

2013 年第 4 期

总第 64 期

学科信息参考

A 辑

（经贸、金融、会计、管理、信息）

上海对外经贸大学图书馆

学科信息参考

2013 年第 4 期 总第 64 期

目 录



主办:

上海对外经贸大学图书馆

主编:

王 群 谢丹迎

责任编辑: 孔凡娟

编辑:

经贸: 赵珊珊

金融: 唐永辉

工商管理、商务信息: 李谋信

制作: 艾致

出版日期:

2013 年 6 月 30 日

国 际 贸 易

欧盟碳排放交易体系第三期的改革、前景及其启示.....1

产 业 经 济

我国产业转移的动力机制: 以长三角和珠三角地区上市公司为例..... 7

物 流 管 理

物流服务业服务品牌对客户关系感知的影响研究.....15

技术经济与管理

天然气综合利用的技术经济分析.....24

会 计 学

会计学专业基于就业需求培养模式的实证分析.....27

金 融 学

浅谈数学金融学的变革与发展.....30

企 业 管 理

企业家政治关联、竞争战略选择与企业价值——基于上市公司动态面板数据的实证研究.....32

统 计 学

近代上海转口贸易的历史统计.....44

快 讯

5 月外贸微增长 贸易“高增长”泡沫破灭.....52

光伏双反涉案金额 204 亿美元 中国企业竭力绕开欧盟双

反.....	53
中国物流与采购信息化推进大会即将举行.....	54
人民币汇改决心难掩中国政策困境.....	55
人民币升值“虚火”下的脆弱体质.....	56
中国应慎对资本账户开放.....	59
人民币汇率双向波动时机已成熟.....	61
中国经济可能在放缓的同时更加失衡.....	63
5月国内52亿美元热钱出逃 中国崩盘论甚嚣尘上.....	63
人民币:与泡沫共舞.....	65
小米科技:集成创新赢得大市场.....	66
我国自主创新能力稳步提升.....	67

欧盟碳排放交易体系第三期 的改革、前景及其启示



EU ETS 是欧盟气候政策的核心组成部分，目的在于用最经济的方式实现温室气体减排目标。自 2005 年正式启动以来，EU ETS 已经取得了瞩目的成绩，成为全球最大、最活跃的碳市场，推动了低碳投资和低碳技术的开发应用。但是，EU ETS 在第一期（2005-2007 年）和第二期（2008-2012 年）实施的过程中也暴露出来许多问题，欧盟对第三期（2013-2020 年）的制度进行了全面的改革。第三期改革所针对的问题、改革的主要内容及未来发展前景，对我国碳排放交易试点具有重要的借鉴意义。

1 EU ETS 第一、二期实施过程中所暴露出来的问题

在第一期和第二期，EU ETS 并没有完全发挥其应有的减排潜力，这主要源于以下几个问题。

1.1 高度分权造成竞争的不公平

这两个阶段的制度特点是高度分权，成员国拥有较大裁量权，容易造成不公平的竞争环境。首先是国家层面减排幅度存在较大差别，丹麦第二期年度配额总量比第一期年度核证排放量减少了 20%，而拉脱维亚增加了 40%；其次是行业、企业之间的不平等，各国不同的排放配额分配模式带来了收入分配效应，第二期能源行业所获得的“意外之财”据估计就占到总收入增长的 30%-50%；最后是规则适用上的差异，例如，成员国间监测、报告与核查（MRV）规则在实际操作中并不一致。

1.2 总量设定面临“囚徒困境”

在前两个阶段，总量设定的权力分散在成员国和欧委会之间。各国先制定“国家分配方案”（NAPs）以确定本国总量，随后将 NAPs 提交欧委会批准。这种规则创造了一个“囚徒困境”，成员国从自身利益出发本能地尽量扩大配额总量，从而造成整体的无效率。事实上，第一、二期都存在严重的配额过量的问题。欧委会对 NAPs 的否决权在一定程度上能起到纠错的功能，在设定第二阶段总量时，欧委会动用否决权成功将总量砍掉 10%，但这种方式过于“笨拙”，容易引发成员国和欧委会之间的冲突，也会使得市场缺乏可预测性和确定性。

1.3 免费分配模式缺乏效率

成员国基本采取了免费分配的模式，而免费分配大多基于“祖父法则”。对于既有设施采用“祖父法则”所带来的问题包括：违背污染者付费原则，降低减排意愿；“鞭打快牛”迟滞减排行动；惩罚早期减排者，而奖励高排放者。在对既有设施采用“祖父法则”的情况下，新入或退出设施的分配规则面临两难。就新入规则而言，若也免费分配，不利于激励新设施采用低碳技术。若向其拍卖配额，将导致新入设施相比既有设施成本更高。就退出规则而言，收回配额将激励企业继续运营低效率设施以便保留配额；若继续免费发放配额又显失公平。

1.4 抵销机制的数量限制过于宽松

EU ETS 第二期建立了与《京都议定书》项目机制的链接，允许使用清洁发展机制（CDM）和联

合履约机制（JI）产生的信用（credit）来抵销排放。然而，成员国对抵销机制的数量限制非常宽松，欧盟允许使用的信用总量高达 1352.5 百万吨二氧化碳当量（MT），平均每年 270.5MT，占到了配额总量的 13.7%。如果信用使用达到抵销机制上限，第二期年度排放可以比第一期核证排放量增加 3.8%，也就是 83.9MT。

1.5 小型设施引起较高的管理成本

在 EU ETS 第一期，占 7% 的“最大设施”排放的温室气体占总量的 60%，而占 14% 的“最小设施”的排放仅占总排放的 0.14%。众多小型设施耗费了大量管理成本，相比大型设施约 0.01 欧元/吨 CO₂ 当量的管理成本，小型设施的成本高达 0.5–3 欧元/吨 CO₂ 当量；而不同设施引起管理当局每年的管理成本差别不大，从 3000 到 10000 欧元不等，这意味着管理当局将为小型设施支付高额的管理成本。

2 EU ETS 第三期改革的主要内容

第一、二期暴露出来的问题，促使欧盟对第三期的制度进行了全面调整。2009 年欧盟通过了《改进和扩大欧盟温室气体排放配额交易机制的指令》（Directive 2009/29/EC），确立了第三期的新制度，其突出特点是：制度结构从高度分权走向协调统一，成员国享有的许多权力被集中到欧盟层面，使得 EU ETS 从一个松散联盟升级为更加统一的单一体系；总量目标从不确定变得明确，不仅从制度上根除了“囚徒困境”，而且向市场发出了清晰的信号；拍卖将成为配额分配的基本方法，即使免费发放也采用基准法（benchmark），这将大大提高 EU ETS 的经济效率，增强了体系的透明度。

2.1 统一设定配额总量

EU ETS 第三期的配额总量不再由成员国分散设定，而是在欧盟层面统一确定。2020 年欧盟单方面承诺的整体减排目标是比 1990 年下降了 20%，在其他主要经济体积极减排的情况下可将目标提高至 30%。整体减排目标需在 EU ETS 覆盖的行业和未覆盖行业之间划分，才能确定 EU ETS 配额总量。在第一、二期成员国自行制定 NAPs 时，为照顾本国行业利益，往往划分给覆盖行业的减排责任反而比未覆盖行业更低。这种划分不仅显失公平，而且在经济上缺乏效率，因为一般而言未覆盖行业减排成本相比覆盖行业要高。为了使减排成本最低，第三期将欧盟整体减排责任按照效率原则在两者之间划分，即两者承担的减排责任刚好使两者的边际减排成本相等。以欧盟单方面承诺的 2020 年目标计算，欧盟整体排放水平相比 2005 年需下降 14%，其中覆盖行业需减排 21%，而未覆盖行业仅需减排 10%。EU ETS 年度配额总量的确定，还需将这 21% 的减排责任在年份之间划分。第三期采取的方式是首先确定 2013 年初始总量，这将根据 2008–2012 年间签发配额总量的年均水平来确定。此后每年签发的配额总量呈线性递减趋势，即每年总量下降 1.74%。

2.2 分配模式以拍卖为主

在第三期，配额分配的权力从成员国集中到了欧盟层面，分配的模式也抛弃了“祖父法则”，而以拍卖为主。欧盟担心立即转入完全拍卖会 导致碳泄露^④和沉淀成本问题，因此，第三期建立了针对既有设施的过渡性措施。而且，考虑到新入和退出规则对公平和效率的重大影响，第三期专门制定了欧盟层面的相关规则。具体而言，第三期配额分配模式主要包括以下三部分。

（1）既有设施的过渡措施

过渡性措施将向覆盖设施继续免费发放部分配额，分配的方法将采用基准法。行业基准值为行业碳效率最高的 10% 设施排放的平均值，基准值与设施产出量的乘积就是该设施能获得的全额配额。但是免费配额并非全额发放，按照发放比例的不同，既有设施可以分为三类：第一类为电力设施，发放的比例为零，即不能获得免费配额；第二类为面临碳泄露行业的设施，在第三期将获得全额配额的

100%；第三类为上述两类以外的设施，2013 年将免费发放全额配额的80%，随后每年等量减少，到2020 年只有全额配额的30%免费发放，用以补偿这些设施的沉淀成本。

（2）新入和退出的统一规则

第三期新入规则规定，欧盟内配额总量的5%将被单独划出，作为“新入者储备”，这是向新入者预留配额的最高上限。分配的方法将与同类既有设施的过渡措施保持一致，例如，新入电力设施将不能获得免费配额。“新入者储备”还将专门划出300MT 的配额，用以鼓励碳捕捉、碳封存技术和可再生能源等示范项目。相比“祖父法则”，基准法能有效避免企业为获得免费配额而继续运行那些无效率设施，这为退出规则的制定提供了便利。因此，第三期退出规则统一规定，停止运行的设施将不能获得免费配额。

（3）配额拍卖的相关安排

除上述免费发放的配额外，其他配额将分配给各成员国拍卖。其中88%将分配给所有成员国，各国分配的比例与各国第一期的排放量占比相当；将10%以促进内部团结和经济发展为目的，分配给特定的成员国，这些国家多为收入相对较低的东欧国家；剩余2%用以奖励早期减排的国家，即在2005 年排放量比议定书基准年排放量低20%以上的成员国。此外，作为对部分国家电力行业的照顾，第三期允许这些国家将本国分配到的拍卖配额免费发放给电力行业，免费配额在2013年不得超过历史排放量的70%，随后逐步递减，到2020年为零。

2.3 扩大和优化覆盖范围

为增加减排机会和降低管理成本，第三期对覆盖范围进行了扩大和优化。新纳入的行业包括两类：一类是纳入之前未覆盖的行业活动，包括石油化工制品及其他化学品、氨、铝等（航空业已经于2012 年纳入）；另一类是通过取消原有部分覆盖行业的限值而纳入的行业活动，包括石膏、有色金属、白云石煅烧等。新纳入的行业使覆盖的温室气体种类从二氧化碳扩大到氧化亚氮和全氟化碳，覆盖的排放量增加约100MT，约为第二期配额的4.6%，预计将降低减排成本约30%-40%。覆盖范围的优化主要体现在排除小型设施和技术单位。为节约管理成本，第三期允许成员国排除年排放少于2.5万吨的小型设施，大约有6300个设施，每年可以为设施经营者节约管理成本0.13-0.95 亿欧元，管理当局也可节约0.126-0.4 亿欧元。同时，在计算设施有关热输入值时，将额定热输入值在3MW以下的技术单位排除，这可排除约800个设施。

2.4 严格限制抵销机制

第三期将延续抵销机制，但由于后京都气候协议尚未达成，CDM 和JI 项目的信用处理成为棘手问题。EU ETS 允许第二阶段剩余的信用转换为第三期配额，这包括两类：截至2012 年已产生的信用和2013 前完成项目注册而在2013 年后产生的信用。对于2013 年后的国际项目，在没有达成国际气候协议的情况下，第三期只认可最不发达国家的CDM 项目和与欧盟签订了双边协议国家的项目。而一旦国际气候协议达成，EU ETS 将只接受签署该协议国家的信用。此外，第三期将允许成员国向其境内未被EU ETS 覆盖的减排项目签发配额或信用。

鉴于第二期抵销机制的数量限制过于宽松，第三期力图进行严格控制。对于既有设施，允许使用上限为该设施在第二期允许使用额度中尚未使用的部分。考虑到部分国家第二期上限较低，指令允许这些国家的设施使用不低于其第二期配额数量11%的抵销信用。对于新入设施和行业，允许使用的信用应不低于其排放量的4.5%。在欧盟整体层面，允许使用信用总量不能超过第三期全部减排量的50%。

2.5 强化欧盟层面的管理职能

第三期的制度结构总体而言趋向协调统一，因而在欧盟层面的管理职能也相应得到强化，其新职

能主要包括以下三个方面：第一，制定欧盟层面的MRV 条例。第三期将由欧委会制定统一的监测与报告的条例，由于条例（regulation）具有整体约束力，并且直接适用于所有成员国，这将大大消除各成员国在监测和报告上的不一致。同时，欧委会还将专门制定核查和核查者认证的条例，以便规范核查活动和管理核查者，同时促进欧盟核查、认证服务统一内部市场的形成；第二，建立单一注册处。第一、二期EU ETS 的注册登记系统由各成员国注册处和独立交易日志共同组成，成员国注册处负责对国内配额的发行、持有、转移和注销进行记录和追踪。第三期将建立单一的欧盟注册处，统一负责相关职能；第三，设立应对碳价波动的机制。欧委会将监测欧盟碳市场的表现，包括拍卖、流动性和交易量。在欧委会认为碳市场表现不好时，可以提出相应的改进建议。若配额价格连续6 个月超过前两年欧盟碳市场平均价格的3 倍，欧委会可采取以下措施：批准成员国拍卖未来的配额；批准成员国拍卖新进入者储备中剩余的配额，但不能超过25%。

3 EU ETS 第三期改革的前景

第三期在制度上显然更加完善，然而，欧债危机的长期持续对EU ETS 产生了严重冲击，将大大抵销第三期制度改革的效果。而且，国际气候谈判的裹足不前增加了第三期的不确定性。不过，第三期很可能在与其他碳交易体系的链接上取得积极进展。总体而言，第三期的前景不容乐观，亟待欧盟以极大的魄力进行相应的调整。

3.1 配额供应可能出现过量

第三期将签发的配额总量明确而固定，预计2013 年为2039MT，随后每年递减37.4MT。这原本是一个严格的配额总量，按欧盟估计，2005-2020 年经济年均增长2.4%，覆盖行业在2020 年的排放量将达到2477MT。但是在金融危机及欧债危机的连续打击下，欧盟经济不景气，2009-2011 年覆盖行业的年度排放量在1900MT 左右。预计第三期的实际排放将远低于预期水平，配额总量将由于固定不变而显得过于宽松。而且，金融危机已使第二期有大量未使用的配额，欧委会预计这一数量高达1400MT，按规定这些配额在第三期继续有效，这相当于未来8 年平均每年配额供给增加175MT。此外，欧盟实施的可再生能源计划已经使得覆盖行业每年排放下降了约50MT，而将于2014 年开始实施的能效计划预计将使得覆盖行业每年排放下降55-80MT，这将进一步减少对配额的需求。因此，第三期配额很可能出现供过于求的情况。

欧委会早已认识到第三期配额过量的风险，曾提议主动将减排承诺提高到30%，这样可以大幅减少配额供给，而且在欧债危机的情况下提高减排目标的经济成本将大大降低。该建议得到了英国、法国和德国环境部长的支持，却遭到产业界和东欧成员国的极力反对，最终不了了之。2012年7月欧委会提出新的建议，将2013-2015年间拍卖配额的一部分推迟（back-loading）到随后几年拍卖，推迟拍卖配额的参考数量分为400MT、900MT 和1200MT 三档。这是一个短期措施，不影响第三期的总体配额，其作用仅仅在于稳定第三期早期的碳价。不过，推迟拍卖很可能是为欧委会赢取时间，因为欧委会在提出该建议时还暗示，将在年底的碳市场报告中提出长期结构性调整的措施。点碳咨询公司预测未来协商的结果可能是将800MT 的配额推迟拍卖，所谓长期结构性调整措施可能是将推迟拍卖的600MT 配额永久注销，而仅将200MT 重新投入拍卖市场。若能注销部分配额必然有利于改进第三期的表现，不过这需要欧盟拿出足够的魄力。

3.2 信用市场将面临深刻调整

按照制度设计，第三期抵销机制的上限包括两部分，第二期允许使用额度中尚未使用的部分和第三期新增的部分。前者估计约550MT，后者大致有350MT，共计900MT 左右，这是第三期信用市场上最大的理论需求量。在配额可能过量的情况下，如此数量的信用将进一步冲击碳市场。

在此背景下,第三期将对传统项目机制进行严格限制,信用市场的供给端面临深刻调整。首先,EU ETS 要求2013 年之后CDM 项目的东道国为最不发达国家。CDM 原本是主要的项目机制,中、印等五国占据90%以上的份额,绝大部分供应欧盟市场,因而此举将意味着CDM 不再重要。欧盟宣称今后在国际气候协议或双边气候协议谈判中都将坚持这一立场,这反映了欧盟限制CDM 的态度;其次,项目的类别将受到更多限制。除了已限制的项目外,第三期还将禁止N2O 和HFC-23项目,而这两类项目产生的信用占已有信用总量的60%左右。而且,不排除进一步限制其他种类项目的可能性,这增加了市场的不确定性;最后,JI 项目将限制在欧盟范围以内。2013 年后《京都议定书》下的JI 机制不再有效,第三期允许成员国向其境内未被EU ETS 覆盖的减排项目签发配额或信用,这相当于建立了欧盟内部的JI机制。

信用市场面临深刻调整的另一个重要原因是,欧盟极力推动建立新的行业信用机制(Sectoral Crediting Mechanisms, 简称SCM),这也是对传统项目机制进行如此多限制的目的所在。SCM 是指发展中国家在某个行业建立“基线与信用”机制,产生的信用将被EU ETS 第三期认可。然而,中、印等发展中国家明显缺乏对SCM 的兴趣,相反更希望CDM 能够继续,因此国际气候协议谈判会更加曲折,也将给第三期信用市场带来新的不确定性。

3.3 碳价低及不确定性影响低碳投资

预计第三期配额可能出现过量,使得碳价预期一再调低。2008 年欧盟的影响评估预计2020 年配额价格为32 欧元(每吨,下同)左右,2010 年欧委会将价格调低为16 欧元,仅为之前预测的一半。目前市场对第三期的预期更低,点碳咨询公司Marcus Ferdinand 认为,在没有任何政策调整的情况下,2013 年配额价格将跌至4 欧元,第三期平均价格为7 欧元;如果推迟800MT 配额拍卖,并将其其中600MT 永久注销,那么2014 年配额价格会上升到12 欧元,2015-2018 年在10-12 欧元之间徘徊,整个第三期平均为11 欧元;如果推迟的配额将来全部重新投入市场,那么2015 年配额价格将跌至5 欧元,第三期平均价格为8 欧元。第三期虽然引入了新机制以应对配额价格过度波动,但该机制仅仅考虑了过度上升的应对,而没有考虑配额价格过低的措施。在信用市场,由于受政策限制影响,CDM 项目信用价格在2012 年10 月已经跌至2欧元,点碳咨询公司预计第三期平均价格仅为1.6欧元。

如此低的碳价不足以支撑私人部门进行大规模低碳投资,需要公共部门更多的投入。然而,由于配额价格的低迷,EU ETS 第三期专门用以鼓励示范项目的300MT 配额的价值大大缩水。而且配额价格低也将减少政府的拍卖收入,对低碳投资的财政支持也会随之降低。更严重的是,低碳投资面临太多的不确定性。欧盟内部的不确定性包括:未来经济形势的发展、配额数量的调整、项目类别的限制等。而最大的外部不确定性是后京都气候协议谈判的进展,若达成协议,欧盟可能将整体减排目标提高至30%。此外,与其他碳交易体系的链接和双边气候协议的签订也将增添新的不确定性。

3.4 碳泄露行业获取“意外之财”

第三期的分配模式无疑有了质的进步,不足之处在于对碳泄露行业的认定过于宽泛,部分行业将获取“意外之财”。一般研究表明,碳泄露只集中于钢铁、水泥、铝、造纸等少数行业。而第三期认定的碳泄露行业包括四类:第一类,EU ETS 引起生产成本提高5%以上且贸易强度超过10%的行业;第二类,EU ETS 引起生产成本提高30%以上的行业;第三类,贸易强度超过30%的行业;第四类,参考减排潜力、市场特征和利润率等指标而补充的行业。以欧盟产业分类体系(NACE) 四位码划分,制造业部门共258 个,欧盟公布的碳泄露行业首批清单包括了其中151个,还有13个超过四位码分类的部门,其中按照贸易强度标准分的第三类就达118 个。随后名单进行了两次修改,反而又增加了6 个。这份清单无疑大大超出真实的范围,一些行业将获得“意外之财”,据Martin 和Wagner (2010) 计算,碳泄露行业每年的“意外之财”约为70亿欧元。

3.5 国际链接取得重大进展

第三期对与其他碳交易体系的链接持更开放的态度,而其他国家、地区交易体系的陆续建立也提供了建立链接的机会。目前欧盟已经与澳大利亚达成协议,将在EU ETS 第三期建立与澳大利亚碳价格机制(CPM) 的链接。考虑到时间的紧迫性和双向链接的复杂性,当2015 年7 月1 日CPM 进入自由价格阶段时,与EU ETS 的单向链接将首先建立,届时澳大利亚的企业可以购买并使用欧盟配额。不迟于2018 年7 月1 日,EU ETS 和CPM 将通过互认配额的方式建立双向链接。这对于EU ETS 具有重要意义,首先反映了EU ETS 在国际上的影响力;其次为建立类似国际链接提供了示范;再次是有助于建立一个更加流动的国际碳市场;最后,这也为第三期过多的配额找到了新的需求。而且,EU ETS 与瑞士碳交易体系的链接也在协商之中,其他国家或地区已经建立或将要建立的碳交易体系,也将成为链接的潜在目标。

4 对我国碳交易试点的启示

EU ETS 第三期的制度设计和发展前景,为我国目前七省市的碳交易试点提供了以下有益的启示。

4.1 合理设定配额总量

确定合适的总量对于我国碳交易试点是一个巨大的挑战,这一方面源于历史数据的缺失,另一方面是未来经济增长速度的不确定。目前,我国企业多数没有完整的排放数据,只能从能耗数据换算成排放数据,这必然存在较大偏差。因此,在设计总量机制时,应充分考虑总量过多或过少时的对策。一种办法是从严控制总量以确保配额的稀缺性,同时采取措施避免碳价过高拖累经济发展,比如建立价格的安全阀,即碳价超过一定水平时允许政府临时增发配额,或扩大项目信用的使用比例。

4.2 防止项目信用泛滥

我国已经出台了《中国温室气体自愿减排交易活动管理办法》,多数试点省市也允许企业使用自愿减排产生的项目信用抵销排放。然而根据欧盟的经验,项目信用很容易出现泛滥的情况。因此,可以考虑只允许获得配额数量少于实际排放量的企业使用项目信用,而且允许使用的项目信用数量应该严格限制在实际排放量和获得配额数量差额的一半以下。

4.3 处理好新入和退出规则

在数据不理想的情况下,预计我国碳交易试点对既有设施会以“祖父法则”的方式免费分配配额,这就需要同时处理好新入和退出的分配规则。由于新入者不存在沉淀成本的问题,应该特别鼓励其采用低碳技术,至少不能低于行业的平均水平。因此,对于新入者可以选择基准法的方式分配配额,基准可以定为所在行业既有设施的平均水平。对于退出者,为了避免继续运行无效率的设施,可以考虑采用“转让规则”,允许老设施关闭时将配额转让给新设施。

4.4 碳排放核算应尽快建立统一标准

目前,我国缺乏统一的企业或设施碳排放核算标准,各试点省市需自行制定核算标准,并建立相应的MRV 制度。这不仅造成重复建设,而且不同省市的核算不具有可比性。因此,应尽快建立统一的碳排放核算标准,具体可分三步:第一步协调试点省市的数据统计口径;第二步制定核算框架和MRV 指南;第三步建立统一的核算标准和MRV 制度。

4.5 定期评估以图不断完善

碳交易体系的建设并非一蹴而就,需要根据实践经验不断改进完善。考虑到我国碳交易试点是“逐步建立碳排放交易市场”的第一步,定期评估就显得更加重要,也面临更多任务。首次,通过定期评估来逐步完善试点制度建设,包括优化覆盖范围、改进分配模式、加强监督管理等;其次,通过定期

评估为随后的阶段指明方向，为碳市场发出明确的信号；最后，通过定期评估为全国碳交易体系奠定基础，并努力向全国碳交易体系发展。

作者：周茂荣 谭秀杰

来源：《国际贸易问题》2013 年第 5 期

我国产业转移的动力机制： 以长三角和珠三角地区上市公司为例



1 引言

近年来，受日趋多变的全球经济环境影响，我国众多东部沿海外向型企业为了保持竞争优势，展开了大规模的“腾龙换鸟”计划，而中西部地区也开始加快推进“筑巢引凤”，积极承接东部地区的产业转移。据上市公司年报统计，广东、上海、浙江、江苏四省产业转移总额从 2000 年的 18.15 亿元上升至 2010 年的 935.89 亿元。“十二五”规划中也明确提出充分发挥各地区比较优势，促进区域间生产要素合理流动和产业有序转移。可见，产业转移已经成为“十二五”时期我国加快转变经济发展方式的必然要求，这不仅有利于推动东部沿海地区产业转型升级，而且有助于加速中西部地区新型工业化和城镇化进程，促进区域经济协调发展。因此，在由“出口主导”转向“扩大内需”的战略调整背景下，如何加快我国东部沿海地区向中西部地区产业转移的步伐，延长和拉伸全球价值链（GVC）在国内的环节，构建基于国内需求和现代产业体系的国家价值链（NVC），是我们需要深入思考的现实问题。

作为实现产业结构调整、缩小地区发展差距的重要途径，产业转移因问题一直是国内外研究的焦点。概括起来，主要有以下四个理论视角：一是基于比较优势理论，Akamatsu(1962)、Kojima(1987)最早从宏观层面解释了国际产业转移现象，他们认为劳动力成本上升是发达国家转移劳动密集型产业的主要原因；二是基于新经济地理理论，Hanson(1998)、Krugman(1998)的研究表明，产业转移取决于集聚形成的外部规模经济、各生产阶段间的中介成本以及地租三个因素；三是基于跨国公司理论，Dunning(1988)指出所有权优势、区位优势 and 内部化优势是企业对外直接投资和跨国经营的主要原因；四是基于价值链理论，张少军和刘志彪(2009)立足于产品内分工，从要素特征、竞争优势、技术进步、市场环境和国家战略等方面分析了全球价值链模式产业转移的驱动力量。现有国内外文献为我们研究产业转移的动力机制提供了重要的理论分析视角，要素成本优势、集聚经济、市场需求规模等因素在产业转移中的重要作用被证实。然而这些研究仅是定性描述，缺少微观数据的支撑。近年来，也有一些学者开始对新型国际分工下产业转移的动力机制进行定量分析。陈建军(2002)结合浙江 105 家企业的问卷调查，分析了产业转移的原因；符正平和曾素英(2008)以广东省佛山市陶瓷产业集群中的企业为研究样本，讨论了企业社会网络对集群中企业转移的影响。但这些实证研究时间较早、样本数据较少且只限于对单一年份的考察，不能很好解释我国自 2000 年实施“西部大开发”战略以来产业转移的微观动因。

总体来看,已有对产业转移问题的理论研究比较零散,研究视角大多局限于某一个或少数几个方面,尚未形成一个系统化、综合性的理论分析框架。大多文献主要停留在宏观层面的定性描述上,基于企业微观数据的相关经验研究明显不足,因而理论认识和实证分析都有待进一步深化。基于此,本文在已有研究成果的基础上,以发展中国家本土企业作为切入点,综合运用传统产业转移理论、新经济地理理论、跨国公司理论、价值链理论,构建一个更符合中国实际的分析框架,进而对我国产业转移的动力机制进行系统论述。

本文的探索在于:(1)在分析方法上,与以往主要从定性角度研究产业转移动因问题的文献不同,本文首先从理论上探讨了要素成本、市场需求、集聚外部性、对外开放水平、市场化发育程度五个方面因素对产业转移的影响,然后分别使用 Logit 和 Tobit 模型对各变量与产业转移的关系进行定量分析;(2)在数据使用上,以长三角和珠三角地区 312 家工业上市公司 2000—2010 年在国内 30 个省份的投资数据为基础,从本土企业微观层面对我国产业转移的动因进行实证分析,避免了样本数据过少、样本期过短而导致的估计偏误;(3)在实证检验上,尝试将地区层面因素与企业层面特征综合纳入同一个框架进行考虑,在控制企业异质性特征的基础上分析各因素对我国产业转移的影响。

2 理论分析与研究假设

本文基于企业区位投资选择理论,主要从以下五个方面对产业转移的动力机制展开分析并提出相应的研究假设。

2.1 区域间要素流动约束及成本差异

产品内分工背景下的产业转移是各国、各地区根据不同工序上的要素禀赋差异、为寻求全球竞争优势而进行国际一体化生产布局的体现(Jones, 2005)。企业是产业转移的主体,其生产活动需要投入土地、劳动力、技术等要素。这些生产要素的可流动性具有不同的特征,时空限制、制度约束以及区域间利益冲突在一定程度上阻碍了生产要素的自由流动。此时,企业在经济利益的驱动下,通过产业转移将同一产品的不同环节依据要素密集度的差异,布局在相应的具有禀赋优势的区位,可以获得各区域的要素优势(Inomata, 2008)。我国是一个地域广阔的发展中大国,各地区间以及省域内部在地理条件、自然资源、人力资本、技术条件等诸多方面具有明显的经济梯度差异,形成了层次化特点和比较优势。随着东部地区制造业企业数目的增加,能源、土地等非流动要素价格不断上升,而中西部地区在劳动力和土地成本上都具有相对优势,并且在自然资源禀赋上也具有天然优势。因此,获取低廉的要素成本是产业转移的重要动力。据此,我们提出:假设 1:要素成本与产业转移之间呈现反向变动关系,即劳动力和土地成本越低的地区,企业的投资额越大。

2.2 市场需求规模

对产业转移和制造业空间分布问题的另一个重要研究视角是新经济地理学。Krugman (1991)构造了一个在规模报酬递增和垄断竞争条件下基于中心—外围结构的空間模型。在 NEG (New Economic Geography) 模型中,企业倾向于选择在具有较大市场的地方生产,以节省运输成本并获取规模经济效益。与传统的比较优势理论强调地区间外生的要素禀赋差异、技术差异不同,新经济地理理论特别强调需求对产业布局的决定作用。市场需求规模的差异通过消费者偏好的差异化、生产差异化产品的厂商具有规模报酬递增特征且处于垄断竞争的市场结构、制成品跨区域流动的运输成本、要素跨区域流动四个因素相互作用来影响地区间产业分布(范剑勇, 2010)。巨大的市场范围一方面意味着具有强大的消费能力,拥有垄断力量的企业会最小化产品从生产地到消费者手中的运输成本,从而在需求规模较大的市场占据竞争优势;另一方面表现为需求结构的多元化,多元化的需求层次支持了不同产业的发展,从而最终形成了包括外部经济和范围经济在内的以规模经济为主导的地区分工格局。这意味着市场规模是产业转移的重要解释变量。对中国来说,“大国综合优势”为全球价值链分工环节向

国内延伸提供了巨大市场，为价值链跨区域重组提供了层级化需求空间。据此，我们提出：假设 2：市场需求规模与产业转移之间呈正向变动关系，即市场需求规模越大的地区越能吸引企业投资。

2.3 集聚外部经济

新经济地理学和城市经济学将集聚给企业带来的外部经济总结为以下特征：知识与技术的外溢、中间投入品和劳动力市场的共享、运输成本和交易成本的降低、规模经济以及上下游产业间的关联效应（Henderson, 1974）。与传统的产业转移模式不同，在产品内分工条件下，企业转移的是价值链的某个环节，各环节以最终产品为纽带，具有很强的相互依赖性和协作性，对上下游关联产业和本地配套能力的要求较高。因此，在全球化背景下无论是国际还是国内产业转移，在空间上都表现为集群路径特征，企业迁移已由原来小规模单个企业转移变为“抱团式”的整体性、集群式转移。在我国现实背景下，集聚效应往往以地方产业集群为载体，集群内的企业包括中间产品供应商、产品制造商、服务供应商以及专业化人力资本，从而形成了专业化生产协作网络，降低了交易成本，提高了生产效率。因此，集群自我强化功能产生的强大向心力即集聚外部经济，成为企业集群式转移的一个重要推动力（Head 等, 1995）。据此，我们提出：假设 3：集聚程度与产业转移之间呈正相关关系，即一个地区的集聚水平越高，其对企业投资的吸引力越大，也越有利于产业向该地区转移。

2.4 对外开放水平

产业转移从微观层面上可视为企业的区位选择问题。Dunning（1988）认为区位因素在企业选址过程中具有重要意义。一个地区的对外开放水平反映了该地区与国外市场的通达性。对外开放水平高的地区可以将产品快速可靠地销售到国外市场，并且较快地引进国外先进的技术、人才和设备，获得较多的知识外溢。特别是在全球价值链（GVC）分工格局下，发达国家与部分新兴国家控制了大多数传统产业与新兴产业的核心技术研发环节以及全球市场销售终端渠道。因此，参与到 GVC 中的本土企业会选择在对外开放水平较高的地区投资，从而降低企业对国外市场、法规和经济文化等因素的搜寻成本。在过去的 30 年中，中国的对外开放是一个从东部沿海到中西部内陆地区逐步推移的过程，出口导向发展战略使各地区的对外开放次序和程度存在显著差异，从而影响了产业转移的方向和规模。据此，我们提出：假设 4：对外开放水平与产业转移之间呈正相关关系，即企业更愿意在对外开放水平较高的地区投资。

2.5 市场发育程度

一个地区的经济活动是否反映了市场供求状况、是否有法律保障对资本流入具有重要影响。信息的公开性和制度的透明性是企业区位投资的重要影响因素。市场发育相对完善的地区具有较好的知识产权保护制度和社会信用体系、较低的金融信贷市场限制、较快的资金付款速度、较稳定的市场需求，而且合约不完全性对企业造成的道德风险较小（Costinot, 2008）。因此，企业会选择市场发育相对成熟的地区，以降低投资风险、减少交易成本和政府干预成本。据此，我们提出：假设 5：市场发育较完善的地区对资本的吸引力较大。

综上所述，本文认为区域间要素流动约束及成本差异、地区市场需求规模、集聚外部性、对外开放水平以及市场发育程度是推动产业转移的重要动力，图 1 为产业转移动力机制的五因素模型。

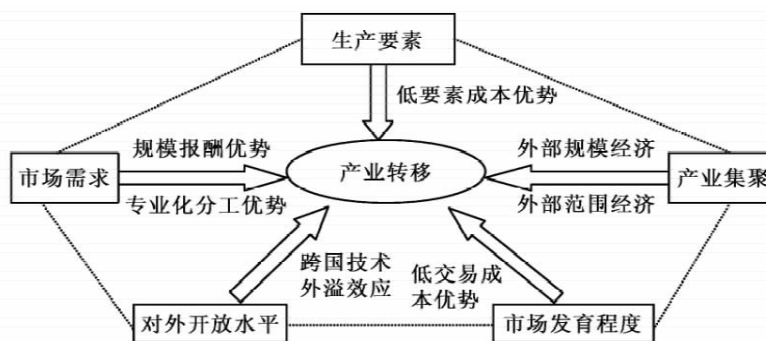


图 1 产业转移动力机制的五因素模型

3 模型、变量与数据

3.1 计量模型构建

依据上述对地区层面各影响因素的讨论,并结合国内外学者对微观企业投资行为特征的研究(Cheng 和 Stough, 2006; Baldwin 和 Okubo, 2006),本文建立如下产业转移的动力机制模型:

$$\begin{aligned} 1. \text{Logit模型: } INVD_{jit} = & \alpha_0 + \alpha_1 FAC_{it} + \alpha_2 MP_{it} + \alpha_3 AGG_{it} + \alpha_4 TRADE_{it} \\ & + \alpha_5 MARKET_{it} + \alpha_6 SIZE_{jt} + \alpha_7 ROA_{jt} + \alpha_8 LEV_{jt} \\ & + \sum Ind + \sum Rgd + u_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

在式(1)中, $INVD$ 为是否发生产业转移的虚拟因变量,若本年对外投资额大于0, $INVD=1$, 否则 $INVD=0$ 。j为企业, i为地区, t为时间, u_{ijt} 为随机误差项。

$$\begin{aligned} 2. \text{Tobit模型: } INV_{jit} = & \beta_0 + \beta_1 FAC_{it} + \beta_2 MP_{it} + \beta_3 AGG_{it} + \beta_4 TRADE_{it} \\ & + \beta_5 MARKET_{it} + \beta_6 SIZE_{jt} + \beta_7 ROA_{jt} + \beta_8 LEV_{jt} \\ & + \sum Ind + \sum Rgd + \epsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

由于企业的投资额不可能小于0,我们选择处理限值因变量的Tobit模型进一步估计各因素对产业转移规模的影响。在该模型中,我们以企业每年在国内30个省份的实际投资额作为因变量来衡量产业转移规模。

3.2 变量设定

1. 因变量: 产业转移($INVD$ 、 INV)。对产业转移规模的界定和测度是本文的关键,也是本文区别于以往研究的创新之处。从微观层面看,企业是产业转移的主体,本文认为企业的资金流量可以在一定程度上反映产业转移的规模。由于我们无法观测到国外市场的要素成本、投资环境等数据,因此本文剔除了企业的对外投资额数据,将产业转移界定为仅是企业在省内其他地市以及在国内其他省份的投资。以此来测度产业转移规模的原因是:第一,统计年鉴中的数据不能真实反映产业转移规模,只提供了各地区的固定资产投资总额和外商直接投资总额,其中固定资产投资总额中的很大比例是政府的基础建设投资或是房地产开发投资。第二,上市公司的数据具有连续性和公开性,可以客观真实地衡量国内地区间的产业转移规模。我们在利用上市公司数据计算各地区吸引的投资额时只包含企业在各省市的实体投资,即为生产经营活动进行的投资,主要包括设厂、兼并收购、购买股权等发生的投资,剔除了房地产开发和证券投资数据。

2. 地区特征解释变量。(1) 要素成本(FAC)。本文选取劳动力和土地价格两个指标来衡量要素成本,其中,使用在岗职工平均工资来衡量劳动力成本(W),使用房屋平均销售价格来衡量土地成本($LAND$)。(2) 市场需求规模(MP)。本文采用Harris(1954)的度量方法,

$$\text{计算公式为: } MP_r = \sum_{s \neq r}^R GDP_s d_{rs}^{-1} + GDP_r d_{rr}^{-1}$$

其中 GDP_s 是s省的地区国内生产总值, d_{rs} 是r和s两省之间的距离, GDP_r 是r省的地区国内生产总值, d_{rr} 是r省的内部距离。 d_{rs} 使用各省会之间的欧式直线距离,通过使用北京图灵软件技术有限公司2005年开发的《中国电子地图》测量整理得到两两地区之间共 $30 \times (30-1) / 2 = 435$ 个距离数据,各省的内部距离为其半径的 $2/3$,计算公式为 $d_{rr} = 2/3 \sqrt{\text{area}_r / \pi}$, area_r

代表r省的陆地面积。(3) 集聚外部性(AGG)。为了探讨集聚外部性与地区吸引内资之间的关系,本文使用地区工业企业总数。企业数目越多,集聚外部经济越强。(4) 对外开放水平($TRADE$)。该指标衡量地区区位特征,即靠近国际市场的程度。我们使用进出口总额占GDP的比重作为其代理变量。(5) 市场发育程度($MARKET$)。已有文献大多采用樊纲等人编制的中国市场化进程指数,但对该指数的计算只截至2007年,数据缺失较多。因此本文使用各地区国有经济占比,即国有企业工业

总产值与该地区工业总产值的比例来刻画市场发育程度, 国有经济占比较低的地区市场发育较完善。

3. 企业特征解释变量。参考有关公司投资决策方面的文献, 本文选择了以下与投资决策相关的公司层面变量: (1) 企业规模 (SIZE), 定义为总资产的自然对数。Baldwin 和 Okubo (2006) 认为, 企业规模的差异导致了企业的国际间转移, 但两者之间的关系并未得到一致的结论。(2) 企业利润率 (ROA), 定义为总利润与总资产的比值。(3) 资本结构即资产负债率 (LEV), 定义为总负债与总资产的比值。我们有理由认为利润率高、负债率低的企业更有实力在各地投资。

此外, 本文还参照 Cheng 和 Stough (2006) 的方法, 运用行业和地区虚拟变量来控制相同行业和区域内不能被观测到的行业、地区特征。其中, 依据中国证监会颁布的《指引》中行业分类, 设定了食品饮料、纺织服装、木材家具、电子等 12 个行业虚拟变量; 同时, 根据企业注册地设定了三个企业所在地虚拟变量。

3.3 数据说明

本文以上海、浙江、江苏、广东四省在沪深两市上市的 506 家工业企业中发生转移的 312 家企业作为研究对象, 将其在 2000—2010 年每年在中国 30 个地区的投资额进行整理汇总。样本包含了 A 股市场的大型企业以及创业板市场的中小企业等多种类型, 涵盖了 28 个细分制造业行业, 样本数量和企业范围具有极强的代表性。其他数据来自 2000—2010 年《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国工业经济统计年鉴》、各地方统计年鉴以及中经网数据库和 Wind 数据库。我们选择上海、浙江、江苏、广东四省的上市公司作为研究样本, 主要基于以下两点: 一是中国的制造业主要集中在长三角和珠三角等东部沿海地区。近年来, 随着要素成本的不断上涨和资源环境的约束, 长三角和珠三角地区已成为国内外产业转移的前沿阵地。这些沿海省份既是吸引国际产业转移的承接地, 又是向中西部内陆地区进行国内产业转移的转出地。因此, 选取粤、沪、苏、浙四省的工业企业作为研究对象具有一定的代表性, 其结果具有典型意义。二是上市公司数据具有连续性和公开性, 便于我们从企业微观层面对产业转移的动力机制进行探究, 从而避免了使用区位熵、产值份额、市场集中度等指标可能带来的偏误。

4 实证结果分析

本文分别使用 Logit 和 Tobit 模型检验各解释变量对我国产业转移的影响。我们发现, 无论是 Logit 模型还是 Tobit 模型, 回归结果中各解释变量的系数和显著性都具有相当的稳健性 (见表 1 和表 2)。

4.1 Logit 模型回归结果分析

Logit 模型 (MacFadden, 1984) 解释了企业是否进行转移的问题。表 1 给出了 Logit 模型回归结果,

表 1 产业转移动力机制的 Logit 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
W	-0.329E-04*** (-6.52)		-0.359E-04*** (-7.02)	
LAND		-0.618E-04*** (-3.37)		-0.653E-04*** (-3.54)
MP	13.5E-04*** (5.46)	4.2E-04** (2.29)	13.8E-04*** (5.58)	3.74E-04** (2.02)
AGG	0.148E-04*** (6.40)	0.176E-04*** (7.74)	0.148E-04*** (6.36)	0.178E-04*** (7.78)
TRADE	0.886*** (12.04)	0.797*** (9.73)	0.934*** (12.47)	0.826*** (9.95)
MARKET	-1.111*** (-4.91)	-1.197*** (-5.26)	-1.065*** (-4.69)	-1.173*** (-5.14)
SIZE			0.176*** (5.81)	0.160*** (5.36)
ROA			0.685 (1.30)	0.605 (1.17)
LEV			-0.054 (-0.31)	-0.039 (-0.23)
Industry dummy	No	No	Yes	Yes
Region dummy	No	No	Yes	Yes
Cons	-2.685*** (-19.32)	-2.850*** (-20.37)	-6.611*** (-10.19)	-6.464*** (-10.04)
Log likelihood	-5 152.595	-5 168.758	-5 107.026	-5 126.092
Pseudo R ²	0.0707	0.0678	0.0789	0.0755
样本数	24 780	24 780	24 780	24 780

注: *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为 Z 统计值。

其中列(1)和列(2)仅考虑了地区层面各解释变量对产业转移的影响,列(3)和列(4)是在列(1)和列(2)的基础上加入了企业特征因素。

由表1可知,劳动力和土地成本的回归系数均在1%的显著性水平上为负,即职工平均工资和土地价格越高,企业投资的可能性越低,说明较高的要素成本降低了产业转移的可能性,企业更愿意在劳动力和土地成本相对较低的地区投资,这一结果支持了假设1。我们认为,长三角和珠三角地区劳动密集型加工企业不断内迁在很大程度上是对低价格要素资源的诉求,是东部地区高要素成本推力和中西部地区低要素成本引力双重作用的结果。一方面,近年来东部沿海地区出现了“民工荒”等一系列问题,劳动力价格不断上涨使企业生产成本持续上升,产业竞争力逐渐下降;同时,土地具有不可流动性,其供给是完全刚性的,东部沿海地区的地价上涨使工业面临的成本压力也日趋增大,从而诸多劳动密集型制造业企业向内陆地区转移,要素成本上升已成为产业转移的重要推动力。另一方面,在我国存在地区间市场分割的情形下,中西部地区的地方政府为追求GDP而会对人口流动和劳动力价格实施严格的制度性约束和限制;此外,它们也会利用土地价格上的政策优惠来吸引外部资金。因此,中西部地区在相当长的一段时间内仍会保持低廉的要素成本优势,从而对企业在内陆地区投资产生巨大吸引力。

列(1)和列(2)中回归结果均显示,市场需求规模的系数显著为正,并且达到了1%的显著性水平,结果相当稳健。这说明较大的市场需求规模能吸引企业投资,加快产业转移速度。这一结果支持了假设2,并与Aleid等(2004)的研究结论一致。其主要原因在于,东部沿海地区企业大多是民营企业,他们会在国内市场开拓新的发展空间。随着我国经济发展和居民收入水平的提高,国内市场显著扩大,中西部地区潜在和现实的市场成为本土劳动密集型企业投资的重要驱动力。可见,本土庞大的市场需求规模对企业的国内投资产生了巨大的“虹吸效应”。

集聚外部性的系数均显著为正且达到了1%的显著性水平,与假设3的预期相同。但同时也发现,集聚外部性对产业转移的影响较小。产生这一结果的主要原因可能在于,现阶段我国多数产业集聚只是处于一种低级层次上的“扎堆”阶段,大多数制造业企业普遍从事低技术含量、劳动密集型传统产业,以“小企业群生型”产业集聚形态存在,集群内知识产权保护制度和执行机制普遍缺失(张杰等,2007),这种情形下本土企业的最优选择是低成本型过度模仿的竞争策略。因此,企业之间缺乏协同和合作效应,只是地理位置上集聚而非真正意义上的产业集聚,产业链中的低端制造环节并未形成较强的规模经济和技术外部性,而价值链上下游之间也没有产生强大的连带效应,Krugman(1991)、Fujita和Thisse(2002)所强调的集聚扩散效应和外溢性还未能对产业转移产生较大的吸引力。

对外开放水平的系数均在1%的显著性水平上为正,表明一个地区的进出口总额占GDP的比重越高,上市公司在该地区投资设厂的可能性越大。这说明我国本土企业在产业转移过程中更看重该地区是否与国际市场有密切关系,这一结果验证了假设4。就中国的现实来说,近年来长三角和珠三角沿海地区转移的大量产业主要是纺织服装、食品饮料、电子等劳动密集型出口加工行业,这些产业一般是以外向型企业为主导。对这些主要市场在国外和沿海的厂商来说,为了满足全球价值链中“买方驱动者”的各项标准,他们在投资设厂过程中不仅会考虑当地的劳动力、土地成本,还会特别关注该地区的港口交货速度、与国际市场的关联度。此外,在国内外设备具有较大技术差距的情况下,本土企业往往需要动态引进国外设备(刘志彪,2011),而对外开放水平高的地区能够较方便地引进国外先进的技术设备,以满足国际大买家的技术标准和发达国家消费者的需求。可见,以低级要素嵌入GVC的外向型发展模式已成为本土企业选择在国内各地区投资的主要驱动因素。

国有企业产值占比的系数在1%的显著性水平上为负,一个地区的国有企业产值占比越低,被上市公司选为投资地的概率越大,这一结果支持了假设5。这说明国有经济占比越高的地区民营经济越不发达,市场透明度越低,从而增加了企业投资中的不确定性和信息搜寻成本,这种制度环境不利于企业成长。因此,企业倾向于在市场发育完善的地区投资,以降低其面临的制度成本。可见,我国市

场化改革对引资产生了巨大的推动作用。

列 (3) 和列 (4) 在列 (1) 和列 (2) 的基础上加入了企业特征因素, 结果并未改变各地区特征解释变量的系数和符号, 表明列 (1) 和列 (2) 的回归结果相当稳健。此外, 在引入的各企业特征解释变量中, 只有企业规模变量的系数在 1% 的显著性水平上为正, 表明大企业更容易发生转移, 这与 Joachim Wagner (2010) 对德国制造业企业的研究结论一致。这可能说明, 在我国由于大企业拥有较大的资本规模, 具有较高的生产率和人力资本水平, 能够有效抵御并分散投资过程中的各种风险。而企业利润率和资本结构对企业对外投资的影响虽与预期符号一致, 但均未通过显著性检验, 说明企业利润率和资本结构不是产业转移的决定性因素。

4.2 Tobit 模型回归结果分析

表 2 产业转移动力机制的 Tobit 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
W	-0.839*** (-6.20)		-0.944*** (-6.92)	
LAND		-1.855*** (-3.56)		-2.014*** (-3.87)
MP	33.140*** (4.88)	11.330** (2.15)	34.130*** (5.06)	9.710* (1.85)
AGG	0.428*** (6.12)	0.501*** (7.29)	0.414*** (5.97)	0.498*** (7.27)
TRADE	22 757.6*** (10.50)	21 522.6*** (8.67)	24 766.0*** (11.32)	22 998.5*** (9.24)
MARKET	-26 277.5*** (-4.24)	-26 784.7*** (-4.29)	-24 110.2*** (-3.91)	-25 111.5*** (-4.04)
SIZE			5 951.2*** (6.95)	5 467.3*** (6.48)
ROA			22 922.1 (1.55)	20 972.6 (1.43)
LEV			-2 803.4 (-0.56)	-2 364.3 (-0.48)
Industry dummy	No	No	Yes	Yes
Region dummy	No	No	Yes	Yes
Cons	-91 521.0*** (-20.92)	-96 742.6*** (-21.88)	-224 367.4*** (-12.11)	-220 439.6*** (-11.98)
Log likelihood	-21 126.373	-21 139.783	-21 071.175	-21 088.350
Pseudo R ²	0.015	0.015	0.018	0.017
样本数	24 780	24 780	24 780	24 780

注: *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为 t 统计值。

Logit 模型回归分析只是研究了企业是否发生转移的问题, 并未回答各因素对转移规模的影响, 本文进一步采用处理限值因变量的 Tobit 模型估计了各因素对产业转移规模的影响。

与 Logit 模型的回归步骤相似, 表 2 中列 (1) 和列 (2) 仅考虑了地区层面各解释变量对产业转移规模的影响, 列 (3) 和列 (4) 为加入企业特征因素后的回归结果。我们同样发现, 加入前后各解释变量的系数没有显著差别, 各变量系数符号与表 1 中 Logit 回归结果基本吻合。首先, 劳动力、土地成本、国有企业占比的系数显著为负, 并且达到了 1% 的显著性水平。这表明较高的要素成本以及较低的市场发育程度不仅能够降低企业投资的可能性, 而且会降低企业投资的强度。其次, 市场需求规模、集聚外部性、对外开放水平的系数显著为正, 说明较大的市场需求、较强的集聚外部性以及较高的对外开放水平既能够提高产业转移的概率, 也会增加产业转移的规模。最后, 在公司层面各特征变量中只有企业规模的系数显著为正, 证明了大规模企业的转移规模较大。同样, 企业利润率和资本结构对产业转移规模仍未表现出显著影响。

综上所述, 无论是 Logit 模型还是 Tobit 模型, 各地区和企业特征解释变量的系数和统计显著性均表现出相当的稳健性, 回归分析结果均支持了本文的研究假设。总体来看, 低要素成本优势、较强的集聚外部性、发育完善的本国市场以及临近国际市场的区位优势是我国产业转移的主要驱动力。

4.3 稳健性检验

为了保证本文结果的稳健性与可靠性, 我们又使用 Probit 模型对式 (1) 进行估计, 同时使用 White (1980) 稳健性检验对 Tobit 模型进行估计, 结果均显示各地区层面特征变量以及企业规模仍保持 1% 和 5% 的统计显著性, 系数没有发生较大改变, 与上文研究结论基本一致, 再次验证了假设 1 至假设 5。

5 结论与政策含义

本文基于长三角和珠三角地区312家工业上市公司2000—2010年在国内30个省份的投资数据,分别运用Logit和Tobit模型从微观企业层面对产业转移的动力机制进行了实证检验。其结论是:(1)要素成本、Logit市场需求、集聚外部性、对外开放水平、市场发育程度、企业规模是影响我国产业转移的决定性因素,而企业利润率和资本结构不是决定性因素;(2)集聚外部性对产业转移的影响较小,尚未充分发挥产业集聚的引资效应;(3)靠近国际市场的地理区位优势 and 发育完善的国内市场是当前我国本土企业对内投资的主要动力;(4)大规模企业比小规模企业具有更强的转移意愿。这对重新构建以内需为基础的国家价值链具有重要参考价值。为此,我们提出以下政策建议:

首先,立足广大的国内需求市场,发挥大国优势,由注重国际市场转向国内外市场并重。我国的大国优势主要体现在两个方面:一是中西部地区巨大的消费能力和市场规模为产业转移提供了需求支撑,二是各地区间梯度式的发展层次差异形成了多样化的需求。中国巨大且多样化的本土需求支持了价值链在国内的延伸和跨区域重组,促进了区域间产业分工向纵深拓展,即最终形成东部地区为总部基地,中西部地区为制造业基地的国内价值链分工格局。因此,要努力培育中国本土的中高端需求市场,实现从“哑铃型”向“橄榄型”需求结构的转变,利用大国市场的规模效应来加快构建以本土企业为主体的完整的国家价值链(NVC)。同时,在此过程中要注意实现NVC与GVC的融合发展与互动学习。

其次,依托专业化市场的双边交易平台模式,充分发挥集聚效应以吸引企业内迁。在我国,集聚外部性主要是依托产业集群中的专业化市场来实现的。在专业化市场的双边交易机制下,声誉机制和集体惩罚机制有效降低了买卖双方的交易成本,抑制了机会主义行为和道德风险,实现了一般市场中的规模经济、范围经济与专业化分工经济三种优势因素的充分融合(张杰和刘志彪,2009)。因此,中西部地区要想承接东部沿海地区的产业转移,就必须提高当地工业的配套能力,利用专业化市场联系生产商和采购商的“双边市场效应”优势,加强企业间的相互交流与合作。此外,还应完善知识产权保护制度以规范专业化市场的竞争秩序,逐步形成一批有利于发挥集聚外部性的产业集群。将产业区域集中和地区产业关联效应结合起来,提升本地产业基础和集聚水平,为企业创造良好的投资环境。

再次,政府应加快铁路、公路、航空等交通网络建设,缩短中西部地区与东部沿海以及国际市场的交通距离,实现扩大内需背景下的新型对外开放模式。由于中西部地区地理位置上的劣势,对外开放水平明显落后于东部沿海地区,因此在“十二五”时期特别要加快高铁网络建设。在高铁时代下,交通状况一旦得到改善,区位优势会被削弱,具备劳动力、土地成本和原材料优势的中西部地区将受到本土投资者的青睐。同时,还应逐步建立和完善市场机制,通过实施区域经济一体化和城乡一体化战略,打破行政垄断、地区封锁并降低区域市场进入壁垒,培育一体化的要素和产品市场,保障要素和产品在地区间自由流动,从而降低企业的制度成本,引导资本由东部沿海向中西部地区有序转移。

最后,依托国内市场培育国家价值链中高端环节的本土主导企业。在GVC下,随着中国劳动力成本、土地价格等要素成本的上升,作为发包方的发达国家出于运输成本等交易成本因素的考虑,会将外包订单转移到其他要素成本更低廉的发展中国家,而不会向中国内陆不发达地区转移和辐射(刘志彪,2011)。因此,在新一轮产业转移过程中,我们必须学习GVC模式下产业转移所体现的追求资源整合能力、系统和网络效应的治理机制,利用本国的市场规模优势,扶持和发展本土优势企业,培育中国的大型跨国公司,使其成为国家价值链的“链主”,从而在微观层面上突破全球价值链下跨国公司的“结构封锁”和“低端锁定”

作者: 桑瑞聪 刘志彪 王亮亮

来源:《财经研究》2013年第5期

物流服务业服务品牌

对客户关系感知的影响研究



物流服务是指为客户提供的一系列与服务相关的物流活动,包括仓储管理、装运整合、报关、运输/配送管理和客户服务。目前,学术界对物流服务行业展开研究的兴趣日益增加,特别是在将部分或全部物流业务进行外包已成为一种趋势的情况下,物流业已发展成为不止是对我国经济,对世界经济来说也是一种基础产业的行业,物流业的重要性也日益显现。

本文将研究的重点集中于工业市场环境下的物流服务,而非消费环境下的物流服务。工业市场环境下的物流服务是为保持工业生产的连续性、促进工业技术进步和产业升级以及提高生产效率提供保障的生产性服务。作为供应链体系的一部分,工业市场环境下的物流服务对客户的影响更大,在激烈的市场竞争中亦变得越来越重要。

过去几年里,物流服务提供商与客户的关系发生了巨大的变化。越来越多的企业开始认识到与客户建立更紧密的长期关系的必要性。良好的客户关系能够使企业拥有一群忠诚的客户,并为企业提供获取更多经济回报的机会。许多企业已认识到加强供应商—客户关系管理的重要性,并积极致力于建立基于信任和承诺的良好客户关系。

鉴于良好的客户关系对企业财务绩效具有如此重要的影响,许多学者对影响企业—客户关系及其绩效的重要因素展开了研究。DALL'OLMO RILEY 等通过对 20 位企业管理人员的定性访谈研究表明,服务品牌作为“关系建设者”或“关系支点”在双方关系建立的过程中会发挥重要的作用。品牌能够创建“体验形象”、“服务体验承诺”和“关系信任”,具有杠杆作用,将客户与企业及员工连接了起来。RAO 等也指出,企业通常倾向于与客户在企业层面建立关系,并且客户也通常依赖企业的名称来做出决策。因此,从这个角度来说,客户对品牌的感知会影响其对双方关系的感知。

在物流服务行业,企业管理人员也已认识到品牌的重要性,并正在努力地创建强势物流服务品牌。那么,物流服务企业的服务品牌会怎样影响客户对双方关系的感知?这种感知又会对客户对双方关系的态度产生怎样的影响?对于这些问题,现有的营销文献并没有给出明确的答案,尤其缺乏实证方面的研究。本文试图对上述问题展开研究和探讨。

1 物流服务品牌

首先有必要说明一下服务企业品牌与服务品牌之间的区别。服务企业品牌与服务品牌是不同的,但又与服务品牌紧密联系。服务企业品牌是把企业看成一个“整体的产品”而赋予的品牌,它主要与服务企业的形象和声誉相关;服务品牌则主要是关注特定产品或服务的独特形象,它更强调特定产品/服务的质量和独特功能以及无形的“服务过程”品牌等方面。服务品牌名称有时与企业名称相同,例如,对于典型的物流服务企业联邦快递(FedEx)和 UPS 而言,他们的企业品牌就代表了其服务品牌。其实,在有些研究中并不严格区分服务企业品牌和服务品牌。由此,本文采用包含上述 2 层含义的广义服务品牌概念。

GRONROOS 用来描述企业不同营销活动的模型为建立本文的物流服务品牌模型提供了一个有益的思路。这一做法是有依据的。GRONROOS 将企业营销活动分为 3 类：外部营销、内部营销和交互营销（见图 1）。BRODIE 等指出，不同的营销活动对客户的品牌感知和态度有不同的影响，因此企业不同的营销活动会对客户对双方关系的感知产生影响。

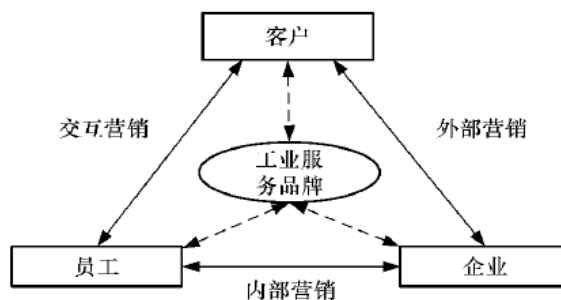


图 1 工业服务品牌营销活动

本文关注物流服务品牌如何影响客户（即物流服务企业客户）对双方关系的感知，因此有必要辨别出物流服务品牌的构成要素。

外部营销包括通过做出承诺与客户沟通等相关的活动。企业通过外部营销向客户做出承诺，通过承诺影响客户期望，告知客户未来的服务会是什么样等。常见的外部营销活动包括广告、销售促进和定价等。从企业层面上来看，典型的服务品牌要素包括企业形象和企业声誉。BALMER 就将企业形象和企业声誉作为企业品牌的一部分。企业声誉是对企业特性的价值判断，声誉的重要性要高于形象，并且能够更广泛地代表所有利益相关者的观点。就本文所关注的工业市场环境下的物流服务来说，买卖双方企业之间会寻求建立一种长期稳定的关系。LI 指出，许多生产企业倾向于与其物流服务提供商建立一种有效的关系，以确保供应链的绩效。对于他们来说，与具有良好声誉的提供商维持关系或开展业务是一件让他们感到高兴和自豪的事。因此，声誉对工业市场环境下的物流服务提供商来说有着特别的重要性。因此，选择声誉作为物流服务品牌的组成要素之一。

内部营销涉及企业和内部员工。BERRY 将内部营销视为企业对员工的营销，这种营销能够使员工具备相应的技能和动力去传递企业所做出的承诺。与内部营销相关的典型服务品牌要素是员工技能。BITNER 指出，企业承诺很容易做出，但如果员工不具备相应的技能和动力，承诺就不能得到履行。因此，员工技能是企业承诺得以履行的保证。对于工业市场环境下的物流服务来说，其运输的货品一般较为复杂，甚至具有某种特殊性，其服务通常需要由有专业资格的人员来提供，相比一般的服务，其服务流程也更复杂，因此员工的专业知识和技能是这类物流服务企业提供服务的质的关键要素。而基于资源基础理论的观点，人力投入（如员工态度、行为和技能等）对于企业的绩效至关重要。BRODIE 也指出，企业内部营销对客户的服务品牌感知具有间接的影响。因此，选择员工专业技能作为物流服务品牌的另一个组成要素。

交互营销是指企业员工与客户之间的互动。BITNER 指出，服务关系是在客户与企业进行互动以及服务生产和消费的瞬间建立的。因此，企业员工与客户之间的双向沟通是企业向客户传递承诺的有效途径之一。通过这种沟通，企业可以与客户就各自对对方的期望进行协调，从而有利于双方关系的建立。就本文所关注的工业市场环境下的物流服务来说，双方人员的交互活动强度和频率远甚于普通的个体顾客与服务提供商的交往。这种交互包括承接订单、回复询问、服务故障响应、拜访客户以及执行交付任务等。对于工业市场环境下的物流服务来说，企业各个层面上的员工的服务营销导向也至关重要。这些人员包括销售人员、维修人员、安装人员和维护人员、货车司机以及客服人员等。员工与客户的互动会进一步发展成友谊，从而使双方的关系更加紧密。

因此，在本文所关注的物流服务市场中，员工之间的沟通和互动会对双方的关系产生更加重要的影响。基于此，选取沟通作为物流服务品牌的第 3 个组成要素。此外，由以上论述可以看出，承诺贯穿于企业的各个营销活动之间，它对客户对服务品牌的感知具有基础性的作用。企业与客户的关系是通过“承诺的相互交换和履行”来实现的。承诺是商业市场中互动的基本元素，它能够协调企业的活动并激发员工、客户和供应商的热情。就本文所关注的物流服务的特性而言，物流服务提供商所提供的服务，作为供应链的一部分，会影响到客户的绩效，从而对整个供应链的绩效产生影响。因此，在

商业市场中, 客户通常要求服务提供商做出承诺, 并向服务提供商说明提出这一要求的原因, 以确保服务提供商能明确地知道自己的任务。基于此, 将承诺纳入进来作为物流服务品牌的第 4 个要素。

至此, 本文以企业的不同营销活动模型为基础, 建立了一个工业市场环境下的物流服务业的服务品牌概念模型, 该模型包括专业技能、企业声誉、企业承诺和沟通 4 个要素, 并且每个要素与企业的不同营销活动分别对应。在此需要说明的是, 物流服务品牌的构成要素并不仅限于以上 4 个, 其他一些用来描述物流服务的要素也可以被纳入进来。这里适当简化, 仅选取以上 4 个要素来加以研究。

2 关系质量与关系满意

2.1 关系质量

本文使用“关系质量”一词来描述客户对双方关系的感知。关系质量通常被视为客户对买卖双方整体关系中实现客户所关心的期望、预测、目标与欲望的满意感。JOHNSON 将关系质量描述为描绘双方关系的深度与氛围。

关系质量通常被视为一个多维结构, 常见的典型构成维度包括信任、满意和承诺。在建立高质量关系的过程中, 信任是非常重要的, 而且信任是从一种不断获得的允诺保证过程中获得的, 绝非自动获得的, 因此本文选择信任作为关系质量的一个构成维度。关于承诺维度, GANESAN 指出, 承诺与长期关系导向概念比较类似, 不仅如此, 它还与客户忠诚行为的一些衡量指标存在相似性。RUSBULT 指出, 承诺关系只有在关于理想化关系的典型社会心理学研究中可以作为一个因变量来加以研究, 在这种情况下, 承诺不能作为中间变量, 而应该是结果变量。因此, 在本文中关系质量的构成维度不包括承诺。关于满意维度, CHANG 等指出, 满意通常被视为是由一种买卖关系所形成的结果, 因此这里也将它视为一个结果变量, 而不是关系质量的构成维度。此外, 选择感知产品 / 服务质量作为关系质量作为关系质量的另一构成维度。任何买卖关系都是以产品 / 服务交换为基础的, 因此将整体产品 / 服务质量感知作为关系质量的一个基本构成维度是必要的, 本文支持这一观点, 将服务质量感知纳入进来作为关系质量的一个构成维度。在本文中, 关系质量反映了客户对双方关系的整体感知和评判, 它既包括客户对产品 / 服务方面的感知, 又包括客户对双方关系层面的评判, 其维度结构包括: ①整体服务质量感知; ②客户对服务提供商的信任。

2.2 关系满意

与客户保持良好的关系不仅能够增加企业的销售额和利润, 还有利于扩大企业的市场份额和降低成本, 因此, 卖方会竭力满足客户需求, 并使客户满意。在以往研究中, 满意通常是指客户对一系列产品 / 服务绩效进行评价后所产生的感知状态, 这里, 满意所评价的对象是产品 / 服务, 因此也被称为服务满意。本文关注客户对双方关系的感知, 因此本文主要关注客户对“关系”的满意, 即关系满意。与服务满意的概念类似, 将关系满意定义为客户经过每一次特定交易后对双方关系满意程度进行比较后的一种累积状态。关系满意主要关注双方持续互动即关系的无形方面, 因此, 关系满意高于服务满意, 并且超越了服务满意的核心要素。

3 研究假设

3.1 专业技能

专业技能是指员工(包括销售人员、服务操作人员、沟通人员等)对与服务相关的知识、经验及能力的掌握程度。客户对员工专业技能的感知反映了他们对其能力的认可。

服务提供商所提供的服务与其服务人员(即员工)有着密切的联系。在许多情况下, 服务人员本

身就是服务。因此,在服务传递过程中,与人相关的变量是非常重要的要素,服务人员的态度、专业技能和其实际行为等都会直接地影响客户对服务的评价。由此,提出下面的假设:假设 1a 工业市场环境下物流服务提供商的专业技能与客户的质量感知存在积极的关系。

正是由于自身所掌握的技能,员工才能够降低服务接触过程中客户感知到的不确定性和自身利益易受损的程度。客户会信任他们认为具有更高专业技能的合作伙伴。因此专业技能提升客户的信任感。实证研究也表明专业技能与客户对员工的信任、关系质量(满意、信任)存在积极关系。由此,提出下面的假设:假设 1b 工业市场环境下的物流服务提供商的专业技能与客户信任存在积极的关系。

3.2 企业声誉

声誉是指行业中的企业或人们对企业的诚实性和关心客户的程度的感受。声誉是价值回报和向客户表达关注的证明。

声誉是企业以往行为的结果,它是企业历史的一面镜子,向目标客户传达了关于产品/服务质量的信息。CHEN 等运用信号学理论在网络环境下的研究发现,作为一种外部线索,企业声誉为客户感知网络零售商的产品质量提供了重要帮助。由此,提出下面的假设:假设 2a 工业市场环境下物流服务提供商的企业声誉与客户的质量感知存在积极的关系。

声誉与信任的积极关系表现在以下 3 个方面:①声誉可以降低客户对不确定性的感知。良好声誉的形成是以一段时间内的良好表现为基础的,因此客户在对企业绩效和产品/服务质量进行评价时就会感到有信心,并且感知到的风险就会较少。因此,良好的声誉会导致客户更高层次的信任。②声誉为潜在合作伙伴提供了企业可以信赖的证明。良好的声誉可以在企业间传播,买方企业可以通过他人或其他企业的口碑和行为来推断该企业是否可信。例如,对于某一企业不太熟悉的买方而言,它可以通过该企业的声誉来做出判断。声誉为买方企业提供了信任关系建立过程中的“第一印象”。③声誉对从事机会主义行为的企业而言是一项巨大的成本。声誉是“脆弱的”,创立声誉既花时间又费金钱,但却非常容易受到损害。具有良好声誉的企业很少采取损害其声誉的行为,这能够提升客户对企业的诚实性和可靠性的感知。另外,实证研究也表明声誉对信任有积极的影响。由此,提出下面的假设:假设 2b 工业市场环境下物流服务提供商的企业声誉与客户信任存在积极的关系。

3.3 企业承诺

承诺是指企业向客户做出的能够满足其要求的保证。遵守承诺是双方互利关系的本质。质量是服务绩效与客户期望进行比较的结果。这意味着质量感知不仅受服务提供商实际绩效的影响,还受客户期望的影响。期望则是客户对于产品/服务的购前看法,并受与企业相关的一系列因素的影响。这些因素包括购前接触、口碑、企业的宣传和沟通策略(如广告、个人销售和价格)、企业承诺等。因此,服务提供商可以积极地通过外部营销和沟通策略来塑造“客户的期望”。由此可以说,承诺描述了企业未来的服务水平,而客户期望则是由这些承诺塑造出来的。由此,提出下面的假设:假设 3a 工业市场环境下物流服务提供商的企业承诺与客户的质量感知存在积极的关系。

承诺是建立信任的手段之一。①承诺有利于消除双方的隔阂。承诺是企业向客户证明自己对自身能力和可靠性有信心的一种方式之一。因此,企业会承诺按一定的方式行动,从而相信那些了解这一行动的企业(即目标客户)会依赖它们来履行义务。承诺还会迫使企业改善服务以避免经常性的支出而引起的额外成本。②承诺意味着公平。企业做出承诺就是在明确地告诉客户可以依赖它们来获得回报。企业承诺使客户有机会知道一旦承诺得不到履行会出现什么样的结果。具体来说,客户可以以企业承诺为依据向企业索赔,以弥补其所承受的损失。因此,企业承诺可以使客户感到有限程度的信任。总之,承诺能够使客户以最小的成本去信任企业,并且是信任的一种人为保证,因此,提出下面的假设:假设 3b 工业市场环境下物流服务提供商的企业承诺与客户信任存在积极的关系。

3.4 沟通

沟通是企业间关系发展的内在要素,通常被定义为企业间正式或非正式的信息交流和共享。关系营销方面的研究已经证实信息交流在商业关系中的重要性。沟通与客户的质量感知存在积极的关系。PARSURAMAN 研究发现,有 10 个因素会影响客户的服务质量感知,其中之一便是沟通。开诚布公地分享与双方关系存在紧密关系甚至有时是消极的信息会被认为具有积极的质量感知。例如,服务企业可以为客户提供其未能察觉到的有关市场变化的信息。如果服务提供商所预期的变化发生,那么客户就可以提前做些准备或采取一些必要的防范措施。由此,信息分享会提升客户的质量感知。另外,信息分享还可以降低客户对服务绩效模糊性的感知,从而使客户以更积极的姿态去评价其所接受的服务。由此,提出下面的假设:假设 4a 工业市场环境下的物流服务提供商的沟通与客户的质量感知存在积极关系。

沟通包含企业各个层面上的联系,它对客户信任的影响体现在以下 3 个方面:①沟通有利于协调双方的看法和预期。信息交流的频率和质量是影响双方在多大程度上了解各自目标并协调自身行动以实现这些目标的一个重要因素。与实现目标具有共同性和相互信任相关的沟通的一个具体方面就是反馈。反馈为客户提供了企业对于其表现的看法的相关信息,客户可以利用这些信息来调整自己行为或努力地去改变另一方的目标。沟通体系的融合可以使双方的关系更加紧密。②沟通可以向客户表明企业关心客户的利益,沟通会影响客户对双方关系的看法。通过向客户表明企业关心他们与他们的关系,企业可以提升客户对自身“特殊地位”和“紧密关系”的感知,从而可以积极地影响客户对企业的信任程度。③沟通有利于解决分歧。缺少沟通容易导致问题,并最终导致双方关系破裂。直接的沟通可以帮助避免关系进一步恶化,从而有利于信任的建立。总之,经常性的和高质量的沟通会导致更程度的信任。实证研究也表明沟通与客户信任存在积极的关系。由此,提出下面的假设:假设 4b 工业市场环境下物流服务提供商的沟通与客户信任存在积极的关系。

3.5 关系质量各个维度与关系满意之间的关系

质量感知是指客户对企业产品或服务的整体评价。企业提供能够满足客户需求的产品或服务是发展与客户具有高质量关系的必要条件。

关系是逐步发展的过程。这一过程需要一系列的对交易另一方的积极体验,它为客户提供了评价服务提供商表现的机会。在关系发展的初始阶段,客户体验主要来自对整体质量的感知。客户一系列的积极体验过程会使客户对双方的关系感到满意。由此,提出下面的假设:假设 5 在工业市场环境下物流服务市场中,客户对质量的感知与关系满意存在积极的关系。

信任是指交易的一方对另一方的正直性、可靠性和信赖程度的感受。信任包括购前信任和购后信任。根据社会交换理论,客户的购前信任会对其购后的满意程度产生直接的影响。因此本文认为随着时间的变化,客户累积性的信任感知会影响其累积性的满意。在任何一种情况下,根据以往的经历,如果客户不再信任该服务提供商,那么,就很可能对该提供商感到不满意。GWINNER 等提出的“信任利益”概念为本文的信任—关系满意的积极关系提供了另一种解释:信任利益包括客户焦虑感的降低、对提供商信心感知风险的减少以及对未来期望的预知等一系列心理方面的感知,当客户感知到服务提供商提供的这些利益时,他们的整体满意程度就会提高。因此,提出下面的假设:假设 6 在工业市场环境下的物流服务市场中,客户信任与关系满意存在积极的关系。

至此,根据以上论述,建立图 2 的概念模型。该模型将物流服务品牌要素(专业技能、企业声誉、企业承诺和沟通)与关系质量(质量感知和客户信任)和关系满意连接了起来,建立了它们之间的复杂关系。在该模型中,物流服务品牌的各个要素对客户的质量感知和客户信任有直接的影响,并通过质量感知和客户信任对关系满意产生间接影响。

4 研究方法

4.1 样本与数据收集

本研究采用问卷调查的方式收集数据,调查的背景为工业品物流服务行业。正式调查于 2010 年 6 月中旬~8 月底期间进行。问卷的收集工作主要通过国内一家大型工业物流企业进行,该企业是在国内工业品物流服务市场具有较大影响力的企业,调查的对象为该企业的当前客户。本次问卷调查共发放问卷 388 份,回收问卷 299 份。

删除空白、数据缺失过多或问项回答前后明显矛盾的问卷,最终确定有效问卷 272 份,有效问卷回收率为 70.1%。在本次问卷调查的样本中,接受调查的企业基本上都是生产类企业,交由该企业运输的货类以煤炭、矿石、厂矿设备及相关配件等为主,在分布区域上包括甘肃、内蒙古、河北、山东、上海等地区。

4.2 变量测量

问卷的设计参考了以往的研究。专业技能的测量条目来自 DONEY 等;企业声誉的测量条目来自 JOHNSON 等;企业承诺的测量方式主要选自以往研究中用于测量其他变量(如服务质量等)时所涉及的有关承诺的条目;沟通的测量方式参考了 SIN 等的研究;质量感知的测量条目选自 CRONIN 等所使用的条目;客户信任的测量条目改编自 KEH 等、DONEY 等 [和 SIN 等的研究,其中,1 条用来测量可靠性,2 条用来测量善意,其余 3 条用来测量正直性;关系满意的测量条目来自 ULAGA 等和 PING 的研究。

为确保量表能够正确地应用到中国市场下的研究中来,笔者对原量表中的概念、语句、词汇进行了适当的修改,并经过两轮英汉互译和对照形成初始量表。在对全部量表设计完成后,又分别请市场营销专业的 1 名博士研究生导师和 2 名博士研究生以及 1 名从事工业品物流服务工作的企业管理人员对各个测量条目的可靠性和内容有效性进行了分析。根据他们的反馈意见,对条目的语义和语境进行了修改,最终形成正式的调查问卷。问卷全部采用 7 级 Likert 量表的形式,“1”表示“非常不同意”,“7”表示“非常同意”。

5 研究结果

5.1 测量模型

(1) 信度分析

本文使用 LISREL8.70 进行验证性因子分析,检验结果见表 1。7 个因子的 Cronbach's α 系数均大于最低临界值 0.70。利用验证性因子分析计算各个潜变量的组合信度 (CR),结果见表 1,各个潜变量的 CR 值也均高于最低临界值 0.70,说明本研究中的各个潜变量具有较好的信度。

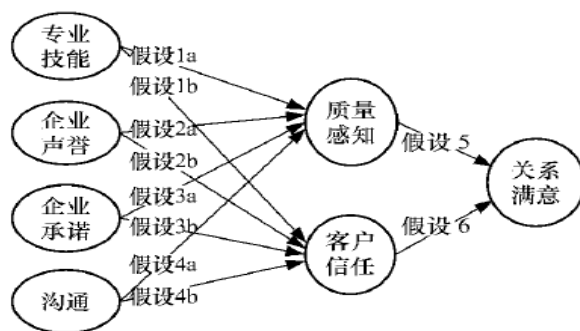


图 2 概念模型

表 1 量表因子载荷、信度和效度检验结果

变量	测量条目	标准化 因子载荷	t 值	Cronbach's α	CR 值	AVE
专业技能	1. X 的员工有充足的专业知识	0.91	19.40***	0.917	0.917	0.787
	2. X 的员工非常了解其业务	0.89	18.55			
	3. X 的员工有丰富的经验	0.86	17.60			
企业声誉	1. X 在行业中享有盛誉	0.76	14.61	0.833	0.830	0.619
	2. X 关注客户	0.81	15.80			
	3. X 是行业中最有实力企业之一	0.79	15.37			
企业承诺	1. X 做出了可靠的承诺	0.91	19.36	0.930	0.933	0.822
	2. X 承诺在某一时间提供服务,它确实会这样做	0.91	19.23			
	3. X 的服务与承诺一致	0.90	18.98			
沟通	1. 经常沟通并向对方表达看法。	—	—	0.904	0.906	0.829
	2. 能够通过沟通指出彼此的不足	0.89	18.19			
	3. 能够坦诚地沟通	0.93	19.73			
质量感知	1. 总的来说,X 的质量卓越	0.93	20.09	0.943	0.943	0.847
	2. 总的来说,X 的质量较高	0.89	18.84			
	3. 总的来说,X 的质量具有较高的标准	0.94	20.53			
客户信任	1. 相信 X 有能力做好自己的工作	0.85	17.26	0.952	0.953	0.773
	2. 相信 X 会为客户牺牲自身利益	0.82	16.40			
	3. 相信 X 关心它的客户	0.89	18.65			
	4. 相信 X 会履行它的承诺	0.88	18.27			
	5. 在重要事情上,X 值得信任	0.92	19.93			
	6. 总体而言,X 值得信任	0.91	19.52			
关系满意	1. 我们认为选择 X 是做了一件正确的事	0.88	18.09	0.905	0.906	0.763
	2. 总的来说,我们对与 X 的关系感到满意	0.90	18.95			
	3. 总的来说,X 是一家能与之开展业务的好公司	0.84	16.98			

注: a. 因交叉因子载荷较高而被删除; *** $p < 0.001$

(2) 效度分析

效度分析包括内容效度、收敛效度和区别效度分析。①本研究所采用的条目均取自以往的研究,并经过专家和行业管理人员的检验,因此,在内容效度方面基本不存在统计问题。②各个测量条目在各自因子上的载荷均处于 0.77~0.93 之间,并且都通过了显著性检验,满足有关研究关于标准化因子载荷大于 0.60 的要求;AVE 处于 0.624~0.834 之间,均高于最低临界值 0.50,说明本研究中各个变量具有较好的收敛效度。③本研究采用 ANDERSON 等的建议对区别效度进行检验,结果见表 2,任意 2 个潜变量的相关系数加减标准误的 2 倍都不包括 1,说明量表具有较好的区别效度。

表 2 潜变量间相关系数及标准误

	专业技能	企业声誉	企业承诺	沟通	质量感知	客户信任	关系满意
专业技能	1						
企业声誉	0.93(0.02)	1					
企业承诺	0.89(0.02)	0.96(0.02)	1				
沟通	0.84(0.02)	0.83(0.03)	0.83(0.02)	1			
质量感知	0.88(0.02)	0.90(0.02)	0.89(0.02)	0.83(0.02)	1		
客户信任	0.90(0.02)	0.92(0.02)	0.92(0.01)	0.87(0.02)	0.87(0.02)	1	
关系满意	0.88(0.02)	0.93(0.02)	0.90(0.02)	0.82(0.03)	0.91(0.02)	0.94(0.01)	1

注: 括号中数字为标准误

5.2 结构模型与假设检验

本研究使用 LISREL8.70 进行结构方程模型分析,模型的拟合优度见表 3。 $\chi^2 / df < 3$,模型的 GFI=0.85、AGFI=0.81、RMSA=0.075 均达到可接受的水平,NFI=0.98、NNFI=0.99、CFI=0.99、IFI=0.99 也超过了标准值 0.90。整体而言,模型与数据的拟合度可以接受。

表 3 结构方程模型拟合优度指标

	χ^2	df	χ^2/df	CFI	NFI	NNFI	IFI	GFI	AGFI	RMSEA
模型	550.48	217	2.537	0.99	0.98	0.99	0.99	0.85	0.81	0.075
建议标准	—	—	<3.0	>0.90	>0.90	>0.90	>0.90	>0.80	>0.80	<0.08

假设检验结果见图 3 和表 4。专业技能与质量感知有积极的关系,但并不显著($\beta = 0.17, t = 0.96$),与客户信任有积极的关系且显著($\beta = 0.29, t = 3.50$),假设 1a 没有得到支持,假设 1b 得到支持;企业声誉与质量感知存在积极的关系且显著($\beta = 0.74, t = 9.18$),与信任的关系积极但不显著($\beta = 0.22, t = 0.82$),假设 2a 得到支持,假设 2b 没有得到支持;企业承诺与质量感知有积极的关系但并不显著($\beta = 0.18, t = 0.78$),与信任的关系积极且显著($\beta = 0.49, t = 6.12$),假设 3a 没有得到支持,假设 3b 得到支持;沟通与质量感知($\beta = 0.21, t = 2.73$)和客户信任($\beta = 0.21, t = 3.41$)均具有积极显著的关系,因此假设 4 a 和假设 4 b 得到支持;质量感知与关系满意($\beta = 0.37, t = 5.59$)和客户信任与关系满意($\beta = 0.62, t = 8.99$)之间均具有显著的积极关系,假设 5 和假设 6 得到支持。假设 1a 没有得到支持,可能的原因是技能反映了企业执行服务的能力,在客户眼中它是企业提供服务所必须具备的基本条件,因此并不能对客户的质量感知产生显著的影响。声誉与信任存在积极的关系但并不显著(即假设 2b),可能的原因是信任具有强烈的后验特征,在双方无任何交易历史的情况下,直接的体验是判断可信性的一个最有可能的基本原则,因此声誉并不是影响信任的唯一因素,还有其他因素对信任产生影响,因此对声誉的感知并不必然导致对信任的感知显著增加,在本文中,专业技能、企业承诺和沟通都对信任有显著的影

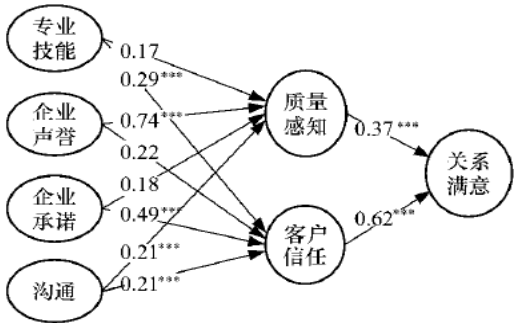


图 3 模型检验结果

表 4 假设检验结果

假设	变量间关系	假设模型		竞争模型	
		路径值(t 值)	检验结果	路径值(t 值)	检验结果
假设 1a	专业技能→质量感知	0.17(0.96)	不支持	0.07(0.49)	不支持
假设 1b	专业技能→客户信任	0.29(3.50***)	支持	0.21(1.35)	不支持
	专业技能→关系满意	—	—	-0.36(-1.24)	不支持
假设 2a	企业声誉→质量感知	0.74(9.18***)	支持	0.67(4.53***)	支持
假设 2b	企业声誉→客户信任	0.22(0.82)	不支持	0.18(0.57)	不支持
	企业声誉→关系满意	—	—	0.99(1.53)	不支持
假设 3a	企业承诺→质量感知	0.18(0.78)	不支持	—	—
假设 3a	企业承诺→客户信任	0.49(6.12***)	支持	0.36(1.63)	不支持
	企业承诺→关系满意	—	—	-0.56(-1.35)	不支持
假设 4a	沟通→质量感知	0.21(2.73**)	支持	0.21(2.68**)	支持
假设 4b	沟通→客户信任	0.21(3.41***)	支持	0.24(3.61***)	支持
	沟通→关系满意	—	—	-0.01(-0.13)	不支持
假设 5	质量感知→关系满意	0.37(5.59***)	支持	0.26(2.41**)	支持
假设 6	客户信任→关系满意	0.62(8.99***)	支持	0.65(4.40***)	支持

注: ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

响,则说明了这种可能性是存在的。假设 3a 没有得到支持,可能的原因是承诺只能体现企业提供的服务的最低标准,与专业技能一样,这种标准是每个服务企业所必须具备的,它只能达到客户所能接受的服务的最低水平,满足客户的最基本需求,但并不能显著地提升客户的质量感知。

本文中的假设模型强调关系质量在物流服务品牌与客户关系满意之间具有中介效应。为检验模型的稳定性,本文对存在物流服务品牌与关系满意直接路径的竞争模型进行了检验。从拟合优度指标来看,竞争模型($\chi^2=541.65$, $df=211$, $GFI=0.85$, $AGFI=0.81$, $RMSEA=0.076$, $NFI=0.98$, $NNFI=0.99$, $CFI=0.99$, $IFI=0.99$)稍微优于假设模型,但竞争模型的 14 个路径只有 5 个显著(见表 4),而假设模型的 10 个路径则有 7 个显著,根据公认的模型比较准则,笔者认为假设模型更好地拟合了数据;为进一步检验关系质量的中介效应,本文还对不存在关系质量与关系满意直接路径的另一竞争模型进行了检验,结果显示,该竞争模型的拟合优度($\chi^2=572.54$, $df=216$, $GFI=0.84$, $AGFI=0.80$, $RMSEA=0.078$, $NFI=0.98$, $NNFI=0.99$, $CFI=0.99$, $IFI=0.99$)与假设模型相比较差。因此,关系质量在物流服务品牌与客户关系满意之间具有完全中介效应的假设模型为最优模型。

6 结论及讨论

本文通过对物流服务企业客户的问卷调查,运用结构方程模型和实证分析的方法对工业市场环境下的物流服务企业的服务品牌对客户对双方关系感知的影响进行了研究。本研究根据相关理论建立了一个包含多个要素的物流服务品牌模型,该模型包括企业层面的声誉与承诺、操作层面的专业技能和沟通 4 个要素。研究结果表明,各个服务品牌要素会发挥重要的作用,从而为本文的概念模型的应用提供了实证支持。从总体上来说,物流服务企业客户对其服务品牌的感知会影响其对双方关系的感知,并通过关系质量感知间接地影响客户对双方关系的满意程度。

各个服务品牌要素对质量感知和信任的影响并不相同。具体来说,声誉对质量感知有显著的影响,但对信任的影响不显著,这一结果与 SUH 等的说法一致:良好的声誉并不必然导致信任的增加;专业技能和承诺对信任有显著的影响,但对质量感知的影响并不显著;沟通对质量感知和信任均具有显著的影响,这表明直接的、高质量的双向沟通在工业市场环境下的物流服务购买双方之间具有高度的重要性。

以往关于服务品牌在双方关系中的作用多以定性研究为主,本文以实证的方式验证了服务品牌(具体来说,是物流服务品牌)在建立高质量客户关系过程中的重要作用,为企业管理人员,特别是工业市场环境下的物流服务企业管理人员客观地理解服务品牌对双方关系的影响提供了理论依据。

对关系质量与关系满意,本研究发现客户对服务质量的感知会显著地提升他们对双方关系的满意程度;同样,信任对关系满意也具有积极、显著的影响,客户对卖方的信任度越高,则越倾向于对当前双方的关系感到满意。

本研究对于那些试图对客户关系心理行为进行引导的工业市场环境下的物流服务企业具有借鉴意义。本研究证实了物流服务品牌对客户关系感知的显著影响。这一结果为寻求在客户购买前对客户心理预期进行引导的工业品物流服务企业提供经验支持。也就是说,工业市场环境下的物流服务企业必须认识到,品牌在发展与客户良好关系的过程中会发挥重要的作用。这对于以长期关系导向为目标的工业市场环境下的物流服务企业而言尤为重要:企业在实施服务品牌营销活动时,以能够促进与客户建立良好的合作关系并进而提升企业的营销绩效作为导向和出发点之一,通过服务品牌对客户对双方关系的感知进行合理和积极的引导。在具体策略上,从企业层面来说,企业可以通过提高企业声誉和做出可靠的承诺来树立诚信经营的形象;从操作层面上来说,可以通过加强员工培训提升员工技能和强化客户沟通,树立可感知的“员工品牌”形象和体现重视与关怀客户的态度,来使客户对企业产生积极的情感,从而引导和激发客户对双方关系的积极感知。

本文的研究局限主要体现在以下几个方面:①本研究是在前人提出的不同营销活动模型的基础上来选取物流服务品牌构成要素的,只考虑了专业技能、企业声誉、企业承诺和沟通 4 个要素,但构成服务品牌的要素有很多,比如品牌形象、企业形象、服务多样性等,后续研究可继续拓展物流服务品

牌的构成要素来展开进一步的研究;②本研究只选取了国内一家大型物流企业的客户作为实证研究的背景,其结果必然有一定的局限性,后续研究可选择该行业几个大型企业的数据进一步检验模型的有效性;③本研究调查是一次性调查,缺乏长期数据的支持,今天的研究结果并不代表明天的结论,特别是工业市场环境下的物流服务的购买双方之间注重长期关系的维持,因此,对客户心理和购买行为的持续关注应该成为未来研究的方向。

作者: 许月恒 张明立 任淑霞

来源:《管理学报》2013 年第 5 期

天然气综合利用的技术经济分析

技术经济及管理 1 燃料消耗现状



洛阳分公司制氢原料和工艺燃料消耗主要是装置自产干气,不足部分以燃料油补充。目前分公司燃料气产量约为 39367Nm³/h。其中 4636Nm³/h 由液化气补充提供,其余部分主要来自两套催化、新柴油加氢、蜡油加氢及焦化等五套装置产约 34000Nm³/h,占总产量的 87%。分公司燃料气消耗主要集中在常减压、重整、制氢、焦化及芳烃装置,五套装置消耗约 35164Nm³/h,占燃料气总耗量的 87%。

油品质量升级改造完成后,工艺用燃料量增加,而两套催化装置由重油催化变为蜡油催化后,干气产率降低,造成燃料不平衡度增加。随着 2010 年 10 月 15 日 260 万 t/a 新柴油加氢装置的投入运行,4 万 m³/h 制氢装置也同步投入运行,目前负荷率保持在 30%左右,制氢装置的投入运行,需多消耗干气 3.05 万 t/a,使燃料不平衡度进一步增加(详见表 1)。

表1 洛阳分公司燃料气、燃料油、制氢原料系统平衡汇总表

燃料气产出 (Nm ³ /h)		燃料气消耗 (Nm ³ /h)	
一催化	5000	常减压	11500
二催化	7000	油浆拔头	500
焦化	8500	容脱	2500
重整	1500	大硫黄	500
催柴加氢	3500	焦化	4500
蜡油加氢	3800	重整	7800
直柴加氢	1500	柴油加氢	1950
芳烃	3500	航煤加氢	550
气柜	7000	蜡油加氢	1400
		制氢	7300
		芳烃	4300
		水汽预热炉	500
合计	41300	合计	43300

备注: 1、统计数据中约 2000Nm³/h 的燃料气缺口。

2 高附加值产品平衡燃料情况

为保证氢平衡及燃料系统平衡,2010 年 1~9 月份每月瓦斯管网及燃料油系统中需补入一定量的液化气、加氢蜡油、拔头轻油浆、石脑油等高附加值产品,这些燃料的补入影响高附加值产品收率

表2 燃料补入量汇总表

项 目	每小时补量	每月补量	每年补量
单 位	t/h	t/月	t/a
液化气	4.49	3142.857	37714.286
加氢蜡油	2.306	1614.286	19371.429
拔头轻油浆	2.367	1657.143	19885.714
石脑油	2	1400	16800

约 1 个百分点。补入情况如表 2 所示:

3 天然气利用改造项目技术经济分析

3.1 天然气利用的必要性

天然气是优质的制氢原料,也是清洁的工业用燃料气。中国石化榆林-济南天然气管线将于 2010 年底投用,目前安阳-洛阳天然气长输管道正在建设,设计输量 15 亿 m³/a,在洛阳分公司东北方向约 2 公里处建设分输站,并为洛阳分公司预留了接口,这为洛阳分公司利用天然气资源创造了有利条件。若采用天然气作为洛阳分公司制氢装置原料,并补充工艺用燃料不足,可降低装置能耗及生产成本。因此,实施天然气综合利用改造项目,将天然气用于制氢和补充装置工艺用燃料,是十分必要的。按照 2011 年 6 月份原料价格测算,使用天然气后全年可降低制氢及燃料系统毛成本 11146 万元。

毛成本=补充的非干气物料折合成液化气的量×液化气的单价-补充的非干气物料折合成天然气的量×天然气的单价其中:液化气的量=89960t/a 液化气的单价=4382 元/t 天然气的量=82962t/a 天然气的单价=3408 元/t。

3.2 洛阳分公司对天然气的需求量

天然气热值约是液化气热值的三分之一(以体积计,天然气的热值为 37.6MJ/m³,液化气的热值约为 108.4MJ/m³)。由于本项目实施后以烧干气为主,不足部分可补充天然气,所以燃烧管路设计以天然气参数为准。按各种非干气燃料与天然气的质量热值比计算停补非干气燃料后所需的天然气需求量(氢气供需处于平衡状态)如表 3 所示:

表3 停补非干气燃料后所需的天然气需求量

项 目	每年补量	与天然气的 质量热值比	合天然气量 (质量)	合天然气量 (标准体积)
单 位	t/a		t/a	亿m ³ /a
液化气	37714.286	0.9222	34780.74	0.4848
加氢蜡油	19371.429	0.8603	16666.17	0.2323
拔头轻油浆	19885.714	0.8433	16770.58	0.2338
石脑油	16800	0.8777	14744.92	0.2055
合 计				1.1564

根据上述计算过程,可以确定近期(明年)天然气需求量为 1.1564 亿 Nm³/a。

随着原油硫性质劣质化和装置加工量的提高,及成品油质量升级的要求,氢气需求量会明显攀升,对天然气的需求也会相应日益增加,届时需天然气 1.95 亿 m³。考虑到企业今后的发展,项目按远期达到 3.0 亿

Nm³/a 进行规划设计。

3.3 天然气项目改造内容

项目内容包括天然气长输管道敷设、计量系统、缓冲罐设置等,以及厂区内部分燃料系统管网改造、聚酯车间热媒炉的改造等。

管道自横润分输站至分公司的天然气管道埋地敷设,从洛阳分公司东北侧进入厂区。进入厂区后,天然气管道一路接入装置干气管网;另一路接入制氢装置内天然气缓冲罐。

天然气管道工程实施的同时,洛阳分公司需对聚酯装置三台 50160MJ/h 燃油热媒炉进行燃气改造,使用天然气作为燃料,保证加热炉平稳运行,天然气用量是 5100Nm³/h。

4 经济效益测算

目前我国的乙烯缺口还很大,随着乙烯工业的快速发展,国内每年需要进口大量的乙烯下游衍生物。采用稀乙烯制乙苯技术可直接将干气作为乙苯装置的原料,资金投入明显低于建设蒸汽裂解装置与配套的乙苯装置。可以达到以较少的资金投入利用稀乙烯的目的。

洛阳分公司催化干气中乙烯资源量十分可观,两套催化装置每年可产干气约 9 万吨,其中乙烯含量约 1.4 万吨。但是目前将干气仅作为燃料使用,使乙烯资源白白烧掉,十分可惜。

天然气改造项目实施后,用天然气来代替干气作为装置用燃料,然后利用干气中的乙烯和苯烃化制备乙苯,再将乙苯绝热负压脱氢制苯乙烯。这样就充分利用炼厂干气中的乙烯资源,是提高资源利用率,降低企业的生产成本和增加企业经济效益的一条有效途径。

根据两套催化干气中乙烯的含量及洛阳分公司发展规划,乙苯—苯乙烯装置的规模可按 8 万吨/年考虑。参照近期计划新建同等规模的乙苯—苯乙烯装置投资情况,新建 8 万吨/年乙苯—苯乙烯装置为 4 亿~5 亿元。预测经济效益:财务内部收益率(税后)10.39%;投资回收期 8.61 年;年均销售收入 82220 万元;净利润 3976 万元。

5 天然气改造后干气的再利用建议

经初步测算,整个项目投资约为 2908 万元。本项目引入天然气,替代高附加值的液态烃、石脑油等燃料或制氢原料。非赢利性独立企业项目,其经济效益与分公司的整体效益融为一体,不适于进行独立经济效益评价。但为体现其重要性及经济可行性,对其按“项目有无法”,即将新增的项目投资带来的成本节约值作为项目的经济效益来进行经济评价。

洛阳分公司近期天然气需求量为 1.1564 亿 Nm³/a,可等热值替代液化气、石脑油、加氢蜡油、拔头轻油浆等高附加值产品或中间产品。经济效益可按替代前后的成本节约值计算。

根据经济效益计算及相关基本数据,本项目实施后可节约成本 11145 万元/年,所得税后内部收益率为 293.9%,财务净现值 43890.4 万元,投资回收期 1.3 年。各项指标优于行业基准水平,项目实施后有较大的经济效益。

综上所述,实施天然气综合利用改造项目,近期可以替代高附加值的液态烃、石脑油等燃料或制氢原料,改变洛阳分公司燃料不平衡现状,可节约成本 11145 万元/年;远期可考虑应用天然气替代干气作为消耗燃料,使节余的干气用于发展乙苯—苯乙烯等化工装置,也可产生较为可观的经济效益,因此,该项目的实施对于洛阳分公司的发展十分有利。

作者:王瑞丽

来源:《河南化工》2012 年第 29 期

会计学专业基于就业需求培养模式的 实证分析

会计学



1 研究步骤与方法

1.1 问题和研究方法的提出

随着国家高等教育教学改革的不深入和科学技术的迅猛发展,课程教学内容、教学手段和教学方法不断更新,高等学校会计学专业作为会计人才培养的一方沃土,必须高度重视实验教学和实践教学的质量培养高素质应用型人才。如何加强和改进会计学理论教学与实践教学相结合,提高会计学专业学生的应用能力,更好地配合会计学专业岗位要求是一项艰巨的任务。

因此,本文以调查企业对会计人才的需求为出发点,从会计从业人员对会计教学及人才培养的认识着手,对企业采用抽样调查的方式对会计学专业毕业一年并企业中担任会计人员的毕业生进行问卷调查,并将结果进行统计分析,力图使结论更具准确性和客观性。最后,根据会计学专业学生的调查结果,建立会计专业人才培养指标体系,确定分析因子,并进行主成分分析和因子分析,选择相关度和成分系数较大的因子,重新构建新的会计专业人才培养模式。

抽样调查属于非全面调查,是按照科学的原理和计算,从若干单位组成的事物总体中,抽取部分样本单位来进行调查、观察,用所得到的调查标志的数据来代表总体、推断总体。由于抽取样本是随机的;每个单位被抽到的概率是相等的;样本数量的确定也是根据调查误差的要求,科学计算出来的,从而抽样调查被公认为是非全面调查方法中用来推算和代表总体的最完善、最有科学根据的调查方法。

1.2 研究步骤

本研究分为以下几个步骤:第一步,选取样本。这是研究的最基本工作,由于本文的研究目的是以企业为依托的会计专业人才培养模式的研究,不能单纯从企业出发,也不能脱离学校教学,而实现这一目的最好的体现就是刚参加工作不久的会计学专业毕业。故本文以刚参加工作一年的会计学专业毕业生为研究对象。

第二步,设计调查问卷并实施调查。设计一份合理的调查问卷是保证研究结果合理、可靠的关键,本文遵循客观、科学的原则,严格围绕研究目的,建立相关指标体系,设计了一套调查问卷,并采用抽样调查的方式实施调查。

第三步,调查结果分析。对调查问卷进行统计分析,并采用主成分分析和因子分析,确定分析因子。

第四步,根据分析结果确定影响以企业为依托的会计专业新培养模式的重要因素,得出相关结论,提出新的培养模式。

1.3 研究假设

在研究之前,首先做了如下假设:1. 毕业生是理性的,会从自身利益角度考虑选择;2. 影响毕业生就业的因素更大程度上是理论教学和实践教学,而非社会因素和个人因素;3. 毕业生认为专业基础知识的教学与就业的相关关系,专业基础知识学得越好,就业相对越容易;4. 毕业生认为实践知识的

教学与就业的相关关系, 实践能力掌握得越好, 就业相对越容易。

1.4 问卷设计及调查实施

(1) 设计问卷。

一份合理科学的问卷将有助于问题的研究, 因此在收集了多方资料的基础上, 并借鉴以前研究者对相关问题的研究, 设计了该问卷。

此问卷包括两个部分, 第一部分为被调查者的基本情况, 包括年龄、性别、薪酬收入、工作时间等内容; 第二部分为被调查者的工作情况, 包括求职途径、工作环境; 第三部分为影响就业因素的选择, 包括在校期间所学专业基础课、专业课、实验教学学时、实验教学方法、社会实践、基地实习、认证资格培训及职称培训的重要性, 其中认证资格培训包括会计上岗证培训和注册会计师培训, 职称培训包括初级会计师培训和中级会计师培训。

表 1 影响会计专业毕业生就业的指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
理论教学	专业基础课	
	专业课	
实验教学	实验教学学时	
	实验教学方法	
实践教学	实践教学	
	基地实习	
专业培训	认证资格培训	上岗证培训
		注册会计师培训
	职称培训	初级会计师培训
		中级会计师培训

对于给指标打分则采用五级法, 针对专业基础课、专业课、实验教学学时、实验教学方法、社会实践、基地实习、认证资格培训及职称培训的重要性均有两个等级, 分别为“不重要”得 1 分和“非常重要”得 5 分, 规定被调查者可以在 1 分—5 分之间根据自己的感受任意打分, 以此为记分标准。

(2) 调查范围的确定及实施

调查范围也就是样本的选取, 在充分考虑调查实施可能性的基础上, 本文重点对哈市几所高校毕业刚满一年的 2009 届会计专业本科毕业生实施调查。调查过程通过邮件、网络、登门拜访等多种渠道共发放问卷 240 份, 最后收回问卷 232 份, 其中有效问卷为 219 份, 有效问卷率为 94.4%。

2 调查结果的统计与实证分析

2.1 调查结果统计

在问卷回收之后, 采用统计软件 SPSS11 进行资料与数据分析, 对调查数据进行描述性统计 (Descriptive Statistic), 包括受测者的性别、年龄、薪酬水平、工作时间等, 了解样本的分布情况。

所有参测人员中, 年龄主要分布在 22—25 岁之间, 为毕业 1 年的会计专业大学毕业生, 男、女性别的人数分别为 104 人 (47.49%) 和 115 人 (52.51%)。从组织规模看, 36.53% 的毕业生在 200 以上公司工作, 从职位分布看, 普通员工占了 93.15%, 主管或经理职位的仅有 6.85%, 这个分布是适中的。

受测者的性别、性格、专业类型、年薪、在目前单位的工作时间分布见下表 2。从数据可以看出: 样本基本属性分布中, 年龄和性别分布符

表 2 样本属性的基本情况

类型		人数	比例
年龄	22 岁	10	4.57%
	23—24 岁	195	89.04%
	25 岁	14	6.39%
性别	男	104	47.49%
	女	115	52.51%
年薪	1 万以下	125	57.08%
	1—2 万	83	37.90%
	2 万以上	11	5.02%
工作时间	6 个月以下	78	35.62%
	6 个月—1 年	52	23.74%
	1 年以上	89	40.64%

合常规, 年薪水平和工作时间分布合理。

2.2 调查结果的实证分析

采用 SPSS11.5 应用软件对调查问卷中, 受测者针对影响就业的不同因素所做的打分结果进行因子分析, 从中找出少数几个能控制原始变量的随机变量(即影响因素), 使这几个公共变量能够尽可能多的包含原始变量中的信息, 也就是说, 找出的公共因素能够极大可能地影响会计专业毕业生的就业, 最后依据此结论提出以企业为依托的会计专业人才培养模式的方案。

按照本文研究需要, 选取影响会计专业学生就业因素的 8 个指标, 并根据调查结果, 获得会计专业毕业一年的学生对此的打分结果, 运用软件 SPSS11.5 以影响会计专业学生就业的 8 个因素为变量(X_i), 对此次调查结果进行因子分析, 从而找出提高会计专业学生就业的主要影响因素, 进而制定会计专业学生的培养方案。

根据各变量之间的相关系数矩阵, 可以看出多数变量之间存在高度的相关关系, 因此有必要进行因子分析。通过因子载荷矩阵的分析, 提取了 F1、F2 和 F3 三个公共主因子, 从而得出因子模型为:
 $X_1=0.693F_1+0.105F_2+0.058F_3$; $X_2=0.9F_1+0.29F_2+0.014F_3$; $X_3=0.167F_1+0.898F_2+0.054F_3$;
 $X_4=0.87F_1+0.182F_2+0.174F_3$; $X_5=0.878F_1+0.281F_2+0.214F_3$; $X_6=0.103F_1+0.917F_2+0.103F_3$;
 $X_7=0.474F_1-0.8F_2+0.75F_3$; $X_8=-0.399F_1-0.093F_2+0.862F_3$;

因子旋转后的载荷矩阵为:

表 3 Rotated Component Matrix (a)

	Component		
	1	2	3
x1	.703	.005	-.007
x2	.931	.140	-.090
x3	.028	.908	.106
x4	.898	.050	.107
x5	-.806	.431	.248
x6	.049	.926	.045
x7	.508	-.110	.723
x8	-.345	.023	.890

Extraction Method :Principal Component Analysis.

Rotation Method:Varimax with Kaiser Normalization

a. Rotation converged in 4 iterations.

从旋转后的因子载荷矩阵(表 3)可以看出, 第一主因子主要由变量 x_1 , x_2 和 x_4 决定, 它们在主因子上的载荷分别为: 0.703, 0.931 和 0.898; 第二主因子则主要由变量 x_3 , x_5 和 x_6 决定, 它们在主因子上的载荷分别为: 0.908, 0.431 和 0.926; 第三主因子主要由变量 x_7 和 x_8 决定, 它们在主因子上的载荷分别为 0.723 和 0.890。

由于因子得分的协方差矩阵为单位矩阵, 说明提取的三个公共因子之间是不相关的。

因此, 可以得出影响会计专业学生就业的主要因素, 在制定会计专业学生培养模式时, 可以从这几个因素入手, 提高会计专业学生的

就业。例如, 第一公共因子 F1 主要关于专业基础课, 专业课的讲授和实验教学方法的实施, 因此在制定会计专业学生培养模式时, 要加强会计专业理论知识的讲授并注重实验教学方法的改进; 第二公共因子 F2 主要关于实验学时, 基地实习和社会实践, 因此在制定会计专业学生培养模式时, 要加强对实践能力培养, 增加学生接触社会的机会, 提高学生动手能力; 第三公共因子 F3 主要关于资格培训和职称培训, 因此在制定会计专业学生培养模式时, 要注重学生职业能力的提高, 加强实践能力在资格水平上的提高, 为今后就业打下夯实的基础。

作者: 高巍 牛胜芹 崔仙玉

来源:《哈尔滨金融学院学报》2011 年第 6 期

浅谈数学金融学的变革与发展



1 金融数学的前沿问题

1.1 美式期权、利率的期限结构问题

在市场交易的期权大部分是美式期权。对于美式期权的定价，问题要比欧式期权定价困难得多。因为美式期权可以在到期前的任何时刻执行，这就牵涉到期权的最佳执行时间问题。一般情况下期权的最佳执行时间是一个十分复杂的问题，至今还没有得到很好地解决。一般情况下，美式期权没有精确的解析定价公式，因而只能用数值算法或解析近似解，如蒙特卡罗模拟法、数图法、有限差分法等。这些理论分别从不同的角度对利率的不规则变化作出了解释。近年来由于利率风险的日益突出，利率期权等利率衍生证券 (Interest Rate Derivatives) 得到了迅速发展，利率的期限结构模型更显重要。利率的期限结构的数学模型不断提出。

1.2 市场的波动性与突发事件问题以及市场的不完全性和信息不对称问题

金融市场的波动现象，一般可以归结为随机变量，以股票价格的波动为例。在“B-S 模型”及其大部分推广中，股票价格的波动率为常数，这在实际中是不合理的。为更准确地描述股票价格变化的规律，有几种重要的因素必须考虑：股票价格的波动率对股票价格的依赖性；波动率与其它随机变量的依赖性；股票价格可能的突然跳动（象 1929 年或 1987 年的股票市场崩溃那样的事件）。随机波动率模型能够体现上述某些因素，目前受到极大的重视。这类模型（如 Hull-White 模型）假设波动率服从某一随机过程，比如几何布朗运动等等。它的种种推广，如 GARCH, EGARCH 模型等。这些模型都是将原来分析时间序列的方法用来分析波动率。

2 对金融数学历史突发事件的研究

2.1 机制的研究

研究突发事件首先必须弄清其机制。只有弄清了机制才能分析其前兆，研究预警的方法及因此之道。突发事件并不限于金融领域，也存在于自然界及技术领域中。而且各个不同领域中的突发事件具有一定的共性，按照其机制可大致分为以下两大类。这里正反馈的作用等效于级联。在社会、经济及金融等领域中也有类似的情形，例如企业间达的连锁债务就有可能导致“级联放大”，即由于一家倒闭而引起一系列债主的相继倒闭，甚至可能触发金融市场的崩溃。这次 LTCM 基金的危机，如果不是美国政府及时介入，促使 15 家大银行注入 35 亿美元解困，就很可因 LTCM 基金倒闭而引起“级联放大”，造成整个金融界的信用危机。

金融界还有一种常用的术语，即所谓“杠杆作用” (leverage)。杠杆作用愿意为以小力产生大力，此处指以小钱控制大钱。这也属于“放大”类型。例如 LTCM 基金不仅大量利用银行贷款造成极高的“运用资金与资本之比”，而且还利用期货交易到交割时才需付款的规定，大做买空卖空的无本交易，使其利用“杠杆作用”投资所涉及的资金高达 10000 亿美元的天文数字。一旦出问题，这种突发事件的震撼力是惊人的。

2.2 机制复杂性的研究

金融突发事件要比自然界的或技术的突发事件复杂得多，其复杂性表现在以下几个方面：

(1) 多因素性。

对金融突发事件而言，除了金融诸因素外，还涉及到政治、经济、军事、社会、心理等多种因素。LTCM 事件的起因本为经济因素—俄罗斯政府宣布推迟偿还短期债券，而俄罗斯经济在世界经济中所占份额甚少，之所以能掀起如此巨大风波，是因为心理因素的“放大”作用：投资者突然感受到第二类债券的高风险，竞相抛售，才造成波及全球的金融风暴。可见心理因素不容忽视，必须将其计及。

(2) 非线性。

影响金融突发事件的不仅有多种因素，而且各个因素之间一般具有错综复杂的相互作用，即为非线性的关系。例如，大户的动作会影响到市场及散户的行为。用数学语言说就是：多种因素共同作用所产生的结果，并不等于各个因素分别作用时结果的线性叠加。突发事件的理论模型必须包含非线性项，这种非线性理论处理起来要比线性理论复杂得多。

(3) 不确定性。

金融现象一般都带有不确定性，而突发事件尤甚。如何处理这种不确定性是研究突发事件的关键之一。例如，1998 年 8 月间俄罗斯经济已濒临破产边缘，几乎可以确定某种事件将会发生，但对于投资者更具有实用价值的是：到底会发生什么事件？在何时发生？这些具有较大的不确定性。

由此可知，金融突发事件的机制不像自然界或技术领域中的那样界限分明，往往具有综合性。

2.3 应对突发事件对策及办法

突发事件是“小概率”事件，基于传统的平稳随机过程的预测理论完全不适用。这只要看一个简单的例子就可以明白。笔者认为，针对金融突发事件的上述特点，作预警应采用“多因素前兆法”。前面说过，在“能量”积累型的突发事件发生之前，必定有一个事先“能量”积累的过程；对“放大”型的突发事件而言，事先必定存在某种放大机制。当然，金融突发事件要比汽车机械故障复杂得多，影响的因素也多得多。为了作出预警，必须对多种因素进行实时监测，特别应当“能量”的积累是否已接近其“临界点”，是否已存在“一触即发”的放大机制等危险前兆。其一，是计及多种因素的困难，计及的因素越多，模型就越复杂。其二，定量化的困难。有些因素，比如心理因素，应如何量化，就很值得研究。

3 金融数学的发展趋势及变革中存在的问题

3.1 市场中存在的若干问题及风险

现实的证券市场是不完全市场。这常常表现为市场中的证券和股票投资组合是受到限制的。例如，不准卖空股票、不准贷款炒股、限制交易数量等。达菲等人在不完全市场的一般均衡理论方面作出了重要工作。他们的工作从理论上证明了金融创新的合理性和对提高社会资本资源配置效率的重大意义。另外，在现实的市场中，参与的经济人掌握的信息是不对称的（即信息不互通、掌握的信息不一样）。在信息不对称情况下，问题主要涉及到经济人之间的相互对策。由于不对称信息刻划的困难，参与的经济人的信息层次往往很多，问题的困难性可想而知的。数学处理就更为困难。

3.2 金融数学研究面临新挑战及变革

对金融经济现象的变与动的直觉三性（随机性，模糊性，混沌性）进行综合分析研究，已确定从此到彼的过渡条件、转换机理、演变过程、本质特征、产生结果以及人们所采取的相应的金融对策，尤

其是货币政策。

对以信用货币为核心的三量(货币需求量、货币供给量、金融资金流向流量)进行综合分析研究,对货币均衡和非均衡的合理界定提供正确的金融理论以及数学模型,为改善社会总量平衡关系将对财政、金融、物质、外汇四大平衡提供依据。

对支撑现代金融大厦的三大支柱即三率(利率、汇率、保率、扩至经济领域还包含税率、物价综合指数)进行综合分析研究,为制定合理的三(五)率体系提供符合实际的金融数学模型支撑。

小结:对分别以生产力要素选择,地区或部门资源配置,综合金融经济指标为研究对象的三观(微观、中观、宏观)进行综合分析研究,以便将其成果更充分地更广泛地更方便地应用于金融经济领域。(上述问题简称为“四个三工程”)随着社会主义市场经济的建立和发展,通货膨胀时有发生和加剧,还会有新的更复杂的金融问题需要我们去研究,去探讨,去解决。

作者:苏铭彻 杨晓 李滢

来源:《企业家天地》2010 年第 4 期

企业家政治关联、竞争战略选择与企业价值

——基于上市公司动态面板数据的实证研究



引言

国内外一系列研究表明,企业家政治关联已经同股权结构、人力资本一样成为企业的重要特性,对企业运营有重要影响。对于转型时期的中国企业而言,越来越多的企业家或者自己争取人大代表、政协委员的政治身份,或者聘请前任或现任政府官员、人大代表、政协委员担任企业董事,以期获得税收优惠、银行贷款、减少政府干预等好处。

然而,在一部分学者证实企业家政治关联对企业价值有显著正向影响的同时,”也有学者发现笼统来看,企业家政治关联对企业价值的影响并不显著,甚至会损害企业价值。他们认为可能的原因在于:一方面,企业家与政府关系越紧密,越有可能导致政府过多干预,不仅推荐的董事缺乏经营企业的专业才能,也使得企业承担了过多的社会功能,从而对企业价值产生负面影响;另一方面,随着企业所在行业的成熟度提高、企业管理水平提高、市场机制日趋完善,企业家对政治联系的惯性投资可能超过政治联系所带来的收益,从而造成企业价值下滑。

在现有研究基础上,我们认为仍然可能在以下两方面值得进一步探索:第一,我们认为当前对企业家政治关联与企业价值关系研究结论不一致的原因在于,企业家政治关联与企业价值的内在机制缺乏研究,它们之间的关系仍然是一个“黑箱”。通过细分政治关联的维度、探索企业家政治关联与企业价值关系的内在作用机制,可以进一步对企业家政治关联与企业价值关系的研究起到深化和补充作用;第二,当前研究主要聚焦于政治关联的“资本”视角,即企业家政治关联如何给企业带来资源利益从而影响企业价值。然而社会资本理论认为,社会连带运行的基础,是连带双方拥有对方所需的

资源进行互动，在此过程中的互惠交换是社会连带发挥“资本”作用的前提，这也是社会连带生产和再生产的基本原则。因此，企业家政治关联在发挥“资本”作用的同时，也必然需要承担对连带对象——政府的回报责任。在现有研究中，已经初现企业家对政府回报探讨的端倪——如具有政治关联的企业家需要承担更多政府摊派下的社会责任、更有可能进行无效率的并购重组以提高当地GDP、雇佣更多的员工减轻当地政府的就业压力。因此，从企业家回报政府角度出发，剖析企业家政治关联与企业价值内在作用机制，具有一定程度的理论视角创新。

本文基于社会资本互惠交换理论提出，企业家政治关联在作为社会资本给企业带来制度性资源的同时，也因为回报中央政府、地方政府对企业经营不同期望，形成了企业在竞争战略层面提升企业价值的具体路径差异。通过2001—2008年上市公司的动态面板数据对理论假设进行实证检验，发现企业家中央政治关联与地方政治关联均对企业价值有正向显著影响，但是两者对提升企业价值的作用路径存在差异：具有中央政治关联的企业家通过差异化战略提升企业价值的中介效应得到证实，而低成本战略则在企业家地方政治关联与企业价值关系中发挥了中介桥梁作用。本文对企业家政治关联与企业价值关系的研究不仅具有理论视角上的创新，基于微观企业运营的分析 and 结论也对当前我国宏观产业结构升级的实施提供了参考，并对当前地方政府官员晋升锦标赛模式提供了警示证据。

1 理论分析与研究假设

随着社会资本理论在中国本土研究的兴起，企业家政治关联作为社会资本可以帮助企业获取制度性资源，已经成为学术界的共识。然而，无论是个体还是群体层次的社会资本分析，互惠交换都是社会资本分析的基础组成部分。因此，企业家政治关联在获取制度性资源、发挥“资本”作用的同时，企业家需要对连带对象——政府进行互惠回报，对社会连带进行维护。对此，本文使用社会资本互惠交换理论作为本文的理论依据，结合当前中央政府、地方政府对企业经营目标期望的差异，探讨具有不同类型政治关联的企业家在回报政府动机下，实现企业价值内在作用机制的路径。为了检验企业家政治关联和企业价值的因果关系以及它们之间的内在作用机制，我们选择建立中介效应理论模型进行分析。

1.1 企业家政治关联对企业价值的影响

在中国经济转型过程中，企业家政治关联提升企业价值的作用主要体现在以下两个方面：

(1) 企业家政治关联对企业的保护。在市场机制尚未完全建立时期，缺乏法律保护和政府侵害产权是转型经济国家中企业经营的两大障碍。而企业家与政府建立的社会联系则为企业提供了一种权力庇护，有利于减少政府和执法部门的检查频率和刁难、避免政府部门对企业的“乱摊派、乱收费”，或者向企业索取贿赂等腐败行为，从而最终有利于企业得到保护或避免麻烦。因此，企业家政治关联有利于降低企业运营成本，从而提高企业价值。

(2) 企业家政治关联有利于企业获取制度性资源。与政府关系获得的制度性资源主要表现在企业获得税收、贷款、进入管制行业等方面的利益。在获取贷款方面，国外研究者发现具有政治关联的企业比其他企业获得最多超过45%的银行贷款，相比其他企业可以有50%的利率优惠，也更容易以较少的抵押物获得较多的长期贷款。余明桂和潘红波对中国企业的研究也发现，具有政治联系的企业能够获得更多的银行贷款和更长的贷款期限；在税收方面，具有政治联系的企业在税率方面比没有政治联系的企业更低；在进入管制行业方面，胡旭阳的研究发现，在中国金融业进入受到政府管制的情况下，民营企业家的政治身份通过传递民营企业质量信号，降低了企业进入金融业的壁垒。因此，企业家政治关联可以帮助企业进入资金门槛较高、市场准入限制较多，而盈利空间较大的行业，从而提高企业价值。

因此,在现阶段中国制度建设不完全、政府掌握着众多制度资源的情况下,企业家与中央政府或者地方政府建立的联系都有利于提高企业价值。据此,本文提出以下假设:

假设1:企业家中央政治关联与企业价值正相关

假设2:企业家地方政治关联与企业价值正相关

1.2 竞争战略选择的中介作用

(1) 中介变量的选择

根据富兰克·奈特的定义,企业家是在不确定环境下承担风险的战略决策者。战略选择理论也发现,企业家作为企业战略决策的人格代表,通过对企业内外部环境变化的感知、理解来制定和调整企业的经营战略。因此,我们认为具有政治关联的企业家回报政府的行为及对企业的影 响首先表现在企业战略选择上。

相对企业家政治关联与多元化战略的研究,企业家政治关联与企业商业层面竞争战略之间的关系,仍然研究较少。因此,本文以商业层面的竞争战略作为中介变量,在剖析企业家政治关联与企业价值内在机制的同时,也拓展了企业家政治关联与企业战略选择关系的研究领域。具体而言,我们选择了Porter的竞争战略作为研究对象,这种战略类型的划分在其诞生之后为众多战略研究者所接受。同时,由于聚焦战略本身不具有竞争优势,[20]并且纯粹竞争战略类型之间的活动相互排斥,企业只有选择差异化或者低成本某一纯粹竞争战略时才能获得竞争优势。因此在本文中,我们仅研究低成本战略和差异化战略的中介作用。

(2) 企业竞争战略选择的中介作用

① 企业家中央政治关联与企业价值的中介路径分析

差异化战略强调企业通过品牌塑造、技术创新、服务创新等手段,达到提供的产品或服务与竞争对手相区别的目的。产品或服务的独特性可以建立顾客对其品牌的忠诚,由此产生的低价格敏感性帮助企业避开竞争对手的竞争,为企业带来持久竞争优势。

对于具有中央政治联系的企业家而言,企业更容易选择差异化战略提高企业价值。首先,中国在过去30年取得举世瞩目的经济成就的同时,传统的大规模、低成本、高能耗的增长方式也引起了学术界的批评和质疑。作为全国经济发展目标的制定者,党中央在十六届五中全会提出了建设创新型国家的战略目标,力图以企业自主创新能力的提升作为调整我国产业结构、转变增长方式的中心环节。鼓励具有品牌效应、自主知识产权和较强国际竞争力的优势企业进行具有自主知识产权的研发活动,中央政府为此制定了相应的财政政策、税收政策以及政府采购政策对企业进行引导和支持。根据社会资本的互惠交换原则,企业家要想长期维持与中央政府的联系,并在政治联系中获取中央政府提供的各项制度性资源,企业家就更有可能在互惠、回报的规范下响应中央政府号召,在微观企业运营决策中加大探索型研发投入和品牌建设,选择差异化战略进行市场竞争。

其次,企业家与中央政府的政治关联更容易在市场机制配置资源功能尚未完全建立的情况下,帮助企业获得必要的信息资源、知识资源和制度性资源实施差异化战略:第一,差异化战略的实施要求企业有足够信息第一时间应对变化的市场条件,需要频繁、迅速地调整它的产品、服务和市场。企业家与中央政府的政治关联有利于帮助企业获得产业内信息(如相关技术标准)、产业外信息(如出口退税率调整),相对于竞争对手具有更广泛的认知结构,对市场变化越能做出快速反应;第二,从学习模式上讲,差异化战略更注重与搜索、创新和实验等活动相关的探索式学习,企业需要从外部获得丰富的异质性知识资源。在中国,当前大部分最优质的知识资源仍然掌握在与中央政府密切关联的部属大学和“国字头”科研机构手中。企业家中央政治关联有利于企业通过中央政府“牵线搭桥”,与

高校、科研机构建立合作关系从而获取企业相对于竞争对手更强的技术创新能力；第三，差异化战略所强调的技术创新、市场创新，相对于低成本战略强调的工艺流程创新更容易遭到竞争对手的模仿，因此实施差异化战略的企业产品生命周期更短，需要企业持续对产品技术研发、市场营销进行投资。在当前市场经济体制建设尚不完全的情况下，企业获得资金的渠道仍然主要依靠银行贷款，特别是国有银行的贷款。企业家与中央政府的社会联系，有利于企业获得银行贷款，可以对企业持续技术改造和创新提供充足的财务资源，支持企业差异化战略的实施。

基于以上分析，本文认为，具有中央政治关联的企业家更有可能通过回报与其联系的中央政府期望，在提升企业价值路径中选择差异化战略作为中介桥梁，并提出以下假设：

假设 3.1：企业家中央政治关联通过差异化战略的中介作用间接正向影响企业价值

本文以上分析，基于社会资本互惠理论提出了具有中央政治关联的企业有可能通过差异化战略提升企业价值的设想。然而，具有政治关联的企业家从中央政府处获得的信息、技术、资金等资源也有可能在企业购买先进设备、改进生产流程工艺方面等发挥作用。从资源基础理论视角而言，具有中央政治关联的企业所获得的资源也有可能有利于企业低成本战略的实施。因此，低成本战略在资源基础理论视角下也有可能成为企业家中央政治关联与企业价值的中介桥梁之一。为了保证本文社会资本互惠理论所提出假设的可靠性，有必要基于资源基础理论提出以下竞争性假设，并在实证分析中对两种理论下的观点进行检验：

假设 3.2：企业家中央政治关联通过低成本战略的中介作用间接正向影响企业价值

② 企业家地方政治关联与企业价值中介路径分析

尽管学术界和中央政府正在倡导中国优势企业进行品牌建设、自主研发等活动推动产业升级，但是低成本优势作为产业升级的基础目前仍然是中国产业集群的主要竞争优势。因此，对于现阶段的中国企业而言，低成本战略同样能够提高企业价值。

与具有中央政治关联的企业家不同的是，具有地方政治关联的企业家更倾向选择低成本战略提高企业价值。这是因为，地方政府和中央政府需要的企业互惠回报内容可能存在差异。20世纪80年代以来，通过行政分权和财政分权改革，地方政府获得了更多的经济决策权和财政收益，极大地推动了地方经济增长。然而，随之产生的以GDP增长为单一考核指标的地方官员晋升锦标赛模式，使得地方政府官员通过政治干预企业活动来推动自己在“官场”上晋升成为普遍现象。

在地方政府与企业关系中，地方政府在向企业家提供税收、审批、资金资助、政府“绿色通道”等制度性资源的同时，作为回报需要企业承担对地方经济、市政建设、就业和税收的贡献，因此更容易偏好企业避免风险、扩大规模、稳定发展。在互惠规范下，企业家对地方政府期望的回报在企业运营中表现为：与地方政府有政治联系的企业家通过政治关联获取政策、信息、资金等资源配置后，往往表现为不愿意从事风险高、研发周期长、市场不确定的探索型创新，而更愿意选择回报周期短且规避风险的渐进型创新。通过学习效应在已有知识基础上进行渐进式研发活动，为企业降低成本、提高生产效率实施低成本战略提供了必要的技术支持。企业更容易在地方政府引导下，进行并购重组以提高当地GDP，通过雇佣更多的员工以减轻地方政府的就业压力，这种基于政治回报而非效率的企业规模扩大，也迫使企业需要通过流程改进等手段降低企业运营成本，通过低成本战略实施提高企业价值。在当前地方政府官员晋升锦标赛模式下，地方政府对企业提供的支持有利于企业实施低成本战略，如压低土地转让价格，降低企业土地成本；提供利率更低的贷款降低企业的资金成本；对企业劳动保障和社会福利不健全采取漠视态度以降低企业劳动力成本；忽视中央政府制定的环境保护政策降低企业运营的环境成本等。

基于以上分析，本文认为，具有地方政治关联的企业家更有可能通过回报与其联系的地方政府

期望，在提升企业价值路径中选择低成本战略作为中介桥梁，并提出以下假设：

假设 4.1：企业家地方政治关联通过低成本战略的中介作用间接正向影响企业价值

以上假设基于企业回报地方政府增加 GDP、保持就业、避免风险等期望所可能选择低成本战略提升企业价值的观点。尽管与当前学术界对地方政府对待自主创新、科研投入的调查相一致，但是当地方政府在本地产业发展遇到瓶颈和升级压力时，地方政府往往也有足够的动机介入企业的创新活动，如深圳市 2006 年颁布“关于实施自主创新战略建设国家创新型城市的决定”在全国首先提出建设国家创新型城市，到 2010 年带来深圳市专利申请居全国第三的效果。此后，长沙、苏州、大连、杭州等 16 个城市相继开展创新型城市的建设。因此，地方政府也有可能出于产业升级、突出政绩的目的，推动企业创新和走特色发展之路，传导至企业也有可能引导企业走差异化战略道路提升企业价值。考虑到不同地方政府在本地经济发展所处不同阶段对企业的期望差异，本文也进一步提出与 4.1 相对的竞争性假设：

假设 4.2：企业家地方政治关联通过差异化战略的中介作用间接正向影响企业价值

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本研究根据 Wind 数据库中的“上市公司实际控制”数据库对企业家政治关联进行编码，对于该数据库报告不完全的部分，通过巨潮咨询网和上市公司网站进行补充。研究所使用的财务数据则主要来自于 CSMAR 数据库，采用的数据类型为合并报表数据。在上市公司所有行业分类中，制造业样本数量不仅相对较多，而且制造业上市时间最久，公司年报数据更成熟、更可信，因此本文选择上市公司中的制造业为本研究的样本。我们按照以下标准对原始样本进行筛选：(1) 剔除 B 股或 H 股上市公司，这些公司面临境内外双重监管环境，与其它上市公司不同；(2) 剔除 2001—2008 年曾被 ST 和 PT 的样本；(3) 剔除资产负债率超过 100% 的样本；(4) 剔除总资产回报率在 (-50%，50%) 之外的，被认为是经营异常的样本；(5) 剔除企业家简历介绍缺失或者不详细的样本。最终，我们的样本期为 2001—2008 年中国制造业 A 股上市公司，截面企业数量为 592，观测值为 4415 的非平衡面板数据集。

2.2 研究方法

(1) 模型设定

首先，本研究为企业家政治关联、企业竞争战略与企业价值的中介效应模型，参照 Baron 和 Kenny 的回归方法依次建立三个回归模型，并进一步进行 Sobel 检验以避免依次回归检验所可能发生的第二类错误；其次，考虑到企业发展过程中的路径依赖所产生的惯性，前期的企业价值和企业战略很有可能会影响当期的企业价值和企业战略，为了解决这种相关性，我们需要在解释变量中加入被解释变量的滞后项进行控制，从而形成动态面板数据结构。因此，本文中介效应回归方程为：

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * Value_{i,t-1} + \beta * Political_{i,t} + \gamma * Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Strategy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * Strategy_{i,t-1} + \beta * Political_{i,t} + \gamma * Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Value_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * Value_{i,t-1} + \beta_0 * Political_{i,t} + \beta_1 * Strategy_{i,t} + \gamma * Control_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中 $Value_{i,t}$ 代表企业价值作为被解释变量, $Political_{i,t}$ 代表企业家政治关联作为解释变量, $Strategy_{i,t}$ 代表企业竞争战略作为中介变量, $Control_{i,t}$ 代表其它影响企业价值或企业战略的控制变量集合, μ_i 代表个体特质效应, 它不随时间发生变化, $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。

(2) 变量选择和说明

① 被解释变量——企业价值 (Value), 采用 Tobin's Q 进行测量。

② 解释变量——企业家政治关联 (Political)。本文主要借鉴巫景飞等对企业家政治联系的分类和测量方法, 采用对公开发布的董事长信息进行编码。对企业家政治关联的编码所参考的问题如表 1 所示, 在该董事长简历中, 如果认为董事长符合该条目则编码确认为 1, 否则编码为 0, 然后逐项相加, 编码分值越高越说明该董事长政治关联规模越大。并且按照吴文锋等对企业家政治关联进行中央、地方区分的思想, 我们分别形成了企业家中央政治关联 (Cgsn) 和企业家地方政治关联 (Lgsn)。

表 1 企业家简历内容分析问题汇总表

概念	维度	编码条目
企业家政治关联 (Political)	企业家地方政治关联 (Lgsn)	是否有地方政府部门工作经验 (军队)
		是否在地方政府部门担任过处级以上领导岗位 (军队为团职干部以上)
		是否担任过地方“两会”代表、政协委员
	企业家中央政治关联 (Cgsn)	是否获得过以下地方政府颁发的奖项 (省市县级劳模、先进个人、优秀企业家等)
		是否有中央政府部门工作经验 (含军队, 如总政等)
		是否在中央政府部门担任过处级以上领导岗位 (军队为团职以上)
		是否担任过全国“两会”代表、政协委员
		是否获得过以下中央政府颁发的奖项 (全国劳模、先进个人、优秀企业家等)

注: 相关测量指标主要来源于巫景飞等的研究

③ 中介变量——企业竞争战略 (Strategy)。相对于问卷测量企业竞争战略, 采用公开的财务指标测量企业竞争战略更能反映企业已经实施或者正在实施的战略。所以, 当我们关注战略对企业价值的影响时, 采用财务指标测量企业竞争战略更加合理。在国内外学者对企业竞争战略研究的基础上, 结合国内上市公司财务指标, 我们采用如下方式测量企业竞争战略: 第一, 差异化战略 (Differ)。我们主要采用毛利率和营业费用收入率测量企业差异化战略程度。通过对这两个指标做主成分因子分析后, 发现这两个指标都归于一个单一因子, 且特征向量也类似 (因子载荷均为 0.89), 于是取这两个指标的平均值作为差异化战略的指标。第二, 低成本战略 (LOWCO St)。本文采用总资产周转率测量低成本战略的资产节约维度, [32] 采用销售收入与销售成本的比率测量低成本战略的成本效率维度。类似的, 在主成分分析后, 我们发现这两个指标也都归于一个单一因子, 具有相似的特征向量 (因子载荷为 0.77), 我们同样取这两个指标的平均值作为低成本战略测量的指标。

④ 其它控制变量。第一, 企业规模 (Size)。使用公司总资产测量企业规模, 控制对企业价值的影响; 第二, 资本结构 (Dtar)。我们用企业资产负债率测量影响企业价值的资本结构; 第三, 组织冗余 (Slack)。我们用流动比率、资产负债率和销售、管理和一般费用对销售收入的比率三个指标对组

组织冗余进行测量,在主成分分析后取平均值生成组织冗余指标;第四,产品市场竞争(Mcop)。我们选用主营业务销售利润率、存货周转率和应收账款周转率三个指标,取其倒数然后利用主成分分析法将主成分因子特征根大于1的前两个主成分因子合成一个指标,该指标越大说明企业所在具体行业中的产品市场竞争越激烈;第五,企业年龄(Yom)。控制企业成立时间对企业价值的影响,计算公式为:企业年龄=样本年份-企业成立年份;第六,盈利能力(ROE)。选取了净资产收益率对影响企业价值的盈利能力进行控制;第七,企业性质(State)。如果企业实际控制人为国有企业、国有机构、开发区、事业单位等则赋值为1。如果企业实际控制人为民营企业、港澳台公民、外国公民、无国籍人士等则赋值为0;第八,所在地域(Pom)。我们按照樊纲等编制的《中国市场化指数—各地区市场化相对进程2009年度报告》,选择上海、广东、浙江、江苏、福建、北京、天津、山东八个省区为市场化进程发达地区,并编码为1;①而其它地区则为不发达地区,编码为0;第九,年度虚拟变量(Year Dummy)。考虑到我国股票市场高波动性的特点,不同年份市场行情差别较大,可能影响企业价值,因此加入年度虚拟变量以控制年度固定效应。

为防止面板数据中可能存在的非线性关系、非平稳序列等计量问题,我们对以上变量除虚拟变量外都采取自然对数形式。因为对数值的变化是相对变化,不仅使结果更容易解释而且使数据分布更接近正态分布。最后,考虑到在中国越是成功的企业,企业家受到政府奖励、获取政治身份的可能性越大,企业价值同样会影响企业存续时间、企业拥有的冗余资源等,因此在回归分析时,按照赵文哲和周业安的做法,将相关解释变量作为内生变量处理,使用内生变量的滞后值作为工具变量。

3 估计方法和实证结果

3.1 估计方法

由于本文模型中被解释变量企业价值与其滞后变量、其它解释变量之间可能存在相互影响的内生性问题,最小二乘法(OLS)不再能一致和无偏地估计参数,本文选择系统广义矩估计法(SYS—GMM)来估计本文的动态模型。首先,对回归方程进行一阶差分变换以消除个体效应 μ_i ;然后,将滞后变量作为差分方程中相应内生变量的工具变量来估计差分方程,从而得到一阶差分广义矩估计量;接着,在一阶差分广义矩估计量基础上进一步使用水平方程的矩条件,将内生变量的一阶差分作为水平方程中相应的水平变量的工具变量。系统GMM估计克服了弱工具变量和小样本偏误的影响,提高了估计效率,因此本文下面的估计结果中将报告SYS—GMM估计值,所用的软件是Stata11,根据命令Xtdpdsys进行回归。在估计中,为避免滞后期太长导致弱工具变量问题,我们在估计时限定使用二阶滞后值作为相应内生变量的工具变量。

3.2 样本描述性统计

表2 相关变量描述性统计结果

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
企业价值(Value)	0.26	0.33	-0.54	2.33
中央政治关联(Cgsn)	0.36	0.41	0	1.39
地方政治关联(Lgsn)	0.20	0.33	0	1.38
差异化战略(Differ)	-1.83	0.79	-7.39	1.54
低成本战略(Lowcost)	0.19	0.23	-0.92	1.68
盈利能力(ROE)	-2.85	0.99	-8.11	-0.29
企业年龄(Yom)	2.07	0.50	0	3.14
企业性质(State)	0.76	0.42	0	1
企业所在区域(Pom)	0.46	0.49	0	1
企业规模(Size)	21.33	0.96	18.98	26.02
资本结构(Dtar)	-0.85	0.45	-4.00	-0.01
组织冗余(Slack)	-0.36	0.36	-1.38	2.54
产品市场竞争(Mcop)	-3.13	1.35	-13.07	1.43

表2提供了主要变量的描述性统计分析,从表2可以看到,企业家中央政治关联和企业家地方政治关联最小为0,最大为1.38和1.39,说明不同企业间企业家政治关联差异较大。与此同时,企业在差异化战略和低成本战略上的选择也有较大差异,其中差异化战略最小值为-7.39,最大值为1.54,而低成本战略最小值为-0.92,最大值为1.68。表2也给出了其它变量的描述性统计情况。

3.3 实证结果

(1) 模型总体分析

本文分别报告了企业家中央政治关联与企业价值中介效应检验结果(表3)、企业家地方政治关联与企业价值中介效应检验结果(表4)。首先,从整体上来看,由表3、表4第1行所示,前期战略与前期价值作为自变量各自对作为因变量的当期战略、当期价值都具有显著正向影响,由此可见本文选择动态面板模型具有合理性,对企业价值和企业战略的研究应当重视其路径效应;其次,表3和表4倒数2-3行的回归扰动项的二阶自相关检验(AR(2))表明,扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,这表明我们可以使用系统GMM估计法对回归方程进行估计;最后,表3和表4最后一行的工具变量有效性检验(Sargan Test)则表明,我们所选择的将2阶滞后值作为内生变量的工具变量是有效的,它们与扰动项不相关。以上检验说明,我们设定的模型以及选择的估计方法是合适的。

下面,我们按照Baron和Kenny检验中介效应的方法报告依次回归结果,并防止该方法可能出现的第二类错误,同时进行Sobel检验。

(2) 企业家中央政治关联与企业价值中介效应检验

在表3中,我们按照Baron和Kenny检验中介效应的方法报告依次回归结果。模型(1)报告了只放入其它控制变量的基准模型结果,模型(2)反映了控制主要影响企业价值的控制变量后,企业家中央政治关联对企业价值的影响。实证结果显示,企业家中央政治关联与企业价值的回归系数为0.09,P值为0.001,在1%的显著性水平上显著。这表明,对于中国企业而言,通过增加企业家个体与中央政府的政治联系可以带来企业价值的增加,企业家中央政治关联对企业价值具有正向促进作用,本文提出的假设1得到证实。

表3 企业家中央政治关联与企业绩效中介效应回归结果

解释变量	被解释变量: $Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$				
	企业价值	企业价值	差异化战略	企业价值	低成本战略
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
前期价值/ 前期战略	0.37*** (0.000)	0.59*** (0.000)	0.62*** (0.000)	0.46*** (0.000)	0.85*** (0.000)
企业规模	-0.07*** (0.000)	-0.06*** (0.000)	-0.11*** (0.000)	-0.06*** (0.000)	-0.03*** (0.000)
资本结构	0.03 (0.666)	-0.20*** (0.000)	-0.66*** (0.000)	-0.07 (0.12)	-0.07*** (0.003)
组织冗余	-0.05 (0.593)	-0.26*** (0.000)	-0.66*** (0.000)	-0.17*** (0.000)	-0.10*** (0.000)
市场竞争	0.002 (0.982)	-0.002 (0.798)	0.03 (0.143)	0.002 (0.813)	0.02*** (0.000)
盈利能力	0.05*** (0.000)	0.12*** (0.000)	0.14*** (0.000)	0.07*** (0.000)	0.04*** (0.000)
企业年龄	-0.11** (0.041)	0.03 (0.169)	0.20** (0.000)	-0.02 (0.463)	0.07*** (0.000)
企业性质	0.05* (0.087)	0.14*** (0.000)	0.02 (0.558)	0.16*** (0.000)	0.04*** (0.000)

所在地区	-0.08* (0.077)	-0.08*** (0.001)	0.22*** (0.000)	-0.04* (0.052)	0.01 (0.329)
年度变量	yes	yes	yes	yes	yes
中央政治 关联		0.09*** (0.001)	0.17*** (0.002)	0.06* (0.06)	-0.06*** (0.000)
差异化战略				0.14*** (0.000)	
低成本战略					
AR(1)检验	0.00	0.03	0.002	0.02	0.01
AR(2)检验	0.23	0.57	0.30	0.70	0.67
Sargan test	0.13	0.75	0.84	0.99	0.97

注：(1) *、** 和 *** 分布表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；(2) 括号内为具体 p 值；(3) Sargan test 报告了工具变量过度识别检验的 p 值；(4) AR(1) 和 AR(2) 检验分别报告了一阶和二阶序列相关检验的 p 值；(5) 年度变量一栏报告了联合显著性检验结果，后同

模型 (3) 显示了在控制了影响企业战略的主要变量后，企业家中央政治关联对企业差异化战略的影响。实证结果显示两者之间存在显著正相关，回归系数为 0.17，P 值为 0.002，在 1% 的显著性水平上显著。企业家中央政治关联与差异化战略的回归结果对中介效应检验模型 (模型 (4)) 起到了有力支持。在模型 (4) 中，对企业价值的回归加入了差异化战略变量。回归结果显示，差异化战略与企业价值显著正相关，回归系数为 0.14，P 值为 0.000，在 1% 的显著水平上显著。同时，差异化战略这一变量的加入使得企业家中央政治关联对企业价值的正向作用有所降低，回归系数从 0.1 降低为 0.06，P 值由 0.001 上升为 0.06。由于此时企业家中央政治关联回归系数的 P 值仍然显著，为防止依次回归方法可能出现的第二类错误，我们同时进行了 Sobel 检验，计算出的 z 值为 2.15，P 值为 0.03，在 5% 的显著性水平上显著。以上检验结果表明，差异化战略在企业家中央政治关联与企业价值的关系中的中介效应得到证实，中介效应占总效应的比例为 $0.17 \times 0.14 / 0.09 = 26.4\%$ 。也就是说，企业家中央政治关联与差异化战略正相关，差异化战略与企业价值正相关，企业家中央政治关联通过差异化战略影响了企业价值，假设 3.1 得到了支持。

为检验低成本战略是否在企业家中央政治关联与企业价值之间同样发挥中介效应的竞争性假设，我们对企业家中央政治关联与企业低成本战略关系进行了回归。模型 (5) 显示，企业家中央政治关联与企业低成本战略显著负相关，回归系数为 -0.06，在 1% 的显著性水平上显著。由此可见，我们提出的企业家中央政治关联也有可能帮助企业选择低成本战略提高企业价值的竞争性假设 3.2 并不成立。

企业家中央政治关联与企业价值的中介效应检验结果表明，对于具有中央政治关联的企业家而言，提高企业价值的路径，在竞争战略层面上主要是通过企业在运营中选择并实施差异化战略进行。

(3) 企业家地方政治关联与企业价值中介效应检验

表 4 报告了企业家地方政治关联与企业价值的中介效应检验结果。模型 (6) 反映了控制主要影响企业价值的控制变量后，企业家地方政治关联对企业价值的影响。实证结果显示，企业家地方政治关联与企业价值的回归系数为 0.11，P 值为 0.000，在 1% 的显著性水平上显著。这表明，增加企业家个体与地方政府的政治联系也可以带来企业价值的增加，企业家地方政治关联对企业价值具有正向促进作用，本文提出的假设 2 得到证实。这一实证结果和模型 (2) 的实证结果共同表明，在中国市场机制尚未完全建立时期，企业家通过各种途径建立政治关联对提升企业价值而言是一种理性行为。

表4 企业家地方政治关联与企业绩效中介效应回归结果

解释变量	被解释变量: $Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$				
	企业价值	低成本战略	企业价值	差异化战略	企业价值
	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
前期价值/ 前期战略	0.45 *** (0.000)	0.61 *** (0.000)	0.26 *** (0.000)	0.60 *** (0.000)	0.27 *** (0.000)
企业规模	-0.07 *** (0.000)	-0.07 *** (0.000)	-0.06 *** (0.000)	-0.16 *** (0.000)	-0.03 *** (0.000)
资本结构	-0.17 *** (0.000)	-0.04 *** (0.001)	-0.12 *** (0.000)	-0.12 *** (0.003)	-0.17 *** (0.000)
组织冗余	-0.23 *** (0.000)	-0.03 *** (0.003)	-0.17 *** (0.000)	-0.13 *** (0.001)	-0.24 *** (0.000)
市场竞争	0.03 *** (0.000)	0.02 *** (0.000)	0.02 *** (0.000)	0.11 *** (0.000)	0.02 *** (0.000)
盈利能力	0.10 *** (0.000)	0.05 *** (0.000)	0.04 *** (0.000)	0.09 *** (0.000)	0.06 *** (0.000)
企业年龄	-0.05 (0.187)	-0.04 * (0.054)	-0.11 *** (0.000)	-0.07 (0.206)	-0.07 ** (0.04)
企业性质	0.12 *** (0.000)	-0.02 *** (0.000)	0.11 *** (0.000)	-0.07 *** (0.003)	0.15 *** (0.000)
所在地区	0.10 *** (0.000)	0.02 (0.17)	0.04 *** (0.012)	0.17 *** (0.001)	0.06 *** (0.000)
年度变量	yes	yes	yes	yes	yes
地方政治 关联	0.11 *** (0.000)	0.09 *** (0.000)	0.05 *** (0.001)	0.21 *** (0.000)	0.07 *** (0.001)
低成本战略			0.43 *** (0.000)		
差异化战略					0.18 *** (0.000)
AR(1)检验	0.01	0.009	0.02	0.001	0.02
AR(2)检验	0.75	0.23	0.76	0.49	0.79
Sargan test	0.59	0.58	0.42	0.71	0.79

模型(7)和模型(8)检验了低成本战略在企业家地方政治关联与企业价值间的中介效应。模型(7)显示,在控制了影响企业战略的主要变量后,企业家地方政治关联对企业低成本战略存在显著正相关,回归系数为0.09, P值为0.000,在1%的显著性水平上显著。在模型(7)得以证实的基础上,模型(8)报告了加入低成本战略之后,企业家地方政治关联与企业价值的关系。实证结果显示,低成本战略与企业价值显著正相关,回归系数为0.43, P值为0.000,在1%的水平上显著。同时,随着成本战略变量的加入使得企业家地方政治关联对企业价值的正向作用有所变化,回归系数从0.11降低为0.05, P值有0.000上升为0.001。由于此时企业家地方政治关联回归系数的P值仍然很高,为防止依次回归方法可能出现的第二类错误,我们同样进行了Sobel检验,计算出的z值为4.23, P值为0.000,在1%的

显著性水平上显著。以上检验结果表明,低成本战略在企业家地方政治关联与企业价值的关系中的中介效应得到证实,中介效应占总效应的比例为 $0.09 \times 0.43 / 0.11 = 35.18\%$ 。也就是说,企业家地方政治关联与低成本战略正相关,低成本战略与企业价值正相关,企业家地方政治关联通过低成本战略影响了企业价值。假设4.1得到了支持。

模型(9)和模型(10)报告了差异化战略是否在企业家地方政治关联与企业价值关系中发挥了中介作用的竞争性假设结果。模型(9)显示,企业家地方政治关联与企业价值显著正相关,回归系数为0.21, P值为0.000,在1%的水平上显著。模型(10)报告了加入差异化战略后,企业家地方政治关联与企业价值的关系。实证结果显示,差异化战略与企业价值显著正相关,回归系数为0.18,在1%水平上显著。同时,企业家地方政治关联与企业价值的系数为0.07, P值为0.001。由于加入差异化战略之后,企业家地方政治关联与企业价值回归系数的显著性程度都很高。为防止依次回归方法可能出现的第二类错误,我们同样进行了Sobel检验,计算出的Z值为0.49, P值为0.62,即使在10%的水平上也不显著。因此差异化战略在企业家地方政治关联与企业价值关系中的中介效应并没有得到支持,竞争性假设4.2被拒绝。

企业家地方政治关联与企业价值的中介效应检验结果表明,对于具有地方政治关联的企业家而言,尽管既有可能选择低成本战略,也有可能选择差异化战略,但是,只有低成本战略在企业家地方政治关联与企业价值关系中起到了中介作用,也就是说在竞争战略层面,具有地方政治关联的企业家只有通过企业运营中选择并实施低成本战略才能提高企业价值。

3.4 稳健性分析

我们使用了ROA(资产收益率)来代替ROE表示公司盈利能力,对上述验证的企业家政治关联与企业价值路径进行验证,结论没有变化(见表5)。

表5 稳健性检验

解释变量	被解释变量: $Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$					
	企业价值	企业价值	差异化战略	低成本战略	企业价值	企业价值
	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)
前期价值/前期战略	0.53*** (0.000)	0.36*** (0.000)	0.60*** (0.000)	0.60*** (0.000)	0.46*** (0.000)	0.24*** (0.000)
企业规模	-0.09*** (0.000)	-0.10*** (0.000)	-0.08*** (0.004)	-0.07*** (0.000)	-0.07*** (0.000)	-0.07*** (0.000)
资本结构	-0.14** (0.039)	-0.01 (0.695)	-0.61*** (0.000)	0.003 (0.797)	-0.12** (0.039)	-0.08*** (0.000)
组织冗余	-0.27*** (0.000)	-0.17*** (0.000)	-0.71*** (0.000)	-0.01 (0.204)	-0.27*** (0.000)	-0.16*** (0.000)
市场竞争	0.01 (0.199)	0.04*** (0.000)	0.04* (0.064)	0.02*** (0.000)	0.01 (0.314)	0.02*** (0.000)
盈利能力	0.15*** (0.000)	0.12*** (0.000)	0.11*** (0.000)	0.06*** (0.000)	0.10*** (0.000)	0.06*** (0.000)
企业年龄	0.01 (0.877)	0.004 (0.907)	0.17** (0.039)	-0.01 (0.712)	-0.02 (0.583)	-0.09*** (0.000)

企业性质	0.15*** (0.000)	0.14*** (0.000)	-0.03 (0.424)	-0.03*** (0.000)	0.15*** (0.000)	0.09*** (0.000)
所在地区	-0.12*** (0.000)	0.09*** (0.000)	0.28*** (0.000)	0.03** (0.019)	-0.06*** (0.000)	0.05*** (0.000)
年度变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
中央政治 关联	0.10*** (0.000)		0.17*** (0.003)		0.04 (0.225)	
地方政治 关联		0.14*** (0.000)		0.09*** (0.000)		0.08*** (0.000)
差异化战略					0.12*** (0.000)	
低成本战略						0.41*** (0.000)
AR(1)检验	0.04	0.02	0.002	0.01	0.03	0.02
AR(2)检验	0.57	0.86	0.36	0.26	0.69	0.79
Sargan test	0.84	0.51	0.95	0.79	0.995	0.37

罗胜强和姜婧提出,仅仅从数据的统计关系上推导中介效应模型存在被数据蒙蔽的风险。中介效应模型意味着一个因果链——中介变量由自变量引起,并影响了因变量的变化,而建立因果关系的一个必要条件是原因和结果在时间上有先后次序。在本文的估计中,由于将企业家政治关联、企业竞争战略作为内生变量用其二阶滞后值作为工具变量进行估计,因此以上模型中的估计系数实际上意味着解释变量过去的历史值对当期被解释变量的影响,因而反映了因果关系。

4 分析与讨论

中国市场化改革的目标是建立完善的市场机制,由市场来分配资源。然而,在这一目标尚未达成之际,企业家政治关联对企业获取制度性资源、提升企业价值的作用受到学术界的广泛关注。在这一背景下,本文以企业竞争战略为切入点,结合相关理论对企业家政治关联与企业价值之间的关系及其作用机制进行了探讨,并以上市公司的面板数据对理论假设进行检验。实证结果发现,在企业家政治关联与企业价值的直接作用关系中,企业家中央政治关联与企业地方政治关联都与企业价值显著正相关。这表明,在中国市场机制尚未完全建立时期,政府仍然掌握着众多资源和分配权力。企业家与政府的联系有利于帮助企业克服制度约束、获取制度资源,因此企业家中央政治关联、地方政治关联规模越大,越有利于提高企业价值,本文结论也与国内相关研究一致。对企业实践而言,本文这一结论支持了企业家在成立企业之前在政府任职,企业成立之后努力获取人大代表、政协委员身份等政治行为的合理性。

实证结果进一步显示了两种政治关联提升企业价值在竞争战略层面的具体路径:其中,企业家中央政治关联通过差异化战略提升企业价值的中介效应得到证实,而低成本战略则是企业家地方政治关联提升企业价值的中介桥梁。基于社会资本的互惠规范原则,本文的解释是,具有政治关联的企业家回应中央政府、地方政府不同期望的回报差异所致。对于具有中央政治关联的企业家,在企业微观竞争战略决策中选择差异化战略,更有可能因为呼应中央政府对经济转型、企业创新的期望而受到政策“嘉奖”,从而有利于企业价值的提高。而对于具有地方政治关联的企业家而言,呼应中央政府的期望(在竞争战略层面表现为选择差异化战略),并不能满足与其利益最为相关的地方政府需求从而对企业价值提升并不明显。相反,选择并实施低成本战略,更有可能因为并购重组以提高当地GDP、雇佣更多员工解决当地政府就业压力而得到地方政府全力支持,有利于提高其企业价值。我们认为,中央政府与地方政府对企业经营影响的差异与我国财政分权制度改革紧密相关:一方面,地方政府获得了

更多的财权和事权，对地方政府产生了强烈的财政竞争激励；但另一方面，也使得GDP增长成为考核地方政府官员政绩的基础指标。出于地方财政利益和官员个人晋升的考虑，地方政府的发展目标及对企业的行为表现出更多的自利行为，如“铁本事件”反映了地方政府对固定资产重复投资的纵容、H叫宇通客车管理层收购案例反映了地方政府与国有企业高管的“合谋”。与上述研究相一致，本文也发现在中国目前制度背景下，企业家政治关联在给企业带来制度性优势的同时，也因为中央政府与地方政府在发展目标上的差异，影响到企业提升企业价值的具体路径差异。

本文的研究结论尽管是基于微观企业行为，但对于我国宏观产业结构升级和地方政府官员治理也具有一定政策意义：首先，在实现我国从制造大国向科技强国转变过程中，中央政府在制定鼓励企业研发创新的政策同时，给予企业家更多的参政机会和政治身份，有利于企业家在微观企业运营中回应中央政府期望，从重生产、降成本向重研发、重品牌方向转变，从而最终达到中央政府期望的产业结构升级、转变增长方式的目标，提升我国在世界市场上的竞争力。其次，尽管中央政府制定了各项有利于企业自主研发创新的产业政策，但是在地方具体实施过程中，往往表现为“雷声大、雨点小”，在地方政府优先发展目标中首先是地方财政收入增长，然后是地方GDP增长。地方政府的自利行为，导致与地方政府紧密联系的企业在企业运营上仍然具有传统经济增长方式的低成本、大规模特征。因此，实现中国产业结构升级、经济增长方式的转变，保证中央政府、地方政府对企业行为影响一致，需要改变当前地方政府官员晋升的锦标赛模式，尤其是单一的GDP增长指标考核。

本文也存在着一些不足之处：首先，本文使用了社会资本互惠理论对企业回报不同层级政府的行为进行了理论演绎，但是与现有研究对社会资本的作用过程多限于理论演绎相同，受限于资料获取的现实条件，本文也并没有对这关键观点进行变量设计和数据收集，这也是未来研究我们需要进一步完善的问题；其次，根据本文的理论逻辑推导和实证检验结果，我们仅证实了具有中央政治关联的企业在实现企业价值提升过程中，差异化战略作为内在作用机制起到了中间桥梁的作用。而具有地方政治关联的企业在实现企业价值提升过程中，低成本战略作为内在作用机制起到了中间桥梁的作用。但是，在实证结果中所没有得到支持的竞争性假设包括：企业家中央政治关联通过低成本战略提升企业价值、企业家地方政治关联通过差异化战略提升企业价值，本文所基于的社会资本互惠交换理论并不能做出很好地解释。我们也期望本文能够起到抛砖引玉的作用，可以引起其他学者采用其它理论对它们之间的关系进行后续的更为丰富的论述和证明。

作者：李健 陈传明（南京师范大学商学院）孙俊华（南京大学教育研究院）

来源：《南开管理评论》2012年第6期

近代上海转口贸易的历史统计



上海拥有优良的商贸传统，内外贸易繁荣已久，其中转口贸易就是重要的一部分。鸦片战争前，上海的海船北运棉布以交换大豆和豆饼，南运棉花以交换蔗糖。台湾与闽粤地区经南洋航线运回上海的蔗糖“当在40~50万担左右……合银200万两。不过其中大部分还是经上海转口，转售苏州等腹地市场。……上海地区本身的市场消费。”

1840年，对中国市场垂涎已久的西方殖民者发动鸦片战争打开了古老中国

的大门,包括上海在内的5个口岸开埠通商。之后,国际国内政治经济形势的变化,推动上海转口贸易不断向前发展。

上海开埠后,对外贸易迅速发展,这就带来了国内转口贸易的发展。农产品开始向上海集中,外国进口商品也通过上海向内地城市倾销。中国内地城乡和欧美数十个国家通过上海进行商品交换,其贸易关系大都在上海发生。

近代上海除经销本地消费的进口商品和本地出口土特产外,还承担了国内其他口岸和内陆城市的转口贸易。长江流域和沿海附近地区的货物出口大都集中到上海,海外进入中国内地倾销的商品也要经过上海,甚至部分送往其他一些国家的洋货也要经过上海转口。

1 上海开埠初期的转口贸易发展

五口开埠通商后,在土货转运出口方面,上海以外的其余四口受地理条件、市场需求的制约,出口货物运输不便。出口商品多循地理之便,就近往上海出口。郑祖安先生认为,“由于上海接近太湖流域,为西方国家非常需要的江浙皖出产的大宗丝茶,也就不再绕道南海广州出口,而经由上海外销。”

上海方便的水道运输推动了它的茶丝贸易发展。1844年前,上海与欧美国家基本不存在丝茶贸易。上海开埠后,来自最优质产茶区的茶叶能够更容易地经由水路运到宁波,或者运到杭州,然后转船运到上海。例如,钱塘江上游流域的茶叶经由陆路运送到宁波,再从那里经由海道运往上海。华中地区的茶叶,也可以经由长江,或是经由杭州运往上海。

“迨五口通商以后,平(指浙江平水,引者)茶出15咸由宁波而趋上海矣。”1844年,上海茶叶出口15额为100万英镑;1846年由上海出口的茶叶占全国出口总额的 $1/7$,1851年增长到 $1/3$,1852年超过全国出口的一半。1855年,上海出口的茶叶超过广州、福州两口之和的30%。从上海运往美国的茶叶,比广州一口贸易时期出口的所有茶叶还多。

生丝的出口情况也一样。1844年以后,生丝开始经由上海出口,并且出口量从此迅速上升。1844年,上海单独出口生丝6433包。1845年,上海出口的生丝占全国 $1/2$ 弱。进入19世纪50年代,中国的生丝几乎全部通过上海出口。1855年,上海的生丝出口量上升到92000包,占当年全国生丝出口总额的60%以上。据记载,浙江南浔辑里地方生产的丝,“起源于前明洪武年间,至清道光二十二年五口通商,而后,销售上海洋庄转运出口,其名始显。其时常年出口者,初自二千数百担增至三千五百担左右。”

因此,中国有大批农产品被外商从上海低价收购而去。开埠初期,英国是中国最主要的贸易对象国。1853年,中国输往英国的总货值为825.56万英镑,其中433.7万英镑就是经由上海出口的,即经由上海输往英国的货值已占到全国各港输往英国总货值的52.5%。

在洋货进口转销方面,1843—1845年,外国商品日益增多地经由上海涌入中国市场,但是这种景况在上海开埠后维持时间不长。一方面鸦片的大量输入,使中国白银外流,削弱了中国民众对工业制成品的购买力;另一方面中国自给自足的传统经济,对洋货需求很小。1846—1856年,英、美等国经由上海的对华贸易处于停滞和下降状态。例如,1848年,美国经由上海输入中国的货值达19.04万英镑,1849年,即下降为16.49万英镑。

这一时期,鸦片是大宗进口商品,上海成为中国最大的鸦片进口口岸,也是最大的消费市场和最大的转销口岸。1843年下半年,经吴淞口走私进口的鸦片达8000箱。1847年经由上海输入的鸦片达16000箱,超过1830年前任何一年输入中国的鸦片总量。上海口岸优越的地理区位和便利的交通条件,使鸦片更便捷地经由长江销售国内。鸦片通常在上海吴淞口卖给中国商人,再由他们从上海分销各地。

尽管鸦片在很长一段时间内是上海转销内地的大宗外国商品,但鸦片贸易毕竟不是一种正常贸易,从长远看不能成为国际贸易的主流。只有西方的工业制成品,才是一直贯穿近代上海转口贸易发展始终的商品。在近代中国,凡是海外要进入中国内地倾销的商品,主要经过上海口岸。上海开埠初期,以英国为首的西方资本主义国家在上海的贸易逐年有所增加,大批商船向上海港涌来。上海开埠最初6个星期里,就有7艘外国商船驶入港口。1844年,共有44艘外国商船进口,载重量为8584吨,1849年进口岸的外国船增至133艘,载重量为52574吨,其中英国船94艘,载重量38875吨;美国船25艘,载重量10252吨;其他各国船只共有14艘,载重3447吨。1852年的最初9个月里,进口的外国船只达182艘,载重量78165吨,其中英国船103艘,载重38420吨;美国船66艘,载重36532吨;其他各国船只共13艘,载重3213吨。1853年,英国经由上海中国输入的洋货货值为104.5万镑,占到全国各港口输入英国货总值的59.7%;到1856年,中国输入的英国货价值约220.6万镑,其中约有163万镑是经由上海进口的,占到全国各港口输入英国货总值的75.8%。1854年,从外国输入上海的主要商品中,仅各式布匹一项,就进口244万匹,价值121.22万镑。1855年时,英国经由上海输入到中国的粗哔叽为10040匹,羽毛纱为1410匹;到1863年,粗哔叽的进口量上升为10.34万匹,羽毛纱的进口量也增加到了81833匹。即前者上升了9.3倍,后者增加了57倍。

上海开埠后,尽管洋货销售一度陷入停滞,但是初步建立起了转口贸易。19世纪60年代后,洋货从上海运销内地只征收2.5%的子口税,免缴厘金和常关税,这意味着内地市场的开放。进出口贸易日益发展,近代上海转口贸易进入快速发展时期。

2 19世纪60年代后上海转口贸易发展

19世纪50年代中期以后,外国商人已经掌握了中国沿海贸易中很大的一部分。但是他们仍不满足,要把贸易推进到整个长江流域。随着长江流域和华北地区各口岸的开放,上海的地理位置优势得到充分发挥。19世纪60年代前中期,来自长江沿岸各新开放通商口岸的领事贸易报告指出:这些口岸把它们的大部分出口商品运到上海,以便出口。在1862年长江实行有效的开放以后,华中地区的货物开始通过上海经由沿海轮船运到广州,改变了以前由陆路运输的路线。

土货出口方面,丝茶贸易作为中国出口贸易的大宗在19世纪60年代后继续发展。在各通商口岸开放后,特别是长江开放后,生丝、茶叶都经由更加近便的上海港口输出。1864年,上海出口的茶叶和生丝总额均占全国同类商品出口总额的64%。直到19世纪90年代,中国丝茶贸易还保持着在世界市场的垄断地位,茶叶和生丝仍是出口的大宗商品。1890年,中国各口岸经上海出口的茶叶和生丝占上海出口货比重的60%以上。

19世纪80年代后,丝茶贸易尽管在上海转口贸易中比重下降,但是经上海运往外洋的丝茶绝对数量仍然很大,“上海丝之出口,平常达关银六七千万两以上”,“盖除浙江之七里白丝经,山东之灰经,四川之黄经,皆由此出口外;近自‘五卅’惨案以后,广东出口之丝亦由上海转口,故上海实不啻中国生丝出口之总汇市场。”

民国时期,上海生丝转运出口绝对数量仍然很大,其中绝大部分转运欧美、日本和英联邦地区,小部分转运至其他通商口岸(表1)。至于茶叶贸易,每年由上海运销海外者,至少在10万箱以上。除砖茶外,中国茶叶出口以上海为总汇地也(参见表2)。

表 1 历年各种白丝、黄丝由上海输出国别(1912-1930)⑦ (单位:担⑧)

年份	香港	印度	土波埃 等处	英国	法国	德国	俄国	日本(包 括台湾)	美国(包 括檀香 山)	转出外 洋处数	转出通 商口岸	合计
1912	16233	1842550	56075	102842	2824806	45570	22732	42053	1993052	8394823	260593	8655416
1914	48440	1317329	194267	217699	1466076	11942	19805	8863	1587009	5117836	374906	5492742
1918	64441	525477	316560	355585	2842033	-	-	17558	1661034	5953091	167962	6121053
1922	3133	1005768	202492	239253	2679508	27095	-	3926	2028516	6238461	120854	6359315
1925	10328	822655	279453	218301	4538387	2039	-	22737	4174468	10577132	99943	10677075
1928	2600	1094000	329400	267200	5089800	-	-	186100	2487900	9576400	47300	9623700
1930	17900	1049700	576700	159900	3281100	600	-	319400	3047800	7423800	21000	7444800

表 2 历年各种红茶、绿茶由上海输出欧美情况(1912-1930)⑨ (单位:担)

地区	各种红茶运往					各种绿茶运往				
	1912	1915	1918	1926	1930	1912	1915	1918	1926	1930
香港	548	1572	1235	11769	9312	2046	2927	4103	12625	12139
印度	2085	56	493	4755	6022	6245	19750	20679	24785	14322
英国	48740	69019	19706	49242	36526	6215	9805	15851	8149	3660
法国	1476	4427	2184	3704	1661	67298	56823	24479	28525	13225
德国	23718	-	-	4097	2645	10237	-	-	108	218
俄国太平洋口岸	40279	135617	13179	42321	17085	27	37156	2113	11591	23039
美国(包括檀香山)	41893	27664	13052	14021	20963	100747	27737	54964	63757	36643
外洋总数	210532	268113	60642	149845	119197	299050	287325	144512	278186	268484
通商口岸	9558	4963	12709	10281	5744	15346	24280	19663	21088	6938
合计	220190	273076	73351	160126	124941	314396	311605	164175	299274	275422

在世界经济发展过程中,国际竞争与经济对生产资料需求的增加,必然会影响到上海的丝茶贸易。上海开埠以后,英国植物学家福钧多次来华考察,学习掌握了中国的茶叶栽培技术,并在印度、锡兰广泛推广。19世纪后期,日本生产出口生丝、茶叶,丝茶贸易额逐渐增大。印度、锡兰和日本丝茶贸易的崛起使中国丝茶贸易丧失了在世界市场的垄断地位,因而上海丝茶转口贸易也出现了相应的波动。19世纪80至90年代,上海茶叶出口数量出现了明显下滑。

但是上海转口贸易的发展并未因丝茶贸易市场份额的缩减而受影响。新增加的出口货品种弥补了丝茶贸易的损失,上海转口出口贸易持续向前发展。在新的出口货品种中,猪鬃和桐油成为新的垄断商品。这两种商品主要在四川生产,并且主要经由上海市场销售。近代猪鬃和桐油都是沿长江收集,然后经过上海出口。1891—1935年,猪鬃和桐油成为四川I省的主要出口商品。重庆是四川I猪鬃外销的集散地,但是主要经过上海出口国外,所以上海成为四川猪鬃的重要集散中心。

总体来看,从19世纪60年代到19世纪末,上海本口岸直接对外出口货值占上海出口商品总值的50%弱,其余都是经上海港的转口出口贸易(见表3)。1867—1894年间,上海口岸平均约有54%的出口商品来自其他口岸。

表 3 上海出口货物来自其他口岸经上海转口出口情况⑩ (单位:千关两)

年份	出口 总值	来自其他口岸经上海转口出口								上海本口 对外出口 货值	上海本口 对外出口 占上海出 口总值%
		来自其他口岸的商品				扣除		合计	占上海出口 总值的%		
		华北 口岸	华中 口岸	华南 口岸	由香港 转来	转运国内 其他口岸	留存 上海				
1867	26332		27812			7502	5069	15241	57.88	11091	42.12
1877	29411	3868	25122	7068	861	14732	7621	15466	52.59	13945	47.41
1887	33501	9069	26593	5974	3379	20062	6222	18731	55.91	14770	44.09
1894	58422	11293	37461	4607		18044	6269	29048	49.72	29374	50.28

进入20世纪,尽管沿海沿江一些口岸的直接对外贸易比重不断上升,上海仍是中国最主要的转口贸易基地之一,沿海沿江各商埠的大量土货要通过上海转运出口。20世纪初至30年代,猪鬃、蛋品、肠衣、火腿新货品种的出口十分兴旺,出口值达数百万至数千万关两。

除猪鬃、蛋品、肠衣和火腿外，桐油也是重要的出口商品。1895年前，桐油是一项小商品，1913年被归入植物油海关统计。1894年出口仅1万担左右，价值约7万关两。10年后数量逐渐扩大，价格也逐步提高。1936年扩大到100多万担，4333万关两的新高峰，按量比1894年增长100倍，按值增长600多倍，占上海出口总值的18.7%，位居出口商品之首。

此外，豆及豆饼、籽仁籽饼、花边草帽、皮货以及一些轻工业品也是上海的转出口商品。进入20世纪，江苏省各县剩余的豆产品，都经过上海出口外洋。在九一八事变前，中国的豆油豆饼多经由上海出口。到1936年，籽仁籽饼和皮货制品分别占上海出口比重的6.7%和5.8%。1929—1931年，中国花边出口值分别为270.57万海关两，319.61万海关两和354.03万海关两。这当中有70%是从上海出口的。草帽是甲午战争后逐步发展起来的大宗出口商品，1936年出口总值达300多万关两，几乎全都从上海出口。

20世纪前期，随着江南地区现代工业的发展，不少轻工业品也经由上海转销外洋。以棉纱例，江南各地之出口外洋者，类由上海转口。江苏各地棉织品之运出口者，大抵均由上海转口。江苏土布出口南洋者多以上海为出口之集中地点，凡江南一带及江北通海等县所产土布之运出口者，多先集中上海。1929年中国土布出口往香港及南洋各地共39879担，值273.65万海关两。其中自上海出口者，占80%以上。

总的来说，从19世纪末到20世纪30年代，上海转口出口贸易取得了长足发展。上海转运出口外洋的土货1900年为4455.2万关两，占土货进口总值的66.96%，1926年为2.09亿关两，占土货进口总值的53.36%，土货转运出口的绝对量增长了370.72%（见表4）。

表4 历年经上海的内地出口货值(1891—1930)①

单位：海关两

年份	1891	1901	1912	1927	1930
货值	1116851	5181127	7273256	54520213	56930087

1912—1937年，上海每年从各地进口土货约在1.7亿至3.9亿关两之间。1928年前，运往上海的土货有50%~75%以上供外贸出口。1931年，上海土货进口约3.36亿关两，其中复出口外洋及香港者约1.3亿关两，占土货进口的38.6%。

洋货进口方面，第二次鸦片战争后，鸦片输入取得“合法”地位，给上海鸦片贸易带来新的刺激。大量的进口鸦片在运抵上海再转运到别处，“牛庄、天津、烟台、汉口、镇江、宁波、芜湖和九江等地，都是由上海供应进口鸦片的②”。从此以后，外国鸦片在上海以至全国的流毒就一发不可收拾。1871年，上海进口鸦片1984担，占全国71%。其中转口到国内其他口岸30004担，占上海鸦片进口总量的71.5%。此后，随着长江和华北各口岸的开放，由上海转口输入的鸦片逐步减少。一方面，各口岸直接对外贸易成为可能；另一方面，长江流域和西南地区的国产鸦片可以与外国鸦片竞争。19世纪90年代至20世纪初，随着中国土烟生产量的增长，鸦片进口数量逐步下降。1906年，清政府向英国提出，以10年为限，停止向中国输出鸦片。英国政府慑于世界舆论，同意以1901—1905年鸦片年平均量5.1万担为依据，自1908年起，每年递减10%。因此，到1917年4月1日中国鸦片进口贸易基本结束。上海原是中国最大的鸦片中转口岸，随着这一巨变，终止了鸦片转口功能④。鸦片贸易集中于上海，在上海城市资本积累过程中起了重大的作用，而这种资本积累，帮助上海保持商业上的支配地位，并在后来取得了工业上的支配地位。

在正常洋货进口方面，凡行销北方及长江各口岸之洋货先运到上海存储，以便转运外埠。从1859年1月1日到1860年6月30日止，上海洋货复出口数量，平均每半年计银85万两弱，没有太大变化。但从1860年7月至12月底，复出口货值骤增至367.79万两。1861—1863年计值分别增至447.10万两，600.75万两和931.18万两。1864年上海的国外进口商品总值为海关银3400万两，其中有价值海关银

2600万两的国外进口商品,经由上海与内地之间新开放的水上运输线,再出口到中国各商业中心。到1865年,运往中国各贸易中心的外国货再出VI商品价值,比1859年的数值增加了10倍。据19世纪70年代初叶的统计,上海港口进口商品只有约20% 是由当地消费的,其余80% 均输往内地。70年代后,外国商品涌入中国的数量大大增加,由上海进口的商品总额已在5000万两以上,1870年是5245万两,1872年增加到5706万两。在上述两个年度中,在上海消费的进口商品所占比例分别为22.7% 和17.6% ,而由上海转口销往内地的,则分别占77.3% 和82.4% ,那些销往内地的商品年值约为4000万两。19世纪末,尽管有远洋航线也直达某些北方口岸,由于大多数远洋轮船都集中于上海,而沿江沿海各埠与上海的水陆交通又很方便,上海仍然不失为中国外贸转运中心。1867—1894年,上海从国外进口商品平均每年约有71% 转运至其他口岸(见表5)。

表 5 上海进口货物转运到其他口岸情况① (单位:千关两)

年份	直接从国外进口净值	占全国进口总值%	转口往国内其他口岸					上海本口岸进口净值	占上海直接从国外进口净值%
			华北口岸	华中口岸	华南口岸	合计	占进口总值%		
1867	39795	63.7		28651		28651	72. -	11144	28. -
1877	48345	66.01	10023	23706	524	34253	70.85	14092	29.15
1887	60632	59.29	18540	25571	1012	45123	74.42	15509	25.52
1894	93256	57.53	21428	40291	895	62614	67.59	30227	32.41

进入20世纪,上海外贸迅速扩张,上海与各口岸的贸易关系进一步加强,外贸转运成为上海埠际贸易的主要内容。1900—1931年上海洋货转运外地口岸数值占上海洋货进口总值比重的30%~75%。洋货转运1931年后由于国内战乱等原因和外贸量的萎缩,上海外贸埠际转运量逐渐减少。从转口的绝对数值看,20世纪20年代中下叶最为高,以棉布进口为例,1926年上海共进口1202.9万匹,转运其他口岸的为736.3万匹,占外国进口棉布的61.2% ;同年上海进口未镀锌钢条68.9万担,复输往其他口岸34.9万担,比重为50.7%。表6是对20世纪以后上海洋货进口转销情况一个最直观的反映。

表 6 1900—1933 年间上海进口洋货转运数值统计②

(单位:千关两)

年份		1900	1905	1912
洋货进口	洋货自外洋进口	126808	196906	220280
	洋货转运往各口岸	81184	157169	132049
年份		1915	1918	1920
洋货进口	洋货自外洋进口	206000	220900	424731
	洋货转运往各口岸	126162	119965	173453
年份		1922	1924	1926
洋货进口	洋货自外洋进口	390154	488115	601939
	洋货转运往各口岸	150267	174190	201035
年份		1928	1930	1931
洋货进口	洋货自外洋进口	553085	683867	840729
	洋货转运往各口岸	172998	200495	192107
年份		1932	1933	
洋货进口	洋货自外洋进口	510373	472541	
	洋货转运往各口岸			

由上表可以看出,1900年上海进口洋货为1.27亿关两,其中转运各口岸为8118.4万关两,比重为64.02% ;到1926年上海进口洋货为6.02亿关两,转运各口岸为2.01亿关两,比重为33.40%。两个年度相比,转运的绝对值增长了147.68% ,比重则下降了近一半。同晚清相比,上海外贸转运的规模有所扩大,但是转运比重出现了一个缓慢下降的趋势。下降的主要原因有两方面:一是民国时期内地口岸的增辟,其直接贸易增加,分流了上海的货流量;二是民国时期上海进出口商品结构发生了变化,主要是上海工业发展服务的生产资料进口比重增加。

3 抗战前期的上海转口贸易

1937年底,上海沦陷,对上海贸易产生了很大影响。上海土货出口主要依靠存货,出口数额下降,但货物价格因供少求多并未下跌。然而当时日本尚未向欧美各国正式宣战,它对中国沿海的封锁仅对中国船只有效。因此中国当局从疏通货物、便利运输起见,先后开放沿海口岸35处准许外商货轮行驶。上海的海上运输倚仗着频繁往来的外轮,依然络绎不绝。1938年,上海“孤岛”状态形成,国民政府的外贸外汇管制在上海无法实施,从而为上海转口贸易继续发展提供了便利条件。1939年,货物从内地运到上海,或从上海运到内地,占上海对外贸易的20%强。

这时的上海转口贸易分为非正常和正常两种形式。一方面,日本将一些饮食品、军用品、机械产品通过上海输往中国沦陷区和日本本土,供侵略战争需要。另一方面,日军对与军事无重大关系的出口物资,允许华商、洋商同日商一起经营,出口货物向“孤岛”运人情况较前尤盛。这一时期,川康地区羊毛均集中重庆转运上海出口。江浙一带的山羊绒也经由上海出口。西北地区的驼毛则先运往天津,到天津后将4/5运到上海加工整理出口。

第二次世界大战正式爆发后,欧美各国大量地收购中国出口物资,不仅出口数量有所增加,而且出151商品的国际市场价格飞涨。欧美市场上生丝、猪鬃和草帽的高价位,维持了上海较高的转口贸易值。这时上海转口出口的货源除了附近沦陷区外,就是靠华商去产区利用乡土关系收购货源运输到上海加工出口。

在上海沦陷后的一年中,上海外贸业务衰落,很多1936年的订货在1937—1938年间抵达上海,内地交通运输断绝,实销量大减,货价暴跌。一些尚在运输途中的订货,多中途卸下,滞留在新加坡、中国香港、日本各埠,上海商人在八一三抗战后不再向外订货,战后外货虽运沪不绝,却不是对外新贸易。

1938年初,上海“孤岛”状态形成,上海外轮公司的船只不仅直达沦陷区的各大港口,而且通往抗战大后方的沿海城市及毗邻的国际商埠,从而与当地的内陆交通相衔接,形成了好几条运输干线:①沪浙线:自上海经温州、丽水、永康或经宁波、百官、诸暨至金华、鹰潭、樟树、吉安、沙市、宜昌、重庆。②沪闽线:自上海经三都澳、宁德、古田或经涵江、莆田、福州至南平、光泽、黎川、宁都、赣州、吉安、沙市、宜昌、重庆。以上两线自1940年6月,沙市、宜昌失陷,吉安以下改为:宜春、萍乡、衡阳、贵阳、重庆。③沪粤线:自上海、香港经虎门或九龙至广州、汉口、沙市、宜昌、重庆。1938年10月,广州、汉口失陷后,此线改为:上海经沙鱼涌、惠阳、老隆、曲江、衡阳、沙市、宜昌至重庆;或由上海经汕头、汕尾、老隆、龙南、赣州、吉安、沙市、宜昌至重庆。1940年6月,沙市、宜昌失陷后,老隆以下改为:经曲江、衡阳、贵阳至重庆;或经曲江、长沙、常德、泸溪、酉阳至重庆。沪粤线的另一条线路是自上海经香港、广州湾、赤坎、郁林、桂平、柳州、宜山、贵阳至重庆。④沪越线:自上海经海防、河内、老街、昆明、贵阳至重庆;或由河内经同登、镇南关、柳州、贵阳至重庆;也可经同登、岳墟、靖西、田东、东兰、车河、贵阳至重庆。⑤沪缅线:自上海经仰光、腊戍、畹町、下关、昆明、贵阳至重庆。这些干线为“孤岛”时期上海外货转销内地提供了条件。1939年,上海进口贸易值17.91万美元。第二次世界大战的爆发,直接或间接地刺激了上海进口货国内市场价格的上扬。此时在“孤岛”市场上,欧货供应较少,美货乘机替代了欧货,而且供应很充足。“孤岛”时期,日本商人将一些消费品,如布匹、五金、西药、化妆品、甚至鸦片等经由上海运到沦陷区和国统区进行贩卖和走私,套购军需物资。这属于日军统制下非正常的转口贸易,使上海成为日货中转枢纽和走私大本营。

抗战爆发初期,上海进口的商品中,以杂货、金属及矿砂、油脂蜡等几项商品最为多,交替高居前3位。20世纪40年代后,金属及矿砂进口已在前10位之外,油脂蜡和杂货分别居第3位和第8位。与此同时,棉花、粮食、煤三大类商品进口规模空前扩张。1936年上海的进口商品中,棉花排位第6,占6.23%;但1939年跃居首位,占26.7%,1936—1941年中国共进口棉花692.46万公担,其中上海口岸进口占91.6%,价值1.43亿美元。粮食和煤则主要是供上海本地消费,转运量较少。

大量精通业务的从业人员和专门的从业机构是转口贸易发展必备的条件。在近代上海的转口贸易中,洋行和买办起到了重要的、必不可少的作用。上海开埠以后,外商纷纷来沪设立洋行,许多外国企业的销售部门把总部设在上海。1844年,上海英租界设立的洋行达11家。1852年,上海已有外商洋行41家。1854年,外商在上海开设的洋行激增至120余家。1876年,上海已设有洋行二百余家^⑥。到1936年,上海拥有西方外商洋行559家。洋行成了上海进出口贸易的经营主体。

19世纪60年代,随着长江的开放,洋行及其他外商机构更普遍地雇佣买办,利用他们到内地采购丝茶土产。旗昌洋行就曾经派买办率先携巨款赴武夷山区采购茶叶,上海其他洋行怡和、宝顺、琼记等都曾派买办到内地采购。容宏在《西学东渐记》中谈到,1859年3月他自己就曾经代表英商宝顺洋行到江西、湖北、湖南等地采购茶叶和生丝。同年,他还和英国商人到浙江绍兴收买生丝,又和外商到安徽太平县收购茶叶。《天津条约》签订后,洋商更迫不及待地派买办奔赴内地市场。据斯卡司《旅华十二年》记载:“大笔现银委托中国人(买办)到内地收买丝茶,近代上海和福州已经风行。”一批又一批的买办为外国洋行深入产地收购蚕茧、生丝和茶叶。

洋行、买办的参与,加上长江干支流通达、廉价的运输条件,使四川、湖北、湖南、陕西、河南、贵州、广西、安徽、浙江、江西等省的桐油、蜡、兽脂、猪鬃、皮革、生皮、纤维、原棉、禽蛋、绸缎、食糖和其他植物油等农副产品、手工业品集中到上海转运出口。

对洋货进口转销来说,买办及买办制度同样重要。早期上海买办不仅有采购土货的职责,而且有推销洋货的职责。19世纪60年代后,洋行为扩大贸易,洋商往往利用买办到内地推销洋货。通过买办,鸦片“运到内地去销售,主要是运到苏州销售……大批棉毛织品也运到苏州销售。”有名的“苏州体制”,就是买办把鸦片从上海运到苏州产丝区,把卖鸦片所得的款项用于购买丝茶土产。

除了面向国内市场的进口转销外,上海口岸还有面向国际市场的洋货转口,相当一部分送往其他国家的洋货也会经过上海口岸转口。19世纪中后期,日本因开埠较晚,其沿海港口城市发展水平低,而上海当时已经是地区性国际贸易中心,众多欧美商人聚集上海,绝大多数欧美对日本的进出口贸易都要经过上海转口。据海关统计,1864年西方输往日本商品经由上海转口的达253万关两,1874年为212万关两。以后欧美商人与日本直接贸易扩大,改变了洋货经上海转口的比重,1894年经上海转口货值下降为137万关两。日货在欧美销售也有相当部分通过上海转口实现,1864年日本输沪生丝和茶叶有17.9万关两。20世纪初,随着日本资本主义经济迅速发展,经上海转口的货物就更少了。朝鲜是除日本以外上海进口洋货的另一个目的地,1894年,上海从国外进口洋货总值9326万关两,其中41.5万关两转口去朝鲜。总的来说,上海洋货的国际转口贸易虽然有过一定的发展,但是持续时间不长,而且不成规模。

近代上海开埠以后,以港兴市,对外贸易迅速发展。开埠通商,为上海转口贸易带来了租界的自由贸易环境和洋行买办制度,促进了上海转口贸易的发展。随着外力影响力度的加强和世界市场的变化,上海丝茶转口贸易尽管绝对量还很大,但是其国际地位下降。然而,上海的贸易优势地位已经形成,19世纪60至90年代,沿海沿江的进一步开放,来自新开辟的内地贸易区的猪鬃、桐油等商品成为新的大宗出口货源,使上海转口贸易持续向前发展。20世纪初期,中国本土工业的发展和工业品的出口,引发了上海转口贸易商品结构的升级。20世纪30年代后期,日本发动侵华战争,凭借租界特殊的政治历史条件,上海转口贸易先衰后盛。1941年,美日开战后,“孤岛”不复存,在上海失去了发展转口贸易的条件。

作者:徐占春(宜春学院政法学院)

来源:《统计研究》2012年第12期

5 月外贸微增长 贸易“高增长”泡沫破灭



监管部门对“热钱套利”的遏制使得 5 月外贸数据明显瘦身。海关总署最新公布的数据显示, 5 月份, 我国进出口总值 3451.1 亿美元, 增长 0.4%。其中出口 1827.7 亿美元, 增长 1%; 进口 1623.4 亿美元, 下降 0.3%。

海关总署人士分析, 5 月当月我国外贸进出口同比增速大幅回落, 一方面是对港套利贸易基本得到遏制, 内地与香港贸易快速回落; 另一方面, 受国内经济放缓、外部需求低迷、企业经营成本居高不下、人民币实际有效汇率上升、贸易环境恶化等多因素综合作用。

外贸数据挤出水分

“贸易数据的泡沫破灭, 在很大程度上是因为近期中国海关加紧了对‘热钱套利’的监管, 我们的研究也显示, 在过去的几个月中, 中国贸易数据的异常走高, 在很大程度上是因为境内外套利导致的。” 澳新银行大中华区首席经济师刘利刚如是说。

今年以来, 我国贸易数据持续高于市场预期, 特别是部分地区出口出现了超高速增长的现象。今年前 4 个月我国出口同比增长 17.4%, 而内地与香港的贸易总值则同比增长了 66%, 远高于我与其他主要贸易伙伴双边贸易表现。与此同时, “虚高”的外贸数据也与贸易企业的感受和先行指标出现背离。

对贸易数据的质疑引发了市场和相关管理部门的关注。从 4 月开始, 海关总署、商务部、国家外汇管理局等纷纷着手对这一情况进行调查, 并迅速出台了一系列措施, 遏制了人民币升值背景下的对港套利贸易。

数据显示, 前 5 个月, 内地与香港双边贸易总值为 1799.1 亿美元, 增长 52%, 这一数据比前 4 月份的 66%降低了 14 个百分点。

除了热钱被遏制的因素之外, 国内经济放缓、外部需求低迷、企业经营成本居高不下、人民币实际有效汇率上升、贸易环境恶化等综合因素, 也导致了 5 月份外贸数据疲软。

今年以来, 人民币对美元、欧元、日元等主要货币快速升值, 特别是 4 月份以后, 人民币升值进一步加速。人民币升值所导致的出口企业利润空间进一步缩窄和企业有订单不敢接的情况很突出。中国国际经济交流中心经济研究部副部长张永军说, 今年一季度以来人民币有效汇率升值幅度很大, 这是过去从来没有的。这无疑对出口企业的竞争力影响很大。

外贸形势依然严峻

回归合理的数据反映出外贸并不乐观的形势。

商务部研究院外贸研究所所长李健表示, 从整体看今年的外贸会略好于去年, 但未来仍充满不确定因素。从外部需求看, 虽然发达经济体经济进一步下行的风险有所缓解, 但经济复苏迹象并不强劲。一些新兴市场货币在量化宽松政策下被动升值, 经济发展也面临困难, 外部需求难以持续增长。从进口来看, 国内经济内生增长动力不足, 内需仍较为乏力。

贸易摩擦加剧也会导致外贸环境恶化。“在未来的一段时间内, 我们认为中国的外贸行业仍将面临较为严峻的挑战, 这主要是因为人民币的不断升值以及贸易摩擦的加剧。” 刘利刚说。欧盟近期对

中国的太阳能制品采取了征收高额关税的惩罚手段，而作为报复，中国也对从欧盟进口的红酒采取了惩罚性关税。尽管这些产品占整体贸易总量的比例较小，不断上升的贸易摩擦对于中欧两方来说都不会是一件好事。综合来看，分析人士普遍认为，今年外贸形势会略好于去年，但想要达到此前数年双位数的高速增长几无可能。

作者：秦菲菲

来源：上海证券报（2013-6-13）

光伏双反涉案金额 204 亿美元

中国企业竭力绕开欧盟双反

欧盟委员会贸易委员卡雷尔·德古特 6 月 4 日宣布，将从 6 月 6 日至 8 月 6 日对产自中国的光伏产品征收 11.8% 的临时反倾销税，此后该税率将升至 47.6%。该次“双反”调查的涉案金额高达 204 亿美元，是全球涉案金额最大的贸易争端。

对此，晶科能源全球品牌总监钱晶在接受《证券日报》记者采访时称，欧盟委员会的这个决定与预期相比并没有实质性的变化。同时，辉伦太阳能市场部经理袁全也向《证券日报》记者表示，“今天的结果应该是早就注定的”。

企业寄望于政府出面

“如果最终执行 47.6% 的关税，产自中国的光伏产品肯定会丧失全部竞争力，这当然也就是欧盟委员会的最终目的。有人问这个数字是怎么出来的，好比 11.8% 的关税就算是个分水岭，低于这个税率，我们的产品在欧盟内就还保有竞争力，而一旦超过这个税率，任何数字其实都是一样的，就是 0 和 1 的道理。”钱晶表示。

关于欧盟“双反”初裁结果好于预期。袁全认为，两个月、较低临时税率，似乎是欧盟给中国光伏业界的一个“面子”。但此时，如再去质问“11.8% 的依据何在？”或“为何只有两个月？”已经意义不大。因为，今天的结果应该是早就注定的。

钱晶认为，“这不仅仅是一个行业的问题，民间的力量，企业的力量，行业协会的力量，甚至欧盟本身成员国的力量都不足以和欧盟委员会强硬的态度抗衡。因此中国政府一定要表明态度，有所作为。否则，光伏‘双反’只是未来中国制造业噩梦的开始，任何行业都会效仿，都会动不动拿增加关税来要挟打击中国企业。我们不支持报复性贸易战争，但也不能‘人为刀俎，我为鱼肉’，否则中国企业家们特别是民营企业企业家会心寒，进而放弃工业和制造业，中国经济也将如欧洲一样失去最有活力和效率的支柱。所以希望未来 6 个月内，中国政府能更积极地寻求有结果的对话和协商”。

钱晶还介绍，11.8% 的初始关税只有 2 个月的时间，如果中国光伏组件制造商没有消除对欧洲太阳能组件制造商的伤害，那么从 8 月 6 日到 12 月 6 日关税会增加到 47.6%。12 月 6 日是全部调查的最终时间，届时会决定是否征收为期 5 年的关税。这 6 个月的时间里，欧盟和中国协商出解决方案也

不是没有可能。我们预测，最终的方案有可能是更高的欧盟价格以及进口配额。

光伏业尽力绕开欧洲双反

“面对这样的结果，我们还是比较淡定的。2013 年，辉伦在欧洲的销售预期占我们全球销售计划已经不到 40%。我们通过与中国大陆以外地区的厂家进行 OEM 合作，绕开欧盟‘双反’。”袁全向记者表示。

辉伦不仅早在去年夏天就在“金砖战略”的安排下进军南美市场；在日本，针对该国极端自然灾害频发的特点，通过和日本本土大型保险公司深度合作，在市场上率先推出“辉伦保险”，彻底打消客户的顾虑；东南亚、中西亚以及非洲也都已取得了可喜的业务进展。

袁全认为，“产能过剩+欧美双反”带来的内忧外患有目共睹，即便产能过剩的局面由于一部分产能的出局而在今年的 Q3 和 Q4 交替之时有望得到改善，但对于品牌和渠道不强、资金和资源不足的企业来说，形势依然严峻。

“双反”一直以来都是政治意义大于经济意义，随着经济危机的持续，一个更大的危险正在逼近中国，那就是发达国家正在制定新的国际规则。新规则的倾向是提高各国正常交往的门槛中重要的门槛，第一，是不是市场经济国家；第二，是所谓“竞争中立”。我们希望这个第一次让国人称雄世界的产业能够争取到合理的利益。

作者：于南

来源：证券日报（2013-6-14）

中国物流与采购信息化推进大会即将举行

2013 中国物流与采购信息化推进大会暨物流企业 CIO 峰会将于 6 月 20 日—21 日在吉林省长春市举行。此次会议将以“推动物流信息技术的有效应用，促进物流信息化的普及深化”为主题，为物流信息化相关各方搭建交流平台。

大会期间除解读工业和信息化部《关于推进物流信息化工作指导意见》外，还将发布中国企业物流信息化监测报告，展望中国物流信息化的发展趋势，分析探讨中国企业物流信息化存在的问题及解决办法，并将分析物联网等新技术在物流行业的应用及市场前景，探讨电子商务与现代物流的集成创新、发展趋势以及制造业与物流业信息化的联动发展趋势。

今年年初，工信部发布了《关于推进物流信息化工作指导意见》，提出到“十二五”末期，初步建立起与国家现代物流体系相适应和协调发展的物流信息化体系，为信息化带动物流发展奠定基础。推进工作将分两个阶段实施，第一阶段主要通过试点示范引导，初步探索建设物流信息化体系的有效途径；第二阶段在总结和推广前期经验的基础上，促进先进信息技术在物流领域的广泛应用，使物流信息资源得到较为充分的开发利用，物流运作和管理水平得到明显提高，物流信息服务体系基本形成。

作者：曹建华

来源：中国财经报（2013-6-12）

人民币汇改决心难掩中国政策困境

中国央行一方面就人民币汇率改革表示决心，而另一方面又加强市场干预，这凸显出在让人民币自由浮动进程中央行需要掌握好一个度。包括美国在内的批评者认为央行干预是中国故意拖延，阻止市场力量决定人民币汇率的又一例证。

但是，在超宽松货币政策背景下，中国的贸易伙伴国大规模发行货币，促使投机热钱汹涌流入新兴市场，令今年人民币面临强大的升值压力。

“很难得出操纵货币的结论，”野村证券驻香港的首席中国经济分析师张智威说道。“如今央行行长所做的很多事情，并不一定是最好的选择。眼下我们处于未知的时代，一切都是相关的。”

人民币汇率波幅受到央行严格管控，每日相对中间价向上或向下的波动限制为 1%。不过，随着中国努力调整经济结构，减少对出口的依赖并增加国内消费，中国政府正稳步放松对汇率的管制。

包括很多西方政府在内的批评者称，中国政府开放市场的步伐不够快。一些人还表示，中国迄今的动作缺乏实际内容。而中国则担心开放步伐过快会破坏经济稳定。

很多交易人士认为，去年第四季度中国央行基本上抛弃了其传统的买汇角色，释放出放松市场控制的信号。

即便是企业当时拒绝在每日限制波动区间内用美元兑换人民币导致交易量暴跌，央行仍袖手旁观。

但是随着流入中国经济的美元数量快速增长，2013 年中国央行重新回归保姆角色。中国拥有全球最大规模的外汇储备，今年第一季外储又增加了 1,280 亿美元，创下 2011 年第二季度以来最大的单季增加额。

“近期恢复大规模干预令人忧心，”美国财政部在 4 月 12 日发布的半年度汇率报告中说道。该报告称，中国通过购买外汇，人为保持人民币币值处于低位。报告还批评中国不愿透明地披露干预情况。在中国人民银行进行干预的同时，央行行长们则表示，中国仍坚定地走在改革的道路上。

中国央行副行长易纲 4 月 17 日在华盛顿举行的一场国际货币基金组织（IMF）论坛上表示，进一步扩大人民币汇率波动区间的时机到了。次日，他又表示进一步开放中国资本账户的条件已经成熟。随后另一名央行官员也在中国官方英文媒体《中国日报》上发表了类似言论。

但这些言论在中文官方媒体上获得的报道不多，因此一些交易人士认为，这些关于改革的言论仅是面向海外的政治姿态。

在上周稍晚华盛顿 20 国集团（G20）峰会召开之前，中国央行将每日人民币中间价设定在一系列纪录高位，引发外界猜测，此举是为防范关于人民币估值过低的指责。

“这一连串处于纪录高位的中间价，与人民银行保持人民币稳定的承诺相违背，”一家欧洲银行驻上海的交易员称。“鉴于这种透明度的缺乏，很多揣测性言论甚嚣尘上。”

4 月 12 至 17 日，中国央行让人民币升值 236 个基点，一路创下多个纪录高位。而 2012 年全年，人民币升值幅度仅为 154 个基点。

而这一时机正好覆盖美国财政部汇率报告的发布，美国国务卿克里访华，以及 G20 会议。在过去，这些事件都是外界指责中国汇率管制的平台。

另一方面，在峰会结束后，人民币继续创纪录高位，央行数据显示，离岸和在岸企业都对人民币持升值预期。

中国面临的另一困境是，尽管人民币自由化从长期来看对经济有利，但从短期来看，则会妨碍提振人民币在国际贸易中的应用。

让贸易伙伴使用人民币进行交易结算，可以降低中国企业的汇率风险，也减少了继续积累外汇储备的必要。中国外汇储备相当于其 2012 年 GDP 的 40%。

但是对于追求利润的企业而言，解决自身利润问题要比帮助中国减轻汇率风险更为重要。当希腊债务危机波及全球市场，人民币兑美元在 2012 年上半年贬值之际，企业纷纷减持人民币资产或放弃以人民币进行贸易结算。

“在保持货币稳定的情况下允许小幅升值是好的做法，”摩根大通人民币交易负责人胡文涛说道。“眼下人民币显然强势，原因是他们想向企业展现友好姿态：‘来，用我们的货币结算吧。’”他表示，这与人民币自由化不同，但当前是必要的。

作者：Pete Sweeney 陆建鑫

来源：路透网（2013-6-4）

人民币升值“虚火”下的脆弱体质

人民币在非美货币皆弱却独强的背后已难掩其脆弱的一面。而“是药三分毒”，中国外管局本月大刀挥向虚假贸易时，实体外贸也已陆续遭波及，在缺乏强而有力的经济复苏支撑下，人民币走势出现波折的风险正加大。

5 月以来中国监管层加大对虚假贸易、保税区“一日游”、贸易融资套利等现象的监管打击力度，外管局的 20 号文也对银行和各地外汇局提出明确的甄别要求。中国贸易企业人士反应，银行收紧外贸信贷和信用证融资等渠道，后期外贸增速可能会大幅下降，外汇占款也难以维持虚高。

厦门一家金属制品外贸企业财务主管对路透称，针对虚假贸易、套利热钱的这部分政策，“害苦了我们实体企业，像采购铜、锌这些原料我们是需要美元贷款的，现在政策下来一刀切，我们都贷不到美元了，硬要贷价格也越来越高。我们订单还不错，但现在真是越来越难做。”

广东某大型家电出口企业外汇交易主管亦表示，近期美元贷款加点很多，三个月期从原来 1.6% 上浮到 2.8%，企业资金成本大为上升。同时监管层加大出口真实性稽查，“以前我们有超前收汇，现在超当期出口 10% 就要查，像一个季度如果出口 1,000 万美元，我收汇可能到 1,100 万美元就要被查了。”

贸易人士同时表示，从实体经济来看人民币缺乏进一步走升的支撑，后期很难看清。加之对冲工具较少、运用成本较高，目前很多企业处于不做汇率保护的状态，仍然面临较大汇率风险。

招商银行总行金融市场部高级分析师刘东亮在报告中写道，中期而言美元的新一轮强势已经确定，非美货币大幅下跌，但澳元跌势更为惨烈。澳元跌幅最大固然有澳洲联储降息的原因，但从其商品货币的角度看，更深层次则可能预示着全球新兴市场增长动力的削弱，而中国正是全球最大的大宗商品

进口国。

中国 4 月份工业生产者出厂价格指数(PPI)同比下降 2.6%，创下六个月最大降幅，亦凸显经济复苏乏力。

中国外管局数据显示，4 月银行代客远期净结汇规模较上月倍增，体现企业层面的人民币升值预期在 4 月有所增强。但当月即期代客结售汇无论从绝对值还是净客上看，规模都较 3 月有所回落，显示监管层对于虚假贸易等资金流入渠道加强监管已初见成效，预计 5 月份该数据会体现出更为明显的回落。

香港汇丰银行一位分析师表示，中国打击虚假贸易是不是有效，从 5 月的外贸数字就可以看出端倪。

行业消息人士指出，由于中国展开打击热钱，一些中国银行业者已经停止为较小型的进口铜贸易商提供融资，规模高达数 10 亿美元的铜贸易融资面临压力。

业内人士证实，广东央行跨境办 4 月底发文，暂停了转口、保税区和黄金珠宝 90 天以上的融资业务，黄金等加工贸易的远期信用证的质押融资被叫停。深圳银监局也已向辖内各家银行警示“货物空转”式的贸易融资套利活动，让银行加强贸易真实性审查，审核合同、报关单、发票等单据，并审慎开展理财产品质押办理进出口表内外贸易融资业务。

20 号文于 5 月第一个周末出炉，随后两个交易日引发在岸和离岸市场大幅波动，6 日周一 CNY 高开低走，最大贬值幅度高达 0.34%，CNH 最大贬值更达 0.61%。不过随后两地汇率在中间价引导下再次转强，截至周一收盘时 CNY 较 20 号文出台前升值 0.27%，CNH 升值 0.3%。

“基本上相当一部分银行被取消了做空美元的资格。”广发银行金融市场部外汇交易主管黄毅说，“从市场波动的角度看，投机性做空的力量少很多，人民币升值压力会减少。”

他表示，去年监管层允许银行保留美元负头寸，是为了给银行灵活应对市场波动的能力。从外管局新规对外汇存贷比的要求来看，预计中资大行和相当一部分外资行都无法保留负头寸，而仅有一些中等规模的中资商业银行和少量外资行仍能做空美元。

分析人士指出，在美元持续走高的背景下，央行中间价若不再释放升值信号，人民币汇率强势很有可能在 6 月份暂缓，甚至有可能短期内小幅贬值。

上海一家外资行外汇交易主管表示，最保守估计银行体系会产生 300 亿美元的购汇需求，而政策推出后虽然至今还没有到外管局要求的初次实施时间，观察很多中资大行已经在囤积美元头寸，这部分规模估计已经超过 100 亿美元。

“每个月整个银行体系的净结汇规模也就在三、四百亿美元的水平，所以这部分综合头寸的需求还是能消化相当的净结汇。不过这块需求也是一次性的，所以有影响但不大，我们先看到 6.16 元吧，如果突破那就看到 6.20 元。”该交易主管表示。

随着美元这一波升值，以及监管层打击虚假贸易，不少此前在人民币离岸市场做空美元的资金趁机获利离场，近期人民币兑美元 CNH 即期价格与境内 CNY 高低互现，也削弱了套利交易的动力。

中国央行 2010 年 6 月 19 日重启汇率改革，增强人民币汇率弹性。2012 年 4 月 16 日起，央行将人民币兑美元汇率日内波幅限制倍增至 1%；而外汇市场交易机构随后亦首次获准卖空美元。

市场人士并称，虽然说人民币升值压力会因此减小，但具体走势仍然取决于客盘情况，而近期中间价仍在释放强烈的升值预期，客盘仍然保持去年以来的强劲结汇势头。

近期在美元走强时，人民币中间价仍保持快涨慢跌的节奏。周二时，趁隔夜美元指数 DXY 小幅回调机会，人民币中间价再次跳涨 87 个点，创出历史新高。

上海一股份行交易员表示，中间价大幅上冲后打破此前在 6.20 一线盘整的区间，有可能引导汇价短期再走出一波升值，“下个月习近平主席要去美国会见奥巴马，政治方面的推动可能会大些。”这种态势让企业更倾向认为人民币仍将保持升值。

上海一股份行交易员表示，中间价仍然是客盘当前最为关注的风向标，“我觉得一旦现在央行不引导升值了，购汇的需求就会出来。”

而即便人民币汇率虚火暂时消退，今年总体上升值的大趋势可能还是难以改变。光大银行首席宏观分析师盛宏清说，“中国经济目前保持平稳势头，境内外的利差不改，资金流入的趋势就不会变化，这些因素还是会主导外汇交易。”

他认为，外管局这一系列政策对汇率走势会有一定影响但程度有限，“可能也就 30% 的影响吧，比如说原来预计会升值 2%，那现在可打一个七折。”

周二午盘，人民币兑美元即期最高达 6.1305 元，创下历史最高纪录，今年来累计最大升值幅度达近 1.63%，此前预计 1-2% 的年度升值已经过半。其中 4 月份快速升值达 0.74%。

对于央行而言，外管局新政策在短期内可以达到分担外汇储备增长压力的作用。中长期看，银行做空美元的能力受到限制，动力也受到抑制，加上对贸易资金流更加严格的甄别监管，有利于形成更加反映真实贸易供求关系的汇率。

广发银行黄毅表示，外管局新政策对投机性资金流入进行限制，以防加大人民币升值压力，预计这些举措会使 5 月份即期代客结售汇数字有更明显的回落，人民币即期汇率有望更能够体现出真实的外贸供求关系。

但新政策最终买单者一银行，无疑将会对手中越来越多的美元感到忧虑。政策一方面对存贷比做出限制，一方面又取消前者不达标者的美元负头寸，银行要么选择压缩贷款，要么选择购买综合头寸。最后的结果，就是银行手中再度捏起大把美钞。

“压贷款其他行我不确定，但是我们行比较难。没有这么快压得下来，一方面是想留住客户，一方面一些贷款结构比较复杂。如果贷款压不下来只有买头寸了。”上海一股份行交易员表示，“外汇贷款减少银行间的美元应该会宽松一些。”

压贷款不行，就得积极揽储。上述广东家电出口企业外汇交易主管证实，部分银行的美元活期存款利率已经由 0.05% 提高到 0.9%，以吸引更多企业存款。

这些举动正使得境内美元拆借卖盘增加，体现美元流动性相对于近期趋紧的人民币正变得更加宽松。上海国际货币经纪公司周一市场回顾写道，当天境内外币拆借市场美金较为充裕，1 个月以内短期价格基本保持上周水平，长期价格略有下跌。

同时美元兑人民币掉期升水也重新回升。周二时掉期升水曲线多数期限较 20 号文出台前均有抬升，其中 5 个月期自 5 月 4 日收盘时的 410 点涨至 580 点。交易人士反映，近期人民币流动性收紧后，一些银行开始用手头充裕的美元以掉期工具换成人民币，使价格有所回升。

银行人士表示，后期美元的掉期成本可能继续提高，贷款收紧后银行将面临美元头寸收益率下降的状况。各家银行情况不一，应对方式也有所不同。若趁机推进资本项开放、打通境外投资渠道，银行将能够更为合理地进行资产摆布，而推进中间价形成机制的市场化，或是让市场自我管理预期、实现真正供需均衡的终极之路。

作者：李然

来源：路透网（2013-6-4）

中国应慎对资本账户开放

近期，关于中国政府可能加快资本账户开放的表态纷至沓来。有传闻表明，中国政府有可能在今年下半年宣布一个资本账户开放的时间表。根据这个时间表，中国政府将在 2015 年实现资本账户的基本开放，在 2020 年实现资本账户的全面开放。一旦上述传闻变成现实，这意味着中国的资本账户开放进程将显著提速。

当前环境下谈论要不要进一步开放资本账户，主要的内容是要不要开放跨境短期资本流动。迄今为止，中国的资本账户开放进程已经取得较大进展。根据中国央行调统司在 2012 年发布的一份报告，在 IMF 规定的资本账户管制的 40 个子项中，中国已经有 14 项为基本可兑换、22 项为部分可兑换，仅有 4 项为不可兑换。目前中国对中长期性质的双向直接投资与贸易融资已经基本放开，但在证券投资、跨境借贷与衍生品交易等短期资本流动仍存在较为严格的管制。因此，进一步开放资本项目，主要的开放内容是短期资本流动。

赞成加快资本账户开放的理由主要包括以下五个方面。第一，实现跨境资金流动的平衡管理。长期以来，中国对跨境资本流动采取了“宽进严出”的管理策略，该策略在中国国内外汇资金短缺时固然发挥了重要作用，但当市场环境变化后，该策略导致中国外汇储备攀升、央行冲销压力巨大、国内流动性过剩，因此，通过放宽对资本流出的管理，既有助于降低央行的资本管理与冲销压力，也有助于缓解人民币升值压力；第二，通过加快资本账户开放来倒逼国内结构性改革。由于中国经济体制改革已经进入存量改革阶段，在既得利益集团的阻挠下，各种结构性改革举步维艰。通过开放资本账户来倒逼国内结构性改革，或许能够发挥 2001 年通过加入 WTO 来倒逼银行业改革相似的作用；第三，进一步推动人民币国际化。目前人民币国际化进程受制于离岸人民币规模有限、全球范围内以人民币计价的金融产品供给不足等，而资本账户开放则有望缓解上述约束、进一步推进人民币的跨境使用；第四，全球金融危机的爆发为中国开放资本账户提供了一个“战略机遇期”，特别是发达国家公司估值处于低位、对外部资金的需求较为强烈，这为中国企业的海外投资提供了良机。第五，现有的资本管制措施很难真正管得住资本流动。在经常项目已经可兑换的条件下，很多资本可以通过变通的办法躲避资本管制措施。与其这样，还不如放松管制，让藏在地下的资本流动浮上水面，以此提高跨境资本流动透明度，让监管更加有效。

我们认为上述有些理由反映了包括资本管制政策在内的一些宏观经济管理措施的弊端，中国也有必要进一步完善资本项目管理。但是，大幅放松对短期资本流动的管制需要格外审慎，这必须要在以汇率形成机制市场化改革等一系列相关改革措施配套的情况下，才能逐步推进。在没有其他改革措施的配合下，单方面的扩大资本项目开放，未必能实现改革初衷。

试图实行对跨境资本流动的平衡管理，这一目标无可厚非。但问题在于，短期资本流动通常是顺周期的，放送对短期资本流动的限制未必能实现资本平衡流动。短期资本流动的顺周期特征，通常是在中国政府不希望资金大规模流入时（例如经济过热、资产价格泡沫、流动性过剩），短期资本会大规模流入；而当中国政府不希望资金大规模流出时（例如国内流动性不足、爆发金融危机、美联储加息），短期资本却偏偏会大规模流出。因此，加快开放资本账户，未必能够真正实现跨境资本流动的

平衡，而很可能会放大短期资本流动的规模与波动性。

加快资本账户开放未必能够稳定人民币汇率，反而可能导致人民币汇率出现超调。以 2013 年第 1 季度为例，尽管经常账户占 GDP 比率处于较低水平，但人民币对美元名义汇率以及人民币有效汇率均出现大幅升值，这在很大程度上是由短期资本流入激增导致的。尽管我们自 2003 年以来就一直呼吁加快人民币汇率形成机制的市场化改革，但我们认为，这一改革得以完成的前提条件，是中国政府依然保持适当的资本管制，从而使得人民币汇率走势主要反映经常账户的变动。否则，短期资本的大进大出将导致人民币汇率大起大落，从而给汇率形成机制改革造成阻力。

如果央行基本不直接干预外汇市场汇率，在市场供求关系的作用下汇率将围绕均衡汇率上下波动。在这种情况下，尽管汇率的波幅度可能较大，但由于波动的双向性，汇率投机将受到抑制，持续的升值（贬值）压力将因套汇资本流入的减少而减少。如果央行不希望看到汇率升值（贬值）过快而维持对汇率的干预，在没有资本管制的情况下，投机资本就会不断流入（流出），从事无风险套汇。套汇资本的流入（流出）必然加大或大大加大升值（贬值）压力。通过干预实现小幅升值的政策或许可以减缓对出口（进口）企业的经营压力，但却会造成国民福利的巨大损失，造成资源配置的极大扭曲。如果央行认为，在目前政治、经济条件下，让人民币逐步升值是唯一的选择，央行就应该尽可能维持资本管制，抑制热钱流入，以减少升值压力和国民福利损失。可以说，在持续干预外汇市场的同时实行资本项目自由化，是所有可能的政策组合中最不合理的一种组合。

“以开放促改革”的经验有成功的经验，也有不成功的经验，国内国外皆如此。我们尤其不赞成以加快资本账户开放来促进国内结构性改革的做法。压力面前，未必一定做出正确选择，以放松短期资本流动倒逼国内改革是巨大的冒险。其一，与商品贸易的开放不同，资本账户开放对一国宏观经济与金融市场的冲击可能是巨大的、存在较大的不确定性，而且一旦开放后很难逆转；其二，如果未来几年内，资本账户过快开放导致国内爆发系统性危机，那么危机之后，对中国经济可持续增长而言不可或缺的结构性改革，可能被再度推迟。

从短期与中期来看，加快资本账户开放与推进人民币国际化相辅相成，如同一枚硬币的两面。然而，如在人民币利率与汇率形成机制尚未充分市场化的前提下推进人民币国际化，会导致人民币离岸市场与在岸市场之间的套利与套汇行为大行其道。目前大部分跨境贸易人民币结算发生在内地与香港之间，而非大中华区与全球其他地区之间，这不是中国政府推进跨境贸易人民币结算的初衷。从国际金融的历史来看，货币国际化是市场选择的结果，而非政府人为推动的结果。只要中国经济在未来 20 年能够保持持续较快增长、中国金融市场能够发展壮大并避免系统性金融危机的爆发，人民币必将成长为重要的国际货币。而日元国际化的教训表明，如果政府过快开放资本账户导致系统性金融危机的爆发，那么货币国际化的步伐不仅可能显著放慢，而且可能归于失败。

当前并非中国加快资本账户开放的时间窗口或“战略机遇期”。目前发达国家央行正在集体实施量化宽松政策、全球流动性过剩加剧、新兴市场经济体正在面临大规模短期资本流入，一旦中国加快资本账户开放，那么中国很可能首先面临大规模短期资本流入，而随着美国逐渐削减量化宽松政策并步入新的加息周期，中国很可能接着面临大规模短期资本流出。短期资本的大进大出会严重损害中国的宏观经济与金融市场稳定。从国际层面来看，巴西、韩国等过去已经充分开放资本账户的国家，在意识到不受约束的短期资本频繁流动的坏处后，开始考虑重新引入新的资本流动管理措施。而过去几十年一直以推进资本账户自由化为己任的 IMF，最近两年也改变了对资本管制的态度，认为资本管制应该与宏观经济政策、宏观审慎监管一起成为新兴市场国家管理资本流动的工具。

中国的资本管制体系的确存在一些漏洞，且管制效力近年来有所下降，但中国的资本账户管制依然大致有效。尽管中国政府尚未全面开放资本账户，但近年来中国面临的国际资本流动规模明显放大，波动性也明显增强，这被一些政策制定者与研究者解读为资本账户管制已经无效，因此不如尽快开放。

然而,近年来大多数研究中国资本账户管制的实证文献均发现,尽管中国资本账户存在一些漏洞,但大体上依然是有效的。在内地人民币市场与离岸人民币市场上存在显著的息差与汇差,就是中国的资本账户管制依然有效的明证。此外,内地与离岸市场的抵补利率平价存在显著偏差,意味着跨境套利者依然面临着较大的交易成本,这也说明了资本账户管制的效力。如果中国政府明文规定一些跨境资本转移行为属于非法行为,并承诺进行严厉惩罚,这应当能够起到一定的阻吓作用。从这一意义上而言,我们高度赞赏近期外管局出台的抑制短期资本流动的规定。我们相信,只要中国政府真正想抑制短期资本流动,在现有体制下,中国政府就能找到办法加强资本账户管制。一个贴切的比喻是,目前国内外流动性水位均处于高位,而资本账户管制就是一道防护中国金融安全的大坝。目前这个大坝已经出现了一些管涌。我们究竟是应该修补漏洞加固大坝呢,还是干脆炸掉大坝?结论是不言自明的。

将 2015 年作为资本账户基本开放的时点具有较大风险。从国内来看,随着潜在增长率的放缓,未来几年中国企业部门将面临去杠杆化冲击,地方政府债务风险也可能加剧,中国商业银行不良贷款率可能显著上升,国内金融市场脆弱性不断累积,这将导致中国居民与企业对中国经济信心下降,将资金撤离中国的动机增强。从国外来看,再经过两年左右调整,美国经济有望在 2015 年前后强劲复苏,而美联储也可能从 2014 年年底或 2015 年年初开始加息。外部吸引力的增强可能导致中国资金加快外流。在上述国内外因素的冲击下,中国可能面临巨大的资本外流。考虑到中国外汇储备/M2 比例并不算高,大量的资本外流将导致中国外汇储备规模迅速下降,加剧人民币贬值预期。而在人民币贬值预期下,可能发生更大规模的资本外流。巨大的资本外流可能导致中国爆发与 1997 年至 1998 年东南亚金融危机相似的危机。因此,中国未来几年面临的真正威胁并不是大规模资本流入,而是大规模资本外流。

中国政府仍应审慎、渐进、可控、有序地开放资本账户,以维护中国宏观经济与金融市场稳定。中国政府应该坚定不移地克服既得利益集团阻力,推进国内结构性改革,而不能因为结构性改革难度很大就回避这些改革。中国政府需要改善国民收入在居民、政府与企业三部门之间的分配,以及居民部门内部的收入分配;中国政府需要尽快打破若干服务业部门内国有企业的垄断,从民间资本真正开放这些部门;中国政府需要加快推进包括利率与汇率在内的要素价格市场化改革。当人民币汇率与利率市场化改革基本结束、中国金融市场发展到一定水平(对国内资本已经充分开放)、中国经济已经大致完成增长方式由投资与出口驱动向消费与投资平行驱动的转型后,无论是资本账户的全面开放,还是人民币国际化,都将成为水到渠成的事情。基于以上分析,我们建议,中国政府与其给出资本账户开放的时间表,不如给出推动国内结构性改革的时间表。对于资本账户开放而言,中国政府最好不要给出特别具体的时间表,而是阐明资本账户开放的大致方向,根据国内外形势变动以及国内结构性改革节奏,在风险可控的前提下灵活地把握资本账户开放的节奏,而不受事先承诺的资本账户开放时点的掣肘。

作者:余永定 张明 张斌

来源:英国《金融时报》(2013-6-4)

人民币 汇率双向波动时机已成熟

人民币近月来的持续升值令市场高呼看不懂。一季度及 4 月数据显示,中国的经济增长重归下行,甚至可能较去年为低。但就在这样的背景下,人民币汇率与经济基本面显著背离,从 4 月起加速升值。

据统计,在 4 月 1 日至 5 月 27 日的 36 个交易日里,人民币对美元汇率中间价 16 次创出 2005 年汇改以来新高,并在 5 月 24 日升破 6.19 关口。

中国与美国的经济景气相位差,增添了人民币升值的吊诡。在中国经济重归下行的同时,美国方面却屡传利多,提振经济复苏的前景。5 月初的消息显示,美联储可能提前终止购债,扭转了市场对弱势美元的预期。事实上,从今年初开始,美元指数便在震荡中上行,年初至今已从最低点上涨了 5.8%。但即使如此,也没有改变人民币对美元升值的态势。年初至今,人民币升值幅度已达 1.72%,远超去年全年。

强势的美元,以及更加强势的人民币,持续推高人民币有效汇率。国际清算行日前发布的数据显示,4 月人民币实际有效汇率创下历史峰值,为 115.24,较上月升值 0.88%,连续 7 个月升值。与此同时,人民币名义有效汇率也创下新高,为 111.18,较上月升值 0.86%,连续 4 个月升值。名义、实际,以及对主要货币全线升值,人民币的坚挺超乎市场与企业的预期。

在经济放缓的背景下,人民币的快速升值未见得是一件好事。尤其在汇率已进入均衡区间后,这种背离经济基本面的升值,正对中国的出口产业构成显著的冲击。中国商务部新闻发言人沈丹阳在近日的例行发布会上坦言,人民币升值对中国外贸企业有很大的影响,企业出口签约和利润都受到比较大的负面影响。中国商务部的调查显示,人民币短期快速升值导致“有单不敢接”现象严重、出口利润被进一步压缩,中小企业出口受冲击较大。研究表明,人民币每升值 1%,棉纺织、毛纺织、服装行业的利润率将下降 3.19%、2.27%和 6.18%。

面对人民币的升值,中国的外贸企业纷纷叫苦。有企业老板表示,以每 1000 万美元的订单为例,美元对人民币汇率变动超过 0.01 元,就等于利润“蒸发”了 10 万元,更何况近期美元对人民币一路从 6.5 元爬升到 6.1 元。一位业内人士预计,如果人民币汇率继续升值到 6,将有很多外贸企业面临关张;而若到 5.8,很可能达到国内外外贸企业能够承受的极限。

从当前的态势看,人民币升值到 6、甚至 5.8,可能并不会太遥远。一些研究机构已将今年底的美元对人民币汇率上调至 6。依照上半年的升值速度,这并非没有可能。在主要货币——比如日元——竞争性贬值时,人民币保持强势是一个值得商榷的策略。特别在现在的背景下,似乎应当允许人民币适度贬值,兑现双向波动承诺。

早在一个月前,安邦研究团队便建议人民币适度贬值,并认为国际议程结束有助于缓解外界对人民币汇率的压力。今年上半年,美国政要访华、美国国会汇率报告以及 G20 财长会议等诸多政治因素交织,被认为是推动人民币升值的主要原因。中国央行习惯在类似日程前夕推高汇率,也被称为“肮脏浮动”(DIRTY FLOAT)。不过,这些国际议程结束后,人民币并没有如预期般走贬。

新的证据显示,人民币进入 4 月后的加速升值可能与中国国家主席习近平即将访美有关。不久前,美国白宫宣布,习近平主席与美国总统奥巴马将于 6 月 7 日—8 日在加州举行为期两天的峰会,可能会探讨人民币汇率相关议题。而在 7 月,中美双方将迎来第五轮战略与经济对话(S&ED),这可能也是支撑人民币汇率的因素之一。

人民币持续升值何时消停?在市场普遍看走眼的情况下,我们很难对转折点的时机作出预判。即使前述国际议程全部结束,人民币会否如预期般走贬,依然有待观察。可以确定的是,当前人民币继续升值已经弊大于利,市场热盼双向波动,以及人民币汇改的进一步深化。在此之前,业界传闻,人民币汇率波动幅度将于今年 7 月 S&ED 前扩大。鉴于习近平主席将于 6 月访美,也有预期将此提到了 6 月中旬。

从经济基本面、国际议程以及企业感受等方面看,人民币汇率双向波动的时机已经成熟。人民币汇率目前的持续升值超乎市场预期,也是很难接受的。6、7 月间,中美之间将迎来一系列互动,这

可能是扭转人民币汇率走势的最佳时机。

作者：中国安邦集团研究总部

来源：英国《金融时报》（2013-5-29）

中国经济可能在放缓的同时更加失衡

中国当前的在建项目并不少。4 月份房地产开发投资增速加快，铁路投资提速，且其他公共设施投资同样强劲。4 月份水泥产量同比增长 8.7%，增速高于 3 月份的 6.9%。

但投资拉动超高速增长的日子已所剩无几。生产性投资应该会在投资当年或随后几年带来产出。国际货币基金组织(International Monetary Fund)近期的一项调查表明，中国规模庞大的基础设施投资所产生的影响只是暂时的，这暗示存在资本配置方面的浪费。

中国政府希望强劲的国内消费将弥补投资放缓带来的缺口。这一策略在 2012 年似乎奏效了，因当年家庭收入和社会消费品零售额均大幅增长。但到 2013 年情况有所变化，4 月份社会消费品零售总额同比增幅从 2012 年底的 13.5%降至 11.8%。

社会消费品零售额放缓的一个原因是政府打击官员铺张浪费。招待政府官员的餐厅公布营业收入大幅下滑。假如官员减少铺张浪费所省下的钱能用于增加医疗和教育等更有用领域的支出，那么社会消费品零售额暂时下降也无需担忧。

中国居民收入增幅大幅下降也表明可能会出现更深层次的问题。2012 年中国城镇家庭可支配收入增长 9.6%，但今年第一季度增幅仅为 6.7%，反映出增长放缓和企业利润收窄的滞后影响。这一增幅不及国内生产总值(GDP)增幅。

在 2012 年，经济增长稳步转向消费拉动的迹象抵消了人们对中国经济疲软的担忧，但如果家庭收入增幅不及其他经济领域，那么必要的经济再平衡将无法实现。

作者：Tom Orlik

来源：华尔街日报中文版（2013-6-4）

5 月国内 52 亿美元热钱出逃

中国崩盘论甚嚣尘上

7.6%？7.4%？甚至低于 7%？国际投行给转型中的内地经济投下了不信任票。与此同时，从 5 月 22 日到 6 月 12 日，EPFR 数据库显示，52 亿美元在短短一个月内流出内地和香港股市，创下 2008 年

金融海啸以来的最高纪录。

中国经济 5 月令人失望的经济数据，使投资气氛急转直下。出口微增 1%，社会融资总量降至 1.2 万亿元。

摩根士丹利等投行先后调低中国经济增长预测。大摩预测内地经济全年增长 7.6%，远低于早前预测的 8.2%。瑞银和 RBS 将预测值调低到 7.5%，巴克莱大胆预测全年 GDP 增速仅 7.4%，是 23 年来的新低；野村张智威更警告，下半年经济增速有三成几率低于 7%。“中国崩盘论”甚嚣尘上。

悲观气氛下，热钱加速流走。有投行人士形容：“大中华区正经历金融海啸以来最大规模的资金出逃潮，速度之快近五年来少见。中国政府的低增长容忍给欧美热钱流出借口，资本市场不会坐等经济转型的承诺。”

外围市场，美联储退市预期和日元套利平仓活动导致资金持续流出新兴市场；除日本外，欧美股票和债券市场同样单周录得百亿美元流出。统计显示，共计有 257.5 亿美元流入货币市场基金，避险情绪主导资金流向。

国际资金监测机构 EPFR 的统计显示，截止 6 月 12 日的过去 1 个月内，累计有 36.91 亿美元和 14.97 亿美元分别流出中国内地（沪深股市+红筹股+H 股）和香港股票基金。其中，5 月 30 日至 6 月 5 日单周就有 14.76 亿美元资金流出中国股票基金，上一次出现如此大的净流出还要追溯至 2011 年 2 月。香港金管局 6 月 19 日结算的银行体系结余是 1638 亿港元，相比年初高峰的 2558 亿港元缩水 36%。

建银国际首席经济学家刘红哥接受本报专访时说：“中国资本市场面临内忧外患。国内，银行间流动性紧张，SHIBOR 平均利率超过 6%，央行“不作为”打压市场信心。境外，大行看空经济基本面，美联储退市预期加剧全球范围内的流动性收缩。”

翻阅 EPFR 数据库，除日本股市录得 2.72 亿美元流入外，最近一周全球股债市场全部为净流出。6 月 6 日至 6 月 12 日，新加坡、印尼、马来西亚、泰国等东南亚市场共计出现 11.49 亿美元大幅流出股票和债券基金。欧美市场，2 周内有多达 188.88 亿美元流出美债，22.87 亿美元流出美股。

“资金流出东南亚的时间与日本股灾吻合，因日元是仅次于美元的第二大融资货币，日元套利平仓交易导致基金被迫调整资产与负债结构，抛售东南亚资产。QE 退市预期下，美债息率上升，价格下跌，资金出逃。”

刘红哥透露，资金流出股债基金，转向风险更小的货币基金市场，过去 7 天内已有近 80 亿美元流入货币基金。

来自 iMoneynet 的数据显示，自 5-23 日本股灾后，1 个月内累计已有 185.79 亿美元流入货币基金。众所周知，货币基金主要投资于商业票据、国债和同业存款等短期工具，流动性高，是天然的避风港。

作为最消极的预测，野村证券首席中国经济学家张智威在 6 月 14 日的报告中指出，紧缩的流动性和来自政府“极小”的支持力度，都会增加下半年中国经济下行的风险。据测算，野村料中国经济下半年增速有 30% 的可能性回落至 7% 以下。

大摩经济学家乔虹直言看不到经济加速的动力，她说：“工业品出产价格（PPI）不断下降，通缩的预期弥漫在各行各业中。加上谨慎的政策刺激，下半年环比增速很可能陷于停滞。”

与此同时，中国银行业金融机构 5 月新增外汇占款仅 669 亿元，较 4 月份的 2944 亿元大幅下滑 77.3%；显示热钱流入的速度放缓，外资投行唱空中国经济或加速资本外流。

“二季度末，大量理财产品行将到期，银行需积蓄流动性发行新产品；最近外汇存款下降和针对债券回购的监管风暴导致短期资金面紧张，流动性方面惜售情绪浓厚。”摩根大通中国首席经济学家朱海斌分析说：“疲弱的经济数据无法支撑人民币持续升值，预计在未来 1 至 2 个月内，人民币汇率将逆转为贬值预期，配合每日交易波幅的扩大，资本会从三季度起出现净流出。”

他认为，新政府可承受 7-8% 的较低增速。当前中国经济最大的不确定性在于新增的社会融资总量无法刺激实体经济增长，投资效率偏低。

银监会主席尚福林 6 月 17 日在公开场合表态：“要注意防范不符合实体经济真实需求的‘金融创新’，防止资金自我循环并监管套利行为，确保信贷资金流入实体经济。”

作者：沈佳宜

来源：来源：21 世纪经济报道（2013-6-18）

人民币：与泡沫共舞

人民币再度成为市场焦点。

5 月以来，人民币一路走高，延续 2012 年下半年以来的升值趋势。5 月 27 日，人民币对美元中间价报 6.1811，再次刷新中间价格记录，这甚至并不是本月第一次；从中间价来看，人民币年初以来累计升值幅度早已经超过 2012 年全年。

人民币为何升值？对于这一问题，市场似乎分为两种截然不同的意见。一种意见主要源自经济学家，他们往往从基本面来分析人民币升值逻辑，将资本流动及贸易顺差等因素视为形成人民币升值压力的主要因素，例如 FT 中文网此前刊登的经济学家汪涛文章《人民币会继续升值吗？》；另一类意见则来自对人民币汇率更为直观敏感的人群：交易员们，他们中不少人似乎倾向于认为本次升值源自中国央行的干预，尤其是央行在资本账户开放预期之下有意引导人民币汇率走强，这一观点也得到部分经济学家的认同。

两种声音各有道理，谁更正确一点？中国央行对于人民币的干预手段可以有很多种，最为典型的是中间价。2011 年末人民币甚至多次出现“跌停”，原因就是在中间价人为定得过低，我曾经在《“跌停”之后，人民币往哪飞？》中有过分析。不过这一次，我更倾向于同意经济学家，也就是这轮人民币升值主要源自基本面而非央行干预。

原因何在？很重要的原因在于中国宏观经济当前正处于加杠杆阶段，其他国家在类似情况下的经济现象启示我们，下阶段中国可能也会出现资产泡沫化趋势；而基于追求投资回报率的合理动机，人民币计价的资产显然会存在较大增值预期，这将导致更多资金流入中国。所谓加杠杆判断，正如在此前专栏《中国，下一站韩国？》所言，当前宏观经济基本面情况并不乐观，但是实体经济的短期融资需求非常强烈，这体现在于上市公司的应收账款增加，现金流状况远差于利润状况，更体现在今年以来社会融资总量的高速增加：仅仅一季度社会融资规模为 6.16 万亿元，高于上年同期 2.27 万亿元，升幅高达 58%。

那么，央行在本次升值中扮演了什么角色？官方自然讳莫如深，但是从数据来看，无论央行是否愿意，资金确实在不断流入，4 月份外汇占款增加人民币 2944 亿元，这已经外汇占款已经五个月连

续增长。市场之中，人人都知道不应该和中央银行对着干，但是央行并未市场唯一玩家，如果央行不能顺应市场内在趋势，那么央行的一时强势干预也很难持久，正如 2011 年末的人民币“跌停”闹剧。也正因此，当前资金流入国内或许部分有央行引导预期的结果，但更重要的动力在于人民币未来升值的想象，中国央行的举措更多类似“顺水推舟”而非“逆水行舟”。

基于以上的判断，人民币近期升值不仅有其内在逻辑，而且未来很可能继续升值。日前中国国务院批准并公布了发改委《关于 2013 年深化经济体制改革重点工作的意见》，其中在金融体制改革方面，再度重申稳步推进利率汇率市场化改革。换言之，未来几年正是中国经济风云变幻时刻，人民币的故事，还长着呢。

作者：徐瑾

来源：英国《金融时报》（2013-5-29）

小米科技：集成创新赢得大市场

2012 年智能手机销售量达 719 万台，占国内网络销售渠道近 10%，销售额 126 亿元，这是成立只有 3 年的北京小米科技有限责任公司（下称小米科技）最新的财务报告显示的数据。众所周知，智能手机领域一向是一个技术创新密集且竞争激烈的市场，立足尚且很难，赢利更不容易。小米科技是如何在竞争中不断发展的，对于业界与很多消费者来说，一直是一个有待解开的“谜团”。

“没有集成创新，就没有企业的快速发展。”小米科技有关负责人向中国知识产权报记者表示，尤其是在如今手机市场竞争激烈的背景下，选择最好的中央处理器（CPU）、最好的显示屏、最好的元器件，尽管可能不是来自同一个品牌或制造企业，但对于消费者来说是负责的。如何解决这些硬件集成中的技术难题，克服其他品牌的弱点，就是小米科技完善自己、迅速崛起的奥秘。以往使用安卓系统的手机，大多待机时间在 12 小时左右，小米科技有针对性地研发了新专利，可以直接控制应用系统，使手机的待机时间延长数倍，如今小米手机的待机时间可以达到 7 天，赢得了用户的青睐。

截至目前，本报记者在国家知识产权局网站查询到，小米科技已提交专利申请 374 件，其中发明专利 333 件，占比近 90%，有力地印证了小米科技创新的核心实力所在。如申请号为 CN201110316637 的发明专利“一种用户唤醒的方法”，可以根据用户最近一次使用即时通信系统的时间，判断该用户是否是活跃用户；如果用户不是活跃用户，可以有针对性地用户发送唤醒信息，避免了唤醒的盲目性，提供给用户更精确的唤醒通知，节约了电能，延长了待机时间。

不仅如此，小米科技在手机应用软件的研发上也是大步前行，如“米聊”是小米科技出品的一款手机端免费即时通讯工具，跨越了几种目前流行的手机软件系统平台，同时也跨越了移动、联通、电信等不同运营商。使用“米聊”的用户可以通过手机网络（WiFi、3G、GPRS），实现无限量的免费实时语音对讲、信息沟通和收发图片，只会消耗少量的网络流量，极大方便了用户，形成了自己的优势。赢得市场有后劲“从创新人才这个基础层面上看，我们更像是把摩托罗拉、微软公司、谷歌公司集成在一起，因此创新的成果也是集成的成果。”小米科技有关负责人将人才的集成与创新的集成看作是企业的主要优势之一。

正因如此，小米科技迈出了不同寻常的快速步伐。2010 年 4 月小米公司正式成立，当年 12 月就发布了“米聊”；2011 年 8 月，国内首款双核 3G 手机——小米手机正式发布；2012 年 8 月，新款产品小米手机 1S 及小米手机 2 发布；当年 11 月 11 日，25 万台小米手机 1S 在 4 分 05 秒内售罄。

小米科技大踏步迈进的这两年，正是国际智能手机市场竞争更加激烈的时期。仅在中国市场，智能手机的年销售量高达近 9000 万台，约占全球市场的 1/8，发展速度十分惊人。正因为智能手机行业市场容量如此巨大，各大公司之间竞争才日益加剧，导致专利诉讼频发，这对中国企业而言既是挑战也是机遇。因此，加快专利研发步伐，也是小米科技致胜的秘诀之一。两年前，小米科技的专利申请数量寥寥无几，许多人在担心其遭遇专利风险，而如今，小米科技的集成创新已经作出了响亮的回答。

在目前手机市场，外有苹果、三星等国际大品牌，内有众多国产品牌“后起之秀”，小米手机在夹缝中求生存之路，已经依靠集成创新在成功之路上迈出了第一步。此时，小米科技的领导者们又将目光盯向了更大、更远的市场。最近有消息称，小米科技正在“秘密”研发智能电视。“这是因为有集成创新作为企业发展的重要支撑，只要是符合企业发展需要的我们就去做。”小米科技有关负责人表示。

作者：赵建国

来源：中国知识产权报资讯网（2013-6-19）

我国自主创新能力稳步提升

“专利质量和专利技术实施率明显提高，关键核心技术的有效供给能力明显提升，一批创新型企业进入世界 500 强。”近日，国务院印发的《“十二五”国家自主创新能力建设规划》，对我国自主创新能力提出了明确要求，创新正成为举国上下关注的热门词。几乎与此同时，国家统计局也首次发布《中国创新指数研究（2005-2011 年）》，其中显示，以 2005 年为 100，2011 年中国创新指数为 139.6，年均增长 5.7%；2005 年以来我国创新能力稳步提升，在创新环境、创新投入、创新产出、创新成效等 4 个领域均取得了积极进展。

有关专家认为，“十一五”以来，伴随着我国知识产权制度建设不断完善，自主创新能力稳步提高，中国专利申请量跃居世界第一，创新指数研究报告不仅响应了党的十八大提出的实施创新驱动的重大战略决策，也成为科学反映我国创新能力提高这一事实的有力证明。

指数反映创新实况

“武汉全真光电科技有限公司（下称全真光电）2007 年成立以来，得益于不断改善的创新环境，创新投入与创新产出效益良好，创新成效显著，在先进的硅基液晶显示技术自主创新方面不断取得新进展，目前，已在国内外获得发明专利 20 余件，构筑了拥有自主知识产权的硅基液晶显示技术完整的产业链。”正如全真光电副总经理杜利对中国知识产权报记者所言，近年来许多中国企业的自主创新能力迅速提升，获得授权发明专利数量逐年增加，并在国内外市场竞争中赢得了优势地位。

“企业作为创新主体，是创新指数构成的重要元素。”国家统计局有关负责人表示，创新指数体现的是创新机制及创新能力之间的关系，它强调企业等各类创新主体的作用，并从创新环境、创新投入、创新产出、创新成效等 4 个方面进行研究，根据国际通行的方法计算得出。以 2005 年为 100，2011 年，我国创新环境指数为 138.1，年均增长 5.5%；创新投入指数为 140.7，年均增长 5.9%；创新产出指数为 150.0，年均增长 7.0%；创新成效指数为 129.5，年均增长 4.4%。

“其实，这些指数来自我国创新实力不断发展的事实。”中南财经政法大学知识产权研究中心常务副主任曹新明向记者介绍，创新环境的不断改善，主要是由相关政策、法律体系的完善和公众意识的提升来组成的。“十一五”以来，我国不但修订完善了专利法等法律法规，还在 2008 年颁布实施了《国家知识产权战略纲要》，出台了一系列有利于产业创新的政策举措，开展了多种形式的打击侵犯知识产权的行动，并在全社会大力普及知识产权文化，有力促进了全社会创新的开展。

发明专利不但是技术含量最高、最能够体现创新水平的指标，也是创新产出指数的重要基础数据。近年来，伴随着我国企业创新能力的逐步增强，企业的创新主体地位也逐步确立，依据创新能力及发明专利参与国际市场竞争的能力也显著加强。2008 年，华为技术有限公司通过《专利合作条约》(PCT) 途径提交的国际专利申请第一次在全球企业中拔得头筹；2011 年，中兴通讯股份有限公司的 PCT 国际专利申请夺得全球企业第一名。越来越多的企业创新实力的增强，使许多企业“走出去”底气十足，成效显著。

指数构建意义不凡

“建立以企业为主体、市场为导向、产学研相结合的自主知识产权创造体系，是实施知识产权战略、建设创新型国家的需要，也是创新指数构建及服务的宗旨。”国家统计局有关负责人介绍，当今世界，创新已经成为许多国家发展的支撑与动力。新形势下如何全面反映我国创新发展情况，成为创新指数亟待建立的迫切需要。欧盟、美国等国家和地区的创新指数，都是反映其创新水平的重要指标。前不久，在世界知识产权组织发布的全球创新指数报告中，中国居全球创新效率指数排名第一的位置，但总体排名并未出现在前 10 名中。“这一方面说明我国与发达国家的创新能力尚存在一定差距；另一方面有了中国创新指数，有利于及时进行对照分析，找出差距和不足，有针对性地加快追赶的步伐。”曹新明表示。

近年来，我国知识产权事业迈上快速发展之路。一系列知识产权创造、运用、保护和管理的不但为经济社会发展提供了有力支撑，也为创新营造了良好的环境。2011 年，“每万人口发明专利拥有量提高到 3.3 件”的指标首次列入“十二五”规划纲要，成为国民经济和社会发展的指标。此次首次发布的中国创新指数，也结合“十二五”规划纲要，提出了“研发投入占国内生产总值的比重”达到 2.5%以上，“科技进步贡献率”达到 60%以上，“对外技术依存度”低于 30%，“本国人发明专利年度授权量”进入世界前 5 位的目标。

“中国创新指数是一个全面、综合和直观地反映我国创新能力的重要风向标，是支撑经济发展方式转变、加快建设小康社会的重要依据，也是努力推动我国创新型国家建设的实际需要。”曹新明认为。

作者：赵建国

来源：中国知识产权报资讯网（2013-6-19）