{\beta(1-\delta)}{A_{m,t}p_{m,t}^A k_t^\alpha} \right] c_{f,t-1} - \frac{\bar{c}_s}{A_{cs,t}k_t^\alpha}, \\ L_{cs,t}^B &= \frac{1-\omega}{\omega} (1-\tau_{cs}) \left[\frac{\alpha\beta}{k_t} + \frac{\beta(1-\delta)}{(1-\tau_f)A_{m,t}p_{m,t}^B k_t^\alpha} \right] c_{f,t-1} - \frac{\bar{c}_s}{A_{cs,t}k_t^\alpha} = L_{cs,t}^A, \\ L_{ps,t}^{A,B} &= \frac{1-L_{cs,t}^{A,B}}{1+\Delta_t^{A,B}}, \\ L_{m,t}^{A,B} &= \frac{(1-L_{cs,t}^{A,B})\Delta_t^{A,B}}{1+\Delta_t^{A,B}}. \end{aligned} \quad (36)$$

因此,

$$\begin{aligned} L_{i,t}^A &= L_{i,t}^B, Y_{i,t}^A = Y_{i,t}^B, i = m, ps, cs. \\ p_{m,t}^A Y_{m,t}^A &= (1 - \tau_f) p_{m,t}^B Y_{m,t}^B, p_{ps,t}^A Y_{ps,t}^A = (1 - \tau_f) p_{ps,t}^B Y_{ps,t}^B, p_{cs,t}^A Y_{cs,t}^A = p_{cs,t}^B Y_{cs,t}^B, \end{aligned} \quad (37)$$

总产出

$$Y_t^A = (1 - \tau_f) Y_t^B + \tau_f p_{cs,t}^B Y_{cs,t}^B < Y_t^B. \quad (38)$$

即对制造业最终产品征税或对生产性服务业和制造业中间产品分别征税,三部门就业份额、实际产出、以及消费性服务业名义产出在两种情形下相同,生产性服务业和制造业中间产品名义产出在对最终产品征税时更少。因此,对最终产品征税时,总产出较低。原因在于,对最终产品征税时,制造业和生产性服务业价格相对消费性服务业产品价格更低,而真实产出相等。因此,对最终产品征税,制造业和生产性服务业名义产出份额更低,消费性服务业和服务业总体名义产出份额更高。

(二)实证分析

1、参数校准

这里我们不考虑农业,仅考虑制造业和服务业,使用 2011 年产出增加值、税收收入、就业、投资等数据进行参数校准。需要校准的参数有,生产函数中的偏好参数 η ,替代弹性参数 ϵ ,资本收入份额 α ,初始技术水平 $A_{i,t}$,三部门税率 τ_i ,工资差异 σ_i ,以及效用函数中的保留消费参数 $\bar{c}_s$,偏好参数 ω ,贴现率 β 。

经济总量意义上的劳动收入份额可以根据支出法 GDP 计算,具体如下

表 3 2011 年支出法 GDP

	生产总值	劳动者报酬	生产税净额	固定资产折旧	营业盈余
2011 年	521441.11	234310.26	81399.26	67344.51	138387.09

数据来源:《中国统计年鉴 2012》

因此,2011 年总量意义上的劳动收入份额(剔除生产税净额)为 0.5325,考虑到模型中不考虑农业,而农业劳动收入份额较高,我们这里近似取 $\alpha = 0.5$ 。

三部门税率 τ_i 通过三部门可获得的产出水平以及税收收入进行加总计算,使用税收占比近似作为税率的度量,具体如下

表 4 2011 年分部门产出及税收收入(当年价格,亿元)

	制造业	生产性服务业	消费性服务业
产出水平	220412.8	110023.7	86176.0
税收收入	49797.4	28592.7	13159.9
税收占比	22.6%	26.0%	15.3%

数据来源:《中国统计年鉴 2013》、《中国税务年鉴 2012》。其中,服务业税收收入中的“其他”包括科学研究、技术服务和地质勘查业,水利、环境和公共设施管理业等类别,无法按照生产性、消费性服务业对其进行分类,我们将其省去,仅对服务业中给出具体行业税收收入及相应产出水平进行加总,以便获得相对较为准确的税收占比。

观察三部门名义产出及就业真实数据,我们发现,部门间存在工资差异,生产性服务业部门平均工资水平最高,其次是第二产业,消费性服务业最低。为简化起见,我们假设, $w_{it} = \sigma_i w_{mt}$ 满足

$$\frac{w_i L_i}{w_m L_m} = \frac{1 - \tau_i}{1 - \tau_m} \frac{p_i y_i}{p_m y_m}, i = ps, cs. \quad (39)$$

计算得到 $\sigma_{ps} = 1.3123, \sigma_{cs} = 0.6326$ 。

资本存量根据折旧法进行估计并使用就业人口进行标准化,得 $K = 741889.93$ 。贴现率 β 取常规值 0.98,折旧率 δ 取 0.1,生产函数中的偏好参数 η 、替代弹性 ϵ 取 0.5。按照服务业产品实际消费估计效用函数中的偏好参数 $\omega = 0.681$,保留消费 $\bar{c}_s = 16268$ 使式成立。

加入工资差异后,三部门产品价格水平表达式变为

$$p_m = \left[\eta^\epsilon \left(\frac{1}{\sigma_{ps}^{1-\alpha}} \frac{1 - \tau_{ps}}{1 - \tau_m} \frac{A_{ps}}{A_m} \right)^{\epsilon-1} + (1 - \eta)^\epsilon \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}},$$

$$p_{ps} = \left[\eta^\epsilon \sigma_{ps}^{-\frac{(1-\alpha)(1-\epsilon)}{1-\alpha}} + (1 - \eta)^\epsilon \left(\sigma_{ps}^{1-\alpha} \frac{1 - \tau_m}{1 - \tau_{ps}} \frac{A_{mt}}{A_{ps}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \quad (40)$$

$$p_{cs} = \sigma_{cs}^{1-\alpha} \left[\eta^\epsilon \left(\frac{1}{\sigma_{ps}^{1-\alpha}} \frac{1 - \tau_{ps}}{1 - \tau_{cs}} \frac{A_{ps}}{A_{cs}} \right)^{\epsilon-1} + (1 - \eta)^\epsilon \left(\frac{1 - \tau_m}{1 - \tau_{cs}} \frac{A_m}{A_{cs}} \right)^{\epsilon-1} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}.$$

技术水平 $A_{i,t}$ 取值使得上式成立。

2、实证结果

(1) 对生产性服务业减税

我们将生产性服务业税率降低至与制造业税率水平相等,即 τ_{ps} 由 26.0% 降低至 22.6%,比较前后两种情形下的总产出及产业结构。从总产出的角度来看,生产性服务业税率由 26.0% 降低至 22.6% 后,总产出从 425618.80 亿元提高至 428415.50 亿元,增长 0.66%。从产业结构的角度来看,生产性服务业税率由 26.0% 降低至 22.6% 后,从就业份额方面来看,制造业份额提高 0.41%,生产性服务业份额提高 0.58%,消费性服务业份额降低 0.99%,服务业总体份额降低 0.41%;从产出份额方面来看,制造业份额提高 0.

73%,生产性服务业份额降低 0.23%,消费性服务业份额降低 0.50%,服务业总体份额降低 0.73%。

表 5 生产性服务业减税的产业结构效应

	制造业	生产性服务业	消费性服务业	服务业
就业份额				
$\tau_{ps} = 0.260$	48.10%	18.60%	33.3%	51.90%
$\tau_{ps} = 0.226$	48.51%	19.18%	32.31%	51.49%
变化量	0.41%	0.58%	-0.99%	-0.41%
产出份额				
$\tau_{ps} = 0.260$	51.78%	27.49%	20.73%	48.21%
$\tau_{ps} = 0.226$	52.52%	27.26%	20.22%	47.48%
变化量	0.73%	-0.23%	-0.50%	-0.73%

(2) 改变税收结构

进一步,我们希望保持税收占比不变,考虑改变税收结构对产业结构的影响。这里,假设两种税收结构:(1)对制造业最终产品征税,对制造业中间产品及生产性服务业不征税,税率假设为常数 τ_f ; (2)对制造业最终产品不征税,而对中间产品及生产性服务业征税,税率与情形 1 相同,均为常数 τ_f ,根据表 2 中,分别加总制造业及生产性服务业产出及税收收入,可以计算得到 $\tau_f = 0.237$ 。两种情形下对消费性服务业的税率不变,仍为 $\tau_{cs} = 0.153$ 。

从总产出的角度看,对最终产品征税时,总名义产出为 345835 亿元;保持税率不变,对中间产品征税时,总名义产出为 425872 亿元,增长 23.14%。两种情形下的实际产出相等。从产业结构角度看,两种情形下,就业份额和真实产出份额相等;对最终产品征税时,制造业、生产性服务业名义产出份额较小,消费性服务业、服务业整体名义产出份额较大;对中间产品征税时,由于制造业、生产性服务业产品价格较低,使得其名义产出较低,服务业整体名义产出也较低,消费性服务业名义产出保持不变。因此,表现在就业份额上,两种税收结构相同;表现在产出份额上,从最终产品征税转变为中间产品征税,制造业产出份额提高 3.16%,生产性服务业产出份额提高 1.64%,消费性服务业产出份额降低 4.79%,服务业总体产出份额降低 3.16%。

表 6 税收结构的产业结构效应

	制造业	生产性服务业	消费性服务业	服务业	合计
就业份额					
最终产品征税	47.82%	18.91%	33.27%	52.18%	100%
中间产品征税	47.82%	18.91%	33.27%	52.18%	100%
产出份额					
最终产品征税	49.05%	25.46%	25.49%	50.95%	100%
中间产品征税	52.21%	27.10%	20.70%	47.79%	100%
变化量	3.16%	1.64%	-4.79%	-3.16%	
产出水平					
最终产品征税	169643	88044	88144	176192	345835
中间产品征税	222345	115393	88144	203541	425872
变化百分比	31.07%	31.06%	0.00%	15.52%	23.14%

三、生产性服务业促进政策与产业结构升级的计量分析

1、数据描述

(1)数据、计量模型和主要变量定义

鉴于本文采用的 2003—2012 年的省际面板数据,我们选用面板数据固定效应模型来研究分析服务业内部税收结构,即生产性服务业税收占第三产业比例对产业结构转型影响。选择固定效应模型的原因如下:第一,省与省之间的差异性很大,固定效应模型能够控制不随时间改变的因素;第二,Hausmann 检验的结果显著支持固定效应模型;第三,随机效应模型并不改变估计的一致性,唯一优点只是增强模型估计的有效性,如果回归系数在固定效应模型下显著,那即便是估计标准差变小,显著性仍然成立,而且会更强。我们设定如下模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 TPS_{it} + \beta X + \eta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} ;$$

其中,y 表示被解释变量,我们采用服务业收入份额来表示地区的产业结构转型进度,TPS 表示是我们的主要解释变量,即服务业内部的税收结构,在此我们用生产性服务业税收占第三产业比例。X 表示一组控制变量,主要包括:总抚养比(age),用各地区 15 岁以下少年和 65 岁以上老人除以劳动年龄人口来衡量;人均收入对数(lninc),表示各地区人均 GDP 对数,当然我们采用 CPI 进行平减;总人口对数(lnpop),用来衡量当地的人

口规模;总消费(conrate);用最终消费支出除以 GDP 来衡量;政府财政支出比例(fis),用一般预算支出除以 GDP 来衡量;总出口对数(lnexp),表示各地区的总出口对数,当然我们会用出厂价格指数进行平减;人力资本变量(lncol),用地区每万人中中专以上人数的对数来衡量; γ 表示的是地区固定效应, λ 表示时间效应, ϵ 表示的是其他异质性的冲击,即随机扰动项。

我们的数据主要有四个来源,即中国税务年鉴,中国统计年鉴,万德数据库和国泰安数据库。重点需要注意的是,我们的主要解释变量服务业内部的税收结构,数据全部来源于中国税务年鉴(2004—2013)。2004—2013 年的中国税务年鉴报告了分地区分行业的全部税收,因此我们可以搜集到第三产业内部细分行业的分地区的税收数据。借鉴杜德瑞等(2014),将我们将交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业定义为生产性服务业。将这些行业的税收加总再除以第三产业的总税收就可以得到服务业内部的生产性服务业税收占比,也即我们需要的服务业内部的税收结构。其中需要说明的是,2013 年的中国税务年鉴报告了第三产业的总税收,以及 6 个生产性服务业的税收情况,但 2004—2012 年的中国税务年鉴在第三产业细分行业时仅仅报告了交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,金融业,租赁和商务服务业 5 个生产性服务业的税收情况,并没有报告科学研究、技术服务和地质勘查业的税收,因此我们衡量的税收结构并没有精确衡量服务业内部生产性服务业和消费性服务业的税收结构,但考虑到科学研究、技术服务和地质勘查业的税收相比其他生产性服务业的税收要小很多,以 2012 年为例,六大生产性服务业的税收占第三产业的税收比例为 60.56%,而其中科学研究、技术服务和地质勘查业的税收占第三产业的税收比例仅为 2.07%,所以我们认为缺失科学研究、技术服务和地质勘查业的税收数据对我们研究分析的影响较小。

(2)描述性统计

表 7

描述性统计

变量	释义	均值	标准差	最小值	最大值
Ser	服务业收入份额(%)	39.92	7.99	28.6	76.46
TPS	生产性服务业税收占第三产业比重(%)	63.33	9.31	35.63	91.43
Age	总抚养率(%)	37.05	7.11	19.27	57.58
Lninc	人均 GDP 对数	9.78	0.62	8.19	11.16
Lnpop	总人口对数(ln 万)	8.07	0.87	5.60	9.27
Conrate	最终消费支出占 GDP 比重(%)	51.07	8.64	37.37	88.88
Fis	财政支出占 GDP 比重(%)	21.12	15.91	7.92	129.14
Lnexp	总出口对数(元)	15.53	1.73	11.52	19.44
Lncol	每万人中专以上人口对数	6.49	0.58	4.33	8.18

表7报告了主要变量的描述性统计。有几点需要说明的是:首先,近十年来,中国服务业发展迅速,但各个地区发展并不平衡,有的地区在某些年份服务业份额达到76.46%,而有的地区在某些年份服务业份额仅为28.6%;其次,服务业内部的税收结构在各省市间也极为不平衡,在某些地区生产性服务业税收占第三次比重甚至达到91.43%,而整体样本的均值仅为63.33%;最后,政府财政支出占GDP比重最大值达到129.14%,甚至超过100%,这是因为有些省份,比如西藏的财政支出有很大一部分来自于中央,所以超过了当地的国内生产总值。图2报告了近十年中国生产性服务业税收占服务业比重的趋势,我们发现这一比例并没有明显的规律可循。

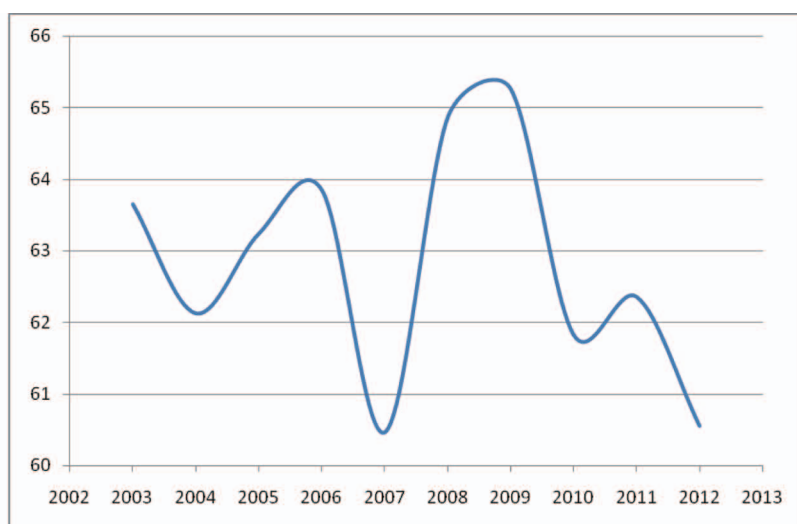


图2 生产性服务业税收占比(%)

2、计量回归结果

(1)基础回归

表8报告了利用面板数据固定效应模型以服务业份额为被解释变量的回归结果。第一列,我们仅放入税收结构变量,也不控制时间,第二列在第一列基础上,我们控制了时间效应,第三列在第一列基础上加入控制变量,第四列在第三列基础上控制了时间效应,第五列将第四列中的税收结构变量换成滞后一期的税收结构变量,以观察上一期的生产性服务业的税收比例是否也对产业结构转型有影响。结果显示,五列中税收结构或者滞后一期的税收结构的系数均为正,且除了第一列不显著以外,其他四列均在不同水平下显著。一个需要重点强调的是,我们在第五列放入了税收结构的滞后项,结果发现该变量在回归中也在10%水平下显著为正,这说明生产性服务业的税收占比对产业结构转型的影响并不仅仅依赖于当期的税收结构,我们选择当期或滞后一期的税收结构并不重要。

表 8

基础回归

解释变量	被解释变量:服务业份额				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TPS	0.0304	0.126 ***	0.0773 ***	0.0695 **	
	(0.0264)	(0.0275)	(0.0298)	(0.0281)	
L. TPS					0.0549 *
					(0.0294)
age			0.0152	-0.0775	-0.0673
			(0.0673)	(0.0648)	(0.0704)
lninc			3.823 ***	-4.403 **	-4.815 **
			(0.832)	(1.832)	(2.077)
lnpop			12.62 ***	1.951	3.794
			(3.845)	(4.495)	(4.848)
conrate			0.194 ***	0.153 ***	0.138 ***
			(0.0383)	(0.0360)	(0.0403)
FIS			-0.00121	-0.0377	-0.0374
			(0.0342)	(0.0330)	(0.0334)
lnexp			-0.754	-1.058 *	-1.019 *
			(0.520)	(0.579)	(0.603)
lncol			-0.215	-0.136	-0.0730
			(0.827)	(0.858)	(0.930)
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	No	Yes	No	Yes	Yes
Constant	37.99 ***	30.46 ***	-101.5 ***	81.07	70.40
	(1.678)	(1.918)	(30.98)	(52.18)	(57.21)
Observations	310	310	310	310	279
R-squared	0.005	0.251	0.279	0.412	0.414

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%水平显著。括号内为标准差。

（2）稳健性检验

我们采用两种方式来对基础回归的结果进行稳健性检验：首先，我们将被解释变量从服务业份额换成工业份额；其次，我们采用动态模型来检验税收结构对产业结构转型的影响。

表9报告了利用面板数据固定效应模型以工业份额为被解释变量的回归结果。第一列，我们仅放入税收结构变量，也不控制时间，第二列在第一列基础上，我们控制了时间效应，第三列在第一列基础上加入控制变量，第四列在第三列基础上控制了时间效应，第五列将第四列中的税收结构变量换成滞后一期的税收结构变量，以观察上一期的生产性服务业的税收比例是否也对产业结构转型有影响。结果显示，五列中税收结构或者滞后一期的税收结构的系数均为负，且均在1%水平下显著。这表明对生产性服务业征收的税收越重，越不利于工业部门的发展，这反映生产性服务业的税负会抑制工业部门的发展，很可能是因为对生产性服务业的征税抑制生产性服务业的发展，从而不能发挥生产性服务业对工业的服务作用，使得工业部门不能更友好的发展。保持服务业总税收不变，生产性服务业税收占比每增加1%，工业份额会减低0.2%^⑨。

表9 工业份额

解释变量	被解释变量：工业份额				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TPS	-0.216 * * *	-0.185 * * *	-0.0982 * * *	-0.105 * * *	
	(0.0283)	(0.0326)	(0.0314)	(0.0294)	
L. TPS					-0.0842 * * *
					(0.0314)
age			-0.00895	0.106	0.0937
			(0.0709)	(0.0678)	(0.0752)
lninc			-0.147	11.53 * * *	11.47 * * *
			(0.877)	(1.917)	(2.219)
lnpop			-14.39 * * *	3.453	-0.0451
			(4.054)	(4.705)	(5.180)
conrate			-0.224 * * *	-0.171 * * *	-0.162 * * *
			(0.0404)	(0.0377)	(0.0431)

⑨ 通过对表9前四列TPS系数、TPS均值和工业份额均值计算得到。

续表

解释变量	被解释变量:服务业份额				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FIS			0.0631 *	0.102 * * *	0.0804 * *
			(0.0361)	(0.0345)	(0.0357)
lnexp			1.555 * * *	2.432 * * *	2.588 * * *
			(0.548)	(0.606)	(0.644)
lncol			-0.658	-0.160	-0.222
			(0.872)	(0.898)	(0.994)
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	No	Yes	No	Yes	Yes
Constant	61.15 * * *	58.29 * * *	161.7 * * *	-128.8 * *	-102.3 *
	(1.798)	(2.275)	(32.66)	(54.62)	(61.13)
Observations	310	310	310	310	279
R-squared	0.173	0.237	0.420	0.534	0.510

注: * * *、* * 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 水平显著。括号内为标准差。

我们也可以考查方程形式的选择问题。我们考虑被解释变量本身的路径依赖性,即前一年地区的产业结构可能显著影响之后的产业结构转型。这需要采用差分 GMM 方法估计此动态面板数据。表 10 三列显示的结果与表 8 的结果非常接近,即税收结构的系数均为正,除了第三列的系数不显著以外,前两列均在不同水平下显著,也就是说,即使考虑产业结构转型的路径依赖,服务业内部的税收结构对产业结构转型的全方位影响仍然很明显。

表 10 差分 GMM 模型

被解释变量	解释变量:服务业份额		
	(1)	(2)	(3)
L. ser	0.706 * * *	0.0967	0.505 * * *
	(0.0879)	(0.0708)	(0.101)
TPS	0.0413 *	0.0686 * *	0.0126
	(0.0246)	(0.0271)	(0.0239)
age		0.178 * * *	0.0496
		(0.0574)	(0.0508)

续表

被解释变量	解释变量:服务业份额		
	(1)	(2)	(3)
lninc		4.203 ***	0.452
		(0.701)	(1.904)
lnpop		12.72 ***	4.155
		(4.043)	(3.522)
conrate		0.164 ***	0.130 ***
		(0.0363)	(0.0309)
FIS		0.103 ***	0.0172
		(0.0349)	(0.0339)
lnexp		-1.254 ***	-0.486
		(0.448)	(0.547)
lncol		-0.633	1.607 **
		(0.642)	(0.667)
Constant	10.53 ***	-105.6 ***	-29.78
	(3.125)	(30.94)	(45.13)
Province	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	No	Yes
Observations	279	279	279
Wald chi2(11)	318.53	183.00	426.29

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%水平显著。括号内为标准差。

(3)地区异质性

前面的表8—表10的实证分析结果已经证实服务业内部的税收结构,即生产性服务业的税负总额与第三产业的税负总额之比,会正向推进产业结构转型,提高服务业份额。我们知道,中国的东部和中西部发展较为不平衡,各个地区产业结构转型的进程也并不相同,除此之外,服务业内部结构在不同地区也表现极大的区别,因此,我们有必要研究服务业内部税收结构对产业结构转型影响的异质性。表11第一列和第二列分别报告了分样本的东部和中西部的面板数据固定效应回归结果。第三列在表4第四列的基础上加入了东部虚拟变量和税收结构的交互项。我们发现,东部和中西部的服务业内部税收结构均会正向影响产业结构转型。但在第一列,税收结构的系数并不显著,而第二列,税收结构的系数在1%水平下显著,且系数明显大于第一列。第三列的结果也证实了中西部地

区服务业内部的税收结构会有效促进产业结构转型,并且这种作用远远强于东部,与第一列和第二列的结果保持一致。

表 11 地区异质性

被解释变量	解释变量:服务业份额		
	(1)东部	(2)中西部	(3)交互项
TPS	0.0448	0.121 * * *	0.143 * * *
	(0.0296)	(0.0448)	(0.0407)
East * TPS			-0.114 * *
			(0.0461)
age	-0.0444	-0.196 * *	-0.0840
	(0.0665)	(0.0921)	(0.0642)
lninc	4.883 *	-2.629	-3.041
	(2.592)	(2.434)	(1.896)
lnpop	1.414	-12.56 *	1.669
	(5.768)	(6.904)	(4.453)
conrate	0.498 * * *	0.0682	0.161 * * *
	(0.0613)	(0.0412)	(0.0358)
FIS	0.310 * * *	-0.00329	-0.0475
	(0.110)	(0.0415)	(0.0329)
lnexp	2.679	-1.065 *	-1.021 *
	(1.752)	(0.629)	(0.574)
lncol	1.405	-1.193	-0.216
	(1.123)	(1.055)	(0.850)
Constant	-103.2	186.5 * * *	67.40
	(76.58)	(67.97)	(51.98)
Province	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Observations	110	200	310
R-squared	0.843	0.291	0.425

注: * * *、* * 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 水平显著。括号内为标准差。

四、结论

我国生产性服务业发展远远落后于西方发达国家,虽然生产性服务业占GDP的份额呈上升趋势,但增长速度较慢,从1997至2011年,增长幅度不到5%。并且,生产性服务业在整个服务业中的份额却表现为下降趋势,服务业总体发展仍然以劳动力密集型的中低端服务业为主,生产性服务业发展相对滞后。因此,为了更好地推动我国产业结构优化调整,有必要进行一定的政府干预和引导,通过一系列促进政策推动生产性服务业发展,拉动产业结构升级。

本文首先通过建立包括制造业、生产性服务业和消费性服务业的三部门模型,从理论上分析生产性服务业促进政策,例如减税政策,对产业结构的影响。分析表明,对生产性服务业减税,会促进劳动力从消费性服务业向生产性服务业的转移,制造业或服务业总体的就业份额变化方向不确定,当由消费性服务业产品价格提高带来的“需求效应”大于由制造业产品价格提高带来的“供给效应”时,制造业就业份额提高,服务业总体就业份额降低。而两个效应的大小取决于消费偏好、生产技术、经济发展水平和产业结构等多方面因素。

进一步,为了识别我国当前阶段的“需求效应”和“供给效应”的相对大小,即为了验证生产性服务业促进政策对制造业和服务业总体的影响方向,本文先后运用数值模拟分析和计量分析两种方法进行分析。两种方法均表明,我国当前阶段,对生产性服务业进行减税,会促进制造业的发展。需要指出的是,本文的理论模型中,并没有考虑生产性服务业发展对制造业部门技术水平的改进。模拟结果表明,将生产性服务业税收占比降低至与制造业税收占比水平(从26%降低至22.6%),制造业(服务业总体)就业份额上升(下降)0.41%,制造业(服务业总体)产出份额上升(下降)0.73%。如果将技术内生,生产性服务业促进政策对制造业的拉动作用将会更强。计量分析的结果表明,保持服务业总税收不变,生产性服务业税收占比每增加1%,工业份额会下降0.2%,与前面的模拟结果基本一致。

此外,考虑到我国东、中、西部经济发展阶段具有很强的异质性,本文通过面板数据回归发现,对生产性服务业减税,在东、中、西部均会促进制造业的发展,并且在中西部地区更加明显。这一结果表明,生产性服务业促进政策对制造业的拉动作用,在中西部地区更强。

综上,在我国当前阶段,可以考虑主要从如下两个角度进行政策引导:

(1)降低生产性服务业成本。例如,进一步扩大生产性服务业“营改增”范围,以及与其逻辑相似的一系列政策,包括:完善以高新技术企业为代表的创新型生产性服务业税收优惠政策、落实生产性服务业产品出口退税政策并逐渐扩大规模、为相关企业提供资金支持和咨询服务等。根据本文的分析,该政策在我国现阶段能够有效促进制造业发展,推动

我国产业结构升级。

(2)提高科技创新,加速产业融合。坚持信息技术服务创新能力、加大金融创新,推动仓储物流服务发展,提高生产性服务业规模化、信息化、科技化水平,有助于加速生产性服务业与制造业融合,从而提高生产性服务业发展对制造业的拉动作用,加速产业集聚化、高端化,推进产业结构向价值链高端化升级。

参考文献

- [1] Cheng, Dazhong. and Peter Daniels, 2014, “What’s So Special about China’s Producer Services? An Input - output Analysis,” *China & World Economy*, No. 1, Vol. 22: 103 - 120.
- [2] Liao J. , “The Rise of Service in China”. Working paper, 2013.
- [3] 杜德瑞、王喆、杨李娟,工业化进程视角下的生产性服务业影响因素研究——基于全国 2002—2011 年 31 个省市面板数据分析,《上海经济研究》2014 年第 1 期。

分报告七

利率市场化条件下中国货币政策框架重构 ——公开市场操作还是“利率走廊”

摘要:利率市场化的本质不仅包括存贷款利率的市场化,还包括整个货币政策调控体系的重构。数量调控模式被发达国家的实践证明无法在金融创新飞速发展的时代完成货币政策目标,因此价格调控模式是货币政策框架改革的方向。本文针对价格调控的两种主要模式,即公开市场操作为主的模式和“利率走廊”为主的模式进行比较研究,并在结合中国金融市场发展现状的前提下分析哪种模式更适合中国的现状。

关键词:利率市场化 公开市场操作 利率走廊

一、前言

近年来,中国的利率市场化进程呈现不断加速的态势。利率市场化不仅意味着存贷款利率的完全放开,同时还包括基准利率体系的培育以及货币政策体系的重构,形成市场化利率调控和传导机制、建立存款保险制度和发展利率风险管理工具等内容,周小川(2012)。受金融体系发育程度的约束,中国货币政策当局虽然在1998年的亚洲金融危机期间宣布放弃了直接的信贷额度调控模式,但此后货币政策仍然主要以准备金率、货币供应量等数量工具和目标为主。而以利率为主的价格型货币政策调控方式在货币政策中发挥的作用相对比较有限。

从国际经验来看,20世纪70年代之后随着金融创新的不断深入,涌现出大量新型金融工具和金融产品,而且各类型金融产品之间的替代性大大提高。这不仅导致货币与非货币金融资产之间的界限越来越模糊,而且随着居民货币需求稳定性的下降,货币数量短期内与通货膨胀和产出缺口等核心宏观经济变量的相关性不断下降。由于货币数量作为名义锚的有效性不断下降,中央银行试图通过修改货币供应目标和货币统计口径来增强政策有效性,例如1971-1986年间美联储曾6次对货币层次的划分进行调整,1970-1984年间英国对货币的定义修改达9次之多。但是上述调整终不奏效,西方发达国家在20世纪90年代之后陆续放弃货币数量目标和工具,转而采取利率等价格型政策工具,并一度取得了良好的宏观政策效果。例如1993年,格林斯潘在国会做证时承认美联储不再以任何货币总量作为实施货币政策目标,由于统计困难及其与经济关系稳定性下降,美联储于2006年3月停止了对M3的统计。^⑩

与传统的数量调控和行政干预不同,在利率市场化条件下,要求当金融机构能够根据市场基准利率进行产品定价和收益核算。因此利率市场化建设包含着市场基准利率体系的形成,而且中央银行可以通过调整中央银行利率体系和公开市场操作引导市场基准利率和收益率曲线变化,进而改变金融机构的行为,并最终实现价格、产出等政策最终目标。

本文主要在中国利率市场化大背景下,对中国货币政策框架重构进行研究。下文分为如下几个部分:第二节主要介绍在利率市场化之前,中国由于金融抑制所导致的利率双轨制现象。利率双轨体系不仅决定了利率市场化改革的起点,也表明了利率市场化过程中要解决的问题。第三节主要介绍利率市场化条件下,货币当局进行政策干预的主要方式,包括“公开市场操作”和“利率走廊”模式及其“利率走廊”模式的最新发展——利率下限盯住模式。第四节主要介绍中国建立以市场利率对目标的货币政策调控体系所具备的条件,包括中国已经拥有的日益完善的市场基准利率以及潜在的“利率走廊”框架。第五节结果中国历史上对准备金和超额准备金付息所产生的问题,讨论中国适宜的“利率走

^⑩ 刘丹、李宏瑾(2011)。

廊”框架及其建立的步骤。

二、中国利率市场化的起点：金融抑制下的双轨利率体系

长期以来,金融抑制(repression)作为中国经济发展的核心战略之一,被认为是导致中国金融市场乃至整个经济扭曲的重要因素。金融抑制在利率体系上最重要的体现是零售市场管制利率,即商业银行体系中的存、贷款基准利率基本以及存款利率上限和贷款利率下限都是由中央银行管制的。^⑩在银行间的批发市场上,利率则早已实现自由浮动,因此中国利率体系的现状是金融抑制下的双轨利率体系。

在银行贷款利率管制取消之前,已有研究表明存、贷款利率管制对金融市场的约束是不对称的。中国人民银行(2009)和 Feyzioglu et al. (2009)等研究认为存款利率对金融市场造成了实质性的约束;而何东、王红林(2011)和李宏瑾等(2013)等发现贷款利率下限管制政策早在贷款利率管制完全放松之前就已经失效。根据中国人民银行发布的货币政策执行报告,自2004年之后只有16%-32%的贷款是采用贷款利率下限的,大多数贷款利率都是在下限之上,因此贷款利率下限在实际中大多约束无效,何东、王红林(2011)。

在以银行信贷为主要渠道的货币供给体系中,具有实际约束力的银行存款利率管制将会对贷款供给产生实质性影响,见图1。由于人为压低的存款利率上限导致银行资金成本降低,在银行业充分竞争的情况下,低存款利率(低资金成本)导致银行贷款供给曲线向右移动,在图1中从 S_1 移动到 S_2 的位置。在这种情况下,银行愿意以低于均衡利率的水平供给贷款,而企业也会产生过度的信贷需求,因此在金融抑制条件下,市场决定的贷款数量为 Q_2 ,对应的利率水平为 r_2 ,见图1。

金融抑制不仅对贷款供给产生影响,而且导致利率体系中银行间市场的批发利率与零售市场上的存贷款利率之间的动态因果关系发生逆转。在利率市场化国家中,银行间市场利率作为货币政策工具,其变化将会导致其他金融资产(包括银行存、贷款)价格变化,进而影响其他宏观变量。因而银行间市场利率变化是其他零售利率变化的原因。然而Porter和Xu(2009)却发现中国银行间市场利率最主要的决定因素是被管制的零售市场存、贷款利率。存、贷款利率不仅决定了银行间市场利率的水平,而且决定了该利率的波动程度。尽管人民银行通过央行票据不断扩大公开市场操作的规模,公开市场操作的影响主要体现在是改变银行间流动性多少,对市场利率的影响不大。因此在中国,银行间市场利率变化反而成为被管制的零售利率变化的结果,而且对零售市场存、贷款利率的管制也降低了银行间市场利率作为价格信号进行资产定价和传递货币政策的能力。

^⑩ 2013年7月20日,我国完全放开了贷款利率管制。

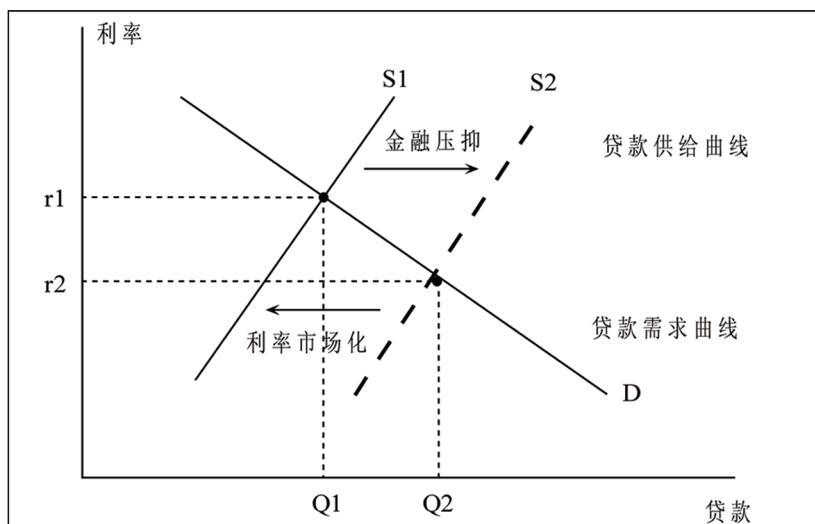


图1 金融抑制下贷款供给

何东、王红林(2012)以及 He 和 Wang(2011)专门讨论了存款利率上限有效而贷款利率下限无效时货币政策传导渠道的特征。如果市场上不存在信贷额度控制,提高存款利率上限会推高市场利率,而贷款利率下限的变化对市场利率没有影响;提高存款准备金率和发行更多央票将会推高市场利率。因为存款利率上限约束有效,当央行提高存款利率上限时,会吸引资金从银行体系外流入体系内,导致存款供给增加。而银行间市场上,资金流出导致该市场资金减少,债券价格下降、收益率提高。当资金流入银行系统变成存款后,部分资金作为准备金上缴,导致市场上的资金总量(银行体系内外)减少。这种机制会导致货币与债券市场的利率较没有提高存款利率上限时上升。

除了对金融市场的扭曲之外,金融抑制被认为是导致中国经济长期以来存在结构性扭曲顽疾的重要原因。被人为压低的利率导致市场上供给了过多的流动性,导致通货膨胀压力的产生。流动性多进入国有企业和资本密集型行业,不仅导致经济结构畸形发展,而且衍生出收入分配和需求结构失衡等一系列问题。因此利率市场化所带来的零售利率管制的解除不仅意味着各利率之间因果关系和货币政策传导渠道的变异,而且可能将会对经济结构产生深刻的影响。

三、利率市场化下货币政策调整的两大模式:公开市场操作和“利率走廊”

在利率市场化条件下,中央银行通过引导货币市场基准利率变动,使短端利率变化沿债券收益率曲线传递到长短利率,从而完成对实体经济的间接调控。为了使市场基准利率保持在合适的目标区间内,中央银行传统的调控方式主要有两种:一是通过公开市场操作;二是采取“利率走廊”模式。

(一)以公开市场操作为主的利率调控模式

一般认为,美联储在 1994 年正式确立以联邦基金市场利率作为调控目标后,主要采取这种方法来进行利率调控。作为美国货币市场基准利率的“联邦基金”利率是银行间同业拆借利率。为了保证商业银行和中央银行之间保持交易,美联储可以通过公开市场操作,调节商业银行头寸余缺,达到实现“联邦基金”利率与美联储拆借利率同步变动的目的。以公开市场操作为主的利率调控模式参见图 2。

由于美联储具备干预市场利率的强大能力,市场会对美联储的拆借目标做出反应。只要美联储提高自己的拆借利率,整个市场就会发生联动,进而导致联邦基金利率发生变化。这样通过公开市场操作,美联储可以使联邦基金利率与联储所设定的联邦基金目标利率相一致,从而实现货币政策目标。

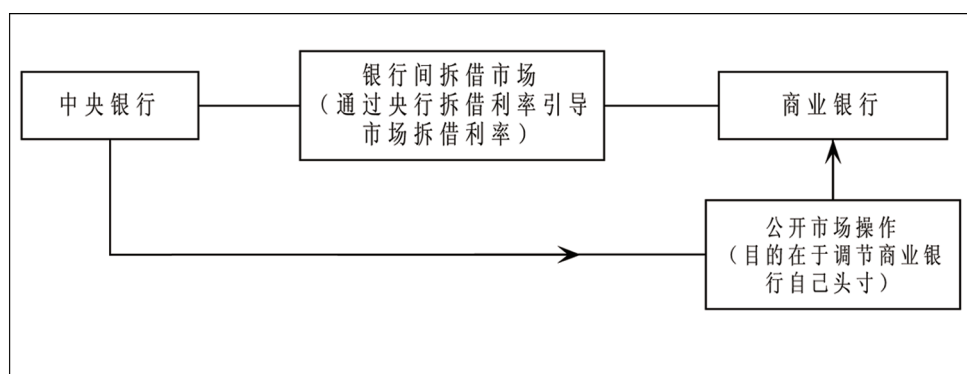


图 2 以公开市场操作为主的基准利率调控模式

(二)以利率走廊为主的利率调控模式

所谓利率走廊(Interest Rate Corridor),也称为利率通道(Interest Rate Channel)是以中央银行为货币市场的提供短期存、贷款利率为上下限,以存、贷款利差为走廊宽度,从而使得银行间拆借市场利率向中央银行所设定的目标利率收敛的一种市场基准利率调控体系。

利率走廊系统基本原理的研究是从 Clinton(1997)对加拿大央行在零准备金制度下货币政策操作问题的分析框架发展而来的。在最基本的利率走廊系统中,中央银行在银行间拆借市场上向商业银行提供短期贷款与存款的金融工具。商业银行可以以 i^H 的利率向中央银行进行短期贷款;同时商业银行也可以以 i^L 的利率将货币资金存入中央银

行。当商业银行间互相拆借资金的利率低于 i^L 时,商业银行可以将多余资金存入中央银行,获得 i^L 的收益率;而当商业银行间互相拆借资金的利率高于 i^H 时,需要资金的银行则可以以 i^H 的利率从中央银行拆入资金。由此(i^L, i^H)分别构成了银行间拆借市场利率的下限和上限,市场利率维持在(i^L, i^H)之间,见图 3。

进一步,Woodford(2001)分析了在利率走廊系统中,银行间拆借市场上利率的决定机制。作者指出在对称利率走廊系统中,商业银行对准备金的需求(D)在利率 i^H 与 i^L 处呈现完全弹性(水平状态)。而在利率走廊上下限之间,由于持有超额准备金的机会成本随着市场利率下降而降低,准备金需求曲线 D 在此区域呈向右下方倾斜态势。 S 曲线表示准备金的供给量,位于 R 处的准备金供给曲线垂直部分由中央银行决定,并受其公开市场操作的影响。例如,当央行通过公开市场购进债券增加准备金供给时,供给曲线的垂直部分向右移动,反之则向左移动。 R 左侧的供给曲线由市场利率下限即准备金存款利率决定; R 右侧的供给曲线由市场利率上限即中央银行贷款利率决定。随着商业银行准备金需求的变化,需求曲线(D)会发生左右移动,但是无论准备金需求如何波动,即便中央银行不进行公开市场操作,市场利率也总是被控制在利率走廊的上下限之间。通过上述分析可以发现,利率走廊系统最大的特点是将利率政策与流动性管理政策相分离,即不借助公开市场操作,中央银行依然有能力调控货币市场基准利率。

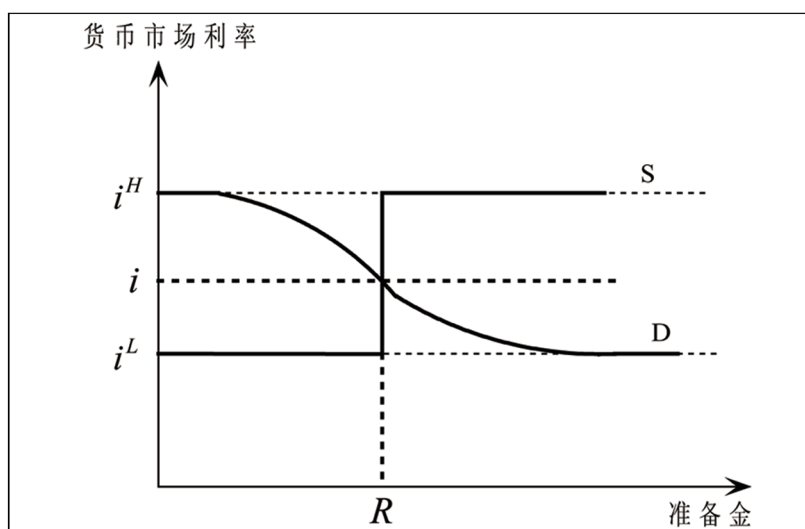


图 3 基本的对称利率走廊模型

欧洲中央银行在进行利率调控时采取的就是利率走廊系统。由于欧洲区存在法定准备金要求,欧洲中央银行为商业银行提供了日终备用贷款便利机制和存款便利机制(deposit and loan facilities),贷款利率和存款利率分别称为市场隔夜利率的上限和下限,见图 4。如果商业银行日终清算资金不足,可以从欧央行借入成本较高的资金(该借款利率提供了隔夜利率的上限);另一方面,日终清算账户仍有余额的机构可以将多余的头寸

存入中央银行并获得相应的利息收益(该利率提供了隔夜利率的下限),由此构建了一个利率走廊,央行不必频繁进行公开市场操作就可将隔夜拆借利率被限制在利率走廊之间。除了欧洲中央银行之外,新西兰、加拿大、澳大利亚和英国也都实行类似的机制。^⑫

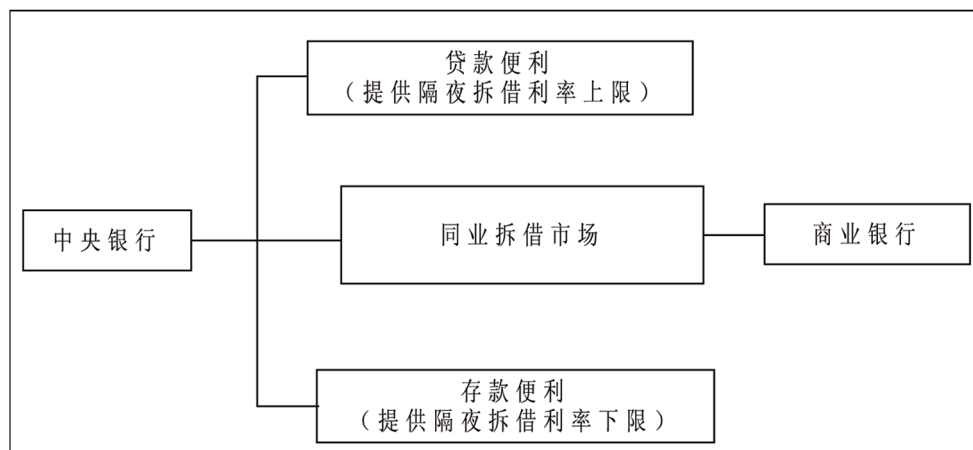


图4 以“利率走廊”为主的基准利率调控模式

(三)公开市场操作和“利率走廊”的新融合

尽管在理论上,市场利率的调整方式可以区分为公开市场操作和“利率”走廊两种模式,但在具体实践中公开市场操作模式与“利率走廊”模式实际上是相辅相成,相互融合,并不存在严格的划分。

Todd 等(2008)认为商业银行准备金担负着日间清算等重要经济功能,中央银行传统的公开市场操作模式可能导致准备金数量和货币政策目标之间存在冲突,而这种冲突在金融危机期间往往会更加尖锐。^⑬ 传统单纯依赖公开市场操作的模式可能会导致市场利率出现剧烈波动,因此中央银行应该实施使货币数量和货币政策明白脱钩(divorcing)的政策框架,其基本思路是通过对准备金付息去除商业银行持有准备金的机会成本,从而使准备金数量与利率目标脱钩。

存款准备金利率由此形成了银行间市场利率的下限,当中央银行在金融动荡或者金融市场资金短缺时向市场注入大量资金而不必担心利率过度下跌。事实上 2008 年次贷

^⑫ 各国在实施利率走廊框架时也存在一定差异。例如英格兰银行和欧洲央行采取的走廊幅度较大,贷款便利和存款便利的利率目标利率相差约 100 个基点;而澳大利亚和加拿大则采取比较低的走廊幅度,贷款便利和存款便利的利率目标利率相差约 25 个基点。

^⑬ 随着银行间大额清算体系的发展,日间清算对银行持有的准备金提出了更高的要求。

危机爆发之后,美联储进行了庞大资产购买行为,导致商业银行准备金迅速增加。2006年美国《金融服务监管救援法》(Financial Services Regulatory Relief Act)授权美联储于2011年10月1日起对金融机构存款准备金付息。因此美国的货币政策实施框架将由传统的主要依赖公开市场操作模式转变为附加利率下限(floor system)和公开市场操作相结合的模式。同时贴现窗口利率一般高于银行间市场利率,因此贴现窗口利率构成了银行间市场利率的上限。

2008年底,美联储开始向存款类机构的法定和超额准备金付息,目前美联储对超额准备金支付联邦基金目标利率区间上限(即0.25%)^⑭。这实际上为商业银行货币市场资金提供了一个利率下限。所以,尽管目前联邦基金目标利率为0~0.25%,但零利率的可能性不大,美联储的利率走廊为50个基点。不过,由于贴现业务较少,利率走廊机制在使用频率和引导利率功能上并不是非常重要。^⑮

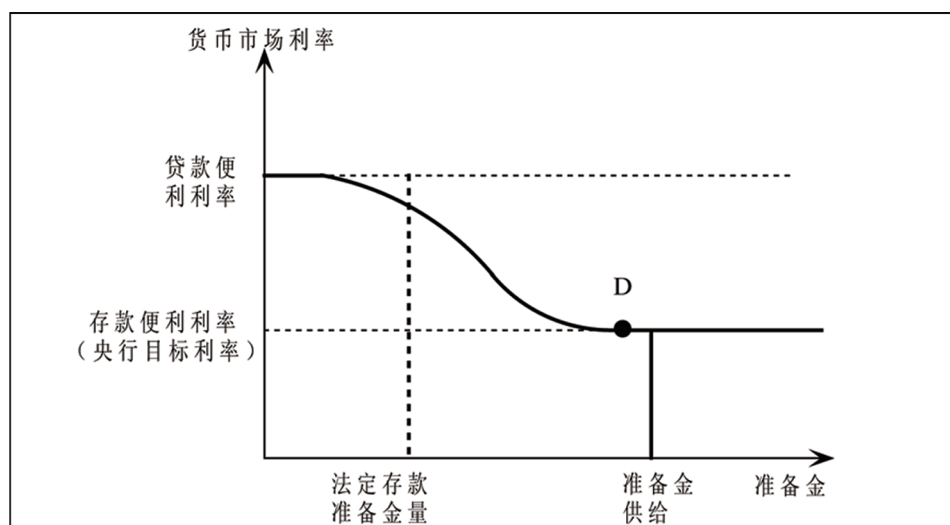


图5 利率下限(floor)政策体系框架

与传统的对称利率走廊政策体系相比,利率下限(floor)政策体系有如下两个特点:首先,中央银行将货币市场利率目标设定为存款便利利率,因此在该货币政策系统中,央行盯住的是利率走廊的下限而非走廊内部的某个点。其次,只要准备金供给曲线与准备金需求曲线的水平部分相交(在存款便利利率处),任意的准备金供给都与相同的央行货币政策利率水平相对应,因此实现货币数量与货币政策目标脱钩。第三、货币数量和货币政策目标脱钩使得央行获得两个独立的政策工具,一是传统的利率工具;二是准备金数量工具。

全球金融危机爆发之后,美国和日本都采取了对准备金支付利息的做法,利率走廊模

^⑭ 美国的准备金政策 <http://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/reservereq.htm>

式几乎成为一种潮流(Goodhart, 2009)。同时,有很多研究表明(如 Nautz and Scheithauer, 2011; Bindseil and Jablecki, 2011),对存款准备金进行利息补偿、采取滞后期的准备金考核方式、加强政策沟通和透明度、公开市场操作频率越高、采用利率走廊模式、实行较窄的利率走廊区间等制度安排,货币市场利率与中央银行目标利率的偏离更小,更有利于货币政策当局的利率引导。

三、中国货币政策体系转型的基础

无论是何种利率调控体系,在利率市场化条件下要实现货币政策体系的转型要求有如下几个必要条件。首先,要有完备的市场基准利率;其次,中央银行要能够对市场基准利率实现有效的调控。

(一)潜在市场基准利率雏形已经具备

由于我国货币市场和存贷款市场利率长期存在着二元结构,在此二元结构下,一些研究发现存款管制利率是中国金融市场上最具影响力的利率。例如上文中提到的 Porter 和 Xu(2009)发现中国银行间市场利率最主要的决定因素是被管制的零售市场存、贷款利率。存、贷款利率不仅决定了银行间市场利率的水平,而且决定了该利率的波动程度。公开市场操作的影响主要体现在是改变银行间流动性多少,对市场利率的影响不大。何东、王红林(2012)进一步研究了贷款利率管制放松后各利率之间的因果关系,同样发现存款利率和市场利率之间的应该关系是从前者指向后者。^⑮但是在存、贷款利率全部放开之后,根据国际经验,货币市场上批发利率将决定零售市场的存贷款利率,因此上述两个利率体系的因果关系将会发生逆转。

在存贷款利率全部放开之后,利率市场化还包括货币政策体系逐步从数量调控型向价格调控型,进一步完善利率传导机制以及发展利率风险管理工具等必要的金融基础设施(周小川, 2013),而这些都离不开基准利率体系的建设。要顺利完成货币政策目标,货币市场基准利率在功能上必须满足一定的要求,从金融市场的角度看,市场基准利率应该具有市场代表性、基准性和稳定性的特征;而从货币政策调控的角度看,基准利率应该具有与实体经济的相关性,并且要求市场具备期限完整的收益率曲线。

经过多年的政策和市场培育,目前我国的 Shibor 与银行间市场质押式回购利率已具备货币市场基准利率的特征,可以作为潜在市场基准利率的备选。但是银行间市场质押

^⑮ 事实上在存款利率存在管制条件下,存款利率由中央银行货币政策决定,可以看作是经济体系的外生变量;而银行间市场利率可以看作由市场决定的,是经济体系的内生变量。根据外生变量决定内生变量的基本原则,自然是管制利率决定市场利率。同时在存贷款利率管制条件下,所谓的市场基准利率仅是指在某一定市场的发挥基准作用的利率。

式回购利率相比, Shibor 自身有一定的缺陷需要克服。首先, Shibor 并不是市场实际成交的利率, 仅是基于报价体系计算的利率。虽然中国人民银行在机制设计和监管体系方面使得 Shibor 在交易真实性和数据质量方面与 Libor 相比具备一定的优势(张晓慧, 2011a), 但毕竟分别剔除两个最高最低报价行后的简单算数平均利率无法完全反映市场的全部情况。其次, 由于 Shibor 只是报价银行的报价, 报价行并没有成交义务, 因此报价质量和真实性存在问题, 尤其是 3 个月以上的中长端 Shibor 报价和实际成交价之间的价差仍然较大。Shibor 在商业银行资产负债表中的应用占比仍然较低(张晓慧, 2011)。更为重要的是以 Shibor 为基准利率的金融产品仍然较少, 如浮息债中大部分仍然以定期存款利率作为基准利率。

目前, 银行间市场已经成为我国货币市场的主体。银行间债券市场经过多年的发展已具备了一定的市场广度和深度, 为货币调控和有效传导货币政策提供了必要的条件。从交易品种来看, 中国的货币市场包括同业拆借市场、债券市场和票据市场。同业拆借市场和债券市场构成货币市场交易的主体, 其中, 质押式回购占最主要部分, 同业拆借利率和银行间市场质押式回购利率是中国最主要的货币市场利率。由于质押式回购规模远远超过同业拆借, 中央银行以质押式回购利率作为政策目标能够最大程度地影响市场利率。而且, 债券质押式回购有债券作为质押担保, 其信用风险要远小于同业拆借, 与基准利率所要求的无风险利率性质更为接近。因此, 将隔夜银行间市场质押式回购利率目标作为中央银行基准利率是一个比较理想的选择。

表 1 中国货币市场主要交易品种及其规模(单位: 万亿)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
同业拆借	10.7	15	19.4	27.9	33.4	46.7	35.5
银行间债券回购	44.8	58.1	70.3	87.6	99.5	141.7	158.2
其中: 质押式	44.1	56.4	67.7	84.7	96.7	136.6	151.98
银行间现券	15.6	37.1	47.3	63.9	63.6	75.2	41.6
其中: 1 年以下	n. a.	n. a.	n. a.	14.4	19.3	22.5	10.58
票据贴现	10.1	13.5	23.2	26	25	31.6	45.7

(二)潜在的利率走廊框架

由于我国长期以来, 包括贴现窗口、再贷款对存款准备金和超额准备金支付利息的制度长期存在, 因此事实上由法定准备金利率、超额准备金利率、再贷款利率、再贴现利率等构成的央行利率体系, 一定程度上具备“利率走廊”的类似功能。这些都是金融宏观调控由数量型为主向价格型为主逐步转变中的必要步骤, (周小川 2012)。

我国在存款准备金制度建立之初就一直对法定存款准备金和超额存款准备金支付利

息。出于清算和缴存法定存款准备金的目的,商业银行始终要保留一定的超额准备金。因此理论上超额准备金利率实际上就是我国货币市场利率理论上的下限。超额存款准备金利率长期保持稳定,自2008年11月以来一直保持在0.72%的水平。在货币市场上,再贷款和再贴现是金融机构从中央银行获得资金的渠道,利率上可以成为货币市场利率的上限。中国人民银行于1998年3月改革再贴现利率和贴现利率的生成机制,规定再贴现利率作为独立的利率档次由中央银行确定。2004年3月中国人民银行实行了再贷款(再贴现)的浮息制度。超额准备金率作为货币市场利率下限,再贷款(再贴现)作为货币市场利率上限,我国中央银行利率体系实际上具备了利率走廊的功能(周小川,2012)。

然而在现实中,再贷款(再贴现)作为货币市场利率理论上的上限,并没有完全发挥作用。在图6中可以发现,由于再贴现规模有限,无法作为中央银行向市场投放货币的主要渠道,因此自2011年之后,随着银行间市场利率的上升,银行间同业拆借利率和银行间质押式回购利率基本维持在再贴现利率之上。同样对于再贷款利率而言,2011年以来银行间市场利率也长期高于该利率水平。事实上,再贷款和再贴现曾经是中央银行主要的货币政策工具,但是在过去十年中,这两个工具的作用不断降低并逐渐淡出。由此可见中国银行间市场仅存在单边利率下限。

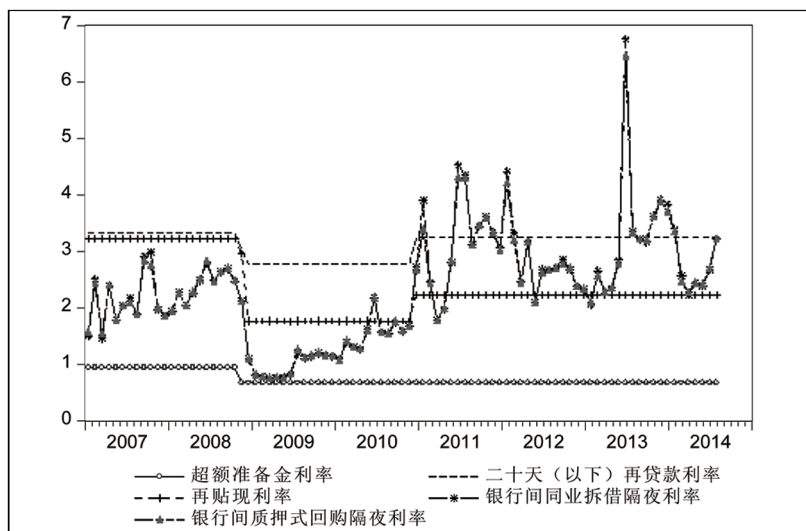


图6 潜在的利率走廊框架(单位%)

四、“利率走廊”模式的优势与中国的现实

金融危机之后,美国开始对存款准备支付利息,并积极推进利率走廊体系,很大程度上是由于利率走廊框架可以使得利率政策可以与准备金数量相分离。而这一特征对中国来说更有吸引力,主要体现在两个方面:首先,金融危机之后中国基础货币的供给渠道

正在发生微妙的变化,基础货币供给短期内可能面临较大的波动和不确定性;其次,受中国金融市场,特别是债券市场发展的制约,中国人民银行通过公开市场操作干预市场利率的能力还相对有限。

(一)金融危机之后货币供给渠道的变异加剧了数量调控的难度

进入新世纪以来,中央银行的资产结构变异导致基础货币攻击渠道发生结构性变化。截至2014年8月国外资产占中国人民银行资产比例为84.7%,而外汇资产比例为82.3%,由此导致外汇占款长期以来成为中国基础货币供给的主渠道。金融危机之前,为了冲销由外汇储备不断增加所造成的基础货币供给,中国人民银行不得不依靠不断提高的存款准备金率和发行央行票据等手段回收流动性,导致中国的货币政策面临及其被动的局面。

金融危机之后,特别是近期以来,由于国外直接投资快速下降,贸易顺差的波动,导致增量外汇占款出现加大波动,影响中国基础货币稳定供给,见图7。2011年10月之后当月新增外汇占款出现快速下降,并有连续多个月份出现负值。新增外汇占款剧烈下降意味着央行终于得以甩开外汇占款的包袱,走出被迫发行央票、上调存准率以不断对冲流动性的困境,货币政策自主空间也得以大大拓展。但硬币的另一面是,由于在过去十年间我国基础货币供应渠道是以外汇占款被动投放为主,新增外汇占款下降,让这一运转了近十年的货币供应机制突然失灵。^⑩

利率走廊模式的基本出发点是要弱或基础货币数量和银行间市场利率的关系,实现无货币数量变动的利率调控模式。在中国当前基础货币供给数量呈现剧烈变动且预期不稳定的情况下,采取利率走廊模式是较好的选择。

(二)公开市场操作规模约束了数量调控的能力

在美国传统的以公开市场操作为主的利率调控模式下,货币政策调控的精确程度取决于货币当局公开市场干预的能力和准确性。即便是在美国这样发达的债券市场条件下,由于商业银行流动性需求的不确定性和变异性都导致出现货币政策目标与市场流动性需求之间的矛盾与冲突。

在公开市场操作中,通过买卖国债吞吐基础货币,需要一个有足够深度和广度的国债二级市场,否则空间不够,大规模的购买国债将引发利率出现剧烈波动。然而在中国,国债发行的规模、品种以及期限结构和中央银行现券资产规模都将限制其公开市场操作和利率引导的能力。人民银行发行中央银行票据很大程度上就与此有关。与金融危机前国

^⑩ 在外汇占款之前,再贷款一直是基础货币投放的主渠道。上世纪90年代的部分年份央行再贷款占基础货币增量比重甚至曾超过八成。随着外汇占款投放基础货币机制的确立,再贷款才逐渐退出。目前新增再贷款主要用于促进信贷结构调整。

债占总资产近 90% 的美联储不同, 中国人民银行最主要的资产是外汇储备(2013 年末为 83.3%), 对政府债权占总资产的比重不到 5%。这大大限制了中国人民银行通过公开市场操作干预货币市场的能力。因此从货币政策干预能力的角度, 利率走廊模式也是理想的选择。

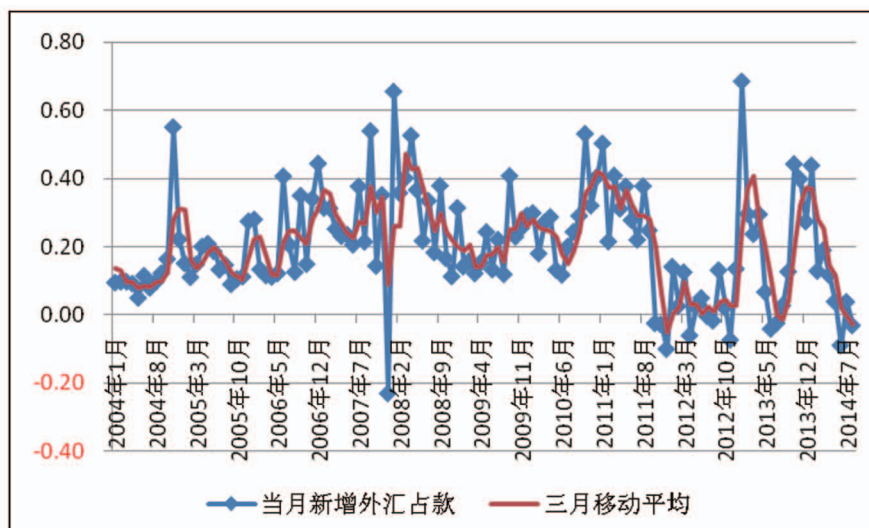


图 7 新增外汇占款及其三月移动平均(万亿)

五、中国构建“利率走廊”面临的挑战

虽然利率走廊模式对于中国存在较强的吸引力, 但是在构建利率走廊模式的过程中, 以及该模式建成之后, 中国的货币政策体系仍然面临一系列的挑战。

(一) 确定适宜的利率走廊上限和下限

在图 6 中我们发现, 虽然中国理论上存在潜在的利率走廊框架, 但是仅有超额准备金利率真正起到了下限的作用。2009 年上半年, 银行间市场利率一度接近超额存款准备金率^①。理论上可以用来作为利率走廊上限的再贴现和再贷款利率由于市场规模有限, 并没有起到框定利率波动的作用。2013 年以来, 随着 SLO 和 SLF 等新兴货币政策工具的相继出台, 中国人民银行通过新兴市场工具引导市场利率的意图明显。只有当金融市场上流动性短缺的机构可以方便的以央行规定的利率活动资金, 央行对市场利率上限的管理才能起到真正的效果。

^① 2011 年之后, 随着市场利率的上升, 市场利率的平均值接近 3%, 约比超额准备金利率高出两个百分点, 实际上并未对利率走廊的下限构成任何实际的压力。

除了工具问题之外,适当的市场利率上限和下限是多少?即便是利率下限管理(Floor)模式下,央行也应该确立适当的超额准备金利率使其与市场均衡利率相一致。根据西方国家的实践经验,从货币数量目标废除之后,Taylor 规则和通胀目标制一直是西方国家设定政策利率的主要方法。^⑮这意味着在实施利率走廊调控模式之后,中国人民银行应该通过货币政策规则确定超额准备金利率。同时随着宏观经济形式的变化,中国人民银行应该灵活的调整超额准备金利率,如果调整存在时滞,或者调整不恰当就会导致宏观经济异常波动。1997 年亚洲金融危机期间,由于中央银行向商业银行支付过高的超额存款准备金利息,加剧商业银行惜贷。

在市场风险加剧的情况下,超额准备金利率接近甚至高于一年期存款利率水平,大量资金回流到中央银行,使得贷款过度紧缩。高准备金利率不仅削弱了商业银行创造货币信用的作用,还把商业银行变成了单纯回笼现金的工具。当贷款回收预期变差时,银行会大量减少贷款;一旦企业效益改善,银行贷款回收预期好的时候就会大量放贷。从商业银行的角度来看,银行贷款和准备金作为持有资产的两种方式一定程度上存在竞争关系。如果超额准备金利率达到目前市场利率水平,将超过短期存款利率,造成存款市场套利行为。由此可见,利率走廊的实施,特别是如果采取利率下限管理模式的话,应该与存款利率市场化同步进行。

(二)利率期限结构的培育

无论是何种利率政策调整模式,中央银行控制的仅是短期利率。长期以来,我国缺乏一条完整的基准收益率曲线,特别是短期债券品种相对较少,期限品种不健全,货币市场基准利率体系发展缓慢,这在一定程度上制约了利率市场化改革的推进(周小川,2004)。尽管期限的完整性并非市场基准收益率的核心属性,而更多的是从对金融衍生品定价的角度来考虑的,但是在市场利率货币政策中间目标的框架下,政策利率变化沿利率期限结构向长期利率传导是货币政策顺畅的前提。而中国目前所欠缺的恰恰是这一市场化的利率传导渠道。虽然贷款利率已经实现市场化,但存款利率仍然处于管制,更重要的是由于债券市场不完善,金融市场上尚无法形成一条完善的利率期限结构曲线来实现短期利率向长期利率的传导。因此培育完善的利率体系,实现通常的短期利率到长期利率的传导机制,是实现利率市场化的重要挑战。

^⑮ 金融危机之后,经济学家对货币政策规则进行了深入的反思,包括传统通胀盯住制和 TAYLOR 规则的缺陷及其改进方向。尽管通胀盯住制和 TAYLOR 规则存在一定的缺陷,但是并不妨碍利率规则作为货币政策的主要调控手段。同时在 Taylor 中,如何及时准确地测算产出缺口和通货膨胀缺口并没有得到有效的解决。

(三)利率市场化可能加速货币需求的不稳定性

根据国际经验,金融市场的发展将会加速货币需求函数的不稳定性,从而导致数量型调控模式的有效性加速下降。根据 Wei 和 Sampawende(2014)的发现,金融自由化和金融创新都会导致货币数、产出水平和利率之间的长期关系发生变化。金融改革和创新将降低货币需求对收入的弹性;同时随着金融资产的丰富,货币需求对利率的弹性将会上升。在以货币数量为中间目标的政策调控体系下,货币政策对产出的影响取决于货币需求函数对收入和利率的弹性。伴随着利率市场化进程不断深化,金融市场自由化和市场化又会对货币政策市场化产生反所用,加速弱化原有货币数量框架的作用,同时也会造成一定程度的市场波动。

参考文献

- [1] 周小川, 2004:《推进利率市场化改革建立基准收益率曲线》,《中国金融家》第 1 期。
- [2] 周小川, 2012:《新世纪以来中国货币政策主要特点》,《新世纪》第 46 期。
- [3] 刘丹、李宏瑾, 2011:《“二战”后发达国家货币政策变迁及对我国的启示》,《经济与金融》第 6 期。
- [4] 李宏瑾、唐珂, 2013:《从利率市场化改革的角度看货币市场波动》,《南方金融》,第 8 期。
- [5] 何东、王红林, 2011:《利率双轨制与中国货币政策实施》,《金融研究》,第 12 期。
- [6] Woodford, M. (2001). “Monetary Policy in the Information Economy”, NBER Working Paper, No. 8674.
- [7] Clinton, K. (1997). “Implementation of Monetary Policy in a Regime with Zero Reserve Requirements”, Bank of Canada Working Paper 97-8.
- [8] Wei Liao and Sampawende J. -A. Tapsoba. (2014). “China’s Monetary Policy and Interest Rate Liberalization: Lessons from International Experiences”, IMF working Paper, WP/14/75.
- [9] Feyzioglu, Tarhan, Porter, Nathan and Takats, Elod. (2009), “Interest Rate Liberalization in China”, IMF Working Paper, 09/171, Washington DC.
- [10] Hu Bo. (2014), “Financial Repression and Interest Rate Liberalization in China”, Department of Economics, Indiana University Bloomington.
- [11] He, Dong and Wang, Honglin, “Dual-track interest rates and the conduct of monetary policy in China”, HKIMR Working Papers No. 21/2011.
- [12] Goodhart, C., 2009, “Liquidity Management”, Paper for the Symposium on Economic Policy for the Information Economy, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- [13] Nautz, D. and J. Scheithauer, 2011, “Monetary Policy Implementation and Overnight Rate Persistence”, Journal of International Money and Finance, 30(7): 1375-1386.
- [14] Whitesell, W., 2006, “Interest Rate Corridors and Reserves”, Journal of Monetary Economics, Vol. 53, No. 6. P. 1177-1195.

分报告八

外生冲击与财政收入波动

摘要:中国的财政收支在经济快速增长时代呈现超速增长的特征。在经济增长放缓的情况下研究收入和支持的变动特征具有重要意义。本报告从开放经济角度,评估了进口规模变动对税收收入的影响和出口规模变动对政府支出(出口退税)的影响。基于我国1994—2014年的月度时间序列,我们采用向量自回归模型(VAR)讨论了进出口相关税收对国际贸易波动的脉冲响应分析,同时采用误差修正模型(ECM)估计了进出口相关税收对进出口贸易的长期增长弹性和短期波动弹性。结果表明,进出口贸易冲击对相关税收均有持续的、明显的、正负交替的影响。从长期看,税收收入对进出口总额和出口总额的增长弹性分别为1.07和1.06;出口退税对出口总额的增长弹性为1.43。从短期看,进口环节税对进口总额的波动弹性为0.95;出口退税对出口总额的波动弹性为1.62;税收收入对进出口总额、进口总额和出口总额的波动弹性分别为0.79,0.35和0.78。这些发现对理解新形势下政府税收收入和支出变化趋势有一定参考价值。

一、引言

经济活动是财税收入的基础,财政收支是调控经济的重要手段。从1994年分税制改革以来,税收收入持续高速增长,且增长率长期高于GDP增长率(李德森,徐光建,2007;黄凤羽,2010;崔治文,王蓓,管芹芹,2010;田美玉,蒋新昆,2011)。诸多研究从经济增长、产业结构改变、税收征管变迁、税收计划管理体制等方面对税收超高速增长进行解释,而其中经济增长和产业结构改变被认为是主要决定因素。那么,在中国经济增速下滑、产业结构调整进入关键时期的“新常态”下,财税收入与经济增长的关系是否表现出新特征?税收增长与经济增长是否存在非对称关系——经济快速增长时财税收入以更快的速度增长,而经济增长速度下滑时财税收入会以更低的速度增长?相应的,财税支出会做出什么样的新调整?在这种情况下,财税收入的增长情况更值得研究,而财政支出的变动趋势对政府、企业和居民就未来的安排具有重要的意义。

一般而言,国内的财税收支政策与经济增长政策是交织在一起的,从而使得财税收支与经济活动的关系复杂难辨。为了在一个更好的环境下研究财税收支与经济活动之间的关系,本文选取与进出口贸易及其相关的财税收支进行研究。原因有四:第一,国际经济情况相对独立于国内政策制定者;第二,进出口和国内其他影响税收收入的因素相对分离;第三,进出口贸易循环不仅可以改善国内总供给和总需求的结构,还会促进经济总量的扩张,而中国作为国际贸易大国,随着改革开放深化推进,贸易与经济增长的联系更为紧密;第四,金融危机后国际经济和贸易环境发生深刻变化,进出口贸易的变化在某种程度上与国内经济“新常态”是契合的,对贸易与税收的研究可以为经济增长与税收关系的研究提供新的视角。

值得注意的是,财税收入中各个税种税基不同,受经济活动影响的渠道和程度有很大差异,以GDP对税收收入总量来研究会忽略内部的各种相互抵消因素的影响,从而对两者之间关系造成错误理解。而从财税支出一侧也是如此:政府规模增长和结构调整一直存在,各个支出因素背后的驱动因素也有很大差别。因此,无论是研究财税收入还是财税支出与经济增长的关系,都有必要分税种讨论。此外,研究两个变量随时序变化的相互影响,采用时间序列模型是经验研究的常用方法。

基于以上考虑,本文选取1994—2014年进出口贸易与相关税收的月度数据,采用VAR模型、协整关系检验、Granger因果关系检验和脉冲响应分析等方法,分别考察了进口总额与进口环节税、出口总额与出口退税、进出口与税收收入的关系。进一步的,本文还通过ECM模型估计了相关税收的长期增长弹性和短期波动弹性。结果表明,进出口贸易冲击对相关税收均有持续的、明显的、正负交替的影响。从长期看,出口退税对出口总额的增长弹性为1.43;税收收入对进出口总额和出口总额的增长弹性分别为1.07和1.06。从短期看,进口环节税对进口总额的波动弹性为0.95;出口退税对出口总额的波动弹性为

1.62; 税收收入对进出口总额、进口总额和出口总额的波动弹性分别为 0.79, 0.35 和 0.78。

本文在研究方法上主要借鉴已有研究经验,但对于进出口贸易及相关税收进行分类研究,且采用了月度时间序列数据,研究内容更为细致。本文以下部分安排如下:第二部分是进出口贸易及相关财税收支情况的概览,旨在定性描述贸易及税收的长期和近期变化的主要特征;第三部分对相关文献进行回顾,介绍了本文的研究方法和数据情况;第四部分是实证分析,最后一部分为本文的结论。

二、进出口贸易及相关财税收支概览

下图给出了近十年月度进出口总额及其同比增长率的变化情况。可以看到,若剔除季节变化特征,近十年来进出口总值整体上呈现稳定增长趋势。但是,期间同比增长率出现两次阶段性跌落,而且在 2010 年后增长率趋于下滑。2007 年末 2008 年初,受美国次贷危机的冲击,2008 年 2、3 月份进出口总值月度同比首次出现负增长,其后迅速回升。然而,2009 年,欧债危机爆发、全球经济复苏的不确定性因素持续存在,而欧盟又是中国主要的进出口贸易对象,导致中国进出口再次出现“断谷”——从 2009 年第二季度一直到 2009 年年末,月度进出口总值同比增长持续负增长,增长率最低时达 -29%;2009 年 5 月进出口总值跌至 6489464.9 万美元,为 2007 年以来最低水平。2009 年中期之后,此前的积极稳健财政政策开始作用、全球经济进入复苏通道,中国进出口总值开始缓慢增长,并在 2010 年 1 月实现同比正增长。但是,2011 年以来,中国经济增速放缓、经济结构调整迈入关键时期,进出口总值增速趋于下滑,且部分月份出现小幅同比负增长。可以认为,在新的全球经济环境和中国的经济形势下,中国的进出口已经步入了“新常态”。

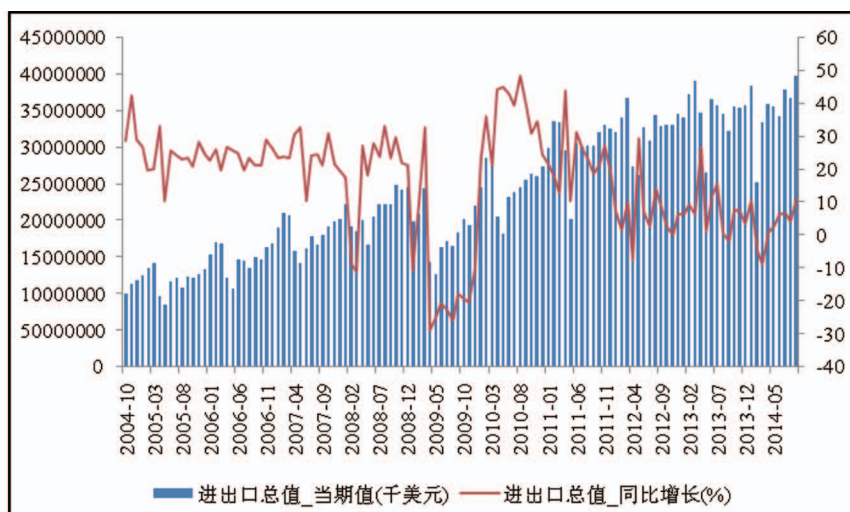


图 2—1 进出口总值及其同比增长

数据来源:中国国家统计局

进出口贸易是国民经济的重要组成部分,也是财政税收的重要来源或财政支出的重要方向。进口环节税是我国税收收入的重要组成部分。1996年以来,进口环节消费税和增值税快速增长,于2014年8月份达1141.07亿元,而在1996年同月仅为36.73亿元。如图1-2所示,进口环节税在2008年年末出现大幅下滑,而2011年以来增长趋缓甚至出现负增长。同期,在考虑季节性因素之后,进口环节税占总税收收入的比重也呈现近似的趋势:在2008年之前逐渐上升并稳定在15%左右,而在2011年之后则有所下降。

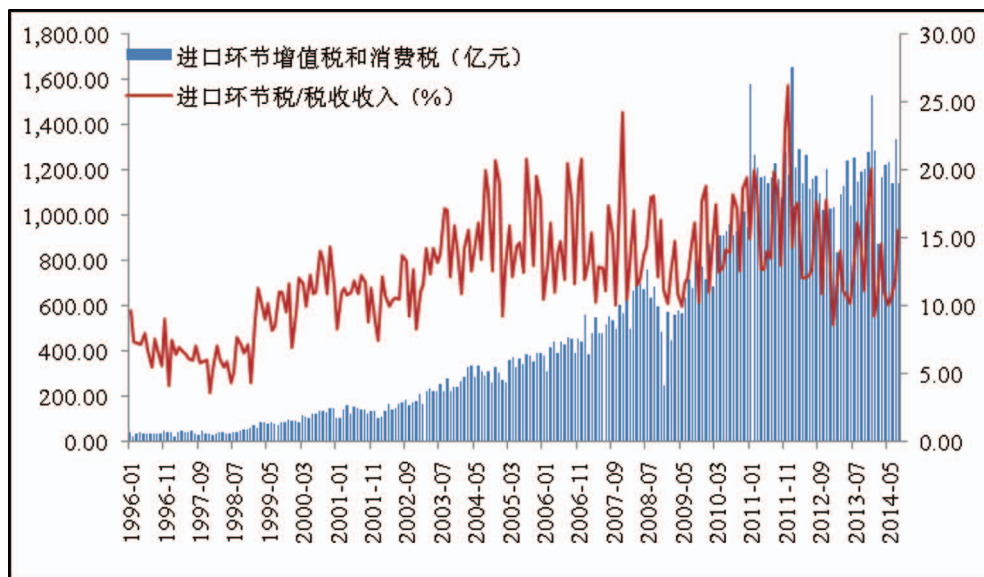


图 2-2 进口环节税及其占税收收入比重

数据来源:中国国家统计局

另一方面,在贸易的财政支出侧,出口退税^⑨(如图1-3所示)在2004年进入快速增长通道,在2009年中期短暂下滑之后仍保持向上增长态势。2014年上半年累积出口退税额达5847.37亿元,同比增长10.31%。与此并不完全相对应的是,在2004年以前,出口退税占财政支出的比重平均在5%以下,2004年下半年骤升之后在长期中震荡下降。其中,2004年10月份的出口退税占财政支出比重高达30.41%,而2011年以来则接近7%的水平,并有进一步下降的趋势。

^⑨ 出口退税在税收收入中记为负值,此处按正值作图。

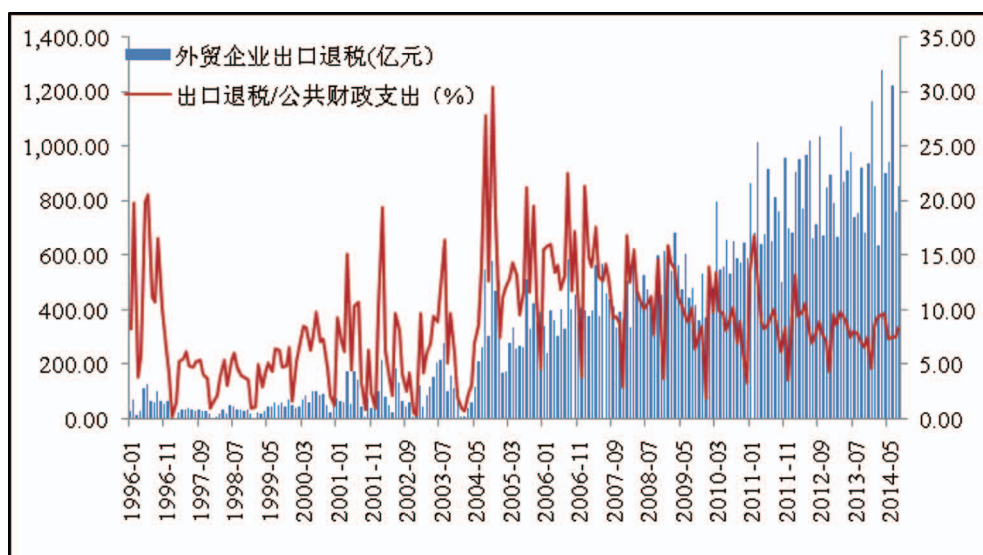


图 2—3 出口退税及其占财政支出比重

数据来源:中国国家统计局

至此,我们发现:中国的进出口贸易已经步入“新常态”,而进出口贸易中与财税收支紧密相关的进口环节税和出口退税也出现了新的变化趋势。本文感兴趣的问题在于:进出口贸易的“新常态”对政府的财税收支有何影响?这包括两个方面,一是进口波动会如何影响以进口为基础的税收,二是出口波动会如何影响出口退税。探究这些问题,不仅对理解经济活动与财税的关系有所帮助,而且对预测未来财税收支的变动也很有价值。

三、文献回顾、研究方法和数据

就进出口贸易与相关税收的关系来说,前者对后者的影响可以分为两个方面:一是进出口贸易直接带来的财税的变化,包括进口环节增值税和消费税、出口企业出口退税和关税;二是进出口贸易通过影响国内经济活动从而影响与其他经济活动直接相关的税收。如进口贸易可能伴随着技术转移,而技术转移可以提升国内制造业的全要素生产率,增加制造业企业的利润,从而推动制造业企业缴税的增长。

目前,进出口贸易与财税关系的研究已达成共识,进口或出口的变化将引致税收收入的同方向变化。在国内的研究中,贾娟(2004)发现出口与税收收入之间存在长期稳定的关系,出口每增加1%,就会带动税收收入增长1.6%。基于误差修正模型的估计,短期的出口变化将引起税收的同方向变化,出口变化1%,将引起税收收入变化0.3%。郑京平和冯春平(2005)将总产出区分为四种具有不同税种特征的产品,从理论上分析了对外贸易对税收有正面的影响。其实际测算显示,一般贸易出口每增加1元人民币,会相应带

动当年税收增加 0.4—0.5 元人民币,且出口增加对税收收入的正向影响具有持续性。田志刚(2011)则以江苏省为例,发现进口总量变化对财税收入的长期影响比短期影响更加突出。

在国外研究方面,Alison R. Felix (2008) 阐述了税收增长与稳定的重要性,以及经济活动与税收结构对税收的影响,并估计了税收的长期增长弹性(1.17)和短期波动弹性(1.34)。Kun Li 和 Pablo Lopez—Murphy (2010) 研究了税收与进口的关系,发现进口的变化显著推动了税收的同方向变化。Hans Fricke 和 Bernd Süßmuth(2014)对拉丁美洲国家的税收增长和稳定进行了考察,发现税收波动对经济周期的响应是非对称的。此外,也有大量文献就财税政策对进出口贸易的影响进行研究,特别是我国的出口退税对出口的影响(胡怡建,1996;张伦俊,祝遵宏,2005;张阳,2006;岳树民,林力昊,2008;王灵龙,2011)。

借鉴已有的研究成果,本文拟采用向量自回归模型(VAR)讨论进出口相关税收对国际贸易波动的脉冲响应分析,同时采用误差修正模型(ECM)估了进出口相关税收对进出口贸易的长期增长弹性和短期波动弹性。但是,与大多数基于年度或季度数据的研究不同,本文采用我国 1994—2014 年的月度时间序列进行估计,估计结果更为稳健。此外,本文分别考察了进口总额对进口环节税、出口总额对出口退税、以及进出口对税收收入的影响。需要说明的是,虽然关税与进出口总额直接相关,但本文并未讨论进出口总额波动对关税的影响。一方面,关税占进出口税收的比重较小,而且随着全球经济合作的加深和税收协同的推进,关税壁垒趋于减弱;另一方面,如前所述,进出口贸易对财税收支还存在间接的影响。因此,本文代之以考察进出口总额对税收收入的影响。本文研究数据均来自中国国家统计局月度数据库。以下是本文的实证部分。

四、实证分析

1、进口总额与进口环节税

从进口总额来看,改革开放以来月度进口额总体上快速上升,2014 年 8 月进口总额达 9772.54 亿元,是 1996 年 8 月的 10 倍多。一般来说,1 月份或 2 月份是进口值的波谷期,而 12 月份通常是进口的波峰期。长期来看,进口总额在 2002 年前缓慢增长,2002 年中国加入 WTO 之后呈加速增加态势,在 2008 年 7 月达到高峰 7616.93 亿元。此后受金融危机影响骤降,2009 年 1 月进口额仅为 3511 亿元。但随后迅速反弹,并在 2011 年 11 月突破万亿元。然而,受世界经济复苏缓慢的大环境影响,相比于 2002—2008 年,进口总额增长明显趋缓,2012 年以来进口总额在万亿元上下波动。

同期,进口环节增值税和消费税也呈现类似的阶段性变化趋势。但是,在长期中,进口环节增值税和消费税占进口总值的比重有所上升。其中,1999 年至 2008 年,该比值在

7%—8%左右波动。而2009年之后逐渐增加至10%以上,在11%—12%之间波动。

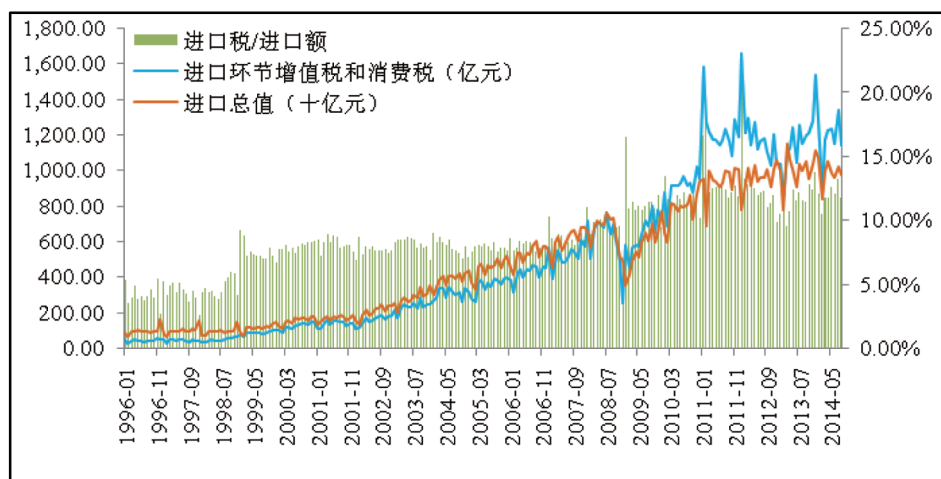


图 4—1.1 进口环节税与进口总额

数据来源:中国国家统计局

进口环节征收的消费税和增值税将使进口商品变得昂贵,国内需求减少,进口总额将降低。也就是说,进口环节消费税和增值税抑制进口。但同时,进口环节消费税和增值税受到进口总额的影响。我们采用 VAR 模型来刻画二者之间的关系。变量含义与描述如下:

表 4—1.1 进口环节税与进口总额的描述性统计

1996 年 1 月至 2014 年 8 月,月度数据 ^②						
变量	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
进口环节消费税和增值税 (Import_Tax)	亿元	224	481.63	428.22	23.77	1656.84
进口总额 (Import)	亿元	224	4689.89	3279.77	641.15	11482.8

为保证模型的有效性,避免出现“伪回归”,需要对变量进行平稳性检验。下表列出了 ADF 单位根检验和 PP 单位根检验的结果,表明进口环节消费税和增值税与进口总额均为 I(1)过程,即其一阶差分为平稳的时间序列。同时,进口环节消费税和增值税与进口

^② 缺失值采用 ARIMA 模型进行预测后填补。

总额序列可能存在长期、稳定的均衡关系,即协整关系。在进行协整关系检验之前,需设定合适的 VAR 模型。VAR 模型估计的一个重要问题是滞后期的确定:滞后期太少,不能完整地反映变量间动态关系;而太多的滞后期会导致自由度减少,影响模型参数估计的有效性。采用进口环节税与进口总额的一阶差分平稳序列建立 VAR 模型,依据各准则的检验结果,确定滞后期数为 4。Johansen 协整检验的结果^②表明,进口环节税与进口总额之间不存在协整关系。因此,用进口环节税与进口总额的一阶差分平稳序列构造 VAR (4)模型。

表 4—1.2 进口环节税与进口总额的单位根检验

序列	检验方法	统计量	P 值	结论
Import	ADF	-1.43	0.5686	不平稳
	PP	-0.61	0.8685	不平稳
D. Import	ADF	-23.17	0.0000	平稳
	PP	-28.62	0.0000	平稳
Import_Tax	ADF	-1.70	0.4329	不平稳
	PP	-0.86	0.8013	不平稳
D. Import_Tax	ADF	-26.07	0.0000	平稳
	PP	-30.75	0.0000	平稳

在 VAR 模型的设立满足平稳性条件,保证其可靠性和有效性的前提下,采用格兰杰因果关系检验来判断进口环节税与进口总额之间的关系。从检验结果可以看出,进口环节税与进口总额互为因果关系。

在 VAR 模型的基础上,脉冲响应分析直观地表现了短期中进口环节消费税和增值税对进口总额扰动的响应。从下图可以看出,进口环节税立即对进口总额的扰动做出了响应。给出进口总额的正向冲击,该冲击的效果在第 1 期为正;在第 2—3 期,进口环节税表现出负向的响应;在第 4 期,进口环节税对进口总额的冲击做出最大的正向响应,为 0.03;在第 5 期,进口总额产生了最大的负向冲击效果,为-0.026。此后,脉冲响应函数的波动幅度逐渐平缓。

^② 由于本文的更为重要的结果是脉冲响应分析和弹性估计,因此,最佳滞后阶数检验、协整检验、和格兰杰因果关系检验均放在附录里,此处进站时单位根检验和脉冲响应分析图。下同。

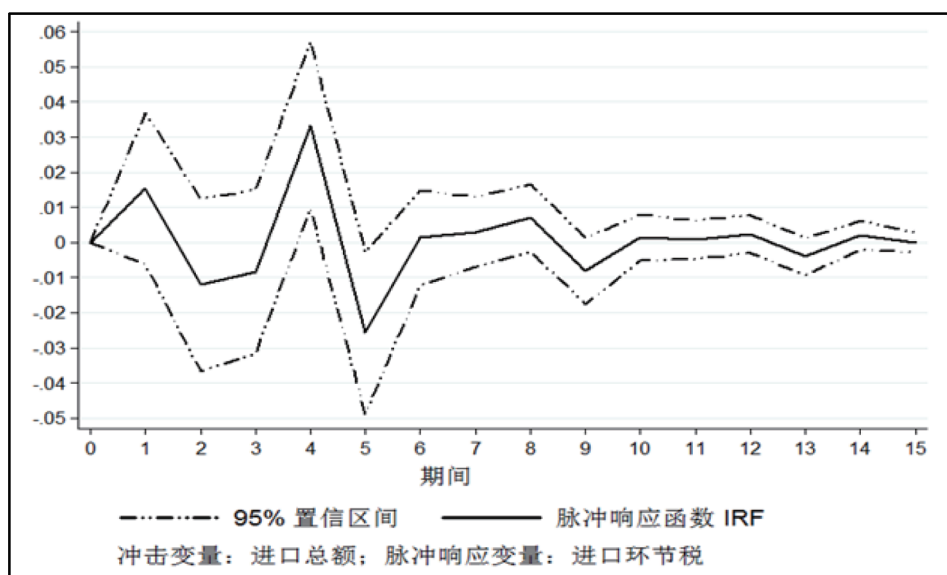


图 4—1.2 进口环节税对进口总额的脉冲响应分析

为估计进口总额的波动对进口环节税波动的影响,文采用双对数模型估计了长期中进口环节税对进口总额的弹性(β)。在此基础上,以进口总额的增长率和进口环节税的增长率来刻画二者的波动情况,采用 ECM 模型估计进口环节税的增长率对进口总额增长率的弹性(θ),即在短期中,估计了进口总额的波动对进口环节税波动的影响幅度。拟采用的估计模型如下:

$$\text{长期增长: } \ln(\text{Import_Tax})_t = \alpha + \beta \ln(\text{Import})_t + \epsilon_t$$

$$\text{短期波动(ECM): } D. \ln(\text{Import_Tax})_t = \gamma + \theta D. \ln(\text{Import})_t + \rho \epsilon_{t-1} + \nu_t$$

为保证 ECM 模型的有效性,需要对变量进行平稳性检验和协整检验。检验结果表明,对数进口环节消费税和增值税与对数进口总额均为 I(1)过程,即其一阶差分(增长率)为平稳的时间序列。然而,二者间不存在协整关系。因此,无法估计出进口环节税增长的长期弹性,也无法构造具有长期均衡关系的 ECM 模型。在这一部分,文采用进口环节税的同比增长率和进口总额的同比增长率来刻画二者的波动情况。由于增长率序列均为平稳序列(I(0)过程),可以采用 OLS 估计进口环节税的波动对进口总额波动的弹性(θ)。估计方程如下:

$$\text{短期波动: } D. \ln(\text{Import_Tax})_t = \gamma + \theta D. \ln(\text{Import})_t + \nu_t \quad (1)$$

估计结果如下:进口环节消费税和增值税收入的波动并没有进口总额波动那么大,短期弹性的系数为 0.95,在 1% 的显著性水平上显著。表明当进口总额的波动为 1% 时,进口环节税的波动为 0.95%。

表 4—1.3 进口环节税与进口总额的弹性估计

变量 Import_Tax	增长 (长期弹性)	波动 (短期弹性)
Import		0.95 * * * (0.09)
常数项		8.05 (2.34)
观测值		212
调整 R 方		0.35

括号内为系数的标准误；*，* *，* * * 分别表示 10%，5%和 1%的显著性水平。

采用月度数据建立 VAR 模型,对进口总额与进口环节税动态关系的考察表明,进口总额与进口环节税互为格兰杰因果关系,但在长期不存在稳定的均衡关系。从短期的脉冲响应分析来看,进口总额的增加在半年内对进口环节税有明显的、正负交替的影响,进口总额冲击的效果在第 4 个月和第 5 个月分别达到波峰和波谷。从其短期的波动弹性来看,进口总额的增长率变化 1%,将引致进口环节税的增长率变化 0.95%。

2、出口总额与出口退税

从出口情况来看,在 2014 年 8 月达 12842.8 亿元,是 1996 年同月的近 11 倍,出口总额快速上升。与进口情况相类似,出口总额也表现出明显的季节性特征,2 月份通常是出口的波谷期。而从长期来看,出口在 2000 年左右就已经进入加速增长通道,先于进口的增长,且增长速度快于进口增速。在 2008 年末 2009 年初出现骤降之后,出口同样迅速反弹,而后增长趋缓。但是,与进口相比,出口反弹之后的增长趋势更为明显。

同期,外贸企业出口退税也呈现阶段性地持续增加,2014 年上半年出口退税累计达 5847.37 亿元,占同期出口总额累计值的 8.967%。在长期中,从出口退税占出口总额的比重来看,出口退税的季节性特征更为明显,通常第一季度的出口退税力度更大。此外,2004 年以来,该比重高于历史平均水平,且 2009 年以来该比重有所上升,出口退税力度有所增大。其中,2009—2013 年的年均出口退税比重为 7.47%、6.67%、6.94%、7.855%、7.68%。

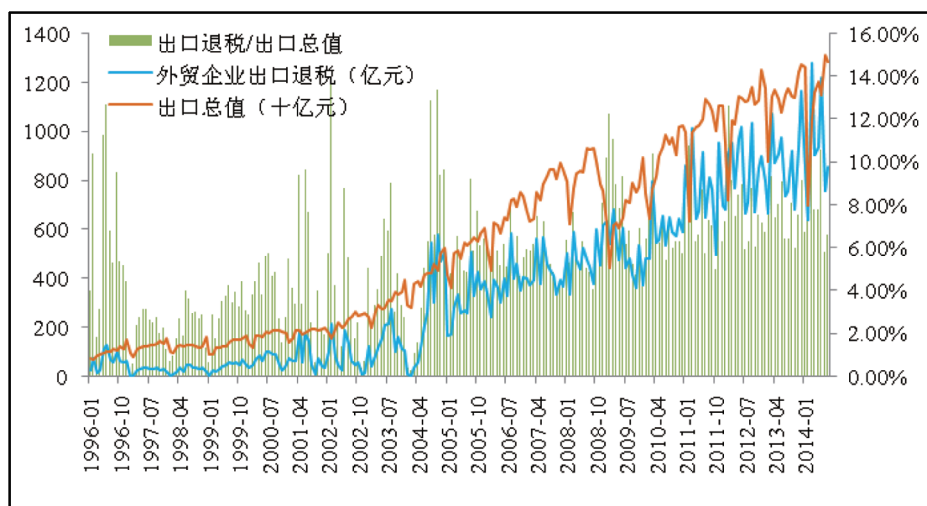


图 4—2.1 出口退税与出口总额

数据来源：中国国家统计局

外贸企业的出口退税政策一方面使出口商品变得便宜,另一方面激励外贸企业的生产经营活动,出口总额将增加。也就是说,出口退税政策将刺激出口。但同时,外贸企业的出口总额越多,出口退税额也将越大。我们采用 VAR 模型来刻画二者之间的关系。变量含义与描述如下:

表 4—2.1 出口退税与出口总额的描述性统计

1996 年 1 月至 2014 年 8 月,月度数据 ^②						
变量	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
外贸企业的出口退税 (Export_Tax)	亿元	224	356.23	317.54	0.9	1281.48
出口总额 (Export)	亿元	224	5421.01	3789.95	720.00	13106.9

下表列出了 ADF 单位根检验和 PP 单位根检验的结果,表明出口退税与出口总额均为 I(1)过程,即其一阶差分为平稳的时间序列。同时,出口退税与出口总额之间可能存在协整关系。采用出口退税与出口总额的一阶差分平稳序列建立 VAR 模型,依据各准则的检验结果,确定滞后期数为 4。Johansen 协整检验的结果表明,出口退税与出口总额之间存在协整关系。因此,可以采用出口退税与出口总额的一阶差分平稳序列构造具有长期均衡关系的 VAR(4)模型。

^② 缺失值采用 ARIMA 模型进行预测后填补。

表 4-2.2 出口退税与出口总额的单位根检验

序列	检验方法	统计量	P 值	结论
Export	ADF	-1.28	0.6384	不平稳
	PP	-0.48	0.8952	不平稳
D. Export	ADF	-20.34	0.0000	平稳
	PP	-23.03	0.0000	平稳
Export_Tax	ADF	-3.33	0.0137	不平稳
	PP	-2.331	0.1623	不平稳
D. Export_Tax	ADF	-27.35	0.0000	平稳
	PP	-34.64	0.0000	平稳

在 VAR 模型的设立满足平稳性条件,保证其可靠性和有效性的前提下,采用格兰杰因果关系检验来判断出口退税与出口总额之间的关系。从检验结果可以看出,出口退税与出口总额互为因果关系。在 VAR 模型的基础上,脉冲响应分析直观地表现了短期中出口退税对出口总额扰动的响应。从下图可以看出,出口退税立即对进口总额的扰动做出了响应。给出出口总额的正向冲击,该冲击的效果呈“锯齿状”上下波动。在第 1 期,出口总额的冲击效果为负,达到波谷,为-0.05;在第 2 期,出口退税表现出正向的响应;在第 3 期,出口退税的脉冲响应函数值为 0.00;在第 4 期,出口退税对出口总额的冲击做出负向响应;在第 5 期,进口总额的产生了最大的正向冲击效果,为 0.024。此后,脉冲响应函数的波动幅度衰减。

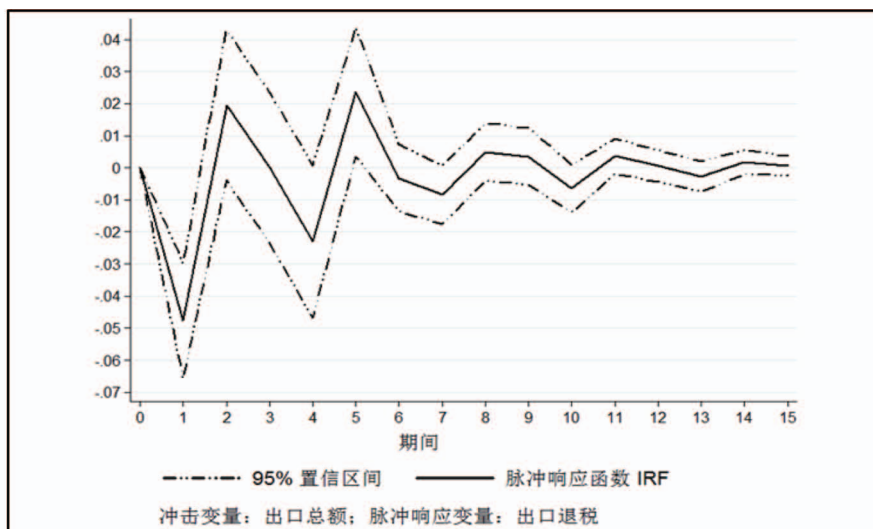


图 4-2.2 出口退税对出口总额的脉冲响应分析

为估计出口总额的波动对出口退税波动的影响,拟采用上述估计方法完成长期中出口退税对出口总额的弹性,以及出口退税的波动对出口总额波动的弹性估计。对变量进行平稳性检验和协整检验后发现,对数出口退税与对数出口总额均为 I(1)过程,即其一阶差分(增长率)为平稳的时间序列;并且,二者间存在协整关系。因此,文采用双对数模型估计了长期中出口退税对出口总额的弹性(β)。在此基础上,以出口退税的增长率和出口总额的增长率来刻画二者的波动情况,采用 ECM 模型估计出口退税的增长率对出口总额增长率的弹性(θ),即在短期中,估计了出口总额的波动对出口退税波动的影响幅度。估计模型如下:

$$\text{长期增长: } \ln(\text{Export_Tax})_t = \alpha + \beta \ln(\text{Export})_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{短期波动(ECM): } D. \ln(\text{Export_Tax})_t = \gamma + \theta D. \ln(\text{Export})_t + \rho \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (3)$$

出口退税与出口总额的弹性估计的估计结果显示,出口退税对出口总额的长期弹性为 1.43,表明出口总额每增长 1%,将引起出口退税增加 1.43%。从出口总额波动的影响看,出口退税的波动大于出口总额波动,短期弹性的系数为 1.62,在 1%的显著性水平上显著。表明当出口总额的波动为 1%时,出口退税的波动将扩大为 1.62%。

表 4—2.3 出口退税与出口总额的弹性估计

变量 Export_Tax	增长 (长期弹性)	波动 (短期弹性)
Export	1.43 * * * (0.05)	1.62 * * * (0.25)
常数项	-6.65 * * * (0.39)	-0.01 (0.04)
观测值	224	223
调整 R 方	0.81	0.31

括号内为系数的标准误;* , * * , * * * 分别表示 10% , 5% 和 1% 的显著性水平。

采用月度数据建立 VAR 模型,对出口总额与出口退税动态关系的考察表明,出口总额与出口退税互为格兰杰因果关系,且长期中存在稳定的均衡关系。从短期的脉冲响应分析来看,出口总额的增加在一年内对出口退税有明显的、正负交替的影响,出口总额冲击的效果在第 1 个月和第 5 个月分别达到波谷和波峰。从出口退税的长期增长弹性来看,出口总额增加 1%,将引致出口退税增长 1.43%;从其短期的波动弹性来看,出口总额的增长率变化 1%,将引致出口退税的增长率变化 1.62%。

3、进出口与税收收入

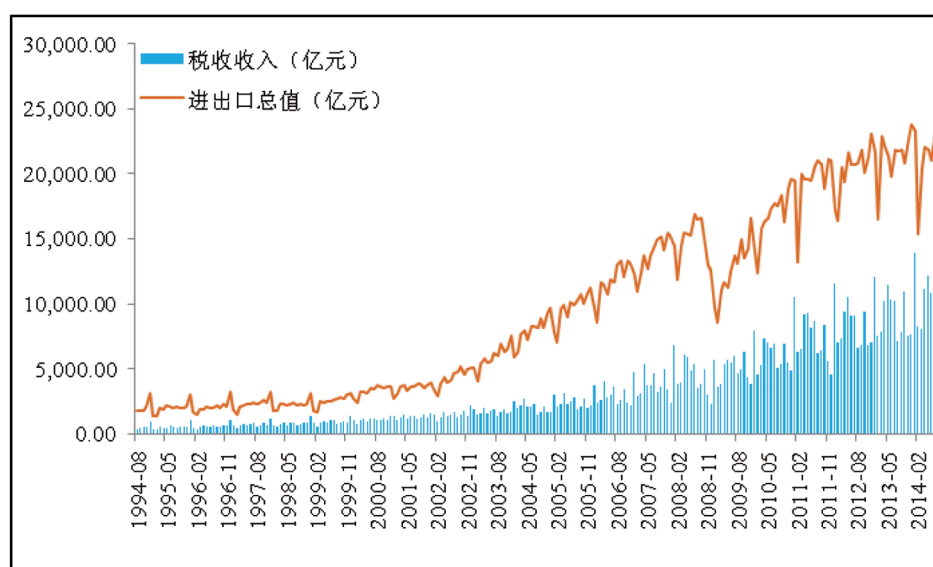


图 4—3.1 进出口总额与税收收入

数据来源：中国国家统计局

从进出口总额与税收收入来看,2014 年上半年进出口总额达 124112.7 亿元,同比微幅下降 0.424%;而同期税收收入 64268.74 亿元,同比增长 8.45%。长期来看,进出口总额同样呈现出阶段性特征和季度性特征。由于出口的较强劲反弹,进出口在 2009 年第二季度回升之后保持持续增长态势,变化趋势与出口更为相似。值得注意的是,税收收入也具有季节性趋势,而且变化规律与进出口总额紧密相关:通常,2 月份为进出口总值的波谷期,而 1 月份则是税收收入的波峰期。而在整体变化趋势上,二者较为相似,表明二者确实存在某种时间序列上的关联。

我们采用 VAR 模型来考察税收收入和进出口总额之间的关系。变量含义与描述如下:

表 4—3.1 税收收入与进出口总额的描述性统计

1994 年 8 月至 2014 年 8 月,月度数据						
变量	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
税收收入 (Tax)	亿元	241	3374.88	3125.93	259.09	13905.51
进口总额 (Trade)	亿元	241	9537.98	7105.91	1323.14	23847.5

下表列出了 ADF 单位根检验和 PP 单位根检验的结果,表明税收收入与进出口总额均为 I(1)过程,即其一阶差分为平稳的时间序列。同时,税收收入与进出口总额序列可能存在长期、稳定的均衡关系,即协整关系。采用税收收入与进出口总额的一阶差分平稳序列建立 VAR 模型,依据各准则的检验结果,确定滞后期数为 4。在滞后 4 期,对税收收入与进出口总额之间的协整关系进行检验。Johansen 协整检验的结果表明,税收收入与进出口总额之间存在协整关系。因此,用税收收入与进出口总额的一阶差分平稳序列构造具有长期均衡关系的 VAR(4)模型。

表 4—3.2 税收收入与进出口总额的单位根检验

序列	检验方法	统计量	P 值	结论
Tax	ADF	-3.71	0.0040	不平稳
	PP	-2.79	0.0605	不平稳
D. Tax	ADF	-23.87	0.0000	平稳
	PP	-32.61	0.0000	平稳
Trade	ADF	-1.23	0.6599	不平稳
	PP	-0.42	0.9063	不平稳
D. Trade	ADF	-21.40	0.0000	平稳
	PP	-25.27	0.0000	平稳

在 VAR 模型的设立满足平稳性条件,保证其可靠性和有效性的前提下,采用格兰杰因果关系检验来判断税收收入与进出口总额之间的关系。从检验结果可以看出,税收收入与进出口总额互为因果关系。在 VAR 模型的基础上,脉冲响应分析直观地表现了短期中税收收入对进出口总额扰动的响应。从下图可以看出,进出口总额的冲击效应在第 2 期至第 6 期较为明显;在第 3 期,税收收入表现出最强的负向响应,为 -0.55;在第 5 期,进出口总额对税收收入产生了最大的正向冲击效果,为 0.43。此后,脉冲响应函数的波动幅度逐渐平缓。为估计进出口总额的波动对税收收入波动的影响,拟采用上述估计方法完成长期中税收收入对进出口总额的弹性,以及税收收入的波动对进出口总额波动的弹性估计。对变量进行平稳性检验和协整检验后发现,对数税收收入与对数进出口总额均为 I(1)过程,即其一阶差分(增长率)为平稳的时间序列;并且,二者间存在协整关系。因此,文采用双对数模型估计了长期中税收收入对进出口总额的弹性(β)。在此基础上,以税收收入的增长率和进出口总额的增长率来刻画二者的波动情况,采用 ECM 模型估计进出口总额的波动对税收收入波动的影响幅度。估计模型如下:

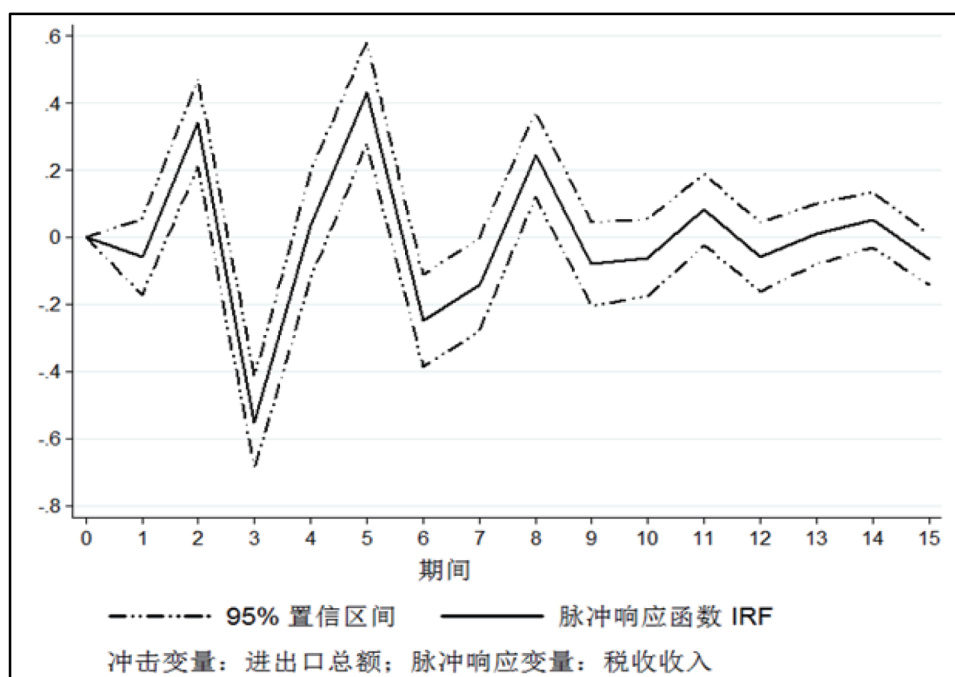


图 4—3.2 税收收入对进出口总额的脉冲响应分析

$$\text{长期增长: } \ln(Tax)_t = \alpha + \beta \ln(Trade)_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{短期波动(ECM): } D. \ln(Tax)_t = \gamma + \theta D. \ln(Trade)_t + \rho \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (5)$$

税收收入对进出口总额的长期弹性为 1.07, 表明进出口总额每增长 1%, 将带动税收收入增长 1.07%。从进出口总额波动的影响看, 税收收入的波动小于进出口总额波动, 短期弹性的系数为 0.79, 在 1% 的显著性水平上显著。表明当进出口总额的波动为 1% 时, 税收收入的波动为 0.79%。

表 4—3.3 税收收入与进出口总额的弹性估计

变量 Tax	增长 (长期弹性)	波动 (短期弹性)
Trade	1.07 * * * (0.02)	0.79 * * * (0.10)
常数项	-1.73 * * * (0.17)	0.004 (0.02)
观测值	241	240
调整 R 方	0.92	0.43

括号内为系数的标准误; *, **, *** 分别表示 10%, 5% 和 1% 的显著性水平。

更进一步的,本文还分别考虑了进口总额和出口总额对税收收入的长期影响和短期影响。在采用双对数模型估计了长期中税收收入的增长弹性(β)后,以各变量的增长率来描述波动情况,采用 ECM 模型分别估计税收收入的增长率对进口总额增长率的弹性及其对出口总额增长率的弹性(θ),即在短期中,估计了进口总额的波动和出口总额的波动对税收收入波动的影响幅度。拟采用的估计模型如下:

$$\text{长期增长: } \ln(Tax)_t = \alpha_1 + \beta_1 \ln(Import)_t + \epsilon_{1,t}$$

$$\ln(Tax)_t = \alpha_2 + \beta_2 \ln(Export)_t + \epsilon_{2,t}$$

$$\text{短期波动(ECM): } D. \ln(Tax)_t = \gamma_1 + \theta_1 D. \ln(Import)_t + \rho_1 \epsilon_{1,t-1} + \nu_{1,t}$$

$$D. \ln(Tax)_t = \gamma_2 + \theta_2 D. \ln(Export)_t + \rho_2 \epsilon_{2,t-1} + \nu_{2,t}$$

为保证 ECM 模型的有效性,需要对变量进行平稳性检验和协整检验。检验结果表明,对数税收收入、对数进口总额和对数出口总额均为 I(1)过程,即其一阶差分(增长率)为平稳的时间序列。然而,对数进口总额与税收收入之间不存在协整关系;仅有对数出口总额与对数税收收入之间存在协整关系。因此,在估计进口总额波动的税收影响时,采用其同比增长率刻画波动情况,仅就短期波动弹性进行估计;而在估计出口总额波动的税收影响时,可以构造具有长期均衡关系的 ECM 模型。估计模型如下:

$$\text{长期增长: } \ln(Tax)_t = \alpha_2 + \beta_2 \ln(Export)_t + \epsilon_{2,t} \quad (6)$$

$$\text{短期波动: } D. \ln(Tax)_t = \gamma_1 + \theta_1 D. \ln(Import)_t + \nu_{1,t} \quad (7)$$

$$D. \ln(Tax)_t = \gamma_2 + \theta_2 D. \ln(Export)_t + \rho_2 \epsilon_{2,t-1} + \nu_{2,t} \quad (8)$$

估计结果如下:从进口总额波动的影响看,税收收入的波动并没有进口总额波动那么大,短期弹性的系数为 0.35,在 1% 的显著性水平上显著。从出口总额的税收影响来看,税收收入对出口总额的长期弹性为 1.06,表明出口总额每增长 1%,将带动税收收入增长 1.06%;从出口总额波动的影响看,税收收入的波动幅度小于出口总额的波动幅度,短期弹性的系数为 0.78,在 1% 的显著性水平上显著。

表 4—3.4 进口环节税与进口总额的弹性估计

变量 Tax	进口总额		出口总额	
	增长 (长期弹性)	波动 (短期弹性)	增长 (长期弹性)	波动 (短期弹性)
Import or Export		0.35 * * *	1.06 * * *	0.78 * * *
		(0.09)	(0.02)	(0.10)
常数项		12.04 * * *	-1.03 * * *	0.004
		(0.02)	(0.17)	(0.02)
观测值		229	241	240
调整 R 方		0.22	0.92	0.40

括号内为系数的标准误;*,*,*分别表示 10%,5%和 1%的显著性水平。

采用月度数据建立 VAR 模型,对进出口总额与税收收入动态关系的考察表明,进出口总额与税收收入互为格兰杰因果关系,且在长期中存在稳定的均衡关系。从短期的脉冲响应分析来看,进出口总额的增加在较长时期内对税收收入有明显的、正负交替的影响,进出口总额冲击的效果在第 3 个月和第 5 个月分别达到波谷和波峰。从税收收入的长期增长弹性来看,进出口总额增加 1%,将带动税收收入增长 1.07%;从其短期的波动弹性来看,进出口总额的增长率变化 1%,将引致税收收入的增长率变化 0.79%。进一步的,分别考察进口总额和出口总额对税收收入的长期影响和短期影响,我们发现:从税收收入的长期增长弹性来看,出口总额或出口总额增加 1%,将带动税收收入增长 1.06%;从其短期的波动弹性来看,进口总额的增长率变化 1%,将引致税收收入的增长率变化 0.35%;出口总额的增长率变化 1%,将引致税收收入的增长率变化 0.78%。

五、结论

持续稳定的税收收入是国家财力和宏观调控能力的重要支撑。改革开放以来,我国的对外贸易飞速发展,对外依存度持续走高。如此大规模的国际贸易活动,对税收收入产生了不可忽视的影响。本文基于我国 1994—2014 年的月度时间序列,采用向量自回归模型(VAR)讨论了进出口相关税收对国际贸易波动的脉冲响应分析,同时采用误差修正模型(ECM)估计了进出口相关税收对进出口贸易的长期增长弹性和短期波动弹性。可得到以下结论:

(1)进口总额与进口环节税互为格兰杰因果关系,但在长期内不存在稳定的均衡关系。从短期的脉冲响应分析来看,进口总额的增加在半年内对进口环节税有明显的、正负交替的影响。从其短期的波动弹性来看,进口总额的增长率变化 1%,将引致进口环节税的增长率变化 0.95%。

(2)出口总额与出口退税互为格兰杰因果关系,且在长期存在稳定的均衡关系。从短期的脉冲响应分析来看,出口总额的增加在一年内对出口退税有明显的、正负交替的影响。从出口退税的长期增长弹性来看,出口总额增加 1%,将引致出口退税增长 1.43%;从其短期的波动弹性来看,出口总额的增长率变化 1%,将引致出口退税的增长率变化 1.62%。

(3)进出口总额与税收收入互为格兰杰因果关系,且在长期存在稳定的均衡关系。从短期的脉冲响应分析来看,进出口总额的增加在较长时期内对税收收入有明显的、正负交替的影响。从税收收入的长期增长弹性来看,出口总额增加 1%,将带动税收收入增长 1.07%;从其短期的波动弹性来看,出口总额的增长率变化 1%,将引致税收收入的增长率变化 0.79%。分别考察进口总额和出口总额对税收收入的长期影响和短期影响。我们发现,从税收收入的长期增长弹性来看,出口总额增加 1%,将带动税收收入增长 1.06%;从其短期的波动弹性来看,进口总额的增长率变化 1%,将引致税收收入的增长率

变化 0.35%; 出口总额的增长率变化 1%, 将引致税收收入的增长率变化 0.78%。

(4) 上述结果对于理解中国经济“新常态”下的税收变化特别是出口退税的变化, 从而制定下一阶段对外贸易政策具有重要意义。在国内外经济发展新环境下, 进出口贸易必然会发生变化, 从而对与贸易直接或间接相关的税收产生影响。因此, 需要重新认识贸易、税收和经济发展之间的关系——以贸易增长促经济发展为目的, 以税收政策促贸易增长为手段, 进而以贸易增长和经济发展带动税收繁荣。基于实证研究结果, 我们建议: 一要有序扩大进口规模, 合理调整进口结构, 满足国内消费需求, 促进经济增长; 二要加强税收制度建设, 既发挥出口退税对出口的积极作用, 又要防止出口环节偷税、骗税等不法行为, 为促进出口进而拉动国内经济发展提供更加有力的保障; 三要协调贸易与税收的关系, 稳步扩大进出口, 既拉动相关税收收入的持续增长, 又保障相关税收收入的稳定。

参考文献

- [1] 郑京平,冯春平. 中国外贸进出口对税收的影响:理论与实践[J]. 财贸经济杂志,2005 (4): 48—54.
- [2] 田志刚. 进出口贸易对财税收入影响效应分析:以江苏省数据为例[J]. 税务研究,2011 (1): 64—67.
- [3] 贾娟. 浅析我国出口贸易对财政税收的影响[J]. 统计与信息论坛,2004 (4): 83—85.
- [4] 李德森,许光建. 中国税收增长快于经济增长的原因讨论综述[J]. 经济理论与经济管理,2007 (12): 73—77.
- [5] 黄凤羽. 中国税收收入超经济增长的若干原因分析[J]. 经济纵横,2010(3): 8—10.
- [6] 崔治文,王蓓,管芹芹. 我国税收结构与经济增长关系的实证检验[J]. 涉外税务,2010(6): 28—32.
- [7] 田美玉,蒋新昆. 我国税收增长与经济增长关系的实证研究[J]. 湖南商学院学报,2011(3): 80—83.
- [8] 张伦俊,祝遵宏. 我国税收对出口贸易的影响分析——兼谈出口退税政策调整的效应[J]. 国际贸易问题,2005 (4): 25—29.
- [9] 张阳. 我国出口退税政策调整的影响效应分析[J]. 税务与经济,2006 (1): 21—24.
- [10] 岳树民,林力昊. 论出口退税政策的有效性及其调整空间[J]. 涉外税务,2008 (12): 28—32.
- [11] 胡怡建. 进出口贸易税收政策调整的经济分析[J]. 外国经济与管理,1996 (2): 41—44.
- [12] 王灵龙. 我国税收对出口贸易的影响分析[J]. 中国商贸,2011 (8): 213—214.
- [13] Sancak C. , R. Velloso, and A. Xing. Tax Revenue and the Business Cycle. IMF Working Paper 10/71 (Washington, D. C. : International Monetary Fund), 2010.
- [14] Kun Li and Pablo Lopez—Murphy. Tax Revenue Downturns: Anatomy and Links to Imports. IMF Working Paper, WP/10/138, 2010.
- [15] Alison R. Felix. The growth and volatility of state tax revenue sources in the Tenth District. Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, issue Q III: 63—88, 2008.
- [16] Hans Fricke and Bernd Süßmuth. Growth and Volatility of Tax Revenues in Latin America. World Development Volume (54): 114—138, 2014.

附 录

表 1 进口环节税与进口总额 VAR 模型的最佳滞后期数^③

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-3071.00		5.3E+09	28.06	28.08	28.09
1	-3016.66	108.67	3.3E+09	27.60	27.64	27.70
2	-2985.10	63.13	2.6E+09	27.35	27.42	27.51
3	-2970.55	29.10	2.4E+09	27.26	27.34	27.47 *
4	-2962.98	15.15	2.3E+09	27.22 *	27.34 *	27.50

表 2 进口环节税与进口总额的协整关系检验^④

Maximum rank	Parms	LL	Eigrn Value	Trace Statistic
0	14	-2983.16		13.8471 *
1	17	-2976.26	0.0608	0.0518
2	18	-2976.23	0.0002	

表 3 进口环节税与进口总额的格兰杰因果关系检验

方程	不包含的变量	统计量	自由度	P 值
D. Import_Tax	D. Import	12.70	4	0.013
	All	12.70	4	0.013
D. Import	D. Impot_Tax	14.39	4	0.006
	All	14.39	4	0.006

③ LR 表示似然比统计量, FPE 表示最终预测误差统计量, * 表示根据各准则选定的阶数。

④ * 表示变量间最多存在的协整关系个数。

表 4 出口退税与出口总额 VAR 模型的最佳滞后期数^⑤

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-3180.48		1.4E+10	29.06	29.08	29.09
1	-3115.13	130.69	8.2E+09	28.50	28.54	28.60
2	-3083.90	62.48	6.4E+09	28.25	28.32	28.41
3	-3072.75	22.29	6.0E+09	28.29	28.28	28.41 *
4	-3062.23	21.04	5.6E+09	28.13 *	28.24 *	28.41

表 5 出口退税与出口总额的协整关系检验^⑥

Maximum rank	Parms	LL	Eigrn Value	Trace Statistic
0	14	-3086.00		39.0991
1	17	-3066.51	0.1623	0.1305 *
2	18	-3066.45	0.0006	

表 6 出口退税与出口总额的格兰杰因果关系检验

方程	不包含的变量	统计量	自由度	P 值
D. Import_Tax	D. Export	34.31	4	0.000
	All	34.31	4	0.000
D. Export	D. Expot_Tax	17.30	4	0.002
	All	17.30	4	0.002

表 7 税收收入与进出口总额 VAR 模型的最佳滞后期数^⑦

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-4110.98		4.7E+12	34.86	34.87	34.89
1	-3998.25	225.45	1.9E+12	33.93	33.97	34.02
2	-3928.73	139.03	1.1E+12	33.38	33.44	33.53
3	-3913.99	29.49	9.8E+11	33.29	33.37	33.49
4	-3894.60	38.79	8.6E+11	33.16 *	33.26 *	33.42 *

⑤ LR 表示似然比统计量, FPE 表示最终预测误差统计量, * 表示根据各准则选定的阶数。

⑥ * 表示变量间最多存在的协整关系个数。

⑦ LR 表示似然比统计量, FPE 表示最终预测误差统计量, * 表示根据各准则选定的阶数。

表 8 税收收入与进出口总额的协整关系检验^②

Maximum rank	Parms	LL	Eigrn Value	Trace Statistic
Maximum rank	Parms	LL	Eigrn Value	Trace Statistic
0	14	-3930.14		26.0698
1	17	-3917.19	0.1035	0.1760 *
2	18	-3917.10	0.0007	

表 9 税收收入与进出口总额的格兰杰因果关系检验

方程	不包含的变量	统计量	自由度	P 值
D. Tax	D. Trade	75.35	4	0.000
	All	75.35	4	0.000
D. Trade	D. Tax	132.18	4	0.000
	All	132.18	4	0.000

② * 表示变量间最多存在的协整关系个数。

分报告九

理解国际资本的流动:特征和趋势

摘要:国际资本流动的方向、规模、以及方式的发展变化在很大程度上反映了国际经济关系的变化。本文重点讨论了金融危机前后国际资本的流动特征。结果发现,金融危机的发生和美国货币政策的变化的确对国际资本的流动格局产生了一定影响,但其并未引起国际资本流动格局根本性的变化。国际资本流动的双循环特征,以及美国在国际资本输出和流入的地位都没有发生根本改变,而未来美国货币政策的趋紧也更多是在短期内对国际债券资本的流动产生影响。

关键词:国际资本 美国货币政策 金融危机

一、引言

为应对 2008 年金融危机,刺激经济增长,美国先后推出多轮量化宽松货币政策,尽管不断有学者质疑美联储的量化宽松货币政策究竟对美国经济复苏产生多大有利影响,但是从主要经济指标来看,美国经济正在稳定复苏,并且经济增长动能持续增强。如图 1 所示,美国国内生产总值在 2008 年第四季度经历了 7.7% 的下降以后,美联储在当年 11 月 25 日旋即推出首轮量化宽松政策。在 2010 年 3 月首轮量化宽松政策结束之前,美国国内生产总值季度增长率已经由负转正,并且成上升的趋势。最近公布的 2014 年第二季度的增长率更是达到了 6.8%,创 2008 年第一季度以来新高。失业率在 2009 年 2 月份曾高达 10.2%^④之后一直呈下降趋势,今年 9 月份已降至 5.9%。通胀水平一直处于低位,2014 年 2 月 CPI 同比仅为 1.1%。

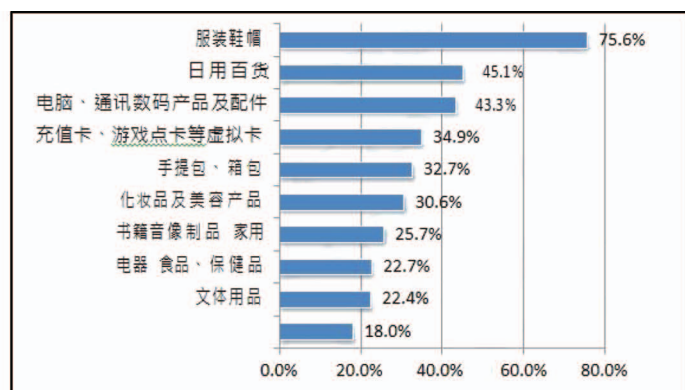


图 1 美国 GDP 季度增长率(%)

数据来源:美国经济分析局(www.bea.gov)

从以上指标看出,量化宽松货币政策的确推动了美国经济复苏,而在美国经济整体复苏趋势得以确立的背景下,美国货币政策的收紧将成为一种必然。考虑到美元的国际货币地位,伴随着美国货币政策的变动,不同国家不同资产的收益率将出现变化,而这又会引起国际资本流动规模和流动方向的变动。事实上,当美国量化宽松政策退出信号刚发出时,印度、巴西经济都出现明显动荡,大量资金流回美国,导致这些国家的主要货币出现较大幅度的贬值。在这样的背景下,本文的主要目的就在于从流动规模、流动方向、流动特征方面就金融危机后国际资本流动格局的整体特征以及未来变化的方向进行讨论。具体分析时,鉴于美国在世界经济中的重要地位以及数据来源的限制,我们重点对流入和流

^④ 数据来源于美国劳工部统计局(www.dol.gov),下同。

出美国的资本进行讨论。

二、国际资本流动状况的整体分析

1、世界整体的资本流动格局

对比金融危机发生前后国际资本流动格局的变化,我们可以看到2008年金融危机发生前,资本的净输出主要来自于发达经济体,并呈现扩张趋势(见图2)。金融危机发生后,国际资本流动发生逆转,发达经济体一度从资本净输出转变为资本净输入。之后,由于发达经济体经济复苏前景不明,在多个国家量化宽松货币政策实施的背景下,其又回到资本净输出国的角色。从2012年开始,随着发达经济体稳步复苏以及市场对量化宽松政策退出的预期,资本又纷纷流向发达经济体,2013年一度飙升到2959亿美元,创2006年以来新高。新兴市场的资本流动恰好和发达经济体相反。金融危机发生前吸引大量国际资本流入,2006年吸引6187亿美元的国际资本。金融危机发生后,由于新兴市场增速放缓,加之资本的避险需求,大量国际资本回流到发达经济体。2009年到2012年,发达经济体推出的量化宽松政策导致国际资本重新流向新兴市场。整体来看,发达经济体和新兴市场的国际资本流动规模绝对差异逐渐缩小。根据IMF的预测,2015年新兴市场吸引国际资本1924亿美元,流入发达经济体的国际资本达1820亿美元,两者仅差104亿美元。

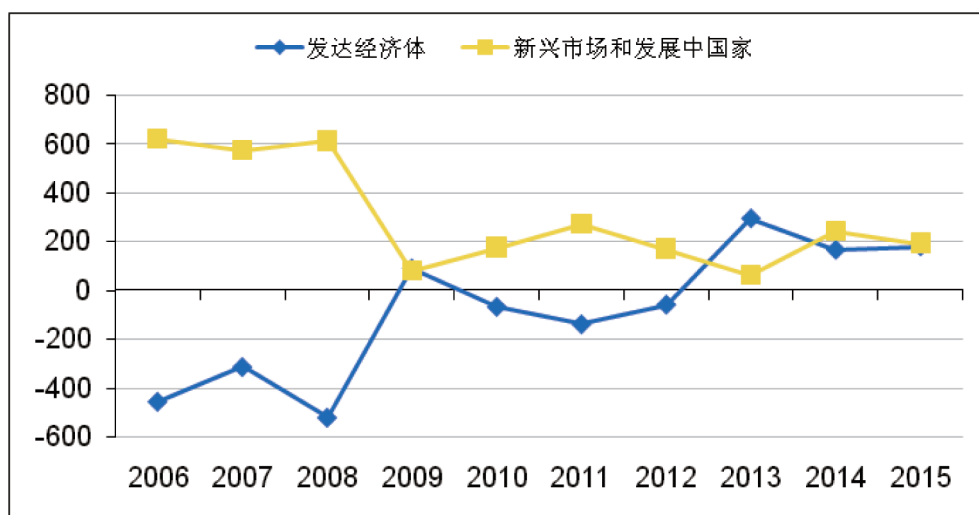


图2 发达经济体和新兴市场经济体国际资本流量对比(单位:10 亿美元)

数据来源:IMF2014 世界经济展望数据库

注:2014 和 2015 年为预测值

2、美国资本流动状况的变动

多年来,美国市场被认为是“风险避难所”。美国在事实上起着国际资本流动的枢纽作用,即一方面吸收大量的国际资本,另一方面进行大量的对外直接投资和证券投资。美国资本流入和流出额分别占全球总额的三分之一和五分之一。它的资本流入流出的变化在相当程度上反映了国际主要投资机构全球投资策略的调整。从图 3 可以看出,金融危机发生后,伴随着美国金融市场的动荡,流入以及流出美国的资本规模都出现了一定程度的下滑。但伴随着美国金融市场的趋于稳定以及世界经济的不断复苏,到 2011 年,美国持有的国外资产规模已经基本恢复到危机前的水平。

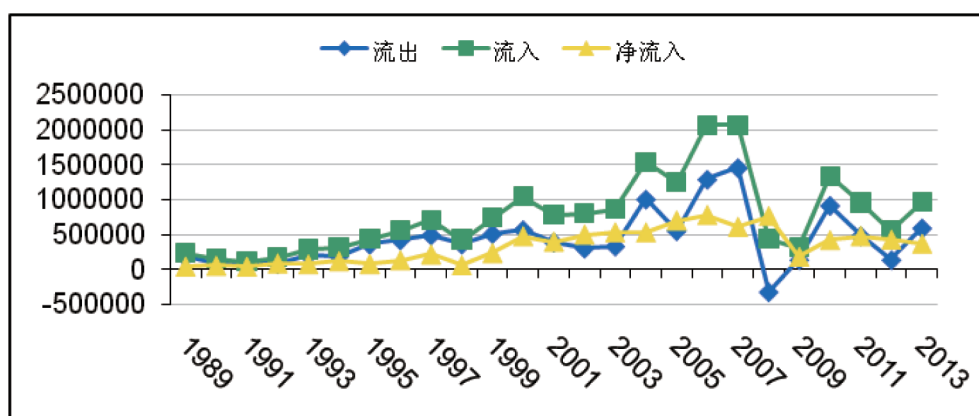


图 3 美国资本头寸变化情况(单位:百万美元)

数据来源:美国经济分析局(www. bea. gov),下同

(1)美国资本流动的地区结构

在美国资金流动规模变动的同时,流入和流出美国的地区结构也发生了变化。在资本流出方面(见图 4),金融危机前,美国主要的资本输出地是欧洲以及临近的加拿大和拉美地区,虽然涨跌互现,但总体来看,美国流向这些国家和地区的资本呈现上涨趋势。而流入亚太地区的资本变化则相对平稳,在 2007 年出现大幅下跌。2008 年初,金融危机发生以后,美国传统的资本输出地区欧洲和拉美等国变成了资本来源国。此时,亚太地区一枝独秀,成了美国主要的资本输出地区。2008 年以后,亚太地区一直是美国资本的主要输出地区,这是由于发达国家采取的量化宽松政策使资本纷纷流向货币不断升值的新兴市场。另外新兴市场相对发达地区较高的经济增长率,也吸引了大量的国际资本包括美国资本的流入。随着欧债危机的解决以及欧洲经济复苏,流向欧洲地区的资本不断增加。在连续推出两轮量化宽松货币政策后,美元泛滥同样造成拉美地区国家如阿根廷、巴西、墨西哥货币大幅升值,导致 2010 年流向拉美地区的资本大幅增加。从资本流入方面来看(见图 5)金融危机前后,虽然流入美国的资本规模有所减少,但是流入美国的资本地区构

成并未发生显著变化。欧洲和亚太地区一直是美国主要的资本来源地区。并且在 2008 年金融危机期间,来自亚太地区的资本规模不减反增。

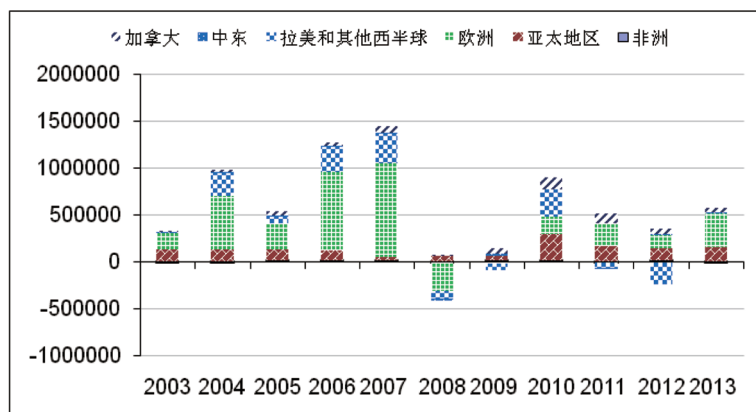


图 4 从美国流出的资本地区构成(单位:百万美元)

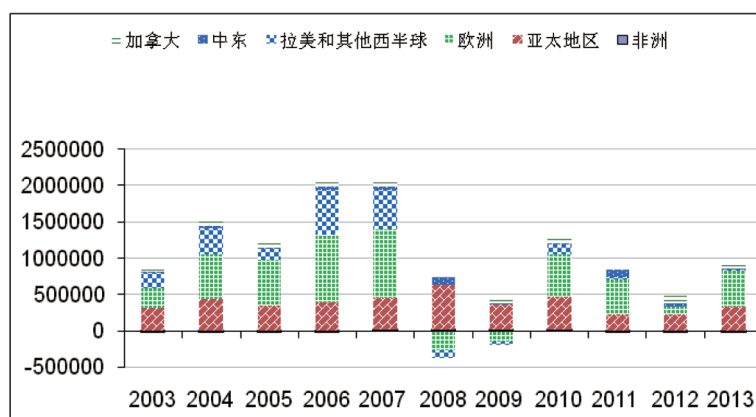


图 5 流入美国的资本地区构成(单位:百万美元)

(2) 美国资本流动的风险结构

虽然金融危机的发生影响了资本流入和流出美国的规模,但从资本流动的结构来看,金融危机的发生并没有根本改变资本流动的风险结构和收益结构。从图 6 可以看出,在流入美国的资本构成中,债券资本特别是以政府国债为主要载体的资本流动是最为主要的资本流动形式。在 2002—2011 年期间,债券投资占整个美国资产投资的比重一直在 67% 以上,金融危机发生后,在流入美国的资本规模没有发生巨大变化的情况下,债券投资所占的比重却出现了增加,在最高的 2008 年,流入美国 77.5% 的资本都是债券投资,说明即便在美国金融危机时期,美元债券资产仍然是最具吸引力的投资工具。相反的情形出现在美国对外的资本输出结构中,从图 7 可以看出,与流入美国的资本结构恰好相反,

在美国对外资本输出的过程中,股权投资是最为主要的形式。在 2003—2011 年期间,股权投资占美国对外证券投资输出的比重一直在 65%左右,虽然这一数值在金融危机后有所下滑,但是下滑幅度不大。因此,综合图 5 和图 6 的情况,我们发现流入美国的资本是风险和收益都相对较小的债券投资,而流出美国的资本是风险和收益都相对较高的股权投资。在这样一种资本的双向循环过程中,即便不考虑资本流动对美国产业结构调整的直接收益,单以资本收益率来看,美国也有超过 10 个百分点的资本收益(Gourinchas and Rey,2005)。

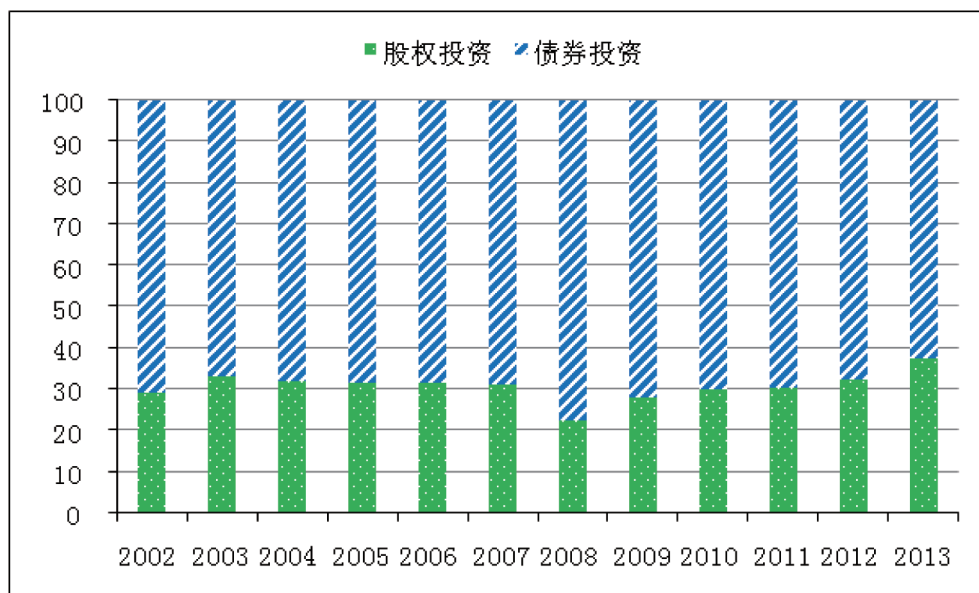


图 6 国外持有的美国资产结构(单位:%)

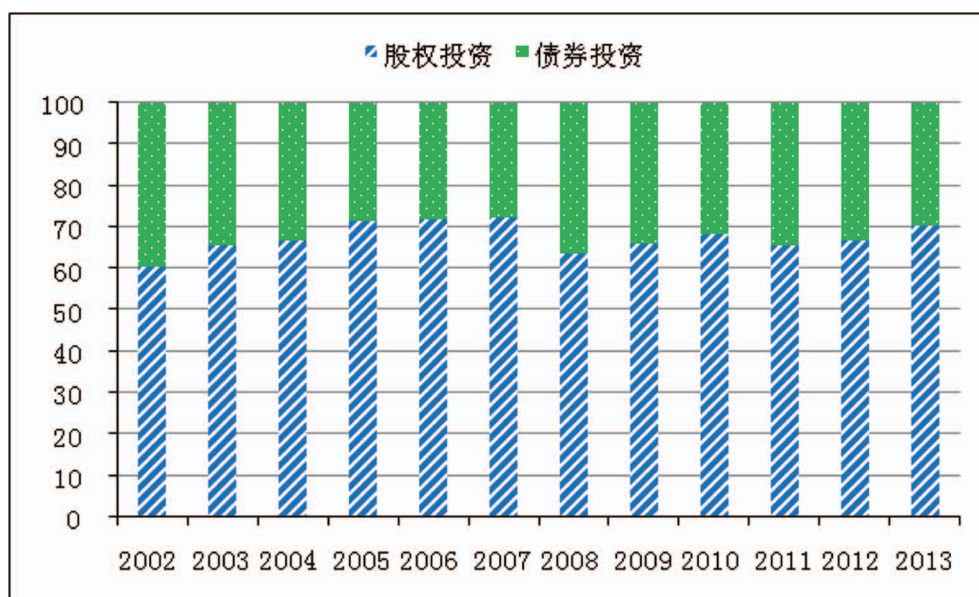


图 7 美国持有的国外资产结构(单位:%)

三、国际直接投资流动的特征

1、国际直接投资流动的整体状况

直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)是国际资本流动形态中的一种重要形式。二战后至 20 世纪 70 年代,直接投资一直是国际资本流动的主要形式,且直接投资主要发生在发达国家之间。从直接投资流出量来看(见图 8),发达经济体一直占绝对优势,2003 年高达 89%,此后虽有所下降,但仍占世界直接投资流出总量的一半以上。从流入量来看(见图 9),金融危机发生前,发达国家一直是吸引直接投资的主体,但是和发展中国家吸引直接投资的差距逐渐缩小。金融危机以后,发达国家吸引直接投资的规模逐渐缩减,发展中国家成了吸引直接投资的主体,2012 年发展中国家首次超过发达国家,成为外商直接投资最青睐的目的地。

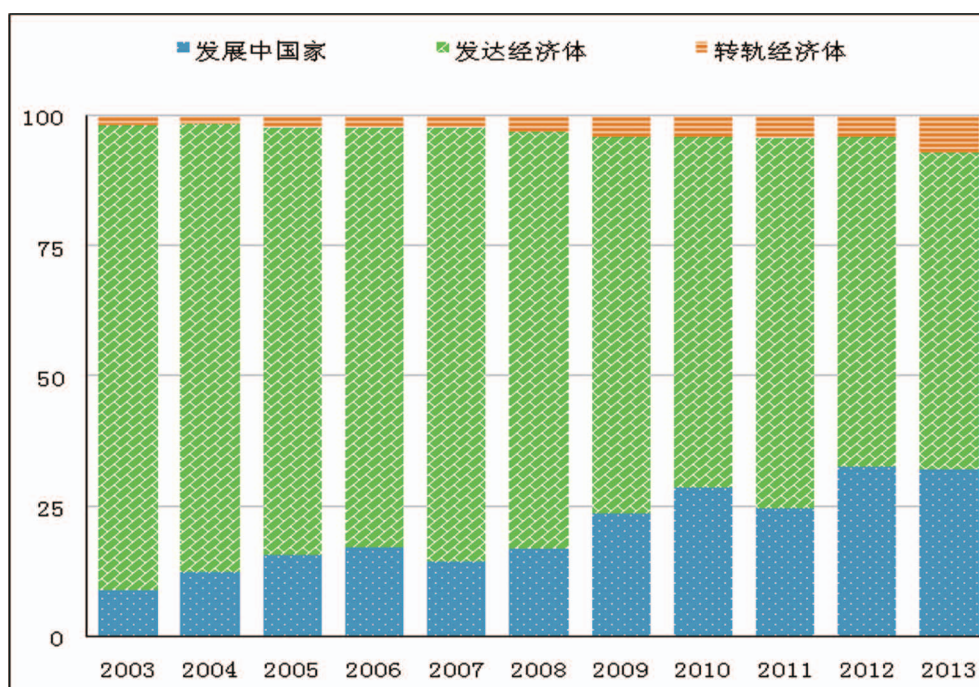


图 8 发达经济体和新兴市场经济体 FDI 流出量百分比(单位:%)

数据来源:联合国贸发会统计数据库(unctadstat, uncata, org)

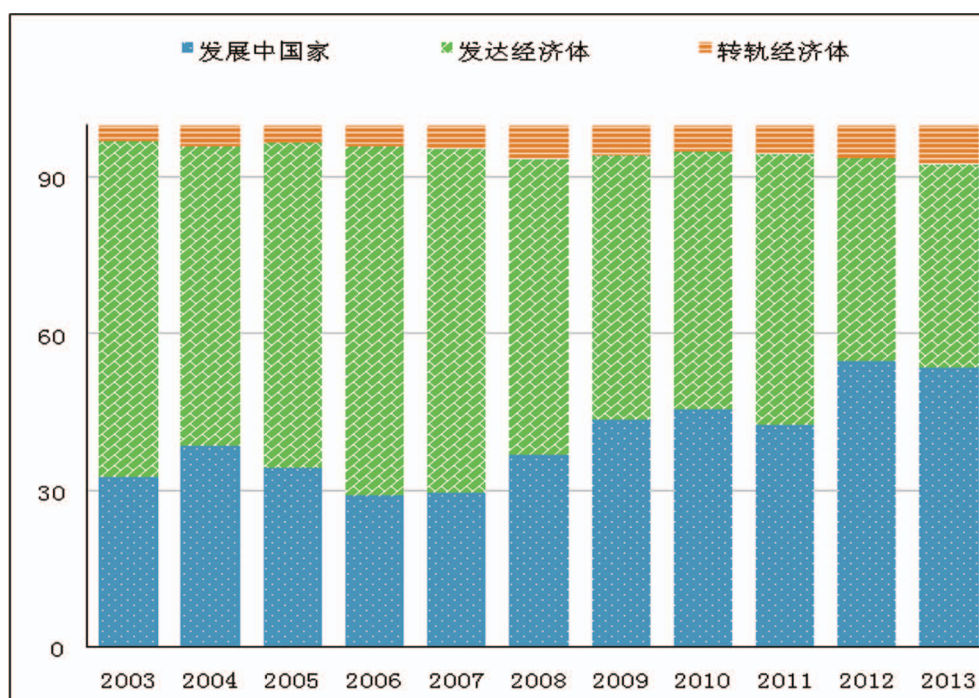


图9 经济体和新兴市场经济体 FDI 流入量百分比(单位:%)

数据来源:联合国贸发会统计数据库(unctadstat. uncata. org)

注:2011 年为 99.9999%。

2、美国直接投资流动的整体状况

在对外直接投资和吸引外商直接投资方面,美国一直高居世界各国榜首。金融危机前后,美国 FDI 的流出量和流入量变化趋势基本一致(见图 10)。在 2007 年以前,除 2005 年有小幅下跌外,基本保持稳定上涨趋势。金融危机发生初期,二者规模均大幅缩减,但是 FDI 流出量下跌幅度更大,这也导致美国在考察期(2003—2013)内,唯一一年成为 FDI 的净流入国。之后,FDI 流出量和流入量均开始回升,2009 年甚至超过危机前水平。随后开始下跌,从 2011 年起又开始恢复上涨趋势。整体来看,美国一直是 FDI 的净流出国,这和美国世界金融中心的地位是分不开的。外围国家一直对美国等中心国家存在融资依赖。不论是已经完成工业化的新兴工业经济体如韩国、新加坡还是正在发展的新兴市场如中国、巴西、印度,他们在发展的过程中都吸引了来自美国等中心国家的直接投资。与此同时,美国相对健康的增长前景也使得美国成为了直接投资的流入地,呈现出直接投资大进大出的局面。

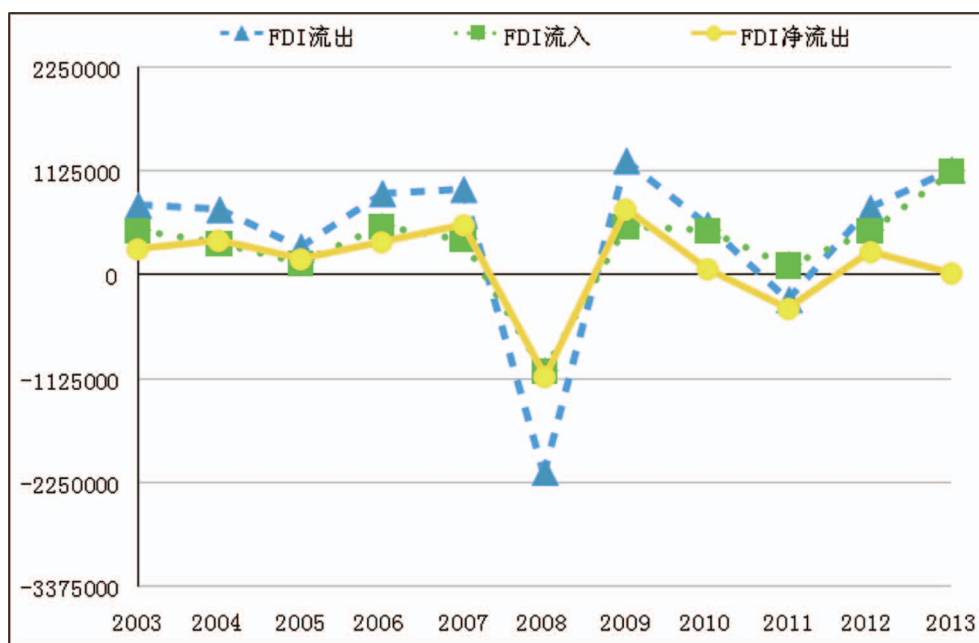


图 10 美国 FDI 流出、流入、净流出变化趋势(单位:百万美元)

数据来源:美国经济分析局(www.bea.gov),下同。

3、美国直接投资流动的国别结构

从美国对外直接投资的目的地来看,金融危机并未改变美国对外直接投资的整体格局(见图 11)。欧洲和北美的发达国家一直都是美国对外直接投资最主要的目的地,主要包括英国,欧元区的荷兰、卢森堡,加拿大,亚太地区的日本、新加坡和澳大利亚。金融危机发生后,美国对外直接投资的国别差异变化不大,相对明显的一个变化是对中国的直接投资数量有所下降。此外,从美国直接投资的来源地来看,美国吸引外商直接投资的来源国和美国对外直接投资的目的地基本一致,这也印证了对外直接投资基本上发生在发达国家之间的结论。从图 12 看出,金融危机前后美国吸引外商直接投资的格局也没有发生变化,在对美国的直接投资中,主要是一些发达经济体,包括欧元区荷兰、卢森堡,英国,加拿大,以及亚太地区的日本和韩国。其中,欧洲一直占据较大比重,2008 年更是高达 58%。美国金融危机后,在欧洲经济长期受主权债务危机的困扰下,欧洲对美国的直接投资出现了一定数量的下滑,但尽管如此,欧洲仍然是美国最主要的直接投资来源地。事实上,对外直接投资属于长期的资本流动,和短期资本相比,受货币政策的影响较小。在整体的世界经济格局不发生根本变化的条件下,国际直接投资的流动格局变动特征并不明显(Blonigen, 2005; Cheng and Kwan, 2000; Noorbakhsh and Paloni, 2001)。

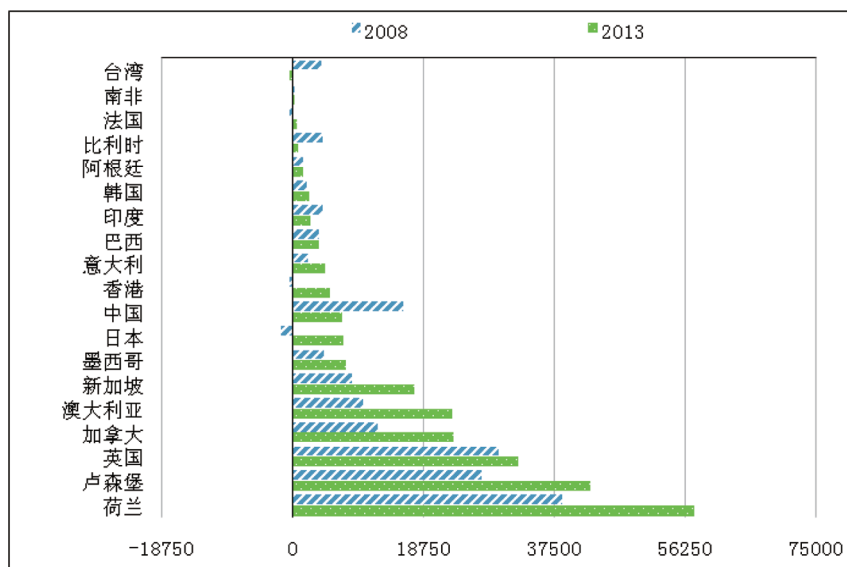


图 11 从美国流出的 FDI 的国别构成 (单位: 百万美元)

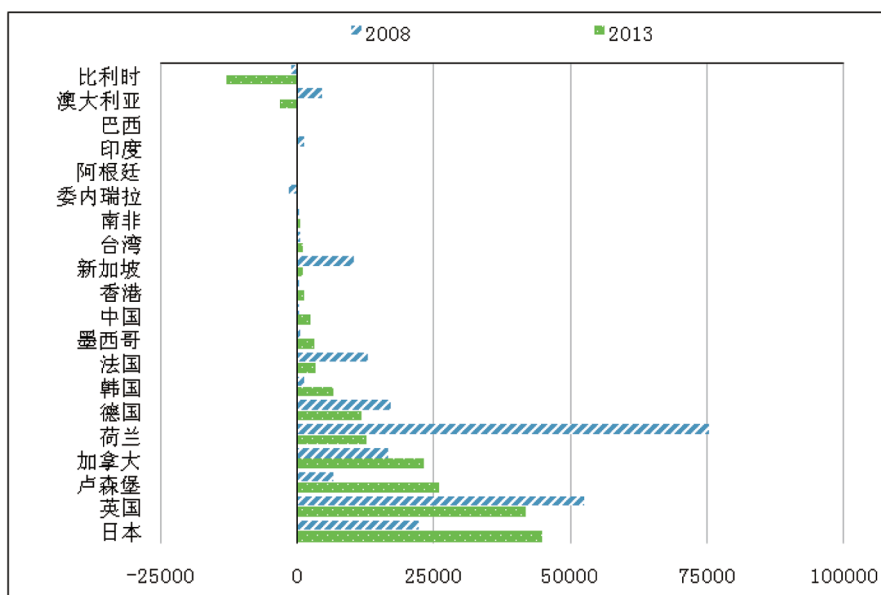


图 12 流入美国的 FDI 的国别构成 (单位: 百万美元)

4、美国直接投资流动的产业结构

金融危机以及美国量化宽松货币政策没有改变 FDI 流动方向、规模,同样也没有改变 FDI 的产业结构。从图 13 可以看出,美国对外直接投资中占比最大的是金融业,主要是以非银行的控股公司以及非存款性的金融保险机构为主,而制造业对外直接投资所占比重相对较小,制造业的对外产业转移已经基本完成。和美国对外直接投资不同,流入美

国的 FDI 中,占比较大的一直是生产制造业(见图 14)。生产制造业在 2007 年以前一直维持上涨趋势,2008 年大幅下跌,之后除 2011 年下跌外一直维持上涨趋势。尤其是 2012 年奥巴马政府高调宣布重振美国制造业,带来一系列政策优惠,吸引了大量外资投向生产制造业,当年生产制造业吸引外资额度达到 92.8 亿美元。

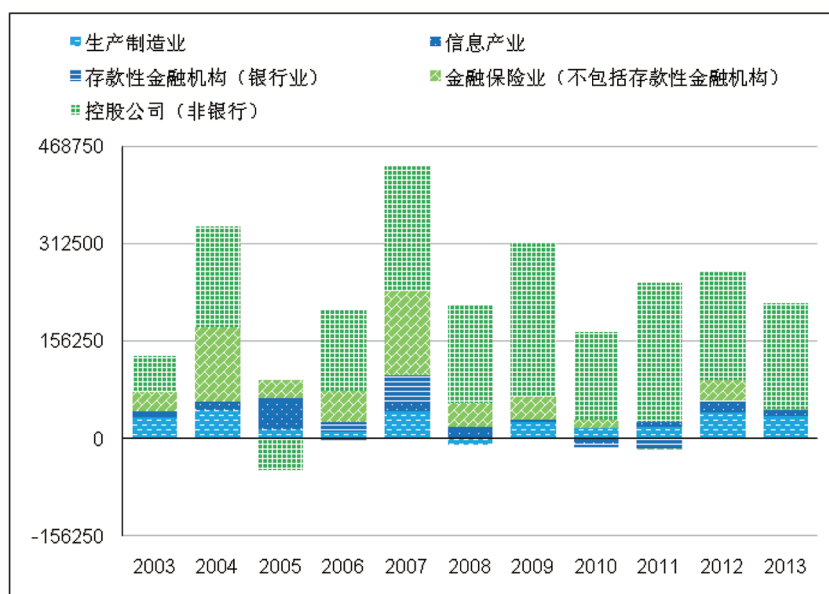


图 13 美国对外直接投资产业结构 (单位:百万美元)

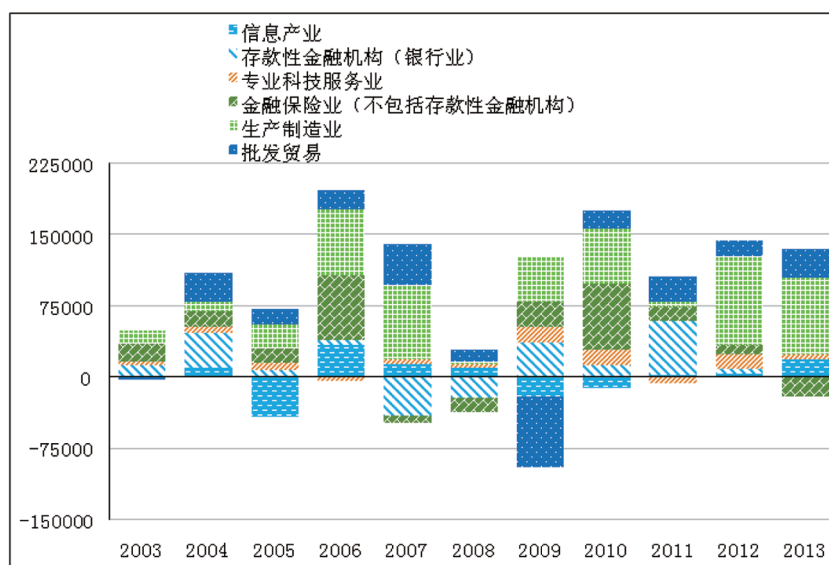


图 14 外国对美直接投资产业结构 (单位:百万美元)

而具体到制造业内部,流入制造业的 FDI 的具体产业结构也有所差异。具体来看(见表 1),流入生产制造业的 FDI 主要投向了化学制品行业和运输设备行业,并且呈逐年增加的趋势。2013 年二者之和占生产制造业的近 42%。石油和煤炭业在金融危机前占生产制造业比重较小,平均在 5%左右。2008 年以后大增,吸引资金规模仅次于化学制品行业和运输设备行业,平均占比达到 14%,上涨了九个百分点,成为直接投资流入速度增长最快的产业。

表 1 流入美国生产制造业的 FDI 具体产业流向

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
化学制品行业	30%	25%	24%	29%	24%	19%	21%	23%	27%	30%
运输设备业	14%	15%	12%	14%	13%	12%	13%	13%	13%	12%
石油和煤炭产业	5%	5%	4%	5%	4%	14%	13%	16%	14%	12%
机械制造业	9%	9%	7%	11%	11%	11%	10%	9%	9%	9%
非金属矿业	8%	8%	9%	11%	10%	8%	8%	8%	6%	6%
主要金属及金属加工装配业	4%	5%	6%	7%	7%	7%	6%	7%	6%	6%
食品业	4%	9%	9%	4%	4%	4%	5%	4%	4%	5%
计算机及电子设备业	6%	6%	9%	7%	9%	9%	8%	7%	7%	5%
电子设备及零部件	2%	2%	4%	3%	3%	3%	3%	3%	5%	5%

四、国际债券投资的流动

除直接投资外,间接投资也是国际资本流动的一种重要形式。间接投资亦称证券投资,是指投资者在国际债券市场上购买外国政府和企业发行的债券,或在股票市场上买卖公开上市的外国公司股票等有价值证券。间接投资包括债券投资和股权投资两种形式。我们首先就债券投资的流动进行讨论。

1、美国债券资本流动的整体特征

债券的收益来源主要是固定的利息收入,购买成本即债券价格又受到市场供求、货币政策和财政政策的影响。因此,和直接投资相比,债券投资受量化宽松货币政策的影响更大。这一点可以从图 15 中得到佐证。从图 15 中可以看出,无论是美国购买的债券还是发行的债券,金融危机前后波动幅度均较大。从债券资本流入方面来看,2007 年以前总体保持上涨趋势,2008 年大幅下跌,2009 年开始回升,之后总体呈现下降趋势。由于在美国的债券投资中,平均约 46%投向了美国的国债,2013 年更是高达 60%。因此,国债收

益率的高低成为债券资本流动的重要影响因素。根据美国财政部的数据资料,2007年10月份10年期国债收益率约4%,之后量化宽松货币政策通过大量购买长期国债压低长期国债收益率,导致10年期国债收益率除2011年2月份达到自金融危机以来3.5%的新高外,基本维持在1.5%到2.5%之间。这也可以解释2009年之后流入美国债券规模整体呈现下降趋势。和流入美国债券相比,美国对外投资的债券规模较小,除个别年份(2005、2008、2009)外,从变化趋势上看,金融危机前后变化趋势比较平稳,金融危机保持平稳上升趋势,金融危机后呈现平稳下降趋势。

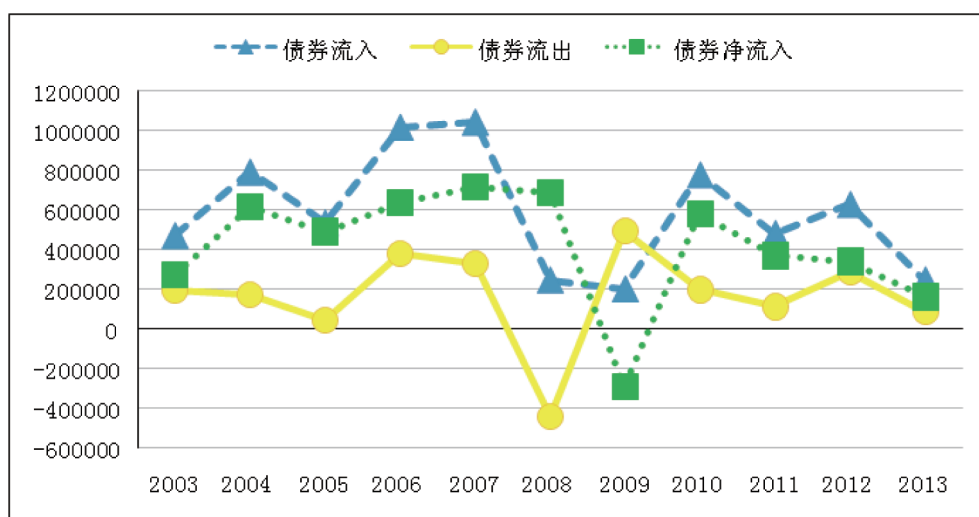


图 15 美国债券流出、流入、净流入变化趋势(单位:百万美元)

整体来看,除2009年外,美国一直是债券资本的净流入国。事实上,在金融危机发生后,美国资本收益是可以保证的,相比之下,美国依然是世界最安全的投资目的地。美国收益率是否可以维持的一个重要方面就是美国资产价格调整是不是可以控制的。这主要取决于投资者对美国公司风险调整后的盈利前景的预期。一方面,美国经风险调整后的资产收益尽管下降,但与欧洲、日本等发达国家的资产收益相比仍有优势。在上世纪90年代,美国金融资产的利息率要比日元和欧元资产高很多。即便假设美国和欧洲的金融市场成熟程度是一致的,即他们的系统性风险相似,那么美元资产的利率/风险比值也要比欧元和日元资产高,所以美元资产具备了相对优势。另一方面,将美元资产和新兴市场国家的资产相比较,虽然新兴市场国家的资产收益率普遍要比美国的高,但是这些国家的系统风险却让国外投资者不敢贸然进入,美国的系统风险要比新兴市场经济体小很多。因此,相对于欧元资产和新兴国家资产而言,美国的金融资产具有不可比拟的优越性,美国仍然是世界最安全的投资目的地。

2、美国债券资本流入的国别结构

我们重点关注美国债券资本流入的情况。购买美国债券的地区主要是亚太地区(见图16)。欧洲地区和拉美地区的国家也是美国主要的债权国。在大部分年份,这两个地区所购买的美国债券规模仅次于亚太地区。而具体到单个国家,亚太地区对美国债券投资额度较大的两个国家是中国和日本。中国和日本一直是美国两个最大的债权国(见表2)。根据美国财政部公布的国际资本流动报告,2008年9月末,中国持有美国国债余额达到5850亿美元,一举超过八年来始终占据首位的日本,成为美国国债最大持有国。

从变化趋势上看,和日本相比,中国流入美国债券资金规模波动幅度较大,且波动频繁。在2008年之前,中国流入美国债券的资金规模直线上升,2008年升至370.027亿美元,随后开始直线下降,2011年跌至-185.760亿美元。2011后开始反弹,2013年基本接近危机前水平。日本购买美国债券的资金规模2008年以前呈下降趋势,2008年后稳步上涨,2011年后小幅下降。和大部分国家相反,2011年日本购买的美国债券规模不减反增。这主要与日本的汇率干预政策有关。根据日本内阁府公布的统计资料,为了稳定日元汇率及日本股市,2011年10月31日,日本银行入市直接干预日元汇率,共动用9万亿日元以上的资金^③,这也是日本政府历史上最大规模的干预汇市行动。所以日本在2011年其他国家缩减美国债券规模的情况下依然增持美国国债。

欧元区购买美国债券规模较大的国家是法国和卢森堡。金融危机前,德国购买美国债券的总量位居欧元区国家首位,但随后呈现下降趋势,但是总量上仍然位居欧元国家前列。卢森堡在美国的债券投资量除2008年下降外,其余年份整体呈现上涨趋势。法国在美国债券投资规模波动较大,2007年开始下降,2008年降至2003年以来低点后,整体呈现上涨趋势,并经历了2009年和2011年两个高峰。值得关注的是,2011年法国对美国债券的投资高达93.55亿美元,创下2003年以来新高。而前面提到,2011年,由于美元贬值、美国国债收益率下降,大部分国家减持美国国债。法国之所以增持美国国债并创下新高,和欧债危机的拖累有关。2011年11月,法国与德国10年期国债收益率的息差扩大至170个基点^④,达到欧元问世以来水平。按照标普评级模型,以及法国官方公开数据,法国信用评级只有AA级,这说明了市场对法国经济前景包括投资前景的担心。

^③ 数据来源:《日本:非常措施度过“非常之年”》,中国经济导报(2201)A04,2011-12-27

^④ 数据来源:新华网<http://www.xinhuanet.com>

表 2 购买美国债券的国别结构 (单位: %)

地区	国家	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
亚太	中国	15.7	20.2	31.9	36.0	32.0	67.3	21.9	17.8	-27.6	6.3	39.7
	日本	31.6	35.8	9.7	4.7	0.0	2.1	14.1	32.6	25.9	12.4	2.6
	澳大利亚	1.7	0.5	-0.4	2.2	-1.7	0.5	-0.3	-1.6	-0.7	1.1	1.4
	新加坡	0.6	2.0	0.0	0.4	1.6	-0.9	-1.3	8.8	2.2	9.3	0.5
	香港	5.6	2.8	5.0	3.9	0.9	2.6	11.5	-0.5	-3.2	1.7	5.6
	台湾	3.0	1.5	2.3	0.6	0.3	7.0	7.1	6.9	4.0	6.2	3.0
	印度	1.5	-0.7	-0.1	1.0	0.1	1.9	0.4	1.5	0.1	4.1	2.2
拉美	巴西	0.7	0.7	2.2	4.7	11.2	-2.0	5.1	1.0	4.9	7.2	-0.2
	墨西哥	2.3	4.3	1.7	1.6	0.6	-1.6	-3.1	-0.2	1.6	6.9	-1.2
欧元区	比利时	-4.2	-0.4	-0.7	2.1	1.6	-2.6	-2.9	0.7	-0.2	0.4	4.3
	法国	-2.0	-0.4	3.4	3.5	0.3	-4.0	2.5	-0.5	13.8	19.2	4.9
	德国	1.4	2.6	4.1	2.7	1.3	0.0	-2.4	2.5	-0.9	-0.5	3.9
	意大利	-0.3	0.3	0.7	-0.4	0.1	-0.3	0.3	0.4	0.5	1.4	0.8
	卢森堡	-2.5	-0.9	0.4	4.9	4.0	-4.0	-0.1	-1.4	-0.5	1.0	9.7
	荷兰	-1.1	-0.4	-1.0	0.8	-1.1	-1.3	-1.8	-1.1	-1.4	3.4	0.3
	英国	22.9	22.5	30.2	24.9	40.9	-0.3	-22.9	12.8	-10.7	-8.6	17.1
	加拿大	2.9	3.9	6.0	5.5	2.5	-1.8	2.3	9.7	-1.9	10.2	2.6

五、国际股权投资的流动特征

1、资本流动规模的变动

股权投资属于间接投资的另外一种形式,一般是指购买被投资单位的股票,通过股息和买卖差价获取资本增值。作为世界金融中心,美国不仅吸引了来自世界各地的投资者投资美国的股票市场。同时,美国投资者也一直是国际股权投资市场上最大单一投资者。根据美国经济分析局的统计数据,截止到 2013 年末,美国对外股权投资总量达到 6444 亿美元,外国对美国的股权投资也高达 5821 亿美元,如此庞大的规模甚至超过某些国家的外汇储备和主权财富基金的规模。和债券投资不同,股权投资一般被认为是长期投资,因此受金融危机和货币政策影响较小。但是金融危机导致全球股市震荡,国际股权投资也

不可避免的受到影响。这点可以从图 16 中得到印证。

金融危机前,美国对外股权投资和外国在美股权投资波动不大,整体呈现上涨趋势。2008 年金融危机发生后,二者均骤跌,尤其是美国对外股权投资跌幅更大,达到 136.8%。这是因为 2008 年全球股市遭遇历史上最严重的大跌。根据标准普尔公司发布的报告,全球股票市值出现创纪录的 14 万亿美元缩水,全球许多国家的股市遭遇有史以来跌幅最严重的一年。截止到 2008 年年底,美国道琼斯工业指数下跌近 35%。在伦敦,金融时报 100 指数下跌 31.3%,是该指数 1984 年创立以来最大的年度跌幅。整个亚洲的股市也遭遇了创纪录的重挫,东京日经指数全年下跌 42%,香港恒生指数跌幅达 48%,沪深 300 指数下跌 66%。金融危机后,世界各国纷纷推出各种政策包括宽松的货币政策、扩张的财政政策救市,股市也开始回暖。与此同时,美国对外股权投资也回升到了危机前水平,高达 1246.867 亿美元。外国在美国股权投资也回升至危机前水平。由于全球经济复苏基础不牢,欧债危机愈演愈烈,2009 年美国对外股权投资和外国在美股权投资刚回升至危机前水平后,又开始新一轮的下跌,2011 年双双跌至 2009 年以来谷底。2011 年后二者重新恢复上涨趋势。

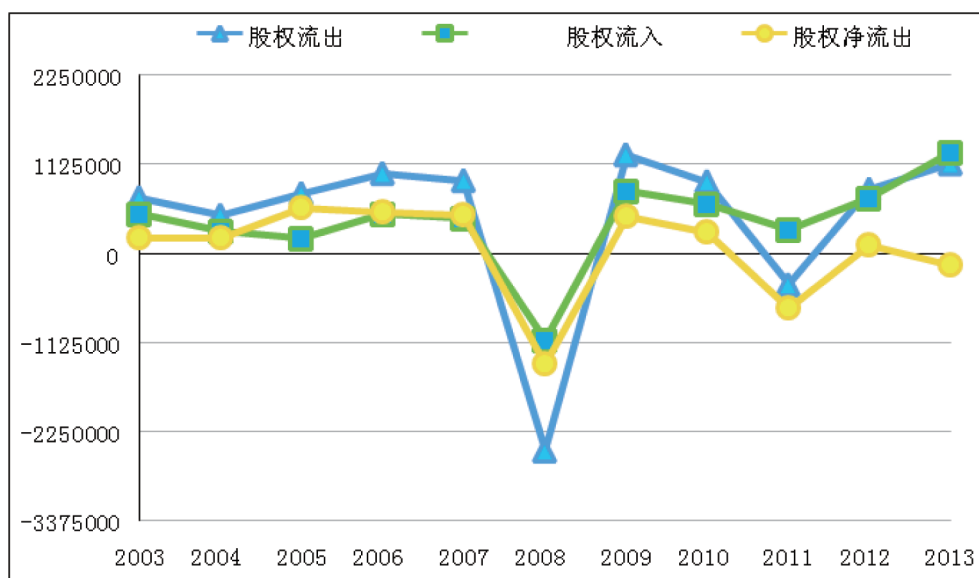


图 16 美国股权投资流出、流入、净流入变化趋势(单位:百万美元)

2、资本流动的国别结构

金融危机基本没有改变美国对外股权投资的结构。具体来看(见图 17),2008 年以前,欧洲和亚太地区是美国对外股权投资的主要目的地,二者变化趋势稍异。美国在欧洲地区的股权投资稳步上涨,而在亚太地区股权投资规模逐渐缩小,2007 年甚至不及美国

在加拿大一国的投资量。2008年金融危机发生后,美国在亚太地区的股权投资一度变为负值,随后开始稳步回升,除2011年下降外,一直维持上涨趋势。金融危机后,美国在欧洲地区股权投资和危机前相比,始终不见起色。直到2012年开始大幅上涨,回升至金融危机前水平,2013年投资总量占美国对外股权投资规模的近79%。另外,2007年以后拉美也成为美国对外股权投资的一个重要目的地,并且表现稳定,平均维持在33亿美元左右,即使在2008年金融危机发生初期,也并未向其他地区一样骤减。

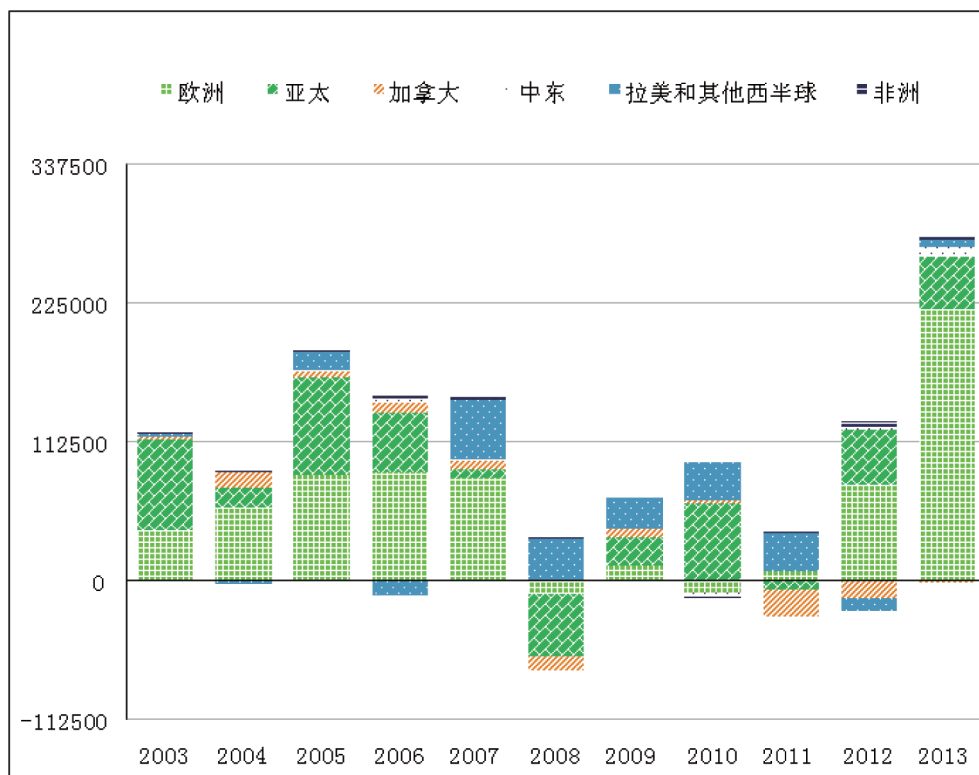


图 17 美国对外股权投资的地区构成 (单位:百万美元)

和美国对外股权投资主要集中在欧洲和亚太地区相比,外国在美股权投资分布则比较均衡。从图 18 可以看出,除传统的欧洲、亚太、加拿大是在美股权投资的主要地区外,拉美、中东也是美国股权流入的重要来源国。2007 年以前,和其他地区相比,欧洲占较大比重。金融危机后,波动较频繁。2008 年小幅下跌后回升至危机前水平,随后开始下跌,2012 年回升至正常水平后,又开始跌回负值。亚太地区流入美国的股权投资,2006 年以前变化较小,2006 年开始上涨,2008 年在其他地区均缩减对美股权投资的情况下,涨至考察期内新高,达 81.204 亿美元,占有所有地区总和的 62%。2008 年后呈现下跌趋势,2013 年更是骤跌至-59.497 亿美元。拉美地区在美国的股权投资在 2007 年以前呈现稳步上涨趋势,2007 年涨至考察期内顶点,达 96.574 亿美元,和欧洲地区不相上下。2008 年大幅下跌后开始缓慢回升,2012 年又开始新一轮下跌。和上述地区相比,加拿大在美国的

股权投资波动较小,2012年之前呈现稳步上涨,2012年涨至考察期内顶点,达56.697亿美元,分别超过了来自亚太地区和拉美地区当年在美投资总量。2013年有小幅回落,但是仍然是这年唯一保持对美股权投资净流入的国家。

2013年大部分地区在美股权投资的下降和美国2013年的股市表现是分不开的。2013年美国经历了长达一年的股市牛市行情。根据各大交易所的统计数据,2013年,美国道琼斯指数全年累计上涨26.5%,纳斯达克综合指数全年累计上涨38.32%,标普500指数全年累计上涨29.60%,创下16年来最大年度涨幅,收于历史新高。这一轮牛市行情既有来自美国持续向好的经济基本面因素为市场提供支撑,也有美联储的量化宽松货币政策为市场提供大量流动性。在持续几年的良好经营活动后,美国大型上市公司都掌握了充裕的现金流,除了用于公司日常业务和经营拓展外,这些上市公司在2013年纷纷宣布了股票回购或提高股息计划。数据显示,美国上市公司全年股票回购规模达7510亿美元,创下了自2011年以来的最大规模回购。而2013年流入美国股市的资金仅有1276亿美元左右。两个数字对比不难看出为什么2013年各国流入美国的股市不增反降。

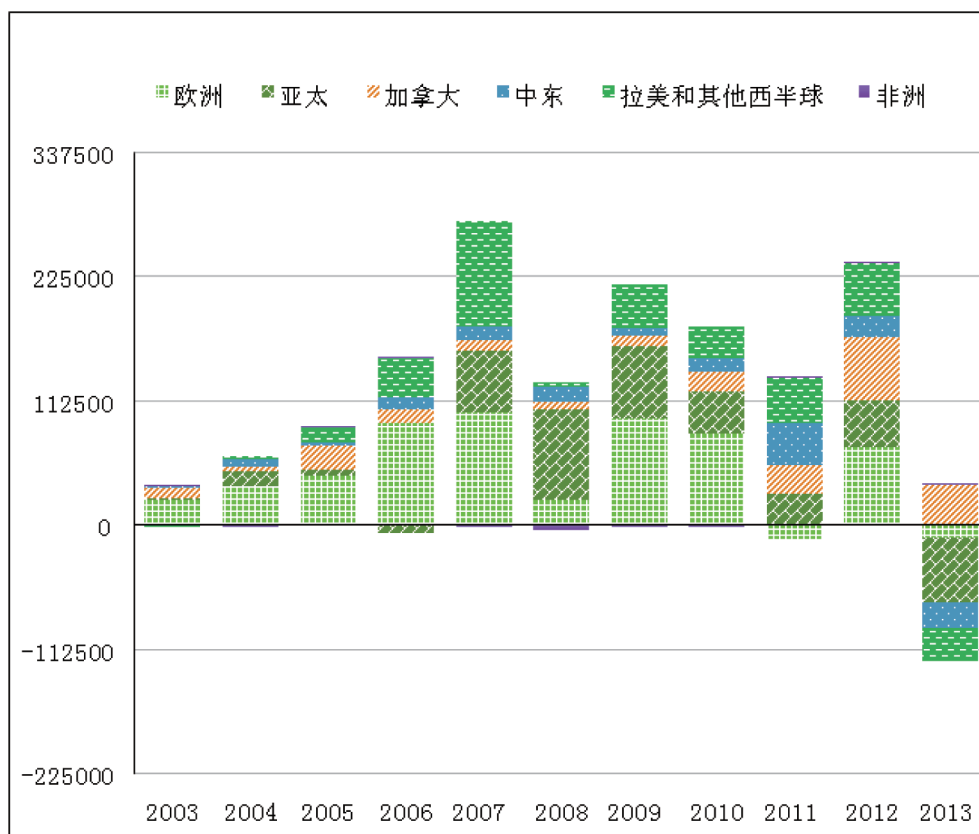


图 18 流入美国的股权投资的地区构成(单位:百万美元)

六、美国货币政策的变动与国际资本流动格局演变未来趋势

自2008年11月美国推出量化宽松货币政策以来,全球市场都在享受美元泛滥所带来的廉价资本盛宴。据哈佛大学经济学教授Ricardo Hausmann的测算,2003至2011年间,巴西名义GDP增长348%,中国增长346%,俄罗斯增长331%,印度增长203%(均是以美元计算)。^[1]但是新兴市场的卓越表现并非经济体增加了所产生的真实货物数量。提振名义GDP的三大因素包括实际产出增加、出口相对价格上涨和实际汇率升值。而这三个因素并非独立运作,新兴市场名义GDP的增长很大程度上是因为贸易条件改善以及实际汇率升值。以巴西为例,其中2003至2011年间348%的名义GDP增长,只有11%(经通胀调整)是实际产出增长带来的。其余的89%来自于同期222%的物价上升(以美元计算),物价上涨来自巴西货币雷亚尔的升值以及贸易条件(出口商品相对于进口商品)的40%的改善。在大部分国家,以美元计算的GDP增长,大大超过了不论是对实际增长,抑或巴拉萨—萨缪尔森效应所预期的幅度。对这些国家来说,QE推出时期由廉价资本带来名义GDP的大幅增长,在QE退出后将起到相反的作用。

随着美国经济稳步复苏,美联储开始酝酿退出量化宽松货币政策。美联储从2013年12月份开始缩减债券购买规模,目前已经缩减至每月150亿美元。美联储公开市场委员会在10月30号发表声明称从11月开始停止购债。表明美联储彻底退出最后一轮量化宽松货币政策。150亿元购买规模对市场来说微不足道,因此剩余150亿美元的退出并不会对市场造成太大的波动,而且市场也已有预期,已经消化了美联储这一决策的影响。从美联储宣布这一决议后,股债仅有小幅下跌就可以说明最后150亿美元的退出影响不大。相比之下,更重要的是美联储可能会在这一会议上就未来的货币政策路径给出怎样的信息,也就是所谓的利率前瞻指引。前瞻指引作为美联储量化宽松的工具之一,自2012年底开始启用,旨在为金融市场提供货币政策的可预见性,避免因政策而造成的金融市场的剧烈震荡。这次会议上也未就加息向市场发出明确的信号,依然维持之前的措辞:“维持联邦基金利率目标区间0~0.25%不变,在相当长时间内保持低利率水平”。美联储内部官员关于美联储何时加息有不同看法。据外媒报道,美国圣路易斯联储总裁詹姆斯·布拉德(James Bullard)多次抛出“美联储应在2015年第一季度加息”的论调。他强调,经济的温和增长和通货膨胀的表现都应该确保利率可以在2015年初被提高,“当然,这一判断是基于我的个人预测都能成真的情况;但美联储等到通货膨胀率和失业率都完全达到自己的目标再采取任何措施来对政策进行正常化,的确是很不明智的”。与此同时,亚特兰大联储主席丹尼斯·洛克哈特(Dennis Lockhart)则认为单纯的失业率不足以指导美联储何时加息,预计美联储将于2015年下半年迎来首次加息。他认为在加息前,美国GDP应先达到在3%的水平上持续增长。尽管二者对于加息时间的早晚有分歧,但均表现出对经济数据的更多关注。这也和美联储发布的美国货币中长期目标相契合。美

联储货币政策的中长期目标是兼顾充分就业和物价稳定,并且认为 2% 的通货膨胀率符合经济正常增长水平。由于就业更多的是由非货币政策因素决定,所以美联储并未给出合适的失业率水平,但是根据经验数据,美联储认为长期来看 5.2%~5.8% 的失业率符合经济正常增长水平。这也给市场提供了判断美联储货币政策走向的指标。先来看消费者物价指数(CPI)衡量的通货膨胀率(见图 19)。进入 2013 年以来,CPI 的变化趋势基本呈现“W”形,非常不稳定。这也使得美联储判断美国经济还没有真正走上平稳的复苏通道。所以迟迟没有宣布何时缩减债券购买规模,直到 2013 年年底才开始宣布逐步有序的缩减债券购买规模。而 2014 年至今,CPI 进入了上升通道,尤其是 2014 年第二季度,CPI 均达到了美联储认为的 2% 的经济增长的健康水平。第三季度稍有下跌。和 CPI 的大幅波动相比,核心 CPI^③ 的变化趋势较为平稳,2013 年至今的平均水平也在 1.7% 以上,2014 年 4 月份甚至达到 2% 水平。

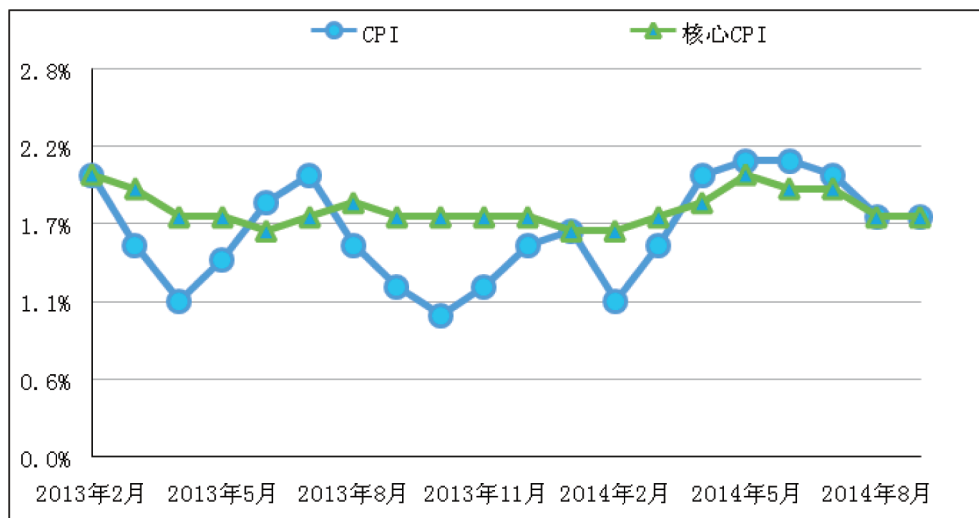


图 19 美国 CPI 和核心 CPI 变动趋势

再来看第二个指标失业率,从图 20 看出,2013 年以来,美国失业率整体呈现下降趋势,2014 年 4 月降到 6.3%,首次低于美联储在第四轮量化宽松政策设定得 6.5% 的目标。美联储曾在第四轮量化宽松政策时设定只要失业率高于 6.5%,就继续维持零利率政策。截止到 2014 年 9 月末,失业率已降至 5.9%。但是美联储在 2014 年 3 月份的公开市场委员会会议上已放弃了 6.5% 的失业率门槛作为决定未来升息的一个因素。事实上,2014 年 6 月份美联储主席耶伦在向美国国会议员作证时指出,美国劳动力市场离满意水平还有较大距离,劳动力市场仍有大量的闲置产能,因此“高度宽松的货币政策仍旧是合适

③ 核心 CPI 是指扣除了食品和能源价格的消费者价格指数。

的”。失业率的下降并不能说明美国就业状况的好转,还要看劳动参与率、薪资增长率、非农部门新增就业人数等指标。根据美国劳工部最新数据显示,人均小时薪资 2014 年 9 月份比上月下降 0.01 美元,由于 8 月份比上月增加 0.08 美元,所以 9 月份跌幅较大,环比下降 112.5%。另外,失业率的下降不一定是由经济好转带来的就业人数的增加,也有可能是劳动力人口的减少导致计算失业率的分母减小。因为在美国,放弃找工作的劳动力人口不纳入失业率的计算。由于经济不景气,很多人放弃找工作。这就需要结合劳动参与率^③来看。从图 20 来看,劳动参与率在 2013 年整体呈下跌趋势,2013 年 6 月份开始下跌,跌至 2014 年 1 月份的 62.5%,2014 年整体呈现上涨趋势,但是最近两个月又开始下跌。

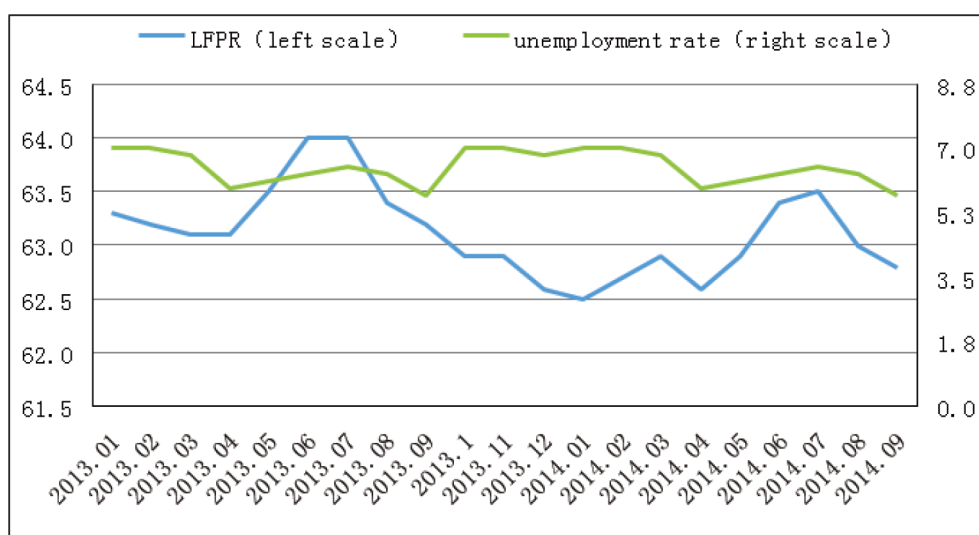


图 20 美国劳动参与率和失业率变化趋势(单位:%)

虽然美国经济目前正稳步复苏,但就业市场仍未恢复到健康状态。核心通胀率虽达到 1.7%,但是还是低于美联储设定的 2% 水平。低通胀率鼓励消费者延迟购买行为,可能导致消费支出降低,而消费支出是美国经济增长的主要动力。另外,全球经济放缓的风险也在威胁美国经济增长。欧洲经济持续乏力,2014 年 10 月 27 日数据显示,欧洲最大经济体德国的商业信心指数已跌至两年来最低。日本经济也处于缓慢复苏状态,消费税提高带来消费支出减少。根据日本内阁府数据,日本 2014 年第二季度 GDP 增长率为 -6.8%,经济增长率时隔两个季度再次陷入负增长。

另外,由于政策时滞,根据以往的政策记录,美联储历次进入加息周期的时间点相比实际的经济周期都会有所延迟。综合以上因素,我们不难理解为什么美联储最近不会加

^③ 根据美国劳动部的定义,劳动参与率(Labor Force Participation Rate LFPR)是指经济活动人口占劳动年龄人口的比例,是用来衡量人们参与经济活动状况的指标。

息,而是在相当长时间内维持低利率水平。

但可以肯定的是随着经济复苏的稳定,美联储会以加息为标志回归正常的货币政策。加息对国际资本流动的影响还是体现在资本的预期收益率上。金融危机以来,美国推出低利率政策。从2008年年底开始,美国1年期国债收益率就维持在1%以下,2014年9月份美国1年期国债收益率为0.11%,基本可以看做零利率。金融危机期间推出的量化宽松政策通过大量购买长期国债,使长期国债收益率也维持在一个较低水平。从图21中可以看出,2012年10年期国债收益率平均在1.8%左右,而金融危机前10年期国债收益率一直维持在4.8%左右。随着美国逐步缩减国债购买规模,10年期国债收益率有小幅上涨,2013年下半年至今平均水平在2.7%左右。

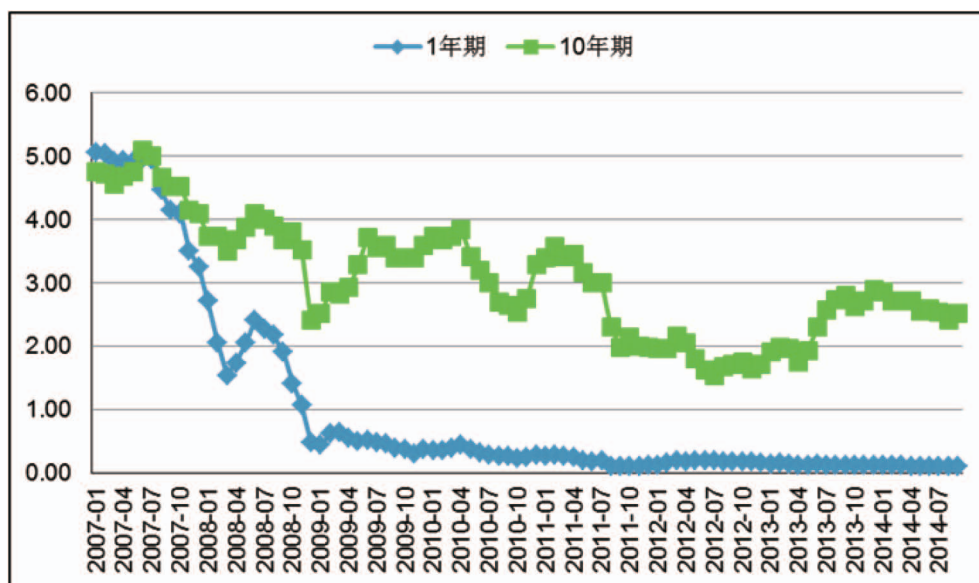


图 21 美国 1 年期和 10 年期国债收益率 (单位: %)

美国未来加息势必会导致流动性缩减,短期利率上调,美国国债收益率作为无风险利率的标杆,也不可避免的开始上升。以10年期国债收益率为例,加息之后很可能会从目前的2.73%升到危机前水平,大概在4%左右。美联储逐步退出QE为国际资本回流美国腾出空间。经济步入正轨后,美联储需将对由QE积累起的资产负债表进行瘦身,直至恢复到正常水平。一旦进行瘦身,就相当于从市场抽走巨量流动性,而从新兴市场撤出的资本将来填补这一缺口。美国国债收益率的提高也会吸引其他国家的资本流入美国债券市场,尤其是一些新兴市场可能会进一步增持美国国债。当然美国日趋稳固的经济复苏基础也会使得美国国债逐渐失去吸引力,国际资本也可能会从收益稳定的债券市场流向高收益率的股权市场。除了流入美国的资金会增加外,美国稳固的复苏基础也会导致美国对外投资的增加。国际资本流动的整体规模也会上涨,变化趋势逐渐趋于平稳,波动减少。

因此,从这个角度上来说,在将来美国货币政策趋紧的背景下,以债券形式为主的短期资本会率先向美国流动,而美国宏观经济条件的改善还可能带来间接资本流动结构的变化,流入美国的股权投资数量都有望进一步增加,这都会导致外国国家市场流动性环境的趋紧。而在长期内,伴随着美国经济形势的好转,双向的直接投资流动有望迎来进一步的扩张。

参考文献

- [1] Blonigen, B. 2005. "A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants", *Atlantic Economics Journal*, Vol33, pp. 383—403.
- [2] Cheng, L. and Kwan, Y. 2000, "What Are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience", *Journal of International Economics*, Vol 51, pp. 379—400.
- [3] Gourinchas, P. —O. and Rey, H. 2005. "From World Banker to World Venture Capitalist: US External Adjustment and the Exorbitant Privilege", NBER Working Paper No. 11563.
- [4] Noorbakhsh, F. and Paloni, A. "Human Capital and FDI Inflows to Developing Countries: New Empirical Evidence", *World Development*, Vol29, pp. 1593—1610.

分报告十

次贷危机以后全球失衡的调整模式与 我国对外贸易收支的变化

摘要:在次贷危机以来的全球贸易失衡的调整过程中,服务贸易收支的逆向调节作用显著增强。在此背景下,我国对外贸易收支的演变过程表现为产品贸易顺差规模的增速下降、服务贸易逆差规模的增速上升以及总贸易顺差的增速更加显著的下降。我国服务贸易逆差迅速增长的趋势在短期不会发生大的改变,这也在一定程度意味着,消费型服务需求的增加带来的主要是服务进口的增长,对国内供给结构调整和服务业扩张的拉动作用较小。在现有趋于稳定的国际分工格局中,我国制成品出口持续增长的态势不会逆转,但是增长速度会趋势性下滑,并逐步趋向外部市场规模的扩张速度。

一、引言

在外向型增长战略之下,净出口是拉动我国经济增长的重要的需求力量。2000年至2007年,净出口对我国经济增长的年均拉动率达到1.2个百分点。在次贷危机以后,净出口对我国经济增长的直接拉动作用基本消失。虽然世界经济在2010年之后进入了一个较为稳健的复苏进程,但是,在2010年至2013年之间,净出口对我国经济增长的年均拉动率为-0.1个百分点。这意味着,从总需求的角度看,净出口对我国经济增长的贡献已经变成负的^④。

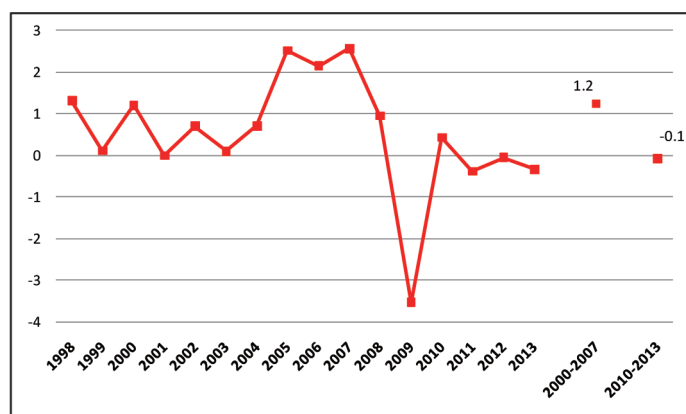


图1 净出口对我国经济增长的拉动率(%)^⑤

净出口对我国经济增长的拉动率由正转负,作为同一枚硬币的另一面,就是净出口余额的下降。具体来看,在产品贸易方面,净出口在2009年出现了较大幅度的同比下降,2010年以后又恢复增长。在服务贸易方面,我国基本都维持在逆差状况。在次贷危机以后,特别是在2009年以后,我国服务贸易逆差的规模迅速扩大。总之,我国净出口对经济增长的拉动率由正转负,一方面是因为产品贸易顺差的增长趋缓,虽然还能够从正向拉动经济增长,但是正向拉动作用显著地低于危机以前;另一方面,服务贸易逆差在次贷危机以后迅速扩大,对经济增长施加越来越大的负向拉动作用。两者相抵,使得净出口对我国经济增长的拉动率由正转负。

^④ 需要注意的是,我们在此并没有考虑对外贸易的间接作用,特别是进口对国内生产和资本形成过程的影响。无论产出是内销还是出口,进口的基本作用是满足国内生产需求和消费需求。在我国的进口中,更多的是为了满足国内的生产投入需求,包括对初级产品、中间投入和资本品的需求。因此,从需求角度来看,进口的增加可能不利于我国的经济增长。但是从投入方面看,进口增长却有助于国内资本形成和生产的扩张。

^⑤ 数据来自中经网统计数据库。

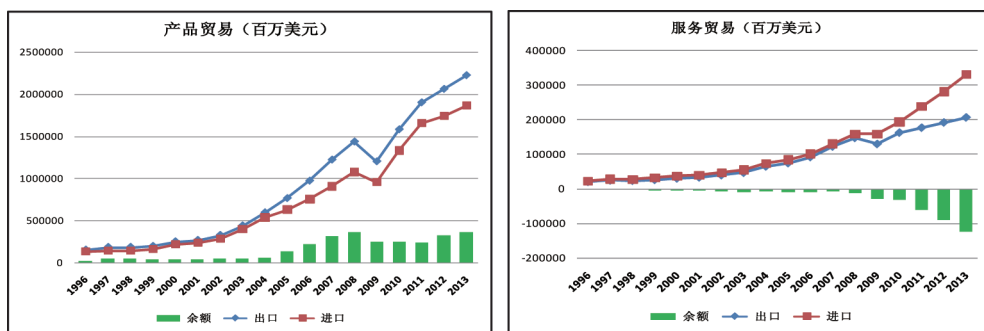


图2 我国产品和服务贸易余额的变化^⑤

如果上述变化是某种长期趋势的开始,也就是说,净出口对我国经济增长的负拉动率将会成为一个长期现象。那么,传统观念中外向型增长战略的一个重要基石,即正的需求拉动效应,将不复存在。由此,需要重新思考对外贸易之于我国经济增长的作用和作用机制,并在此基础上思考我国对外贸易战略的重构。基于这样的考虑,我们需要分析上述现象背后的原因。本文通过分析次贷危机以后全球失衡的调整模式、我国对外贸易收支的演变以及我国制成品出口的增长趋势,寻求对上述现象的性质的判断,并在此基础上思考我国的对外贸易战略。

二、次贷危机以来全球失衡的调整模式

20世纪90年代后期以来,我国对外贸易的发展和贸易收支状况的演变,都离不开全球失衡这一大背景。因此,次贷危机以后全球失衡的演变及其背后原因的分析,就成为我们分析我国净出口未来走势的起点^⑥。

(一)全球失衡调整过程的特点

当前全球失衡调整过程的第一个特点是:经常项目失衡的调整过程快于贸易失衡的调整过程。从图3中可以看出,全球失衡规模在2006年达到了一个历史顶峰,此后随着则是不断下降。特别是次贷危机以后,全球经常项目失衡规模显著下降。2006年至2013年,全球经常项目失衡规模占世界GDP的比重从5.3%降至3.4%。在全球整体失衡规模下降的同时,失衡的国别结构也发生明显变化。美国、日本和中国作为过去的主要失衡

^⑤ 数据来自 UNCTAD 数据库。

^⑥ 如果分别把顺差国和逆差国看作是 global 失衡中的供给者和需求者,那么,我国作为全球失衡中的主要供给者之一,对外贸易收支状况的演变就不是单向地依赖于全球失衡状况,而是更为复杂是双向相互依赖。在本文的分析中,我们关注的是全球失衡状况及其演变对我国外贸收支的影响。

国,经常项目失衡占世界 GDP 的比重大幅下降;德国超过中国,成为全球失衡中最大的顺差国;欧洲其他经济体的失衡规模显著上升;石油出口国依然维持较高的失衡规模。

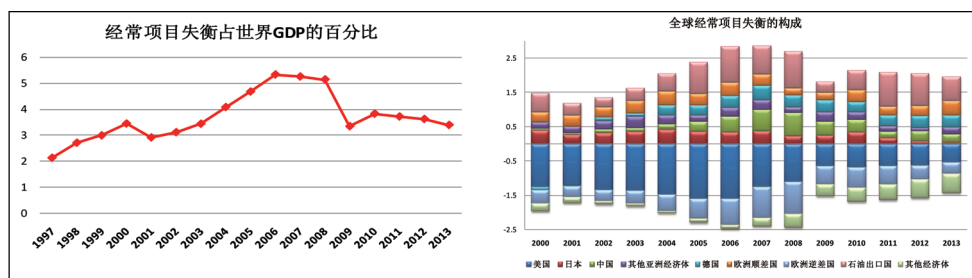


图3 全球经常项目失衡的演变^⑧

与2006年的峰值相比,次贷危机以后全球贸易失衡规模明显下降,这与经常项目失衡状况类似。但是不同于经常项目失衡,在危机后的经济复苏进程中,贸易失衡占世界GDP的比重不仅没有呈现持续的下降趋势,反而呈现重新增长的趋势。贸易失衡状况与经常项目失衡状况在危机后的演变趋势具有明显的差别,特别是经常项目失衡调整快于贸易失衡的调整。经常项目与贸易项目的最大区别在于收益项,其中又以投资收益为主。因此,经常项目失衡调整领先于贸易失衡调整,意味着目前所出现的全球失衡调整主要是金融层面的调整。

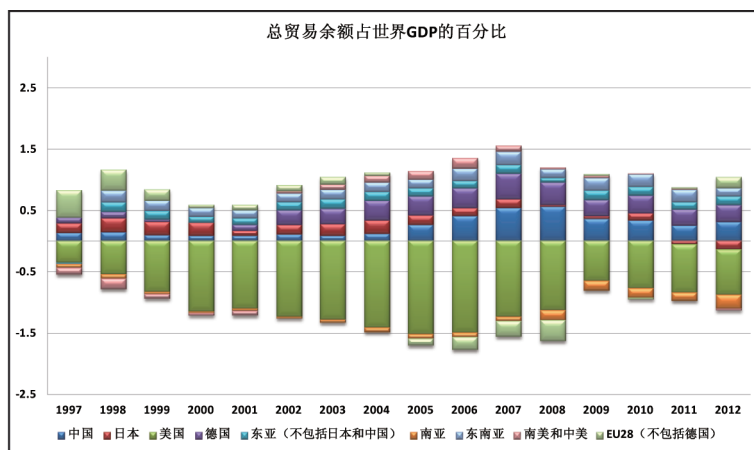


图4 全球贸易失衡的演变^⑨

当前全球失衡调整过程的第二个特点是:在全球贸易收支中,服务贸易与产品贸易具

^⑧ 所有经济体经常项目余额的绝对值之和占世界 GDP 的百分比,数据来自 IMF2014 年 10 月的《世界经济展望》。

^⑨ 数据来自 UNCTAD。

有明显不同的变化趋势。产品贸易失衡规模的增幅在次贷危机后明显下降,而服务贸易失衡规模的增幅明显提升。服务贸易收支状况及其变化对总贸易收支状况的影响显著提升。从图5中可以看出,除了德国和日本,其他国家或地区的贸易余额规模在次贷危机以后的年均增幅都小于危机以前,服务贸易余额规模的年均增幅都大于危机以前。次贷危机以前,在中国、美国、德国、南亚、东南亚、中美和南美,总贸易收支余额与产品贸易余额的差别非常小。次贷危机以后,日本、德国和东南亚的总贸易收支与产品贸易收支在变动方向和幅度上基本一致,在其他国家或地区,两者之间存在明显差别。在不包括德国的欧盟27国,在危机以前,服务贸易收支的变动幅度在绝对量上远小于贸易收支的变动幅度;在危机以后,服务贸易收支的变动幅度明显超过了产品贸易收支的变动幅度。

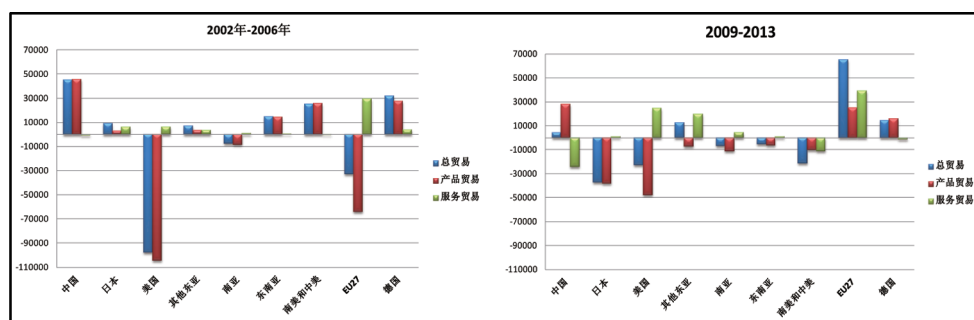


图5 主要地区贸易失衡规模的年均增长幅度(百万美元)^④

当前全球贸易失衡调整过程的第三个特点是:服务贸易收支的逆向调整作用不断增强。也就是说,在产品贸易中处于大规模逆差状态的经济体,服务顺差迅速增加;在产品贸易中处于大规模顺差状态的经济体,服务贸易逆差迅速增加。从图5中可以看出,中国服务贸易逆差的增量几乎完全抵消产品贸易顺差的增量;美国服务贸易顺差增幅的提高,在很大程度上抑制总贸易逆差规模的扩张幅度;在其他东亚经济体^⑤,产品贸易收支不断恶化,服务贸易收支的改善是总贸易收支改善的唯一来源;在南亚地区,服务贸易收支状况的持续改善,在很大程度上抑制了总贸易收支的恶化。

(二)原因分析

对于贸易失衡调整滞后于经常项目失衡的调整,本文不想展开分析,因为对此的分析要涉及太多的金融层面的因素。我们想要分析的是为什么贸易失衡调整主要依赖于服务贸易收支的反向调整。在产品贸易失衡规模没有出现明显的逆向调整趋势的情况下,服务贸易失衡的反向调整成为推动全球贸易失衡调整的主导力量。对此现象不应该简单地

^④ 数据来自 UNCTAD。

^⑤ 包括中国香港、中国澳门、中国台湾、韩国、朝鲜和蒙古。

解读为赤字国国内需求的压缩。^⑫

假设有这样一个经济体,在其国内供求结构对比中,有形产品处于超额需求状态,服务处于超额供给状态。与这样的供求结构相对应的外部收支状况应该是产品贸易逆差和服务贸易顺差(图 6a 所示)。但是由于服务的可贸易性较低,相对过剩的服务供给并不能全部转变成对外贸易顺差。为了避免服务供给过剩导致服务业的萎缩,需要提高国内的服务需求。给定需求结构的刚性约束,只有通过扩张国内总需求,才能实现国内服务需求的增长。在这样的平衡过程中,产品超额需求增加,服务超额供给减少,结果是大规模产品贸易逆差和小规模的服务贸易顺差(图 6b 所示)。这里所分析的实际上就是美国的情况。^⑬

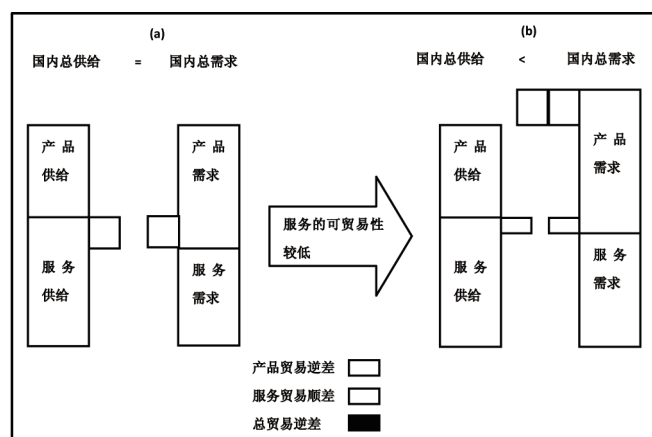


图 6 从国内供求结构差异到贸易失衡

再假设存在另一个经济体,在其国内供求结构对比中,有形产品处于超额供给状态,服务处于超额需求状态。沿着同样的逻辑,在供求结构约束下,为了实现宏观经济平衡,只能通过压缩国内总需求来降低服务供给缺口,但是同时导致产品的需求缺口进一步扩大。结果就是大规模产品贸易顺差和小规模服务贸易逆差。这所对应的实际上就是中国的情况。^⑭因此,给定供给和需求结构的对比状况,贸易失衡的产生及具体表现,都有其必然性和必要性。

对于这样的失衡状况,传统的需求变更和需求转移政策难以奏效。以图 6 所示的逆差国为例,要减少贸易逆差,一个最为直接的切入点就是利用需求变更政策减低产品需

^⑫ Lane and Milesi—Ferretti (2012) 认为,目前全球失衡的调整过程主要是依靠赤字国压缩需求。IMF(2014)认为,次贷危机后失衡调整的主要驱动力来自赤字国需求水平的下降,以及新兴经济体和大宗商品出口国国内需求的扩张。参见 IMF2014 年 10 月的《世界经济展望》。

^⑬ 目的是为了服务业扩张的正外部性和就业创造等好处。对此问题的分析,参见于春海(2009)。

^⑭ 参见于春海(2010)。

求。受制于需求结构的刚性约束,只能借助于总需求的降低才能实现产品需求的降低。姑且不论降低国内总需求的政策在政治和社会层面的可行性。在给定供给和需求结构的情况下,即便能够通过需求变更政策实现总需求的降低,结果也只是重回图 6a 所示的总量平衡和结构失衡并存的状态。

另一个办法是利用汇率调节等需求转移政策,实现全球范围的需求转移,推动贸易再平衡过程。但是,需求转移政策直接影响的是国际相对价格,而相对价格变化对贸易收支的影响则依赖于需求和供给的同时调整。以图 6 所示的逆差国为例。在需求方面,相对价格变化能否推动全球需求从外国产品转向本国产品,以及本国国内需求从产品向服务的转移?这依赖于不同产品之间的替代性。^⑤由于产品和服务在属性上存在显著差别,相互之间的替代性不高。因此,需求转移只能表现为国内外产品之间的转移和国内外服务之间的转移。初始状况是国内有形产品供给不足,如果没有供给层面的调整,那么,产品需求从外国产品向本国产品的转移是无法实现的,期望的产品贸易逆差下降也是无法实现的。在服务方面,国内的初始状况是供给过剩,服务出口的扩张是有供给基础的。但是,制约服务出口扩张并不是相对价格,而是服务过低的可贸易性。因此,相对价格调整同样也是缺乏效率的。^⑥

在缺乏供给调整配合的情况下,需求调整政策难以奏效,因此,贸易再平衡调整必须转向供给层面。对于图 6 所示的逆差国,可供选择的一种调整路径是提高国内有形产品的供给能力,降低对进口有形产品的依赖性。在一般均衡框架中,有形产品供给的上升必将伴随着服务供给的下降,这意味着总供给结构的改变。从图 6b 出发的状况,随着国内总供给中有形产品比重的提高,供给与需求之间的结构性差异缩小。这不仅可以直接降低产品贸易逆差和总贸易逆差,还为压缩国内总需求提供了可能性。随着国内产品供给的相对上升和服务供给的相对下降,在给定服务贸易空间的情况下,国内产品需求下降导致产品贸易逆差进一步下降,国内服务需求下降不会导致服务供给过剩状况的加剧。这是通过供给调整实现贸易再平衡的基本逻辑。

供给层面的调整在理论逻辑上是可行的,但是考虑到失衡国的具体情况,可能就不具备现实可能性。以美国为例。美国是全球最大的贸易逆差国,制成品是其最大的非石油类进口产品。产品供给能力的扩张主要表现为制造业供给能力的提高。与 20 世纪 60 年代以后的“去工业化”过程相对应,制造业生产能力的提高过程被称为“再工业化”过程。在此过程中,如果只是将原先需要进口的工业产品转变成国内生产,与 20 世纪 60、70 年代美国向外转移制造业的过程相对应,就可以被称为“制造业回流”或者“进口替代的再工

^⑤ Engler, P., M. Fidora and C. Thimann, 2006, “External Imbalances and the US Current Account: How Supply-Side Changes Affect an Exchange Rate Adjustment”.

^⑥ 针对过去几年的贸易失衡调整过程的研究表明,实际汇率的变化并没有明显作用。参见 IMF (2014) 2014 年 10 月的《世界经济展望》。

业化”。制造业回流是在不改变全球供给和需求模式的条件下,对全球供应网络的地区配置的重新调整。在区位优势和需求状况没有质变的背景下,全球供应网络难以出现大的调整。从微观层面看,在失去了市场份额、固定资本、投入供应网络、产出营销网络、生产技能、专有知识和相关制度后,重新积累生产能力是很困难,上述因素的积累都需要很长时间。^{④⑦}加之国际市场结构的变化和低成本生产者在劳动密集型产业上的主导地位已经建立起来,美国在去工业化之后想要重新进入相关行业,将是极其困难的。而且,劳动密集型的加工环节的增值能力和利润水平无法吸引美国国内企业的进入。

而且,在一般均衡框架下,制造业生产能力的扩张,意味着其他部门的萎缩,特别是服务业的萎缩。从美国的禀赋条件、技术水平、生产模式等来看,制造业产出的扩张主要依靠资本深化、全要素生产率提高和劳动力素质的提高,而不是劳动投入的增加。美国制造业在 20 世纪 90 年代以来的增长主要来自劳动生产率的提高。特别是 2000 年以后,劳动投入对制造业产出增长的贡献基本都是负的。这意味着,美国制造业产出增长并不能带来显著的就业创造效应。在进口替代的“再工业化”过程中,无论是现有制造业的扩张,还是重建原先被淘汰的制造业生产能力,这对服务业的替代并不能带来新增就业机会,反而会导致就业机会的进一步减少。^{④⑧}

因此,简单的进口替代调整战略并不具有现实可行性。那么,具备现实可能性的调整路径是什么?在前文的分析中,在供求结构差异与贸易失衡的联系中,有一个非常关键的约束条件,也就是对服务的可贸易程度的约束。服务的可贸易程度严格限定了国内服务供给与需求之间的差异程度。现实中,服务的可贸易程度取决于两个方面的因素,一是服务需求的规模,二是服务市场的可进入程度。

在全球服务需求规模方面,随着产品内分工的发展和全球价值链的形成,为服务业提供了巨大的潜在市场。在产品内分工条件下,生产过程的不同环节被配置在不同国家或地区。为了协调不同地点的生产活动,需要分销、电信、网络、金融以及其他基础设施服务。此外,随着新兴经济体收入水平的显著提高,整个社会基础设施建设和升级带来了对基础设施服务的巨大需求。^{④⑨}这两方面的力量共同推动全球服务需求规模的迅速扩张。

在服务的可贸易性方面,技术进步改变了服务的提供方式,特别是信息和网络技术的

^{④⑦} 根据 Tregmenna (2011)的研究,高收入国家在经历“去工业化”过程之后,没有出现“再工业化”的现象。参见:Tregmenna F., “Manufacturing Productivity, Deindustrialization and Reindustrialization”, United Nations University, Working Paper, No. 2011/57, September 2011.

^{④⑧} USITC. (2012) Recent Trends in US Service Trade: 2012 Annual Report, USITC, Publication No. 4338.

^{④⑨} Baldwin R. (2011a) 21st Century Regionalism: Filling the Gap Between 21st Century Trade and 20th Century Trade Rules, WTO Staff Working Paper ERSD — 2011 — 08; Jensen, J. B. (2012) Opportunities for US Exports of Business Services, Congressional Testimony, Peterson Institute for International Economics.

进步,使得远距离服务供给成为可能。使得服务可贸易性的提高具备了技术可能性。^⑤更为重要的是政策性服务贸易壁垒的下降。进入 21 世纪,在服务的直接跨境出口方面,政策性壁垒依然很高,包括边界壁垒和边界内壁垒。根据估算,服务贸易中的管制、许可和其他壁垒带来的影响等价于 30% 以上的关税税率。^⑥限制服务业可贸易性的主要因素是政策性因素,包括服务市场开放、人员跨境流动、知识产权保护等。近年来,在多边贸易体系以外“新地区主义”的兴起,一个重要的目的就是在次多边框架下解决服务贸易壁垒居高不下的困境。在多边和次多边政策协调之外,发展中和新兴经济体为了实现结构调整和增长模式转型,纷纷采取提高服务市场开放程度的单边行动。在这些力量的共同作用下,服务贸易壁垒不断降低。

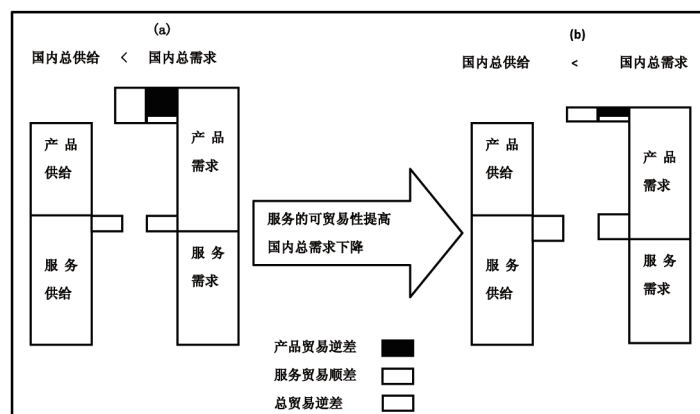


图 7 贸易失衡的调整模式：提高服务可贸易性和压缩国内总需求

对于前面所分析的逆差国,全球服务需求规模的扩张和服务贸易壁垒的下降,意味着国内服务供给与需求的之间的差异程度可以扩大。从图 7a 的失衡状况出发,在国内供给结构和总量保持不变的情况下,随着全球服务需求规模和可贸易程度的提高,压缩国内总需求的政策将不会对宏观经济平衡状况产生负面冲击。随着国内总需求的下降,一方面是国内服务供给的过剩状况加剧,但是这可以顺利地转变成对外服务贸易顺差的增加;另一方面是国内产品需求与供给的缺口收缩,导致产品贸易逆差规模的下降;两者结合在一起就是总贸易逆差规模的下降(如图 7b 所示)。对于前面分析的顺差国,在同样逻辑之下所出现的调整过程应该是,国内总需求上升、产品贸易顺差规模下降和服务贸易逆差规模上升,以及总贸易顺差规模下降。

^⑤ USITC. (2008) Recent Trends in US Service Trade; 2008 Annual Report, USITC Publication No. 4015.

^⑥ Jensen, J. B. (2012) Opportunities for US Exports of Business Services, Congressional Testimony, Peterson Institute for International Economics.

三、全球失衡调整背景下我国对外贸易收支的演变

(一) 总体状况

与危机前相比,我国对外贸易收支状况在危机后的调整主要表现为产品贸易顺差规模的增速下降、服务贸易逆差规模的增速上升以及总贸易顺差的增速更加显著的下降。这一变化过程基本符合前面的失衡调整逻辑。2002年至2007年,我国总贸易顺差年均增加541.3亿美元,产品贸易顺差年均增加543.6亿美元,服务贸易逆差年均增加2.3亿美元。危机影响最严重的2008年和2009年,产品贸易顺差的增幅由正转负,产品贸易顺差规模下降;服务贸易逆差规模的年均增幅上升,服务贸易逆差以更快的速度扩张;两者结合在一起,导致我国总贸易顺差规模下降。2010年至2013年,我国产品贸易顺差恢复增长,但是年均增幅只有危机前的一半左右;服务贸易逆差规模的年均增幅急剧上升;两者相抵,导致我国总贸易顺差的年均增幅急剧下降(见图8)。我国贸易收支的变动路径符合上一节中界定的顺差国的失衡调整模式。前文在给定国内供给结构和总量的情况下,得出顺差国的调整模式是产品贸易顺差下降、服务贸易逆差上升和总贸易顺差下降。在此基础上,进一步考虑在给定结构特征下的供给总量扩张,那么在同样的逻辑之下,顺差国的调整路径就是产品顺差规模的增长趋缓、服务贸易逆差规模的增长加速以及总贸易顺差规模的增长趋缓。

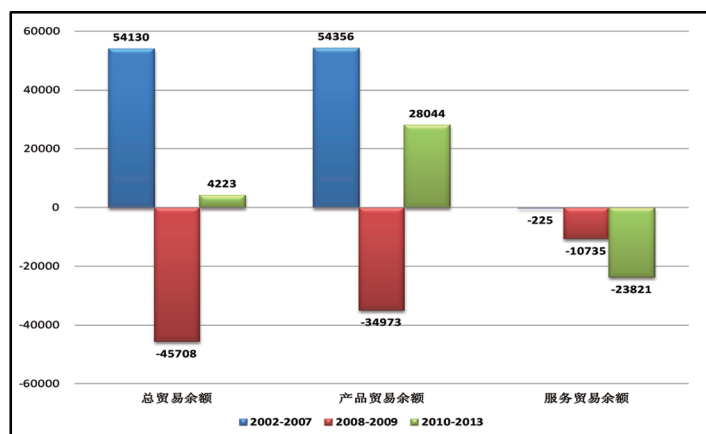


图8 我国贸易余额的年均增幅(百万美元) ^②

^② 数据来自 UNCTAD。

(二)制成品贸易收支的变化

在我国的产品贸易中,制成品处于顺差状态,初级产品处于逆差状态。在危机后,两者都延续了过去的扩张势头(见图9)。初级产品贸易逆差规模的不断增长,是我国重化工业发展过程中不断增长的生产投入需求与国内日益严重的资源禀赋约束相互作用的必然结果。但是必须注意到,在初级产品贸易逆差变动的背后不仅是实体经济供求的作用,国内外货币和金融因素驱动下的价格变化也施加了显著影响。本文对此无法展开全面的分析,因此,我们接下来主要针对制成品展开分析。

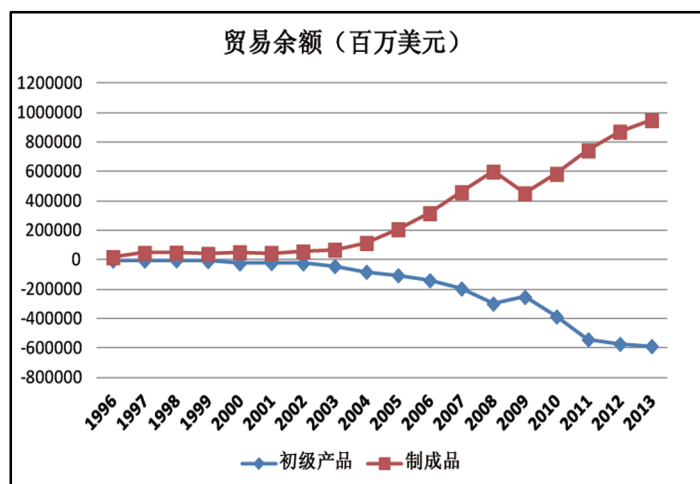
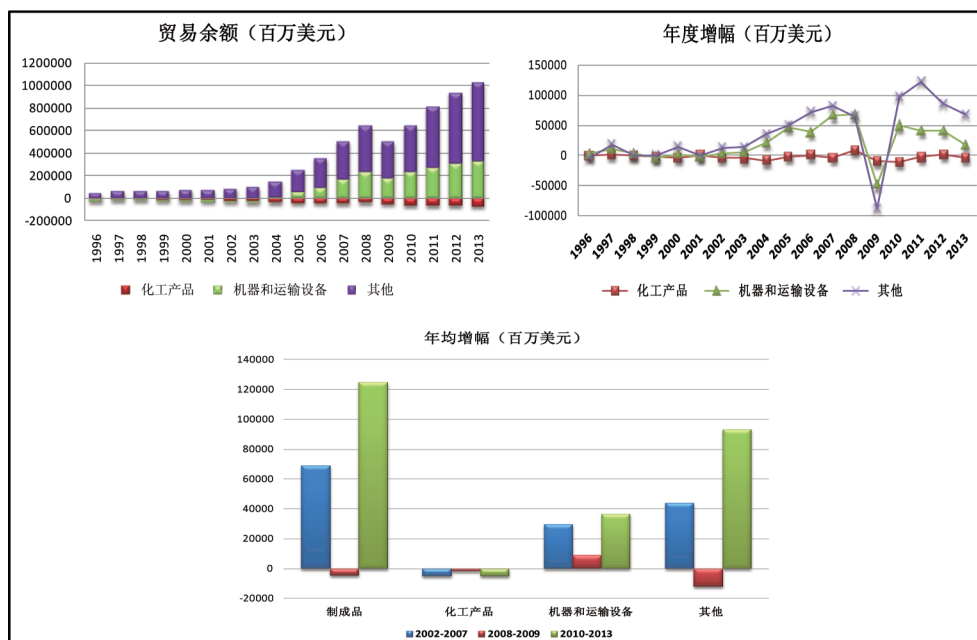


图9 我国的产品贸易余额^⑤

在制成品方面,按原料分类的制成品(SITC6)和杂项制品(SITC8)是我国最大的顺差来源,机器和运输设备(SITC7)是我国制成品贸易顺差的第二大来源。在化工产品(SITC5)上,我国一直处于贸易逆差状态。从图10中可以看出,在危机过程中,机器和运输设备的贸易顺差虽然能够维持增长的势头,但是增速显著下降;按原料分类的制成品和杂项制品的贸易顺差出现了负增长;制成品的整体贸易出现负增长。2010年以后,随着世界经济的复苏,我国制成品贸易顺差恢复增长,并且年均增幅明显高于危机以前。2010年至2013年,在主要制成品类别中,化工产品依然处于逆差状态,逆差规模的年均增幅与危机前相近;按原料分类的制成品、机器和运输设备以及杂项制品的贸易顺差恢复增长,并且年均增幅高于危机以前,特别是按原料分类制成品与杂项制品,年均增幅的提高尤为显著(见图10)。总之,次贷危机以后我国制成品贸易顺差的快速增长势头并没有逆转,2010年以来的平均增幅明显高于危机以前的水平。

^⑤ 数据来自 UNCTAD。

图 10 我国制成品贸易余额的构成及变化^④

次贷危机以后,我国制成品贸易顺差年均增幅的提高主要来自按原料分类的制成品和杂项制品(见图 10)。从图 11 中可以看出,机器和运输设备的出口增幅和进口增幅先相对于危机前都有明显提高,但是出口增幅提高的程度稍大一些,进而导致贸易顺差增幅相对于危机前的小幅提高;在按原料分类的制成品和杂项制品上,不仅出口增幅相对于危机前的提高幅度更大,而且进口增幅基本没有变化,两者结合在一起,导致贸易顺差增幅相对于危机前出现了大幅度的增加。由此可以认为,虽然机器和运输设备在 2005 年以后已经成为我国制成品贸易顺差的重要来源之一,但无论是绝对水平还是增量,其重要性都远低于按原料分类的制成品和杂项制品。特别是在次贷危机以后,按原料分类的制成品和杂项制品在增量意义上对我国制成品贸易顺差的重要性进一步^⑤提升。

总之,次贷危机以后我国制成品贸易顺差的快速增长势头并没有逆转,2010 年以来的平均增幅明显高于危机以前的水平,这主要得益于按原料分类的制成品和杂项制品的贸易顺差的迅速增长。但另一方面,无论是按原料分类的制成品和杂项制品、还是机器和运输设备,贸易顺差的增幅在 2010 年以后都是逐年下降的。这是否会成为一种长期趋势,甚至成为我国制成品贸易顺差增长趋势逆转的起点? 对此需要进一步的分析。

^④ 其他类别包括按原料分类的制成品(SITC6)和杂项制品(SITC8)。数据来自 UNCTAD。

^⑤ 数据来自 UNCTAD。

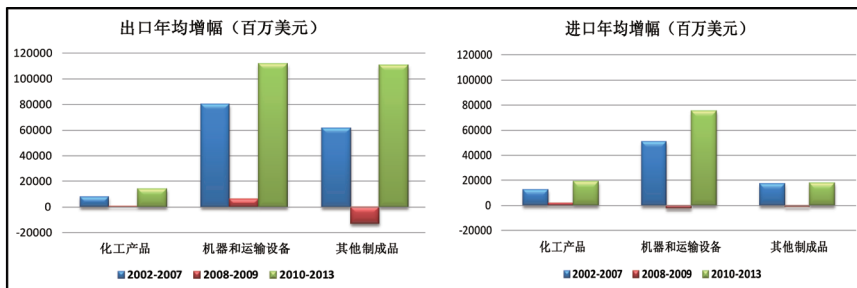


图 11 我国制成品出口和进口的变化

(三)服务贸易收支的变化

我国的服务贸易自上世纪 90 年代中期以来就一直处于逆差状态,2009 年以后逆差规模迅速扩张。从主要的服务类别来看,旅行服务^⑤在 2009 年以前一直处于顺差状态,2009 年以后转变为逆差状态,并且逆差规模迅速扩大;运输服务^⑦一直处于逆差状况,2009 年以后逆差迅速扩大;在其他服务类别^⑧上,2009 年以前处于逆差状态,2009 年以后转变为顺差状态。总体而言,运输服务和旅行服务是我国服务贸易逆差的来源。(见图 11)

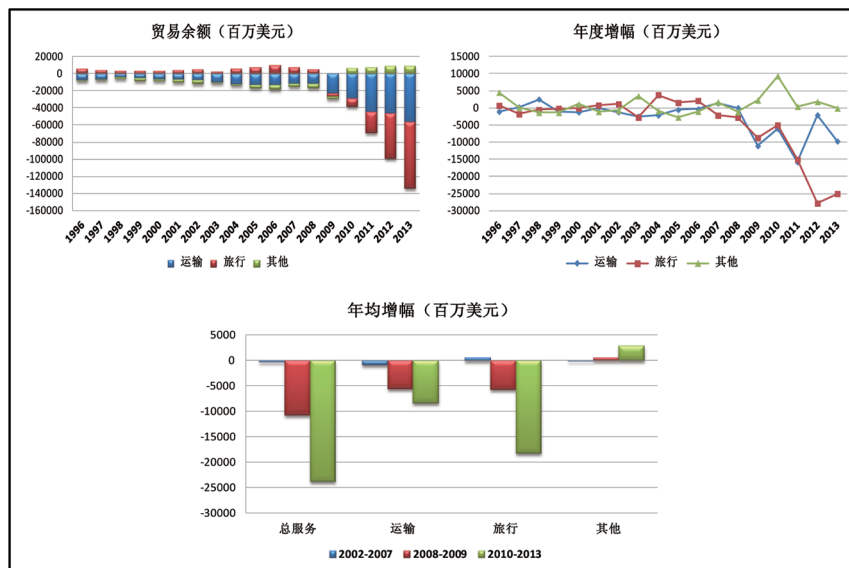


图 12 我国服务贸易余额的构成及变化

⑤ 旅行服务包括非居民在短期游览过程中购买的产品和服务。

⑦ 运输服务包括客运服务、货运服务、交通工具租赁以及相关支持性服务。

⑧ 其他服务包括通讯服务、建筑安装服务、金融和保险服务、计算机和信息服务、版权和许可服务、商贸服务、经营租赁服务、其他商业、专业和技术服务、个人文娱服务以及政府服务等。

从图 12 中可以看出,与危机前相比,2010 年以后我国服务出口的平均增长速度下降了 12 个百分点左右,并且所有服务类别的出口增长速度都明显下降。服务进口的平均增长速度下降了 2 个百分点左右,但是在不同服务类别上的差异非常明显。旅行服务进口的平均增长速度大幅提升,提高了 17 个百分点左右;运输服务进口的平均增速下降了 5 个百分点左右;其他服务进口的平均增速下降了 14 个百分点左右。由此可以认为,旅游服务进口的迅速增长是导致我国服务贸易逆差规模扩张的最重要原因。

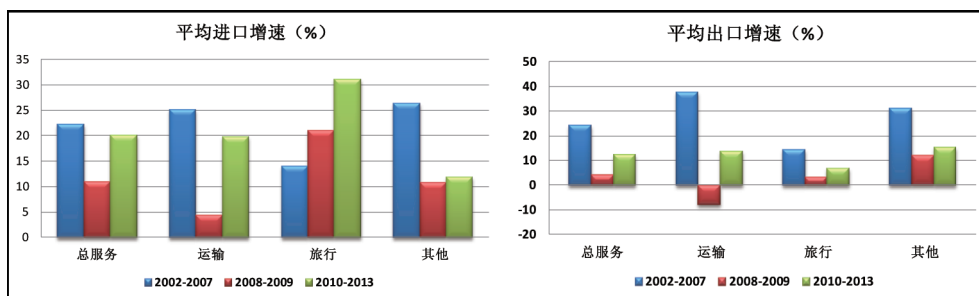


图 13 我国服务贸易增长速度的变化^⑤

就时间节点来看,我国旅游服务进口的迅速增长与次贷危机后内需刺激政策具有很明显的同步性。这又是为什么?前文的分析指出,国内供求结构差异是贸易失衡背后的结构性原因。具体到我国的情况,国内供求结构差异表现为产品的超额供给和服务的超额需求。在此背景下,刺激内需的政策进一步增加了对服务的超额需求,也就是对境外服务的需求进一步增加。随着境外服务供给和可获得性的提高,我国的服务进口自然会迅速增长。按照较为粗略的分类标准,旅行服务主要属于消费型服务,“其他服务”主要属于生产型服务,运输服务既包含生产型服务、也包含消费型服务。在消费型服务和生产型服务的对比中,消费型服务的跨境供给主要依赖直接的跨境服务贸易形式;生产型服务的跨境供给不仅可以通过直接的跨境贸易形式来实现,还可以通过以有形产品为载体的间接贸易模式以及境外分支机构销售的模式来实现。^⑥因此,对境外生产型服务需求的增加不一定表现为服务进口的增长,可能表现为产品进口的增加或者服务业 FDI 流入的增

^⑤ 数据来自 UNCTAD。

^⑥ 数据来自 UNCTAD。

^⑦ 服务跨境供给的渠道主要有:1)以有形产品为载体,通过有形产品的出口实现服务业的间接出口;2)直接的跨境服务贸易;3)海外分支机构的服务销售。参见:USITC. (2013) Recent Trends in US Service Trade: 2013 Annual Report, USITC Publication No. 4412.

加,而对境外消费型服务需求的增长往往直接表现为服务进口的增长。^② 总之,在国内服务供给相对不足的情况下,内需的增加进一步加剧了服务的超额需求状态,进而增加了对国外服务的需求。生产型服务的跨境供给既可以借助直接的服务贸易,也可以借助以有形产品为载体的间接贸易或者服务业 FDI,因此,对境外生产型服务需求的增加不会全部转变为进口的增长。而对于旅游这类的消费型服务,跨境供给主要依赖于直接的跨境服务贸易,因此,对境外消费型服务需求的增加直接转变为进口的增长。

由此,我们需要关注开放背景下需求引致型的结构调整政策的效果,特别是国内服务需求增长对国内服务业发展的拉动作用。首先,由于供给能力的调整过程相对较为缓慢,所以,内需刺激政策虽然能够推动国内服务需求的迅速增加,但是在短期中的影响主要是服务贸易逆差的增加。其次,不同类型服务的跨境供给模式存在差异,相比较而言,生产型服务的跨境供给更加倚重境外分支机构销售的模式,生活型服务的跨境供给更加倚重直接的跨境服务贸易。因此,对境外生产型服务需求的增加会带来服务业 FDI 流入的增长,这对国内供给结构调整和服务业扩张有显著的推动作用;但是对境外消费型服务需求的增加,带来的主要是服务进口的增长,对国内供给结构调整和服务业扩张的拉动作用较小。

四、我国制成品出口增长趋势的分析

就短期的宏观经济形势分析而言,我们需要关注的主要是制成品贸易的走势,而不是整体的对外贸易。基于我国国内供给与需求的结构性对比关系,初级产品和服务的贸易逆差是弥补国内供给缺口、满足国内生产和消费需求的必然要求。在短期中,供给能力和需求结构的调整相对较小,因此,对初级产品和服务的需求状况以及贸易逆差走势不会发生大的趋势性改变。我们更需要关注的是制成品出口的增长趋势,因为这关系到我国国内过剩的制成品供给能否解决市场实现问题,进而影响我国在现有结构下的经济增长态势。

出口增长速度受制于两方面因素,一是目标市场总规模的扩张速度,二是在目标市场上所占份额的提升速度。但是对于我国的制成品出口来说,2000 年以来的高速增长主要来自在目标市场上所占份额的迅速提升,也就是说,我国制成品出口高速增长的动力主要来自国际市场上的替代效应。在制成品产品内国际分工不断发展的过程中,形成了亚洲、北美和欧盟三个地区性生产价格价值链或网络。新世纪以来,随着制成品产品内国际分工不断向我国延伸和扩展,我国逐步成为亚洲生产价值链条上的加工、组装和出口中心,与此相伴随的必然是我国在国际市场上对原有制成品供给国的替代。2000 年以来,在全

^② 在现实中,生产型服务的跨境供给更加依赖海外分支结构的服务销售。以美国为例,专业和商业服务企业通过海外分支结构实现的服务销售规模是美国服务出口的 2 倍左右。参见:USITC. (2013) Recent Trends in US Service Trade: 2013 Annual Report, USITC Publication No. 4412.

球制成品进口中,来自我国的份额提高了 12 个百分点左右,其中,电子产品的份额提高了 36 个百分点左右,零部件的份额提高了 25 个百分点左右,其他机器和设备的份额提高了 8 个百分点左右(见图 14)。1996 年至 2013 年,在北美、欧盟和东亚制成品市场上,我国所占份额的年均增长幅度分别是 1、0.5 和 0.7 个百分点(见图 15)。越来越高的国际市场份额被我国占据,这意味着我国在国际市场上对其他制成品供给国的替代。正是源于这一替代过程,我国的制成品出口增长速度才能远高于目标市场总体规模的扩张速度。

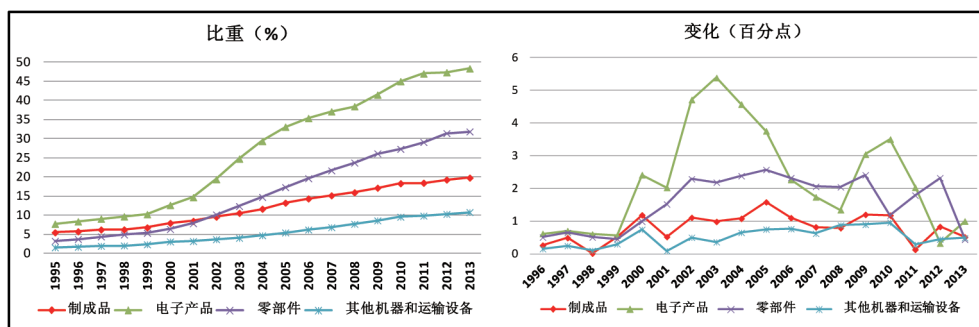
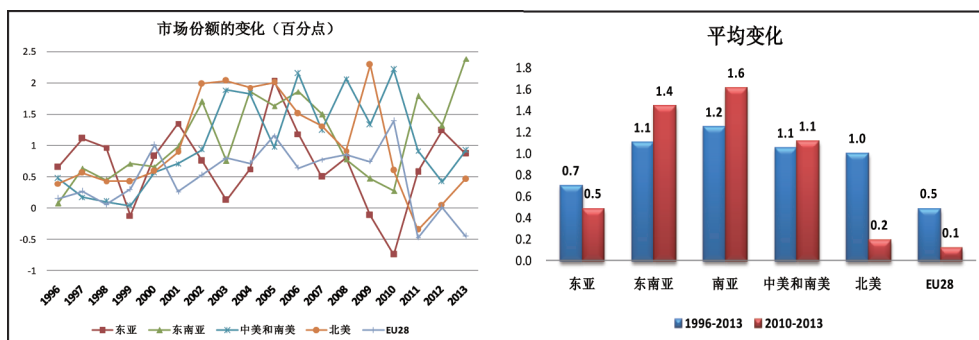


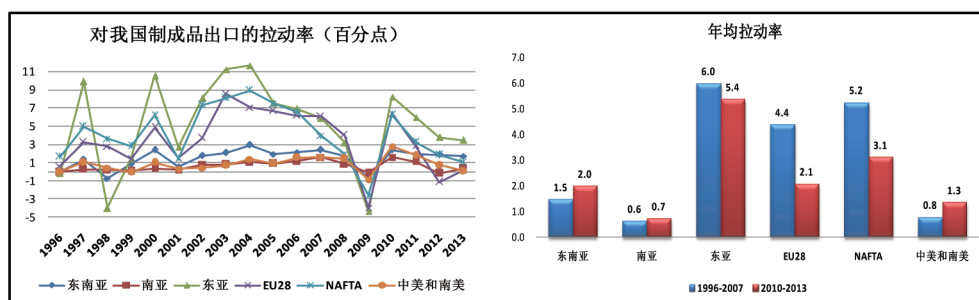
图 14 我国在世界制成品市场上的份额及变化^③

那么,我国制成品出口能否维持过去的高速增长态势,就依赖于上述替代过程能够持续。对于亚洲生产价值链来说,最主要的出口市场是欧美市场。在逐步成为亚洲价值链条上的加工和组装中心的过程中,我国在欧美市场上逐步替代原有的亚洲其他制成品供给者。这带动了我国对欧美市场制成品出口的高速增长。根据 WTO(2011)的研究,亚洲生产价值链的中心在 2006 年左右完全转移到我国。这必然导致我国在欧美制成品市场上所占份额的提升速度大幅下降。次贷危机以后,我国制成品出口在欧美市场总进口中占比的增幅明显下降。2010 年至 2013 年,在美国的制成品进口中,我国所占份额的年均增幅只有 0.2 个百分点;在欧盟的制成品进口中,我国所占份额的年均增幅只有 0.1 个百分点(见图 15)。虽然欧美市场的绝对规模很大,但是在我国所占市场份额不再提高的情况下,我国对欧美市场的制成品出口增速将严格受制于欧美市场整体规模的扩张速度。而对于欧美这样的大市场,进一步增长的空间是有限的。在此背景下,我国对欧美市场的制成品出口的增长速度将会大幅度下降。因此,在未来一段时间内,欧美市场在增量上对我国制成品出口增长的贡献将会明显下降。

^③ 我国制成品出口占世界制成品进口的份额以及这一份额的年度增幅。

图 15 我国在主要市场上的份额变化^④

北美和欧盟市场是我国制成品出口增长的主要动力来源。1996年至2007年,北美市场对我国制成品出口增长的拉动率是5.2个百分点,欧盟市场的拉动率是4.4个百分点。次贷危机以后,欧美市场对我国制成品出口增长的拉动作用大幅下降。2010年至2013年,北美市场和欧美市场对我国制成品出口增长的拉动率分别是3.1和2.1个百分点(见图16)。欧美市场拉动作用的下降,对我国制成品总体出口增速的负面影响是显而易见的。但这是否必然意味着我国制成品出口的增速同步回落?对此问题,需要考察欧美以外的市场是否能够提供额外的动力。

图 16 不同地区对我国制成品出口的拉动率^⑤

从我国制成品出口的地区结构来看,欧美市场所占份额在次贷危机以后明显下降,对欧美市场的出口增速明显低于危机以前;亚洲以及中美和南美市场所占份额明显提高,并且对这些市场的出口增速都明显高于危机以前(见图17)。从对我国制成品出口增长的拉动率来看,1996年至2007年,北美和欧盟市场的年均拉动率是9.6个百分点,亚洲和中南美洲市场的年均拉动率是8.8个百分点;2010年至2013年,北美和欧盟市场的年均拉动率降为5.2个百分点,亚洲和中南美洲市场的年均拉动率增至9.4个百分点。这意味着,在我国

④ 在主要市场制成品进口中的占比及其变化。数据来自 UNCTAD。

⑤ 数据来自 UNCTAD,这里的东亚包括日本。

制成品出口增长过程中,亚洲和中南美洲市场的作用已经明显超过北美和欧盟市场。

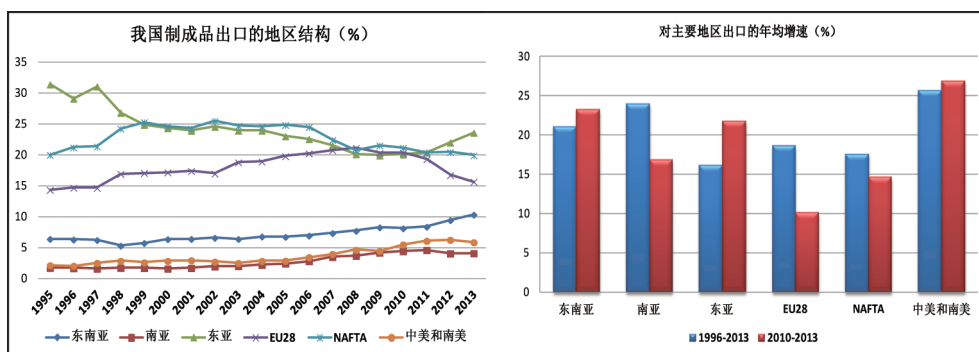


图 17 我国制成品出口的地区结构 (%) ^⑥

从我国在亚洲与中南美洲制成品市场上所占份额的动态变化趋势看,次贷危机以后市场份额的提升幅度明显高于危机以前。从图 15 中可以看出,2010 年以后,在东亚制成品市场上我国所占份额均增加 0.5 个百分点;在东南亚和南亚制成品市场上,我国所占份额年均增加 1.4 和 1.6 个百分点;在中美和南美制成品市场上,我国所占份额年均增加 1.1 个百分点。由此可以认为,在亚洲和中南美洲市场上,我国对其他经济体的替代过程依然存在,并且处于加速发展的状态,我国对亚洲和中南美洲市场的制成品出口仍然具有较大的增长潜力。

那么,在来自北美和欧盟市场的增长动力显著下降时,亚洲、中南美洲和其他新兴市场能否提供足够的增长动力,并维持我国制成品出口的告诉增长? 对比危机前后的情况,我国制成品出口的年均增长速度下降了 3.9 个百分点。其中,北美和欧盟市场对我国制成品出口增长的拉动率下降了 4.4 个百分点,亚洲和中南美洲市场的拉动率上升了 0.6 个百分点,其他新兴市场的拉动率基本没有变化。因此,虽然亚洲、中南美洲以及其他新兴市场的地位显著提高,并成为我国制成品出口增长的主要动力来源,但是这些市场贡献的增长动力并不能完全弥补北美和欧盟市场增长动力的下降。这意味着我国制成品出口在未来很难恢复 2008 年以前的持续、高速增长态势。

但是在另一方面也应该注意到,我国制成品出口增长速度下降不等于增长趋势的逆转。作为全球主要的制成品生产和出口大国,除非国际分工格局出现大的调整,包括跨区域重新配置和区域内重新配置,否则我国制成品出口的增长趋势就不会逆转。

90 年代中期以后,在全球制成品出口中,东亚地区的占比不断上升,欧盟和北美的占比不断下降,中美和南美地区以及东南亚和南亚地区的占比变化不大。1995 年至 2013 年,东亚占比上升了 14 个百分点,南亚占比上升了 1.1 个百分点,东南亚占比上升了 0.6 个百分点,中美和南美占比上升了 1 个百分点,欧盟和北美占比分别下降了 6.8 和 4.5 个百分点。

^⑥ 数据来自 UNCTAD,这里的东亚包括日本。

次贷危机以来,东亚地区的占比继续上升,并且年均增幅更大。相比较而言,南亚、东南亚、中美和南美的占比,在次贷危机以来并没有明显变化。次贷危机以来,变化最大、并且形成鲜明反差的是东亚和欧盟,东亚占比以更大幅度提升,欧盟占比则是以更大幅度下降。

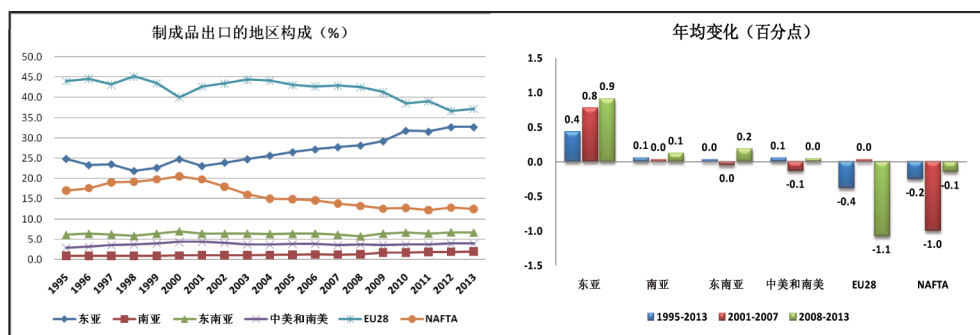


图 18 全球制成品出口的地区结构^{①⑦}

进一步考虑我国在东亚的地位。东亚地区在全球制成品出口中占比的上升基本都是来自中国占比的上升。1995年至2013年,整个东亚、东南亚和南亚在全球制成品出口中的占比上升了9.6个百分点,中国上升了15.1个百分点。次贷危机以来,上述趋势并没有出现明显变化。2008年至2013年,东亚、东南亚和南亚在全球制成品出口中的占比年均上升1.2个百分点,中国占比年均上升1.1个百分点。由此可以认为,在全球制成品贸易结构中,东亚地位持续上升的趋势并没有受到危机的明显影响;在亚洲区域内,没有出现南亚和东南亚替代东亚的趋势;在跨区域方面,东亚对欧盟的替代趋势非常明显,而且也没有出现南美和中美洲经济体替代东亚的趋势;无论是东亚地区在全球制成品出口中的地位,还是中国在亚洲地区的地位,都没有出现有别于危机前的根本性变化。

①⑧

总之,对于我国制成品出口的未来增长趋势,应该注意两个方面的因素。首先,在现有的制成品国际分工格局中,我国作为亚洲地区性生产网络上加工和组装中心的地位,在经过多年的持续上升以后已经趋于稳定。支撑我国制成品出口高速增长的最大动力——在北美和欧盟市场上对亚洲其他经济体的替代过程——已经消失。亚洲、中南美洲以及其他新兴市场虽然具有较高的增长潜力,但是在短期中无法弥补来自欧美发达市场的增长动力的下降。其次,现有的制成品国际分工格局在短期中不会出现大的跨区域调整或者区域内重新配置。次贷危机以后,无论是东亚地区在全球制成品出口中的地位,还是中国在亚洲地区的地位,都没有出现有别于危机

①⑦ 数据来自 UNCTAD,这里的东亚包括日本。

①⑧ 数据来自 UNCTAD,这里的东亚包括日本。

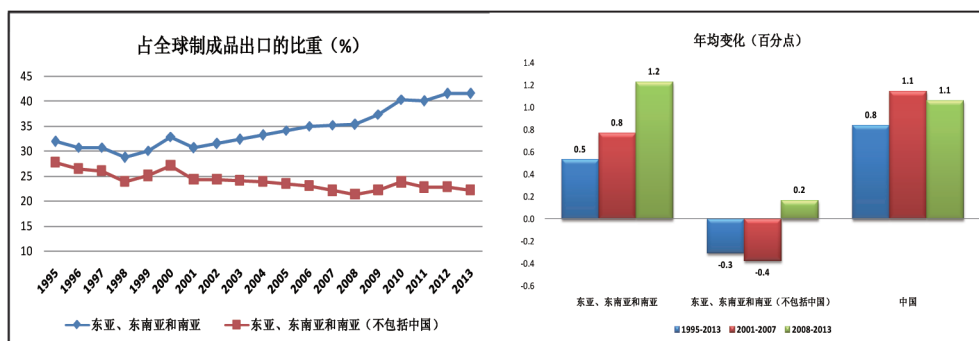


图 19 中国在亚洲制成品出口的地位

前的根本性变化。综合考虑这两方面的因素,可以认为,我国制成品出口增长速度的下降是必然的;但是我国制成品出口持续增长的态势不会逆转,只是增长速度将会逐步趋向外部市场规模的扩张速度。

六、主要结论

(一)全球失衡调整模式与我国对外贸易收支的变化特点

次贷危机以来的全球失衡调整过程存在两个方面显著的特征。首先是贸易失衡的调整滞后于经常项目失衡的调整,这意味着实体经济的供求关系调整滞后于金融层面的调整。其次,贸易失衡的调整主要依赖于服务贸易收支的反向变化。在产品贸易失衡规模没有出现明显的逆向调整趋势的情况下,服务贸易失衡的反向调整成为推动全球贸易失衡调整的主导力量。

短期中,在供给和需求结构没有出现大调整的情况下,需求再平衡政策对全球失衡的调整效果受制于服务的可贸易性。随着境外服务需求规模的扩大和服务市场可进入性的提高,逆差国通过压缩国内需求,一方面可以降低产品超额需求和对外产品贸易逆差规模,另一方面可以将国内过剩的服务供给转变为不断增长的对外服务贸易顺差。顺差国的调整刚好相反。通过国内需求的扩张,一方面推动产品过剩供给和对外产品贸易顺差的下降,另一方面则是服务超额需求的增加和对外服务贸易逆差规模的增长。这是在这样的调整逻辑之下,服务贸易失衡的反向调整成为推动全球失衡调整的主导力量。

我国对外贸易收支状况在危机后的调整主要表现为产品贸易顺差规模的增速下降、服务贸易逆差规模的增速上升以及总贸易顺差的增速更加显著的下降。这一变化过程基本符合全球失衡的调整逻辑和路径。具体来看,在产品贸易方面,我国制成品贸易顺差的快速增长势头并没有逆转,这主要得益于按原料分类的制成品和杂项制品的贸易顺差的迅速增长。在服务贸易方面,旅游服务进口的迅速增长是导致我国服务贸易逆差规模扩

张的最重要原因。

(二)我国服务贸易逆差增长的原因与影响

在国内服务供给相对不足的情况下,内需的增加进一步加剧了服务的超额需求状态,进而增加了对国外服务的需求。专业和商业服务等生产型服务的跨境供给既可以借助直接的服务贸易,也可以借助以有形产品为载体的间接贸易或者服务业 FDI,因此,对境外生产型服务需求的增加不会全部转变为进口的增长和贸易逆差的增加。而对于旅游这类的消费型服务,跨境供给主要依赖于直接的跨境服务贸易,因此,对境外消费型服务需求的增加直接转变为进口的增长。

由此,我们需要关注开放背景下需求引致型的结构调整政策的效果,特别是国内服务需求增长对国内服务业发展的拉动作用。首先,由于供给能力的调整过程相对较为缓慢,所以,内需刺激政策虽然能够推动国内服务需求的迅速增加,但是在短期中的影响主要是服务贸易逆差的增加。其次,不同类型服务的跨境供给模式存在差异,相比较而言,生产型服务的跨境供给更加倚重境外分支机构销售的模式,生活型服务的跨境供给更加倚重直接的跨境服务贸易。因此,对境外生产型服务需求的增加会带来服务业 FDI 流入的增长,这对国内供给结构调整和服务业扩张有显著的推动作用;但是对境外消费型服务需求的增加,带来的主要是服务进口的增长,对国内供给结构调整和服务业扩张的拉动作用较小。

(三)我国制成品出口增长的前景

基于我国国内供给与需求的结构性对比关系,初级产品和服务的贸易逆差是弥补国内供给缺口、满足国内生产和消费需求的必然要求。在短期中,供给能力和需求结构的调整相对较小,因此,对初级产品和服务的需求状况以及贸易逆差走势不会发生大的趋势性改变。我们更需要关注的是制成品出口的增长趋势,因为这关系到我国国内过剩的制成品供给能否解决市场实现问题,进而影响我国在现有供给结构下的经济增长态势。

对于我国制成品出口的未来增长趋势,应该注意两个方面的因素。首先,在现有的制成品国际分工格局中,我国作为亚洲地区性生产网络上加工和组装中心的地位,在经过多年的持续上升以后已经趋于稳定。支撑我国制成品出口高速增长的最大动力——在北美和欧盟市场上对亚洲其他经济体的替代过程——已经消失。亚洲、中南美洲以及其他新兴市场虽然具有较高的增长潜力,但是在短期中无法弥补来自欧美发达市场的增长动力的下降。其次,现有的制成品国际分工格局在短期中不会出现大的跨区域调整或者区域内重新配置。次贷危机以后,无论是东亚地区在全球制成品出口中的地位,还是中国在亚洲地区的地位,都没有出现有别于危机前的根本性变化。综合考虑这两方面的因素,可以认为,我国制成品出口增长速度的下降是必然的;但是我国制成品出口持续增长的态势不会逆转,只是增长速度将会逐步趋向外部市场规模的扩张速度。

分报告十一

中国制造业企业的出口行为与加成率 (price markup)的动态关系:基于存活企业的研究

摘要:本文运用 De Locker and Warzynski (2009)的方法和 1999 年至 2007 年企业层面的面板数据,估算了中国制造业部门存活企业的企业加成率,并通过一个考虑了内生性问题的随机效应模型,检验了出口水平对企业加成率的影响。本文有以下几点发现:1)各行业中存活企业的平均利润空间尽管较低,但几乎全部为正数;2)从 2000 年—2003 年阶段到 2005 年—2007 年阶段,大部分行业中存活企业的平均加成率存在某种程度的降低;3)有证据表明,在控制其他因素不变的条件下,出口将会降低中国制造业部门存活企业的企业加成率,虽然效应并不大。这一结果解释了中国企业表现的动态变化及其与出口行为的联系。

此外,采用行业数据和会计方法计算得到的行业加成率表明 2009 年到 2011 年期间各分行业的利润空间普遍下降。

关键词:企业加成率 出口 制造业存活企业 中国

一、引言

过去 30 年来,中国出口增长伴随的是制造业产能的扩张,出口与中国制造业企业表现之间的关系也吸引了不少研究兴趣,因为研究二者之间的关系不仅能够验证贸易与经济增长之间的理论关系,而且能够为中国制造业的未来发展提供现实的注脚。在大规模的企业层面抽样调查数据公开之后,许多学者已经估算了中国制造业企业的生产率,并研究其与企业出口决策的关系,得出了各不相同的结论^⑥。本文追随前人的研究,但选取了较少得到关注的企业出口行为与企业加成率之间的动态联系作为研究视角,期冀从利润的角度能够更好地理解企业行为。这样的研究目的要求使用企业具有一定时间跨度的连续出口数据和业绩数据,因此本文将考察限定于 1999 年至 2007 年期间的制造业存活企业。

不同理论对企业加成率和出口之间联系的预期并不相同。Melitz(2003)指出企业会根据自身生产率和贸易成本来选择是否进入出口市场,而进入出口市场的企业会因为生产规模的扩大而成本降低,因此其模型的一个引申含义是选择出口这一行为有可能提高进入企业的加成率。不过,Melitz 也指出原有的出口企业能否获得更高的利润则取决于企业的自身效率。另外,“边出口边学”假说也提出了企业表现与出口之间的关联机制,如 De Loecker(2010)所说:“‘边出口边学’指当企业开始出口时通过如投资于营销、产品质量升级、技术革新以及和外国买方交易等一系列能够导致生产率提高的机制……。”^⑦并且在完全竞争和垄断竞争的假设下,“边出口边学”还能提高企业利润。此外,Edmond et al. (2012)展示了当贸易前的资源分配没有效率时,贸易能够通过竞争优化而降低企业加成率。由于理论预期不同,企业加成率和出口之间的关系需要进行实证检验。

就企业加成率的估算,本文采用基于 Hall (1988)发展出的 De Locker and Warzynski (2009)方法。具体来说,Hall (1988)指出,当企业的要素产出弹性等于要素投入占比时,企业产品价格将等于边际成本,加成率为 1;当要素产出弹性高于要素投入占比时,则企业产品价格高于边际成本,加成率大于 1。由于要素投入占比可直接观测,而且要素投入的产出弹性可以通过标准的生产函数估算得到,Hall 的方法由于其原理和可操作性被广为采用。

Olley and Pakes (1996)和 Akerberg et al. (2006)进一步采用控制函数的方法处理内生性,这样做不仅消除了寻找外生工具变量的困难,而且能够更好地处理同步偏差和选择偏差的问题。在此基础上,De Locker and Warzynski (2009)将中间品投入需求作为控制函数,采用了使用更广泛的 translog 生产函数的设定,估算出随时间变化的企业加成

^⑥ 包括 Brandt et. al. (2009), Yu (2010), Lu et. al. (2012)及其他。

^⑦ De Loecker (2010), p2.

率,能够更好地描述了企业表现的动态特征。

然而,针对中国企业加成率的研究较为缺乏。盛丹和王永进(2012)采用会计方法计算了1999年至2007年中国工业企业的加成率,并考察了加成率对出口状况的影响。Lu et al. (2012)采用De Locker and Warzynski (2009)的方法估算了1998年至2005年的企业加成率,并研究了地理集聚与企业加成率之间的关系。以上两项研究都表明一般来说中国工业企业利润加成为正数而数值中等。但是,前者没有考察企业出口行为对加成率的影响,后者既没有估算随时间变化的企业加成率,也没有考虑出口因素。

关于中国企业生产率的研究十分丰富。余淼杰(2010)得出总体上中国制造业企业的生产率增长适中,但是出口企业的生产率相对较低。Young(2003)发现中国非农业企业生产率的增长十分有限。Brandt et al. (2012)进行了大范围的调查,得出了在估算方法和变量度量上稳健的估算结果,他们发现中国制造业企业的生产率提高幅度被低估了。

本文采用中国制造业企业层面的面板数据,套用De Locker and Warzynski(2009)的方法,估算了随企业、随时间变化的企业加成率,并进一步估算在控制其他变量不变的条件下出口行为对企业加成率的影响,主要发现可归纳如下:1)各行业中存活企业的平均加成率尽管较低,但几乎无一例外地都大于1,说明这些行业整体而言利润空间为正;2)从2000年—2003年阶段到2005年—2007年阶段,大部分行业中存活企业的平均加成率存在某种程度的降低;3)有证据表明,在控制其他因素不变的条件下,出口将会降低中国制造业部门存活企业的企业加成率,不过幅度并不大。

这些发现中有一些含义值得特别讨论。首先,这一时期也是中国制造业固定资产投资大幅增加、外国直接投资持续增长以及产能扩张的时期。这些因素在规模经济存在的情况下在理论上应该导致生产成本降低,在需求稳定的前提下企业加成率应该会上升;如果需求不振导致产品价格下降快于成本下降,那么企业加成率会随之下降。本文的企业加成率在这一时期普遍下降的发现从侧面佐证了中国经济中内需的相对薄弱。

其次,由于加入世贸组织和出口退税广泛推行的原因,1999年到2007年期间也是中国出口高速扩张的时期,本文关于给定其他条件下出口降低制造业部门存活企业的企业加成率的发现说明这一时期的出口增长很可能是以压缩企业利润空间为代价的。造成这一现象的原因有很多,可能是加工贸易使用大量的中间品导致利润空间有限,可能是企业本身技术进步有限未能有效提高生产率降低单位成本,也可能是在国际市场上的激烈竞争压低了产品价格。这也让人对中国制成品出口的持续增长能力有所忧虑。

本文接下来将在第二部分讨论在企业加成率估算及决定因素的回归过程中使用的方法。第3部分将对数据和行业特征进行描述性统计,包括产出、要素投入和出口额。此外该部分还包括对估算结果和相关关系的讨论。第4部分将简要地进行稳健性分析。第5部分对本文加以归纳得出结论。

二、方法讨论

1 企业加成率的估算

对于生产函数的估算,之前学者已有大量的研究,Akerberg et al (2006)将这些估算方法进行了概括。本文为了得出随时间而变化的企业加成率,采用的是 De Locker 和 Warzynski (2009)的方法。

(1)企业加成率

假设行业中各厂商共享生产技术,那么企业生产函数可表示如下:

$$Q_{it} = Q_{it}(X_{it}, K_{it}, M_{it}) \quad (2.1)$$

其中 Q 、 K 、 X 和 M 分别表示企业的产出、资本存量、劳动投入和中间品投入。

成本最小化意味着

$$\frac{\partial Q_{it}(X_{it}, K_{it}, M_{it})}{\partial X_{it}} \frac{X_{it}}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^X X_{it}}{Q_{it}} \quad (2.2)$$

其中 P^x 表示要素 X 的价格, λ 可以解释为生产的边际成本。从式(2.2)可以看出 $\frac{\partial Q_{it}(X_{it}, K_{it}, M_{it})}{\partial X_{it}} \frac{X_{it}}{Q_{it}}$ 表示的是要素 X 的产出弹性。

将产品的市场价格定义为 P , 我们可以将企业加成率定义为产品价格与边际成本之比:

$$\mu_{it} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} \quad (2.3)$$

进而可以得出:

$$\mu_{it} = \left(\frac{\partial Q_{it}(X_{it}, K_{it}, M_{it})}{\partial X_{it}} \frac{X_{it}}{Q_{it}} \right) / \frac{P_{it}^X X_{it}}{Q_{it}} = \frac{\theta_{it}}{\alpha_{it}} \quad (2.4)$$

其中 θ_{it} 表示要素的产出弹性, α_{it} 表示要素投入占比。

(2)产出弹性和企业加成率的估算

假设同一行业内的企业除了共享技术之外,各自拥有某些特有的技术,那么企业的生产函数可表示为:

$$Q_{it} = F_{it}(X_{it}, K_{it}, M_{it}; \beta) \epsilon \quad (2.5)$$

其中, F_{it} 是行业内各企业共同的技术参数, ϵ 是企业 i 独有的生产技术。

这种设定下,要素 X 的产出弹性可以表示为:

$$\theta_{it}^X = \frac{\partial \ln F_{it}(X_{it})}{\partial \ln X_{it}} \quad (2.6)$$

进一步假设随机误差项包含了产出观测值中的测量误差以及生产中的外部冲击效应,那么实际观测到的产出可以表示为:

$$y_{it} = \ln$$

采用受约束较少的超越对数(translog)生产函数形式:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_K K_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{KK} K_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{Km} K_{it} m_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (2.7)$$

在上式中,由于企业独有和没有直接观测值,势必要归入到随机干扰项中;鉴于企业生产中各要素的投入水平和有必然联系,直接估算式(2.7)必然导致内生性问题,因此需要特别的处理。

根据 De Locker 和 Warzynski (2009)的办法,本文使用中间品投入作为企业未观测到的独有技术的工具变量。假设中间品投入需求是劳动投入、资本投入和企业独有技术特征的函数,则 $m_{it} = mt(l_{it})$,进而从反函数得到 $\omega_{it} = h_t(m_{it})$ 用以替代企业的独有技术特征。^⑦ 采用 De Locker and Warzynski 的方法得到的要素产出弹性估算值为

$$\theta_{it}^m = \theta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{Km} K_{it} \quad (2.8)$$

(3)企业加成率的计算

由于实际观测的产出包括了残差部分,用实际观测的产出计算要素投入占比会产生偏差,因为 $\tilde{Q}_{it} = Q_{it} \exp(\epsilon_{it}) \neq Q_{it}$ 。因此,我们利用在半参数估算中得到的 ϵ_{it} ,如下计算要素的成本占比:

$$\alpha_{it}^X = \frac{p_{it}^X X_{it}}{P_{it} \frac{Q_{it}}{\exp(E_{it})}} \quad (2.9)$$

因此,

$$\mu_{it} = \theta_{it}^X (\alpha_{it}^X)^{-1} \quad (2.10)$$

2 企业加成率决定因素的实证模型

(1)模型设定

对于存活企业来说,出口决定具有两个层次,一个是企业要决定是否进入出口市场,另一个是如果企业决定出口,那么他们还需要进一步决定出口和生产的规模。如前所述,相关理论对于企业加成率与是否进入出口市场这一决策之间关系有不同的预期,对于企业加成率与持续出口行为之间的关系也有不同预期,因此二者属于实证问题。为了考察这两种关系,本文定义了两个与出口相关的变量。

D_EX:虚拟变量,当取值为1时表示企业参与出口额为正数,否则取值为0。

SH_EX:企业出口额在产出中所占的比例。

模型中需要控制其他会影响企业加成率的企业自身特征,其中之一是企业的生产规

^⑦ 具体步骤参阅 De Locker 和 Warzynski (2009),主要设计半参数估算和 GMM。

模。经济学理论认为在规模经济条件下,生产规模越大会,边际成本越低,因而会有更高的企业加成率。此外,通过“干中学”机制,企业可以通过扩大生产规模来累积生产经验和提高生产效率,在商品价格相对稳定的前提下也会提高企业加成率。因此,我们预期企业生产规模有可能对企业加成率产生正面效应。

其次需要考虑企业的中间品投入。一方面,中间品投入成本的高昂意味着高额的生产成本和局促的议价空间,二者都倾向于压缩利润空间;另一方面,Oberfield (2011)认为大量的中间品投入迫使企业为了维持竞争力而提高生产率,Feenstra 和 Hansen (2001)同样认为,接受发达国家的较高技术含量的中间品生产转移之后,发展中国家的生产率将会提高。此外,企业加成率同时取决于生产成本和市场价格,在缺乏市场价格信息的条件下,中间品投入对企业加成率的最终影响是不确定的。

另外需要考虑的一个因素是企业的资本密集度。如果资本存量包括知识和技术,那么高资本密集度意味着高人均资本、产出和生产率,倾向于提高企业加成率。不过,积累资本存量的过程通常附带高额的利息支出,这可能降低企业的企业加成率,因此,二者之间的关系依赖于实证的结论。

根据以上讨论,本文定义了以下几个描述企业特征的变量:

y:企业产出(对数形式)

SH_M:中间品投入在产出中所占的比重

k:企业的资本—劳动比(对数形式)

除了企业自身特征外,还需要考虑企业所在行业的特征。鉴于中国制造业分布有明显的地理聚集特点,有必要考察外部规模经济效应,因为行业生产规模的扩张会导致个体企业的生产成本降低。其次,考虑到中国制造业出口行业很多企业规模偏小和生产相似产品具有垄断性竞争的特点,行业内的竞争程度也会影响到企业的加成率,如 Krugman (1979)所指出,在给定市场规模的前提下,行业内企业数量和生产成本成正相关,和商品价格成负相关。为控制以上效应,本文如下定义两个变量:

SIZE:行业内存活企业的总产出

NFIRM:行业内存活企业的数量

进而我们可以将模型表示为:

$$\mu = \beta_0 + \beta_1 SH_EX(or \ D_EX) + X\delta + \epsilon \quad (2.11)$$

其中 X 包括了影响企业加成率的企业特征变量和行业特征变量(y, SH_M, k, SIZE 和 NFIRM),随机干扰项 ϵ 则包含了其他企业和行业特异性。

(2)内生性问题

估算式(2.11)需要处理企业特征变量造成的内生性问题。根据 Melitz(2003),企业的出口决定是企业基于自身生产率的内生决策,而企业生产率本身是加成率的组成部分,所以企业的出口变量有内生性;另外,理性企业选择生产要素投入是在最大化利润空间的条件下做出决策的,所以生产规模和中间品占比等都具有内生性。虽然对未来利润空间

的预期也有可能影响到企业的当期生产决策,但中国制造业企业普遍能较为快速地调整生产规模和中间品投入,鉴于我们使用的是年度数据,在此文中我们只限定考虑同期内生性问题。

具体处理上,我们采用了两种方式,一种是使用滞后的企业特征变量进行回归的随机效应估算,另一种是使用行业特征变量和滞后企业特征变量作为工具变量的IV估算。

三、数据

1、样本

本文的数据样本有两个主要来源。企业层面的数据来自国家统计局建立的《中国工业企业数据库》,涵盖了年主营业务收入500万元以上的规模以上工业企业。数据年份包括1999年至2003年和2005年至2007年两个阶段,2004年的年度数据来自全国经济普查,该数据包括各类规模的企业。为了满足本文的研究目的,我们只保留了制造业中存活企业的数据。制造业按照国民经济行业分类标准(GB/T 4754—1994)进行分类,该分类标准是经国际标准行业分类(ISIC/Rev. 3)调整而来。由于工艺品制造业以及废弃资源和废旧材料回收加工业的规模较小,几乎可以忽略不计,故将这两个行业排除,因此本文一共涉及28个制造业行业^⑦。存活企业根据其行业代码和登记注册号码加以确定,在样本期内总共有33993家存活企业。

我们使用各行业年度生产者价格指数(PPI)和年度固定资产投资价格指数对名义变量进行平减,前者用于平减名义产出和名义中间品投入,后者用于平减固定资产投资。价格指数来源于历年的《中国统计年鉴》。

2、变量度量

要估算随企业和年度变化的要素投入的产出弹性,我们需要测算出固定价格下的产出、劳动投入、资本存量和中间品投入。企业各年份的工业总产值可以直接得到,而企业的工业增加值在2004年的全国经济普查中并没有汇报。为了得到连续的数据,我们用总产出来衡量企业的名义产出,再用行业的PPI指数将企业名义产出进行平减,得到不变价的企业产出。资本存量方面,我们使用固定资产存量代表资本存量,这是因为其他形式的企业层面资产缺乏观测值^⑧。企业层面的固定资产存量是通过以下方式得到:当年固

^⑦ 请查阅附录表1中28个制造业行业的描述。

^⑧ Hsieh和Klenow(2009)在研究中国和印度的TFP时采用了相同的做法。

定资产原价中减去当年折旧,再加上新增固定资产投资^⑦。由于中间品投入价格缺乏相应的价格指数,故暂用 PPI 指数对名义中间品投入进行平减,就得到了不变价的中间品投入。此外,我们用观测到的工人数量作为劳动投入的指标。

为估算企业加成率,还需要得到中间品投入占比,具体度量是用企业层面的中间品投入除以企业产出,再通过所估算的生产函数的残差加以调整。

此外,为了考察企业加成率的决定因素,我们一一计算了企业产出中出口占比、中间品占比和企业资本劳动比,以及行业层面的产出和存活企业的数目。

3、描述统计

(1)产出与要素投入的行业特征

为了避免极端值的出现,根据余淼杰(2010)的做法,我们剔除了中间品投入占比大于 1 和小于 0 的观测值,以及职工人数小于 8 人的观测值。余下观测值在 2001 年的产出与要素投入的行业特征简要汇报于表 1。

表 1 行业特征汇总(生产函数,2001 年)

行业	平均产出 (千元)	平均固定 资产排名	平均中间品 投入排名	平均职工 人数排名	企业数目 排名
烟草制品业	1137332	2	1	2	27
黑色金属冶炼及压延加工业	535681	1	2	3	20
仪器仪表及文化、办公用品制造业	404413	7	4	7	12
石油加工、炼焦及核燃料加工业	402135	5	3	1	25
化学纤维制造业	267470	4	5	5	26
电气机械及器材制造业	238202	3	6	6	28
交通运输设备制造	207287	8	7	8	7
有色金属冶炼及压延加工业	175988	6	8	4	21
饮料制造业	120500	9	9	14	18
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	103373	18	10	17	5
橡胶制品业	98703	11	12	22	22
农副食品加工业	95660	20	11	12	10
化学原料及化学制品制造业	93271	10	13	19	2

^⑦ 一些研究使用永续盘存法计算资本存量,这需要任意假定资本折旧率。考虑到我们有固定资产折旧的实际观测值,故不采用永续盘存法。

续表

行业	平均产出 (千元)	平均固定 资产排名	平均中间品 投入排名	平均职工 人数排名	企业数目 排名
医药制造业	90550	13	17	26	14
食品制造业	86759	15	14	10	15
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	84156	27	15	21	17
纺织业	83571	14	16	20	4
专用设备制造业	66237	22	19	23	11
造纸及纸制品业	65295	12	18	18	13
文教体育用品制造业	64344	26	20	24	19
通用设备制造业	60052	21	21	16	3
塑料制品业	58560	23	22	15	9
金属制品业	56657	24	23	25	6
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	55060	19	24	28	23
纺织服装、鞋、帽制品业	53981	28	25	27	8
家具制造业	48278	25	26	11	24
非金属矿物制造业	45291	16	27	9	1
印刷业和记录媒介的复制	44118	17	28	13	16

表1中第2列汇报了按高低排序的28个分行业的平均产出,第3至6列分别汇报了固定资产存量、中间品投入、职工人数和存活企业数目的行业排序。综览表1可以发现两个有意义的事实:

其一,这些行业存活企业的平均产出变化很大,烟草行业的平均产出是印刷和记录媒介复制业平均产出的近30倍。具体说来,平均产出较高的行业主要包括了垄断性行业(烟草)和传统的重工业(如金属冶炼、石油化工和重型机械设备制造等),这些行业也倾向于拥有较高的固定资产存量、消耗较多的中间品投入以及雇佣较多的职工;平均产出较低的行业主要包括一些轻加工行业比如木材加工、纺织服装和金属制品等,这些行业倾向于拥有较低的固定资产存量、消耗较少的中间品投入。考虑到这些行业在生产过程中所需要的机械设备投入、所涉及的生产工序、原材料和能源消耗方面的差别,上述发现并不令人意外。不过,这些发现说明总体而言中国制造业遵循高投入高产出的规律。例外主要体现在平均产出最低的三个行业(家具制造、非金属矿物制造和印刷和记录媒介复制),它们平均雇佣职工人数排序并不低,说明这些行业的劳动密集型特点比较明显。总的来说,这些发现证实制造业各分行业在业务性质和生产技术上存在本质差别,估算生产函数时

需要区别对待。

其二,存活企业较多的行业中的企业平均来说规模较小、固定资产存量较低、中间品投入偏少以及雇佣职工人数也较少,反之亦然。这一发现的引申含义是存活企业较多的行业市场竞争程度会较高,或者说会比较接近垄断性竞争的市场形态。

(2) 出口状况的行业特征

我们采用两个指标来观察制造业分行业的出口状况,平均出口密集度度量的是企业产出中出口占比的加权平均值表,出口企业占比度量的是存活企业中有出口行为的企业数目占比。表2汇报了2000—2003年期间和2005—2007年期间的这两个指标的计算结果。

表2 行业特征汇总(出口状况)

行业	2000—2003		2005—2007	
	平均出口集中度	出口企业占比	平均出口集中度	出口企业占比
农副食品加工业	0.18	0.29	0.16	0.29
食品制造业	0.16	0.35	0.17	0.35
饮料制造业	0.06	0.21	0.06	0.21
烟草制品业	0.02	0.25	0.02	0.25
纺织业	0.32	0.55	0.33	0.55
纺织服装、鞋、帽制品业	0.64	0.77	0.63	0.77
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.61	0.76	0.61	0.76
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.27	0.43	0.31	0.43
家具制造业	0.41	0.61	0.45	0.61
造纸及纸制品业	0.09	0.2	0.08	0.2
印刷业和记录媒介的复制	0.06	0.16	0.08	0.16
文教体育用品制造业	0.69	0.86	0.68	0.86
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.03	0.15	0.03	0.15
化学原料及化学制品制造业	0.11	0.32	0.1	0.32
医药制造业	0.09	0.31	0.1	0.31
化学纤维制造业	0.15	0.36	0.1	0.36
橡胶制品业	0.23	0.47	0.26	0.47
塑料制品业	0.29	0.46	0.28	0.46
非金属矿物制造业	0.08	0.18	0.11	0.18
黑色金属冶炼及压延加工业	0.06	0.25	0.08	0.25
有色金属冶炼及压延加工业	0.1	0.31	0.1	0.31

续表

行业	2000—2003		2005—2007	
	平均出口集中度	出口企业占比	平均出口集中度	出口企业占比
金属制品业	0.28	0.46	0.29	0.46
通用设备制造业	0.14	0.38	0.15	0.38
专用设备制造业	0.09	0.34	0.11	0.34
交通运输设备制造	0.11	0.34	0.13	0.34
电气机械及器材制造业	0.21	0.42	0.22	0.42
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.24	0.52	0.45	0.52
仪器仪表及文化、办公用品制造业	0.45	0.67	0.35	0.67

容易观察到,不同行业出口企业所占的比重各不相同。文教体育用品制造业,纺织服装、鞋、帽制品业,皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业,家具制造业和仪器仪表及文化、办公用品制造业是出口企业所占比例最高的5个行业,出口企业的比重均大于60%。印刷业,石油加工、炼焦及核燃料加工业和非金属矿物制造业都只有不到20%的企业参与出口。同时,出口企业占比高(低)的行业,其出口集中度也较高(低),只不过相差的幅度有所减小。

总体来说,各行业的出口企业比重和平均出口集中度在两个阶段都较为稳定,但是,通信设备、计算机及其他电子设备制造业的平均出口集中度将近翻了一倍,从24%上升到45%,这表明该行业的扩张具有很强的出口导向性。

四、估算结果

1、成本加成估算

利用估算得到的各企业的要素投入产出弹性,以及各类要素的投入占比,我们就可以计算企业层面的企业加成率。^⑦ 由于工资和补偿收入的数据存在不规范性,而且资本投入占比数据无法直接获得,本文采用中间品投入的产出弹性和投入占比来计算成本加成。估算结果汇报于表3。

^⑦ 各要素的产出弹性估算值见附表3。

表 3 制造业行业存活企业的企业加成率

	全部企业		低出口集中度企业		(+/—)	高出口集中度企业		(+/—)
	2000—2003	2005—2007	2000—2003	2005—2007		2000—2003	2005—2007	
1	1.23	1.24	1.23	1.24	—	1.23	1.23	
2	1.22	1.17	1.22	1.17	—	1.22	1.17	—
3	1.31	1.28	1.31	1.27	—	1.29	1.32	+
4	1.46	1.99	1.41	1.81	+	1.62	2.63	+
5	1.19	1.12	1.19	1.12	—	1.2	1.11	—
6	1.15	1.13	1.16	1.16	—	1.14	1.1	—
7	1.18	1.21	1.21	1.29	+	1.14	1.13	—
8	1.03	1.29	1.03	1.32	+	1.02	1.26	+
9	1.2	1.21	1.19	1.26	+	1.21	1.16	—
10	1.22	1.21	1.21	1.2	—	1.25	1.24	—
11	1.22	1.1	1.22	1.1	—	1.22	1.12	—
12	1.11	1.11	1.12	1.13	+	1.1	1.08	—
13	1.19	1.1	1.18	1.09	—	1.22	1.11	—
14	1.23	1.11	1.21	1.1	—	1.29	1.14	—
15	1.28	1.22	1.28	1.21	—	1.27	1.24	—
16	1.19	1.11	1.19	1.11	—	1.19	1.12	—
17	1.22	1.11	1.19	1.1	—	1.26	1.11	—
18	0.99	1.07	0.98	1.07	+	1	1.06	+
19	1.23	1.22	1.22	1.2	—	1.32	1.3	—
20	1.19	1.16	1.19	1.14	—	1.2	1.2	
21	1.05	1.11	1.04	1.11	+	1.09	1.11	+
22	1.18	1.14	1.16	1.13	—	1.19	1.16	—
23	1.23	1.18	1.21	1.18	—	1.26	1.19	—
24	1.25	1.13	1.24	1.11	—	1.27	1.16	—
25	1.2	1.18	1.19	1.16	—	1.22	1.22	
26	1.18	1.1	1.17	1.11	—	1.2	1.09	—
27	1.2	1.19	1.19	1.19		1.21	1.18	—
28	1.17	1.21	1.2	1.24	+	1.15	1.19	+

(1)一般性讨论

第2列和第3列汇报了28个制造业行业在两个阶段内经加权的企业平均企业加成率。两个阶段中,除了塑料制品业在第1阶段的平均企业加成率为0.99,其他所有行业的平均企业加成率的数值都大于1;除了烟草制品业之外,所有行业的平均企业加成率都接近1。这样的结果表明各行业中存活企业的平均利润空间尽管较低,但几乎无一例外地都为正数。由于这些企业的存活意味着它们在样本期间内应当是有利可图的,这一结果符合理论预期,并且也和余淼杰(2010)、Lu et. al. (2012)和盛丹和王永进(2012)的估算结果相符合。

在第1阶段,塑料制品业、木材加工业、有色金属冶炼及压延加工业以及文教体育用品制造业的企业加成率十分接近1,我们认为这4个行业劳动投入密集度相对较高而进入行业的门槛较低,劳动成本的提高和激烈的竞争会降低这些行业的利润加成。同一阶段,饮料制造业、医药制造业和专用设备制造业的加成率最高,这可能与国内需求的迅速增加和进入行业门槛高有关。其他各行业之间企业加成率的差异很小,在1.18到1.23之间。

第2阶段,28个行业中只有8个行业的存活企业的平均企业加成率与上一阶段相比有所增长,其他行业均为下降。这八个行业是烟草制品业、皮革制品业、木材加工业、家具制造业、塑料制品业、有色金属冶炼及压延加工业、仪器仪表及文化、办公用品制造业。由于企业加成率的变化既有可能来自需求的冲击,也有可能来自供给的冲击,因此在严谨的分析之前,我们很难确知这种变化发生的原因。不过,我们推测21世纪的头10年中,中国制造业面临的生产成本上升是企业成本加成普遍下降的症结所在。

(2)分出口集中度的企业加成率

本文特别关注了企业加成率与出口状态之间的联系。我们将各个行业中出口集中度大于行业均值(高出口集中度)的企业平均加成率与各行业剩余企业(低出口集中度企业)的平均加成率加以比较,结果分两个阶段汇报于表4的第4至第9列。

在第1阶段,在8个行业(1,3,6,7,8,12,15,28)中,高出口集中度企业的平均企业加成率要低于低出口集中度企业,其他行业则相反;第2阶段,在10个行业(1,5,6,7,8,9,12,18,27,28)中,高出口集中度企业的平均企业加成率要低于低出口集中度企业,其他行业则相反。这个结果反映出对大部分的行业来说,高出口集中度企业倾向于具有更高的平均企业加成率。但是这一结论仍不能轻易定论,因为我们忽略了企业规模、企业自身技术等可能会同时影响企业加成率的其他因素。

2、企业加成率决定因素的回归结果

我们进一步估算式(2.11)所设定的模型,估算时进行了如下处理:1)为了排除极端值的干扰,我们将每个行业中企业加成率前后5%的观测值剔除;2)为了控制未观测到的行业异质性特征,我们在估算中加入了27个行业虚拟变量;3)由于企业层面的变量可能受

到企业加成率的影响,我们在回归中使用滞后一期的企业层面的变量进行随机效应估算以及采用工具变量来处理模型的内生性问题,并将两种方法的估算结果回报于表4^⑦。为了方便比较,我们将普通最小二乘估计一并汇报。

表4 企业加成率决定因素的回归结果

		2000—2003			2005—2007	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	随机效应	IV	OLS	随机效应	IV	OLS
y	0.066 ***	0.071 ***	0.069 ***	0.077 ***	0.084 ***	0.079 ***
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
k	-0.002 *	-0.005 **	-0.003 ***	-0.007 **	-0.011 **	-0.008 ***
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
SH_M	-0.194 ***	0.196 ***	-0.361 ***	-0.304 ***	-0.678 ***	-0.463 ***
	(0.008)	(0.058)	(0.010)	(0.010)	(0.026)	(0.013)
SH_EX	-0.030 ***	-0.047 ***	-0.029 ***	-0.068 **	-0.081 **	-0.070 ***
	(0.003)	(0.006)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
SIZE	0.103 ***	0.131 ***	0.079 ***	0.265 ***	0.272 ***	0.249 ***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.013)	(0.010)	(0.016)
NFIRM	-0.036 ***	-0.075 ***	-0.010	-0.676 ***	-0.741 ***	-0.638 ***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.136)	(0.106)	(0.153)
industry dummies	omitted from reporting			omitted from reporting		
观测值	75,802	75,802	75,802	45,991	45,991	45,991
R 平方			0.191			0.235
企业数	28,683	28,683		27,004	27,004	

注1: y, k, SH_M 和 SH_EX 在模型1, 3, 4 和 6 中均滞后一期。

注2: 在模型2 和 5 中使用的工具变量包括滞后一期的 y, k, SH_M 和 SH_EX , $SIZE, NFIRM$ 以及 27 个行业虚拟变量。

注3: 括号内为标准差, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

^⑦ 由于固定效应模型会损失大量的自由度,而且我们更希望通过样本以外的随机扰动解释回归结果,因此我们没有考虑固定效应模型的估算。

(1) 出口对企业加成率的影响

两个时期的随机效应模型的估算结果汇报于第1列和第4列,该结果表明在其他条件不变的前提下,企业的出口集中度每提高10个百分点,企业加成率在这两个时期将分别下降0.3个百分点和0.7个百分点。而第2列和第5列的IV估算结果表明当控制了未观测到的行业异质性以后,企业的出口集中度每提高10个百分点,企业加成率平均分别下降了0.5和0.8个百分点。这些效应都具有统计显著性。

这个负效应看上去很小,但是我们需要将各个行业的平均出口集中度考虑进来。从表2可以看出,大多数行业的平均出口集中度都在20%以内,而且两个时期内的变化并不明显,因此对这些行业的典型企业来说,出口集中度提高对利润加成的负面效应并不算大。但是,通信设备、计算机及其他电子设备制造业的出口集中度在两个阶段中提高了近20个百分点,那么其对加成率的负面效应就难以被忽略了。更需要指出的是,通信设备、计算机及其他电子设备制造业也是中国出口增长最为迅速的产业,已经成为最主要的出口行业,我们的估算结果说明该行业的出口增长很可能是以压缩利润空间为代价的。

Melitz认为出口企业拥有更高的生产率,并且很可能有较高的企业加成率,而本文估算结果与Melitz模型的结论似有矛盾,但是如果结合中国出口行业的实际情况,又具有合理性。长期以来,中国实行出口退税政策,增值税退税的税率最高可达出口额的17%。在这一政策扶助下,低生产率的企业即使在国内市场难以存活,进入出口市场后也可借助出口退税来保持赢利。从这个原因来看,本文的结果与余淼杰(2010)的观点相符,他认为出口企业的生产率相对较低。

(2) 其他企业特征对企业加成率的影响

理论上,中间品投入高的企业一方面议价能力较低,另一方面为了获利具有较强的创新动机,因此,中间品投入的净效应无法确定。本文中,使用工具变量的估算结果分别汇报于第2和第5列,这些结果表明在其他条件不变的前提下,平均来看上一期中间品投入越高,当期的利润空间就越低,中间品投入占比每提高10个百分点,企业加成率将下降至少2个百分点,这似乎更加支持负效应的假说。

回归结果还表明了生产规模(y)和资本密集度(k)对企业加成率的影响。在其他条件不变的情况下,企业上一年的产出每增加10%会使企业的利润加成提高至少0.6个百分点。这一结果说明生产规模的扩大有助于提高利润加成,这一好处可能是来自规模经济或者学习效应,或者兼而有之。但是,我们发现在其他条件不变的情况下资本密集度提高会降低企业的利润加成,不过这一效应较小。一个可能的解释是对于存活企业来说,资本积累的过程发生较高的资本获取成本,以至于高于资本积累带来的生产率提高,从而导致生产成本上升,利润空间下降。

(3) 行业特征对企业加成率的影响

回归结果表明在其他条件不变的前提下,随着行业规模(SIZE)扩大,存活企业平均起来将获得更大利润空间。我们估计这一方面是由于外部规模经济的存在,另一方面,在

企业数量固定的条件下,市场规模越扩大使得企业能够拥有更大的市场份额,进而提高利润空间。本文的结果证实了这两种正效应的存在,而且还表明在第2阶段,这一效应的作用更加明显。

最后,本文发现给定行业规模的条件下,存活企业数量(NFIRM)增加将降低企业的平均加成率,这与Krugman模型的预期是一致的。该模型认为一方面在规模经济的假定下,企业数目增加将导致企业市场份额和生产规模变小,从而推高生产成本;另一方面企业数目的增加意味着消费者面临更多的选择,分散消费者的需求,从而引起商品市场价格的下降。引人注意的是这一负效应在第二阶段时远大于第一阶段,对此我们推测在第2阶段存活企业数量大的行业会吸引更多的企业进入,从而加剧了竞争。

5. 稳健性检验

由于很多存活企业并不参与出口,而且许多参与出口的企业只有一部分产出销往海外市场,我们需要检验前文中得出的出口对企业加成率的负效应在不同的出口状态下是否具有稳健性。在这一部分,我们使用一些出口集中度的替代变量进行稳健性检验。

特别地,我们注意出口企业与非出口企业(根据D_EX分组)的区别以及高出口集中度与低出口集中度企业(根据D_EX50分组)的区别。这里使用使用工具变量随机效应方法对式(2.11)进行估算,估算结果汇报于表5。

表5 稳健性检验

表5:稳健性检验结果:出口状态				
	2000—2003		2005—2007	
	(1)	(2)	(3)	(4)
变量				
y	0.072 ***	0.066 ***	0.086 ***	0.076 ***
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
K	-0.004 *	0.007 ***	-0.009 ***	0.000
	(0.002)	(0.003)	(0.001)	(0.003)
SH_M	0.190 ***	-0.023	-0.693 ***	-0.430 ***
	(0.058)	(0.071)	(0.025)	(0.054)
D_EX	-0.022 ***		-0.046 ***	
	(0.003)		(0.003)	
D_EX50	-0.014 ***		-0.028 ***	

续表

表 5:稳健性检验结果:出口状态				
	2000—2003		2005—2007	
	(1)	(2)	(3)	(4)
		(0.003)		(0.004)
SIZE	0.130 ***	0.097 ***	0.266 ***	0.227 ***
	(0.004)	(0.005)	(0.010)	(0.016)
NFIRM	-0.074 ***	-0.057 ***	-0.730 ***	-0.716 ***
	(0.007)	(0.009)	(0.106)	(0.132)
行业虚拟变量	omitted from reporting		omitted from reporting	
观测值	75,802	29,303	45,991	19,022
企业数	28,683	12,376	27,004	11,790
括号中为标准差, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$				

表 5 中的结果表明,无论是按照出口与否划分还是按照出口规模大小划分,尽管数量级上略有差异,出口对企业加成率的负效应在两个阶段都存在。这一结果与前文汇报的结果相吻合。

除了资本密集度,所有其他的变量的估算系数都与前文模型有着相同的符号和相似的数量级。在第 1 阶段的估算中使用 D_EX50 时,资本集中度的估算值变为正,并具有统计显著性;在其他情况下仍然是负数。就此而言,我们认为资本集中度对企业加成率的影响在实证上难以认定。

六、结论

本文对 1999 年至 2007 年中国制造业分行业中存活企业的企业加成率及其与出口状况之间的关系进行了实证研究。具体说来,我们采用了 De Loecker 的估算方法,使用大样本的面板数据得出的企业的动态加成率,进而在控制一些企业特征和行业特征的条件下考察出口对企业加成率的影响。本文的主要结论归纳如下:

第一,平均来看,行业中存活企业全都具有正的利润空间;劳动密集度较高、进入成本较低的行业中企业的企业加成率较低。

第二,从 2000 年—2003 年阶段到 2005 年—2007 年阶段,大部分行业中存活企业的平均加成率存在某种程度的降低。其中,化学纤维制造业和纺织业的利润空间萎缩最为严重。

第三,有证据表明,在控制其他因素不变的条件下,出口将会降低中国制造业部门存活企业的企业加成率。虽然使用不同的变量或估算方法得出的结果会有轻微的差异,但是这种负面效应确定存在并具有稳健性。估算的结果与 Melitz 模型的预期似有矛盾,但与此同研究中国制造业的相关文献的发现相一致。可能的原因包括中国出口退税政策和中国企业缺乏议价能力等因素的共同扭曲。

其他一些发现可能也有价值。例如,对中间品投入过于依赖可能降低企业的企业加成率;企业规模对企业加成率具有正的效应等。但是,这些效应的机制是通过影响生产率增长还是影响要素投入成本来影响生产成本尚需进一步研究。

参考文献

1. Akerberg, D. , Benkard, L. , Berry, S. , Pakes, A. , 2007. Econometric tools for analyzing market outcomes. *Handbook of Econometrics* 6, 4173—4276.
2. Brandt, L. , Van Biesebroeck, J. , & Zhang, Y. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm — level productivity growth in Chinese manufacturing. *Journal of Development Economics* , 97(2), 339—351.
3. Crespi, G. , Criscuolo, C. , & Haskel, J. 2008. Productivity, exporting, and the learning—by—exporting hypothesis: direct evidence from UK firms. *Canadian Journal of Economics* , 41(2), 619—638.
4. De Loecker, J. 2010. A note on detecting learning by exporting (No. w16548). National Bureau of Economic Research.
5. De Loecker, J. , & Warzynski, F. 2009. Markups and firm — level export status (No. w15198). National Bureau of Economic Research.
6. Edmond, C. , Midrigan, V. , & Xu, D. Y. 2012. Competition, markups, and the gains from international trade (No. w18041). National Bureau of Economic Research
7. Feenstra, R. , & Hanson, G. 2001. Global production sharing and rising inequality: A survey of trade and wages (No. w8372). National Bureau of Economic Research.
8. Hall, R. E. , 1988. The relation between price and marginal cost in U. S. industry. *Journal of Political Economy* 96 (5), 921—947.
9. Hsieh, C. T. , & Klenow, P. J. 2009. Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics* , 124(4), 1403—1448.
10. Krugman, P. R. 1979. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of international Economics* , 9(4), 469—479.
11. Lu, Y. , Tao, Z. , & Yu, L. 2012. Agglomeration and markup. <http://ssrn.com/abstract=2065303>
12. Melitz, Marc J. 2003. The impact of trade on intra—industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica* 71, 1695—725
13. Oberfield, E. 2011. Business networks, production chains, and productivity: A theory of input — output architecture (No. 2011 — 12). Working paper, Federal Reserve Bank of Chicago.
14. Olley, S. G. , Pakes, A. , 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica* 64 (6), 1263—1297
15. Young, A. 2003. Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period. *Journal of Political Economy* 111(6), 2003, 1220—1261

16. 盛丹,王永进,2012,中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角,管理世界,issue # 5, 8—23
17. 余森杰,2010,中国的贸易自由化与制造业企业生产率,经济研究,issue # 12, 97—113

附表 1:行业代码

行业代码	行业
1	农副食品加工业
2	食品制造业
3	饮料制造业
4	烟草制品业
5	纺织业
6	纺织服装、鞋、帽制品业
7	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业
8	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业
9	家具制造业
10	造纸及纸制品业
11	印刷业和记录媒介的复制
12	文教体育用品制造业
13	石油加工、炼焦及核燃料加工业
14	化学原料及化学制品制造业
15	医药制造业
16	化学纤维制造业
17	橡胶制品业
18	塑料制品业
19	非金属矿物制造业
20	黑色金属冶炼及压延加工业
21	有色金属冶炼及压延加工业
22	金属制品业
23	通用设备制造业
24	专用设备制造业
25	交通运输设备制造
26	电气机械及器材制造业
27	通信设备、计算机及其他电子设备制造业
28	仪器仪表及文化、办公用品制造业

附表 2 生产函数数据(2001)

行业	企业数量	平均产出 (千元)	平均固定资产 存量(千元)	平均中间品 投入(千元)	职工人数 (人)
1	1506	95660	26732	76495	292
2	829	86759	35661	66858	368
3	605	120500	70669	87098	465
4	66	1137332	353864	464903	1070
5	2303	83571	35749	64093	574
6	1713	53981	11550	40876	467
7	766	84156	14745	65385	721
8	365	55060	27375	42235	292
9	266	48278	16798	35330	273
10	1028	65295	41214	49983	319
11	778	44118	29247	30586	278
12	541	64344	15900	48165	568
13	214	402135	182000	327705	771
14	2804	93271	58229	71966	406
15	991	90550	35781	63876	384
16	177	267470	197072	207824	758
17	427	98703	53827	73915	507
18	1520	58560	24622	44607	281
19	3083	45291	33835	33041	374
20	536	535681	418857	413921	2309
21	526	175988	90257	137759	767
22	1935	56657	19037	43091	271
23	2572	60052	26313	44699	413
24	1500	66237	25311	49772	454
25	1823	207287	79297	160003	774
26	48	238202	219491	193508	3482
27	2268	103373	28711	78533	390
28	1425	404413	87657	321539	735
合计	32615	172962	80707	119206	670

附表3 要素的产出弹性估算值

行业代码	2000—2003			2005—2007		
	劳动	资本	中间品	劳动	资本	中间品
1	0.16	0.04	0.94	0.12	0.05	0.92
2	0.09	0.07	0.90	0.10	0.07	0.84
3	0.09	0.04	0.90	0.13	0.07	0.85
4	-0.02	0.26	0.83	-0.10	0.18	0.94
5	0.11	0.06	0.90	0.13	0.04	0.84
6	0.15	0.06	0.85	0.22	0.05	0.79
7	0.18	0.08	0.89	0.21	0.03	0.89
8	0.18	0.02	0.76	0.13	0.00	0.94
9	0.15	0.04	0.88	0.12	0.03	0.90
10	0.07	0.05	0.91	0.10	0.02	0.90
11	0.15	0.10	0.84	0.10	0.07	0.73
12	0.12	0.03	0.82	0.18	0.04	0.80
13	0.08	0.08	0.92	0.03	0.04	0.88
14	0.07	0.08	0.93	0.08	0.08	0.82
15	0.09	0.11	0.87	0.13	0.08	0.81
16	0.05	0.09	0.91	0.04	0.05	0.89
17	0.09	0.08	0.89	0.18	0.09	0.82
18	0.19	0.06	0.74	0.13	0.04	0.81
19	0.10	0.04	0.88	0.09	0.02	0.86
20	0.07	0.03	0.93	0.08	0.05	0.91
21	0.25	0.09	0.84	0.09	0.05	0.89
22	0.11	0.08	0.89	0.08	0.06	0.84
23	0.09	0.07	0.89	0.11	0.05	0.85
24	0.10	0.05	0.89	0.08	0.06	0.80
25	0.14	0.08	0.86	0.12	0.08	0.84
26	0.09	0.10	0.90	0.10	0.06	0.83
27	0.12	0.08	0.89	0.16	0.10	0.84
28	0.16	0.12	0.84	0.14	0.05	0.84

附录：用行业数据和会计方法来估算行业加成率

由于缺乏 2008 年之后的工业企业调查数据，无法采用估算生产函数的方法来得出 2008 年及之后的企业加成率，进而得到行业平均的加成率。经历了 2008 年全球经济衰退后，中国制造业的行业加成率如何变化？作为补充，在此采用 2001 年到 2011 年中国工业经济统计年鉴上的数据，套用盛丹和王永进（2012）中使用的会计方法，如下得到行业 i 的加成率：

$$\left(\frac{P-MC}{P}\right)_i = 1 - \frac{1}{markup_i} = \left(\frac{Y_{value\ added} - WAGE}{Y_{value\ added} + INTMEDIATES}\right)_i$$

而

$$markup_i = \left(1 - \left(\frac{Y_{value\ added} - WAGE}{Y_{value\ added} + INTMEDIATES}\right)\right)^{-1}$$

结果汇报于附表 3 中

附表 3 用会计方法计算的行业加成率

行业	2001—2004	2005—2008	2009—2011
1	1.26	1.30	1.22
2	1.31	1.34	1.25
3	1.44	1.46	1.35
4	2.43	2.77	2.39
5	1.23	1.26	1.22
6	1.22	1.24	1.21
7	1.23	1.24	1.23
8	1.27	1.30	1.26
9	1.25	1.23	1.18
10	1.28	1.29	1.25
11	1.34	1.32	1.26
12	1.19	1.19	1.18
13	1.21	1.17	1.13
14	1.27	1.29	1.23
15	1.41	1.41	1.32
16	1.21	1.20	1.22
17	1.27	1.27	1.22
18	1.24	1.25	1.22
19	1.30	1.32	1.25
20	1.27	1.29	1.25
21	1.24	1.27	1.27
22	1.25	1.25	1.22
23	1.25	1.27	1.22
24	1.25	1.28	1.22
25	1.25	1.25	1.20
26	1.26	1.25	1.22
27	1.22	1.20	1.17
28	1.23	1.25	1.23

结论:除了有色金属冶炼和压延加工业(分行业 21),所有分行业的加成率从 2005—2008 期间到 2009—2011 年期间都出现了下降。

分报告十二

国际资本流动格局变化与中国资本流动分析

摘要:全球资本流动格局的转变,意味着在未来几年中国面临资本输出的良好机遇。但是中国目前资本输出的结构与成熟经济体之间还有很大的差异,这将使得中国对外资本输出过程中可能面临风险。在中长期里,随着全球经济不平衡程度的降低,中国将面临为全球资本市场提供稳定投资对象的机遇。

2005年以来全球经济格局发生了深刻的转变,这也导致全球资本流动格局发生了重大改变。本文首先分析2005年以来全球资本流动整体格局的变迁,包括主要经济体在对外投资和吸引资本方面所发生的格局性变化。然后预测未来的格局变迁,从中分析对于中国经济未来对外投资格局变化的启示。

一、国际资本流动格局变动

从 2005 年以来,全球资本流动格局发生几个重大的变化。以几次标志性的事件为重要转折点,全球资本流动发生了比较重大的转变。图 1 展示了主要经济体在 2005 年以来金融项目盈余的变化情况。我们把发达经济体划分成四组,分别是美国、欧元区、日本和其他次要国际货币发行国(即英国、瑞士、澳大利亚、加拿大和北欧三国);而新兴经济体则划分为三组,分别是中国、欧佩克核心国(主要是沙特)和其他新兴经济体(即 G20 中除中国和沙特外的其他新兴经济体,包括阿根廷、巴西、印度、印度尼西亚、墨西哥、南非、韩国、土耳其和俄罗斯)。

2007 年开始显现的美国次贷危机是影响全球资本流动变化的第一个事件。2007 年以后,美国的金融项目盈余显著下降,这种下降一直持续到 2009 年末。而同一时期,欧元区从资本输出地区变成资本输入地区,一定程度上替代了美国在次贷危机前的角色。

2010 年爆发的欧债危机是影响全球资本流动的第二个重大事件。2010 年以后,欧元区从资本流入迅速转变为资本流出,而中国和其他新兴经济体的资本流入迅速增加,同一时期美国的资本流入数量也有所恢复。

而从 2011 年开始,日本的资本输出数量大幅下降(这是在安倍上台以前就已经开始的趋势),而欧元区则逐渐取代了日本成为重要的资本输出地区。于此同时,新兴经济体则在 2012 年以后普遍遭遇了比较大的国际资本流动波动,从 2012 年到 2013 年包括中国在内的新兴经济体遇到了资本流动逆转冲击,不少经济体因此遇到了国际收支困难。

对比全球金融危机以前和今天的国际资本流动格局,我们可以发现如下几个特征:

(1)欧佩克国家一直是重要的资本输出国,而且资本输出规模一直保持不变;英瑞澳加和北欧等次要国际货币发行国的资本输入输出水平基本上一直保持平衡;美国一直是最重要的资本输入国,但是其资本净输入规模在因为次贷危机而下降以后一直保持在较低水平。

(2)日本曾经长期是重要的资本净输出国,但是在 2010 年以后已经逐渐转变成一个资本输入输出平衡的经济体;与此相对,欧元区则从一个资本输入输出平衡的经济体变成了一个净输出资本的经济体。

(3)中国基本上一直维持资本净输入的格局,但是输入变动幅度显著增大,甚至在有些时期经历了资本净流入。其他新兴经济体也同样经历了资本流动方向改变的反复冲击。在 2013 年以前,中国和其他新兴经济体的资本流动方向基本相同;但是在 2013 年以后,这两者的流动方向出现了较大的差异,其他新兴经济体资本流入减少,而中国资本流入则大幅增加。

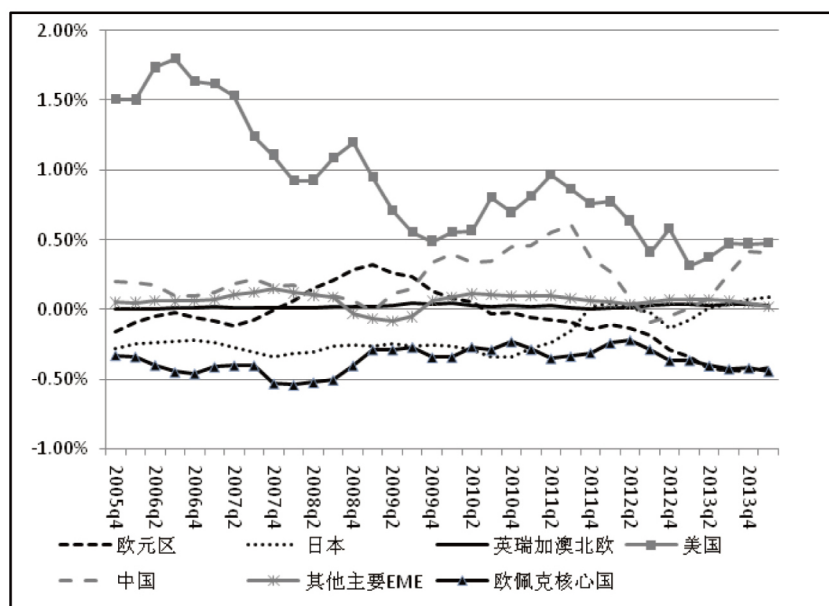


图1 主要经济体金融项目盈余/世界 GDP 比重

数据来源：IFS数据库并经作者整理；其他主要EME包括G20中除中国以外的9个新兴经济体。

图中结果为各经济体前四个季度累计的金融项目盈余/当年全球GDP。

二、国际资本流动格局未来的演变可能

国际资本流动格局的未来演变很大程度上取决于各经济体未来经济政策的走向。我们分别对主要经济体未来的经济政策进行简要分析来对其未来资本流动方向和规模的可能演变进行预测。

2.1 美国经济政策及其影响

首先是美国经济。由于美元在国际货币体系中的主导地位，美国的金融账户余额就是其经常账户余额的一个镜面，因此可以通过美国的国际贸易来对其资本流动进行分析。美国资本净流入规模不断下降的另一个侧面是美国经常账户赤字的不断减少。我们对美国进口和出口占GDP的比重进行分析以后就可以发现，出口的增加和进口的减少同时对2007年以来美国经常项目赤字的减少做出了贡献。但是自从2011年以来，经常项目赤字的减少就全部来自进口的减少而不是出口的上升（见图2）。

进口的减少一方面缘于石油进口的减少，美国石油产品进口占全部商品进口的比重从2011年中的17%下降到了最近的11%（见图3）；另一方面则缘于制造业的相对恢复，美国经常项目赤字在1997年以后的迅速增长跟其制造业的转移有很大关系，而从危机以来，美国经济中的制造业比重保持平稳，从2009年到2013年，制

制造业增加值占 GDP 的比重从 11.9% 上升到了 12.4%，虽然比重变化不大，但是扭转了长期以来的下降局面(见图 4)。

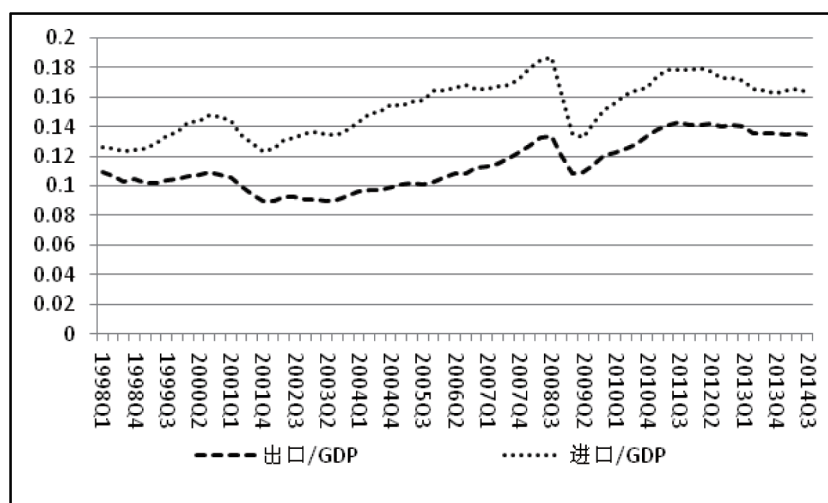


图 2 美国进出口占 GDP 比重变化趋势

数据来源：CEIC。

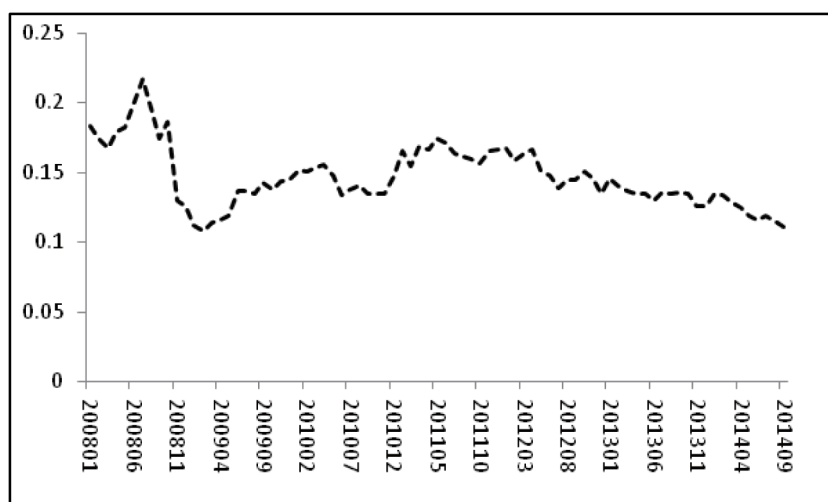


图 3 美国石油进口占全部商品进口比重变化趋势

数据来源：CEIC。

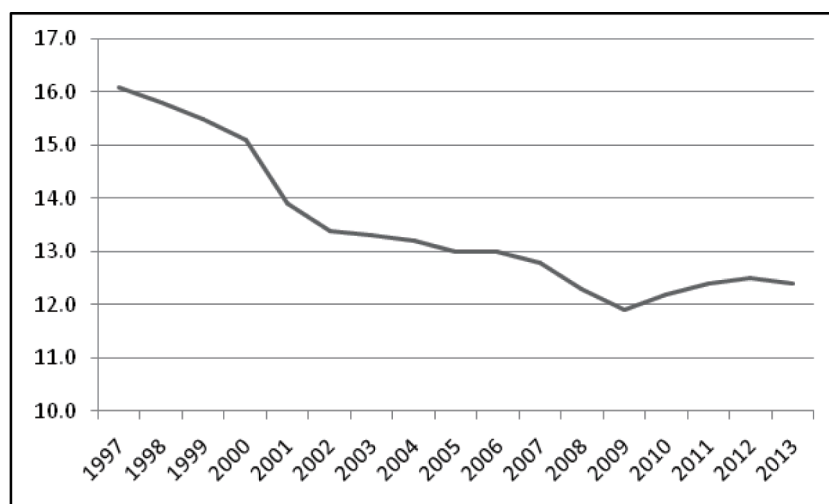


图4 美国制造业增加值占GDP比重变化趋势

数据来源: CEIC。

那么美国经济政策的日后走向将会对其外部平衡产生什么影响呢? 我们分别从实体经济政策和货币政策两个角度进行分析。从实体经济方面, 尽管美国经济的这一次复苏与奥巴马在其第二任期内分别喊出的再工业化和出口倍增计划直接关系并不大, 但是这两项政策毕竟反映了美国决策者促进贸易平衡的意愿。因此, 尽管短期内美国货币政策的扭转和美元升值可能会导致美国经常项目赤字有所增长, 但从中长期来看, 能源价格下降、能源进口减少和美国制造业的逐步复苏将让美国的经常项目赤字保持在一个相对较低的水平上。

在货币政策方面, 随着美国经济2013年以来出现了实质性复苏(主要体现为本次复苏过程中, 劳动力市场正逐步得到实质性改善: 就业改善已从就业率的改善变成更广泛的劳动力市场指标的改善), 美国货币政策的主要关注点是如何让货币政策回归常态。值得注意的是, 虽然美联储在2014年10月底按照原定计划中止了资产购买, 但美国的国债利率在当月还出现了下降(见图5); 这反映了市场认为, 由于宽松货币政策对于美国经济复苏起着至关重要的作用, 因此只要通胀率和通胀预期可控, 美国宽松货币政策依然会维持足够长的一段时间。在美国国内金融市场上, 中近期利率在走高, 反映了对于美联储在中期内(2—5年)逐渐提高利率的预期; 但是长期利率(10年期利率)保持稳定甚至下行, 反映了长期通胀预期的稳定。美国当前货币政策的核心是: 相信其对于金融市场风险的控制能力, 因此不担心超宽松货币政策带来的金融风险; 相信其通胀预期的掌控能力, 因此不担心超宽松货币政策带来的通胀失控。在这两个信念的基础上, 超宽松货币政策的成本都是较低的, 因此要尽可能地利用超宽松货币政策环境来实现就业最大化, 促进实体经济的尽快恢复。所以, 虽然在2015年的某个时间点, 美国货币政策的宽松度会收紧, 但是这种货币政策变动将会是非常谨慎, 因此国际资本流动的逆转并不会以一个很剧烈的方式发生。

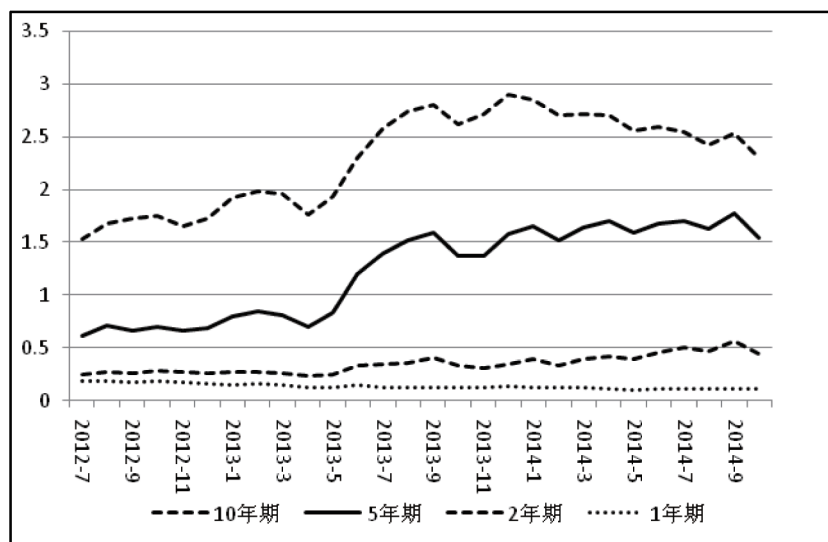


图5 美国国债利率变动趋势

数据来源:美联储。

除了美国的经济政策以外,全球投资者对于美国资本市场的态度也是一个很重要的影响资本流入的因素。我们以全球外汇储备中美元资产比重作为一个衡量长期投资者对于美国资本市场态度的指标。由于外汇储备的价值会受到汇率的影响,因此要对汇率因素进行剔除以后才能得到美元资产的实际比重变化(见图6)。在次贷危机以后,美元资产在外储中的比重就出现了下降,不管是新兴经济体还是发达经济体,都减持了美元资产的比例,相对而言,新兴经济体的动作力度更大;而在欧债危机爆发后,短期内美元资产比重都出现了反弹。但是在2012年以后,新兴经济体和发达经济体这两类央行对于美元资产的态度发生了分歧。发达经济体继续减少美元资产的比重,而新兴经济体则一定程度上增加了美元比重。之所以发生这种差异,可能跟两类经济体外汇储备的作用有关。相对而言,发达经济体的金融体系较为发达,应对外部资本流动冲击的能力也较强,所以外汇储备的价值储藏功能更强,在进行投资决策的时候也更注重长期战略收益;而新兴经济体金融体系应对外部冲击的能力相对较差,所以外汇储备的保险功能更强,在进行投资决策的时候更注重短期风险规避。而2012年以来,新兴经济体所遇到的外部金融冲击不断增强,这也使得这些经济体在进行外汇储备资产操作的时候更加注重安全性,因此增加了美元资产的比重。但是从长期战略投资者(由发达经济体的外汇储备管理部门来代表)的角度来看,美国资本市场的吸引力正在下降。导致其吸引力下降的原因主要来自政治僵局久拖不决而导致的财政改革滞后,以及由此带来的未来财政困境和对于美国金融中心地位的挑战。

总之,根据上面的分析,从经常项目账户来看,美国对国外石油和制造品依赖度的下降,使得美国的贸易赤字不会迅速增加,所以金融项目顺差相应也不会大幅增加;从货币政策来看,宽松货币政策的扭转不会以一种剧烈的方式产生,所以短期内虽然会增加资本

流入,但增加幅度不会很大;而从长期战略投资者的角度来看,美元资产的吸引力受到长期风险的影响而不断下降。基于这些原因,美国金融项目盈余在未来不会大幅增加,美国对于国外资本的吸引力不可能再像金融危机前那么大。

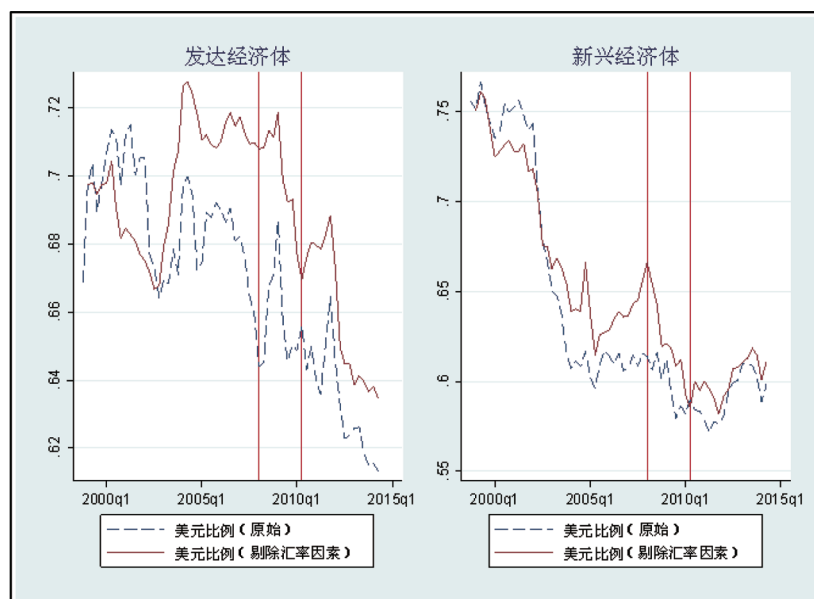


图6 全球外汇储备中美元资产比重

数据来源: COFER 数据库并经作者计算整理。标注的两条红线
分别为次贷危机爆发和欧债危机爆发的时间点。

2.2 日本和欧元区经济政策及其影响

然后来看日本经济。安倍上台以来所实施的大规模经济实验(“安倍经济学”),在2014年遭受了一定挫折。虽然安倍经济学的进一步实施面临着巨大的风险,但目前还无法判定其成败。日本未来一个时期经济政策的核心是继续实施“安倍经济学”中最核心同时也最艰难的结构性改革部分。目前已经或正在推行的结构性改革措施包括调整税收结构(提高消费税和降低企业所得税)、促进企业投资、提高工资增长率和提高劳动参与率等。目前,不同领域所取得的进展不一,在促进企业投资方面,已经取得一定成效;但是在提高工资增长率和劳动参与率方面,进展并不大。

坚挺的日元曾经促使日本企业不断向海外投资,使日本成为海外净资产最多的经济体。自从2012年底安倍上台以来就不断促使日元贬值;而为了给结构性改革创造更好的条件,日本政府还将长期执行扩张性货币政策,在中期内日元贬值趋势将持续。通过日元贬值,日本一方面希望通过日元贬值提高日本企业的竞争力,另一方面还希望吸引日本企业回国投资。从中期来看,日本对外经济政策的一个重要转变就是从积极对外投资转为吸引国内投资,同时通过日元贬值来获取更大的国际市场。这样一个转向将使得日本在

国际资本流动格局中的地位发生重要变化。我们已经看到,从 2011 年以来,日本已经从一个长期的资本输出国变成了一个资本输入输出基本平衡的经济体,这种转变甚至早在在安倍 2012 年底上台之前就已经发生。

接下来是欧元区。虽然欧元区核心国和边缘国家之间存在巨额的不平衡,但是欧元区在大部分时间是一个外部整体平衡的经济体。但是随着边缘国家通过痛苦调整从贸易赤字国向贸易平衡发展,核心国却迟迟没有采取相应改革措施来实现外部平衡,这使得整个欧元区出现了大规模的经常项目盈余。整个欧元区也从一个资本输入输出大致平衡的地区变成了一个资本输出地区。

通过对日元和欧元在全球外汇储备资产中比重的变化也可以看到这一点。不管是发达经济体还是新兴经济体,都增强了对日元资产的持有,日本成为了一个长期投资者的投资目的。而欧元区资产的吸引力在下降,这个跟欧元区整体的资本净输出也是一致的(见图 7 和图 8)。

尽管这两个经济体在对外投资上的角色发生了对换,但是两个经济体都面临着同样的经济振兴难题。而为了振兴经济,未来很长一段时间内两者都将实施超宽松的货币政策。这一政策的一个重要后果就是导致两个货币的长期贬值和资本流入。

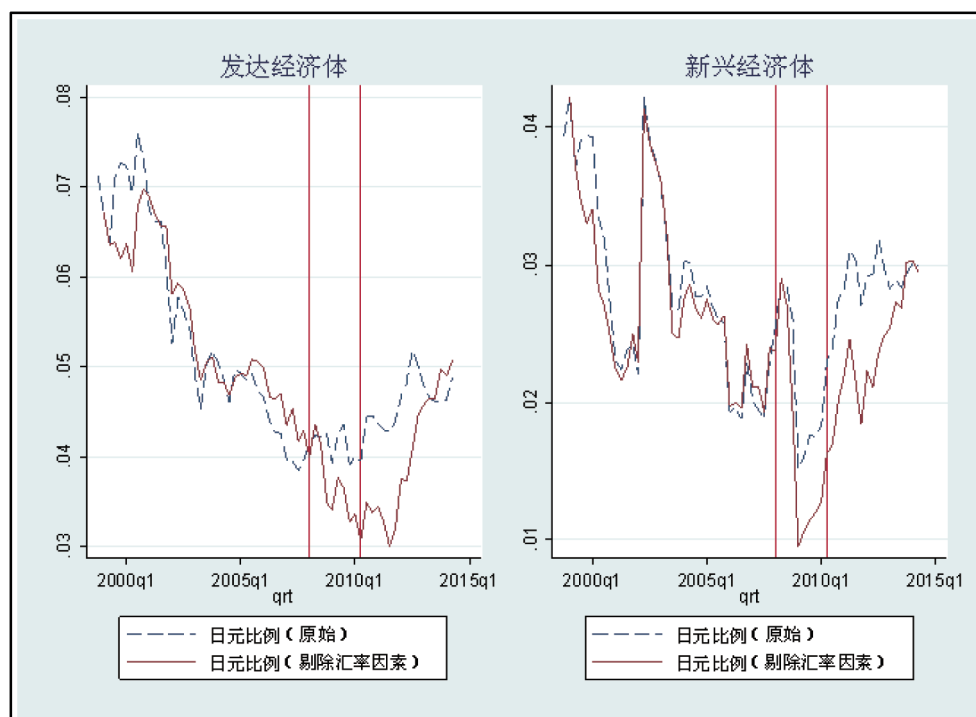


图 7 全球外汇储备中日元资产比重

数据来源: COFER 数据库并经作者计算整理。标注的两条红线
分别为次贷危机爆发和欧债危机爆发的时间点。

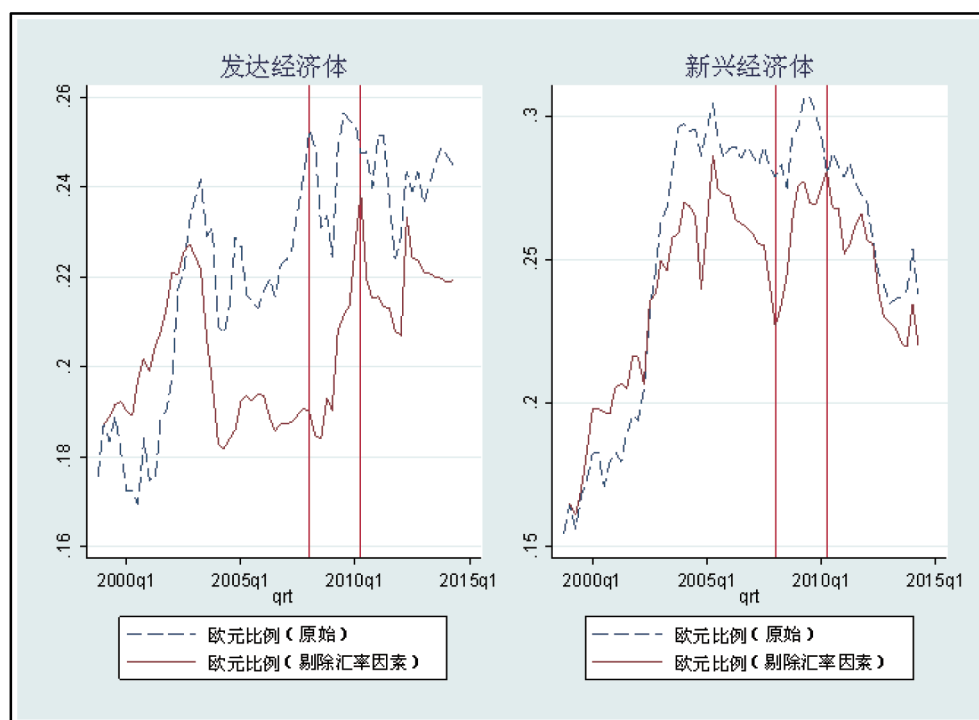


图8 全球外汇储备中欧元资产比重

数据来源：COFER 数据库并经作者计算整理。标注的两条红线
分别为次贷危机爆发和欧债危机爆发的时间点。

2.3 其他主要经济体

其他主要经济体中,一批次要国际货币发行国虽然在国际货币体系中的地位加强,体现为英镑、瑞郎、澳元和加元等货币在外汇储备中占比的上升。但是这批经济体整体上对外资本输入输出的平衡一直保持得很好。虽然他们的资产很有吸引力,但是长期以来奉行的独立货币政策使得他们可以对外部平衡有更多的调节手段,因此整体上一般不会出现大规模的资本净流动方向的变化。

欧佩克成员国一直以来都扮演着重要的资本供给者角色。其资本供给能力与国际油价的高低息息相关。随着国际油价的下降,这批经济体所能提供的国际资本数量将会下降。

新兴市场在2009年以来吸收的来自先进经济体的证券投资的比例比过去大得多。这种更强的联系所带来的后果是,资产价格变化和波动的同步性增强。而主要新兴经济体又可以分成两类国家,一类是资源型经济体,另一类是制造型经济体。不同经济体所收

到的冲击和资本流动方向又有很大的区别。

资源型经济体更加依赖外部的资金和技术,在矿业繁荣结束和金融中心国家货币政策扭转的背景下,他们受到资金外流的严重冲击,许多投资项目被迫搁置。因为资金和技术的缺失导致基础设施的落后,这些经济体无法有效利用其丰富的自然资源。不管是在当下还是长远来看,这些经济体都必须大力吸引外部投资。

制造型经济体,在全球经济复苏较慢的背景下,出口乏力降低了经济增长潜力;而在美国逐步退出宽松货币政策的背景下,资金流出也对短期金融市场的稳定带来了威胁,它们也需要更多的吸引资金来创造内需和维持金融稳定。

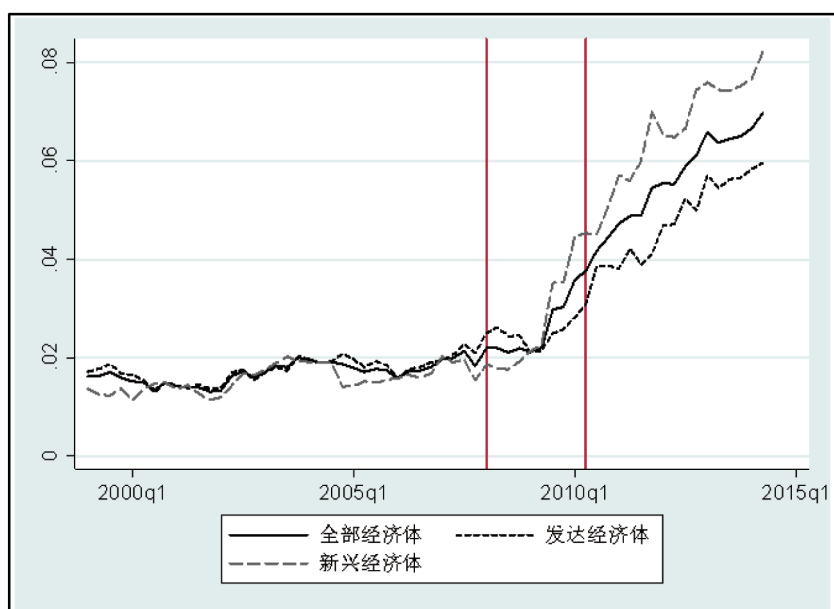


图9 其他币种资产占外汇储备资产比重

注:这里的其他币种指的是美元、欧元、日元、英镑和瑞郎以外的其他币种资产。

2.4 小结

通过上面的分析,我们发现,全球资本流动格局正在发生重大变动。资本提供者方面,传统的资本提供者正在萎缩(日本从净资本提供者变成吸引者,石油输出国的资本输出数量随着油价下降也可能会降低),目前的主要资本提供者(欧元区)也正在摆脱资本外流的局面;资本需求者方面,美国在短期里可能会因为货币政策逆转而吸引更多资本流入,但是长期来说资本流入增量也非常有限;新兴经济体中,除中国(也包括韩国和墨西哥等少数新兴经济体)以外的其他新兴经济体随着金融风险提高而资本流入减少。

可见,在未来的一段时间里,不管是传统的资本提供者,还是传统的资本需求者,都将转向更多地吸引国际资本。美国在短期内对国际资本吸引力的增加,会让国际资本在短

期内变得更加稀缺。因此在短期内,中国应该增加对外投资,尤其是对新兴经济体的投资。但是从中长期来看,随着美国外部不平衡的改善,美国所吸引的长期资本数量将会下降,将需要一个能够替代美国金融市场的稳定投资对象。因此在中长期里,中国应该增加本国金融市场对于全球资本的吸引力。

三、中国跨境资本流动格局的变动与特征

这一部分我们将把中国资本流动格局的特征和世界上主要经济体进行对比。按照国际收支平衡表,资本流动可以分成直接投资、证券投资和其他投资三类。

我们首先看直接投资。图 10 展示了主要经济体直接投资净流入额的变动情况,而图 11 则展示了中国对外和吸引直接投资的波动。可以发现,主要发达经济体的直接投资波动情况要远高于中国。

然后是证券投资(图 12 和图 13)和其他投资(图 14 和图 15)。在这两个项目上面,中国的对外投资波动情况和主要经济体相差不大。

也就是说,相对主要成熟经济体来说,一旦中国对外资本输出增加以后,中国经济在未来还面对着如何管理对外直接投资波动这一难题。

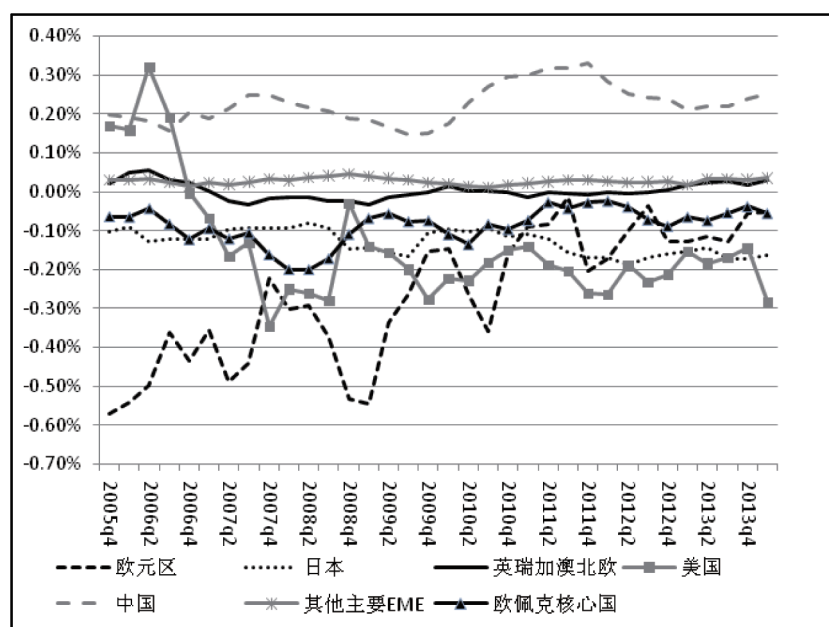


图 10 主要经济体直接投资净流入额/世界 GDP 比重

数据来源: IFS 数据库并经作者整理;其他主要 EME 包括 G20 中除中国以外的 9 个新兴经济体。图中结果为各经济体前四个季度累计的直接投资净流入额/当年全球 GDP。

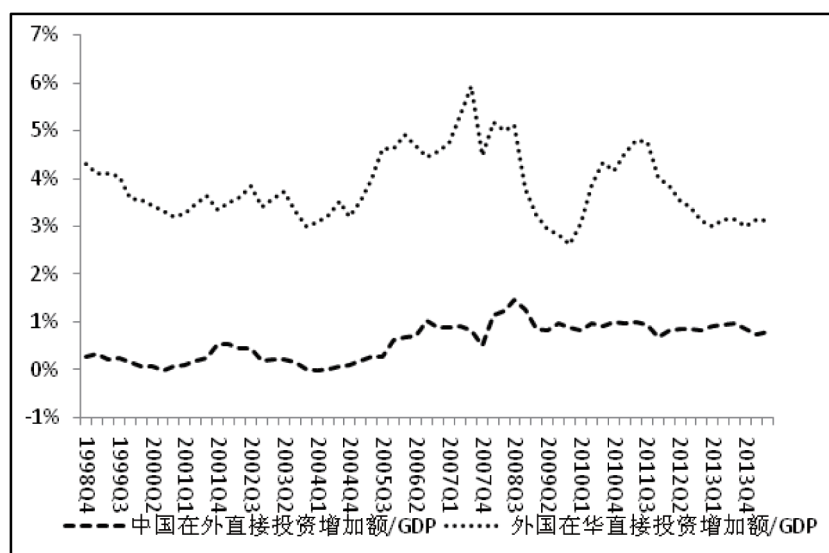


图 11 中国直接投资/GDP 比重

数据来源：国家外汇管理局。为前四个季度累计的余额/当年 GDP。

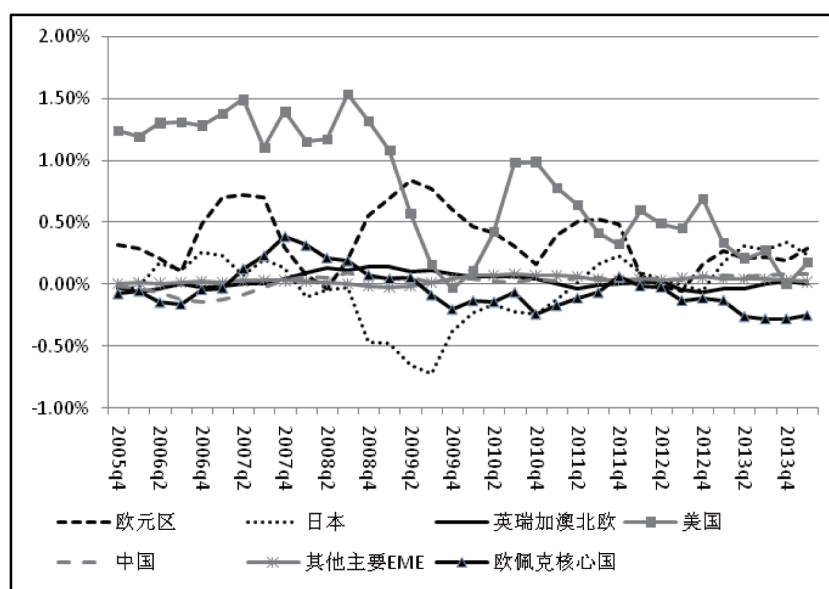


图 12 主要经济体证券投资净流入额/世界 GDP 比重

数据来源：IFS 数据库并经作者整理；其他主要 EME 包括 G20 中除中国以外的 9 个新兴经济体。图中结果为各经济体前四个季度累计的证券投资净流入额/当年全球 GDP。

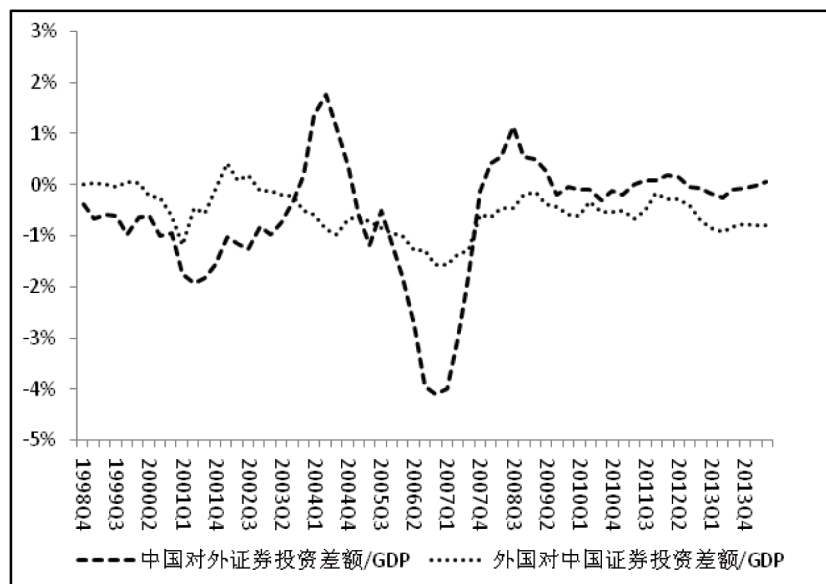


图 13 中国对外证券投资/GDP 比重

数据来源：国家外汇管理局。为前四个季度累计的余额/当年 GDP。

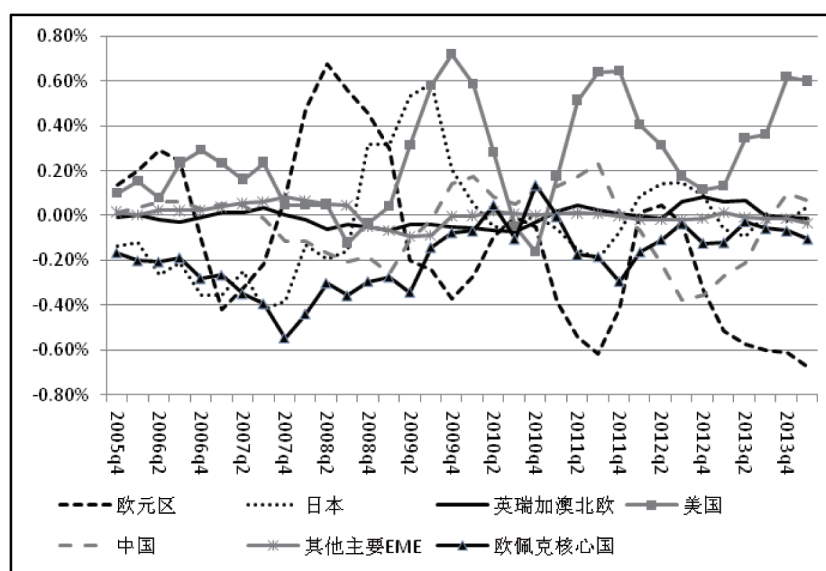


图 14 主要经济体其他投资净流入额/世界 GDP 比重

数据来源：IFS 数据库并经作者整理；其他主要 EME 包括 G20 中除中国以外的 9 个新兴经济体。图中结果为各经济体前四个季度累计的其他投资净流入额/当年全球 GDP。

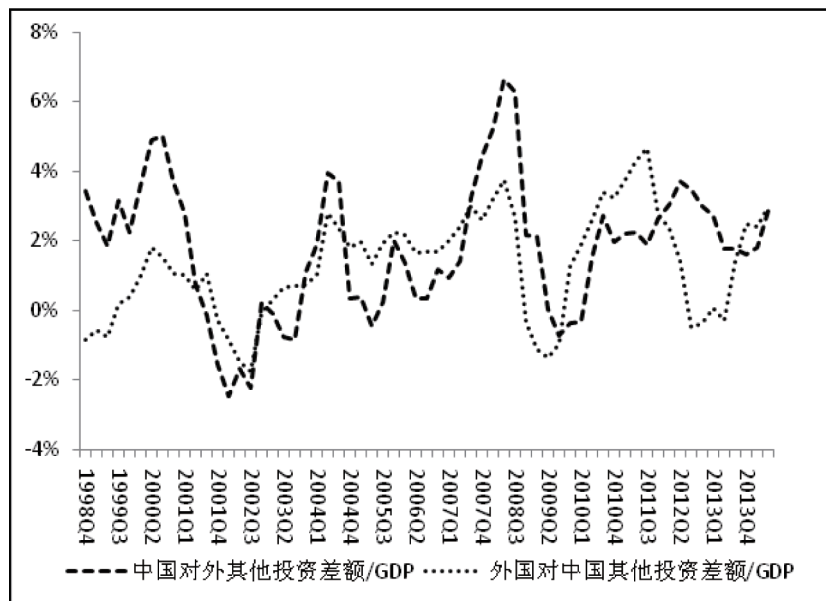


图 15 中国对外证券投资 / GDP 比重

数据来源:国家外汇管理局。为前四个季度累计的余额/当年 GDP。

四、结论

全球资本流动格局正在发生重大变动。不管是传统的资本提供者,还是传统的资本需求者,都将转向更多地吸引国际资本。美国在短期内对国际资本吸引力的增加,会让国际资本在短期内变得更加稀缺,因此在短期内,中国应该增加对外投资,尤其是对新兴经济体的投资。未来几年中国面临资本输出的良好机遇。在中长期里,随着全球经济不平衡的降低,中国将面临增加本国金融市场对于全球资本吸引力的问题。中国目前资本输出的结构与成熟经济体之间还有很大的差异,一旦大规模输出资本,将面临如何管理对外直接投资波动这一新课题。

分报告十三

国有企业对中国经济的影响效应及其改革逻辑

一、引言

2008 年全球金融危机以来,中国的经济运行逐步凸显出经济潜在增长率持续下滑、制造业泡沫化(产能过剩)、房价波动(房地产泡沫)、影子银行急剧扩大以及地方政府债务高企等五大现象。这五大现象的持续发酵与叠加效应,导致中国经济增长进入了一种“新常态”发展阶段。一方面,中国 GDP 增长出现了“增速新常态”,即未来五年内中国经济潜在增长率从 8%—10%逐步下滑至 6%—7.5%,由高速增长阶段过渡至次高速增长阶段。另一方面,中国的经济发展进入了“改革新常态”。为了维持保就业、守住社会安全底线的 6.5%—7.5%的 GDP 增长率,中国必须依靠全面推进经济、社会、政治体制的综合改革。如果不对中国当前的经济、社会、政治体制方面进行全方位且深层次的综合改革,中国经济 6.5%—7.5%次高速增长的内生动力也将持续全面衰退,更会加大因失守 GDP 增长“底线”而触发社会不稳定的风险。因此,中国到了必须以全面推进“改革新常态”来维持和推进“增速新常态”下经济增长内生动力的关键时期。

在中国当前的“改革新常态”中,一个突出的问题就是国有企业改革。为了理顺政府和市场之间的合理边界和正常关系,解决部分国有企业发展能力不足和效率低下问题,中国对国有企业进行了多轮改革。二十世纪九十年代中国开始国有企业的改革实验,遵循“摸着石头过河”的改革逻辑思路,一大批中小型企业退出了国有体制,5000 余家长期亏损、资不抵债的企业关闭破产,约涉及到 981 万名职工。这两项改革根本上改变了国有经济的布局 and 结构,也初步建立了国有企业优胜劣汰的市场运作机制。之后,中国的国有企业改革进入了大型国有企业改革的攻坚阶段。2003 年,国务院成立了国资委,对大型国有企业进行监管,启动了国有资产管理改革,并且初步建立了国有企业考核监督等一系列制度。从已有的改革效果来看,中国国有企业取得了长足的发展,比如,国有企业资产从 2002 年的 3.3 万亿元增加到 2012 年的 22.5 万亿元,净利润从 1622 亿元增加到 9247 亿

元,上缴税收也从 2002 年的 2927 亿元增加到 2012 年的 1.9 万亿元。

然而,当前中国国有企业的发展过程中出现了一系列新问题,引发了国内外学者和全社会对国有企业改革的新一轮讨论和争执。其一是,中国是否出现了“国进民退”的新现象?特别是为了应对 2008 年的全球金融危机,中国各级政府出台了一系列政府投资刺激计划,这是否强化了国有企业对国民经济的控制力、乃至对民营企业造成了“挤出”效应?其二是,中国国有企业中出现和暴露出来的大量的腐败行为和寻租活动,使得国有企业对中国经济发展的影响作用重新引起广泛的关注。国有企业是否成为中国各级政府官员权力延伸和实施寻租活动的重要载体?中国国有企业究竟是否建立起了有效的现代企业治理制度?如何确立在国有企业中确立市场和政府的合理边界?其三是,现阶段中国国有企业究竟对中国经济增长造成何种影响?是对中国经济增长造成促进效应,还是国有企业抑制了民营企业的发展,导致中国经济潜在增长率持续下滑?另外,十八大三中全会提出要发挥“市场对资源配置效率的决定性作用”,运用好政府“看得见的手”和市场“看不见的手”。这就需要通过国有企业功能和定位重新界定,乃至针对国有企业实施更为深化且全面的综合改革,进一步发挥国有企业对中国经济可持续发展的促进作用,以及对社会服务的关键性作用。基于以上这些重要问题,本文将着重从对中国是否存在“国进民退”现象进行检验以及全面探究国有企业对中国经济可能造成的复杂影响这两大方面入手,来探究中国情境下国有企业现发展阶段中存在的问题乃至背后的成因,从而为全面理解中国现发展阶段中国有企业的新功能与新定位,进而为中国后续进行的国有企业综合改革提供有现实意义的理论支撑和政策参考依据。

二、“国进民退”存在么? 事实与依据

现阶段,中国究竟是否存在“国进民退”的现象。这个问题正受到全社会广泛的关注和争论。支持“国进民退”观点的学者认为,国有企业获得了更多的利润水平,主要是因为国有企业把持垄断性行业,获得更多的低成本生产要素和政策支持(比如,大规模的政府补贴)(Megginson and Netter, 2001; Djankov and Murrell, 2002; Johansson, 2013; 迟福林, 2009; 刘瑞明、石磊, 2011)。“国进民退”并非意味着国有企业在整个经济中的比重表现出上升趋势,也可以认为是由于国有企业的存在和扩张,牺牲了民营企业的发展,阻碍了整体经济的持续增长(Johansson, 2013; Du et al, 2014; Megginson and Netter, 2001; Djankov and Murrell, 2002; Johansson, 2013; 邓伟, 2010; 杨熠和林仁文, 2014)。反对“国进民退”观点的学者认为,国有企业的产出,就业,盈利和税收水平在整体经济中所占的份额是逐年下降,因此,并不存在“国进民退”现象(吴婷和阮奇, 2009; 胡鞍钢, 2012; 崔凡等, 2014)。部分行业中,国有企业的迅速扩张,并不是市场化改革的倒退,正是市场机制的作用结果,在某些行业中,国有企业的生产效率确实高于民营企业(郑亦工, 2009)。然而,我们认为,针对中国当前阶段的“国进民退”现象是否存在这一问题的回答,不能仅仅局限于

国有企业的数量是增加还是减少,也不可局限于国有企业的规模扩张还是收缩,也不宜局限于国有企业盈利的增加抑或减少,而应将评判的标准集中于国有企业部门是否体现了对国民经济关键领域的掌控能力、市场势力的变化程度以及对经济增长的决定性影响作用等多维视角来加以研判。

1、“国退民进”的证据

首先,从国有企业的数量变化信息来看,中国国有企业部门似乎出现了“民进国退”的现象。图1提供的信息显示,从中国工业企业部门来看,1998年至2012年间,国有企业数量由1998年的64700下降到2012年的6770个,而同期,集体、私营、港澳台以及外商投资企业的数量由1998年的47745、10667、15725和10717分别变化为2012年的4814、189289、25934以及30973个。由此可见,国有工业企业的数量和私营工业企业的数量似乎形成了“此消彼长”的变化态势。

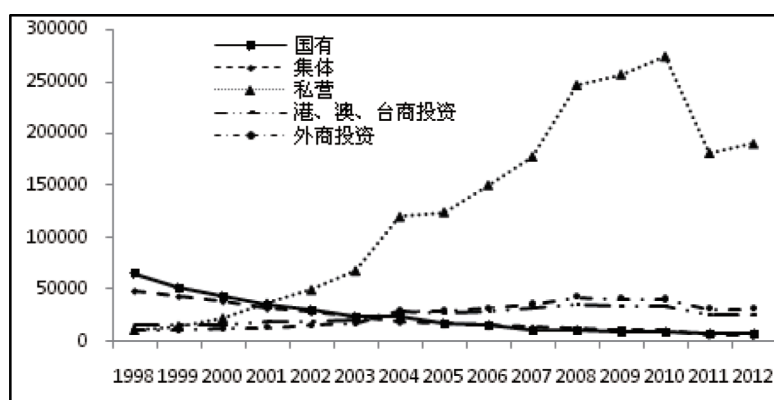


图1 规模以上工业企业分所有制企业数量:1998—2012

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

其次,从国有企业的总资产与固定资产变化信息来看,中国国有企业部门似乎出现了“共同增长”的现象。图2和图3提供的信息显示,2000年至2012年间,中国工业企业部门中,国有、集体、私营、港澳台与外商投资企业的总资产年均增长率分别为9.63%、-3.44%、319.82%、38.17%以及55.51%,2000年至2011年间,这六种不同所有制工业企业部门的固定资产年均增长率分别为6.88%、-4.47%、286.64%、26.14%以及42.90%。而且,从企业平均总资产角度来看,2000年至2012年间,中国工业企业部门中国有、集体、私营、港澳台与外商投资企业平均总资产由2000年的1.12亿元、0.25亿元、0.18亿元、0.72亿元以及1.16亿元,分别变化为2012年的15.07亿元、1.18亿元、0.81亿元、2.55亿元以及3.43亿元。单个企业总资产12年间分别增长了12.51倍、3.62倍、3.60倍、2.55倍以及1.96倍。从企业平均固定资产角度来看,2000年至2011年间,中国

工业企业部门中国有、集体、私营、港澳台与外商投资企业平均总资产由 2000 年的 0.59 亿元、0.10 亿元、0.06 亿元、0.29 亿元以及 0.47 亿元,分别变化为 2011 年的 6.52 亿元、0.34 亿元、0.25 亿元、0.73 亿元以及 1.04 亿元。单个企业固定资产 11 年间分别增长了 10.11 倍、2.58 倍、2.99 倍、1.46 倍以及 1.19 倍。以上数据表明:一方面,虽然私营工业企业部门的总资产和固定资产总额增长最快,但是国有工业企业部门的总资产和固定资产总额也呈现出稳定增长的态势,显示“共同增长”的特征;另一方面,国有工业企业平均总资产和固定资产的增长态势最为明显,说明国有工业企业总数虽然减少了,但是单个国有工业企业的总资产和固定资产规模却远远超过其他所有制类型企业。

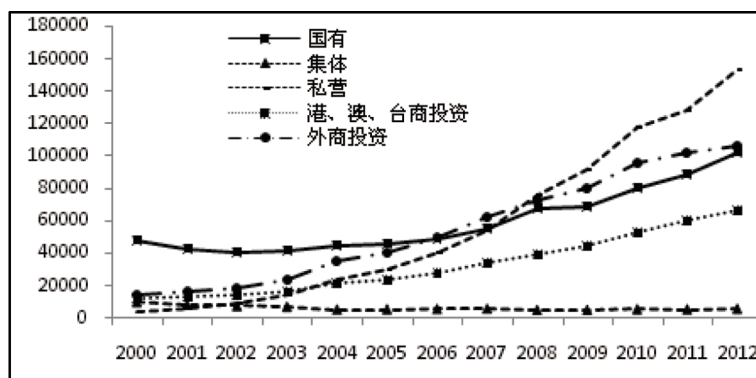


图 2 规模以上工业企业分所有制企业总资产(亿元):2000—2012

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

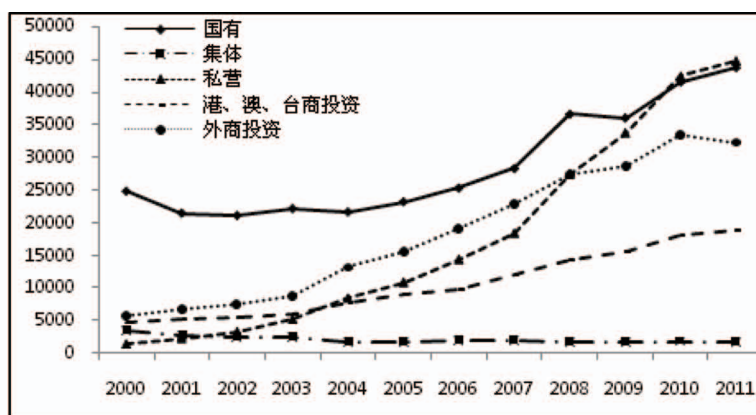


图 3 规模以上工业企业分所有制企业固定资产合计(亿元):2000—2011

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

最后,从国有企业的销售产值额变化信息来看,中国国有企业部门似乎出现了“共同增长”的现象。图 4 提供的数据信息显示,2000 年至 2012 年间,中国工业企业部门中国有、集体、私营、港澳台与外商投资企业销售产值由 2000 年的 47330.34 亿元、9631.4 亿

元、3873.83 亿元、11864.76 亿元以及 13849.3 亿元,分别变化为 2012 年的 102035.45 亿元、5666.17 亿元、152543.18 亿元、66212.83 亿元以及 106107.45 亿元,年均增长率分别为 9.63%、-3.4%、319.83%、38.17%以及 55.51%。与私营部门相比,国有工业企业的销售产值额年均增长率虽然呈现一个稳步扩张的态势,但是显著低于私营工业企业部门的增长率。造成这种情形的原因在于:一方面,2000 年私营工业企业部门的销售产值初值太低,所以增长效应明显。实际上,2012 年私营工业企业部门的产品销售值只比国有企业部门大 43.76 个百分点。由此证明,中国私营工业企业部门和国有工业企业部门的销售产值呈现一种“共同增长”

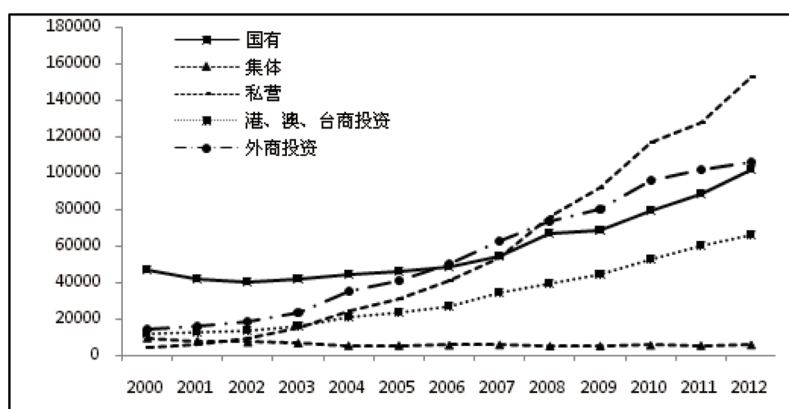


图 4 规模以上工业企业分所有制企业销售产值(现价,亿元):2000—2011

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

2、“国进民退”的证据

首先,我们的一个重要发现是,现阶段中国国有企业部门出现了向产业链上游转移的重大变化态势。公式(1)是我们设计的计算企业上游化指标变量的基本公式,依据公式(1)计算所得的结果列示在图 11 中。从中可以看出,在 2000 年至 2006 年这七年间,国有企业部门的上游化指数由 2000 年的 1.84 增加到 2006 年的 2.55,增长幅度为 38.6 个百分点。对比来看,非国有企业部门的上游化指数由 2000 年的 1.805 呈 U 型变化态势变为 2006 年的 1.81,几乎无任何明显变化趋势。这样的结果就说明,2000 后中国国有企业出现了向产业链上游转移和扩张的显著特征。

$$U_{state} = \frac{\sum_i output_{i,state} \cdot up_i}{\sum_i output_{i,state}}; U_{nonstate} = \frac{\sum_i output_{i,nonstate} \cdot up_i}{\sum_i output_{i,nonstate}} \quad (1)$$

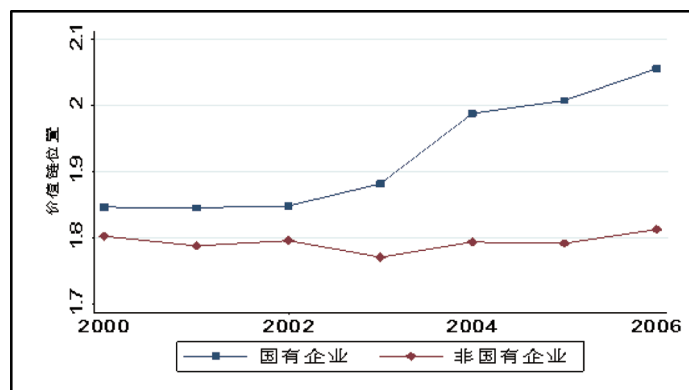


图5 国有企业与非国有企业的上游化变化指标

数据来源:根据2000—2006年的中国海关数据库绘制

其次,我们的另一个重要发现是,现阶段,中国国有企业市场势力要远高于其他所有制类型企业。图6的数据显示,1999年至2007年间,一方面,国有、集体、私营、港澳台和外商这六种不同所有制类型企业中,国有性质企业的市场势力(勒纳指数,具体的计算方法见附录)最大,要远高于集体、私营、港澳台和外商这五种不同所有制类型企业。这就说明国有企业具有比其他所有制类型企业更大的垄断势力。另一方面,国有、集体、私营、港澳台和外商这六种不同所有制类型企业的市场势力均在降低,其中,国有企业市场势力的降幅(市场竞争程度的提升)更为显著。然而,即便国有性质企业的市场势力在2007年得到了大幅度降低,但是其市场势力仍然远高于其他所有制类型的企业。这样的结果就充分说明,中国国有企业具有较强的垄断地位,即便经过这么多年的国有企业改革和市场化改革,中国国有企业的垄断地位仍然没有被彻底地改变。

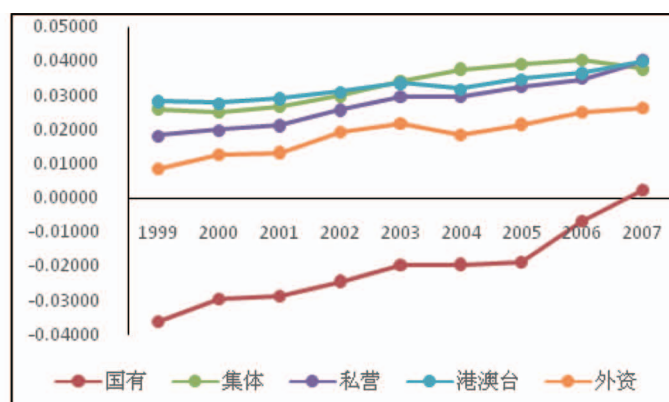


图6 中国不同所有制企业的市场势力(垄断势力)变化趋势

说明:该指数越小说明企业市场势力(垄断势力)越大。

从产业层面的竞争程度来看,中国产业层面的勒纳指数的变化趋势表明(见图7左),除了2004年的波动之外,整体来看,中国产业层面的竞争程度处于一个缓慢且小幅下降的通道之中。这样的数据特征表明,至少在我们的样本观察期内,中国制造业部门中产业层面的竞争程度并没有得到切实有效的提升,相反呈现竞争程度逐步弱化的态势。图7右不同分位的产业层面的赫芬达尔指数的变化趋势也同样反映出这样的基本事实。这就进一步充分说明,由于国有性质企业垄断势力的存在,导致中国现阶段市场竞争程度出现弱化的基本态势。

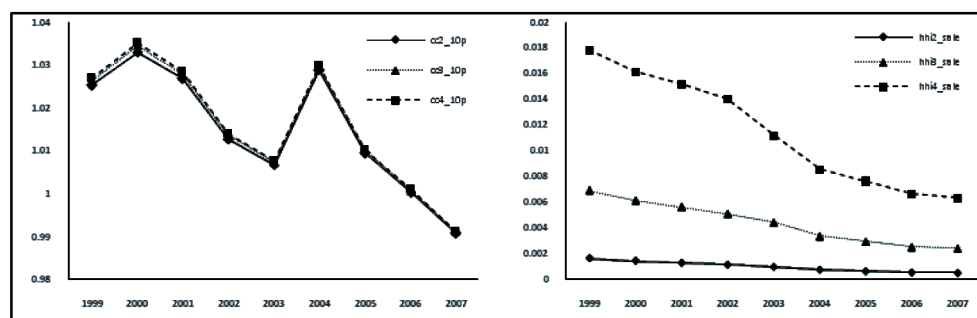


图7 中国不同产业层面竞争指数的变化趋势

再次,国有部门固定资产投资呈现相对提升的变化趋势。图11的数据现实,2008年至2012年间,在国有、集体、私营、个体、港澳台以及外商企业这六种不同所有制类型企业中,只有国有和私营企业部门的固定资产投资呈现大幅度显著上升态势。其中,国有企业部门的固定资产投资额由2006年的32963.39亿元快速上涨到2012年的96220.25亿元,年均增长率为31.98个百分点。而私营企业部门的固定资产投资额由2006年的19267.18亿元快速上涨到2012年的91422.35亿元,年均增长率为62.42个百分点。虽然,私营企业部门的固定资产投资额增长率要高于国有部门,但2012年其固定资产投资额绝对规模仍然小于国有企业部门。特别需要注意的是,2008年金融危机后政府“4万亿”刺激计划出台后,2009年和2010年这两年的国有企业部门的固定资产投资额出现了一个显著加速扩张的特征,这说明政府“4万亿”刺激计划很大部分将投资交给了国有企业部门。而且,图11的数据显示,2008年至2012年间,国有企业部门中固定资产投资额增长最为显著的是房地产行业,由2008年的6275.31亿元快速上升到2012年的21522.86亿元,4年间上涨了242.98个百分点。而同期,对水利、环境和公共设施管理行业的国有固定资产投资额由2008年的10699.41亿元快速上升到2012年的23290.5亿元,4年间上涨了117.68个百分点,远低于房地产行业的国有固定资产投资额增长率。由以上数据可得到的重要发现是:一是现阶段国有企业部门的固定资产投资额仍然是最为重要的经济增长支柱;二是现阶段国有房地产行业部门的固定资产投资额增长是国有企业部门固定资产投资额扩张的主要来源之一。国有企业部门大量进入房地产行业,对于中国的房地产泡沫的形成起到了不可或缺的推动作用。

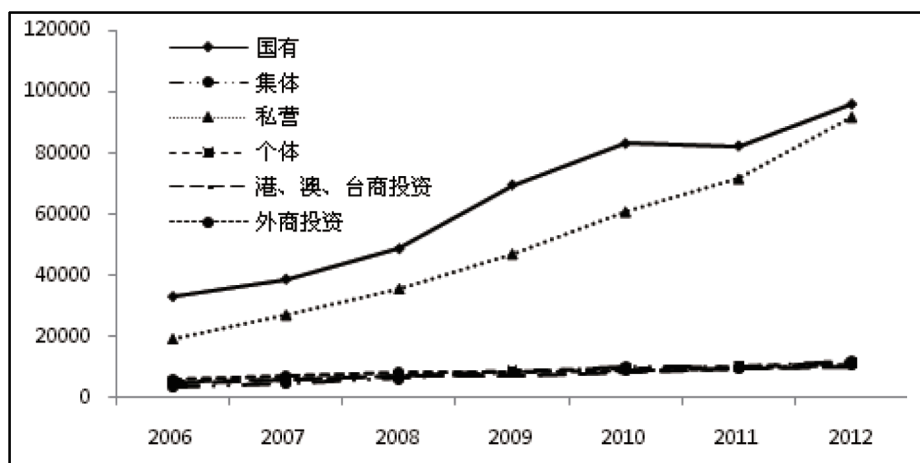


图8 分所有制全社会固定资产投资(亿元):2006—2012

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

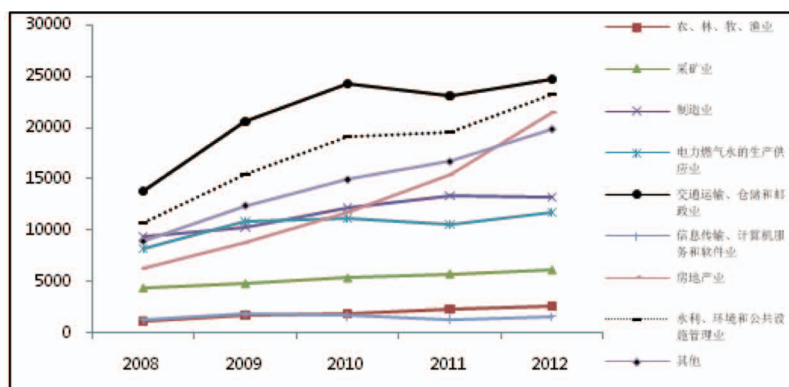


图9 按行业分国有控股工业企业固定资产投资(亿元):2008—2012

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

图12的数据显示,2012年中国私营企业部门的固定资产投资额就处于快速下滑阶段,与此同时,国有企业部门的固定资产投资额却处于逐步回升的态势。但2013年后,私营企业部门与国有企业部门的固定资产投资额均呈现下滑的态势。具体来看,2012年私营企业部门的固定资产投资额同比增速为24.8%,2013年为23.1%,2014年上半年同比增速为20.1%。从国有企业部门的固定资产投资额来看,2012年,国有企业投资同比增速为14.7%,2013年上升为16.3%,而2014年上半年又回落至14.8%。由此可见,2013年后中国经济增长的全面放缓,即中国经济进入所谓的“新常态”阶段,主要动因在于私营

企业部门经济投资活动的逐步下滑。虽然中国政府已出台扶持私营企业的一系列政策，但私营企业的投资增长还在走下坡路。

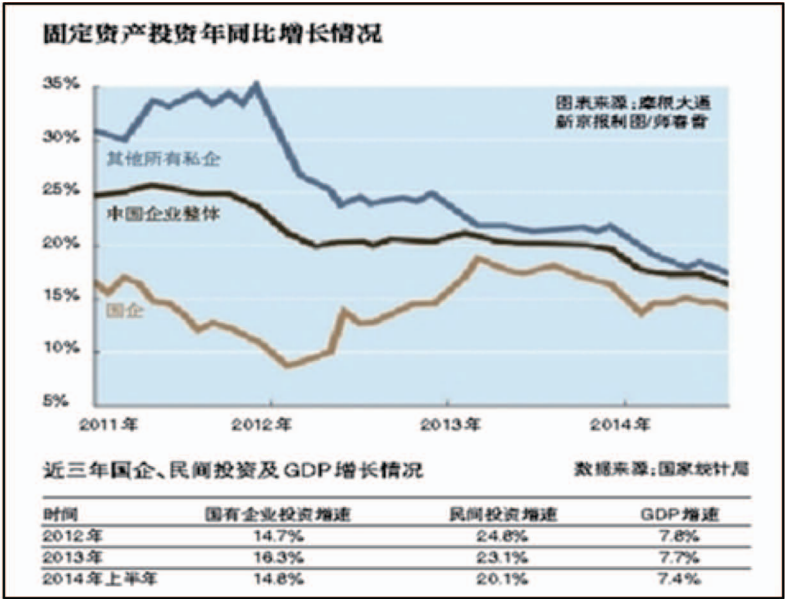


图 10 全社会固定资产投资(亿元):2011—2014 年

最后,与国有工业企业的固定资产投资额稳步增长形成不对称现象的是,同期,国有工业企业部门的利润总额虽然呈现一定幅度的稳步增长,但是,国有工业企业部门的利润总额比重却呈现逐步下降态势。图 11 和图 12 的数据显示,2000 年至 2012 年间,国有规模以上工业企业分所有制企业利润总额由 716.64 亿元快速上涨到 2012 年的 3881.71 亿元,年均增长率为 36.8%。对比来看,同期,集体、私营、港澳台和外商投资工业企业的利润年均增长率分别为 8.19%、878.77%、68.86%以及 92.08%。这造成的现象是,虽然国有工业企业部门的利润总额得到了一定程度的稳步增长,但是,由于私营、港澳台和外商投资工业企业的利润年均增长率相对更快,导致了国有工业企业部门的利润额占总利润额比重呈现逐步下降态势,具体(见图 13)。其显示,国有工业企业部门的利润额占总利润额比重由 2000 年的 27.15%快速下降到 2012 年的 9.91%。相反,私营、港澳台和外商投资工业企业部门的利润所占比重由 2000 年的 7.18%、20.23%、2.35%变化到 2012 年的 51.86%、12.71%和 23.16%。从中可以看出,国有工业企业部门的利润比重和私营工业企业部门形成了一个此消彼长的对比态势。而且,值得注意的是,2006 年至 2012 年间,国有工业企业部门的固定资产投资额的年均增长率稳定在 10.2%左右。以上结果就说明,现阶段,中国国有工业部门的投资收益率呈现一个逐步下降的态势,由此验证了中国国有工业部门已经处于规模扩张极限甚至产能过剩的地步。

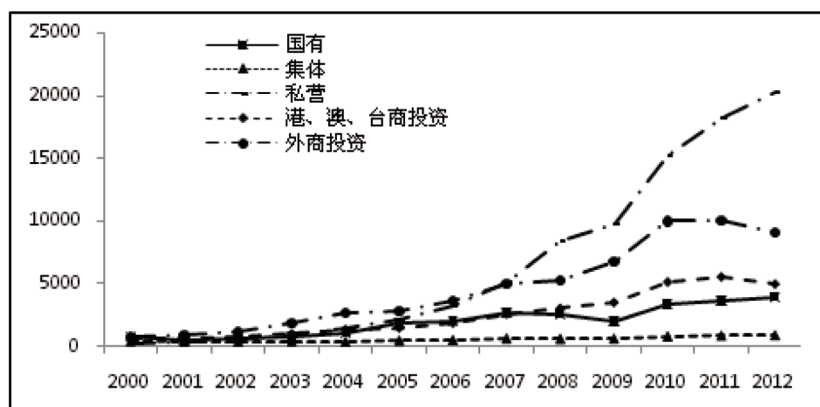


图 11 规模以上工业企业分所有制企业利润总额(亿元):2000—2012

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

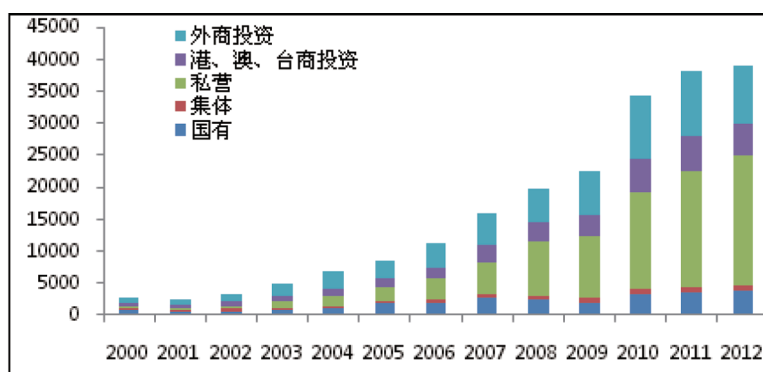


图 12 规模以上工业企业分所有制企业利润总额柱状堆积图(亿元):2000—2012

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

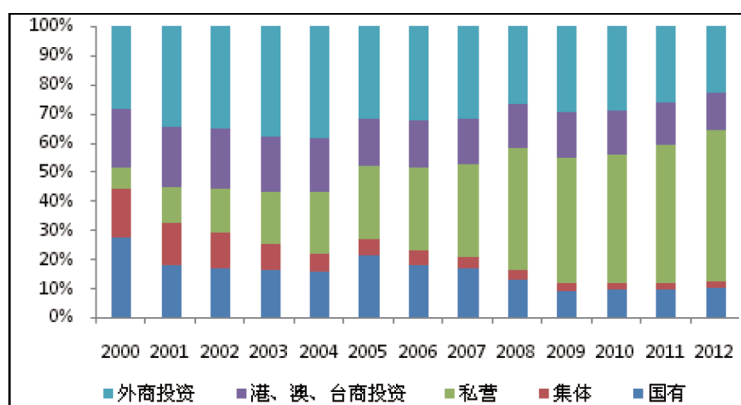


图 13 规模以上工业企业分所有制企业利润总额占比(%):2000—2012

数据来源:根据各年《中国统计年鉴》整理所得

三、国有企业对中国经济发展影响效应的综合分析

第一,国有企业生产效率得到改善,全要素生产率处于稳步增长态势,从业人员处于逐步收缩态势,2008年“4万亿”政府刺激计划导致国有企业就业人数反弹。图11的数据显示,1999年至2007年间,国有、集体、私营、港澳台以及外商投资这五种不同所有制类型企业中,国有企业的全要素生产率增长的幅度最大,由1999年的5.68上升到2007年的7.13,八年间增长了25.53个百分点,年均增长率达到3.2个百分点。同期,集体、私营、港澳台以及外商投资这四种不同所有制类型企业的全要素生产率的增长分别为11.2、13.59、12.58以及10.32个百分点,年均增长率分别为1.4、1.7、1.6和1.3个百分点。图12的数据显示,1996年至2012年间,国有及国有控股性质工业企业年平均从业人员由1996年的42049千人下降到2012年的18490千人。然而,值得注意的是,2007年国有及国有控股性质工业企业年平均从业人员达到最低点,为17430千人,2008年金融危机以及政府“4万亿”刺激计划出台后,开始出现就业人数反弹的迹象,由2008年的17941千人逐步增加到2012年的18490千人。

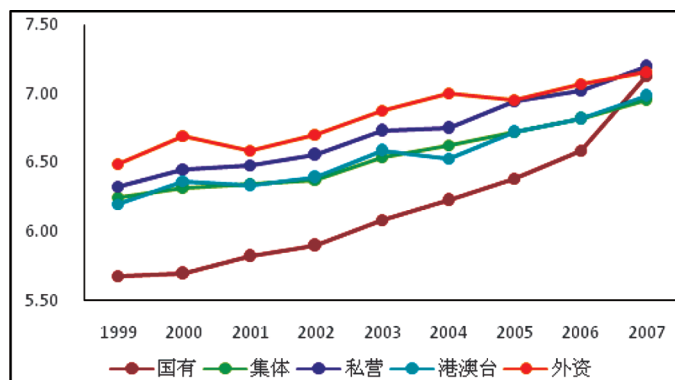


图14 规模以上工业企业分所有制全要素生产率变化:1999—2007

资料来源:笔者根据国家统计局规模以上工业企业数据库计算所得

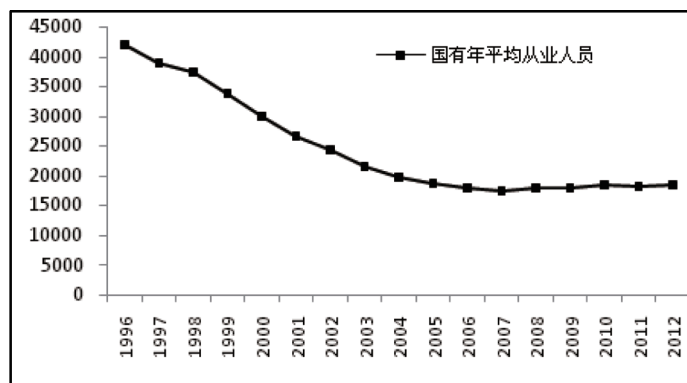


图15 国有及国有控股性质工业企业年平均从业人员(千人):1996—2012

数据来源:根据CEIC数据库整理所得。

以上这两方面的数据特征可能说明这样的基本事实：一方面，1999年至2007年间，中国国有企业的改革的确取得了稳定且长足的进步，这既表现在国有工业企业部门企业全要素生产率的快速增长，也表现在国有工业企业部门年平均从业人员的快速下降；另一方面，2008年应对全球金融危机而出台的“4万亿”政府刺激计划，导致了国有工业企业部门的重新扩张，这表现在2008年后国有工业企业部门年平均从业人员的反弹和增长。此外，“4万亿”政府大规模刺激计划的大部分投资投给了国有部门，并且通过国有部门的各种资金转移渠道最终流向了房地产行业，这既对国有企业的生产效率增长造成了显著的抑制效应，导致了众多部门的产能过剩，又进一步催大了房地产泡沫的形成，甚至一定程度上推动了中国金融风险的累积。

第二，现发展阶段，国有企业对中国经济增长产生了一系列拖累效应，导致了中国经济潜在增长率的逐步下滑。这具体表现在以下三个方面：（1）由于中国背景下国有企业效率相对低下以及各级政府出于各种目的而对国有企业存在软预算约束的双重条件下，国有企业不仅会由于自身的生产效率低下以及增长相对缓慢对整体经济增长形成阻碍效应，而且会通过道德风险和软预算约束的形式造成金融资源错配来拖累整体民营企业的发展，从而对国民经济的整体增长造成损害。这样的影响机制已经在刘瑞明和石磊（2010）的经验研究得到验证和发现；（2）中国现在的金融压制体制，特别是从融资渠道和融资成本来看，已经形成一种典型的“二元体制”的金融抑制体系格局。一方面，在关键领域具有垄断性质的国有企业或能提供足够固定资产抵押品的大规模企业，可以以较低甚至人为压低的贷款成本从银行体系获取贷款。国有企业或大规模企业甚至将自身从银行体系获得的低成本贷款，再以高利贷的形式转给中小企业赚取贷款利息差价。而且，国有企业或大规模企业长期获得的低成本贷款，对企业投资决策造成扭曲效应，在那些需要巨额投资且能够带来GDP快速增长的部门造成生产效率下降乃至产能过剩；另一方面，创造了80%就业岗位、且作为中国经济主要支撑的民营企业以及中小微企业，却无法通过正常的市场利率获得银行贷款，被迫通过影子银行以及非正式金融体系（通常为民间高利贷）接受更高融资成本的贷款。而平均15%以上的实际贷款利率已经超过了中国现实背景下民营企业和中小微企业创造利润的能力和承受水平，造成了金融体系对民营企业和中小微企业这些实体经济的“掠夺之手”效应，阻碍了制造业企业进行技术改造升级、创新研发投入以及品牌建设等高端竞争能力提升的投资活动，这就会从根本上抑制制造业部门转型升级的内生动力，从而对中国经济增长的内生动力形成显著的抑制效应。刘瑞明和石磊（2011）的经验研究这一影响机制提供了部分的支持证据。（3）自2003年后，国有企业越来越集中在价值链中的上游位置。国有企业的上游化趋势降低了民营企业的生产率水平和市场份额，而且导致效率较高的非国有部分企业的退出，在一定程度上挤出了私

营企业。受国有企业上游化程度影响最大的企业首先是在位企业,其次是进入企业,最后是退出企业。我们最新的实证研究为这一影响机制也增添了支持证据。

第三,国有企业资金池的转移效应,加剧了民营企业的贷款成本乃至金融风险的累积,削弱了民营企业可持续发展的内生动力,从而进一步对中国经济增长的内生动力造成损害。现阶段,中国的金融体系是以少数国有及混合所有制大银行为主,辅以若干中小金融机构(股份制商业银行、城市商业银行和农村信用合作社等)形成的。具有整体垄断性质的银行体系按成本效益原则,“合理”地偏爱大型企业和项目,而“不愿意”满足中小微企业的正常资金融资需求。一些地方政府考虑到大型企业尤其是大型国有企业在本地区的重要作用和重大影响,往往对其在财政金融上给予大力支持,形成锦上添花的局面。相反,中小微企业虽然急需资金,但由于其对地方官员的自身利益以及短期 GDP 快速增长作用和影响相对有限,反而容易受到忽视,而不愿意“雪中送炭”。此外,中国银行体系现行的信贷制度要求借款人提供抵押担保,而中小企业能提供的可抵押物少,金融机构为了减少贷款风险,对发放贷款的监督力度很大,致使中小企业很难得到信贷支持。在信贷严控的背景下,各大银行为避免风险,纷纷将放贷目标集中在大型国企身上,一方面这些大型国企的信誉相对较好,另一方面即使放贷出现风险,由于国有控制或者国家信用担保的银行机构对个国有企业的贷款由于是对公业务,对放贷人的责任追究相对也会较轻。

但实际上,这些大型国有企业并没有太多有效益的项目,尤其是在民间放贷收益高企的环境背景下,任何一项实业投资都很难保证说一定会获得 10%、20% 以上甚至更高的利润,所以,银行机构放贷给大型国企特别是上市国企的贷款,最终会通过各种机制渠道变相地再次放贷出去,从而产生更高利率收入。图 16 的数据显示,1999 年至 2012 年之间,国有上市企业从银行获得的贷款规模一直处于快速上升阶段中,由 1999 年的 621 亿元上升到 2012 年的 5385 亿元,远高于非国有上市企业获得的银行贷款数量,而且,在上市企业获得的银行贷款总额中国有企业获得贷款的比重始终在 80% 左右。而国有上市企业的贷款成本是 6—7% 左右的银行利息(见图 17),而同期市场上的拆借利率在 16%—22% 不等,国有企业只要一转手就有 10% 以上的息差。值得注意的是,当前国有企业的放贷有的私下进行,以曲径方式绕过政策的壁垒,有的则直接披上了合法的外衣。在大型国企集团内部,通过虚构交易或合同的方式,资金在几级公司之间绕一个圈子,就能顺利回到借款人账户。有些央企的集团结算中心也会使用这些方法将银行借款整合在一起。而这些整合在一起的银行贷款,可能就会被挪用到资本市场。在民间借贷的巨大利益刺激下,一些国企甚至开始以接近合法的途径开设影子银行,参与金融市场。一个不容忽视的现象是,正是国有控制或商业银行对中小微企业的信贷歧视,越来越多的中国企业正在利用手中多余的现金,间接向中国的影子银行体系投放资金。而通过这种方式,民间利率一再放大。

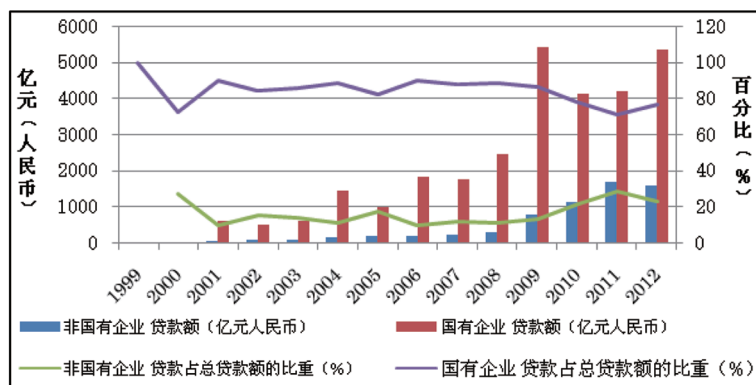


图 16 上市企业中国有企业与非国有企业获得银行贷款的数量

数据来源:根据上市企业数据整理所得。

正如全国工商联主席黄孟复(2014)所指出的是:“国有企业由于贷款利息比民企低很多,其所取得的利润实际上是贷款利息的转移。中国中小微企业特别是中小微企业小额贷款的平均贷款利率是 20%,很多大型民企能拿到利率 10%或多一点的贷款就很不错。对比来看,央企以及各级地方国企的资金利率是 5.3%。国企拿走了将近一半的银行贷款,利率却只有 5%多一点。民企的贷款利率超过 10%,两者相差 5 个百分点,以 30 万亿元算,利息相差 1.5 万亿元。而根据国家统计局公布的数据,2012 年全国规模以上工业企业中,国有及国有控股企业实现利润为 14163 亿元。由此可见,从理论上来看,国企获得的利息节约完全覆盖了其账面利润”。当然,将国有企业获得的低银行利息全部归纳为不公平因素未必是合理的,以及将国有企业的利润所得全部归结为可能也未必是完全合理的。但是,至少从这样的基本事实可以看出,从理论上看,中国银行体系给国有企业的银行贷款所产生的生产资本收益已经低于贷款利息收益。因此,中国国有企业资金运用的低效率可见一斑。

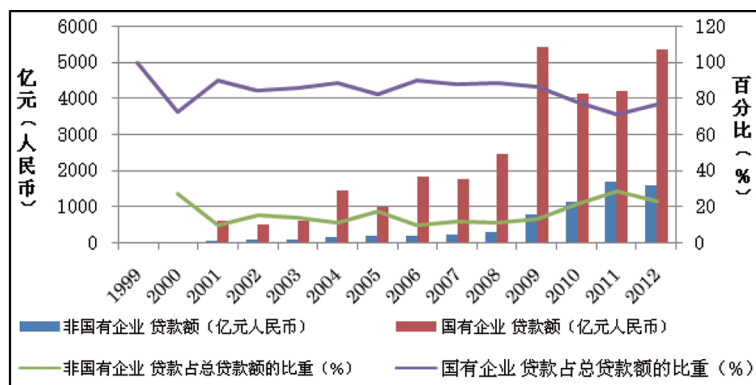


图 17 上市企业中国有企业和非国有企业的贷款利息变化图

数据来源:根据上市企业数据整理所得。

第四,在中国当前的特定发展阶段中,国有企业的正常功能已经出现了一定程度的扭曲或者异化,成为国有企业获取行政性垄断权力的主要支持机制,成为政府权力干预市场的主要通道,成为中国官僚利益集团的利益延伸和权力寻租的重要载体,导致中国市场化改革内生动力的弱化以及对潜在经济增长率的持续下滑。这具体表现在:(1)在中国针对国有企业以建立现代企业治理制度的多轮改革刺激和“抓大放小”的改革措施推动下,国有企业出现了由产业链下游的竞争行业环节向产业链上游的自然垄断行业环节转移的趋势。表面上来看,这种转移趋势似乎是国有企业所承担的公共性质功能以及所处行业的自然垄断性质的内在动力所驱动,而实际上来看,这种变化趋势一定程度上是由中国已经形成的官僚利益集团的利益延伸和权力寻租所驱动的,自然垄断背后更大程度上体现的是行政垄断的力量和动机,特别表现出行政垄断和自然垄断合二为一的新变化特征,这显然给解决国有企业的相关问题增添了复杂性。(2)中国现行的官僚体系本质上是以行政层级体系作为权力实施的载体机制,因此,国有企业的管理阶层行政化就是这种官僚权力体系的延伸。这种情形下,一方面,导致了针对国有企业多轮实施的现代公司治理机制的建立以及“去行政化”的改革措施并未收到应有的改革成效,相反,国有企业的行政化体制反而在那些具有自然垄断性质带来的超额收益的激励下得到固化和强化。另一方面,那些具有自然垄断性质企业超额收益对各级政府官员的自身利益造成极强的吸引力,这既造成了大量各级政府官员凭借自身的行政权力和地位转移到国有企业担任企业重要管理人员,以谋取更高的薪金收入,就迫使中共中央特别是地方国有企业形成了快退休官员乃至现任官员谋求更高收入乃至私利的“转移池”,催生和固化了造成了中国各级官员和国有企业的利益共同体。同时,国有企业行政垄断和自然垄断的合二为一,内生地催生了各级官员依靠政府权力向国有企业进行权力寻租的动机和机会,使得国有企业一定程度上成为官员寻租活动利益的“提款机”,这就是中国当前阶段各级国有企业中存在大量腐败的具体动因。(3)现阶段,由于各级国有企业一定程度上已经成为官僚利益集团的利益延伸和权力寻租的重要载体,这对中国经济增长的内生动力以及以强调公平竞争为导向的市场化改革造成了严重的负面影响。一方面,国有企业的现代公司治理制度的改革,由于受到各级官员利益集团的侵蚀和阻碍,自身效率的提升受到极大的抑制效应,这成为造成中国经济潜在增长率受阻碍的重要因素之一。另一方面,由于国有企业控制了产业链的上游环节以及关键部门,以及各级政府试图对国有性质企业对企业发展所需的关键要素市场(比如金融市场)的控制和干预,这必然会导致国有企业的低效率以及对要素市场配置效率的阻碍效应,会通过对民营经济部门的发展以及产品市场的竞争配置效率产生很大的拖累效应和障碍效应,最终对中国市场化改革形成了较强阻碍作用,对中国经济增长的内生动力造成明显的抑制效应。

第五,国有企业的相对高薪酬以及国有企业中蕴含的大量寻租机会,吸引了大量的人力资本,可能一定程度上会导致人力资本在全社会配置效率的低下甚至扭曲,从而导致人力资本对中国经济增长的贡献作用下降,甚至会对中国经济潜在经济增长率造成严重的

负面影响和净福利损失。李世刚、尹恒(2014)的研究发现,如果一国普遍存在大量寻租机会,导致社会精英不从事生产性活动而从事这些寻租活动,这种人才误配会导致社会福利的净损失。他们呢的测算表明,如果寻租职位的非货币吸引力处于比较正常区域内,人力误配成本大约相当于一国潜在产出的 10—20%。如果寻租活动的吸引力过大导致社会精英普遍参与寻租活动中去,人力误配成本造成的损失将会高达一国潜在产出的三分之二。据网易财经整理统计,2013 年央企及其上市子公司共 284 家在职员工平均薪酬为 121578 元,相比 2012 年平均工资 111357 元增长了 9%。2012 央企职工薪酬是城镇非私营单位在职员工年平均工资的 2.4 倍,是城镇私营单位在职员工年平均工资的 3.75 倍。央企数量最多的地区:北京共有 76 家,央企数量最多。平均薪酬无地域差异的行业:电力行业,各个省电力公司在职员工平均薪酬均在 130000 元左右波动:四川岷江水电在职员工年平均薪酬为 143704 元,北京华电国际在职员工年平均薪酬为 143206 元,湖北长源电力在职员工年平均薪酬为 123937 元^⑦。此外,正如前面所阐述的,现阶段中国国有企业部门中存在大量的寻租机会和腐败活动,导致大量社会精英愿意从事政府公务员和国有企业的工作,这些客观事实很大程度上表明,国有企业的相对高薪以及寻租机会造成的人才误配效应,对中国经济潜在增长率造成的损失不可低估。

四、中国国有企业改革逻辑的探讨

长期以来,国有企业对中国经济社会发展起到的重要作用不容否认,但是,现阶段国有企业存在的一系列重大问题以及改革的相对滞后,对中国经济社会带来的负面效应也不容忽略。本文尝试回答现阶段中国国有企业发展过程中的两大问题:一是“国进民退”现象存在么?二是当前的国有企业究竟对中国经济发展造成了何种复杂性的影响效应。依据本文一系列细致的经验事实分析,本文得到的主要结论是:首先,从国有企业具有的产业链上游环节的垄断势力以及控制力来看,中国当前的确存在一定程度的“国进民退”现象。特别是 2008 年金融危机与政府出台的“4 万亿”大规模投资刺激计划后,“国进民退”的现象在一定程度上得到强化。其次,现阶段国有企业的功能已经出现了一定程度的扭曲与异化。一方面,国有企业成为中国各级政府官员权力延伸和寻租活动的重要载体,导致国有企业的经济与社会发展功能发生很大程度的扭曲;另一方面,在政府官员权力延伸和寻租活动的驱动下,国有企业发生了向产业链上游转移的重要现象,这本质上是行政垄断向自然垄断的靠拢,导致国有企业的行政垄断和自然垄断的合二为一,掩盖中国国有企业相对垄断势力提升的基本事实,加剧了当前针对中国国有企业实施综合改革的复杂性。最后,现阶段,国有企业存在的这些问题对中国经济潜在增长率造成了一系列明显的抑制效应,而且,众多的经验事实均表明,国有企业已经在很大程度上成为影响中国市场

^⑦ 资料数据来源:<http://business.sohu.com/20141107/n405865354.shtml>。

化改革的重要阻碍力量。这就意味着,当前针对国有企业进行深层次的全面性的综合改革,对于转换乃至重塑维持中国经济可持续发展的内生动力,具有不可或缺的决定性作用。

基于以上的具体阐述,本文认为,现阶段中国国有企业改革基本逻辑应该着重于“顶层设计”和“摸着石头过河”二者原则的结合。具体来看,就是应该着重瞄准与解决以下方面的问题:第一,真正明确国有企业的功能与定位,精确分解国有企业的行政垄断和自然垄断边界和差异,消除国有企业的行政垄断地位。可考虑将国有企业进一步细化为分成公益类、功能类和竞争类的不同功能定位,并且对其采取有差异性的监管原则与改革策略。可将国有企业的改革具体区分委国防、自然垄断、关键装备、公用服务、生态安全不同类别行业,区别对待;第二,尽可能准确区分国有企业中政府和市场功能分工的合理边界,限制政府对国有企业的无理干预之手,切断各级政府官员随意转移到国有企业进行寻租活动的渠道,适当降低国有企业对社会精英和高端人才非正常的吸引力。具体的改革措施包括:一方面,引入民营资本参与国有企业改革,实现股权多元化,完善员工持股,最终构建国有企业的混合所有制制度创新与改革;另一方面,真正健全国有企业的法人治理结构,切实完善国有企业的激励约束机制。鼓励国资委淡出资人代表职责,不再管人管事管资产,只做专门的监管者。可推行以管理资本为主的国有资本授权经营体制的改革,成立投资运营公司,控股和参股国有企业,避免政府对国有企业管理经营的直接干预,减少官员的直接或间接的寻租机会;第三,开放产业链上游环节的市场竞争,降低民营中小银行的设立门槛,稳步推进金融体系的市场化改革,加快政府干预之手从各种关键要素市场的退出。

参考文献

- [1] 李世刚、尹恒,寻租导致的人才误配置的社会成本有多大? 经济研究,2014 年第 7 期。
- [2] 刘瑞明、石磊,国有企业的双重效率损失与经济增长,经济研究,2010 年第 1 期。
- [3] 刘瑞明,金融压抑、所有制歧视与增长拖累——国有企业效率损失再考察,经济学季刊,2011 年第 2 期。
- [4] 刘瑞明、石磊,上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质,经济研究,2011 年第 12 期。
- [5] 刘瑞明,国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据,管理世界,2012 年第 4 期。
- [6] 严汉平、刘瑞明,国有经济存在的逻辑:新制度经济学的视角,人文杂志,2008 年第 1 期。

分报告十四

中国工业增长与技术进步的结构性分析

摘要:本文对近年来工业增长与技术进步的基本情况和趋势进行了分析。研究表明,尽管工业增加值和固定资产投资整体上呈现出增速下降的趋势,但工业企业的整体盈利状况较为稳定;从具体的产业结构角度来看,工业增加值增速和固定资产投资增速下降情况最为严重的行业集中在采掘业;支撑工业产出增长的关键性行业中,与历史同期相比,工业增加值增速总体上并未出现较大幅度的下降,且行业内企业的盈利状况整体上略有改善;最后,无论是从工业整体还是支撑工业产出增长的关键性行业来看,生产率并未呈现出较为明显的改善趋势。

一、工业增长与企业经营的整体情况

1. 工业产出增速整体上呈现出下降趋势

自 2013 年以来,我国工业增加值增速整体上呈现出下降趋势。今年 8 月份,我国工业增加值同比增速为 6.9%,虽然比 2008 年 11 月和 12 月 5.4%和 5.7%的增速略高,但是仍为 2009 年以来的最低水平。尽管 9 月份工业增加值同比增速回到 8%,但从总体的变化趋势来看,增加值增速呈明显的下降趋势。图 1 展示了自 2013 年 2 月以来我国工业增加值同比增速以及累计同比增速的基本情况。从图中可以看出,工业增加值同比增速在 2013 年基本维持在 9%以上的水平,在个别月份甚至超过 10%(8—11 月);2013 年 12 月,工业增加值累计同比增速为 9.7%。2014 年以来,工业增加值的累计同比增速在图形上出现了明显的下浮,数值始终处于 9%以下;截至今年 9 月,工业增加值累计同比增速为 8.5%,较去年同期下降 1.1 个百分点。

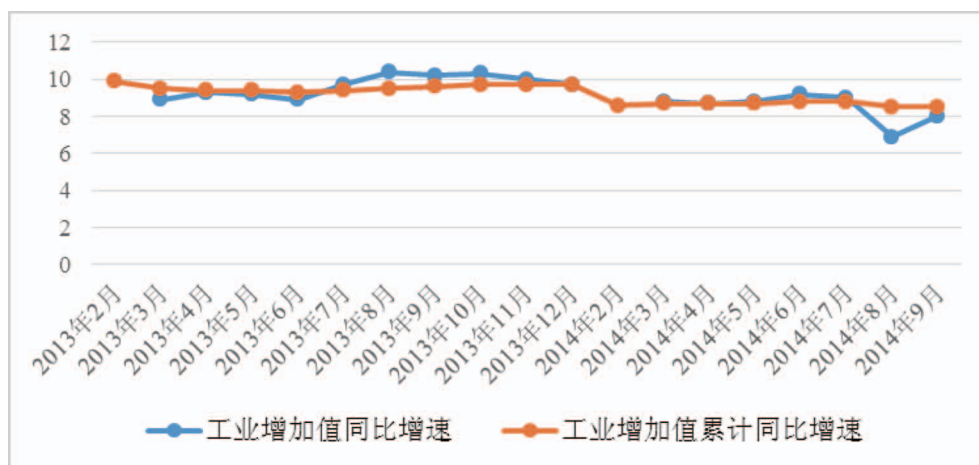


图 1 工业增加值增速(%)

数据来源:国家统计局。

从工业的三个基本的构成行业来看,采掘业和电力、热力、燃气及水的生产和供应业增加值增速出现了大幅下降;制造业增加值累计同比增速降幅相对较小。从图 2 可以看出,从 2013 年 6 月至 2014 年年 3 月,采掘业增加值累计同比增速从 7.3%下降至 3.3%,之后虽略有回升,但仍未恢复 2013 年不低于 6%的增速水平。2014 年 9 月与 2013 年同期相比,采掘业增加值累计同比增速降幅达到 1.9 个百分点。电力、热力、燃气及水的生产和供应业的增加值在 2013 年下半年增速有所回升,但 2014 年以来基本呈现出下降趋势。2014 年 9 月与 2013 年同期相比,电力、热力、燃气及水的生产和供应业增加值累计

同比增速降幅达到 3.7 个百分点。制造业增加值累计同比增速的变化趋势则相对比较平稳。2013 年 6 月,制造业增加值累计同比增速为 10%,截至当年 12 月份上升至 10.5%;2014 年 2 月,该行业增加值增速为 9.8%,而截至今年 9 月份,增速回落至 9.6%。与 2013 年相比,今年制造业增加值增速出现了一定程度的下降,但幅度较小。与去年同期相比,2014 年 9 月制造业增加值累计同比增速下降 0.7 个百分点。

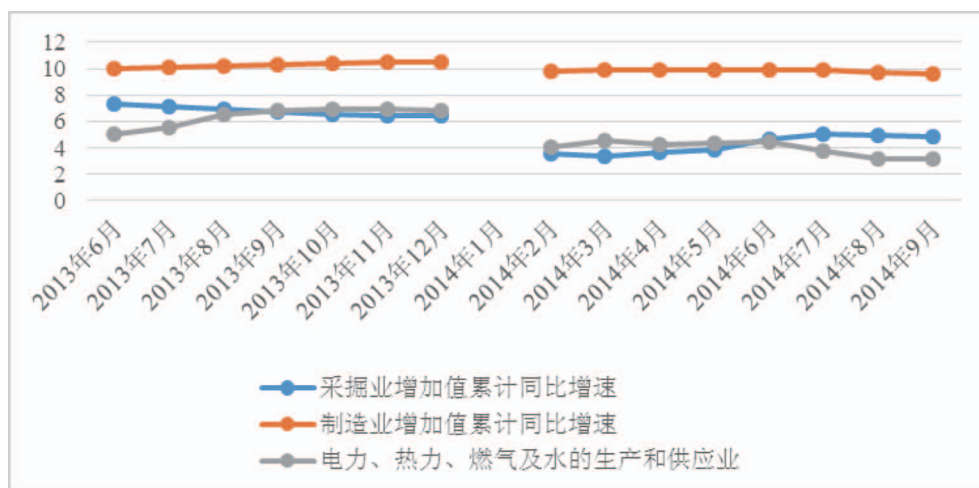


图 2 工业下属三个国民经济门类的增加值累计同比增速(%)

数据来源:国家统计局。

2. 工业固定资产投资增速持续下降

采掘业和制造业固定资产投资增速有较大幅度的下降,使得工业固定资产投资增速整体上呈现出下降趋势。2012 年 1 月,采掘业、制造业以及电力、热力、燃气及水的生产和供应业固定资产投资累计同比增速分别为 22.87%、24.66%和 14.81%,而 2014 年 9 月,采掘业和制造业的固定资产投资累计同比增速分别下降至 3.6%和 13.8%,电力、热力、燃气及水的生产和供应业固定资产投资增速则为 17.5%。图 3 描述了 2012 年以来采掘业、制造业以及电力、热力、燃气及水的生产和供应业固定资产投资累计同比增速的变化趋势。从中可以看出,制造业投资增速持续呈现出下降趋势,在 2012 年 1 月至 2014 年 9 月之间,固定资产投资累计同比增速下降 10.86 个百分点;采掘业投资增速在 2013 年初由 13.2%下降至 2.7%后于 2014 年 3 月再次回升至 12.1%,但从今年 4 月份起持续快速下降,整体降幅达到 19.27 个百分点;电力、热力、燃气及水的生产和供应业的固定资产投资增速除在 2014 年初出现较大幅度的下滑之外,其余时期则基本稳定在 15%左右上下波动。

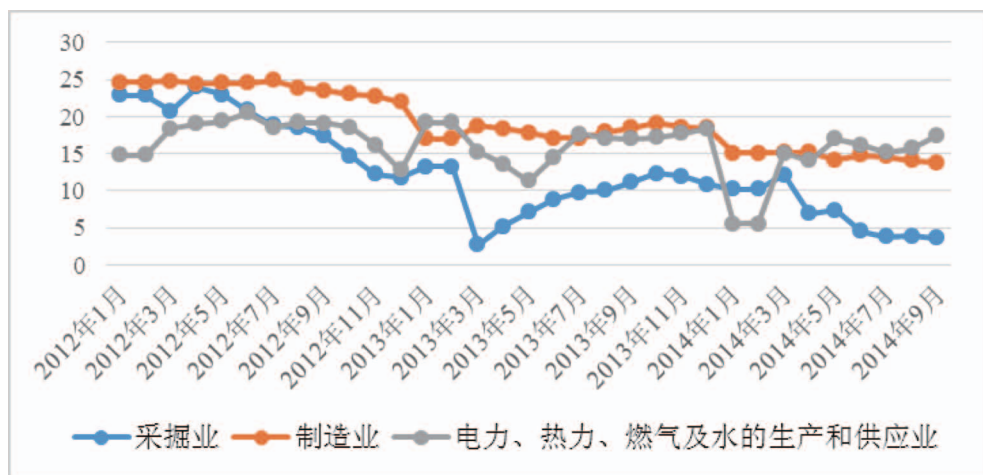


图3 工业行业固定资产投资累计同比增速(%)

数据来源:CEIC 数据库。

3. 企业盈利情况基本稳定

在工业增加值增速放缓以及固定资产投资增速大幅下降的同时,工业企业的整体盈利状况基本保持稳定。

首先,从利润率来看,今年工业企业主营业务利润率与前两年相比并未出现较大程度的改变。图5展示了2011年至2014年9月工业企业主营业务利润率的基本情况。2011年,工业企业主营业务利润率基本保持在6%以上。2012年起,利润率有所下降。当年1月和12月,主营业务利润率分别为5.02%和6.07%,较2011年的6.03%和7.29%分别下降1.01和1.22个百分点。此后,工业企业主营业务利润率始终保持在5%至6%之间上下浮动,且在各年之间的分布基本一致。2014年9月,工业企业主营业务利润率为5.52%,与去年同期相比高出大约0.02个百分点,几乎处于相同水平。

其次,亏损企业数的累计同比增速以及亏损企业占全部工业企业的比重与去年相比并未出现较大的差异。从亏损企业数的累计同比增速来看(图6),与工业企业主营业务利润率下滑相对应(参见图5),2012年亏损企业数急剧上升,亏损企业数累计同比增速在25%上下波动,但从2013年起,这一数据基本在4%以下浮动。^⑧工业亏损企业占行业企业总数的比重自2012年以来也非常稳定。由图4可知,2011年1月至2011年12月,工业行业亏损企业数占行业企业总数的比重呈现出由年初的15.87%至年底的9.35%的下降趋势。2012年,这一指标在1月和12月分别为20.38%和11.54%,2013年则为20.68%

^⑧ 2013年后,仅有2013年3月和12月超过了4%。这两个月工业亏损企业数累计同比增速分别为4.39%和4.27%。

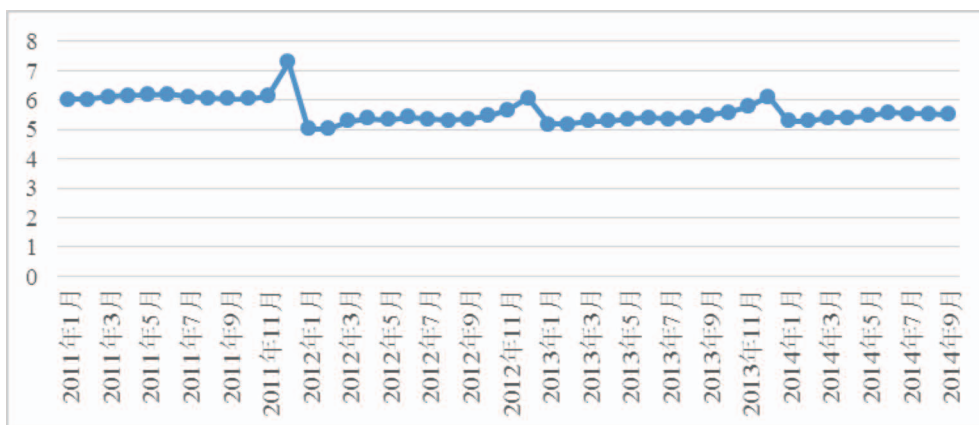


图 5 工业企业主营业务利润率(%)

数据来源:CEIC 数据库。

和 11.87%，而无论从数值还是图形的变化趋势来看，亏损企业比重在各年的相应月份都非常接近。2014 年 1 月，亏损企业比重为 20.86%，仅比 2013 年 1 月高出 0.18 个百分点。截至今年 8 月份，工业行业亏损企业比重为 14.85%，比去年同期低 0.86 个百分点。

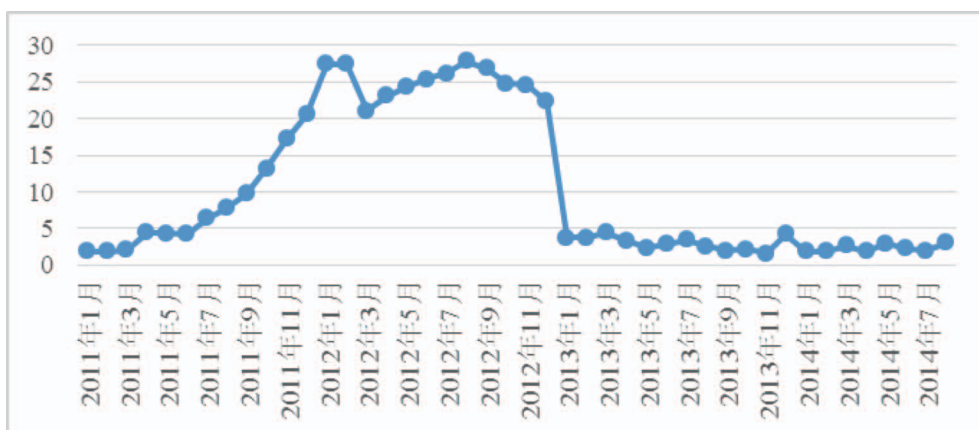


图 3 工业亏损企业数累计同比增速(%)

数据来源:CEIC 数据库。

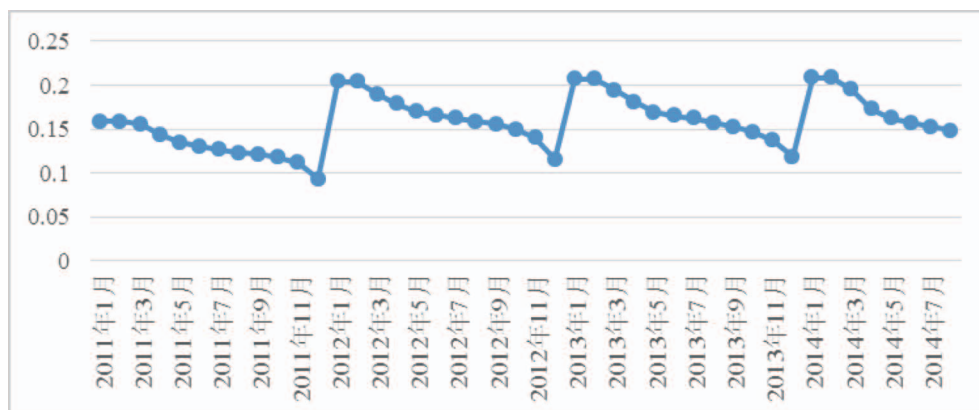


图 4 工业亏损企业占行业企业总数的比重

数据来源:CEIC 数据库,根据工业亏损企业数和企业总数计算得到。

二、工业增长与企业经营的结构性分析

1. 工业行业的增加值贡献率

为了进一步从工业产业结构的角度对工业增长状况进行分析,本文首先从二分位工业行业的角度测算了各行业对工业增加值的贡献率,并按照贡献程度的大小对这些行业进行了排序。由于 2007 年后只能获得分行业的工业增加值增速数据,而无法直接获得行业层面的工业增加值数据,因此这里的分析首先以 2007 年各行业增加值数据和之后各年工业增加值增速数据为基础测算了分行业的工业增加值,然后对各工业行业增加值贡献率进行了进一步的计算和排序。

表 1 各工业行业的增加值贡献率(%)

排序	行业	2009—2013	2009	2010	2011	2012	2013
1	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.075	0.033	0.070	0.074	0.081	0.078
2	化学原料及化学制品制造业	0.071	0.082	0.064	0.067	0.075	0.081
3	交通运输设备制造业	0.067	0.102	0.095	0.060	0.039	0.071
4	电气机械及器材制造业	0.061	0.059	0.067	0.059	0.056	0.063
5	黑色金属冶炼及压延加工业	0.059	0.067	0.055	0.049	0.066	0.069
6	非金属矿物制品业	0.058	0.058	0.059	0.061	0.055	0.058
7	通用设备制造业	0.054	0.046	0.064	0.060	0.042	0.046
8	农副食品加工业	0.046	0.059	0.041	0.043	0.058	0.042

续表

排序	行业	2009—2013	2009	2010	2011	2012	2013
9	有色金属冶炼及压延加工业	0.044	0.045	0.033	0.037	0.051	0.059
10	电力、热力的生产和供应业	0.043	0.040	0.050	0.049	0.033	0.039
11	煤炭开采和洗选业	0.042	0.032	0.046	0.050	0.043	0.025
12	专用设备制造业	0.035	0.033	0.038	0.043	0.028	0.027
13	金属制品业	0.034	0.024	0.032	0.034	0.034	0.036
14	纺织业	0.033	0.032	0.030	0.023	0.046	0.034
15	医药制造业	0.027	0.027	0.021	0.027	0.032	0.031
16	橡胶和塑料制品业	0.027	0.029	0.030	0.024	0.027	0.029
17	饮料制造业	0.020	0.022	0.016	0.023	0.022	0.019
18	烟草制品业	0.020	0.019	0.019	0.021	0.022	0.017
19	食品制造业	0.019	0.021	0.017	0.021	0.021	0.018
20	纺织服装、鞋、帽制造业	0.017	0.017	0.019	0.021	0.014	0.014
21	黑色金属矿采选业	0.017	0.020	0.013	0.015	0.022	0.018
22	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.015	0.015	0.015	0.016	0.014	0.014
23	造纸及纸制品业	0.014	0.015	0.016	0.015	0.013	0.013
24	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.013	0.012	0.015	0.012	0.013	0.013
25	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.012	0.002	0.012	0.011	0.012	0.012
26	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.011	0.011	0.013	0.012	0.010	0.010
27	有色金属矿采选业	0.010	0.015	0.007	0.010	0.014	0.009
28	石油和天然气开采业	0.009	0.023	-0.001	0.016	0.013	0.009
29	非金属矿采选业	0.008	0.009	0.008	0.010	0.006	0.008
30	工艺品及其他制造业	0.007	0.004	0.008	0.010	0.005	0.002
31	家具制造业	0.006	0.004	0.007	0.006	0.006	0.006
32	印刷业和记录媒介的复制	0.006	0.005	0.006	0.006	0.006	0.007
33	化学纤维制造业	0.006	0.006	0.004	0.005	0.008	0.006
34	文教体育用品制造业	0.005	0.003	0.004	0.004	0.005	0.007
35	燃气生产和供应业	0.004	0.004	0.004	0.003	0.004	0.006
36	废弃资源和废旧材料回收加工业	0.003	0.004	0.003	0.002	0.003	0.003
37	水的生产和供应业	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002
38	其他采掘业	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

数据来源:根据 CEIC 数据库 2007 年各工业行业增加值以及之后各年各行业增加值累计同比增速数据计算。

表1列举了2009至2013年我国二分位工业行业的增加值贡献率。其中,行业的顺序按照2009至2013年整个时期内各行业的增加值贡献率由高到低进行排列。^⑨表格的第3列给出了2009至2013年整个时期内各行业的增加值贡献率,之后各列分别给出了各年的增加值贡献率。在该表中,汽车制造业和铁路、船舶、航空航天和其他交通设备制造业合并为交通设备制造业予以呈现。此外,受数据缺失的影响,采掘业中的开采辅助活动,以及制造业中的金属制品、机械和设备修理业这两个行业的增加值贡献率无法计算,故未在表1中呈现。

从表1的排序可以看出,通信设备、计算机及其他电子设备制造业、化学原料及化学制品制造业和交通运输设备制造业是工业增加值贡献率最高的三个行业。2013年,这三个行业对工业增加值的贡献达到23%。工业增加值贡献率最高的前10个行业中,有9个行业属于制造业。在2009—2013年这一时期内,这10个行业对工业增加值的贡献达到57.9%,而其中9个制造业行业对工业增加值的贡献为49.2%,几乎占整个工业行业的一半。

2. 基于工业产业结构对工业产出增长的进一步分析

在对增加值贡献率的结构分析基础上,可以进一步从产业角度分析工业产出增长的结构特征及其可能产生的影响。

从2分位工业行业来看,与去年同期相比,今年8月份仅15个行业的增加值累计同比增速与去年持平(有色金属矿冶炼及压延加工业和电气机械和器材制造业)或有所上升。这些行业在2009至2013年间的工业增加值贡献率为29.8%。图5列举了增加值累计增速上升的13个行业。从中可以看出,除铁路、船舶、航空航天和其他交通设备制造业增加值累计同比增速有较为明显的提升外,其余产业增加值增速的上升幅度比较平缓。其中,计算机、通信和其他电子设备制造业增加值增速较2013年8月仅提高了0.1个百分点,与去年同期基本持平;另外三个增加值贡献率较高的行业——交通运输设备制造业下的汽车制造业和铁路、船舶、航空航天,以及通用设备制造业——的增加值累计同比增速较去年同期提高了0.6、10.7和1.1个百分点。

此外,与去年同期相比,今年8月份有26个行业的增加值累计同比增速下降。其中,降幅较大的行业主要集中在采掘业。图6列举了增加值累计同比增速降幅在2个百分点以上的2分位工业行业。这些行业在2009至2013年间对工业增加值的贡献率为25.7%。从中可以看出,所有的采掘业的下属行业都位于图6之中,而且降幅最大的前3个行业都属于采掘业。在这些降幅较大的行业中,对工业增加值增长贡献较大的行业有黑色金属冶炼及压延加工业、电力、热力生产和供应业以及煤炭开采和洗选业。这3个行业2013年工业增加值贡献率总和为13.3%。

^⑨ 2009至2013年整个时期内各行业的增加值贡献率通过2009至2013年间各行业增加值的变化量除以该时期内整个工业行业增加值的变化量计算得到。

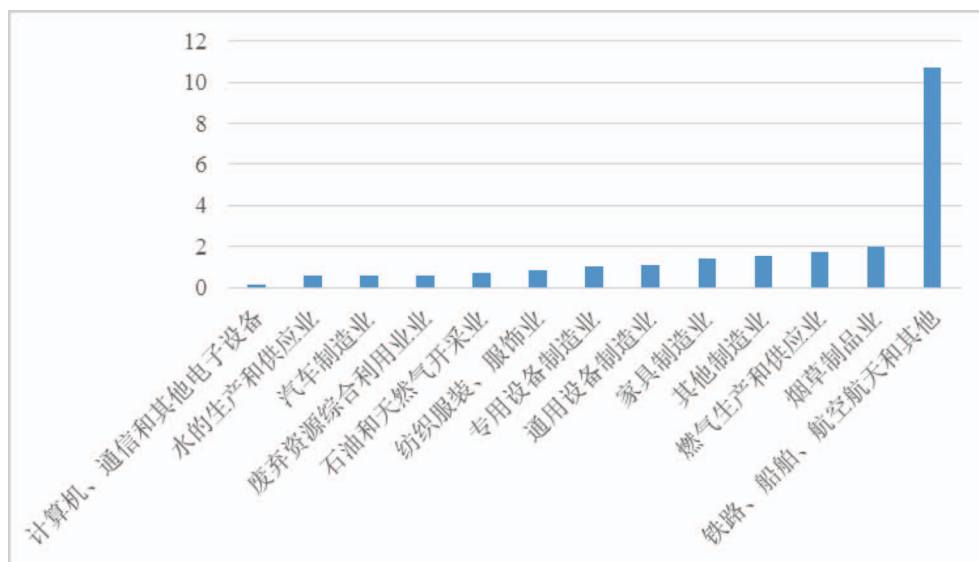


图5 同期增加值累计同比增速上升情况(%)

数据来源:CEIC 数据库。

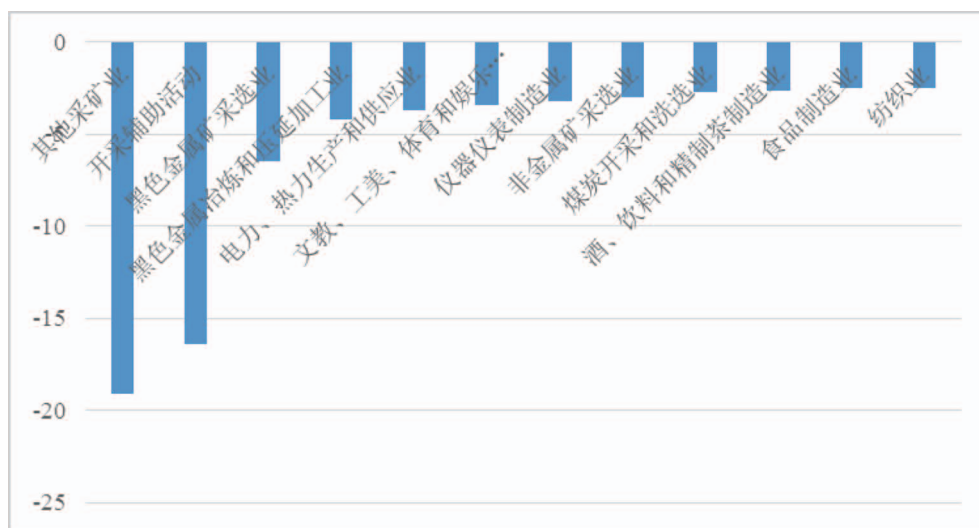


图6 同期增加值累计增速降幅情况(%)

数据来源:CEIC 数据库。

然而,需要指出的是,尽管工业增加值增速呈现出下滑趋势,但支撑工业产出增长的关键性行业整体上增加值累计增速降幅并不非常明显。在上文的表1中,本文依照工业增加值贡献率对行业进行了排序。其中,排名前10的行业对工业增加值的整体贡献达到57.9%。而从这10个行业的增加值累计增速的变化来看,与去年同期相比,这些行业的增加值增速总体上来说并未出现特别大幅度的下降。图7对比了这10个行业今年8月份增加值累计同比增速和去年同期增速水平的对比情况。从中可以看出,只有黑色金属

冶炼及压延加工业和电力、热力的生产和供应业的增加值累计增速出现了较大幅度的下降,降幅分别达到 4.2 和 3.7 个百分点;化学原料及化学制品、非金属矿物制品业及农副食品加工业增加值累计增速同样出现了下滑,但降幅有限,分别为 1.3、1.8 和 0.9 个百分点;电气机械及器材制造业与有色金属冶炼及压延加工业的增加值与去年同期持平;其他 5 个行业的增加值增速与去年同期相比则有着不同程度的提高。如果以各行业 2013 年的增加值贡献率为权重进行平均,那么今年 8 月份与去年同期相比,这 10 个工业增加值贡献率最高的行业的增加值累计同比增速仅下降了 0.3 个百分点。

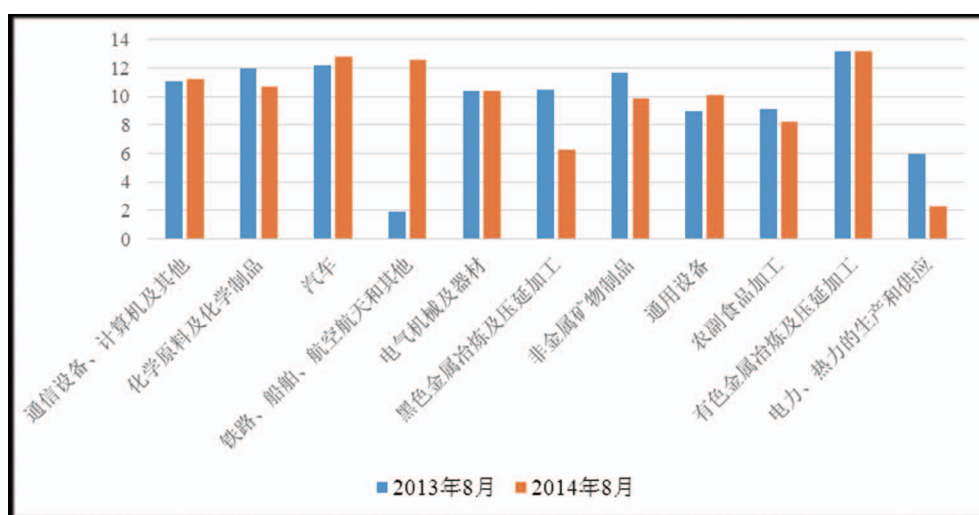


图 7 增加值贡献率最高的前十个行业增加值累计增速的跨期比较(%)^⑧

数据来源:CEIC 数据库。

3. 基于产业结构对工业企业盈利状况的进一步分析

尽管工业增加值和固定资产投资增速呈现出下降趋势,但支撑工业产出增长的关键性行业的盈利状况与历史同期相比不但较为平稳,而且整体上呈现出改善的趋势。图 8 呈现了增加值贡献率最高的前十个行业 2014 年 8 月的主营业务利润率与 2013 年和 2012 年同期对比的结果。从中可以看出,利润率呈下降趋势的仅有化学原料和化学制品业、农副食品加工业和有色金属冶炼和压延加工业三个行业。与去年同期相比,这三个行业的主营业务利润率分别下降了 0.11、0.18 和 0.01 个百分点,变化率分别为 2.45%、4.22% 和 0.80%,总体来说利润下降幅度并不是很大。其余行业的主营业务利润与前两年同期相比均呈现出上升趋势。其中,与去年 8 月相比,主营业务利润率在计算机、通信和其他电子设备制造业的提升幅度为 0.51 个百分点,在汽车制造业为 0.75 个百分点,而在铁

^⑧ 受数据本身的限制,交通运输设备制造业被拆分为汽车制造业和铁路、船舶、航空航天和其他交通设备制造业两个行业而呈现。

路、船舶、航空航天和其他交通运输设备制造业为 1.14 个百分点。

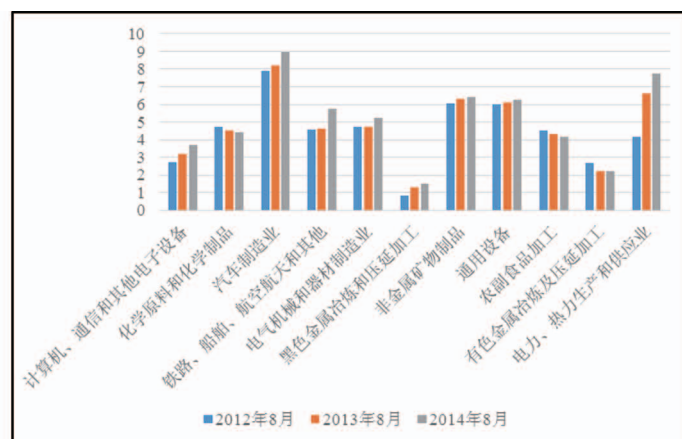


图 8 增加值贡献率最高的前十个行业主营业务利润率的跨期比较(%)^⑤

数据来源:CEIC 数据库。

从亏损企业比例来看,对工业增加值有较高贡献率的行业的盈利情况也在改善。图 9 对比了 2014 年 8 月、2013 年 8 月和 2012 年 8 月三个时期增加值贡献率最高的前 10 个行业的亏损企业比重。从中可以看出,只有农副食品加工业的亏损企业比重呈现出上升趋势。该行业三个时期的亏损企业比重分别为 9.15%、9.56%和 9.93%。其余行业的亏损企业比重在今年 8 月较去年同期都有不同程度的下降。其中,亏损情况改善程度最高的三个行业是铁路、船舶、航空航天和其他交通设备制造业、计算机、通信、其他电子设备化学原料以及化学制品制造业。2014 年 8 月,这三个行业的亏损企业比重分别比去年同期下降了 17.55%、10.37%和 7.35%。

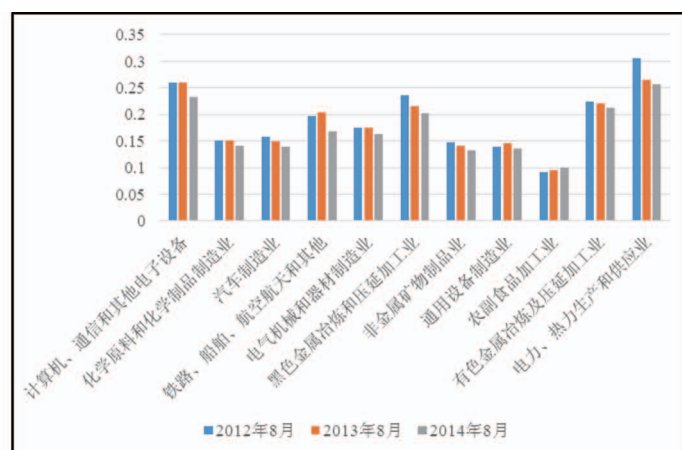


图 9 增加值贡献率最高的前十个行业亏损企业比重的跨期比较^⑥

数据来源:CEIC 数据库。

三、工业技术进步的基本情况

1. 工业 R&D 支出强度增速不高,但专利申请量快速上升

工业 R&D 支出强度增速不高。图 10 展示了 2008—2012 年我国工业 R&D 支出占主营业务收入的比重。从中可以看出,在 2008 年至 2009 年之间该比重显著提高之后,其上升速度有较为明显的下降。2009 年,R&D 支出强度由 2008 年的 0.61% 上升至 0.69%,增长幅度达到 13.11%;2009—2011 年之间,工业 R&D 支出强度仅提高了 2 个百分点;2012 年,R&D 支出强度的增速虽然上升至 8.45%,但 2009 年以来年均增速仅为 3.72%。2009—2012 年之间,工业 R&D 支出占主营业务收入的比重年均增长 6%。

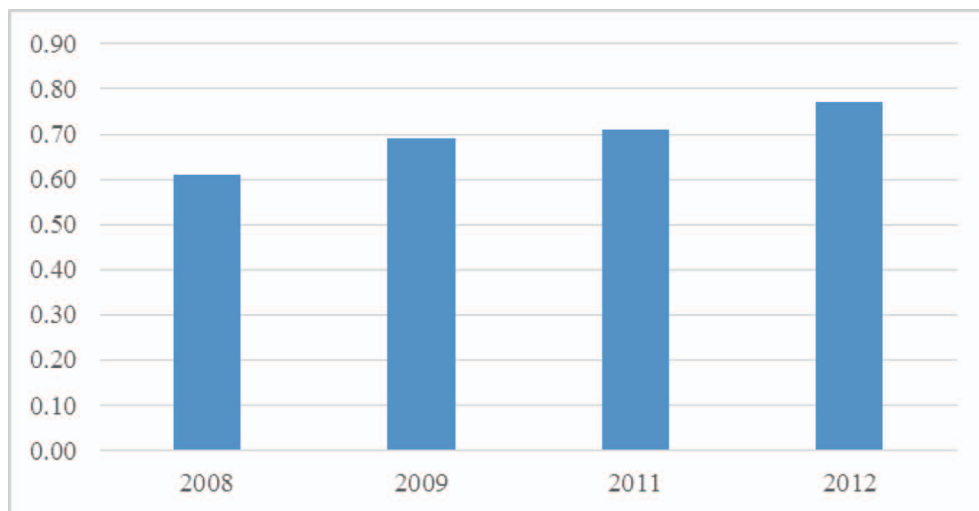


图 10 工业 R&D 支出比重的基本情况

数据来源:《中国科技统计年鉴》。

但是,2008 年以来,工业企业专利申请出现了迅猛的增长。2008 至 2011 年这四年,工业企业专利申请量分别增长 27.29%、36.61%、19.27% 和 94.11%(图 11)。尽管在 2010 年增速有所下降,但仍然接近 20% 的增速水平,并且在 2011 年,工业专利申请量几乎翻了一倍。同一时期,工业发明专利申请量呈现出与专利申请量相类似的增长趋势。2008 至 2011 年这四年,工业企业发明专利申请量分别增长 21.34%、43.95%、15.10%、85.93%。由于在这一时期,发明专利仅在 2009 年实现了比专利申请总量更快的增长,因此发明专利申请占全部专利申请的比例出现了微小的下降。2008 年,工业发明专利申请量占专利申请总量的比例为 35.86%,而 2011 年,这一比重下降至 34.93%。

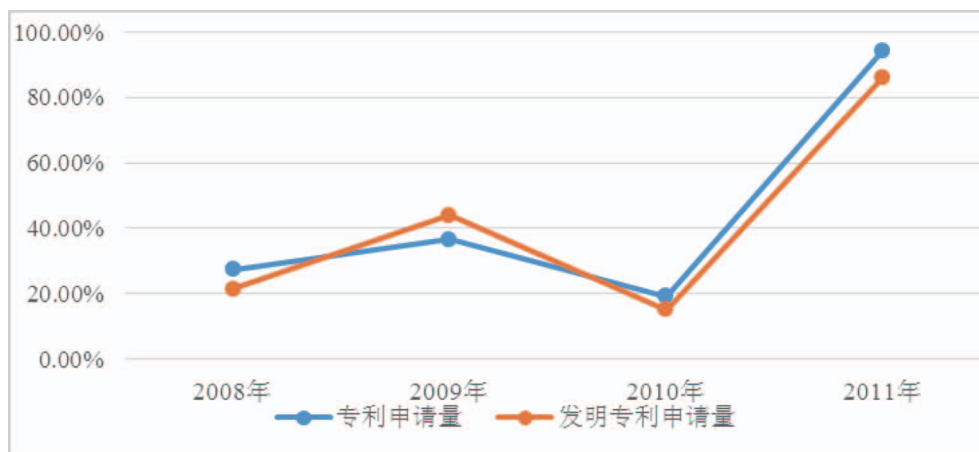


图 11 工业专利申请量的增长情况

数据来源:中国经济与社会发展统计数据库。

2. 工业劳动生产率和 TFP

2008 年以来,我国工业行业生产率整体而言并未出现较大幅度的提升。

首先,由效率提升所带来的劳动生产率的增长有限。图 12 展示了 2007 至 2012 年之间我国工业劳动生产率和资本劳动比的增长情况。其中,劳动生产率以单位劳动的工业销售产值来衡量,而资本劳动比则以固定资产和就业人数的比值来衡量。从中可以看出,劳动生产率的增速在 2008 至 2011 年之间整体上呈现出上升趋势,2011 年,劳动生产率较 2010 年提高 14.92%。2007 年至 2012 年之间,工业劳动生产率年均增长 6.2%。但是,劳动生产率的提高既可能来自于效率的提升,也可能来自于资本深化。从图 10 可以看出,在 2008 至 2012 年间,工业劳动生产率和资本劳动比的增速存在着较高的相关性。在这一时期,工业资本劳动比年均提高 6.73%。如果排除掉这一资本深化趋势所带来的劳动生产率的提高,由于效率提升所带来的劳动生产率的提升幅度将相对有限。

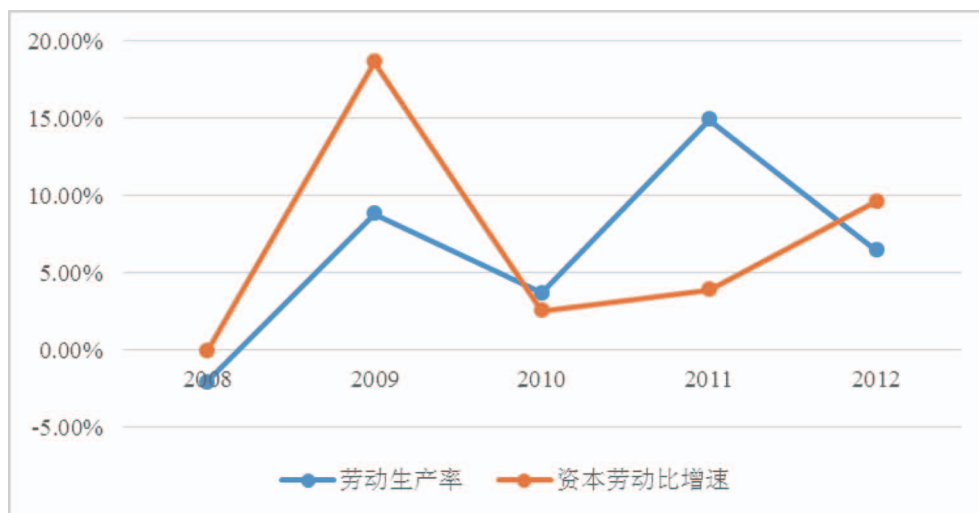


图 12 工业劳动生产率和资本劳动比的增长

数据来源:根据 CEIC 相关数据计算。

为了进一步更加准确地分析工业生产率的生长,本文进一步在 2007 至 2012 年的 2 分位工业行业面板数据的基础上,使用 malmquist 指数法对技术进步指数进行了测算。其中,产出数据选取的是工业增加值,资本和劳动则分别用行业固定资产和年均就业人数来衡量。图 13 展示了测算所得到的工业行业的整体 TFP 变化情况。

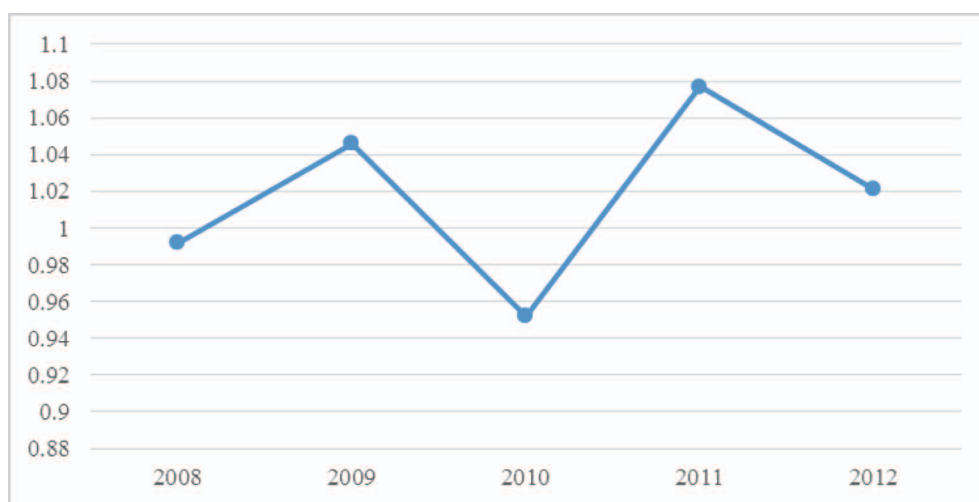


图 13 工业行业 TFP 变化的基本情况

malmquist 指数法所测算的技术进步指数如果大于 1,则意味着生产率的提升。但是,该指数取值小于 1 并不必然反映技术退步。通常而言,技术进步被认为是非可逆的。在此前提下,造成技术进步指标小于 1 的原因可以理解为,虽然各行业的技术进步都在进

行,但是大部分行业技术进步的速度减缓,从而影响了技术变化指数的取值。从图 13 可以看出,在 2008 至 2012 年间,工业全要素生产率的变化趋势与图 12 中的劳动生产率具有较高的一致性,并且仅在 2009 年和 2011 之间出现了明显的提高,增长幅度分别为 4.6%和 7.7%;在 2008 年和 2010 年,TFP 变化小于 1,说明工业行业的技术进步速度整体上出现了较为明显的下降;2012 年 TFP 变化虽然大于 1,但生产率的增长幅度仅为 2%。根据的测算结果,2007—2012 年的平均工业 TFP 变化指数仅为 1.002。这说明这一时期工业生产率的提升并不明显。

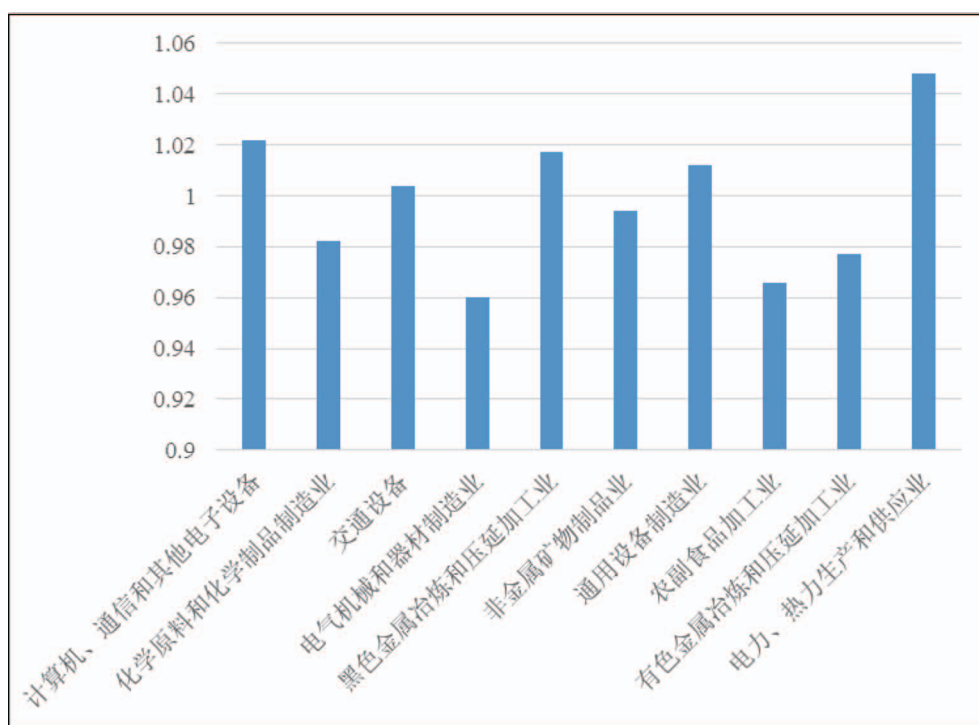


图 14 增加值贡献率最高的前十个行业 TFP 变化的基本情况

工业增加值贡献率较高的行业同样未出现非常明显的生产率的提高。图 14 列举了由 malmquist 指数法所测算增加值贡献率最高的前十个行业的 TFP 变化指数。从中可以看出,有一半的行业 TFP 变化指数小于 1,这说明这些行业的 TFP 增长较为缓慢。在其他 TFP 变化指数大于 1 的行业中,计算机、通信和其他电子设备制造业的指数为 1.022,交通设备制造业的指数为 1.004,黑色金属冶炼和压延加工业的指数为 1.017,通用设备制造业的指数为 1.012,而电力、热力生产和供应业的指数为 1.048。总体上来说,这些行业的生产率并未出现显著改善的趋势。这十个行业的平均 TFP 变化指数仅为 0.998。这表明在这些支撑工业增加值增长的关键行业中,并未明显地出现资源配置效率上的结构性调整和改进的趋势。

3. 高技术产业对工业产出增长和结构性调整的影响

高技术产业作为我国的战略新兴产业,近年来保持着比工业行业更快的增长速度。2013年,全国规模以上高技术制造业增加值增速为11.7%,比规模以上工业要高出2个百分点;该年,我国高技术产业出口交货值为44236.1亿元,同比增长5.6%,与全国规模以上工业出口交货值增速高出1.0个百分点;此外,2013年我国高技术制造业累计完成投资13419.83亿元,同比增速为21.6%,较全国规模以上工业投资增速要高出3.0个百分点。^③

高技术产业作为研发密集型产业,在研发投入强度上的增速与工业企业相当,但知识产权方面的增长速度反而要慢于工业行业。高技术产业的基本特征之一是较高的研发投入强度,这使得高技术产业的R&D支出强度通常要显著高于其他行业。2010年、2011年和2012年,我国高技术产业的R&D支出强度(R&D支出占主营业务收入的比重)分别为1.30%、1.65%和1.70%,大约是同期工业企业研发强度的2倍。但是,从增长速度来看,2009年至2012年,高技术产业R&D支出强度年均提高6.39%,仅略高于工业企业6%的增速。^④在专利申请方面,2010年和2011年,高技术产业专利申请量分别较上一年增长29.90%、15.86%和30.23%,而同期工业企业专利申请量较上一年分别增长36.61%、19.27和94.11%。^⑤在这一时期,高技术产业的专利申请增速要明显慢于工业行业的专利申请增长。

从规模上来看,高技术产业尚未成为带动工业行业发展的支撑性产业。图15展示了我国高技术产业主营业务收入占工业行业主营业务收入的比例。从中可以看出,这一比重在2010年以来基本维持在10%至11%左右。这说明,一方面,高技术产业在我国工业行业中的相对规模仍然较小,不足以对工业行业的整体发展起到关键性的推动作用;另一方面,近几年来高技术产业主营业务收入在工业行业主营业务中的比重相当稳定,并未呈现出明显的上升趋势,反而较2009年有所下降。这说明我国的工业产业结构从技术构成上并未出现向高技术产业进行产业升级的基本趋势。

③ <http://www.chinairn.com/news/20140311/113233732.html>。

④ 数据来源:《中国科技统计年鉴》。

⑤ 参见图11。

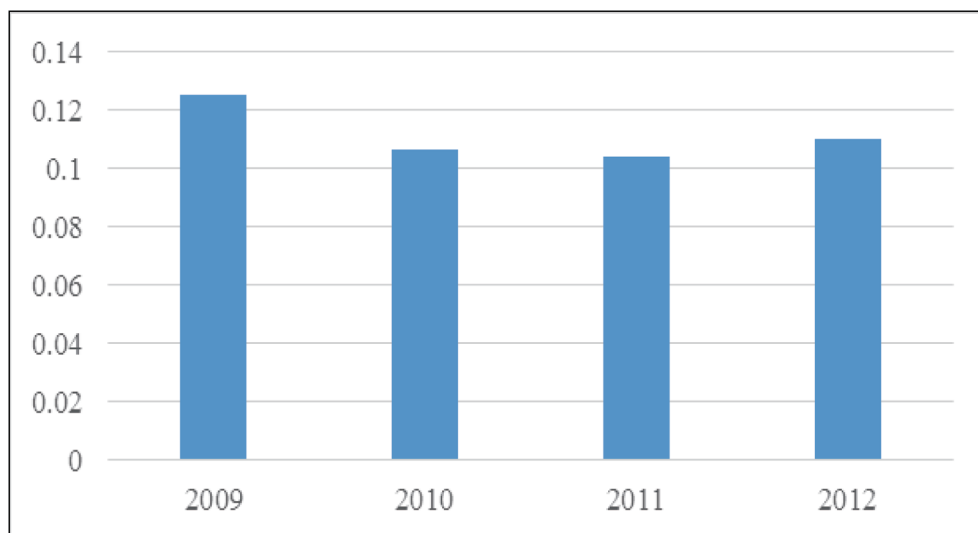


图 15 高技术产业主营业务收入占工业行业主营业务收入比例

数据来源：由《中国科技统计年鉴》相关数据计算。

四、总结

本文从工业产出、投资、盈利情况和生产率等方面对工业增长和技术进步的基本情况和趋势进行了分析。本文的主要研究结论有如下几个方面：

首先，在工业增加值增速下滑和固定资产投资增速大幅下降的同时，工业企业的盈利状况并没有出现较大幅度的波动。今年各月份的工业利润率以及亏损企业比重与 2012 年和 2013 年相比均未发生较大偏离。

其次，在工业增加值整体增速下滑的背景下，支撑工业增加值增长的关键性行业增加值累计增速降幅并不非常明显，并且这些产业的盈利状况与历史同期相比不但同样较为平稳，而且整体上呈现出改善的趋势。

最后，无论是从工业整体来看，还是从支撑工业增加值增长的关键行业来看，生产率并未出现显著改善的趋势，并未明显地出现资源配置效率上的结构性调整和改进的趋势。

附录一

中国宏观经济分析与预测模型

Appendix 2 China's Macroeconomic Analysis and Forecasting Model

中国宏观经济分析与预测模型——CMAFM 模型,设计和估计中国 IS—LM—AS 理论模型而建立面向需求管理的中国宏观经济计量年度模型。依据更新至 2013 年的基础数据库,单方程 OLS 估计 CMAFM 模型而形成 CMAFM 模型的 2014 年版本可计算结构方程体系,以进行 CMAFM 模型系统仿真能力的历史模拟检验以及中国财政政策和货币政策的动态乘数分析。

一、CMAFM 模型的结构设计和变量体系

中国宏观经济分析与预测模型(China's Macroeconomic Analysis and Forecasting Model)——CMAFM 模型,其需求面与标准 IS—LM—AS 模型一致,如图 1 所示;其供给面由附加预期的菲利普斯曲线构成,并且依据对菲利普斯曲线的计量检验相机选择通货膨胀预期机制。CMAFM 模型依次估计中国消费需求函数、固定资产投资需求函数、存货投资需求函数、净出口需求函数和货币需求函数而建立中国 IS—LM 模型,并且拟合附加预期的中国菲利普斯曲线而建立卢卡斯函数形式的中国 AS 函数。同时,CMAFM 模型建立中国税收政和货币供应策规则,以政府支出和狭义货币供应输入需求管理政策冲击。

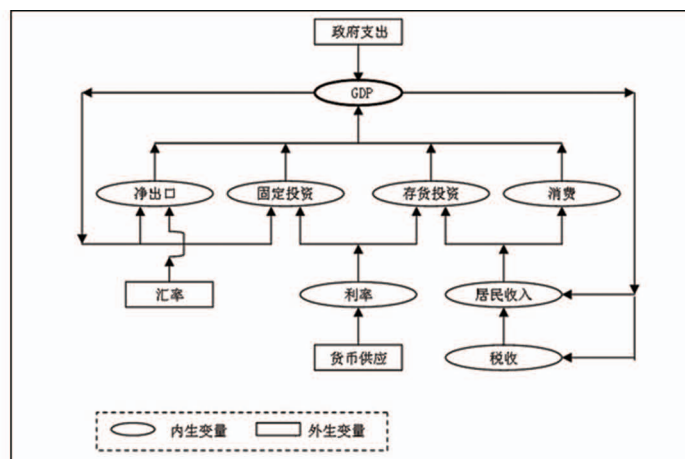


图 1 CMAFM 模型需求面

CMAFM 模型在表 1(a)的 SNA 体系原始变量基础上,定义如表 1(b)所示的模型变量,进而使用 GDP 平减指数缩减模型名义变量而核算相应模型真实变量,最终形成如表 1(c)所示的直接输入模型变量体系。表 1 的基础数据来源,包括国家统计局(NBS)《中国统计年鉴》、国际货币基金组织“International Financial Statistics”(IFS)与世界贸易组织(WTO)统计数据“<http://www.wto.org/statistics>”。

表 1(a) SNA 体系原始变量

序号	变量	定义	单位	来源
1	BFCI	国家预算内固定资产投资	当年价格,亿元	NBS
2	GFCI	固定资本形成总额	当年价格,亿元	NBS
3	GOVC	政府消费	当年价格,亿元	NBS
4	GOVEX	国家财政支出	当年价格,亿元	NBS
5	GOVRE	国家财政收入	当年价格,亿元	NBS
6	INV	存货增加	当年价格,亿元	NBS
7	NEX	净出口	当年价格,亿元	NBS
8	NGDP	(支出法)国内生产总值	当年价格,亿元	NBS
9	PRIVC	居民消费	当年价格,亿元	NBS
10	SM1	狭义货币供应年末余额	当年价格,十亿元	IFS
11	SM2	广义货币供应年末余额	当年价格,十亿元	IFS
12	SSDRE	特别提款权年末兑换率	每特别提款权人民币元	IFS
13	USDE	美元平均兑换率	每美元人民币元	NBS
14	WME	世界商品出口总额	当年价格,百万美元	WTO
15	WMI	世界商品进口总额	当年价格,百万美元	WTO
16	WSE	世界服务出口总额	当年价格,百万美元	WTO
17	WSI	世界服务进口总额	当年价格,百万美元	WTO
18	Y	真实国内生产总值	可比价格,1978 年 = 100	NBS

表 1(b)

CMAFM 模型变量定义

序号	变量	定义	计算公式
1	FCI	固定资产投资	$FCI_t = GFCI_t - BFCI_t$
2	G	政府支出	$G_t = GOVC_t + BFCI_t$
3	GTX	政府综合收入	$GTX_t = GOVRE_t - (GOVEX_t - G_t)$
4	PDY	居民可支配收入	$PDY_t = GDP_t - GTX_t$
5	SDRE	特别提款权年均兑换率	$SDRE_t = (SSDRE_t + SSDRE_{t-1})/2$
6	WT	世界贸易总额	$WT_t = (WME_t + WMI_t + WSE_t + WSI_t)/100$
7	M1	狭义货币供应年均余额	$M1_t = ((SM1_t + SM1_{t-1})/2) \cdot 10$
8	M2	广义货币供应年均余额	$M2_t = ((SM2_t + SM2_{t-1})/2) \cdot 10$

表 1(c)

CMAFM 模型变量体系

序号	变量	定义	计算公式	单位
1	P	价格指数	$P_t = (NGDP_t/Y_t) / (NGDP_{1981}/Y_{1981})$	1981 年 = 1.00
2	INFL	通货膨胀率	$INFL_t = (P_t/P_{t-1} - 1) \cdot 100$	%
3	YR	真实国民收入	$YR_t = NGDP_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
4	PDYR	真实居民可支配收入	$PDYR_t = PDY_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
5	GTXR	真实政府综合收入	$GTXR_t = GTX_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
6	PRIVCR	真实居民消费	$PRIVCR_t = PRIVC_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
7	FCIR	真实固定资产投资	$FCIR_t = FCI_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
8	INVR	真实存货投资	$INVR_t = INV_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
9	NEXR	真实净出口	$NEXR_t = NEX_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
10	GR	真实政府支出	$GR_t = G_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
11	M1R	真实 M1 货币供应	$M1R_t = M1_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
12	M2R	真实 M2 货币供应	$M2R_t = M2_t/P_t$	1981 年价格, 亿元
13	R3	三年期人民币存款基准利率	$R3_t = \sum \{(R_{it} \cdot \Delta t_{it}) / \sum (\Delta t_{it})\}$	%

二、CMAFM 模型的单方程估计

使用 OLS 方法在 1981—2013 年间单方程估计 CMAFM 模型,取得 CMAFM 模型的 2014 年版本计量模型。定义离散型时间变量 T ,1981 年 $T = 1$,2013 年 $T = 33$;定义虚拟制度变量 DUM ,在 1980 年代以来 CPI 指数通货膨胀率的第一峰值年 1988 年至第二峰值年 1994 年期间 $DUM = 1$,其他年度 $DUM = 0$,以体现 1988—1994 年间从中国经济从计划体制向市场体制快速过渡的结构跃迁影响。

(1)居民可支配收入定义式

$$PDYR_t = YR_t - GTXR_t$$

(2)居民消费需求函数

$$\log PRIVCR_t = 0.486071 + 0.508984 \cdot \log PRIVCR_{t-1} + 0.414138 \cdot \log PDYR_t + [MA(1) = 0.488232]$$

$$(4.819585) \quad (4.635751) \quad (4.418454) \quad (2.693651)$$

$$R^2 = 0.999304, \text{adj } R^2 = 0.999232, SE = 0.022000, DW = 1.852131。$$

(3)固定投资需求函数

$$\log FCIR_t = -3.070268 - 0.008395 \cdot (R3_t - INFL_t) + 1.201531 \cdot \log YR_{t-1}$$

$$(-13.52530) \quad (-3.012718) \quad (53.55318)$$

$$+ [MA(1) = 0.977539, MA(2) = 0.311263]$$

$$(8.535261) \quad (2.396995)$$

$$R^2 = 0.998291, \text{adj } R^2 = 0.998047, SE = 0.050014, DW = 1.849389。$$

(4)存货投资需求函数

$$INVR_t/YR_t = 0.068701 + 0.954001 \cdot (INVR_{t-1}/YR_{t-1}) - 0.865252 \cdot DUM \cdot (INVR_{t-2}/YR_{t-2})$$

$$(4.448730) \quad (13.71213) \quad (-4.871349)$$

$$- 0.002502 \cdot (R3_t - INFL_t) + 0.003510 \cdot DUM \cdot (R3_t - INFL_t) - 0.006332 \cdot \log YR_t$$

$$(-7.194069) \quad (6.993158) \quad (-4.843224)$$

$$+ 0.006641 \cdot DUM \cdot \log YR_{t-1} + [MA(1) = -0.942951]$$

$$(4.216958) \quad (-15.85822)$$

$$R^2 = 0.916827, \text{adj } R^2 = 0.893538, SE = 0.008622, DW = 2.007931。$$

(5)净出口需求函数

$$NEXR_t/YR_t = -0.753581 + 0.613893 \cdot \Delta(NEXR_{t-1}/YR_{t-1}) - 0.169724 \cdot \Delta \log YR_t - 0.088646 \cdot \log YR_{t-1}$$

$$(-10.50394) \quad (6.559628) \quad (-1.930505) \quad (-7.693123)$$

$$-0.095640 \cdot \log(\text{SDRE}_t/P_t) + 0.140155 \cdot \log(\text{WT}_t \cdot \text{USDE}_t/P_t) + [\text{MA}(2) = -0.979980]$$

$$(-7.622893) \quad (8.959413) \quad (-3939.230)$$

$$R^2 = 0.903578, \text{adj } R^2 = 0.881327, \text{SE} = 0.009513, \text{DW} = 1.714349。$$

(6) 国民收入平衡方程

$$\text{YR}_t = \text{PRIVCR}_t + \text{FCIR}_t + \text{INVR}_t + \text{NEXR}_t + \text{GR}_t$$

(7) 货币需求函数

$$\text{R3}_t - \text{INFL}_t = 3.603687 - 0.870504 \cdot \Delta \text{INFL}_t - 0.630899 \cdot \text{INFL}_{t-1} + 0.123469$$

$$\cdot \text{INFL}_{t-2}$$

$$(6.610239)(-19.50050) \quad (-9.774352) \quad (2.787898)$$

$$-3.460087 \cdot \log(\text{M2R}_t/\text{YR}_t) + [\text{MA}(1) = 0.893441, \text{MA}(2) = 0.326797]$$

$$(-4.99100) \quad (7.869568) \quad (2.552169)$$

$$R^2 = 0.954343, \text{adj } R^2 = 0.943806, \text{SE} = 0.0891987, \text{DW} = 2.062022。$$

(8) 菲利浦斯曲线

$$\Delta \text{INFL}_t = -3.363382 - 0.606100 \cdot \text{DUM} \cdot \text{INFL}_{t-1} - 0.479919 \cdot \text{INFL}_{t-2} + 54.$$

$$19629 \cdot \Delta \log \text{YR}_t$$

$$(-3.252871)(-3.110757) \quad (-11.01500) \quad (4.977295)$$

$$+ 52.00965 \cdot \text{DUM} \cdot \Delta \log \text{YR}_{t-1} + [\text{MA}(1) = -0.957591]$$

$$(11.25565) \quad (-26.27731)$$

$$R^2 = 0.793689, \text{adj } R^2 = 0.755483, \text{SE} = 1.994798, \text{DW} = 2.104277。$$

(9) 税收制度方程

$$\text{GTXR}_t/\text{PDYR}_t = 0.241100 - 0.051060 \cdot \text{DUM} - 0.008240 \cdot \text{T} + 0.003394 \cdot$$

$$\text{DUM} \cdot \text{T} + 0.000191 \cdot \text{T}^2$$

$$(18.84254)(-2.679068) \quad (-6.817483) \quad (2.053156) \quad (5.650557)$$

$$+ 0.190258 \cdot \Delta \log \text{YR}_t + [\text{MA}(1) = 0.983990]$$

$$(2.230069) \quad (31.59422)$$

$$R^2 = 0.933181, \text{adj } R^2 = 0.917761, \text{SE} = 0.007721, \text{DW} = 1.736668。$$

(10) 货币调整方程

$$\log(\text{M2R}_t/\text{YR}_t) = 0.032077 + 0.977802 \cdot \log(\text{M2R}_{t-1}/\text{YR}_{t-1}) + 0.615928 \cdot$$

$$\Delta \log(\text{M1R}_t/\text{YR}_t)$$

$$(4.659855) \quad (76.60032) \quad (6.635344)$$

$$+ [\text{MA}(1) = 0.708935]$$

$$(5.757311)$$

$$R^2 = 0.998325, \text{adj } R^2 = 0.998151, \text{SE} = 0.021631, \text{DW} = 2.161478。$$

由 IS 曲线、LM 曲线、AS 函数和政策规则组成的 CMAFM 计量模型,其 2014 年版本

不包含 AR 和 MA 过程的结构方程体系如表 2 所示;其中,各结构系数均采取正估计值形式即 $C_{ij} > 0$ 。CMAFM 计量模型是可计算的,在输入世界贸易规模和国际平均汇率外部环境变量以及政府支出和狭义货币供应内部政策变量后,有效进行内生变量的历史模拟和前景预测。

表 2

CMAFM 模型结构方程体系

板块	结构方程
IS 曲线	(1) $PDYR_t = YR_t - GTXR_t$
	(2) $\log PRIVCR_t = C_{10} + C_{11} \cdot \log PRIVCR_{t-1} + C_{12} \cdot \log PDYR_t$
	(3) $\log FCIR_t = -C_{20} - C_{21} \cdot (R3_t - INFL_t) + C_{22} \cdot \log YR_{t-1}$
	(4) $INVR_t/YR_t = C_{30} + C_{31} \cdot (INVR_{t-1}/YR_{t-1}) - C_{32} \cdot DUM \cdot (INVR_{t-2}/YR_{t-2}) - C_{33} \cdot (R3_t - INFL_t) + C_{34} \cdot DUM \cdot (R3_t - INFL_t) - C_{35} \cdot \log YR_t + C_{36} \cdot DUM \cdot \log YR_{t-1}$
	(5) $NEXR_t/YR_t = -C_{40} + C_{41} \cdot \Delta(NEXR_{t-1}/YR_{t-1}) - C_{42} \cdot \Delta \log YR_t - C_{43} \cdot \ln YR_{t-1} - C_{44} \cdot \log(SDRE_t/P_t) + C_{45} \cdot \log(WT_t \cdot USDE_t/P_t)$
	(6) $YR_t = PRIVCR_t + FCIR_t + INVR_t + NEXR_t + GR_t$
LM 曲线	(7) $R3_t - INFL_t = C_{50} - C_{51} \cdot \Delta INFL_t - C_{52} \cdot INFL_{t-1} + C_{53} \cdot INFL_{t-2} - C_{54} \cdot \log(M2R_t/YR_t)$
AS 函数	(8) $\Delta INFL_t = -C_{60} - C_{61} \cdot DUM \cdot INFL_{t-1} - C_{62} \cdot INFL_{t-2} + C_{63} \cdot \Delta \log YR_t + C_{64} \cdot DUM \cdot \Delta \log YR_{t-1}$
政策规则	(9) $GTXR_t/PDYR_t = C_{70} - C_{71} \cdot DUM - C_{72} \cdot T + C_{73} \cdot DUM \cdot T + C_{74} \cdot T^2 + C_{75} \cdot \Delta \log YR_t$
	(10) $\log(M2R_t/YR_t) = C_{80} + C_{81} \cdot \log(M2R_{t-1}/YR_{t-1}) + C_{82} \cdot \Delta \log(M1R_t/YR_t)$

三、CMAFM 的历史模拟误差和动态乘数分析

在外生变量和内生变量的历史数据支持下,求解 CMAFM 模型的可计算结构方程体系而同时静态预测和动态预测 1981—2013 年间内生变量的时间路径,其主要内生变量的历史模拟误差如表 3 所示。

表 3

CMAFM 模型历史模拟误差

预测变量	相对误差		绝对误差	
	平均值(%)	均方根(%)	平均值	均方根
静态模拟				
logYR logPRIVCR logFCIR INVR NEXR INFL R3	−0.010859	0.171259		
	−0.003835	0.275760		
	0.010933	0.588791		
			−0.862208	318.8334
			−61.67588	310.8349
			0.132305	1.804363
			0.014621	0.771850
	动态模拟			
logYR logPRIVCR logFCIR INVR NEXR INFL R3	0.049757	0.425784		
	0.054105	0.519282		
	0.107304	1.180187		
			218.7205	545.4770
			−104.4223	441.1596
			0.206807	3.924046
			0.225793	1.588544

在中国国民收入的动态预测值基础上,CMAFM 模型分别动态模拟 1981—2013 年间中国国民收入对政府支出持久性增加和狭义货币供应暂时性增加的冲击一响应过程,从而计算中国财政政策动态乘数 $\Delta YR_t/\Delta GR_{t-i}$ 和货币政策动态乘数 $\Delta \log YR_t/\Delta \log M1R_{t-i}$,其时间路径如图 2 所示。在 33 年动态模拟期内,政府支出动态乘数和狭义货币供应动态乘数均呈现稳定收敛趋势;其中,狭义货币供应动态乘数在经历震荡调整后尚未向零值收敛,可能蕴含非中性的长期货币政策需求管理效应。

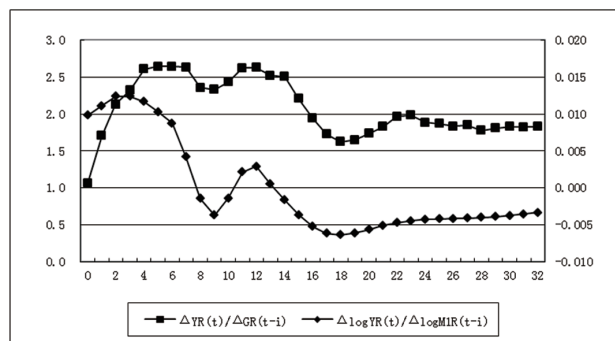


图 2 政府支出和货币供应动态乘数