

2015 年第 3 期

总第 79 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

2015 年第 3 期 总第 79 期

目 录



主办：
上海对外经贸大学图书馆

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：
2015 年 5 月 30 日

国 际 贸 易

中间品贸易自由化的生产率效应——以中国加入 WTO 为背景的经验研究.....1

中国十大城市群国际贸易平稳度空间比较研究.....9

产 业 经 济

产业结构变迁及其对能源强度的影响.....15

物 流 管 理

物流“最后一公里”问题研究综述.....22

技术经济与管理

试论建设项目技术经济评价敏感性.....29

会 计 学

翻转教学法在应用型会计本科教学中的应用.....31

金 融 学

新形势下金融学教学的挑战与改革探析.....34

企 业 管 理

品牌拉伸效应：标识形状对产品时间属性评估和品牌评价的影响.....37

统 计 学

假设检验——学好统计学与计量经济学的纵贯线.....53

管理实证研究中的统计控制误用分析及改进.....55

快 讯

国务院发布外贸国九条 支持跨境电商“海外仓”..... 63

5月宏观看钢市 供需压力加大.....65

冷链物流企业将开展星级评估.....67

先收购、后买单的中国特色并购.....68

经济这么差 央行为何还引导人民币升值?71

中国将要爆发大规模经济危机?72

中国推出解决地方债问题的刺激计划.....76

人民币国际化要等多久?78

中国放松地方政府融资限制.....81

当中国遭遇“刘易斯拐点”.....82

中国央行该如何引导贷款流向小企业.....86

投机性泡沫将破坏中国转型能力.....87

初创公司如何选择创始员工.....90

公司用哪些控制方法可以防止“内鬼”.....91

中间品贸易自由化的生产率效应

——以中国加入 WTO 为背景的经验研究



1 引言

长期以来,贸易自由化与生产率之间的关系备受国际经济学的关注。早期文献主要是考察贸易自由化对行业生产率的影响(Tybout和Westbrook, 1995; Head和Ries, 1999; Ferreira和Rossi, 2003),大多认为贸易自由化通过竞争效应促进了行业生产率的提高。随着微观数据可获得性的增强,学者们也开始从微观层面研究贸易自由化与企业生产率之间的关系。其中,Pavcnik(2002)利用智利制造业企业数据检验了最终品关税下降对企业生产率的影响,认为最终品贸易自由化显著提高了企业生产率。Fernandes(2007)对哥伦比亚企业的研究也表明,在控制行业和企业等异质性特征之后,最终品关税减让显著提高了企业生产率,并且规模越大的企业提升效果越好。此外,一些学者也特别关注了贸易自由化与中国企业生产率的关系。例如,余淼杰(2010)利用1998-2002年中国制造业企业数据进行实证研究后发现贸易自由化显著提高了企业生产率;而王恬和王苍峰(2010)采用世界银行1999-2002年的中国企业调查数据进行分析后则认为最终品关税减让不利于企业生产率的提高,这主要是由于进口竞争降低了本国企业的市场份额,进而抑制了生产率进步。

以上文献都是从最终品关税减让的角度来考察贸易自由化对企业生产率的影响。近年来,越来越多的学者强调中间品贸易自由化对企业生产率的作用。这类文献基本上是同时考虑最终品关税与中间品关税,并将二者对企业生产率的影响进行对比分析。例如,Schor(2004)对巴西制造业企业的研究发现,除了最终品贸易自由化可以促进企业生产率提高之外,中间品贸易自由化也能显著提升企业生产率。Amiti和Konings(2007)基于印度尼西亚制造业企业数据进行的实证研究也发现,中间品贸易自由化对企业生产率的影响程度大概是最终品贸易自由化的两倍。最近,Yu(2014)利用2000-2006年中国制造业企业微观数据的研究发现,中间品关税下降对企业生产率的促进作用要小于最终品贸易自由化的作用。

本文在研究方法和视角上与上述文献有所不同。在研究方法上,本文以中国2001年12月加入WTO作为自然实验,利用倍差法(difference-in-difference, DID)考察中间品贸易自由化对企业生产率的影响,进而有效地克服了内生性问题。在研究视角上,本文不仅考察中间品贸易自由化对企业生产率的影响,而且还检验了其背后的作用机制,同时还将企业微观层面与行业中观层面相结合进行了系统的研究。

本文剩余部分的结构安排为:第二部分为典型事实与影响机制分析;第三部分构建模型并对数据进行说明;第四部分报告估计结果并进行分析;第五部分进一步考察中间品贸易自由化与行业生产率进步的关系;最后部分为结论。

2 典型事实与影响机制分析

2.1 核心指标的测度与典型事实

本文的一个核心指标是中间品贸易自由化,用行业中间品的关税率来表示。与Amiti和Konings(2007)以及Ahsan(2013)类似,我们采用以下公式来测算行业层面的中间品关税税率:

$$\text{inputtar}_{jt} = \sum_{w \in \Theta_j} \theta_{wt} \times \text{outputtar}_{wt} \quad (1)$$

其中, j 表示 3 位码行业, w 表示投入品, Θ_j 表示行业 j 的投入集合, $\theta_{wt} = \text{input}_{wt} / \sum_{w \in \Theta_j} \text{input}_{wt}$ 表示要素 w 的投入权重, 用投入要素 w 的成本占行业 j 总投入要素成本的比重来衡量。此外, outputtar_{wt} 表示行业最终品关税税率, 由 $\sum_{k \in \Theta_{wt}} n_{kt} \tau_{kt} / \sum_{k \in \Theta_{wt}} n_{kt}$ 计算得到, n_{kt} 为产品 k 在第 t 年的税目数。

本文的另一个核心变量是企业生产率。考虑到使用传统 OLS 方法估计企业生产率可能会存在同步偏差和选择性偏差问题, 为了更为精确地估计企业生产率, 本文采用 Olley 和 Pakes (1996) 的方法 (以下称 OP 法), 并结合样本数据本身的特点和中国的实情进行了以下三个方面的扩展: 第一, 借鉴 Biesebroeck (2005) 的做法, 我们将企业的出口决策纳入到投资函数中, 即把出口决策作为企业投资函数的一个关键变量; 第二, 考虑到中国在 2000 年施行了西部大开发政策, 为了控制该政策对全要素生产率的可能冲击, 我们引入了西部大开发虚拟变量。第三, 由于中国在 2001 年底加入了 WTO, 为了捕捉这一冲击的影响, 我们进一步引入 WTO 虚拟变量。

中间品关税下降与企业生产率演变之间存在怎样的关系? 为了回答这一问题, 我们在图 1A 中绘制了行业中间品关税与行业平均生产率的二维散点图和拟合线。从中可以看出, 行业中间品关税与行业平均生产率之间存在明显的负相关关系, 这表明生产率会随着中间品贸易自由化水平的提高而上升。此外, 我们在图 1B 中进一步描绘了两种类型 (一般进口和加工进口) 企业平均生产率与行业中间品关税之间的散点图。可以直观地看到, 一般进口企业的生产率与行业中间品关税之间存在较为明显的负相关关系, 这说明了—般进口企业的生产率会随着行业中间品关税的下降而明显提高, 但加工进口企业中两者之间的相关关系则较弱。

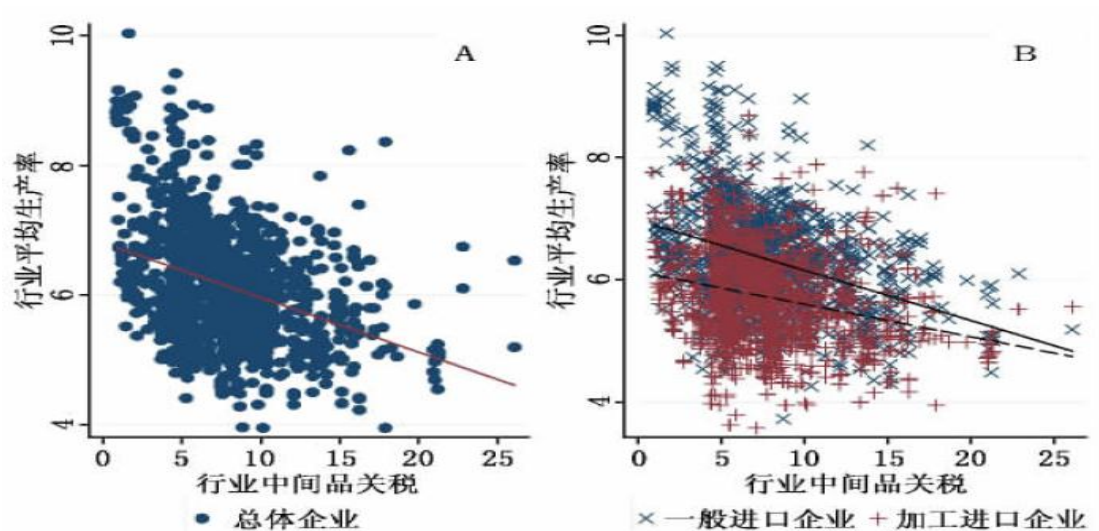


图 1 中间品关税与企业生产率的散点图

2.2 中间品贸易自由化影响企业生产率的作用机制

实际上, 中间品贸易自由化会通过多种渠道对生产率产生影响: 第一, 中间品关税减让的一个直接结果是企业所进口的中间投入品成本下降, 这有助于增加企业的利润, 而企业盈利水平的提高可以使企业有更充足的资金去更新过时的机器设备、进行人员培训以及开展研发投入活动 (Bustos, 2011)。第二, 中间品关税下降还能使企业从国外获得更加多样化的中间投入品 (Goldberg 等, 2010), 而进口中间品种类越多则越有利于企业生产率的提升 (Kasahara 和 Rodrigue, 2008; Parsons 和 Nguyen, 2009; Halpern 等, 2011)。第三, 中间品关税减让还能导致进口中间品质量的提高 (Goldberg 等, 2009; Bas 和 Strauss-Kahn, 2015)。第四, 以 Melitz (2003) 为代表的异质性企业贸易理论强调了资源再配置对生产率的作用, 认为贸易自由化会迫使无效率的企业退出市场并且使得市场份额由低效

率的企业向高效率的企业转移,即贸易自由化可通过对资源进行有效的再配置进而提高行业总体生产率水平。Hsieh和Klenow(2009)还发现,如果中国的资本和劳动力能够得到更有效的再配置,那么制造业的生产率将获得30%—50%的额外增长。据此我们预期,资源再配置效应也可能是中间品贸易自由化提高生产率的途径。

我们把上述四种作用机制分别概括为成本渠道、进口种类渠道、进口质量渠道和资源再配置渠道;以中国2001年12月加入WTO作为自然实验,实证检验中间品贸易自由化对企业生产率的影响及其作用渠道。

3 模型、方法与数据

3.1 模型与方法

本文以中国2001年加入WTO作为政策冲击,在一个自然实验的框架下来识别中间品贸易自由化的生产率效应。根据中国的贸易政策,海关对加工进口企业所进口的原材料免除关税,而对一般进口企业则征收关税。中国加入WTO之后引发了大幅度的关税减免,一般进口企业面临的进口中间品关税税率因此出现迅速下降,但加工进口企业由于长期享受关税优惠政策,其面临的进口中间品关税税率也就少有变动。据此,我们把制造业中从事进口贸易的企业划分为一般进口企业和加工进口企业两种类型,将一般进口企业作为处理组,将加工进口企业作为对照组,进而构造如下倍差法回归模型:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treatment_i + \alpha_2 post_t + \alpha_3 treatment_i \times post_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,下标*i*、*j*、*k*和*t*分别表示企业、行业、地区和年份;tfp表示企业生产率;虚拟变量*treatment*取值为1时表示一般进口企业,取值为0时表示加工进口企业;post为时间虚拟变量,2001年之后的年份取值为1,2001年及其之前的年份取值为0;估计系数 α_3 刻画了中间品贸易自由化对企业生产率的影响,若 $\alpha_3 > 0$,说明中间品贸易自由化提高了企业生产率,反之则表明中间品贸易自由化降低了企业生产率。

为了更准确地考察中间品贸易自由化对企业生产率的影响,我们在控制变量 X_{it} 中考虑了如下因素:企业年龄(age),用当年年份与企业开业年份的差来衡量;企业规模(size),用企业销售额的对数值来表示,企业销售额使用以2000年为基期的工业品出厂价格指数进行平减得到;资本密集度(klr),用年平均固定资产净值余额与年平均从业人员人数的比值取对数来表示,其中固定资产净值年平均余额使用以2000年为基期的固定资产投资价格指数进行平减处理得到;国有企业哑变量(state)和外资企业哑变量(foreign)用于控制所有权属性对企业生产率的影响,当企业为国有企业时,state取值为1,否则为0,当企业为外资企业时,foreign取值为1,否则为0;政府补贴(subsidy),用政府补贴与企业销售额的比值取对数来表示,用来考察政府对企业的扶持政策可能对生产率产生的影响;融资约束(finance),借鉴孙灵燕和李荣林(2011)的做法,采用利息支出与固定资产的比值取对数来衡量,如果该值越大则表明企业面临的融资约束问题越小;企业市场集中度用赫芬达尔指数(herf)来衡量,其计算式为 $herf_{jt} = \sum_{i \in I_j} (sale_{it} / sale_{jt})^2 = \sum_{i \in I_j} S_{it}^2$,其中 $sale_{it}$ 表示企业*i*在*t*年的销售额, $sale_{jt}$ 表示行业*j*在*t*年的总销售额, S_{it} 表示企业*i*在*t*年的市场占有率,该指数越大则表明企业市场集中程度越大,即垄断性越高,该指数越小则意味着企业的市场竞争程度越强。此外,我们还在回归中进一步控制了非观测的行业特征 v_j 和非观测的地区特征 v_k 。

3.2 数据说明

本文涉及三组微观数据:第一组是产品层面的进口关税数据,来自WTO的Tariff Download Facility数据库;第二组是中国工业企业数据(时间跨度为1998—2007),来自国家统计局的工业企业统计数据库;第三组是中国海关贸易数据(时间跨度为2000—2007年),来自中国海关总署。其中,

产品层面的进口关税数据主要用于测算中间品关税指标。

本文借鉴Yu(2014)的方法,将中国工业企业数据与中国海关贸易数据进行合并。与现有文献一致,我们选取制造业进行研究,即在原始样本中剔除采矿业、电力、燃气及水的生产和供应业数据。由于中国在2002年颁布了新的《国民经济行业分类》,这里我们根据Brandt等(2012)的做法对中国工业行业分类(CIC)4位码进行了调整。另外,我们借鉴Ahn等(2011)的做法对贸易中间商进行了剔除,即将海关贸易数据库中企业名称包含“进出口”、“经贸”、“贸易”、“科贸”和“外经”等字样的企业从样本中剔除。最后,本文还进一步参照Feenstra等(2014)和Yu(2014)的做法,对异常样本进行了删除,最终得到130074个观测值。

4 估计结果与分析

4.1 基本估计结果

基本估计结果报告见表1,其中列(1)没有加入企业层面控制变量和其他固定效应,列(2)加入了企业层面控制变量但未控制其他固定效应,列(3)在此基础上控制了行业固定效应,列(4)则进一步控制了地区固定效应。从表1可以看出,核心解释变量($treatment \times post$)的估计系数符号和显著性水平在控制变量变化后没有发生根本性改变,这说明回归结果具有较好的稳定性。列(4)的回归结果显示:在控制了其他影响因素后,变量 $treatment$ 的系数显著为正,表明初始年份处理组企业的生产率水平明显高于对照组企业,这符合加工贸易企业具有较低的生产率的事实;变量 $post$ 的估计系数为正并通过1%水平的显著性检验,意味着不论是处理组企业还是对照组企业的生产率都随着时间的推移有显著提升。对于本文重点关注的倍差法估计量 $treatment \times post$,其系数为0.0631且在1%水平上显著,这表明在控制了其他影响因素后,一般进口企业的生产率在中国加入WTO之后显著提高了6.3%,即中间品贸易自由化显著促进了企业生产率的提高。

表1 基本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treatment</i>	0.9866*** (55.51)	0.4524*** (32.48)	0.2298*** (20.55)	0.1567*** (13.83)
<i>post</i>	0.1434*** (12.28)	0.0638*** (6.85)	0.0444*** (6.02)	0.0387*** (5.29)
<i>treatment × post</i>	0.0352* (1.82)	0.0483*** (3.27)	0.0495*** (4.27)	0.0631*** (5.45)
<i>age</i>		-0.0054*** (-14.15)	-0.0069*** (-24.84)	-0.0071*** (-25.55)
<i>size</i>		0.5874*** (249.38)	0.6057*** (315.71)	0.6085*** (317.93)

①这是我们目前所能获得的最新中国海关贸易数据。

②限于篇幅,这里没有给出两套数据合并的具体步骤。

③需要说明的是,由于中国工业企业数据缺失2004年的“工业增加值”,我们根据以下会计准则进行估算:工业增加值=工业总产值-工业中间投入+应缴增值税。

续表 1 基本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>klr</i>		0.1139*** (50.86)	0.0363*** (18.29)	0.0320*** (16.12)
<i>state</i>		-0.2012*** (-8.34)	-0.2213*** (-11.78)	-0.2385*** (-12.59)
<i>foreign</i>		0.0171*** (2.67)	0.0691*** (14.10)	0.0646*** (12.68)
<i>subsidy</i>		-0.5687** (-2.49)	-0.2849 (-1.46)	-0.1579 (-0.79)
<i>finance</i>		0.3886*** (10.92)	0.2773*** (9.73)	0.2572*** (9.22)
<i>herf</i>		-0.5486*** (-2.89)	0.2128 (0.88)	0.0440 (0.18)
常数项	5.2642*** (509.51)	-1.0613*** (-41.84)	-0.8101*** (-10.38)	-0.7043*** (-9.03)
R^2	0.1442	0.5126	0.7100	0.7157
控制变量		控制	控制	控制
行业效应			控制	控制
地区效应				控制
观测值	130 074	130 021	130 021	130 021

注：括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。下表同。

4.2 稳健性检验

为了保证核心结论的可靠性，我们从四个方面进行稳健性检验：第一，使用Levinsohn和Petrin（2003）的方法（简称LP法）测算企业生产率；第二，将行业最终品关税加入到倍差法模型中重新进行估计；第三，直接将行业中间品关税与行业最终品关税加入到企业生产率的影响因素模型进行估计；第四，构建两期倍差法模型（two-period）进行估计。经过上述检验后发现，本文的结论均具有较好的稳健性。

4.3 影响渠道

前文的基本估计结果表明，中间品贸易自由化显著提高了企业生产率，但我们对中间品贸易自由化提升企业生产率的渠道的认识还十分有限。在这一部分，我们将建立中介效应模型对影响渠道进行检验。

（1）中介效应模型的设定

根据之前的分析和数据的可获得性，我们选择进口种类（variety）和进口质量（quality）作为中介变量。中介效应模型的基本程序分 3 步进行：第一步，将因变量对基本自变量进行回归；第二步，将中介变量对基本自变量进行回归；第三步，将因变量同时对基本自变量和中介变量进行回归。本文的中介效应模型由如下 4 组回归方程构成：

$$tfp_{it} = a_0 + a_1 treatment_i + a_2 post_t + a_3 treatment_i \times post_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$variety_{it} = b_0 + b_1 treatment_i + b_2 post_t + b_3 treatment_i \times post_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{quality}_{it} = c_0 + c_1 \text{treatment}_i + c_2 \text{post}_t + c_3 \text{treatment}_i \times \text{post}_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{tfp}_{it} = a_0 + a_1 \text{treatment}_i + a_2 \text{post}_t + a_3 \text{treatment}_i \times \text{post}_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$+ \phi \cdot \text{variety}_{it} + \lambda \cdot \text{quality}_{it} + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \varepsilon_{it}$$

其中, 下标*i*、*j*、*k*和*t*分别表示企业、行业、地区和年份; 与前文类似, *treatment*为二元虚拟变量, 取1时表示一般进口企业, 否则为加工进口企业; *post*为时间虚拟变量, 其中在2001之后的年份取值为1。variety_{it}表示进口种类, 用企业*i*在第*t*年所进口的HS8位码产品种类数的对数值来表示; quality_{it}表示企业*i*在第*t*年的进口质量。进口质量的测算过程分3步进行: 第一步, 计算“企业—国家—产品”层面的产品质量。借鉴Gervais (2013) 和施炳展 (2013) 的做法, 给定某个海关HS8位码产品, 将企业*i*在*t*年对*c*国的进口产品数量表示为: $q_{ict} = p_{ict}^{-\sigma} \lambda_{ict}^{\sigma-1} (Y_{ct} / P_{ct})$ 。对该式取对数并整理后可得到: $\ln q_{iht} = \phi_h + \phi_{ct} - \sigma \ln p_{iht} + \varepsilon_{iht} \quad (7)$

其中, q_{iht} 表示企业*i*在*t*期从*c*国进口产品*h*的数量, p_{iht} 表示企业*i*在*t*期从*c*国进口产品*h*的价格; ϕ_h 表示产品虚拟变量, 用来控制产品层面的非观测效应; ϕ_{ct} 表示国家—时间维度的固定效应, 用来控制仅随出口国变化的特征变量(如地理距离)、仅随时间变化的特征变量(如人民币汇率变动)以及同时随出口国和时间变化的特征变量(如出口国的GDP和价格指数); ε_{ict} 表示包含产品质量信息的残差项。对式(7)进行估计, 可以得到产品质量表达式: $ql_{ict} = \ln \hat{\lambda}_{ict} = \hat{\varepsilon}_{ict} / (\sigma - 1)$

第二步, 对以上产品质量指数进行标准化处理, 即 $rql_{ict} = (ql_{ict}^{\min} - ql_{ict}^{\max}) / (ql_{ict}^{\max} - ql_{ict}^{\min})$, 其中 $ql_{ict}^{\min}$ 和 $ql_{ict}^{\max}$ 分别表示对每一种HS8位码产品在“企业—国家—时间”维度求最小值和最大值。第三步, 将“企业—国家—产品”层面的相对产品质量(rql_{ict})加总至企业层面, 加总方法为:

$$\text{quality}_{it} = \sum_{ch \in \Theta_{it}} ((v_{icht} / \sum_{ch \in \Theta_{it}} v_{icht}) \times rql_{icht})$$

其中, quality_{it}表示企业层面的进口质量, Θ_{it} 表示企业*i*在*t*年的进口产品和目的地集合, v_{icht} 表示样本的价值量。

(2) 检验结果分析

表2报告了中间品贸易自由化对企业生产率的影响渠道的检验结果。其中列(1)是对基准倍差法模型的估计结果, 与表1的基本回归结果类似, 倍差法估计量 $\text{treatment} \times \text{post}$ 的估计系数显著为正, 再次表明中间品贸易自由化显著提高了企业生产率。表2中列(2)和列(3)是分别对式(4)和式(5)进行估计的结果。此外, 我们将中介变量variety和quality分别加入到式(3)中进行估计, 结果分别列于表2中的列(4)和列(5)。最后, 表2中列(6)进一步报告了同时加入中介变量variety和quality(即模型(6))的估计结果。

表2中列(2)的回归结果显示, $\text{treatment} \times \text{post}$ 的估计系数为正并且通过了5%水平的显著性检验, 这表明中间品贸易自由化显著提高了企业的产品质量。进一步来看, 与加工进口企业相比, 一般进口企业的进口种类在中国WTO之后显著提升了17.4%。实际上, Klenow和Rodriguez-Clare(1997)对哥斯达黎加以及Goldberg等(2010)对印度的研究也都发现中间品关税减让有利于提高企业进口的产品种类。表2中列(3)报告了以进口质量(quality)为因变量的倍差法模型回归结果, 从中可以看到, $\text{Treatment} \times \text{post}$ 的估计系数为正且通过1%水平的显著性检验, 表明中间品贸易自由化促进了企业进口质量的提高。Goldberg等(2010)以及Bas和Strauss-Kahn(2012)的研究也都认为, 企业会利用中间品关税下降的机会来进口更高质量的中间投入品要素。表2中列(4)至列(6)还报告了因变量对基本自变量和中介变量回归的结果, 估计结果显示: variety的估计系数为正且在10%水平上显著, 这表明进口种类对企业生产率具有明显的促进作用; quality的估计系数也为正且至少在5%水平上显著, 这说明进口质量越高, 越有利于促进企业生产率的提升。此外, 我们还发现, 与表2中列(1)基准回归结果相比, 在分别加入中

介变量variety(列(4))和quality(列(5))之后, $treatment \times post$ 的估计系数值和显著性水平(t值)均出现了下降, 这表明存在“进口种类”和“进口质量”中介效应。进一步对比表2中列(4)与列(5)的回归结果发现, 列(5)中 $treatment \times post$ 的估计系数值出现了更大幅度的下降, 这意味着“进口质量”渠道比“进口种类”渠道更为重要。最后, 在同时加入中介变量variety 和quality(列(6))之后发现, $treatment \times post$ 的估计系数值和显著性水平也都进一步下降了。这进一步表明, 进口种类的拓展与进口质量的提升是中间品贸易自由化促进企业生产率提高的两个渠道。

5 进一步分析：中间品贸易自由化与行业生产率进步

表 2 影响机制的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treatment</i>	0.1772*** (14.57)	-0.3557*** (-19.73)	0.0411*** (18.36)	0.1699*** (13.94)	0.1783*** (14.63)	0.1715*** (14.05)
<i>post</i>	0.0382*** (4.97)	-0.2764*** (-25.62)	0.0014 (1.10)	0.0325*** (4.24)	0.0382*** (4.98)	0.0324*** (4.22)
<i>treatment × post</i>	0.0482*** (3.92)	0.1740* (1.83)	0.0103*** (4.60)	0.0399*** (3.04)	0.0291** (2.15)	0.0251* (1.84)
<i>variety</i>				0.0205* (1.86)		0.0212* (1.87)
<i>quality</i>					0.0359** (2.33)	0.0454*** (2.93)
常数项	-0.6240*** (-5.97)	-1.8508*** (-14.78)	0.5824*** (46.75)	-0.6620*** (-6.31)	-0.6079*** (-5.80)	-0.6367*** (-6.05)
R^2	0.7170	0.2862	0.1104	0.7173	0.7171	0.7173
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	
观测值	111 435	111 435	111 435	111 435	111 435	111 435

我们将进一步研究制造业行业总体生产率的变动以及中间品贸易自由化和资源再配置在其中的作用, 即着重检验资源再配置渠道。我们首先按照以下公式计算行业总体生产率:

$$TFP_{jt} = \sum_{i \in \Theta_j} \theta_{it} \times tfp_{it} \quad (8)$$

其中, 下标*i*表示企业, *j*表示3位码行业, *t*表示年份; Θ_j 表示行业*j*的企业集合; θ_{it} 为权重, 表示资源在企业间的配置情况, 这里用企业*i*的销售产值在行业*j*中的市场份额来衡量。将行业总体生产率从*t*-1期到*t*期的变化表示为:

$$d_TFP_{jt} = \sum_{i \in (S,N)} \theta_{it} \times tfp_{it} - \sum_{i \in (S,X)} \theta_{it-1} \times tfp_{it-1} \quad (9)$$

其中, *S*、*N*和*X*分别表示存活企业、新进入企业和退出企业的集合。接下来借鉴Griliches和Regev (1995) 对生产率的分解思路, 构建如下动态分解恒等式:

$$d_TFP_{jt} = \underbrace{\sum_{i \in S} \bar{\theta}_i \times \Delta tfp_{it}}_{d_within} + \underbrace{\sum_{i \in S} \Delta \theta_{it} \times (\overline{tfp_i} - \overline{TFP_j})}_{d_across} + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} \times (tfp_{it} - \overline{TFP_j})}_{d_entry} - \underbrace{\sum_{i \in X} \theta_{it-1} \times (tfp_{it-1} - \overline{TFP_j})}_{d_exit} \quad (10)$$

其中, 下标*i*、*j*和*t*分别表示企业、行业和年份; 变量的上划线表示其在相邻两期的平均值, 即

$$\overline{\theta_i} = (\theta_{it-1} + \theta_{it}) / 2, \overline{tfp_i} = (tfp_{it-1} + tfp_{it}) / 2, \overline{TFP_j} = (TFP_{jt-1} + TFP_{jt}) / 2$$

在分解式(10)中, 第一项为“企业内效应”(within firm effect), 即假定每个存活企业的市场份额在前后两个时期保持不变, 由存活企业自身生产率水平变化所引致的总体生产率变动, 记为d__within; 第二项为“企业间效应”(across firm effect), 反映的是给定每个存活企业的生产率水平在前后两个时期保持不变, 由存活企业的市场份额变化所引致的总体生产率变动, 记为d__across; 第三项为“进入效应”(entry effect), 即由企业进入所引致的行业总体生产率的变动, 当新进入企业的生产率高于行业平均生产率时该项为正, 记为d__entry; 第四项为“退出效应”(exit effect), 即由企业退出所引致的总体生产率的变动, 当退出企业的生产率低于行业平均生产率时该项为正, 记为d__exit。此外, 根据既有的文献(李玉红等, 2008; 毛其淋和盛斌, 2013), 我们将第三项与第四项之和称为净进入效应(net entry effect)或狭义的资源再配置效应, 记为reallo1; 将第二项至第四项之和定义为广义的资源再配置效应, 记为reallo2。

接下来, 我们在行业生产率分解结果的基础上, 构建如下计量模型:

$$Y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 inputtar_{jt} + \beta_2 outputtar_{jt} + \beta_3 herf_{jt} + v_j + v_t + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

其中, *j*表示3位码行业, *t*表示年份; *inputtar_{jt}*和*outputtar_{jt}*分别表示3位码行业层面的中间品关税与最终品关税; 在不同的模型中, *Y_{jt}*分别用d__TFP、d__within、d__across、reallo1和reallo2表示, 并且各个模型都控制了行业固定效应*v_j*和时间固定效应*v_t*。

表 3 中间品贸易自由化与行业生产率变动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>inputtar</i>	-0.0085** (-2.43)	-0.0028*** (-2.68)	-0.0019 (-1.43)	-0.0038*** (-2.62)	-0.0057** (-2.13)
<i>outputtar</i>	-0.0018 (-0.96)	-0.0005 (-1.34)	-0.0008* (-1.73)	-0.0005** (-2.29)	-0.0013** (-2.10)
<i>herf</i>	0.0465 (1.17)	0.0467** (2.12)	0.0005 (0.80)	-0.0007 (-1.56)	-0.0002 (-0.34)
常数项	0.1019*** (3.15)	0.0527*** (4.11)	0.0589*** (3.50)	-0.0097 (-0.55)	0.0492* (1.79)
<i>R</i> ²	0.2073	0.3315	0.3331	0.2434	0.2789
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 238	1 238	1 238	1 238	1 238

表3报告了中间品贸易自由化与行业生产率变动的估计结果。在列(1)中, 我们以行业生产率变动量(d__TFP)作为被解释变量, 行业中间品关税的估计系数显著为负, 表明中间品贸易自由化显著促进了行业总体生产率的增长; 行业最终品关税的估计系数为负但不显著, 说明最终品贸易自由化对行业生产率增长只有微弱的作用。列(2)考察了中间品贸易自由化对企业内效应的影响, 行业中间品关税的估计系数显著为负, 意味着中间品贸易自由化明显地提高了在位存活企业的平均生产率水平, 这提供了来自行业中观层面的证据。从列(3)可以看到, 行业中间品关税的估计系数为负但不显著, 这说明中间品贸易自由化对企业间效应的作用较为微弱; 不过行业最终品关税的估计系数显著为负, 表明最终品贸易自由化引致的竞争效应有利于市场份额从生产率水平相对低的企业向生产率水平相对高的企业转移。列(4)以净进入效应(reallo1)作为考察对象, 结果显示, 中间品关税和最

终品关税的估计系数均显著为负,这表明贸易自由化迫使生产率较低的企业退出市场,即通过企业更替提高了行业总体生产率水平。这与以Melitz(2003)为代表的新新贸易理论的结论是一致的。表3中列(5)考察了中间品贸易自由化对广义资源再配置效应的影响,中间品关税与最终品关税的估计系数均为负且都在5%水平上显著,这进一步表明贸易自由化的确通过资源再配置效应促进了行业总体生产率的生长,通过比较还可以发现,中间品贸易自由化的影响程度更大。由此我们得出如下结论:资源再配置效应是中间品贸易自由化促进行业生产率生长的一个重要途径。

6 结论与建议

本文以中国2001年12月加入WTO 作为自然实验,研究了中间品贸易自由化对企业生产率的影响及其作用机制。利用2000—2007年中国工业企业数据和海关贸易数据的合并样本进行倍差法估计后发现,中间品贸易自由化显著地提高了企业生产率,这一结论在改变核心指标的测度方法、使用不同的模型设定和采用不同的计量方法的情况下都较为稳健。此外,我们还构建中介效应模型检验了中间品贸易自由化影响企业生产率的作用机制,结果表明,进口种类的拓展与进口质量的提升是中间品贸易自由化促进企业生产率提高的两个渠道,而且,“进口质量”渠道更为重要。最后,我们采用Griliches和Regev(1995)的分析框架对行业总体生产率进行动态分解,结果表明,在位存活企业的生产率水平提升对行业总体生产率增长的贡献最大,同时资源再配置效应的作用也不容忽视。在此基础上,本文还实证考察了中间品贸易自由化、资源再配置与行业生产率生长之间的关系,发现资源再配置效应是中间品贸易自由化促进行业生产率生长的重要途径。

作者:毛其淋 许家云

来源:《财经研究》2015 年第 4 期

中国十大城市群国际贸易 平稳度空间比较研究

产生国际贸易出现顺差或逆差的因素很多,如国家天然资源的富饶程度、劳动力的密集程度、科学技术的先进程度、原始资本积累的优势程度等。初级产品出口在一定程度上解释了出口国在该产品生产上具有明显优势,而进口则处于相对劣势。但对工业品来说,则并不完全是这样,两国间的贸易有时候取决于两国偏好相似的程度,即对某类型产品的需求程度,需求越相似,贸易量越大。早在1966年Vernon 认为涉及进出口时,一个国家处于国际贸易链的哪个阶段,某种商品的进出口状况与该国家的优势生产要素有密切联系。而后林毅夫等提出一个国家的产业结构,在一定程度上,也由优势生产要素决定。Jaroslav 在1959 年在自然资源科学方面提出关于进口替代产品密集度的理论,说明进口自然资源会使替代产品的资本密集程度上升。Krugman 的技术外溢学说将两国家间是否贸易进行了论证,分别根据两国产业优势与产业结构分析该贸易是否对两国都有利或只对一方有利。英格兰学者发现研究与开发也是国际贸易中的重要的生产要素之一,地区出口竞争优势与其有很大的联系。技术作为同样重要的生产要素,技术创新与控制技术外流能显著影响着国际贸易格局。Keesing、Kenen、Schultz等学者将人力资本作为一种新的生产要素,认为人力资本丰富的地区趋于出口人力资本或技能要素密集的产品。而今,信息已是国际贸易中重要的一种无形资源,对信息的掌握程度能影响一个

国家在国际贸易上的综合竞争力,对国际分工和国际地位有重要影响。在从技术差距理论的角度来看,掌握技术资源将能够影响整个国际贸易的格局。在加入WTO 之后,中国国际贸易在总量上一直保持持续快速的增长。与此同时,中国在进出口贸易中经常性出现大幅度的贸易顺差使得中国在国际市场中常常遭遇到倾销的控诉,近年来,中国开始提升对进出口平衡的重视程度,开始努力加大进口量。国际贸易平稳度概念的引入,有助于对中国各区域国际贸易的平稳状况进行分析和研究。而对中国十大城市群国际贸易平稳度进行空间计量分析的研究可以作为一种新的研究尝试,从空间的角度对其进行分析和评价,为中国城市群在国际贸易上的发展提出理论和实践的依据和指导。

1 研究范围界定

参照国家发改委肖金成、袁朱关于中国十大城市群的研究成果,本文将中国十大城市群及所包含的城市界定如表1 所示。

2 测量模型

2.1 国际贸易平稳度

国际贸易平稳度(简称ITF),主要是用来测量区域国际贸易中进出口额的均衡程度。其表达式如下:

$$ITF = |1 - IEED| \quad (1)$$

在式(1)中,ITF 代表国际贸易平稳度;IEED 代表进出口均衡度。ITF 所代表的国际贸易平稳度的测定主要表现为进出口均衡度与1 差值的绝对值。而进出口均衡度(IEED)衡量的是出口与进口间的均衡程度,其表达式为:

$$IEED = EX/IM \quad (2)$$

式(2)中,EX 表示出口额,IM 表示进口额,进出口均衡度(IEED)为某区域出口额与该区域进口额间的比值。从理论上讲,进出口均衡度的理想值为1,即进出口均衡度越接近于1,表示某地区的出口额与进口额相等,国际贸易均衡。但是一般现实条件下,进出口均衡度均偏离理想值1。因此,当某区域进出口均衡度的值越接近于1,则表明该区域进出口均衡程度越高;反之,若某区域进出口均衡度的值越偏离1,则表明该区域进出口的均衡程度低。

通过对式(2)的分析,可以反推式(1),式(1)中所展示的国际贸易平稳度(ITF)所反映的是1 与进出口均衡度的差值的绝对值,即表示某区域的出口值与进口值之比与理想值1 之间的正偏离程度。因此,某区域国际贸易平稳度的值越接近于0 值,表明该区域国际贸易水平越平稳,国际贸易呈现均衡发展趋势;相反,若某区域国际贸易平稳度的值越远离0 值,则表明该区域国际贸易水平越离散,国际贸易呈现不均衡的发展趋势。

2.2 空间自相关模型

全局空间自相关。将Moran 指数I应用于全局空间自相关的聚类检验,检验整个区域内邻近区间是相似还是相异,其计算公式为:

式(3)中,n 表示研究区域内的地区总数; w_{ij} 表示空间权重矩阵; x_i 和 x_j 分别代表区域i 和区域j 的属性值;

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{是属性的平均值; } S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

表1 中国十大城市群及其包含城市

城市群	包含城市
京津冀	北京、天津、石家庄、唐山、秦皇岛、保定、张家口、承德、沧州、廊坊
辽中南	沈阳、大连、鞍山、抚顺、本溪、丹东、辽阳、营口、盘锦、铁岭
长三角	上海、南京、无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、泰州、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山、台州
海峡西岸	福州、厦门、漳州、泉州、莆田、宁德
山东半岛	济南、青岛、烟台、潍坊、淄博、东营、威海、日照
中原	郑州、洛阳、开封、新乡、焦作、许昌、平顶山、漯河、济源
长江中游	武汉、黄石、鄂州、黄冈、仙桃、潜江、孝感、咸宁、天门、随州、荆门、荆州、信阳、九江、岳阳
珠三角	广州、深圳、珠海、佛山、江门、肇庆、惠州、东莞、中山
川渝	重庆、成都、自贡、泸州、德阳、绵阳、遂宁、内江、乐山、南充、眉山、宜宾、广安、雅安、资阳
关中	西安、咸阳、宝鸡、渭南、铜川、商州

表示属性的方差。

局域空间自相关。局部Moran 指数或称LISA, 将其应用于检验局部空间自相关, 检验局部地区内存在相似还是相异, 其计算公式为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j \neq i} w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (4)$$

式(4)中, w_{ij} 表示空间权重矩阵; x_i 和 x_j 分别代表区域 i 和区域 j 的属性值; $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 是属性的平均值; $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 表示属性的方差。

2.3 数据来源

在数据处理方面, 数据源于《中国统计年鉴》(2012)、2011 年中华人民共和国及中国十大城市群各城市国民经济和社会发展统计公报、2011 年中华人民共和国国民及中国十大城市群各城市年政府工作报告所提供的直接数据或经过上述式计算得出。

3 空间比较分析

3.1 数值比较分

表2 中国十大城市群国际贸易平稳度平均值及各城市数值

城市群	国际贸易 平稳度平 均值	城市	国际贸易 平稳度	差 值	城市	国际贸易 平稳度	差 值	城市	国际贸易 平稳度	差 值	城市	国际贸易 平稳度	差 值	
京津冀	2.3669	秦皇岛	0.4060	-	石家庄	0.3448	+	沧州	8.5763	-	张家口	4.4532	-	
		承德	7.7728	-	北京	0.7596	+	廊坊	0.4140	-	唐山	0.2484	+	
		保定	2.6291	-	天津	0.0178	+							
辽中南	5.0574	铁岭	40.9729	-	大连	0.4816	-	盘锦	1.7642	-	沈阳	0.1211	+	
		营口	3.0755	-	鞍山	0.0134	+	丹东	1.0930	-	本溪	0.1946	+	
		辽阳	1.6935	-	抚顺	1.1645	-							
长三角	1.8905	南京	0.5592	-	南通	2.1084	-	台州	5.6173	-	绍兴	3.6556	-	
		杭州	1.4915	-	扬州	1.3421	-	泰州	1.7905	-	镇江	0.6982	-	
		无锡	0.8914	-	湖州	6.5942	-	苏州	0.6938	-	舟山	0.7381	-	
海峡西岸	2.5708	嘉兴	1.8178	-	上海	0.2415	+	常州	1.8134	-	宁波	1.1934	-	
		宁德	8.2191	-	福州	2.0847	-	莆田	1.0067	-	泉州	1.3124	-	
		厦门	1.0881	-	漳州	1.7134	-							
山东半岛	1.0293	济南	0.8709	-	东营	0.0017	+	淄博	0.9321	-	日照	0.6895	+	
		烟台	0.9278	-	威海	1.3409	-	青岛	0.7225	-	潍坊	2.7491	-	
		济源	0.4985	+	新乡	0.6573	-	开封	3.2757	-	焦作	1.1449	-	
中原	1.8165	许昌	4.0795	-	平顶山	3.2387	-	漯河	0.1160	+	郑州	1.0471	-	
		洛阳	2.2903	-										
		随州	0.5109	+	荆门	0.4293	-	信阳	0.1806	+	黄石	1.1758	-	
长江中游	22.2760	天门	3.9568	-	孝感	2.9413	-	仙桃	4.0807	-	武汉	22.9590	-	
		荆州	8.5922	-	岳阳	9.7302	-	咸宁	271.6365	-	潜江	2.8795	-	
		九江	2.3714	-	鄂州	0.6452	-	黄冈	2.0498	-				
珠三角	1.0145	肇庆	0.8527	-	佛山	1.4158	-	惠州	0.9850	-	珠海	0.1679	+	
		中山	2.4306	-	江门	2.0357	-	深圳	0.9611	-	东莞	0.8542	-	
		广州	0.2743	+										
川渝	6.0930	重庆	1.8492	-	泸州	1.8644	-	宜宾	1.7662	-	自贡	0.2724	+	
		乐山	1.2351	-	眉山	5.5945	-	成都	1.0684	-	资阳	5.8317	-	
		南充	29.0261	-	德阳	0.2377	+	遂宁	6.2083	-	雅安	0.6768	-	
关中	1.6744	内江	13.1361	-	绵阳	0.4918	-	广安	22.1371	-				
		宝鸡	1.0718	-	商洛	1.0000	+	西安	0.1536	+	铜川	0.0000	-	
		渭南	3.6302	-	咸阳	4.1907	-							

注:“-”表示顺差,“+”表示逆差。

通过模型运算, 可以得到中国十大城市群国际贸易平稳度平均值及各城市数值(见表2)。

将数值汇总到图上, 可以得到中国十大城市群国际贸易平稳度值空间分布图(见图1)。

由表2 可见,中国十大城市群都存在进出口贸易不完全平衡现象,大部分城市进出口贸易呈现顺差状态。其中,平稳度大于4 的城市数量有20 个,平稳度高的这些城市国际贸易平稳度较差,进出口贸易不平衡,存在较大的顺差或者逆差;而这20 个严重不平衡的城市中基本上都为顺差城市,即出口明显的大于进口。平稳度小于1 的城市数量有40 个,平稳度低的这些城市平稳度较好,顺差或逆差较小。由图1 可见,中国十大城市群国际贸易平衡度空间分布情况。平稳度较高的城市主要集中在在中国内部的城市群如:川渝城市群、长江中游城市群或沿海城市群中的内陆城市,如京津冀城市群的承德、张家口、沧州等。而平稳度较低,进出口较平衡的城市群多为沿海城市多,海岸线长的城



图1 中国十大城市群国际贸易平稳度空间分布图

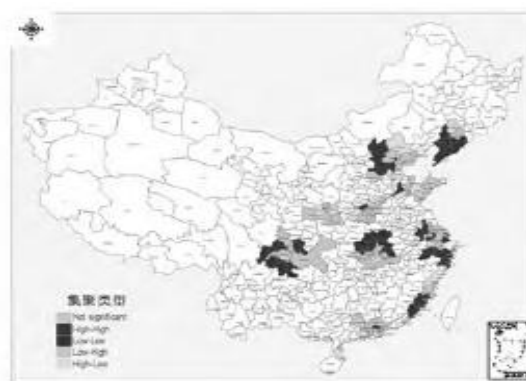


图2 中国十大城市群国际贸易平稳度全局自相关集聚图

市群,如山东半岛城市群、珠三角城市群等。

根据各城市群国际贸易平稳度平均值,及其优势城市数量将中国十大城市群分为3 个层次,每个层次包含不同的城市群(见表3)。

表3 中国十大城市群国际贸易平稳度分类

类别	城市群	严重不均衡城市数/个	类规模/个
一类	珠三角、山东半岛	$n=0$	2
二类	辽中南、长三角、中原、关中、海峡西岸、京津冀	$0 < n < 5$	6
三类	川渝、长江中游	$n > 5$	2

由表3 可见,十大城市群国际贸易平稳度呈橄榄形态势发展,一类及三类城市群较少,二类城市群较多。平稳度较优和平稳度较差的城市群较少,处于中等的水平的城市群较

多。一类城市群属于进出口贸易严重不平衡的城市群,国际贸易平稳度高,严重不均衡城市多,进出口贸易失衡显著。二类城市群内部有个别城市国际贸易进出口存在严重失衡,平稳度较一类城市群低,大多城市群处于平均水平。三类城市群平稳度较其他城市群趋近于零,没有平衡度大于4 的严重不均衡城市,进出口贸易显示出较平稳状态。

3.2 全局空间自相关Moran指数I 比较分析

通过空间数据分析软件Geoda 测算中国十大城市群国际贸易平稳度Moran' s I 值,比较分析中国十大城市群中各城市与其周边邻近城市国际贸易平稳度之间关系,评估各城市群整体国际贸易平稳度水平及其国际贸易发展状况(见表4)。

表4 中国十大城市群国际贸易平稳度全局空间自相关Moran I 指数

京津冀	辽中南	长三角	海峡西岸	山东半岛	中原	长江中游	珠三角	川渝	关中
-0.1563	-0.0716	0.0439	0.0585	-0.3516	-0.1634	-0.0651	0.2069	0.4491	-0.2163

根据各城市国际贸易平稳度Moran 指数I 大小及其正负情况,将中国十大城市群分为5 个类型,

每个层次包含不同的城市群（见表5）。

A、B 类集聚:利用全局空间自相关Moran 指数I 衡量中国十大城市群国际贸易平稳度,全局空间自相关Moran 指数I 为负,表明该城市群内部城市与周边邻近城市国际贸易平稳度

表 5 中国十大城市群国际贸易平稳度空间分布集聚类型分类

集聚类型	城市群	全局 Moran 指数 I	类规模/个
A 类	关中、山东半岛	$I < -0.2$	2
B 类	京津冀、中原	$-0.2 < I < -0.1$	2
C 类	辽中南、长江中游	$-0.1 < I < 0$	2
D 类	长三角、海峡西岸	$0 < I < 0.1$	2
E 类	川渝、珠三角	$0.1 < I < 0.5$	2

存在差异,各城市国际贸易平稳度不均衡,高值被低值包围或低值被高值包围,全局空间自相关Moran 指数I 越小,差异越显著,即A 类城市群内部城市差异比B 类城市群内部差异更大,异质性更强。

C、D 类集聚:利用全局空间自相关Moran 指数I 衡量中国十大城市群国际贸易平稳度,全局空间自相关Moran 指数I 趋近于0,表明该城市群国际贸易平稳度水平空间分布特征不明显,空间自相关性不显著,如C 类城市群和D类城市群。

E 类集聚:利用全局空间自相关Moran 指数I 衡量中国十大城市群国际贸易平稳度,全局空间自相关Moran 指数I 大于0,表明该城市群内部城市与周边邻近城市国际贸易平稳度差异较小,该城市群内部城市水平相当,同为高值或同为低值,全局空间自相关Moran 指数I 越大,差异越小,即E 类城市群比D 类城市群趋同性更强。

若城市群国际贸易平稳度总体水平较好,平均值趋近于0,全局空间自相关Moran 指数I 为正,,则表明该城市群内部城市普遍处于较好水平,如珠三角城市群,即表明该城市群内部城市国际贸易平稳度普遍处于较好状态;若该城市群国际贸易平稳度较差,平均值较高,总体平均水平较低,则表明该城市群内部城市普遍处于较低水平,如川渝城市群,平稳度平均值大于5,全局空间自相关Moran 指数I 为正,即表明该城市群内部城市国际贸易平稳度普遍处于较差状态。

3.3 局域空间自相关散点图比较分析

根据各城市群的散点图归纳出中国十大城市群的局域空间自相关特征(见表6)和中国十大城市群国际贸易平稳度值局域空间自相关集聚图(见图2)。

表 6 中国十大城市群国际贸易平稳度局域空间自相关集聚分类

城市群	高-高	低-低	低-高	高-低
京津冀	张家口、保定	廊坊	北京、天津、唐山、石家庄、秦皇岛	沧州、承德
辽中南		盘锦、辽阳、鞍山、丹东、营口、本溪、大连	抚顺、沈阳	铁岭
长三角	绍兴、台州	扬州、南京、镇江、无锡、上海、舟山	杭州宁波	湖州
海峡西岸		泉州、莆田、厦门、漳州	福州	宁德
山东半岛		济南	东营、淄博、日照、青岛、烟台	潍坊、威海
中原		焦作	郑州、漯河	洛阳
长江中游		信阳、随州、孝感、荆门、天门、潜江、黄冈、鄂州	仙桃、黄石、荆州、岳阳、九江	咸宁
珠三角		东莞	肇庆、珠海	江门
川渝	广安、南充	成都、德阳、雅安、乐山、宜宾、自贡、泸州	绵阳、重庆	内江
关中			铜川、西安、宝鸡、商州	渭南、咸阳

其中,红色地区则表示热点区,即第一象限值,代表了高观测值被高观测值包围,图中红色区域分别是京津冀城市群的张家口市、保定市,长三角的德阳市,川渝的广安市、南充市。这四个城市出现在第一象限代表他们不仅本身国际贸易平稳度较高,周边城市国际贸易平稳度也高,即热点区,该城市与其周边进出口贸易皆处于较显著的不平稳状态;而长江中下游城市群的咸宁,海峡西岸城市群

的福州市、厦门市,京津冀城市群的沧州、承德,山东半岛城市群的潍坊、威海等城市,属于粉色区域,表明这些城市本身国际贸易平稳度较高,而周边邻近城市的国际贸易平稳度相对该城市低,城市与城市周边有差异;深蓝色的区域则表明该地区本身国际贸易平稳度较低,周边城市国际贸易平稳度也较低,该区域即盲点区,中心城市对周边城市辐射作用强,在图中多以片状呈现,如川渝城市群的成都、德阳、雅安、乐山、宜宾、自贡、泸州,辽中南城市群的盘锦、辽阳、鞍山、丹东、营口、本溪、大连,长江中游城市群的信阳、随州、孝感、荆门、天门、潜江、黄冈、鄂州等片区。粉蓝色地域则表明,该城市本身国际贸易平稳度较低,而周边城市国际贸易平稳度较高,即该城市对周边城市的辐射作用较弱,未能显著影响周边邻近城市。

3.4 空间分布特征比较

共同特征:首先,中国十大城市群进出口贸易都存在不平稳现象,大多数城市群属于国际贸易平稳度轻微不平稳城市群。由表3 可见,中国十大城市群国际贸易平稳度呈橄榄状分类,两端少,中间多,大部分城市群平稳度水平处于中等位置,城市群中只有1或2个严重不平衡城市,其余城市平稳度水平较低。其次,中国十大城市群国际贸易严重不平衡城市多数处于顺差状态。由表2 可知,104 个城市中有19个城市进出口贸易处于逆差状态,而20个严重不平衡城市中都属于顺差城市。由此可知,造成十大城市群国际贸易进出口不平衡的原因是国际贸易出口比进口占进出口比重更大。

不同特征:首先,沿海城市群比内陆城市群国际贸易平稳度低。从平稳度平均值来说,平稳度较好的一类城市群皆为沿海城市群,平稳度较差的三类皆为大陆内部城市群。从严重不平衡城市的数量来说,内陆城市群比沿海城市群数量更多,且不平衡程度更深。其次,经济基础好的城市群比经济基础较差城市群国际贸易平稳度低。经济基础能较有利的支持地区工业及商业的发展,原始资金的积累有助于进口贸易额的增长。从而带动国际贸易的平稳有序发展。再次,国际贸易严重不均衡城市多分布在大陆内部城市群或沿海城市群内陆城市。由图1 可知,严重不均衡城市多分布在内陆城市群,如川渝城市群、长江中游城市群和沿海城市群的内陆城市,如京津冀城市群的部分城市。

4 结论

首先,中国十大城市群中沿海城市群比内陆城市群国际贸易平稳度更低,进出口平衡性更好。如珠三角城市群,在中国十大城市群中平稳度最低,进出口平衡性最好,Moran 指数 I 为正,且数值较大趋同性明显,城市群内各城市国际贸易平稳度普遍处于较低水平,城市群进出口贸易较均衡。反之,川渝城市群,在中国十大城市群中平稳度最高,进出口平衡最差,Moran 指数 I 为负,且数值较大异质性显著,城市群内各城市国际贸易平稳度普遍处于较高水平。城市群进出口贸易不平稳性。

其次,不平稳性皆来自于中国十大城市群国际贸易中出口大于进口造成的外汇顺差。长期以来对于出口的鼓励政策及进口的限制政策如出口退税等,使十大城市群超过百分之八十的城市国际贸易的不平衡来自于国际贸易的顺差,且国际贸易严重不平衡城市都是在进口量方面较少的城市,即都为国际贸易呈顺差。由此可见,时俱进的政策是实现进出口贸易平衡的关键。出口在一定程度上能带动整体经济的发展,但长远来说,进出口的平衡发展是国际贸易实现最优化的重点。

再次,多核型城市群比单核型城市群国际贸易平稳度更好。内陆城市群核心城市多为一个,而沿海城市群、经济基础较发达城市群往往是多核心城市城市群。单核城市群的核心城市出口往往占进出口总额的大部分,如武汉;而多核心城市群核心城市在进出口平衡性较好,如山东半岛城市群、珠三角城市群。

5 政策建议

从政治政策制定方面来说:明确区域优势,加强一体化同盟。重视中国周边国家及地区间互补性产业分工态势,做到产业分工的最优化设计,充分利用自身优势及他方优势,促进国际贸易的进出口平衡,是中国国际贸易健康、快速、可持续发展的关键。而是大城市群作为中国国际贸易的主力军,应重视自身优势,促进与周边各地区的交流与沟通,做到加强国内、国外贸易的繁荣发展。

从财政政策制定方面来说:调整出口关税的优惠政策,将外需转为内需,降低进口关税,利用国外市场的优势资源。从全球化发展来说,全球的资源优化配置能有利的促进各国经济的快速发展。过多的出口退税导致出口贸易的单方面强势,在一定程度上削减了国民福利,抑制了局面的购买力。适当的减免进口关税能在减轻企业引进先进技术、升级换代、扩大再生产的成本,起到推进企业转型步伐,提高综合国力。

从地区政策制定方面来说:单核型的城市群不仅在国际贸易平稳度上不具备优势,整体国际贸易的水平也受到制约,尤其是原贸易基础就较差的内陆城市群。各城市群应多培养其国际贸易核心城市,加强核心城市对其他周边邻近城市的影响力,以提高城市群整体国际贸易实力,缩减城市群内部差异,做到降低城市群国际贸易平稳度,促进进出口贸易的平衡可持续发展。

作者: 曾鹏 程皓 邱雪晨

来源: 《统计与决策》2015 年第 7 期

产业结构变迁及其对能源强度的影响



1 引言

随着能源紧张的日益凸显,如何实现能源消耗型、粗放型经济发展向资源节约型、环境友好型的发展方式转变,已成为亟待解决的重大理论与现实问题。许多学者指出,合理调整产业结构是实现节能降耗的重要因素和关键策略之一。而且,在中国能源环境的中长期发展战略上,应该加大产业结构优化和绿色消费,将节能作为减排的最重要途径。根据1978 ~ 2010 年产业结构数据,并假设中国2030 年各产业部门的能源强度为2007 年美日欧能源强度的最低水平,朱永彬等估算指出,2020 年和2030 年中国能源强度将比2007 年分别降低52.2% 和68.9%,其中产业结构演变的贡献度分别达到15.44%和7.86%。这种通过产业结构调整促进能源节约的理论观点,在国家发展实践的政策安排上已经有所体现。例如,“十二五”规划明确指出,要把大幅降低能源消耗强度作为约束性指标,抑制高耗能产业过快增长,提高能源利用效率。李方一和刘卫东基于能源强度约束下的经济增长分析发现,“十二五”期间技术进步仅能促使能源强度下降11% 左右,实现节能目标还需各地区加大经济结构的调整力度。

然而,在能源强度变化影响因素分析上,学界对于产业结构调整所具有的作用还并未达成一致认识。在能源强度下降的主要影响因素方面,技术进步被普遍认为是最为主要甚至决定性的因素,与此同时产业结构调整的作用也不能忽视。在产业结构调整对能源强度的具体影响上,有些学者认为产业结构的变迁确实降低了中国的能源强度,有些学者认为产业结构变迁对能源强度下降的正向作用已经衰减甚至转变为负向作用,还有一些学者则认为产业结构变迁提升了中国的能源强度。当然,产业结

构调整对能源强度影响作用的不一致,与这些产业结构的划分和研究时段地选择有关,也与产业结构变迁的测度方式有关。

综合来看,研究产业结构变迁在能源强度变化中的实际效应,具有理论与实践两个层面的必要性。现有研究中,部分学者并没有区分静态的产业结构与动态的产业结构变迁的区别。静态的产业结构与 GDP 能源强度的高低具有较为明确的关系,即高能耗低产出产业占比与能源强度具有正向关系。但是, GDP 能源强度的下降,是产业结构变化与各个产业的技术进步等众多因素的共同结果,在技术等条件不确定的情况下,产业结构变迁的能源强度效应并不是必然的。正因如此,从理论上讲,产业结构的变化尤其是既定方向的升级变迁过程,其实际具有的能源强度效应具有不确定性。从经济增长的“部门过程”观点来看,经济结构变动对经济增长具有一定的影响作用,而且已经呈现了区域分化的现象。从政策安排的实践效果来看,市场经济条件下“计划之手”的指标干预,即能源强度下降的硬性目标约束,确实加快了能源强度的下降。但是,由于产业结构变迁的能源强度效应并不确定,而且产业结构调整还会影响到经济增长,在实现未来能源强度下降目标的实践操作中,也需要对应当遵循的调整方向做出明确地判断。

因此,本文将在现有文献的基础上,从理论研究与实践需求相结合的角度,选取一定的经济社会发展阶段作为考察的时间区间,构造出动态的产业结构变迁测度模型以及产业结构变迁影响能源强度的计量模型,进而对产业结构变迁及其具有的能源强度效应做出定量的经验分析,从而为能源强度目标约束下的产业结构调整决策提供依据。

2 地区产业结构变迁及其对能源强度影响的模型构建

2.1 产业结构变迁测度模型

宏观经济的发展,是由彼此间具有一定独立性但又相互依赖的不同生产部门即产业部门构成。因此,从部门之间有限的独立性看,宏观经济具有显著的产业结构特征。从三次产业角度来看,如同克拉克定律所描述的,工业革命以来,第一产业比重呈现了稳定下降的趋势,第二产业比重先上升后趋于稳定甚至逐渐下降,第三产业所占比重则呈现持续上升的态势。这种三次产业视角下的产业结构高级化理论,是产业结构理论研究的重要领域。克拉克定律在描述长期经济结构变迁或升级方面突出了重点和一般的规律,但在细致描述短期内宏观经济结构的演变特征上则略显不足。这是因为,从三次产业角度来看,连续两个年度之间的经济结构变化幅度并不大,而某些子经济部门实际上已发生的重要变化则在一定程度上被掩盖或忽视了。

现有研究在产业结构划分上多从三次产业层面展开,因而在产业结构的变迁上也主要从三次产业层面展开。但是,不论是产业结构升级的非农业产值比重的传统度量方式,抑或是干春晖等考虑“经济服务化”的第三产业与第二产业产值之比的服务化指数度量方式,虽然捕捉了产业结构发展变化的总体规律,但依然存在两个方面的不足。其一,传统的非农产业产值比以及新的服务化指数,均侧重于描述当期的静态产业结构,并没有体现出产业结构跨期变迁的程度特征。其二,非农产值比或服务化指数的测度方式在刻画产业结构变迁上缺乏一定的系统性和全局性。这是因为,如同干春晖等所指出的,在测度产业结构系统由低级形式向高级形式演进的过程中,传统的非农产业产值比指标侧重于衡量产业由劳动密集型向资本密集型进而向技术密集型演进的阶段,而服务化指数侧重的是产业由技术密集型向知识密集型演进的更高阶段。所以,服务化指数忽视了第一产业的演进特点,从测度产业结构变迁的总体规律角度看有失系统性。因此,在产业结构变迁的测度方法上,不仅需要对产业结构的划分稍做更为细致地安排,还需要在结构变迁指数的构建上注重动态性与系统性,即将全部产业构成同时纳入指数当中且体现出跨期演进的方向和幅度。

在体现产业结构变迁动态性、系统性要求的具体测度方式上,传统的测度思路常采用的是简单的

距离法。例如,海明距离的测度方法将经济划分为 m 个产业部门,以 p_t^j 表示第 j 产业在第 t 期占总产值的比重,那么第 j 产业在时期 t 与 $t+1$ 两期之间发生的“变迁”程度为 $|p_{t+1}^j - p_t^j|$,宏观经济发生的总体产业结构变迁程度为各个产业变迁程度的总和,即 $\sum_{j=1}^m |p_{t+1}^j - p_t^j|$ 。显然,这种测度方式的一个直接弱点就是产业结构变迁的程度与产业部门划分的细致程度成正比,而且等权加总的方式也容易导致衡量的产业结构变迁程度是混沌的,难以体现出产业结构变迁的升级趋势。

另一种测度产业结构变迁程度的方法则是Moore 值。Moore 值测度产业结构变迁的核心在于,将产业划分为 m 个产业部门后,每个地区 m 个产业的产值占比构成一个 m 维向量,同一地区不同时期的产业结构会发生一定程度的变迁,那么两个不同时期的 m 维向量之间就会产生一个夹角,这个夹角的余弦值就可以用来衡量产业结构跨期演变程度。假设第 t 期,地区 i 的 m 个产业中第 j 产业产值占当期该地区GDP 的比值为 $p_{i,t}^j$,那么地区 i 在第 t 期的产业结构就可用 m 维向量 $(p_{i,t}^1, p_{i,t}^2, \dots, p_{i,t}^m)$ 予以刻画。同理, m 维向量 $(p_{i,t+1}^1, p_{i,t+1}^2, \dots, p_{i,t+1}^m)$ 则可用来描述地区 i 在第 $t+1$ 期的产业结构。因此,地区

$$Moore_{i,t+1}^j = \cos(\theta_{i,t+1}^j) = \sum_{j=1}^m (p_{i,t}^j \cdot p_{i,t+1}^j) / \sqrt{\sum_{j=1}^m (p_{i,t}^j)^2 \cdot \sum_{j=1}^m (p_{i,t+1}^j)^2} \quad (1)$$

i 的产业结构由第 t 期变迁至第 $t+1$ 期后,产业结构变迁的程度Moore 值便可由下式予以计算:

不过,(1)式虽然能够刻画一个地区跨期产业结构变迁的总体程度,但未能刻画产业结构变迁的方向。产业结构升级理论强调的是产业结构由低级产业结构形态向高级产业结构形态变迁的过程和一般规律。其中,产业结构高级化的方向主要表现为非农化、服务化。因此,为了同时刻画产业结构变迁的程度和升级的方向,现有研究在采用(1)式测度产业结构变迁时做了一些具体的调整。其中,周明磊和任荣明所做的改进较具代表性。具体地,首先将产业级别由低到高进行排序形成地区产业结构向量,依次为:农业、工业、建筑业、交通运输仓储邮政业、批发零售住宿餐饮业、金融等其他产业,在此基础上,分别计算每个产业的变迁程度。其计算方式是以(1)式为基础的:在计算 i 地区第 j 产业变迁程度过程中先假定第 $t+1$ 期其他产业所占比值与第 t 期相同,得出一个有关第 j 产业从第 t 期变迁至第 $t+1$ 期的Moore 值,然后反过来假设 i 地区第 t 期除 j 产业以外的其他产业所占比重与第 $t+1$ 期相同,再重新计算第 j 产业从第 t 期变迁至第 $t+1$ 期的Moore 值。随后,取两次计算所得Moore 值的几何平均值作为 i 地区第 j 产业从第 t 期变迁至第 $t+1$ 期的变迁程度。最后,在计算完每个产业的跨期变迁程度之后,将所有产业变迁程度进行加总,且级别排在 j 位置的 j 产业重复叠加 j 次,以此体现产业向高级产业变迁的方向。周明磊和任荣明的改进相比之前的相关研究在体现产业变迁的高级化方向上具有创新性,在计算某个产业变迁程度上,采用两次计算并以几何均值作为最终测度具有减小因控制其他产业比重不变带来测算误差的合理性,而且将级别更高的产业的变迁程度通过重复叠加以体现整体产业结构变迁的高级化方向,实质上是对高级产业赋予了更高的权重。但是,在 i 地区总体产业结构变迁程度计算中,第 j 产业变迁程度重复计算 j 次虽然体现了该产业在产业结构中的高低级别,但仍然忽视了 j 产业在该地区经济发展中的重要性。也就是,简单地增加高级产业夹角的计算次数固然使得Moore指数变动与产业结构向高级化变动趋势一致,但从短期来看,却忽视了产业结构变迁可能具有的地区性与阶段性的差异。为了既体现高级化的历史趋势和一般规律性,又体现地区与发展阶段的差异性,在测度地区的产业结构变迁程度上可采用如下方式进行测度。

首先,采用下式对 i 地区第 j 产业由第 t 期向第 $t+1$ 期变迁的程度 $Moore_{i,t+1}^{i,j}$ 予以测度:

$$Moore_{i,t+1}^{i,j} = \sqrt{\left[\frac{\sum_{k \neq j} (p_{i,t}^k)^2 + p_{i,t}^j \cdot p_{i,t+1}^j}{\sum_{k=1}^m (p_{i,t}^k)^2 \cdot [\sum_{k \neq j} (p_{i,t}^k)^2 + (p_{i,t}^j)^2]} \right]} \cdot \sqrt{\left[\frac{\sum_{k \neq j} (p_{i,t+1}^k)^2 + p_{i,t}^j \cdot p_{i,t+1}^j}{\sum_{k=1}^m (p_{i,t+1}^k)^2 \cdot [\sum_{k \neq j} (p_{i,t+1}^k)^2 + (p_{i,t+1}^j)^2]} \right]} \quad (2)$$

然后,对 i 地区 m 个产业由第 t 期向第 $t+1$ 期变迁的程度值予以加权求和,每个产业对应的权重为该产业的级别 j 与该产业在第 t 期占该地区GDP 比重 $p_{i,t}^j$ 的乘积,因而 i 地区第 t 期与第 $t+1$ 期两期之间的

产业结构变迁程度值 $Moore_{i,t+1}^i$ 由下式予以测算:

$$Moore_{i,t+1}^i = \sum_{j=1}^m [\lambda \cdot p_{i,t}^j \cdot Moore_{i,t+1}^{i,t}] \quad (3)$$

2.2 产业结构变迁影响能源强度的计量模型

针对中国能源强度的影响因素,许多学者进行了探讨和实证分析,综合来看除了产业结构变迁的影响,还有技术进步、FDI以及能源价格等。因此,在实证检验产业结构变迁对地区能源强度影响的模型设置上,对于其他影响地区能源强度的因素有必要做出控制。但是,技术进步与FDI也显著影响着产业结构变迁。因此,为了考察产业结构变迁对产业综合能源强度的影响,同时避免多重共线性,实证模型不宜纳入技术进步与FDI变量,仅纳入能源价格变量。能源价格 $P_{i,t}$ 则以各地区居民消费价格分类指数中水电燃料指数予以测度。同时,为了避免由于控制变量遗漏对实证分析结论的可靠性造成的损失,本文借鉴Frank和干春晖等的做法,将能源强度与产业结构变迁的交互项引入模型,同时引入被解释变量的一阶滞后项,以此对能源价格以外的其他因素予以控制。因而,记 i 地区产业结构升级变量为 $Moore_{i,t+1}^i$, 以 $j=1, \dots, 6$ 依次代表农业、工业、建筑业、交通运输仓储邮政业、批发零售住宿餐饮业以及金融等其他产业,本文设定动态面板计量模型为:

$$IEI_{i,t} = c_i + \alpha_0 \cdot IEI_{i,t-1} + \alpha_1 \cdot Moore_{i,t+1}^i + \alpha_2 \cdot (IEI_{i,t} \cdot Moore_{i,t+1}^i) + \alpha_3 \cdot P_{i,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

由于模型(4)中包含了被解释变量的交互项与滞后项,所以模型的参数估计会产生内生性问题。对此,借鉴干春晖等的处理方式,将模型的解释变量均视为内生变量,并以被解释变量和解释变量的滞后项与差分项作为控制变量,采用面板广义矩估计方法对模型(4)差分处理后消除个体效应的差分模型(5)进行回归估计。

$$\Delta IEI_{i,t} = \alpha_0 \cdot \Delta IEI_{i,t-1} + \alpha_1 \cdot \Delta Moore_{i,t+1}^i + \alpha_2 \cdot (\Delta IEI_{i,t} \cdot \Delta Moore_{i,t+1}^i) + \alpha_3 \cdot \Delta P_{i,t} + \Delta u_{i,t} \quad (5)$$

3 描述性统计分析

3.1 数据来源与处理

根据前文的分析,三次产业结构的划分相对较为粗略,本文将宏观经济产业的构成划分为六个部门,依次为:农业(农林牧渔水利业)、工业、建筑业、交通运输仓储邮政业、批发零售住宿餐饮业、金融等其他服务业。由于时间阶段的重要性,考虑到有关经济发展阶段划分的观点认为,2001年以后是中国社会主义市场经济取向改革的逐步完善阶段,本文以2002~2012年为分析的时间范畴。从数据的完整性出发,本文以不包括港澳台以及能源相关数据缺失严重的西藏在内的中国30个省份(包含直辖市)为地区范畴。所有数据均来自历年《中国统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

本文采用的地区能源强度数据与以往研究有所不同。既有研究中,地区能源强度均是以地区能源总耗与地区GDP总值的比值作为反映,但由于本文中着重探讨的是产业结构变迁对地区能源消耗的影响,所以能源消耗中产业之外的生活消费有必要予以剔除。从2013年《中国统计年鉴》公布的综合能源平衡表数据来看,2000年与2011年生活能源消费均占能源消耗总量的10.7%,占比基本稳定而且相对较小,所以这意味着本文的这种处理也是可取的。鉴于此,本文在核算各地区历年六个产业能源消耗总量值时,依据《中国能源统计年鉴》中各地区的平衡表数据,选择能源消耗中作为主要成分的煤合计、油品合计、天然气和电力四种能源消耗为依据,并且煤合计能源以煤类能源的平均折算系数0.8619万吨标准煤/万吨煤合计进行折算,油品合计则以主要油品种类的平均折算系数1.4952万吨标准煤/万吨油品合计进行折算,天然气的折算系数则为13.3万吨标准煤/亿立方米天然气,电力则以1.229万吨标准煤/亿千瓦时进行折算,对折算后的四种能源进行加总即可得到历年各地区六大产业中每个产业所消耗的能源总量,进而对各地区六大产业的能源消耗总量予以加总,进而除以该地区GDP,便

可得到历年各地区产业视角下的产业综合能源强度, 记为IEI。

3.2 产业结构变迁程度

根据(2)式和(3)式, 运用2002~2012 年中国30个省份的产业产值数据, 可得到各地区历年产业结构相对上一期高级化变迁程度的测度值(如表1 所示)。从表1中可以看出, 2002~2012年期间, 中国30 个省份六大产业结构变迁呈现了共性和差异性两个方面的特征。

表1 各地区产业结构跨期变迁值

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
京	4.2860	4.2775	4.2237	4.5489	4.6208	4.6807	4.7319	4.8087	4.7738	4.7730
津	3.5559	3.5285	3.4481	3.4046	3.3746	3.4019	3.3157	3.5779	3.5967	3.5966
冀	2.9996	2.9778	2.9043	3.0148	3.0201	3.0356	3.0204	3.0681	3.0549	3.0549
晋	3.1635	3.1195	3.0405	3.2201	3.1907	3.1685	3.1340	3.3061	3.2272	3.2273
蒙	2.9876	3.0006	2.9252	3.1689	3.1365	3.0755	2.9924	3.1859	3.1277	3.1275
辽	3.2905	3.2988	3.2702	3.2622	3.2247	3.1726	3.1058	3.2857	3.2337	3.2334
吉	3.0668	3.0303	2.9930	3.2002	3.2376	3.2091	3.2080	3.2199	3.1692	3.1689
黑	3.0013	2.9734	2.9055	3.0509	3.0691	3.1024	3.0918	3.2661	3.2083	3.2050
沪	3.8048	3.7194	3.7065	3.8016	3.8038	3.8950	3.9365	4.1504	4.0529	4.0510
苏	3.1999	3.1951	3.1436	3.1844	3.2229	3.2712	3.2959	3.3556	3.4279	3.4269
浙	3.2636	3.2813	3.2576	3.3938	3.4005	3.4323	3.4426	3.5330	3.5441	3.5440
皖	3.0038	3.1125	3.0604	3.2754	3.2692	3.2296	3.1742	3.1822	3.1025	3.1022
闽	3.1841	3.1831	3.1666	3.2079	3.2419	3.2906	3.2687	3.3787	3.3252	3.3246
赣	3.1338	3.0888	2.9932	3.0511	3.0258	2.9741	2.9373	3.1010	3.0682	3.0684
鲁	3.1495	3.0999	3.0067	3.0136	3.0395	3.0738	3.0571	3.1255	3.1920	3.1912
豫	2.8553	2.9153	2.8398	2.8613	2.8654	2.8938	2.8424	2.9047	2.8867	2.8865
鄂	3.1387	3.1671	3.1132	3.2646	3.2926	3.3668	3.2967	3.2902	3.2302	3.2299
湘	3.2263	3.2936	3.2005	3.2603	3.2924	3.2615	3.1920	3.3273	3.2757	3.2755
粤	3.2915	3.2279	3.1742	3.4722	3.4716	3.5090	3.4929	3.6014	3.5744	3.5743
桂	3.1144	3.0762	2.9856	3.2087	3.1923	3.1530	3.1206	3.1679	3.0939	3.0933
琼	3.0171	3.0021	2.9759	3.1087	3.0499	3.1140	3.0947	3.3450	3.4098	3.4088
渝	3.3632	3.3686	3.2836	3.4052	3.4638	3.3943	3.3481	3.2729	3.2315	3.2278
川	3.1308	3.1219	3.1130	3.1902	3.1830	3.1282	3.0714	3.1986	3.1567	3.1563
黔	3.0523	3.0397	3.0161	3.2361	3.2572	3.3428	3.3261	3.5112	3.4748	3.4739
云	3.0632	3.0708	3.0311	3.2433	3.2237	3.2598	3.2568	3.3385	3.3325	3.3313
陕	3.2372	3.2702	3.1786	3.2189	3.1384	3.1370	3.0673	3.2930	3.2212	3.2209
甘	3.1035	3.0893	3.0144	3.2799	3.2504	3.2275	3.2527	3.3063	3.2097	3.2085
青	3.3972	3.3797	3.2963	3.3240	3.2741	3.2215	3.1545	3.2743	3.1976	3.1965
宁	3.2001	3.1506	3.0857	3.3754	3.3152	3.2760	3.2063	3.3996	3.3993	3.3985
新	3.1935	3.0666	3.0240	3.0976	3.0880	3.1155	3.0780	3.1926	3.0107	3.0097
均值	3.2158	3.2042	3.1459	3.2782	3.2745	3.2805	3.2504	3.3656	3.3270	3.3262

其一, 产业结构升级变迁表现出了整体平稳的共性特征。从2003~2012年各地区以及30 个省份平均的Moore 值时间序列来看, 产业结构跨期变迁的幅度均基本保持一致, 绝大部分省份2003~2012 年产业结构变迁Moore 值的最大值与最小值相差均在0.3以内, 30个省份10 年期间Moore值总体平均为3.2668。这意味着, 自2002 年中国进入市场经济改革取向的逐步完善阶段以来, 各地区在自身既有的产业结构基础上以相对稳定的速度不断向着更高的产业结构变迁升级。这与各地区历年较为稳定的GDP 增长速度较为吻合。

其二, 产业结构变迁也具有阶段波动性特征。该波动性特征主要表现为2002~2005 年期间, 产业结构变迁升级的速度逐年下降, 2005~2010年产业结构变迁升级的速度又逐年上升, 2010~2012 年则又有所下降。究其原因, 笔者认为, 2002~2005 年期间的产业结构变迁升级速度的下降, 以及2006~2010年期间产业结构升级变迁速度的上升, 可能与中国2001年加入WTO 有关。总体来看, 2001~2010年是中国获取“入世红利”的十年, 但在入世2002~2005年早期阶段, 中国传统劳动密集型、资源消耗型的低端产业因为“人口红利”、“资源红利”等因素在国际上具有较好的比较优势, 因而获得了更快的发展, 这使得大部分地区在产业结构升级变迁的进程上有所放缓, 从而呈现了较为特殊的降速现象。但是, 随着这些红利的逐渐消失, 以及后期世界范围内经济危机等的爆发, 使得世界范围内对劳动密集型、资源消耗型产业产品的需求有所下降, 进而导致了低端产业的逐渐萎靡并带来了向

高端产业转型的发展动力，所以2005~2010 年期间各地普遍又表现为产业结构升级加速的趋势。产业结构转型升级是一个系统性的经济发展过程，早期这种转型升级的动力会相对较强，随着升级到一定程度后，产业结构转型升级的阻力也会逐渐增强，因而产业结构升级变迁的速度在2005~2012年期间呈现了一种先快后慢的“S”型轨迹。

其三，产业结构升级变迁具有一定的地区差异性。从30 个省份历年的产业结构变迁值来看，北京地区产业结构变迁速度最快，河南地区产业结构变迁速度最慢。究其原因，笔者认为，这种差异性主要来源于各地区自身拥有的经济总量与产业结构基础条件。从产业结构与经济增长的互动关系来看，处在经济发展不同阶段的地区所具有的产业结构有所差异，在推动经济总量发展中表现为不同程度的“结构红利”，使得地区经济发展具有一定的差异性；反过来，经济发展在产业结构变迁中具有推动力或约束力也会体现出一定的地区差异性。所以，在产业结构升级变迁的速度上，不同地区尽管受到几乎一致的外在宏观经济形势影响，但仍然会由于内在经济发展状况和自身结构基础的不同而呈现出差异性。从区域平均角度看，东部地区11 个省份产业结构变迁的平均速度最快，中部地区8 个省份产业结构变迁的平均速度最慢，西部地区居中。从近十余年来发展状况来看，东部地区开放型经济发展迅速，西部地区大开发以及延边与内陆开放型经济也取得了较好的发展，中部地区的发展则相对封闭，因而国际国内两个市场对东西部地区的影响作用更为强烈，从而使得资源要素配置优化的速度快于中部地区。

3.3 产业综合能源强度

根据前文能源强度的数据处理方式，可以得到如图1 所示的历年各地区产业综合能源强度。从图1可知，近十余年来，与地区能源消耗总量同GDP 比值构成的一般意义上的能源强度相似，产业综合能源强度总体呈现下降趋势，30 个省份产业综合能源强度均值（图中粗线条）已从2002 年的1.1107 单位下降到0.5084单位，下降幅度达到54%。而且，初期产业综合能源强度较高的省份具有较大的下降幅度，而产业综合能源强度较低的省份下降的绝对幅度相对较小。从30个省份产业综合能源强度取值分布来看，2002年主要聚集在区间 [0.5, 1.5] 以内，截止2012年，30 个省份产业综合能源强度则主要聚集在区间 [0.25, 1] 以内。因此，总体上各地区产业综合能源强度在下降过程中差异在不断缩小，呈现了一定程度的收敛性。

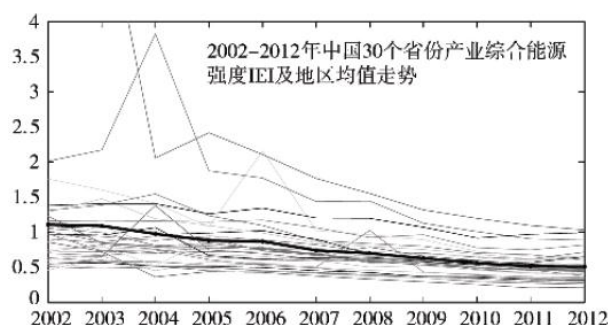


图1 2002~2012 年中国 30 省份产业综合能源强度及其地区均值走势(单位:万吨标准煤/亿元)

4 产业结构变迁影响能源强度的实证分析

根据产业结构变迁影响能源强度的计量模型(4)和(5)的回归结果显示(见表2)，Hansen检验估计值为27.8358，显著性水平为36.66%。由此可以看出，作为控制变量所选择的工具变量是有效的，因而估计结果是合理的。根据表2第2~3列报告的模型(5)参数估计结果

表2 产业结构变迁对地区能源强度的影响

变量	模型(5)		模型(5)中去掉控制变量P	
	参数估计值	显著性水平	参数估计值	显著性水平
$\Delta IEI_{i,t-1}$	0.0083	0.0000	0.0087	0.0000
$\Delta Moore_{i,t+1}^i$	-0.2418	0.0000	-0.2416	0.0000
$\Delta IEI \cdot \Delta Moore_{i,t+1}^i$	0.3129	0.0000	0.3129	0.0000
ΔP	-0.0136	0.0000		
Hansen	27.8358	0.3666	29.8633	0.3203

可知，产业结构变迁对地区能源强度有着显著的负向作用。这表明，从近十余年来发展实践来看，地区产业结构的升级变迁，确实发挥了促进地区能源强度下降的结构效应。这意味着，在市场经济和宏观调控的共同作用下，产业结构呈现了一种能耗相对下降、产出相对上升的变迁方向。

与此同时，地区前一期能源强度与本期能源强度呈现显著的正相关关系，这意味着地区能源强度

的演化具有较强的路径依赖惯性特征。这种路径依赖的惯性特征,结合图1来看,表现在两个方面:一方面,对于不同的地区,前期能源强度较高的地区,在后一期仍然拥有相对较高的能源强度,能源强度的地区分布特征较为稳定;另一方面,对于同一个地区,能源强度的演化表现出一种连续一致地下降趋势,后期相对前期较少出现大幅波动甚至突变上升的可能。这两个特征,在图1中也得到了较好的体现。而且,从控制变量能源价格的参数估计值看,能源价格与能源强度之间也呈现了显著的负向相关关系,表明能源价格机制已经具有改善能源利用效率的作用,能源价格的上涨将会促进能源强度的下降。

考虑到模型在控制变量的选择上仅对能源价格变量进行了探讨,并没有将现有研究已经发现的影响因素全部纳入,同时还可能遗漏了大部分研究均未发现但具有重要的实质性影响的因素,这可能会使得模型的估计具有偏误。鉴于此,笔者进一步放开控制变量的选择,将模型(4)和(5)中的能源价格变量予以剔除,仅用能源强度滞后一期变量以及能源价格与产业结构变迁的交叉变量作为控制变量的工具变量,以此对产业结构变迁以外的所有因素予以统一控制。去掉能源价格之后的模型回归估计结果见表2的第4~5列,可以看出,Hansen 统计结果表明工具变量依然有效,并且各变量的参数估计结果及其显著性水平与包含能源价格变量的情形基本一致。这表明,模型(4)的设定及其估计结果的可靠性和稳定性表现良好,在众多因素的共同影响下,产业结构变迁对能源强度的下降具有促进作用。

5 研究启示

产业结构升级变迁对于地区能源强度的优化具有非常重要的作用。本文根据产业结构升级的相关理论,研究并设计了六大产业视角下基于Moore 值的产业结构变迁测度指标,在此基础上,构建了产业结构变迁影响地区能源强度的计量经济模型,运用2002~2012年中国30个省份六大产业的基础数据和面板广义矩估计法,对产业结构变迁及其对地区能源强度的影响进行了实证分析。Moore 值测度的产业结构变迁升级情况表明,产业结构变迁既在时间和空间两个层面上具有整体平稳的特征,同时也表现出了时间段上的波动性和地区间的差异性特征。动态面板模型的广义矩估计表明,近十年来产业结构的变迁升级,确实发挥了显著的促进能源强度下降的结构效应。

本文认为,从战略可行性上看,产业结构升级与能源强度优化双目标能够同时达到。从2002 年以来的经验数据分析可以看出,中国产业结构变迁整体较为平稳,同时具有阶段波动性和地区差异性。在产业结构升级上以市场驱动为主导,同时辅之以系统性的宏观调控措施,不仅可以从总体上实现经济发展结构的优化,还能够在推动产业结构变迁过程中实现能源强度的优化。因此,将产业结构升级与地区能源强度的优化纳入一个系统性的框架,做出系统性的政策安排,从实现经济结构优化与能源强度优化双目标来看,具有战略可行性。

与此同时,在经济结构与能源强度双优化的操作机制上,可以将产业结构变迁升级作为宏观调控的方向和中间目标。十八大报告指出,推进经济结构战略性调整是加快经济发展方式的主攻方向,必须重点优化产业结构、促进区域协调发展。然而,作为经济结构在产业层面战略性调整的核心所在,产业结构变迁关乎经济实现持续快速发展的可能性。由于同一地区不同产业间的能源强度均有所差异,产业结构变迁还能带来地区总体能源强度的优化。这意味着,产业在地区内的结构性调整,具有优化经济发展和促进能源节约两个层面上的“结构红利”效应。因此,可以建立经济结构与能源强度双向优化的评价指标,通过评估和分析,确定具体地区产业结构变迁即产业结构调整升级的方向。在此基础上,以确定的产业结构变迁升级作为中间目标和调控的方向,实施相应的宏观产业政策调控,通过对中间目标调控的机制措施,比如对节能与产出效果均较好的产业给予力度更大的产业发展支持政策配套,间接地实现经济结构乃至经济发展与能源强度同步优化的终极目标。

作者: 张勇 蒲勇健

来源:《产业经济研究》2015 年第 2 期

物流“最后一公里”问题研究综述



1 引言

“最后一公里”（Last Mile）本意是指长途跋涉过程中完成的最后一段路程，之后被引申为完成一项工作的过程中最后而且关键性的一个步骤。“最后一公里”问题广泛存在于各个领域，比如电子商务末端配送、人道物流末端配送、农业信息化建设、农村信息服务、通信服务、城市公共交通网络等。本文研究的主要是物流“最后一公里”问题。按照行业，可划分为铁路、电商、快递、快运等物流“最后一公里”；按物流主体，可划分为自理物流、第三方物流和第四方物流“最后一公里”；按区域，可划分为城市、城乡和农村物流“最后一公里”；按货物处理温度控制要求，可划分为常温物流和低温物流“最后一公里”；按物流系统性质，可划分为社会物流、行业物流和企业物流“最后一公里”。综合国内外学者大量的研究分析发现，关注的热点主要集中在商业物流“最后一公里”和 人道物流“最后一公里”两个方面。本文主要对商业物流和 人道物流“最后一公里”问题进行综述。

2013 年 10 月召开的部分城市物流工作座谈会上，国务院副总理汪洋指出，解决城市物流“最后一公里”配送难和配送贵的问题，可推进商贸物流发展，降低物流费用，提高物流效率。为解决城市配送“通行难、停靠难、装卸难，收费多、罚款多”的“三难两多”问题，国家出台了多项相关政策，具体见表 1。尽管国家针对城市配送制定了相关政策和 发展建议，一些城市开始开展共同配送，采用了各种各样的新型配送方式，但物流“最后一公里”成本高、效率低问题仍未得到有效解决，据统计，“最后一公里”物流成本占整个供应链总成本的 13%-75%。城市配送“三难两多”问题依然很突出，影响城市配送效率，加剧城市交通拥堵，增加物流成本，物流“最后一公里”问题一直是制约物流成本的重要因素。针对物流“最后一公里”问题，国内外学者提出了自己的见解，主要集中在以电商物流为代表的商业物流和 人道物流的“最后一公里”配送上。然而，由于物流“最后一公里”自身特有的复杂性，与需求者联系紧密，并不仅仅涉及末端配送问题，科学认识其本质和相关问题，有利于更好地解决物流“最后一公里”所处的困境。

表 1 城市配送相关政策

国家政策	发布时间	发布单位	相关内容
《全国城市配送发展指引》	2013.01.17	流通业发展司	提出城市配送体系的建设重点
《关于加强和改进城市配送管理工作的意见》	2013.02.06	交通运输部等	建立城市配送管理体制与运行机制
《关于组织申报城市共同配送试点的通知》	2013.03.05	商务部、财政部	实施城市共同配送试点
《关于交通运输推进物流业健康发展的指导意见》	2013.06.06	交通运输部	推动城市配送发展
《商务部关于促进电子商务应用的实施意见》	2013.10.31	商务部	配送车辆管理、电子商务城市共同配送服务试点
《关于加强城市共同配送试点管理的通知》	2013.11.20	商务部、财政部	健全城市配送服务体系
《关于提升快递末端投递服务水平的指导意见》	2013.11.22	国家邮政局	开展第三方合作模式、推广智能投递
《关于加强城市配送运输与车辆通行管理工作的通知》	2014.01.20	交通运输部、公安部、商务部	城市配送运力需求管理、城市配送车辆技术管理、配送车辆通行管理、配送车辆停靠管理
《关于印发<2014 年流通业发展工作要点>的通知》	2014.03.06	商务部办公厅	开展城市共同配送试点，推广共同配送、统一配送、集中配送、末端物流整合等新型配送模式
《物流业发展中长期规划（2014-2020 年）》	2014.10.04	国务院	完善交通运输网络，改进物流配送车辆城市通行管理

2 物流“最后一公里”的内涵和特点

2.1 物流“最后一公里”的内涵

目前，对于物流“最后一公里”的内涵尚未形成统一的共识，如表2所示。但从现有文献可以看出，物流“最后一公里”的终端对象是顾客（消费者或受灾者），本质是物流服务链的末端配送。无论商业物流还是人道物流，从供应链角度看，物流“最后一公里”是供应链活动重要的组成部分，其目的是在末端节点将货物送到顾客手中，以满足顾客需求。

表2 物流“最后一公里”内涵相关研究

研究主题	作者	描述
商业物流	林岳 ^[20]	本质是电子商务企业的“终端”
	刘永锋 ^[21]	是配送的末端,是物流企业配送人员将货物从收货人所在地网点直接配送到客户的工厂仓库或者家中的过程
	杨聚平,等 ^[22]	是指将货物交付给最终用户
	刘丹 ^[23]	是将小件商品递送到个人客户或企业客户手中,完成从物流企业到客户的最后一段距离
	石章强、张军 ^[24]	是网购流程中的最后一环,指包裹从快递分发点到达顾客手中
	艾萨德、史莱 ^[25]	是供应链物流运作中实物交付过程的最后一部分,即从最后的中转点配送到最终的取货点,直接面向消费者
人道物流	巴尔奇克,等 ^[26] ;范光敏,等 ^[27]	是指将救援物资从配送点(Local Distribution Centers, LDCs)配送到灾区的灾民(救援物资需求点)手中

2.2 物流“最后一公里”的特点

在商业物流中，随着网购市场的兴起，电商物流“最后一公里”问题日益凸显，其“最后一公里”配送成本占整个物流配送成本的30%以上，一次配送失败率为12%，网购快递服务整体满意度为38.9%。此外，随着消费者“等快递”消费理念的逐步改变，要求快递配送方式多样化，满足个性化需求，这使得电商物流“最后一公里”陷入了困境。而人道物流由于救援环境复杂性、非常规需求、不可预测性、大规模行动等特点，导致救援物资很难及时供应给受灾者，特别是“最后一公里”问题尤为严重。表3总结了物流“最后一公里”的一般特性，由于物流“最后一公里”的许多特性都与配送环境、需求者特性相关，因此物流“最后一公里”在不同的配送环境中会表现出不同的特点，尤其是在灾难救援环境中。

表3 物流“最后一公里”特点

项目	特点说明
目的	将货物配送到需求者手中,最大程度地满足需求者需求
参与者结构	参与者众多,包括电商企业、物流企业、救援组织、需求者等
运输工具	运输工具类型众多,包括厢式车、电瓶车、货柜车、专用车、面包车等
需求者特性	需求者数量大,需求不确定性高,分布范围广,个性化需求
配送环境	配送环境复杂,易出现拥堵现象,基础设施可能被破坏,运力不足
配送模式	主要分为顾客自提和送货上门两种
配送地点	配送地点多样,包括社区、写字楼、高校校园、门店等
配送货物	货物类型繁多,体积和重量不一
配送主体	配送主体类型不一,包括电商企业、物流企业、个人、救援组织等

3 物流“最后一公里”问题分析

目前，我国商业物流“最后一公里”存在的主要问题，一是消费者数量大，需求不确定性高，分布范围广，城市与农村差距悬殊；二是不同区域对配送模式的需求不一致，消费理念发生改变；三是承担“最后一公里”配送业务的主体众多，配送服务质量不高；四是配送时效性差，取货便捷程度较低，二次配送成本高；五是配送车辆不规范。针对以上问题，各大电商、物流企业和第三方企业纷纷加大物流“最后一公里”建设，在考虑消费者个性化需求与综合利用社会资源的前提下设立自提点，期望化解末端物流配送“瓶颈”。

与商业物流相比，人道物流具有弱经济性，以救援时间、效益最大化、灾害损失最小化为目标。人道物流的目的是迅速提供适当的应急物资给灾区的灾民，尽量减少受灾者的苦难和死亡。人道物流“最后一公里”遇到的主要挑战是运输资源和应急物资缺乏、基础设施损坏导致运输困难以及救援行动者之间缺乏协调机制。

无论商业物流还是人道物流,其“最后一公里”问题都不仅仅局限于末端配送问题,还包括上下游衔接问题等,这在多式联运及利益主体协调问题上表现得尤为明显。图1分析了物流“最后一公里”问题的成因与关联。

在自提点布局问题上,如何合理布局末端网点,使之覆盖更多的消费者,决定着自提点布局的成败。爱德华兹、麦金农、库里纳尼(Edwards, McKinnon and Cullinane)基于低碳视角,研究一次配送失败率不同的情况下自提点与送货上门两种方式所产生的环境成本,认为自提点是一种便利而环保的配送方式。从本质上讲,自提点是城市末端共同配送的一种空间载体,能够满足消费者个性化需求,增强末端配送服务功能。

在路径优化问题上,城市配送环境复杂多变,容易出现交通拥堵、配送不及时、配送服务质量低下等问题,而在救援环境中,由于基础设施和交通网络受到了不同程度的损害,配送不及时,极易造成人员伤亡,因此需要优化末端配送路径。

在配载优化问题上,由于末端配送货物种类繁多,形状不一,重量不同,如何设计合理的配载方案,提高装载率,是物流“最后一公里”亟需解决的问题,这尤其体现在鲜活易腐品以及易碎品的配载上。

在多式联运协调问题上,由于货物在不同运输方式间流转,上游某一运输方式出现问题的话,将影响下游末端配送的质量。这意味着,物流“最后一公里”问题并不仅仅是末端配送问题,还要考虑上下游衔接问题,这尤其体现在多式联运上。

在运输工具选择问题上,目前由于城市车辆装备标准化程度不高,配送车辆种类繁多,配送过程中容易出现禁行现象,影响配送时效,而在救援环境中,容易出现运输资源缺乏现象,导致救援不及时,因此要合理选择运输工具,最大程度满足顾客需求。

在利益主体博弈问题上,无论商业物流还是人道物流,都会涉及多方利益主体。比如,在电商物流中,自提点应当由电商企业、物流企业还是第三方企业布局,如何分配从自提点获得的利益等,都是需要明确的问题,

在顾客服务质量提升问题上,由于物流“最后一公里”最大的特点是与末端顾客直接接触,这意味着决策者在提供末端配送服务时,要着重考虑顾客行为特征。顾客对现有服务的心理感受,将决定未来是否选择该企业提供服务,这在电商物流领域表现得尤为明显。

4 相关问题研究综述

由图1可知,物流“最后一公里”困境主要表现在自提点布局、路径优化、配载优化、多式联运、运输工具选择、利益主体协调以及顾客服务质量提升等七个主要问题上。以下针对这七个问题进行综述,以更加深刻地认识物流“最后一公里”问题的本质及复杂性。

4.1 自提点布局问题研究

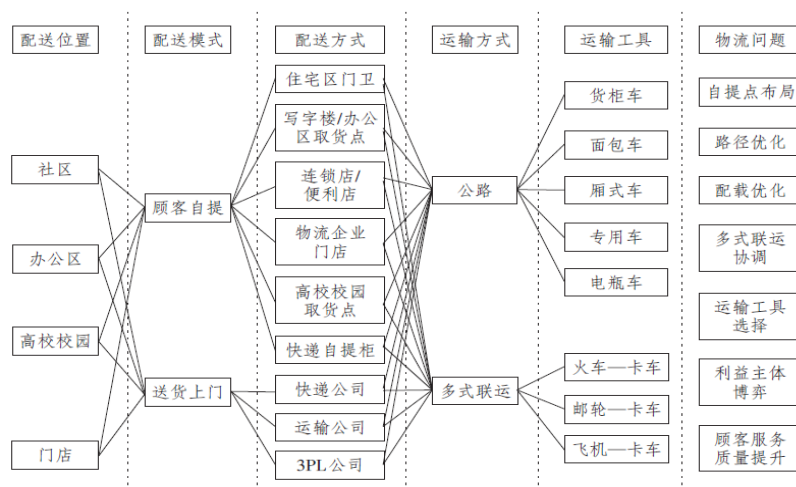


图1 物流“最后一公里”问题的成因与关联

国外学者对自提点布局模型研究得较少，维尔特威里登（Weltevre-den）等借助快递配送企业日常运营与消费者行为统计数据，对末端网点进行了详细而客观的分析，但以定性研究为主。朱莉亚和默西尔（Jour-neau & Mercier）通过与全球移动通信系统网络规划方法进行对比研究，提出了建设快递末端配送网络的方法。而国内学者认为，可采用集合覆盖模型、全面空间作用模型、双层规划模型、多目标选址模型进行快递自提点布局优化，如表 4 所示。

表 4 自提点布局模型

作者	布局模型	主要约束条件	目标函数	求解方法
施路 ^[50]	集合覆盖模型	配送半径	配送网点数最少	TransCAD 交通规划软件
李娜 ^[51]	集合覆盖模型	服务半径、覆盖情况	自提点数目最小	最少点覆盖启发式算法
王珂 ^[52]	全面空间交互作用模型	区域规模、经济、距离、货物流量等指标	总成本最小	专家评价法、最大似然估计法
张戎、王镇豪 ^[53]	双层规划模型	服务能力	上层目标为规划者总成本最小，下层目标为客户选择的距离成本、服务价格成本、服务质量成本最小	基于反映函数的启发式算法
韩霜，等 ^[54]	双层规划模型	服务水平、物流成本、产品价格、沟通便利性、客户价值差异	上层目标为领导者利润最大化与销售量最大化，下层目标为跟随者利润最大化	带精英策略的快速非支配排序遗传算法
杨朋珏，等 ^[55]	多目标选址模型	服务半径、物流成本、消费者行为因素	末端网点客户满意度最大和企业末端配送效率最高	遗传算法

4.2 路径优化问题研究

对于商业物流“最后一公里”配送路径优化模型的研究，恩麦克和马特菲德（Ehmke and Mattfeld）基于送货上门配送模式，采用浮动车数据与服务质量提升方法，讨论了带时间窗的车辆路径模型。恩麦克和坎贝尔（Ehmke and Campbell）认为，高效可靠的送货上门配送模式是网上零售商经营成功的关键，特别是物流服务供应商在大都市地区面对拥挤的交通网络和客户紧迫的交货时间期望时，应通过开发客户可接受的送货上门机制，最大限度地提高物流服务提供商的利润，使尽可能多的交付请求成为可能。艾萨德和史莱基于层次结构模型，构建了“最后一公里”配送体系，采用 Petri 网路方法求解，并提供了拥堵环境下使配送路线更合理的解决方案。

面对众多需求各异的消费者，加之城市道路容易出现拥堵，在商业物流“最后一公里”配送路径问题上，考虑实际路网情况、配送车辆行驶速度随路段与时间不同而发生变化的特征，以及车辆为多条路线上消费者提供不同配送服务的问题应在路径计划中受到关注，如表 5 所示。

表 5 基于商业物流的末端配送路径优化模型

作者	优化模型	主要约束条件	目标函数	求解方法
何俊生 ^[61]	单车多任务模型	车辆配载容量限制	配送时间最短	Dijkstra-GA 优化算法
	多车单任务模型			
	多时间窗下的多车单任务模型	车辆配载容量限制、消费者时间窗限制		
陈子侠 ^[62]	单车线路优化问题动态网络模型	车辆配载容量限制	单车行驶总经济距离最短	最节约插值法、混合遗传算法
	考虑道路畅通度的单车线路优化随机模型	车辆配载容量限制、道路畅通度		考虑道路畅通度的最佳路径算法
潘斌斌 ^[63]	低碳约束下的车辆配送路径模型	时间约束、交通拥堵限制、低碳约束	配送总成本最低	遗传算法
库克，等 ^[64]	考虑交通堵塞的时间窗限制下的车辆路径模型	交通拥堵限制、行驶速度动态变化、时间限制	总行驶距离最短	修正的迪杰斯特拉（Dijkstra）算法、限制性的动态规划算法
格罗米舒，等 ^[65]	考虑社会立法的时间窗限制下的车辆路径模型	社会立法限制、时间限制	总行驶距离最短	限制性的动态规划算法

有关人道物流“最后一公里”配送路径优化问题的研究，集中在车辆路径与资源分配上。克诺特（Knott）研究了采用单一运输方式将食品从配送中心交付到营地的“最后一公里”配送问题，构建了一个最小化运输成本或最大化配送量的线性规划模型。杨乐和潘震考虑道路运输情况，建立了

基于时间和费用的双目标优化模型, 解决应急医用物资“最后一公里”配送路径问题。除单一配送路径优化模型(表 6)外, 还有些研究者对配送点选址与配送路径优化进行了集成, 如莱内姆、罗和哈瓦特姆等(Rennemo, S. J., Rø, K. F. and Hvattum et al.)将可用运输车辆、基础设施和潜在受益者的需求状态作为随机元素, 考虑配送公平性, 建立了一个包含配送设施定位、救援物资分配、“最后一公里”配送等三个阶段的混合整数随机规划模型, 以应对人道物流响应计划, 并采用 Xpress-IVE 优化套件进行求解。

表 6 基于人道物流的末端配送路径优化模型

作者	优化模型	主要约束条件	目标函数	求解方法
巴尔奇克, 等 ^[66]	两阶段混合整数规划模型	救援物资供给、车辆容量、配送时间限制	运输成本最小化与受灾者受益最大化	GAMS 和 Cplex 软件
黄, 等 ^[67]	考虑公平、效率、效益的“最后一公里”配送路径优化模型	车辆容量、单周期、单一物资、需求可分割	公平感最高、运输总成本最低、响应时间最短	贪婪自适应搜索算法
黄, 等 ^[68]	需求评估状态下的车辆路线模型	车辆数有限、单周期、配送区域紧密度	总到达时间最少	连续逼近算法
艾拉哈伦罗, 等 ^[69]	模糊条件下可选车辆路径优化模型	时间窗限制、车辆封闭	总成本最低、被访问节点效用最大	并行遗传算法
	可靠条件下可选车辆路径优化模型			
	鲁棒条件下可选车辆路径优化模型			

4.3 配载优化问题研究

配载优化问题研究。车辆配载优化问题是典型的三维装箱问题。根据所需车辆数量, 可将车辆配载问题分为单车配载和多车配载问题。单车配载问题的目标函数为最大化装入车辆货物的总体积, 而多车配载问题则要求在货物全部装入的前提下, 最小化所需车辆数量。从博弈论角度看, 车辆配载优化问题属于拥有多个参与人的复杂博弈问题, 即将每件货物当作一个参与人, 在“装入”和“不装入”之间作出选择。对于车辆配载优化问题, 主要是采用启发式算法和精确算法, 如表 7 所示。

表 7 车辆配载优化问题求解算法

求解算法	作者	算法描述	解决问题
启发式算法	乔治·罗宾森 ^[70]	基于“层”的构造型启发式算法	集装箱装载问题
	姜义东, 等 ^[71]	利用二叉树结构表达三维矩形物体布局状态空间分解的方法	集装箱装载问题
	靳志宏, 等 ^[72]	由 C-W 节约算法与基于剩余空间的装箱算法有机结合的交互式算法	厢式货车配载问题
	张莹, 等 ^[73]	基于带支撑面装载空间的算法	三维装箱问题
精确算法	吴颖、程赐胜 ^[74]	分支定界法	城市配送中心的车辆配载问题

由于车辆配载问题与配送问题紧密联系, 李勇等在考虑运输路径不确定性、物品混装相容性约束及物品装载优先级约束等的前提下, 建立车辆路径 (VRP) 与车辆装载 (VFP) 多目标优化模型, 以自适应策略调整变异率的遗传算法最终实现了多目标优化。靳志宏等考虑货物易损性、装载稳定性、物品不可倒置、车辆平衡性、先下后装等配载约束, 构建车辆配载与配送联合优化混合整数规划模型。彭碧涛分别建立了带时间窗、动态交通状况、多车型三种情况下的三维装载约束车辆路径模型。

4.4 多式联运协调问题研究

对多式联运协调问题的研究, 主要是通过整合各企业核心能力, 在多式联运经营人所涉及的运输网络中决策出满足成本、时间、环境等各种指标要求的综合运输方案。多式联运协调问题的核心是路径优化与承运人选择问题。根据决策环境不同, 可分为集中式决策环境、多智能体系统 (MAS) 及不确定性规划等多式联运协调问题, 如表 8 所示。

表 8 多式联运协调问题研究

研究主题	作者	优化模型	求解算法
集中式决策环境静态网络路径优化	张运河,等 ^[79]	基于总费用最小的多式联运模型	广义最短路法
	魏航,等 ^[80]	时变网络条件下多式联运最短路径模型	有出发时间限制的多式联运最短路径算法
	刘杰,等 ^[81]	时变网络条件下基于节点运输方式备选集的多式联运路径优化模型	改进的迪杰斯特拉算法
基于 MAS 的多式联运协调	杨华龙,等 ^[82]	集装箱航线服务的多属性组合拍卖模型	基于欧氏距离的多目标规划算法
	熊、王 ^[83]	时间窗约束下的多式联运任务整合优化模型	邻域搜索算法与混合遗传算法
不确定性规划多式联运协调	孙彬 ^[84]	考虑时间不确定性等问题的多式联运随机模型	基于变长染色体的改进遗传算法
	马亚轩 ^[85]	以运输时间最短、运输费用最低为优化目标的多式联运时间—费用双目标优化模型	快速非支配排序遗传算法

4.5 运输工具选择问题研究

运输工具选择问题本质上是运输调度问题。运输工具选择要以完成基本的运输或配送任务为前提,然后综合考虑技术、经济、社会等其他要求,使运输或配送方案实现技术效益、经济效益、社会效益的最大化。除关注选择哪种运输工具以完成运输或配送任务外,在实际物流活动中,还应关注与运输车辆密切相关的车队管理问题,特别是在城市配送活动或救援物资配送活动中。有效的车队管理可以大大提高车辆利用率,实现货物运输科学化。运输工具选择问题相关研究如表 9 所示。

表 9 运输工具选择问题研究

研究主题	作者	研究内容
运输调度	李光华 ^[86]	建立了有时间窗约束的配送中心自有车辆与外协车辆相结合的车辆调度优化模型,并采用总路径节约算法进行求解
	胡云超,等 ^[87]	建立了城市货运交通管制情境下的城市配送多目标优化模型
	何学容、吴卫 ^[88]	基于车辆功能的分析,提出了价值工程下的运输车辆多目标规划方法
	李志鸿 ^[89]	基于公路大件运输车辆选择的主要因素,提出了公路大件运输挂车以及牵引的选择方法和模型
配送车队管理	李冰 ^[90]	研究了单车型零时间窗的随机动态车队管理问题
	麦考伊、李 ^[91]	基于医疗卫生服务车队管理,建立了一个采用公平函数来量化效率和公平的配送模型
	贝西欧,等 ^[92]	研究了分散式、集中式、混合式三种车辆供应链在人道物流中的运作

4.6 利益主体博弈问题研究

在商业物流中,涉及物流企业、制造企业、零售企业、电子商务企业等多个利益主体,如何协调各主体利益,使之形成一个稳定的联盟,将决定物流活动的成败,特别是在城市共同配送联盟、自提模式联盟中。在人道物流中,参加救援的组织数量众多,且各自具有不同的目标、任务、运作方式和物流能力,在地理、文化背景、语言、组织结构等方面也存在差异,为争取更多捐赠(资金和实物),救援组织间经常会出现竞争的现象,需要设计一个合理的协调机制。利益主体博弈问题研究如表 10 所示。

表 10 利益主体博弈问题研究

研究主题	作者	研究内容
共同配送利益分配	王旭,等 ^[93]	考虑共同配送的风险因素,建立了基于时间风险的雷法(Raiffa)解利益分配模型
自提模式下的利益分配	路欢欢、晏绍庆 ^[94]	认为电子商务“最后一公里”配送需要注意利益的协调与分配问题
	徐俊杰,等 ^[95]	指出自提点的赢利模式有包裹交付佣金、包裹揽收提成以及其他赢利模式
救援行动者协调机制	巴尔奇克,等 ^[96]	指出“最后一公里”配送中不同救援行动者协调机制是人道物流实践过程中面临的挑战
	格萨拉,等 ^[97]	基于专家偏好,构建了评估不同救援主体、不同救援物资配送计划绩效的模型

4.7 顾客服务质量提升问题研究

顾客服务质量提升问题研究。物流配送活动的终端服务对象是消费者或受灾者,有效分析顾客需求信息,合理挖掘潜在需求,利于提高顾客服务质量。目前,有关顾客服务质量提升问题的研究主要集中在商业物流活动,具体表现在末端配送服务质量与自提点服务半径的确定上,如表 11 所示。

表 11 顾客服务质量提升问题研究

研究主题	作者	研究内容
末端配送服务质量研究	库尔,等 ^[105]	指出关注顾客订单周期能够提高供应链“最后一公里”的配送效率
	恩思普,等 ^[106]	研究了配送者信息与配送策略对消费者取货方式、购买意愿等因素的影响
	徐俊杰 ^[107]	采用假设关系检验送货上门服务对客户自提意愿的影响,结果表明我国网购消费者可能形成了对送货上门服务的依赖心理
自提点服务半径确定	肖燕飞 ^[108]	建立了基于顾客时间满意度、考虑配送能力与顾客需求特征的共同配送节点服务半径模型,以满足消费者需求

5 研究展望

物流“最后一公里”问题研究已经具有了一定的基础,取得了一定的成果,但对于商业物流和人道物流“最后一公里”等热点问题,由于其复杂性和不可预测性,加之配送活动的最终对象是消费者或受灾者,未来物流“最后一公里”问题研究还应关注以下几个方面:

5.1 开展顾客行为因素的应用研究

无论商业物流还是人道物流,其“最后一公里”配送的最终对象都是顾客,其对末端配送的需求特征都与自身行为因素密切相关。顾客作为决策者,受认知偏差与自身能力所限导致的有限理性是决策者的一种固有属性,渗透到物流“最后一公里”的方方面面。有限理性行为研究理论主要有前景理论、随机选择模型中的 MNL 模型、满意心理等,可利用前景理论等行为研究理论,在自提点布局、配送路径优化、顾客服务质量提升等方面开展考虑顾客有限理性行为的应用研究。

5.2 考虑公平因素的影响

随着新型城镇化进程的不断推进,城乡一体化物流网络的构建不仅关注网络的协同性、畅通性,还应解决城乡二元结构所导致的城乡市场不均衡性。现有自提点大多基于城市环境布局,而对于消费者分布较为分散的郊区或农村地区,在进行网点布局时应从系统角度出发,考虑公平因素,体现城乡差异性,解决公共物流设施资源等分配不公的问题,而不再仅仅追求系统效益的最大化。对配送路径优化问题,应引入公平因素,量化公平指标,以公平为决策目标,综合权衡公平、效率、效益三者间关系,尤其是在重大突发事件救援环境中。

5.3 完善参与主体协调机制

对于商业物流,在设立自提点时,涉及多方利益主体,如电子商务企业、物流企业、第三方企业、城市规划者等,利益分配机制设计得合理与否,对自提点能否成功运营具有决定作用。参与主体利益分配可借鉴博弈论思想进行研究,具体可基于竞争博弈与合作博弈两个不同视角展开。对于人道物流,救援活动中会涉及多方救援行动者,各方间不存在隶属关系,要设计合理的协调机制来避免救援效率低下、资源浪费等现象的出现。根据主要活动形式的不同,可将人道物流协调机制划分为采购、运输、仓储方面的协调。而商业供应链协调问题研究得较为成熟,可将以上三方面的商业供应链协调机制应用到人道物流参与主体协调机制研究中。

6 结论

电子商务的快速发展引发了人们对电商物流越来越多的重视,大规模灾害事件的频繁发生迫使

人们关注人道物流。无论以电商物流为代表的商业物流还是人道物流，在实际运作中都不可避免地会遭遇“最后一公里”问题。物流“最后一公里”具有多参与主体、需求环境不确定、直接面向顾客等特性，这决定了物流最后一公里问题的复杂性。

物流“最后一公里”是供应链活动的最后一个环节，其物流成本的高低决定了整个社会物流的运作效率。物流“最后一公里”最终的服务对象是顾客，与顾客行为因素紧密联系。为解决物流“最后一公里”造成的困境，这几年国家出台了许多与城市配送相关的政策，并取得了一定成效。可见，物流“最后一公里”问题是一个与人们密切相关的社会问题。

物流“最后一公里”问题的社会属性，决定了其不仅仅只是末端配送问题。物流“最后一公里”问题的成因与关联给出了其主要包含自提点布局、路径优化、配载优化、多式联运、运输工具选择、利益主体协调以及顾客服务质量提升等七个问题，未来可围绕顾客行为因素的应用、公平因素的影响、参与主体协调机制的完善等方面展开。

作者：张锦 陈义友

来源：《中国流通经济》2015 年第 4 期

试论建设项目技术经济评价敏感性

技术经济及管理



对建设项目进行评价的方法有很多种，在评价的过程中会设计到多个参数，其中最主要的有：费用、收入、收益率、固定资产投资、报酬率、折现率等等。因此，对于建设项目的技术经济评价也受到多方面因素的影响，其中包括不确定因素，基本方案、价格、投资、生产负荷、基准折现率以及汇率等，还有其他因素，内部收益率、变化率、敏感度系数等等，要根据这些参数计算出具体的临界点和临界值。本文主要通过六方面的内容对建设项目技术经济评价的敏感性进行分析。

1 国家政策的影响

在对建设项目进行经济评价的过程中，对国家相关的经济、法律政策必须了如指掌。以房地产项目的建设为例，在对其进行建设项目经济评价时，财务评价是主要内容，对于国民经济评价则不需要进行过多地考虑。但是，建设项目的经济评价必须要依托于国家的经济、法律等政策，就比如在 2010 年，房地产经济得到了复苏，并且迎来了大力发展的契机，这些都得力于国家投资计划的支持。还有一个例子就是发生在 2013 年的“审计风暴”和“钱荒”，这两个事件对很多的建设项目都产生了巨大的影响，由此就可以看出建设项目经济评价的重要性。

2 国民经济走向

在市场经济的背景下，没有个建设项目的最终目的都是为了盈利，为了把握住赢利点，就不需要紧跟国民经济的发展方向，掌握一定的“预测”能力，做好每一步的策划才能使得建设项目保持长久的生命力，不至于中途瘫痪或者是以亏空告终。近几年，市场经济的发展速度稳步提升，各种各样的

投资项目快速地发展起来,这就是的建设项目的经济评价的精准性越来越差,有很多并不具备相应资质的评价机构从中牟利,使得建设项目的技术经济评价更多的费浮于表面,丧失了原本计算收益、预估风险的作用。所以,要时刻把握国民经济的走向,充分地发挥其对建设项目的指引作用。

3 风险因素

在我国建设项目经济评价的过程中,对于风险因素系统中是程度远远不够,往往只是片面地考虑其中一个或者几个风险因素。从哲学的角度看待,这属于以偏概全,用局部代替整体的错误。在评价的过程中,如果无法把握未来的风向,就无法做到对风向进行控制,也就不可能在未知的风险来临时做出正确的应对。风险的发生是随时的,有可能是建设前,有可能是建设中,也有可能是建设之后,作为建设者,只有充分地把握住风险,才成做出最正确的应对,才能将受益最大化。

4 通货膨胀率

有很多的不确定因素,如售价和汇率等,都影响着建设项目经济评价的效果。在很多的建设项目经济评价的过程中,都会忽视通货膨胀率这一经济参数,但是,在实际进行经济评价工作时可以发现,通货膨胀对评价结果有着巨大的影响。通货膨胀的影响体现在建设项目技术评价的未来阶段,具体表现是未来某一时期的收益值这限制后的限制的状态是“较好”还是“较差”。通货膨胀率对每年的实际收入和税额都有着影响,在通货膨胀率为 3%的条件下,求得计净现金流量将少于不考虑通货膨胀条件下的预测值,在这时,经济评价的结果为“悲观”,在通货膨胀率为 15%的条件下,求得合计净现金流量将高于不考虑通货膨胀条件下的预测值,在这时,经济评价的结果为“乐观”。通过这样的结论可以看出,通货膨胀对建设经济评价的结果有着重要的影响。

5 评价人员素质

作为建设项目的技术经济评价的工作人员,需要掌握全面的知识体系,还要具有相当的预测能力,而在先进的中国,这方面的人才资源十分有限,而且由于知识自身的繁复性和专业性,很难有人能够独立掌握,所以,在实际进行经济评价的过程中,各种纰漏是很难避免的。还有一部分评价工作人员,职业操守较差,受到被评价企业的“笼络”,在评价的过程中做出虚假的报告。

6 被评价企业素质

由于种种因素综合作用的结果,在进行技术经济评价的过程中,很容易出现造假的情况。实施香米建设的单位,为了使项目快速地得到批准,很可能采取提供虚假资料、贿赂评价人员等一系列不正当的手段。政策的变更、市场强陆昂的变化、各种各样的风险因素,都会对建设项目技术经济评价敏感性中的各项参数指标产生影响,从而影响到最终的评价结果。还有一种值得注意的情况,在实际进行技术经济评价的过程中,企业和评价人员往往只注重内部收益率的影响,而忽视了外部收益率的作用。单纯地关注内部收益率和外部收益率都是不正确的,运用这两种经济评价方式进行评价都有着各自的优点和缺点,虽然我国对于收益率的研究还比较浅薄,但是也不能忽视其在经济发展的过程中所发挥的作用。只有将内部收益率和外部收益率进行有机地结合,才能够有效地提高建设项目技术经济评价的可信度,充分地发挥其对建设项目日后工作的指导作用。

7 结语

伴随着社会的不断发展,国家经济水平的不断提高,各种建设项目的建设工作也日渐的火热起来,同时建设项目的技术经济评价也受到广泛地关注。建筑项目的技术经济评价包含了很多方面的知识,设计多个学科体系,绝对精准无误的评价是不可能存在的,只能通过对一些关键条件的把握做出大致上的评价分析,这就直接导致了技术经济评价的过程中存在敏感性。本文从国家政策、国民经济走向、风险因素、通货膨胀率、评价人员素质、被评价企业素质六方面对建设项目技术经济评价的敏感性进行了分析,希望能够对提高建设项目技术经济评价的可信度有所帮助。

作者:王家豪

来源:《科技资讯》2014 年第 22 期

翻转教学法在应用型会计本科教学中的应用



1 应用型会计本科教学现状分析

应用型会计本科教学的特点主要体现为适度减少理论教学的分量,重点突出学生实践应用能力的提升,也就是在校园内使学生达到具备基本的实践操作能力,以适应毕业后尽快进入角色,顺利从事本行业工作,尽可能地避免因实践经验的缺乏而产生的就业尴尬。为解决这一难题,各高校及中职院校八仙过海各显神通,纷纷推出系列教学改革方法,常见的主要有课堂讲授、案例教学、课堂讨论、模拟实训、现场实习等,但从实践效果来看,各有利弊,并不十分理想。究其原因在于,上述方法中前三种主要依赖于课堂完成,以老师讲授为主;后两种主要存在于课后实现,以学生完成作业形式为主。尽管目前很多学校均采用了集中或分散模拟实训这一方式来弥补其中的不足。然而仍存很多缺陷,如,无法回避填鸭式教学的老套路,难以充分调动学生的学习积极性;业务内容涵盖面窄,容易产生技能训练遗漏;教学目标的拓展性不强,不利于学生的未来就业。

2 传统会计教学改革的必要性

针对上述问题我院采用翻转教学法,改革现行的会计教学模式。翻转教学法中所谓的“翻转”,实际上是学习流程的一种“颠倒”,将传统课堂中知识的传授转移至课前完成,知识的内化则由原先课后完成作业的活动转移至课堂中的学习活动。通常是将老师传统的课堂讲授以视频形式提前下发给学生,学生在上正课之前在课外先观看视频,查阅资料,寻找问题,正课中通过师生交流、生生讨论、重点难点批讲、作业练习、随课模拟实训、随课考核及课堂小结等方式解决问题,实现知识传授和知识内化的颠倒。

通过上述方式,一是避免了学生填鸭式地被动接受知识,变课堂上老师主导为学生主导,促进学生积极性的主动挖掘。同时,充分借鉴利用我院新西兰合作办学引进项目中常用的 Seminar、Tutorial 等课堂教学方法,使之贯穿于课堂教学中;二是将原来课堂上讲授的时间节省下来,使学生集中于研究练习章节所属知识点,达到业务类型的全面覆盖训练;三是通过随课考核方式,使考核内容精细化,考核难度适度化,达到牢固掌握知识点并具备考取相应级别资格证书的能力,实现教学目标的拓展,为学生未来就业奠定良好的基础,实现真正意义上的应用型。

3 实施的具体内容

本方法的实施按运作流程及老师与学生职责任务的分工,以模块划分的方式展现具体内容如下:

3.1 课前设计模块。

教师建立并拥有 QQ、飞信、电子邮箱、金山快盘等媒体平台,并在开课前使学生以群组形式加入,达到熟练使用,彼此交流的水平;需要在课前将视频制作出来,通过金山快盘、个人主页、QQ 等媒体流发送至学生并要求学生按时观看;建立学习考核档案。考核由对个人和小组的考核两部分组成;准备好课堂教具材料,如需要向学生展示或下发使用的凭证、账表等;依据视频内容向学生布置观后任务,主要包括观看中产生的问题、需要查阅的资料、观看收获体会、个别少量的预演性预习习题等;核对统计学生视频观看完成回复情况,并对未按时观看的同学以飞信、QQ 等方式予以催促;根据课程内容和学生观看教学视频的收获体会、课前预演性练习及查阅资料中提出的疑问,逐一做好答复准备,并总结出一些有探究价值的问题,以备课堂重点批讲。

3.2 课堂活动设计模块。

翻转课堂的特点之一就是在最大化地开展课前预习的基础上,不断延长课堂学习时间、提高学习效率,关键就在于如何通过课堂活动设计完成知识内化的最大化。多年的教学经验告诉我们,知识的获得是学习者在一定情境下通过人际协作活动实现意义建构的过程。因此,教师在设计课堂活动时,应充分利用情境、协作、会话等要素充分发挥学生的主体性,履行自身的引导性、监督性职能,以完成对当前所学知识的内化。

教师针对本次教学内容,结合学生视频观看体会及反馈意见与建议,进行简要的重点批讲;逐一分类回答学生课前视频观看中所提出的问题;结合教学目标、学生课前意见反馈及课堂设想,布置并指导或参与学生完成课堂协作任务。在进行协作活动项目之前,一般要求对学生进行临时活动小组划分,并制定 1~2 名专职负责小组长,负责本小组协作活动的实施。但也可在本门课程开始时就划分固定的课堂协作活动小组。在划分小组的基础上,由教师指派或各小组根据理解与兴趣针对协作任务选择相应的探究题目,开展协作活动。常用的小组协作活动方式有:研讨教学(Seminar)、辅导课(Tutorial)(如银行票据的传递)、头脑风暴法、随课模拟作业实训法等。

3.3 课后活动设计模块。

教师收集上次课学生遗留问题并分类逐一做好解答准备;完成上次课程考核工作。在整理批改学生上次课协作活动报告或随课作业模拟实训材料的基础上,结合学生上次课前、课堂表现给出上次课的最终考核成绩,作为平时成绩,记入学生个人及小组考核学习档案;对个人的考核包括课前视频观看情况、问题的提出、课堂协作表现、协作报告完成情况、课堂随课作业模拟实训完成情况等。通过此法,掌握其学习的过程与效果,真正体现定性定量考核的结合。对于考核结果的反馈记入每个学生的个人学习考核档案,作为问题追踪整改和期末考核汇总的依据;做好下次上课前的各项准备工作。

4 特色与创新主要体现在“四个转变”

4.1 突出了师生课堂角色的转变。

该法颠覆了传统课堂以老师讲授为主的教学模式,将课堂的主角交给了学生,老师成为学生学习过程的引导者与监督者、学习中疑难问题的解答者、课程学习过程中的交流者、课堂协作活动的参与者、学习效果的评价者。

4.2 实现了学生平时作业质量的转变。

该法将平时学生大部分作为课后完成的作业任务变为随课作业模拟实训,一方面使学生拥有了大量的课堂主动学习时间,使得学习更加集中,便于老师对问题的及时解决和学生熟练程度的提升,另一方面腾出了大量的课后准备时间,以便于本次课程的总结和下次课程的准备;同时为课程的实训最终环节奠定了坚实的基础,使实训的效果更佳理想。

4.3 完成了学生学习行为从被动到主动的转变。

该教学法变学生被动学习为主动学习,提高了学习效率。学生要想完成课堂任务,必须在课前认真观看视频,并完成老师所交付的其他预习任务。同时要在课堂写作活动中全身心地投入表现,以获取老师的考核评定与同学们的认可。如果不能做到这一点,在学习档案中就会有不通过的记录,影响平时个人成绩,乃至课程最终总成绩。

4.4 体现了引进国际优质项目适应学院学生实际状况的转变。

Seminar、Tutorial 作为南阳理工学院从新西兰维多利亚大学引进优质项目的重要组成部分,在我院日常教学中一直发挥着重要的作用,也取得了较为明显的效果。但由于我院学生和国内其他同类学生一样长期接受被动的应试式教育,学习的积极性与主动性与国外学生存在一定的差距,再加上个别同学自身基础较差,使得上述方法的应有效果难以充分发挥。将这些方法,适时地穿插于本项目的课堂教学过程中,可望达到实际使用效果的转变。

4.5 体现了教师与学生工作时空及工作量的转变。

该法的实施,表面上看教师的工作量减轻了,其实并非如此,教师的大量工作由课堂讲授转为课前的充分准备与课后的及时考核总结。从工作量上看,这两个时空范围内的工作压力更大了,对教师的责任心要求更强了。而在课堂上,教师虽有原来的主角转换为现在的配角,但对学生引导、监督、评价乃至亲自参与的工作量仍然较为繁重,其注意力甚至比传统的课堂讲授要更为集中,否则学生的积极性、协作活动的效果及考核均难以奏效。而学生虽不再在课后去完成习题作业,但视频观看、资料查阅、问题提出及前次课遗留问题的提出等任务已经相当不轻。正是由于工作量在上述工作时空上的转变才促使了学生学习行为的转变,教师课堂角色的转变和责任心的进一步增强,并最终促使平时作业质量和课程学习效果的总体提升,为应用型人才的培养打下了牢固的基础。

总之,从目前掌握的资料来看,自翻转教学法推行以来,我院学生的学生积极性和教学效果明显得到了提升。主要表现为:课堂主动发言的人数及次数明显增多;作业及实训时间的质量有了较大的改观;期末考核总体成绩上升较大,不及格率下降较多;绝大部分学生在现场实习时,适应能力提升明显,有关单位反映评价普遍好于以前。

作者:周青浮

来源:《长春教育学院学报》2014 年第 21 期

新形势下金融教学的挑战与改革探析



金融是现代经济的核心。自美国次贷危机爆发后，更多的人意识到金融对一个国家经济的重大影响力。随着我国经济的发展和改革的深入，对金融人才的需求与日俱增。从目前情况来看，我国金融教育在培养目标、课程结构和教学手段和师资力量方面与发达国家有着较大差距，无法满足经济发展对金融人才的客观需求。现阶段结合全球金融变革和我国金融行业的改革方向，探讨金融教学改革方案，已成为金融教学迫切需要解决的问题。

1 新形势下金融教学面临的挑战

经过三十几年金融市场化的改革，我国的金融业已有明显改变，取得了长足发展。未来全球金融市场的变化和我国金融业改革的深化，将使我国金融教学面临诸多挑战。

1.1 金融业“脱媒”趋势对传统教学产生重大影响

一直以来，我国的银行业占据着货币信用活动的中心，形成以银行为主体的金融体系结构。伴随着全球金融业的“脱媒”趋势，我国金融“脱媒”这几年发展较快，银行作为金融活动核心的地位已大大动摇，以直接融资为特征的证券市场融资行为比例迅速上升，各类非银行金融机构发展迅速，并不断向传统银行业务渗透。未来我国会通过大力发展资本市场来提高直接融资的比例。同时，在外部竞争日益激烈的环境下，银行将更多的开展表外业务，传统银行色彩逐渐淡化。这不仅给银行业带来了深远影响，也对金融学的教学提出了新的挑战：以直接融资模式为主的资本市场的发展，要求对资产评估、风险管理、公司融资有较好的掌握。未来如何加强对银行学、信托学、基金学、投资银行学等内容的介绍，从金融机构的实际需要出发来传授资本市场、投资、公司融资、金融机构经营管理等方面相关知识，是金融教学面临的大的难题。

1.2 金融市场迅速发展对金融学科建设提出新的要求

金融业不再局限于单纯为社会提供货币和信用，而是为社会提供全方面的金融产品，业务涵盖了货币、信用、票据、证券、保险、信息咨询、家庭理财等多个领域，金融业务逐渐多样化，金融机构逐渐多元化。金融实践的丰富对金融学科的发展提出了新的要求。伴随着金融市场的发展，金融学的研究对象、研究范围更加扩大，涉及的社会经济关系更为复杂。在实践中，众多的金融关系和业务活动都存在密切联系，在研究对象和研究内容方面有许多交叉和重叠。此外，金融市场的迅速发展使对“微观金融”的全面介绍势在必行：如涉及公司投融资决策和资本结构优化的公司金融；研究如何将有限的财务分配到各种金融资产上以最大化自己收益的投资学；研究跨期资源配置效率的金融经济学等。目前，关于宏观金融类课程安排已基本规范，但微观金融课程教学中的主干课程设计、实践教学系统等面还有诸多问题有待解决。

1.3 金融创新层出不穷对金融人才培养提出的挑战

虽然经历了 2008 年的金融危机，但全球金融创新的步伐不会停止，而中国的金融创新还刚刚开始。伴随着金融市场的不断完善，新的金融产品、交易手段、交易策略层出不穷，金融创新工具不断涌现。创新工具交易与定价、资产组合和营销活动已突破了传统以信贷、融资、货币为主要特征的金融活动范畴。资产证券化、互换期权期货等衍生产品的发展、债券的发行，这些金融工具的不断创

新对金融人才培养带来了新的挑战,比如怎样加强金融学与数学的结合,使学生能掌握数理化、模型化的金融工具;怎样提高人员业务操作能力,能利用创新金融工具降低个体所面临的经济风险等,都是金融人才培养的重要内容。

1.4 金融活动的全球化对金融学高等教育提出的挑战

伴随着全球经济的一体化,金融活动也日趋国际化。在这个过程中,不仅国外的金融机构与经营业务大举进入中国市场,中国的金融机构业务也在不断的融入到世界市场中。随着我国金融业国际化进程的深化,我国的金融机构在不断走出去,汇率的国际化进程也在加快。金融业的高度开放性和国际化特征要求教育也要注重国际间的交流。我们培养的金融人才,不能仅停留在与国际接轨的层面,更要在激烈的国际竞争中具有竞争力。适应未来全球金融业竞争需要的人才必须是基础扎实、知识面宽、综合素质高的人才。围绕着这样的培养目标,传统的金融教育目标、课程设置、培养方法、教学内容等方面必须进行相应的变革。

2 我国金融教学目前存在的主要问题

目前我国金融专业人才培养在培养目标、课程设置和培养方式等方面都与学科前沿和实践方面存在很大差距,使得培养的金融专业人才无法适应金融业的快速发展的需要,制约了我国金融业竞争力水平的提高。

2.1 学科专业定位不明确,人才培养目标单一

专业定位是学科建设和发展的基本方向。国外金融学科的发展有两种模式:一是特别关注金融理论和宏观问题的“经济学院模式”,另一种是关注金融领域的实践问题的“商学院模式”。我国在借鉴国外经验的同时,结合实际情况有所侧重,但总体说来,我国高校金融学专业在学科定位和人才培养目标不明确,培养模式单一。从专业定位来说,不同类型院校在人才培养目标应是有差异的,但目前各类型高校金融学专业的学科定位都趋于雷同,专业定位不清晰,影响了后续的专业设置、课程设计、教改实践等各个环节。在人才培养目标上,各学校都是培养“德智体全面发展的、具有广阔的理论基础和专业知识的金融人才”,没有体现出层次区别。事实上,随着我国金融市场的深化和金融机构的多元化,既需要从事金融管理和研究的高级人才,也需要大量的实际业务操作的应用型人才。因此,各类型学校需根据自身的专业定位来修订人才培养目标,以适应市场需要。

2.2 课程体系设计偏向宏观,内容重叠

目前,我国金融学专业的课程主要以货币银行学、国际金融学等宏观金融为主,这固然有利于学生全面把握宏观金融形势和金融市场的运行规律,但微观金融理论的不足使得学生对一些金融现象的理解不够深刻和具体。此外,在课程设计上也主要是与银行业相关的一些课程,如货币银行学与中央银行、商业银行经营管理等,且很多的传统专业课程的内容尽管有更新,但与现实仍有一定的差距,教学内容重叠较多,一些课程如证券投资学、金融市场学、投资学、期货理论与期权等内容交叉和重复过多,部分前沿领域如金融工程、行为金融等内容介绍过少。因此,真正从理论体系上全面更新金融学教学内容还有很长的路要走。

2.3 教学方法和教学手段单一

我国高等教育体系一直比较注重教师的课堂讲授,教学方法以教师讲授为主的,学生基本处于被动接受地位,这种“填鸭式”的教育模式非常不利于培养学生的创新能力、分析能力和实践能力,教学效果严重依赖于教师的知识结构、社会经验和语言表达能力,课堂信息量通常很有限。目前国外金融学教学普遍采用的案例教学法、项目课题研究教学法等在我国高校运用并不广泛,即使一些学校采

用了,也流于形式。究其原因主要有两个方面:一是长期以灌输式为主的教学方式,削弱了学生的独立创造性,很多案例讨论课遭遇冷场,最后不了了之;二是扩招背景下教育经费的不足,使得很多高校的软硬件设施建设落后,导致教育手段单一、教学方法陈旧。

2.4 教师队伍整体素质有待提高

教师队伍是培养合格金融人才的关键,高质量的教学方案以及多样化的专业课程设置背后必须有一支高素质的师资队伍作保障。金融学是一门和实践紧密联系的学科,对教师素质要求尤其高:教师不仅需要有扎实的理论功底,还需具备一定的实务操作能力。但目前绝大部分教师都是从学校到学校,缺乏企业或金融部门从业经历,实践能力和动手能力普遍不足。这主要原于:一方面,高校现有的人事制度和用人机制较为机械,很难吸引到实践经验丰富的人到学校来;另一方面,对教师的考核机制重科研而不重教学,教师在繁重的科研压力下,很难有时间去参加社会实践。

3 金融学教学改革设想

金融学作为一门实践性很强的学科,课程教学要能适应实践创新发展的需要。因此需从根本上转变我国的金融人才培养模式,加强学科建设、推进教学改革、提高教师队伍素质和水平,以适应我国金融现代化的需要。

3.1 明确学科专业定位,调整培养目标

在我国经济国际化、市场化的发展背景下,各类型学校应根据金融领域发展动态,结合自身的学校定位,明确学科专业定位。重点大学以培养高层次金融人才为目标,地方院校则应根据地方经济特色和自身优势,在专业建设定位要有自己的特色。同时要明确各层次金融人才的培养目标。金融学本科教育是传授和学习金融及其相关学科的知识与技能,培养从事金融理论和金融实务工作的金融人才的全过程。对于本科生,在宽口径、厚基础、复合型的基础上,注重培养学生的实践操作能力。对于研究生,应扩展专业知识的广度和深度,注重学生创新能力的培养。在博士研究生的培养上,应强化科研能力,要求深入系统的掌握专业知识,把握前沿动态,培养具有全球视野和国际竞争力的高素质金融人才。

3.2 优化课程体系的设计

合理的课程设置是高校实现人才培养目标的前提。在课程设计上,为适应金融发展的微观化趋势,在兼顾宏观金融和微观基础上,特别需要补充微观金融中的实用性课程,增加包括公司金融、资产定价、金融组织学等方面的内容。同时需对微观金融类课程进行整合,可将其整合为投资、银行、保险三类,明确各门课程的定位与目标,通过修编教学大纲、课程简介等途径,明确各门课程的主要内容,实现课程之间的衔接,强化微观类课程的整合。此外,还应在金融学本科专业课程设置上增加有关“国际化”方面的课程,内容涵盖包括基本的国际金融理论和业务知识、国际规则方面的知识以及国际交流方面的知识”。在具体课程上,需区别基础课、专业必修课、专业选修课。对于集中性的专业必修课,应涵盖必要的知识点,保证每一位学生知识结构的完整性。各校根据客观实践的需要和本校在金融学科科研以及教学上的特长,开设有特色的专业选修课。专业选修课应充分体现出灵活、丰富的特点,既可紧密联系实际,也可紧扣前沿理论,还可体现国际化色彩,为学生发展自己兴趣爱好提供空间。

3.3 创新教学方法和手段,培养学生独立思考问题的能力

在教学中应紧跟学科前沿和实践动态,注重启发式的教学方式,引导学生关注金融领域的新变化,培养学生的学习和思考能力。可以将热点问题以“实际问题分析”的形式介绍给学生,并通过课堂提问、讨论和写论文的形式予以督促检查。在课堂教学上,应采用讲授、讨论、专题讲座等各种方式相

结合的组合式教学。鼓励学生成立学习小组，调动每一个学生的参与热情。通过案例教学，加深学生对基础理论和专业知识的理解，培养学生独立分析问题的能力。此外应根据金融学科专业的特点和条件，建立和完善实践教学体系，制定合理的实践教学方案，加大对实践教学的投入，保证教学时间。加强对教学实验室的建设，更新实验教学内容，可通过软件模拟真实的金融交易环节，培养学生的实践动手能力。

3.4 提升教师队伍的素质与水平

高水平、高素质的教师队伍是促进金融业健康持续发展的重要支撑。应加强对教师的培训，建立科学合理的教师工作业绩考核体系，鼓励教师更多的参与社会实践。有条件的学校要鼓励教师加强与企业和金融机构的横向联系，鼓励到这些单位去挂职锻炼以提高实践教学水平。支持老师到国内外名牌大学去进修或交流、参与各种国际型和全国型的学术会议，加强学术交流，及时更新知识。通过改革高校人事制度及用人机制，吸引更多的实践型人才走入校园。同时可聘请经验丰富的专家和教师共同担任学生实践教学指导老师，增强实践教学效果。有条件的学校还要多引进海外杰出人才，使我国的金融学教学真的走向现代化和国际化。

作者：何颖媛

来源：《长沙大学学报》2015 年第 3 期

品牌拉伸效应：标识形状对产品时间属性 评估和品牌评价的影响



引言

品牌标识 (Brand Logo) 是品牌最重要的视觉象征符号，对创建品牌资产、建立消费者的品牌认知等方面起关键作用，可以用来塑造与品牌有关的联想。有研究表明，消费者在同时看到品牌标识和名称时对品牌的评价要高于仅看到品牌名称时，可见标识对于提升消费者的品牌认知有重要价值。许多公司不惜花费重金进行品牌标识的设计、更新和推广。2008 年，百事公司把全面更换标识作为应对金融危机的战略举措，花费 12 亿美金在全球范围内推广其新标识，百事公司对外宣称：“(这次换标) 是涉及百事品牌方方面面的一次全面革新，包括品牌的样子……和品牌如何与消费者建立联系。”品牌管理者已经意识到品牌标识对消费者感知的重要影响力，并希望通过影响消费者的视觉加工增进顾客对品牌的记忆、理解和联想。然而，对于“品牌标识对消费者认知有何具体而明确的影响”这一重要问题，营销实践者往往依据经验和管理直觉进行回答，而研究者也较少对此展开实证研究。品牌标识作为视觉符号包含名称文字、图形、颜色、形状等视觉知觉特征。认知心理学的研究表明，形状和颜色是图形最基本的视知觉特征，那么品牌标识的基本图形特征（例如形状或颜色）是否会影响消费者的品牌联想和评价呢？在品牌管理实践中，与标识形状有关的管理问题凸显于两个方面：第一，如何管理标识形状的象征价值；第二，如何管理同一品牌的不同标识形状。本文选取标识形状作为切入点，采用实验法探讨品牌标识的基本图形特征对消费者产品

性能评估和品牌评价的影响。

关于第一个问题，许多品牌管理者认为标识的形状具有象征价值。宝洁（P&G）公司于2013年更换企业品牌标识（图1左），新标识改变了原标识的形状，增加了圆形背景色块，纵横长宽比变为对称的正圆形等。宝洁公司认为，新的标识具有双重的时间象征意义：“它既反映了我们的传统也代表着我们的未来。”知名化妆品品牌妮维雅（NIVEA）在2013年将其品牌标识由矩形变更为圆形（图1右），该品牌持有者Beiersdorf公司在其主页上宣称：“新标识能够让全球消费者更好地识别出妮维雅品牌，认可其专注于呵护皮肤的品牌价值和功能利益。”然而，消费者是否能够感知到这些赋予标识形状的象征意义，需要实证检验。

关于第二个问题，为了适应当今的移动互联网时代，越来越多的品牌在不同的媒介上同时使用不同形状的标识。例如，智能手机等触摸屏设备的用户界面将应用图标的形状限制为正方形，为了适应这些媒介，京东、YouTube、亚马逊、沃尔玛等众多品牌都纷纷在已有的长条矩形标识的基础上，正式推出长宽比为 1:1 的正方形标识（图2），因此，今天的品牌管理者正在面临“多标识形状”的管理局面。在每个具体的场合使用何种形状的标识（例如用“长条形”还是用“正方形”）成为一个管理问题。



图1 宝洁和妮维雅新旧标识对比



图2 YouTube、京东、亚马逊同时使用的长条形/正方形品牌标识对比

基于以上分析，本文将重点探讨消费者在对品牌标识进行视觉加工时捕获到的特定形状信息，是否会参与到他们评价产品和品牌的认知活动中。认知与社会心理学研究已经表明，个体对某些空间距离长度的视觉加工会影响到后续的时间长度判断、情感及社会判断，但作为抽象符号的品牌标识形状是否能够引发类似的效应，尚未有研究探讨。本文选择品牌标识形状的“长宽比”这一空间长度属性作为切入点，通过四个实验，探讨长条形或正方形品牌标识形状对消费者的产品时间属性评估与品牌评价的影响。

1 理论综述与研究假设

1.1 品牌标识对品牌评价的影响

尽管公司管理者会花费巨资设计品牌标识,但在消费者行为与品牌管理领域的学术研究中,与品牌标识有关的研究却非常有限。其中,Henderson 等研究认为,好的品牌标识应当具备回忆率高、激发正面情绪、具有联想意义等特征,他们将标识的设计特征分为3大类属性和13个子维度,包括自然属性(如象征性、有机性)、和谐属性(如对称性、平衡性)、精细化属性(如复杂性、长宽比、动态性、立体感等),该研究在考察了消费者对195个品牌标识的评价后,发现回忆率高的品牌具有高和谐属性、高自然属性和中等精细化属性等设计特征,而能够给消费者留下专业和正面形象的品牌标识则具有中等的自然属性和中等的精细化属性。使用同样的研究方法,Henderson等进一步发现,中国和新加坡的消费者倾向于将品牌标识的自然属性、和谐属性和精细化属性与品牌的质量感知、情感评价甚至风水联系在一起。Henderson及其合作者开启了品牌标识对品牌评价影响的实证研究,运用调查法探讨品牌标识设计的知觉特征和象征意义之间的关系。知觉特征是指品牌标识被消费者注意、记忆的视觉特征,如长宽比、对称性、颜色等;象征意义是指消费者在看到品牌标识时所产生的情感反应、意义联想、质量推断、品牌评价等。

其后,一些基于实验法的研究进一步探讨了品牌标识的知觉特征与象征价值的因果关系。Janiszewski 等发现,接触品牌标识的次数会影响消费者对品牌的喜爱程度,但这一效应受到品牌设计复杂程度的调节。中等次数的接触对设计简单的品牌更有利,原因是此时消费者对简单标识的相对知觉流畅性最高,而人们往往会偏爱知觉更流畅的评价对象。有些研究发现,人们对品牌的评价会受到标识图形、个体心理特质及状态的共同影响。例如,独立型自我建构的个体对有拐角(Angled)的品牌标识图形给予更高的美感评价,而相依型自我建构的个体则更喜欢圆润(Rounded)的品牌标识设计,因为这些形状特点象征着不同的冲突应对方式;当控制感受到威胁时,人们会更加喜爱带有边框线条的品牌标识,因为缺乏控制感的人对外部环境的结构感有更高的需求,边框提供的图形结构感满足了这一需求。这些研究已经证明,品牌标识的图形特征不仅仅影响了消费者对品牌的知觉和记忆,也参与并影响对标识的意义解读、情感判断等更高级的认知活动。

品牌标识的知觉特征影响品牌象征价值及品牌评价,是许多品牌管理者都持有的直觉信念,但这一信念作为一种理论假设较少被实证研究直接关注。近年有两项研究切中这个话题,Hagtvedt发现,对于以文字为主体的品牌标识而言,不完整的字体设计(例如IBM标识的格栅式字体呈现)会降低消费者对该品牌的信任感和整体评价,但是反而能够增加消费者对品牌有趣性的感知,进而使消费者对公司和品牌的创新性给予更高的评价。Cian 等则通过眼动和行为实验证明,具有较高动态性(例如标识图形为偏向一侧的钟摆,看起来好像正在摆动)的品牌标识设计会有助于捕获更多的消费者注意,并进一步提高消费者对品牌的整体评价。

1.2 图形形状的心理加工效应

如前所述,前人研究已经发现了标识的某些形状特征对品牌评价的影响效应。若将视野略微放宽,就会发现类似的形状效应不仅仅出现在个体对标识符号的加工中,具体事物的形状、环境空间中的形状线索都会影响个体的判断和认知。这些形状效应的成因大致可以分为两类:一类是由知觉错觉引发的认知偏差(Cognitive Bias),另一类是对形状象征意义的隐喻认知(Metaphorical Cognition)。

个体对形状的认知偏差主要表现在与数量有关的判断上。皮亚杰的经典研究发现,儿童会误认为液体从细长容器倾倒进短粗容器后变少了。而这种拉伸偏差(Elongation Bias)甚至也会出现在成人当中,Raghubir 等发现,成年人也认为细长容器的容量比粗矮容器大,而且对细长容器装的冰淇淋出价比粗矮容器更高。研究者认为产生这些认知偏差的主要原因,是人们在进行与形状有关的数量判断时赋予某个凸显的形状特征(如细高容器的高度)过高的权重。而类似的认知偏差也会影响人们对圆形和方形的面积判断。在行为决策领域中也有研究证实了图形的框架效应,即在保持决策文字

和数字信息内容不变的条件下,仅改变信息的图形表征的相对凸显性(如改变标尺单位刻度的相对大小)就能够影响被试的决策,图形表征更突出的维度将会被赋予更高的决策权重。

此外,形状属性的隐喻意义也会影响个体的认知。有研究表明,房间里的圆形座位安排能够启动被试的归属需求,进而使其更接受家庭导向的劝说信息;而带有拐角的座位安排会启动被试的独特性需求,进而使自我导向的劝说信息更有效。另一项研究则发现,平面广告中产品图片(如杀虫剂)和作用对象的图片(如蚊子)之间的距离会影响消费者对产品效果的判断,这是基于认知中一种简化思维的隐喻结构——“离得越近,效果越好”。

综上所述,尽管基于认知偏差和隐喻认知的图形效应尚未被运用于品牌标识的研究,但品牌标识作为视觉象征符号既具备可能影响消费者知觉的图形特征,又有着丰富的喻意和内涵。因此有理由推论,当品牌标识的某个视觉属性凸显时(如长条形标识的横向相对长度),消费者有可能在无意识的认知活动中将这一属性与某种产品属性(如时间属性的长度)自动建立联系,那么消费者对产品和品牌的评价就有可能被标识形状影响。若要进一步推导出标识形状的长宽比影响产品时间属性评估的假设,还需要进一步阐明形状属性与时间概念之间的隐喻关系。

1.3 时间隐喻与品牌拉伸效应

时间是人类认知中基本的也是高度抽象的概念。个体往往通过隐喻表征的方式将时间概念具象化,而用空间概念隐喻时间是最常见的,如前后、上下等空间概念用以表达时间早晚的隐喻现象在英语、汉语等多种语言中都广泛存在。也有研究表明,横向维度的左和右的空间位置分别对应时间的过去和未来,被试对呈现在屏幕左侧并表示过去的词和呈现在右侧并表示未来的词的反应时更短;当标识中的动态元素的运动方向朝左侧时,消费者对诉求传统价值的品牌评价更高,而朝右侧时消费者对诉求未来价值的品牌评价更高。这些研究表明,品牌标识中的形状线索有可能对消费者判断品牌的时间属性或时间价值有影响。

更重要的是,个体对空间长度的加工与时间长度的加工之间关系密切。神经机制的研究表明,时间长度加工和空间长度加工共用同一个脑区。发展心理学的研究证实空间距离概念的形成早于时间概念,儿童会依据玩具或蜗牛运行距离的长短来判断时间长短。Casasanto 等则在成年人被试中发现,给被试呈现的线段长短对被试的时距判断有显著影响。由此可见,品牌标识形状中的长度信息线索有可能会影响消费者对产品时间属性的判断。

综上,当品牌标识的形状为横向的长条矩形时,相对面积完全相同的正方形标识,其水平方向的长度成为凸显的形状特征,当消费者知觉到这一空间长度特征后,在对产品的时间属性(如电池的使用时间、品牌历史)进行判断时,将会无意识地受到“空间距离长意味着时间长”这一隐喻结构的影响,进而会对产品做出时间属性更长的判断,由此本研究提出标识形状的“品牌拉伸效应”(假设 1):

假设 1: 与看到正方形品牌标识的消费者相比,看到长条形品牌标识的消费者会对产品的时间属性做出更长的评估

进一步分析产品的时间属性的效价,消费者在消费过程中所体验到的时间长短可能意味着完全相反的效价,比如手机电池的使用时间越长越好(时间长度意味着消费收益),而在银行排队等候的时间则是越短越好(时间长度意味着消费成本),那么在时间属性正负效用不同的情况下,品牌标识形状的长宽比是否会有不同的影响?认知心理学中的量值理论(A Theory of Magnitude)认为时间距离与空间距离共享同一个量值系统,即空间长度与时间长度仅在表征数量上正相关。也就是说,当消费者处于时间效用为正的信息框架下,长条形的品牌标识将会获得更长的时间属性评估,进而其品牌评价会较高;而在时间效用为负的信息框架下,长条形的品牌标识会导致消费者认为需要为该品牌付出更多的时间成本,因此品牌评价反而会较低。由此,得到假设2、2a、2b:

假设 2：品牌标识形状的长宽比对产品的时间属性评估的影响会被该属性效价（收益时间或成本时间）调节，进而影响消费者的品牌评价，因此是一个第一阶段被调节的中介作用

假设 2a：在收益时间条件下（效用为正）时，长条形标识（VS. 正方形标识）的品牌能够获得更长 / 更好的时间属性评估，进而获得更高的品牌评价

假设 2b：在成本时间条件下（效用为负）时，正方形标识（VS. 长条形标识）的品牌能够获得更短 / 更好的时间属性评估，进而获得更高的品牌评价

如果品牌标识形状的长宽比对产品时间属性评估的影响是存在的，品牌管理者必然会关注这一影响在哪些品类中会扩散至消费者对品牌的评价。对有些品类而言，时间属性对于其评价品牌具有重要性甚至诊断性（如碱性电池的持久性对品牌评价的影响），但对有些品类，时间属性对评判品牌的参考价值比较低。由此，我们得到假设 3、3a、3b：

假设 3：品牌标识形状的长宽比会影响产品的时间属性评估，但时间属性评估对品牌评价的影响会因产品品类（时间属性重要 VS. 时间属性不重要）而不同，因此是一个第二阶段被调节的中介作用

假设 3a：对时间属性重要性高的品类而言，长条形标识（VS. 正方形标识）的品牌能够获得更长的时间属性评价，进而获得更高的品牌评价

假设 3b：对时间属性重要性不高的品类而言，长条形标识（VS. 正方形标识）的品牌也能够获得更长的时间属性评价，但两种标识的品牌评价无差异

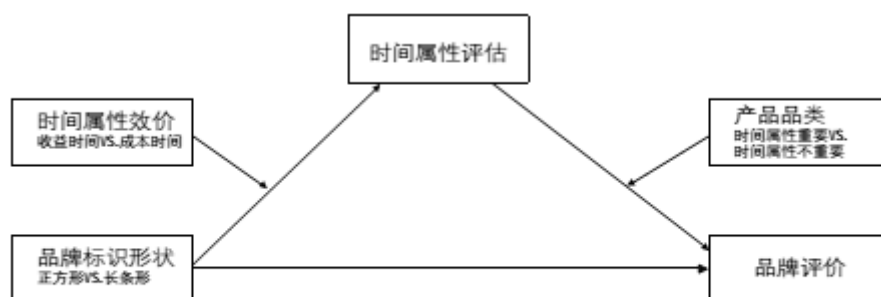


图3 研究框架

图3显示了本文的研究框架。本文通过四个实验验证以上假设：实验一以虚拟的空气清新剂品牌作为刺激材料验证假设 1；实验二以虚拟的电动自行车品牌为材料验证假设 2；实验三以虚拟的葡萄酒 / 葡萄汁品牌为实验材料验证假设3；实验四选择同时使用不同形状标识的真实品牌 YouTube 为实验材料，以更高的生态效度验证假设 1。

本文全部主实验和前测都在一个互联网在线调查网站招募被试并邀请被试在线填写问卷，被试在完成实验后会得到网站提供的抽奖、积分礼品等小额奖励。被试全部来自中国内地，学历均为大学本科或以上，年龄在19 到 45 岁之间，整体性别比例均衡，能够较好地代表中国内地的主流消费群体。考虑到互联网填写问卷时，认真程度和卷入度较低的被试可能会影响数据质量，因此，实验设定了时间上下限、陷阱题验证、连续同值/连续极值排除等被试筛选规则，全部实验均在 2014年7月完成。

2 研究一

2.1 实验设计

84 名中国内地的成年人被试参加了实验一，平均年龄为 29.4 岁，其中男性 30 名（35.7%），女性 54 名（64.3%）。实验一的主要目的是初步验证假设 1，即品牌标识长宽比对产品时间属性评估的影响。实验采用单因素 2 水平（品牌标识形状：正方形 VS. 长条形）被试间实验设计，全部被试被随机分配到两个组当中。为了控制消费者原有的品牌体验和知识等干扰变量的影响，本研究的实验操纵使用的是虚拟的品牌名称和标识，通过品牌标识中图形与文字的不同组合方式为同一个品牌设计了长条和正方两种形状（图4）。实验材料的设计严格控制了其他图形属性变量的影响，两种形状的标识的整体面积大小（纵横像素乘积）、图形元素的形状大小、文字大小、边框粗细和弧度均完全一致，两个标识仅在长宽比（220: 220 VS. 400: 121）一个变量上有差异。本文的其他三个实验在自变量操纵材料的设计中也遵循此原则。



图4 实验一的自变量操纵材料

2.2 实验过程

被试在线进入问卷页面后，首先在一个独立页面阅读指导语。为了隐藏真实的实验目的，指导语将问卷介绍为“一家空气清新剂公司的市场调查”。随后，被试点击进入产品介绍页面，所有被试都看到一段关于“花渡”空气清新剂的产品介绍文字：“花渡空气清新剂是由一家专业生产植物清新剂的厂家生产的产品，主要用于办公、家庭、汽车等室内空间的空气净化和香氛环境营造。产品采用盒装设计，有薰衣草、百合等多种植物香型。”其中一半的被试在文字介绍的下方看到正方形的品牌标识，另一半看到长方形的品牌标识。产品介绍页面设定了 30 秒的最短停留时间以确保被试充分阅读品牌的文字和标识信息。其后被试点击进入问卷答题页面，依次对品牌标识的设计、产品的时间属性和其他功能属性进行评价。被试最后报告了对空气清新剂品类的产品知识水平以及人口统计信息。其中，标识设计评价使用 7 点里克特量表测量被试对三个语句的同意程度（1 = 非常不同意，7 = 非常同意），三个语句为“这个标识很有美感”、“这个标识的设计很复杂”、“我喜欢这个标识的样子”；产品属性评价采用 8 点语义差别量表，要求被试在仅阅读产品介绍的情况下报告对一组产品属性的评估，包括香氛持续时间（非常短 / 非常长）、产品整体质量（非常低/非常高）、产品使用难度（很麻烦/很方便）、香氛强烈程度（很温和 / 很强烈），其中香氛持续时间作为因变量产品时间属性的测量指标；被试对空气清新剂产品的品类知识使用 7 点语义差别量表测量，被试需要报告他们认为自己相较于其他消费者而言品类知识的多少和使用产品知识信心的多少（1 = 少很多，4 = 平均水平，7 = 多很多），题项改编自 Moor man 等对消费者品类主观知识的测量，实验二和实验三采用了同样的方式。

2.3 实验结果

本研究全部数据采用 SPSS 19.0 软件进行分析。对实验一数据分析的结果表明，两组被试对空气清新剂产品的香氛持续时间的评估显著不同，如图 5 所示，看到长条形标识的被试对香氛持续时间的评估显著长于看到正方形标识的被试（ $df = 82$, $t = -2.322$, $p = 0.023$ ），假设 1 得到验证。

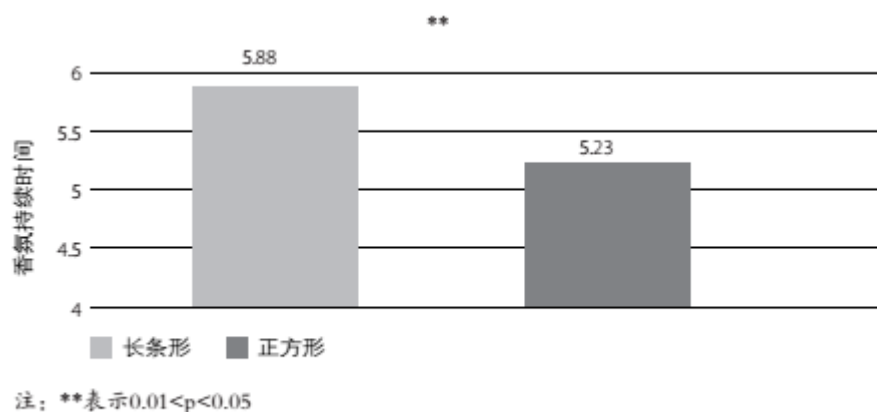


图5 实验一结果

更重要的是,对标识评价、其他产品属性和产品知识变量的分析表明(结果见表1),两组被试对品牌标识的美感、复杂度和喜爱程度都没有差异,说明长条形品牌标识的“品牌拉伸效应”并不是因为被试对品牌标识的评价更高而导致的。而品牌拉伸效应仅在对产品的时间属性进行评价时出现,对整体质量、使用难度等其他属性没有影响。另外,作为控制变量的品类知识也没有发现组间差异。

表1 实验一的其他测量变量t检验结果

测量变量		均值		t值	P值
		正方组	长条组		
标识评价	美感	4.81	4.90	-0.310	0.757
	复杂度	4.17	4.43	-0.729	0.468
	喜爱度	4.45	4.38	0.218	0.828
产品属性	整体质量	5.16	5.59	-0.341	0.184
	使用难度	5.42	5.78	-0.734	0.465
	香氛强烈程度	4.38	4.57	-0.450	0.654
品类知识	2题项均值	4.05	4.05	0.000	1.000
有效样本n(%)		42(50)	42(50)	以上df=82	

2.4 讨论

实验一证明了由品牌标识形状的长宽比而引起的“品牌拉伸效应”是存在的,即看到长条形的品牌标识被试相较于看到正方形标识的被试,会认为空气清新剂的香味持续时间更持久。在作为抽象符号的标识图像中,突出的横向长度会被用户捕捉并进行隐喻式地认知加工,将“形状的长度”和“时间的长度”联系起来。那么,“标识形状长度→时间长度”的隐喻关系是否会出现其他品类的其他时间属性中?这种隐喻关系是“因为形状更长,所以时间长度更长”的量值隐喻关系,还是“因为形状更长,所以时间性能更好”的效价隐喻关系?实验二将进一步验证。

3 研究二

3.1 实验设计

120名中国内地的成年被试参加了实验二,平均年龄为29.1岁,其中男性61名(50.8%),女性59名(49.2%)。实验二的主要目的是验证假设2。实验采用2(品牌标识形状:正方形VS.长条形)×2(时间属性效价:收益时间VS.成本时间)被试间实验设计,全部被试被随机分配到4个组

当中。实验二选择电动自行车为刺激产品,因为不同效价的时间属性对消费者购买电动自行车有相反的影响,其电池的续航时间对于消费者来讲意味着时间收益,而充电时间则意味着时间成本。因此,实验二中时间属性效用的操纵使用了一份虚拟的“权威机构电动自行车市场调查报告”,有一半的被试得到的“调查结果”是,“61.7%的消费者认为电动自行车的续航时间是最重要的产品属性”,另一半的被试则看到,“61.7%的消费者认为电动自行车的充电时间是最重要的产品属性”,文字材料还具体给出了续航时间或充电时间的定义。品牌标识的形状的操纵类似实验一,只是图形和名称都做了更换(见图6),使用虚拟的“顺达”电动自行车品牌。所有被试看到同样的产品介绍文字:“顺达电动自行车是即将推向市场的电动自行车新品牌,顺达公司根据城市消费者出行代步的不同需要,针对学生、上班族、郊游族等消费群体,推出了多种款式的电动自行车产品。”



图6 实验二操纵材料

3.2 实验过程

实验二的流程与实验一基本相同,仅有几点区别:第一,被试在阅读完指导语后,先阅读了一段“权威机构市场调查结果”的文字和图表,并被要求根据调查报告内容回答一道单选题:“消费者最看重的电动自行车的产品属性是什么?”其中有一项是“续航时间”或者“充电时间”,回答错误的被试,将被终止填写。第二,根据电动自行车的品类特征调整了产品属性评估的题项设置,并使用9点量表,其中中介变量产品时间属性评估要求被试对产品的续航时间或充电时间做出预测,效益时间组(或成本时间组)的被试只评价续航时间(或充电时间)。第三,增加品牌评价的测量,使用7点语义差别量表要求被试对品牌进行评价(1=非常差,7=非常好)。

3.3 实验结果

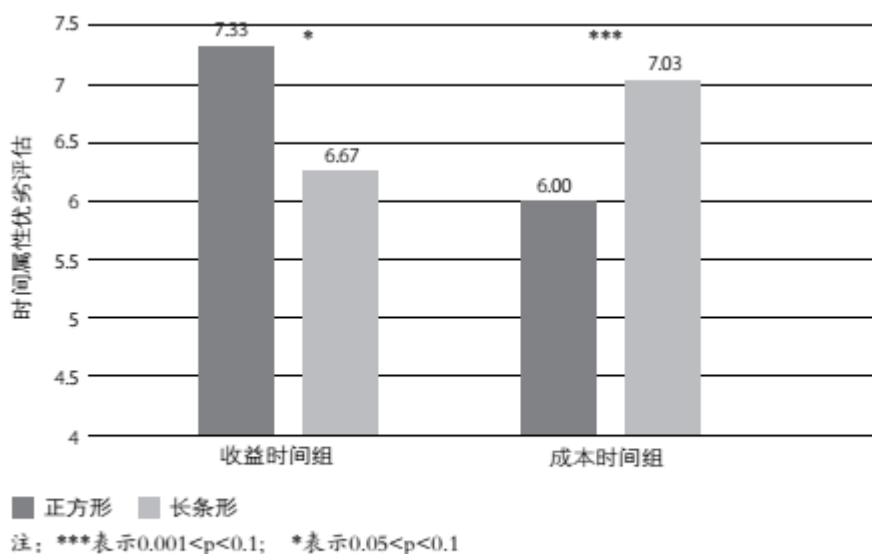


图7 实验二——产品时间属性评估数据结果

第一, 分析品牌标识形状对产品时间属性评估的效应, 独立样本 t 检验显示, 长条形标识组的时间属性评估分值显著大于正方形标识组的分值 ($M_{\text{长条组}} = 5.67 > M_{\text{正方组}} = 4.67$, $df = 118$, $t = -2.068$, $p = 0.041$), 假设1再次得到验证。

第二, 对产品时间属性评估进行 2×2 ANOVA 分析, 为了保持测量数值与时间属性评估效价的一致性, 成本时间组被试对产品时间属性的评价被反转编码, 使得分值越高代表消费者对这项属性的评估越好。结果表明, 标识形状与属性效价之间的交互效应是显著的 ($F(1, 116) = 11.11$, $p = 0.001$), 这符合假设2的预测。而标识形状的主效应不显著 ($F(1, 116) = 0.517$, $p = 0.474$), 原因是成本时间组的评分进行了反转编码; 属性效价的主效应达到边际显著 ($F(1, 116) = 3.592$, $p = 0.061$), 其中收益时间组(评估续航时间)的评价均值 ($M_{\text{收益组}} = 7.00$) 要高于成本时间组 ($M_{\text{成本组}} = 6.517$), 这个效应可能是由于属性效用提问时给出信息框架的不同引起的, 并不影响本研究的假设验证。如图7所示, 进一步的简单效应分析发现, 在收益时间组中, 看到长条形标识的被试对品牌的评价要好于看到正方形标识的被试, 这种差异达到了边际显著水平 ($F(1, 117) = 3.16$, $p = 0.078$); 在成本时间的属性效价情况下, 看到正方形标识的被试对产品充电时间的评价, 显著好于看到长条形标识的被试 ($F(1, 117) = 7.88$, $p = 0.006$), 如图7所示。假设2中关于属性效价对时间属性评估的调节作用得到了数据的支持。更重要的是, 在时间意味着收益的情况下, 长条形的品牌标识获得了更长的评估和更好的评价, 而在时间意味着成本的情况下, 正方形的品牌标识获得了更短的评估和更好的评价, 符合本文所提出的品牌拉伸效应的理论预测。

第三, 通过对一组控制变量的 2×2 ANOVA 分析, 验证组间存在其他差异的可能性, 并检验是否能够排除假设2以外的其他解释。所有被试在对时间属性和品牌进行评分之前, 都对“这个标识很有美感”、“这个标识很适合电动自行车产品”、“我喜欢这个标识的样子”(1 = 非常不同意, 7 = 非常同意)三个题项进行打分, ANOVA分析发现, 品牌标识的主效应和两个自变量的交互效应都不显著, 仅有第二个题项的交互效应是边际显著的 ($p = 0.057$), 但进一步的简单效应发现, 在收益时间和成本时间组正方形和长条形的适合程度评分都没有显著差异 ($p_{\text{收益组}} = 0.654$, $p_{\text{成本组}} = 0.633$), 说明被试对实验二使用的正方形和长条形标识的美感、品类适用性和喜好的评价是基本相同的, 这些因素都不能影响假设2对实验二发现的解释力; 同样, 对产品的舒适程度、安全性、外观、驾驶难度等其他产品属性的评分也没有发现品牌标识的主效应和两个自变量的交互效应。这说明, 在我们测量的产品属性评价中, 品牌标识形状的长宽比拉伸效应只对时间属性出现; 问卷最后测量了被试对“顺达”品牌的熟悉度(1 = 非常不熟悉, 7 = 非常熟悉), 同样没有发现任何主效应和交互效应, 全部被试的得分均值为 2.80, 显示被试对这个虚拟品牌不熟悉。

第四, 对品牌评价进行的 2×2 ANOVA 分析结果表明, 标识形状与属性效用之间的交互效应是显著的 ($F(1, 116) = 5.00$, $p = 0.027$), 而标识形状 ($F(1, 116) = 0.00$, $p = 1.000$) 和属性效价 ($F(1, 116) = 1.80$, $p = 0.182$) 的主效应都不显著, 这符合假设2的预测。进一步的简单效应分析发现, 在收益时间组中, 长条形组与正方形组在品牌评价之间的差异接近达到了边际显著水平, 长条形组的品牌评价有好于正方形组的趋势 ($M_{\text{长条组}} = 5.60 > M_{\text{正方组}} = 5.27$, $F(1, 117) = 2.48$, $p = 0.118$); 在成本时间的属性效价情况下, 看到正方形标识的被试对产品的充电时间的评价好于看到长条形标识的被试 ($M_{\text{长条组}} = 5.47 < M_{\text{正方组}} = 5.80$, $F(1, 117) = 2.48$, $p = 0.118$), 差异接近边际显著的水平, 简单效应的结果基本符合假设2的预测, 可进行被调节的中介模型的数据分析。

按照Zhao等提出的中介分析程序, 参照Preacher等和Hayes提出的被调节的中介分析模型 (Model 7, Bootstrapping 5000 次, 置信区间 95%), 进一步对假设2提出的被调节的中介模型进行分析, 采用虚拟编码(将正方形组和收益时间组分别编码为 0)。结果发现, 属性效价显著负向调节了品牌标识形状对时间属性评估的效应 (LLCI = -2.7101, ULCI = -0.6899)。其次, 时间属性评估的中介作用在收益时间组和成本时间组是分别显著的 (收益时间组: LLCI = 0.0151, ULCI = 0.3136; 成本时间组:

LLCI = -0.4430, ULCI = -0.0454)。两组系数的符号相反,说明在收益时间组时间属性评估正向中介了品牌标识形状对品牌评价的影响,长条形的标识形状比正方形标识形状对提升消费者的时间属性和品牌评价更有利;而在成本时间组则完全相反,正方形的标识形状比长条形的更有帮助,假设 1、2 得到了数据的支持,假设 2a和2b 所提出的被调节的中介模型得到了Bootstrapping 分析的支持。

3.4 讨论

实验二使用的品类与实验一不同,再一次验证了标识形状的“品牌拉伸效应”的存在。而且,“品牌拉伸效应”在两种不同效价的时间属性中都得到验证,说明“标识形状长度→时间属性长度”之间是量值隐喻关系而非效价隐喻关系。这一发现说明,企业在使用品牌标识时不应只考虑美感和媒体适应,更应该结合产品的功能诉求。当希望消费者对品牌的收益时间给予更高评价时,应当使用长条形的品牌标识;当希望让消费者认为这个品牌的成本时间比较短时,应当使用正方形的品牌标识。

假设 2 提出的标识形状对品牌评价的有调节的中介作用在一定程度上得到了验证,因此,品牌标识形状经由时间属性评估影响品牌评价的可能性是存在的。但数据结果也显示,品牌标识形状对品牌评价在两个条件中的作用仅有符合预期的趋势,非常接近边际显著水平但未显著,这可能是由于,参与实验的中国内地被试对电动自行车的知识和经验使得他们对于续航时间与充电时间这两种时间属性的重要性有既定的认识,本研究所给出的“市场调查报告”刺激材料中对时间属性重要性的强调没有对被试施加足够的影响,也没有超越消费者的既有知识对他们进行一个新的虚拟品牌判断的影响,但实验二的数据为假设 1 品牌拉伸效应给予了充分的支持,也充分验证了假设 2 中时间属性效价的调节作用。在实验三中,我们通过前测明确了时间属性的重要性,并通过实验操纵来检验在时间属性对评价品牌很重要的情况下,品牌标识形状是否能够经由时间属性评估影响品牌评价,以验证假设 3 提出的第二阶段被调节的中介作用。

4 研究三

4.1 实验设计

140名中国内地的成年被试参加了实验三,平均年龄为29.1岁,其中男性61名(43.6%),女性79 名(56.4%)。实验三的主要目的是验证假设3,采用2(品牌标识形状:正方形VS.长条形)×2(品类/时间属性重要性:葡萄酒/重要属性VS.葡萄汁/非重要属性)被试间实验设计,全部被试被随机分配到4个组当中。

品牌标识的形状的操纵类似实验一,但品牌的标识图形设计和名称与实验一不同(见图 8),两个标识在设计上只有长宽比存在显著差异(正方形200:200 VS.长条形400:100)



图8 实验三操纵材料

实验三使用两种不同的品类操纵产品时间属性的重要性程度。为了尽可能严格地减少品类不同而带进实验的混淆因素,实验三选择葡萄酒和葡萄汁作为刺激材料,选择“品牌历史”作为产品的时间属性变量。人们通常认为,品牌历史对于评价一个葡萄酒品牌的优劣是非常重要的,但对于评价葡萄汁

而言品牌历史的重要性相对较低。为了检验这一操纵的有效性,在正式实验前实施了一个68名同样本框被试参加的前测,被试的平均年龄为 30.7岁,其中男性22人(占 32.4%),女性46人(占67.6%)。这些被试在一组7 点语义差别量表中报告了一些产品属性对评价葡萄酒或葡萄汁品牌的重要性程度(1= 非常不重要,7= 非常重要),每个被试只需回答葡萄酒或葡萄汁两个类别中的一种问卷,因此可以通过独立样本 t 检验的方法,分析被试给出的重要性打分在两个品类间是否有差异。结果表明,两个品类只有品牌历史一个属性的重要性程度有显著差异($M_{\text{葡萄酒}} = 6.09 > M_{\text{葡萄汁}} = 5.41$, $df = 66$ (本段数据自由度下同此值), $t = 2.402$, $p = 0.019$),而品牌标识美感($M_{\text{葡萄酒}} = 5.47$, $M_{\text{葡萄汁}} = 5.64$, $t = -0.686$, $p = 0.495$)、产品包装($M_{\text{葡萄酒}} = 5.26$, $M_{\text{葡萄汁}} = 5.44$, $t = -0.657$, $p = 0.514$)、零售价格($M_{\text{葡萄酒}} = 5.26$, $M_{\text{葡萄汁}} = 5.41$, $t = -0.577$, $p = 0.566$)、饮用口感($M_{\text{葡萄酒}} = 6.71$, $M_{\text{葡萄汁}} = 6.71$, $t = 0$, $p = 1.000$)等属性的重要性均无显著差异。刺激材料中的产品介绍文字如下:“DEMOSAC是一个来自欧洲的葡萄酒(汁)品牌,目前正在准备进入中国及亚洲市场。DEMOSAC在欧洲主要的葡萄产地拥有自主经营的果园。下图为DEMOSAC葡萄酒(汁)的品牌标识。”随机分配到不同品类的被试看到的材料只有“酒”或“汁”这一个字的差别,其他内容完全一致,这一操纵方法确保了操纵的纯净性。

4.2 实验过程

实验三的流程与实验一基本相同,仅有几点区别:第一,根据葡萄酒和葡萄汁的品类特征和前测结果调整了产品属性评估的题项设置,保持两个品类的测量题项完全一致,中介变量选择“品牌历史(1= 非常短,8= 非常长)”这一测量;第二,增加品牌评价的测量,使用7点语义差别量表请被试对三个题项($\alpha = 0.790$)进行评价(非常差/非常好,很不喜欢 / 很喜欢,很负面/很正面),在数据分析中取均值作为品牌评价的测量指标。

4.3 实验结果

第一,对产品的时间属性评估进行的 2×2 ANOVA分析表明,标识形状与产品品类之间的交互效应不显著($F(1, 136) = 0.665$, $p = 0.416$),产品品类的主效应不显著($F(1, 136) = 1.068$, $p = 0.303$),标识形状的主效应是显著的($F(1, 136) = 11.005$, $p = 0.001$),看到长条形标识的被试对产品时间属性品牌历史的评估($M_{\text{长条组}} = 5.60$)显著长于看到正方形标识被试的评估($M_{\text{正方组}} = 4.73$)。如图 9(左)所示,进一步比较发现,在对葡萄酒品牌的品牌历史(重要属性)进行评估时,看到长条形标识的被试的评估要长于看到正方形标识的被试,这种差异达到了显著水平($F(1, 136) = 8.54$, $p = 0.004$);在对葡萄汁品牌的品牌历史(非重要属性)进行评价时,看到长条组被试的评估比正方组长,差异边缘显著($F(1, 136) = 3.13$, $p = 0.079$)。在消费者评估葡萄酒或葡萄汁的品牌历史这一属性时,假设 1 提出的“品牌拉伸效应”再次得到验证。

第二,对品牌评价进行的 2×2 ANOVA分析表明,标识形状与产品品类之间的交互效应显著($F(1, 136) = 4.989$, $p = 0.025$)。如图 9(右)所示,简单效应分析表明,当被试评价葡萄酒品牌时,看到长条形标识的被试给出品牌评价要明显高于看到正方形品牌的被试($F(1, 136) = 8.42$, $p = 0.004$);但在看到葡萄汁产品时,被试的品牌评价没有被品牌标识的形状影响($F(1, 136) = 0.09$, $p = 0.768$)。假设3中时间属性重要性的调节作用得到了验证:当时间属性重要时,品牌标识的形状会影响品牌评价;当时间属性不重要时,品牌标识的形状不会影响品牌评价。

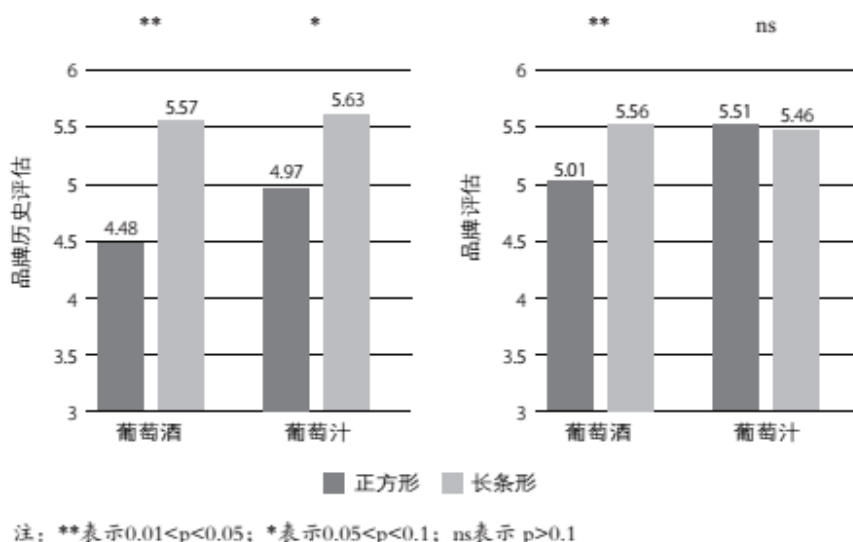


图9 实验三——时间属性评估和品牌评价的数据结果

第三,通过对一组控制变量的 2×2 ANOVA分析,检验是否能够排除假设外的其他解释。所有被试在对时间属性和品牌进行评分之前,都对“这个标识很有美感”、“这个标识很适合葡萄酒/葡萄汁产品”、“我喜欢这个标识的样子”(1 = 非常不同意, 7 = 非常同意)三个题项进行打分,ANOVA 分析发现,两个自变量主效应和交互效应都不显著,仅有第二个题项中品类的主效应有边际显著的趋势($M_{葡萄酒} = 4.89$, $M_{葡萄汁} = 5.29$, $F(1, 136) = 2.558$, $p = 0.112$),但本研究的比较都是在各个品类内进行,因此这个微小的差异不会影响数据分析结果和对假设3的验证;问卷最后测量了被试对“DEMOSAC”品牌的熟悉度(1 = 非常不熟悉, 7 = 非常熟悉),同样没有发现任何主效应和交互效应,全部被试的得分均值为1.55,显示被试对这个虚拟品牌是不熟悉的。

第四,参照Hayes提出的被调节的中介分析模型(Model 14、Bootstrapping 5000次、置信区间95%),对自变量进行虚拟编码(正方形组和葡萄酒组被编码为0)。结果发现,品牌历史评估的中介作用在葡萄酒组是显著的($LLCI = 0.0972$, $ULCI = 0.4742$);在被试评价葡萄汁品牌时,中介效应不显著($LLCI = -0.0540$, $ULCI = 0.0774$)。其次,调节变量品类与中介变量品牌历史评估的调节作用也是显著的($LLCI = -0.4093$, $ULCI = -0.1574$),这些结果充分验证了假设3提出的被调节的中介模型。图10显示在仅使用葡萄酒组的数据进行分析时的时间属性(品牌历史)评估值中介了葡萄酒品牌标识形状对品牌评价的影响,长条形标识的葡萄酒相对于正方形标识的葡萄酒得到了更长的品牌历史评估,进而品牌评价也更高,时间属性评估完全中介了品牌标识形状对品牌评价的效应。以上结果说明,假设3、3a和3b所提出的被调节的中介模型全部得到了实验三的数据支持。



图10 实验三葡萄酒组的中介效应

4.4 讨论

实验三使用了葡萄酒和葡萄汁两种品类再一次验证了标识形状的“品牌拉伸效应”的存在,说明

“标识形状长度→时间属性的长度”这个隐喻认知结构是稳健的。更重要的是，在时间属性对品牌评价具有高度重要性的品类中，长条形品牌标识形状（VS. 正方形）因为获得了更好的正面时间属性的评价，所以取得了更好的品牌评价。对时间属性非常重要的品类（例如电池、葡萄酒）的营销者而言，应当尽可能设计和使用时长条形的品牌标识。

前三个实验使用的都是由研究者自行设计和组合的虚拟的品牌标识，那么，消费者在真实市场环境中接触到的不同形状的品牌标识是否能够引起同样的品牌拉伸效应呢？在实验四中，原本就有两种形状的真实品牌 YouTube 将被用来检验品牌拉伸效应。

5 研究四

5.1 实验设计

77 名中国内地的成年被试参加了实验四，平均年龄为 28.6 岁，其中男性 39 名（50.8%），女性 38 名（49.2%）。实验四的主要目的是使用真实品牌进一步验证假设 1。实验采用单因素 2 水平（品牌标识形状：正方形 VS. 长条形）被试间实验设计，全部被试被随机分配到两个组当中。实验四选择 YouTube 作为操纵材料，原因包括：其一，YouTube 同时使用长条形和正方形品牌标识；其二，该品牌是全球第一大视频网站品牌，具有较高知名度，但该网站并没有进入中国市场，因此，中国消费者不太可能根据使用经验来判断相关的产品属性；其三，YouTube 视频平均时长是该网站重要的产品属性，而在 2011 年之前，网站对用户上传视频有 15 分钟的时间限制。实验四可以充分利用这些真实的市场信息验证标识形状对消费者时间属性评价的影响。

本文选择了 YouTube 官方公布的长条形和正方形两个品牌标识作为操纵材料，并在制作实验材料时增加了浅色边框以明确其形状（见图 11）。实验材料的设计严格控制了其他图形属性变量的影响，两种形状标识的整体面积大小（纵横像素乘积）几乎完全一致，其内部图形元素的形状大小、文字大小、边框粗细等均完全一致，两个标识仅在长宽比（192:192 VS. 300:123）一个变量上有差异。在正式实验前，66 名在同样本框中招募的被试（平均年龄为 30.7 岁，其中男性 22 名，占 32.4%）参加了一个前测，他们被随机分配到正方形和长条形标识两个条件下，在 5 个题项的 7 点里克特量表上打分（1 = 非常不同意，7 = 非常同意），5 个题项分别为“这个标识很有美感”、“我经常看到这个标识”、“这个标识很适合该网站”、“我喜欢这个标识的样子”、“我对这个标识非常熟悉”，结果表明，被试对 YouTube 两种形状品牌标识的美感评价（ $df = 64$ （本段数据自由度下同此值）， $t = -0.673$ ， $p = 0.503$ ）、接触频度（ $t = -1.123$ ， $p = 0.266$ ）、适用性（ $t = -0.329$ ， $p = 0.743$ ）、喜爱度（ $t = -1.074$ ， $p = 0.287$ ）、熟悉度（ $t = -0.203$ ， $p = 0.84$ ）都没有差异。因此，实验四所观察到的效应，仅是因为两种标识形状的长宽比引起的，与标识美感、熟悉度等其他因素无关。

5.2 实验过程

实验四正式实验的流程与实验一基本相同，仅有两点区别：第一，被试在阅读完指导语后，先阅读了一段“YouTube”品牌的文字和品牌标识图片介绍，文字内容为：“YouTube 是一家创建于美国的视频分享网站，目前尚未进入中国内地市场。用户可以在该网站上传与分享视频，目前这家网站在美国和欧洲等地受到许多用户的喜爱”。随后被试被要求根据介绍内容回答一道单选题：“这是一家什么网站？视频网站（正确答案）、购物网站、交友网站、新闻网站”，回答错误的被试将被终止填写。第二，使用 7 点里克特量表测量被试对 5 个题项的同意程度（1 = 非常不同意，7 = 非常同意），以测量



图 11 实验四的自变量操纵材料

被试对该品牌标识的熟悉程度和美感评价, 5 个题项为“我觉得这个标识很有美感”、“我经常见到这个标识”、“我觉得这个标识很适合该网站”、“我喜欢这个标识的样子”、“我对这个标识很熟悉”。第三, 根据视频网站的品类特征调整了产品属性评估的题项(包括视频画质、更新速度、内容趣味性), 因变量时间属性评价要求被试在 8 个依次增加的时间长度中选择一个(1、3、5、7、9、11、13 或 15 分钟)。

5.3 实验结果

结果表明, 两组被试对 YouTube 网站视频平均时间的评估显著不同, 看到长条形标识的被试对持续时间评估的平均值显著长于看到正方形标识的被试的平均值($t = -2.977$, $df = 75$, $p = 0.004$), 假设 1 再次得到验证。结果如图 12 所示。

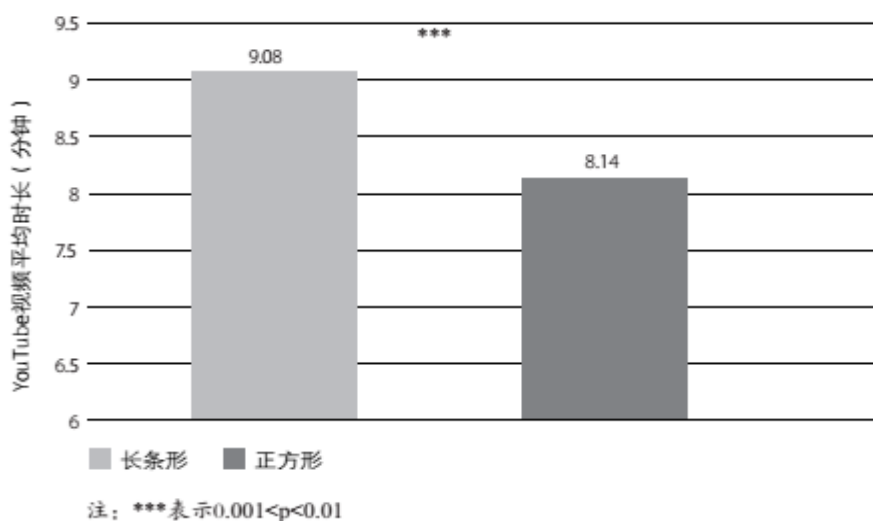


图12 实验四结果

与前测相同, 正式实验中也并没有发现品牌标识形状对标识的美感评价 ($df = 75$ (本段数据自由度下同此值)), $t = 0.492$, $p = 0.624$)、接触频度 ($t = 0.373$, $p = 0.710$)、适用性 ($t = 0.469$, $p = 0.641$)、喜爱度 ($t = 0.157$, $p = 0.876$)、熟悉度 ($t = 0.959$, $p = 0.341$) 有影响; 另外, 两组被试对 YouTube 网站的视频画质 ($t = -0.815$, $p = 0.418$)、更新速度 ($t = -1.123$, $p = 0.265$) 和内容趣味性 ($t = -1.585$, $p = 0.117$) 等产品属性的评估都没有显著差异, 被试自我报告过去三个月曾经浏览过 YouTube 网站的次数也没有差异 ($t = -1.333$, $p = 0.187$)。这些结果说明, 实验四发现的由品牌标识形状长宽比引起的“品牌拉伸效应”, 不是由品牌熟悉度、标识喜爱度等其他因素导致的。

5.4 讨论

实验四利用同时使用两种品牌形状的真实品牌 YouTube, 以网站视频的平均时长为时间属性的评估指标, 证明在真实品牌条件下依然存在标识形状长宽比导致的品牌拉伸效应。这个结果对已经使用多种标识形状的品牌具有重要的启发, 即品牌标识的作用不仅止于获取消费者的注意、留下深刻印象及适应视觉环境。更重要的是, 标识的图形特征会影响消费者对产品属性的评价, 尤其是在消费者需要对一些抽象的属性(如时间)进行判断时, 图形信息会被消费者加以隐喻式利用。因此, 品牌管理人员有必要依据品类特征、具体的传播诉求需要等因素, 重新规划品牌形状的使用规范。

6 研究结论和讨论

6.1 研究结论

本研究提出品牌标识形状长宽比具有品牌拉伸效应,即长条形标识相对于正方形能够使消费者对产品时间属性评估更长,这一理论假设在全部四个实验中得到了验证,在五种不同产品类别的四种不同的时间属性评估中,都发现了显著的品牌拉伸效应。

实验一发现,消费者认为长条形品牌标识的空气清新剂的持续时间更长。实验二则发现,被试认为长条形标识的电动自行车产品的续航或充电时间更长,这一品牌拉伸效应反映出消费者认知中存在“标识形状长度→时间长度”的量值隐喻关系,但不存在“标识形状长度→时间性能优劣”的效价隐喻关系。假设 2 提出的“品牌标识形状→产品时间属性评估→品牌评价”中第一阶段被时间属性效价调节的中介效应通过了 Bootstrapping 检验,但品牌标识形状对品牌评价的直接效应仅发现了符合预期的趋势,统计显著水平仅接近边际显著;时间属性效价对标识长度影响时间属性评估的调节作用得到验证。实验三的结果表明,长条形标识(相对于正方形标识)的葡萄酒或葡萄汁都获得了更长的品牌历史评估。在品牌历史对品牌评价具有高重要性的葡萄酒品类中,发现了显著的“品牌标识形状→产品时间属性评估→品牌评价”中介作用;而在葡萄汁这种时间属性不重要的品类中,只发现了标识形状对时间属性评估的影响,没有发现对品牌评价的影响。假设 3 提出的第二阶段被调节的中介模型得到了验证。实验四采用同时使用两种品牌标识的真实品牌 YouTube,再次验证了品牌拉伸效应的理论假设,结果表明看到长方形品牌标识的消费者会认为该网站上的视频平均时间更长,实验四所使用品牌的真实性说明品牌拉伸效应具备较高的生态效度。

6.2 理论贡献

第一,本文发现的品牌拉伸效应(Brand Elongation Effect)将知觉偏差(Cognitive Bias)领域中的“长宽比偏差”(Elongation Bias)从具体物体形状推进到了对抽象象征符号的形状知觉。前人发现的长宽比偏差,是个体对容器形状的某个突出维度的过重赋权而导致的容量判断偏差。容器的长度特征原本就与其容量有关,此前的发现只说明个体会在使用长度信息时发生错误,因此这一认知偏差是“利用相关信息的偏差”。但本研究进一步发现,消费者做评估时会无意识地利用品牌标识相对横向长度信息,而这一信息原本与产品时间属性的长度不存在关系,因此,品牌拉伸效应说明个体会“利用不相关的信息”。

第二,本文的研究成果为“空间长度→时间长度”隐喻认知结构的存在提供了新的证据。在心理学时间隐喻的相关研究中,研究者更加关心的是语言概念中的空间位置(如上下、前后和左右)与时点概念(如过去、现在、未来)之间的关系。有部分研究探讨空间长度与时间长度之间的关系,但这些研究更多涉及个体较早期和具体的认知活动(如对视觉刺激物和对时长的判断)或者较为直接的关系(如物体运动距离和时间的关系),而本研究则发现一些更高级和抽象的认知活动(产品时间属性评估、品牌评价)会被认知早期就已经知觉到的形状特征影响,这种在认知进程中距离较远的隐喻关系更有力地证明了“空间长度→时间长度”隐喻认知结构的强健。

6.3 营销启示

第一,在营销学术研究中,已有关于标识形状特征的研究探讨了标识形状的视觉完整性和图形的动态性对品牌评价的影响,这些研究所对比的标识设计之间的差异是比较大的(如字体完整 VS. 字体不完整、动态的 VS. 非动态的等)。而本文与 Cutright 关于标识边框的研究相似,发现品牌标识的一些细微的和最基本的形状特征变化已经足以对消费者产生令人惊讶的影响。本文关注的长宽比这一因素,甚至不会影响消费者对品牌视觉吸引力(实验一、二、三、四)和视觉熟悉性的感知(实验四),但是却已经可以明显改变消费者对产品属性的评价甚至品牌态度。许多品牌愿意花费巨资设计或更新其品牌标识,是因为企业抱有“标识设计影响消费者的认知和情感”这一直觉信念,本研究不仅为这一信念提供了实证支持,而且还进一步说明品牌标识细微属性的影响也是重大而可观的,企业

值得为能够正确影响消费者的品牌标识设计投资。

第二，对于营销者而言，本研究的结果对品牌标识的形状设计有决策参考价值。品牌的标识形状不仅与消费者的注意和记忆有关，而且其形状的长宽比存在品牌拉伸效应，尤其是对时间属性很重要的品类而言，消费者会无意识地把长条形标识与时间的长以及品牌评价联系在一起。因此，对电池、葡萄酒、电蚊香等收益时间属性很重要的品类而言，长条形的品牌标识对营销是有利的；而对电热水壶、技能培训等成本时间属性很重要的品类而言，正方形的品牌标识对营销是更有帮助的。

第三，随着 iPhone / IOS 界面设计的风行和智能设备的普及，许多品牌商在触摸屏上都会使用圆角正方形的品牌标识，越来越多的品牌拥有长条形和正方形两种形状的品牌标识。目前，品牌商的视觉识别标准规范更多是从美感和适应性出发的，很少意识到标识形状对消费者功能感知和态度的影响。根据本文的研究，品牌商在使用不同形状标识时应当充分考虑其产品的品类特征、功能诉求和传播主张，尤其对于那些时间性能影响购买决策的品类来说（如电池、酒类、诉求长效的洗发水 / 洗手液），正确的形状选择将会影响消费者的品牌认知与态度。例如，当洗发水品牌标识出现在诉求去屑功能持久有效的广告以及产品包装上时，就应当使用长条形的标识；但如果诉求去屑功能“快速见效”，就应当使用长宽比更接近 1:1 的正方形标识。本研究为营销实践中如何设计和使用品牌标识形状给出了具体建议：在希望消费者认为产品持久、长效、历史悠久的营销场景中，应当使用长条形的品牌标识；在希望消费者觉得产品快捷、省时的营销场景中，应当使用正方形的品牌标识。

6.4 研究的不足与未来研究方向

本研究的不足之处主要有：首先，为了确保时间属性效价操纵的纯粹性，实验二选择了同时具有两个效价的电动自行车产品，但对“续航 / 充电时间”这两个时间属性对品牌评价的重要性没有通过前测探查或者在正式实验中进行严格的控制，在后续研究中应当更恰当地选择品类并做好前测；其次，本文的四个实验都直接向被试询问他们对时间属性的评估，这可能会有提问效应的存在，在后续研究中应当增加内隐测量等手段排除外显测量带来的影响；最后，本研究也仅探讨了标识形状长宽比的延伸效应，并没有探讨标识的颜色、方圆等其他图形属性对消费者认知的影响。这些不足都应在后续的研究中进行改进和完善。

探讨品牌标识对消费者认知影响的实证研究成果仍然不多，学者对该话题的重视程度与营销实践中品牌标识管理的重要性是不匹配的。研究者有机会在未来揭示更多关于品牌标识的发现，这些发现既富有理论意义又具有较高的营销实践意义。仅从本文所关注的品牌标识的知觉特征这一点来说，就有以下几种研究拓展的可能：首先，本研究只研究了标识与时间属性评估的关系，而根据心理距离理论，标识形状长度特征还可能会与空间距离、社会关系距离及假设可能性等其他心理距离有关，后续研究可以考察标识形状对产品空间距离属性（如轮胎的耐用里程、无线耳机的有效距离等）或品牌关系等变量的影响；其次，划分标识形状的方法不止长宽比一个维度，方形和圆形、规则和不规则、简单和复杂、拟人和非拟人等不同类型的标识形状是否会影响消费者的认知、情感和行为，例如前人研究发现方圆形状效应是否会迁移到对品牌标识的加工中，这些问题也值得深入探讨；另外，颜色同样是基本视觉知觉特征，那么标识的不同颜色又会如何影响消费者对品牌和产品的评价和判断？例如，颜色心理学中已经发现的红色和蓝色效应等很有必要延展到品牌标识的视角下开展研究。

作者：钟科¹ 王海忠²（1中山大学管理学院博士研究生；2王海忠，中山大学管理学院教授）

来源：《南开管理评论》2015 年第 1 期

假设检验

——学好统计学与计量经济学的纵贯线



假设检验贯穿整个统计学与计量经济学的教学过程，有必要对其中的一些规律性进行简要总结以利于学生的学习和掌握。统计学中客观事物平均水平的假设检验为双侧、左侧或右侧检验；统计学中客观事物离散水平的假设检验通常为右侧检验。计量经济学中系数的显著性检验通常为双侧检验；计量经济学中服从卡方分布、F 分布的假设检验通常为右侧检验。

尽管假设检验无法使人们对客观事物实现百分之百的精准认知，但仍是目前科学家认识客观世界的最佳统计学工具。下面对其中的一些关键问题做一简要的规律性总结：假设检验存在的必要性是什么；假设检验为何有双侧、单侧之分；假设检验为何有 0.1%、1% 和 5% 三种显著水平；客观事物平均水平、离散水平的假设检验如何设置双侧和单侧；计量经济学中 t 分布、卡方分布与 F 分布如何设置假设检验的双侧和单侧。

1 如何认知假设检验

客观事物异质性的存在是假设检验存在的必要前提。客观事物如果不存在异质性，统计学与计量经济学整个学科也就没有存在的必要性，更不用说假设检验。正是客观事物（通常是同类客观事物）之间存在异质性，使得假设检验有必要存在，成为人们认知客观事物的强有力统计工具。

假设检验顾名思义包含两个关键步骤：第一，提出假设；第二，进行检验。提出假设的含义是指依据客观事物的惯常规律对其提出一个常态假设。如中国居民的家庭用电电压是 220 伏。进行检验的含义是指在客观事物总体中进行抽样，通过计算样本统计量的值来判断客观事物总体是否符合人们的惯常认知。如在中国居民的家庭中进行抽样，计算的家庭用电电压样本统计量值若严重高于或低于 220 伏，则说明居民供电电压出现了问题，电力局需要抢修。

2 如何分类假设检验

假设检验有双侧与单侧检验之分，客观事物常态变动性的边界决定着假设检验为双侧还是单侧。双侧或单侧的称呼是针对非“常态”的备择假设来讲的。当客观事物常态围绕某固定点呈现左右摆动时，非“常态”同时表现为左侧或右侧，假设检验称作双侧检验。当客观事物常态表现为某范围之内变动时，非“常态”表现为大于边界范围，假设检验称作右侧检验。当客观事物常态表现为某范围之外变动时，非“常态”表现为小于边界范围，假设检验称作左侧检验。因此，在对客观事物进行假设检验时，存在双侧、单侧检验之分，单侧检验又细分为左侧或右侧检验。

统计学中对于客观事物的平均水平而言，假设检验可能存在双侧、左侧以及右侧，即这三种假设检验的方式均可能被用到。对于居民用电的额定电压是 220 伏，高于此值或低于此值均不符合居民的用电标准，非“常态”设置为双侧检验形式较好。对于居民家用电器的寿命应至少大于或等于质保期，小于质保期就说明该家用电器不符合生产标准，非“常态”设置为左单侧检验形式较好。对于居民收入差距应在某合理的范围内变动，严重大于某范围时易发生民众不满和社会动荡，非“常态”设置为右单侧检验形式较好。大样本情形时假设抽样服从标准正态分布；小样本情形时假设抽样服从自

由度为 $n-1$ 的 t 分布。

统计学中对于客观事物的离散水平, 惯常态一般在某范围之内变动较好, 非“常态”即为右单侧形式的假设检验。如生产线上零件规格的离散性应在某范围之内变动、班级内学生学习成绩的离散型也应在某范围内变动, 超出了可接受的离散范围均说明总体中的个体之间差异性过大, 出现了产品质量或教学问题。调用的统计量为自由度为 $n-1$ 的 $\chi^2(n-1)$ 分布。

计量经济学中进行假设检验常用的统计量有 $t(n-k-1)$ 检验、 $\chi^2(k)$ 检验和 $F(m, n)$ 检验。 t 检验常用于检验方程系数的显著性 (即是否显著不等于 0), 将惯常态设置为 0 左右摆动, 严格大于 0 或小于 0 为非“常态”, 被设置为双侧假设检验。自由度为 k 的卡方检验常用于检验构建的服从卡方分布的统计量是否发生了显著的增长量, 如异方差的 White 检验和自相关的 BG 检验, 均是通过构造辅助回归式来考量方程中加入新变量后拟合优度是否发生了显著的增加量。

对于由 $F(m, n)$ 分布, 其构造原理为: 分子是一个自由度为 m 的卡方分布; 分母是一个自由度为 n 的卡方分布。卡方分布的理想 (即期望) 就是其自由度, 自由度为 m 时说明该卡方分布由 m 个标准正态分布的平方和构成, 其数值就是 m ; 同理于自由度为 n 的卡方分布。自由度为 m 和 n 的卡方分布各自除去自由度后表现为单位 1, 两个 1 相除即为 $F(m, n)$ 分布的构造, F 分布的理想 (即期望) 显然是 1。可见, $F(m, n)$ 分布是比较两个卡方分布孰大孰小的最佳分布。在统计学或计量经济学中, 总能将较大的卡方分布置于分子位置, 较小的卡方分布置于分母位置, 通过 F 分布来检验分子是否比分母确实大这一备择假设。因此, F 分布的假设检验通常被统计学和计量经济学家共识为右单侧检验, 如两变量方差之比检验、异方差的戈德菲尔德—夸特检验。

3 如何设置假设检验的显著性

统计学家总是通过实验观察、数理推理等形式量化社会现象的变动规律。伯努利提出了二项分布; 泊松提出了泊松分布; 高斯提出了正态分布; 戈赛特提出了学生 t 分布; Fisher 提出了 F 分布。这些统计分布都在尝试“诉说”社会现象的量化本源是什么。二项分布 $B(n, p)$ 的量化本源是 np 和 npq ; 泊松 $P(\lambda)$ 分布的量化本源是 λ ; 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的量化本源是 μ 和 σ^2 ; $t(n)$ 分布的量化本源是自由度 n ; $F(m, n)$ 分布的量化本源是 m 和 n 。林德伯格和莱维 20 世纪 20 年代证明了“中心极限定理”的存在性, 使不同统计分布都最终“皈依”为正态分布 (即, 正态逼近定理)。有理由相信, 社会现实中的一切现象的发展规律都能通过正态分布的本源来规范和约束。

试想, 某事物的自然变动规律服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 则该事物的变动规律被 μ 和 σ^2 约束。对于社会现实中的自然现象, 通常无法观察穷尽。一个比较好的办法, 是对某社会现象进行观察抽样, 进而通过抽得的社会现象变动规律样本来猜测社会现象真实变动的规律。显然, 这种抽样永远无法百分之百猜对社会现象真实变动的规律, 除非抽样时穷尽社会现象变动的每一个样本。用统计学语言来表述就是, 犯错是无法规避的。即我们只能尽可能去控制不犯某种错误, 而无法不犯所有的错误。统计学家将其称作第一类与第二类错误, 也叫“好人坏人识别错误”。

以工人生产产品为例, 如果某工人每生产 100 个产品有 95 个合格, 而 5 个不合格。我们认为这个工人的生产技术水平是符合标准的, 因为世界上没有百分之百不生产次品的工人存在 (哪怕是极端精密的航天技术)。对于某事物, 如果服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 可以在特定时间、特定环境下对该事物观察抽样 100 次, 如果 95 次都是 μ , 就说这个事物在这个特定的时间和环境下, 水平特征确实是 μ 。此时, 将非惯常态的备择假设设置为 5% 的显著水平是较为合理的, 即如果事件发生的概率小于 5%, 均被视为非惯常态。同理于非惯常态为 100 次抽样发生 1 次或 0.1 次的客观事件, 显著水平设置为 1% 或 0.1% 较为合理。

其实, 无论设置多大的显著水平, 都表征着客观事件非惯常态发生的可能性。如果设置最强的 0.1% 显著水平, 说明在进行假设检验之前, 隐含的假设为“非惯常态的备择假设发生可能性只有 0.1%”。如果在这么强的显著水平下检验抽样结果, 发现客观事物的非惯常态居然发生的话, 有什么理由拒绝客观事物就是非惯常态的样子呢。显然, 只能接受客观事物的非惯常态, 而拒绝客观事物的惯常态。相比于 0.1% 的显著水平, 1%、5% 的显著水平说明非惯常态在经过一次抽样进行建设检验时确实发生的可信性要弱一些。

本文总结了假设检验的本质、分类和显著性三个核心问题, 以期对学生在统计学和计量经济学中学习及应用假设检验提供理论指引。假设检验纵贯统计学与计量经济学内容的始终, 是我们认知客观现实世界的强有力工具之一。因为, 客观现实世界的总体特性永远无法精确测度, 只能通过抽样来对客观现实世界的总体特性进行假设检验来考量我们对客观现实世界的惯常认知是正确还是错误的。期望和方差是开启统计学与计量经济学大门学习之路的两把金钥匙; 假设检验则是统计学与计量经济学学习征途中认识客观现实世界的强有力工具。系统误差的存在推进了统计学与计量经济学的发展, 假设检验必然成为统计学与计量经济学理论发展进程中必不可少的认知系统误差的最便捷、最有力方式和方法。

在实际操作时, 应紧抓小概率的备择假设不放。因备择假设的符号而给其命名→因命名而寻找临界点→因临界点而判断统计量的值是否落在临界点的命名方→落就接受备择假设。如, 备择假设的符号是大于号就称之为右侧检验; 在统计分布的右侧找到一个临界点使得统计分布右侧的面积是显著水平 0.05、0.01 或 0.001; 计算出统计量的值后判断该值是否比临界点大, 即是否落在临界点的右边; 落就接受备择假设, 不落就拒绝备择假设。

作者: 田立法 (天津商业大学经济学院)

来源: 《中国统计》2004 年第 5 期

管理实证研究中的统计控制误用分析及改进

0 引言

在实证研究的研究设计中纳入控制变量, 并在统计分析时对其进行统计控制已经成为管理研究中的一种惯例而被广为接受。Atinc 等人的数据分析显示, 在发表于 2005—2009 年之间的管理类四个主流期刊的 1200 篇文章中, 有 813 篇文章使用了控制变量, 所占比例高达 67.7% 并且, 在使用问卷调查的管理研究中, 使用分层回归分析的方法, 将控制变量先放入第一层已经成为一种标准做法。在理论分析中, 控制变量经常被称为“混淆变量”或“干扰变量”, 其会与研究所关注的自变量和因变量产生共变, 从而扭曲自变量与因变量之间的关系, 使其不能对两者之间的关系做出有效推断。研究人员认为, 在对自变量与因变量之间的关系进行统计分析时加入控制变量, 并采用分层回归分析的方法将其放入第一层可以“净化”控制变量的混淆效应, 达到统计控制的目的, 从而可以对自变量与因变量之间的关系进行更精准的估计。

然而, 近年来的一些研究显示, 未经审慎的思考而盲目的使用控制变量可能会导致自变量和因变

量之间的概念关系模糊不清,对统计结果进行不恰当的解释,从而做出错误的统计推断和研究结论。Carlson 和 Wu(2012)指出,统计控制可以用于不同的研究目的,而统计控制中经常使用的分层回归分析并不是一把“万能钥匙”,只能使用在有限的场合,需要审慎使用。Breaugh(2008)和 Becker(2005)通过对文献内容分析发现,研究人员很少清晰地汇报其为何采用控制变量以及控制变量的采用是否达到了预期目的。Newcombe(2003)以及 Breaugh 和 Arnold(2007)指出,在对控制变量进行统计控制的同时,也会排除一部分自变量与因变量间的共同变异,从而减少自变量对因变量的统计效应。

尽管统计控制存在上述问题,但在研究实践中控制变量还是未经审慎的大量使用,这可能是因为很多研究人员对统计控制对分析结果的影响以及假设检验所产生的偏差尚未有充分的理解,甚至存在某些程度的误解。这种不解或误解很大程度上是由实证研究的一个重要过程——理论构念的操作化造成的:管理的实证研究经常处理的是不可观测的构念与构念之间的关系,为了对他们之间的关系进行检验,就需要为理论构念设置可观测的测量指标。而根据控制变量是影响测量指标还是理论构念,在统计控制上会产生不同的后果,从而使得统计控制具有不一样的理论意义。本文认为,当控制变量与理论构念相关时,通常所采用的统计控制策略——分层回归分析可能会产生理论检验偏差的问题;而当控制变量与测量指标相关时,则通常会产生产构念效度的问题。

有鉴于此,对控制变量对统计推断的影响进行系统论证,分别分析控制变量与测量指标或理论构念相关情况下的具体分析策略,指出分层回归分析的不足,并提出相应的改进建议,对于当前我国管理学界实证研究的规范化具有重要的指导意义。

1 控制变量、理论构念与测量指标概念分析

1.1 控制变量

管理研究是对未被解释的管理现象之间的关系进行探索的过程,在这里通常将一个现象称为自变量(或前因变量),另一个现象称为因变量(或后果变量),并探究自变量对因变量的影响。然而,经常会有第三个变量也对研究关注的因变量有影响,与其产生共变关系,使得我们对自变量与因变量之间的关系不能做出因果推断,这个变量就被称为控制变量(或混淆变量)。在形式上,一个控制变量既可以是感知型的也可以是非感知型的,感知型的控制变量需要调查对象对其进行评价和判断,如人格特质等;而非感知型的控制变量就是一些人口统计学特征,如年龄、性别等,在回归分析中,通常将这类变量转换成虚拟变量来处理。

为了消除控制变量的影响,就需要在研究设计时对其加以考虑和控制。研究人员通常采用两种方式对控制变量进行控制,一种是实验设计,即研究人员通过操纵实验对象或随机分配实验对象使得其除了自变量之外在其余所有方面均保持一致;另一种是统计控制,即研究人员在事后通过将控制变量纳入多元回归分析来消除它的影响。在管理研究中,统计控制是比较常用的方式,其依据的是“净化原则”,目的是获得自变量对因变量的纯粹效应。

具体来讲,使用多元回归分析的方法来对混淆变量进行统计控制,是通过计算自变量与因变量之间的半偏相关系数来实现的。分层回归中,通常将控制变量先放入第一层,然后加入自变量,通过看 R^2 的增加量(ΔR^2)是否显著来判断自变量是否对因变量具有显著影响。实际上,计算半偏相关系数和计算 R^2 增加量是一个意思,因为半偏相关系数的平方值就等于 R^2 增加量。这在数学上可以表示为:

$$sr_{YX.W}^2 = \Delta R_X^2 \quad (1)$$

式中:Y 是因变量;X 是自变量;W 表示控制变量。

如果 $sr_{YX.W}^2 = 0.459$, 则 $\Delta R_X^2 = 0.211$, 这意味着在考虑控制变量 W 的情况下, Y 总变异中的 21.1% 可以由 X 来独自解释。

1.2 理论构念与测量指标

在管理研究中, 研究人员需要用学术化的语言去抽象、概括所要研究的现象, 并把这种理论构念进一步的操作化, 使之变成可以量化的指标。管理研究中的绝大多数构念是不可直接观测的, 如组织公民行为、工作满意度、家长式领导等。Nunnally 和 Bernstein(1994)认为, 构念是一种变量, “是抽象的、潜在的, 而非具体的、可观测的”。一个构念通常具有以下几个特征: (1) 构念是研究人员为了建构理论而构造出来的; (2) 构念是抽象的, 不可直接观测的; (3) 构念是与理论和模型相联系的; (4) 构念应该是清晰而明确的。

因为理论构念是不可直接观测的, 所以就需要根据对这些构念的理解和定义, 选择恰当的测量指标, 使其显性化、具体化。在管理研究中, 根据测量指标与理论构念之间关系的不同, 可以将测量指标分为两种类型: 反映型指标和构成型指标。

(1) 反映型指标。反映型指标被认为是理论构念的外在表现形式, 同一构念的一组反映型指标之间的共同变异可以由构念的变异来解释。这种指标下的测量模型可以用图 1 中模型 A 来表示, 根据古典测量模型, 反映型指标与理论构念之间的关系可以表示为:

$$X_i = \theta + E_i \quad (2)$$

式中: X_i 表示第 i 个测量指标的观测值, $i=1, 2, 3$; θ 表示理论构念的真实值; E_i 表示第 i 个测量指标的随机误差。

在图 1 的测量模型 A 中, 箭头的方向是由构念指向测量指标, 意味着构念可以解释观测指标的变异; 同时, 由于 X_1, X_2, X_3 三个观测指标都反映的是同一个理论构念, 所以它们之间应该高度相关, 具有很好的内部一致性; 而且, 每一个测量指标都反映了理论构念的全部内涵, 因此测量指标之间是可互换的, 这也就意味着去掉其中一两个测量指标并不会改变构念的意义; 最后, 此测量模型下的误差项是与测量指标项相关联的, 与理论构念无关。

(2) 构成型指标。与反映型指标不同, 构成型指标是指测量指标说明了理论构念的不同方面, 构念的意义存在于对这些指标的整合基础之上。构念的变异要由所有指标的变异来解释。图 1 中的模型 B 展示了构成型测量模型, 在这种模型下, 一个构念与它的构成型指标之间的关系可以表示为:

$$\eta = \gamma_i Y_i + D \quad (3)$$

式中: η 表示理论构念的真实值; Y_i 表示第 i 个测量指标的观测值, $i=1, 2, 3$; γ_i 表示第 i 个测量指标影响理论构念的权重; D 表示随机干扰项。

在图 1 的测量模型 B 中, 箭头的方向是由测量指标指向理论构念的, 说明这些指标通过一定的组合方式, 作为一个整体共同决定了构念的意义。这也意味着, 模型本身并不要求测量指标之间具有关联性, 实际上这些指标最好是完全不相关的(由式(2)可知, 若指标之间的关联性过高就会产生类似于回归分析中的多重共线性问题, 导致无法有效识别每个指标的独特效应)。因此, 指标之间是不具备互换性的, 去掉任何一个指标都会导致构念测量的不完整。此外, 构成型测量模型的误差项是表现在构念层次上的, 而非测量指标上, 因为构成型测量模型假定测量指标是没有测量误差的, 而误差项代表的是构念不能被测量指标完全表示的部分。

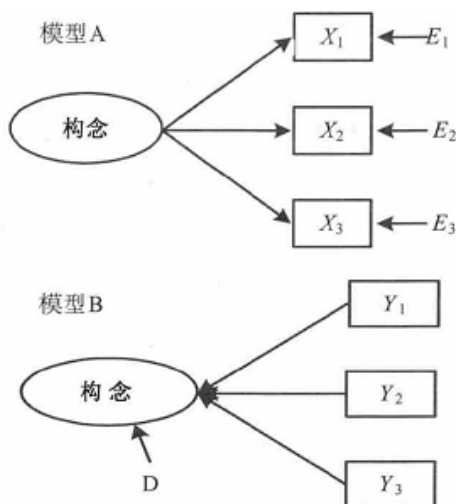


图 1 反映型与构成型测量模型

2 统计控制误用对统计推断的影响分析

在分析了控制变量、理论构念、反映型指标和构成型指标的概念之后，下面将分别就控制变量与理论构念和测量指标相关联的情况下，所可能产生的统计控制误用的情况进行介绍，分析其对统计推断的影响，并给出相应的应对策略。

2.1 控制变量与理论构念相关联情况下的分析

研究中考虑的控制变量与因变量和自变量相关是管理实证研究中经常遇到的情形，并且控制变量与因变量和自变量相关也是在研究设计和统计分析中纳入控制变量最常见的理由。这种情况可以用图 2 来表示。

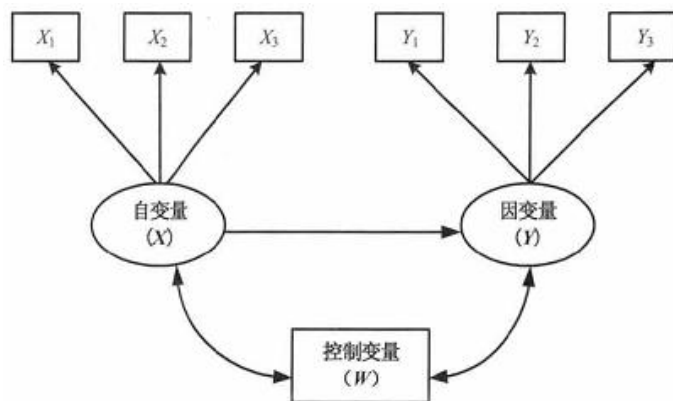


图 2 控制变量与自变量和因变量相关情况下的模型

在图 2 中，控制变量 (W) 用矩形表示，以示其为可观测的显变量。从理论上讲，控制变量既可能是显变量也可能是潜变量，不过管理研究中通常采用一些人口统计学变量作为控制变量，如年龄、公司规模等。这些人口统计学变量都是显变量，所以本文将控制变量暂设定为显变量，以便于展示、分析，实际上控制变量的属性并不影响本文的分析。

通常的分层回归分析的处理方式是：(1) 将 X_1 、 X_2 、 X_3 的平均值作为自变量的观测值；(2) 将 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 的平均值作为因变量的观测值；(3) 在统计软件中先放入控制变量作为第一层，然后放入自变量作为第二层，进行分析；(4) 分析放入自变量后的 R^2 增加量是否显著，若显著，则说明自

变量对因变量的影响关系显著。

然而, R^2 增加量并不是自变量对因变量变异的全部解释比例, 而是其独特解释比例。这可以通过图 3 的韦恩图来解释。在图 3 中, 标示 Y 的圆表示因变量, 标示 X 的圆表示自变量, 标示 W 的圆表示控制变量。因变量的总变异为 $a+b+c+e$, 自变量与因变量的共同变异为 $a+b$, 控制变量与因变量的共同变异为 $b+c$ 。可以看到, 控制变量、自变量与因变量之间有一个共同的部分——b, 这表示 3 个变量之间的共同变异。

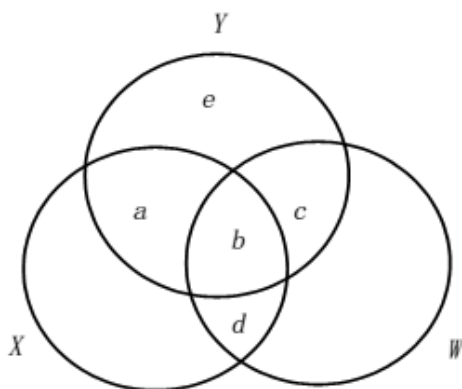


图 3 变量关系韦恩图

那么, $(a+b)/(a+b+c+e)$ 就表示因变量的变异可以被自变量解释的比例, 其值等于两个变量之间的简单相关系数的平方 r_{XY}^2 ; 而 $a/(a+b+c+e)$ 就表示在考虑控制变量 W 的情况下, 因变量的变异可以被自变量所独自解释的比例, 其值为自变量与因变量之间偏相关系数的平方 $sr_{YX.W}^2$, 等同于 R^2 增加量。这样, 在分层回归中使用 R^2 增加量来判断自变量对因变量影响的显著性就会出现问題, 因为由于自变量和控制变量之间的相关性, 在用分层回归移除控制变量对因变量的影响的同时, 也移除了一部分自变量的变异, 使得自变量对因变量变异的解释比例下降, 并且下降程度随着自变量和因变量之间的相关系数的增大而增加。当自变量与控制变量之间相关性非常高时, 就会使得 a 变得很小, 最终使得 ΔR^2 变得统计不显著。于是在统计推断上就会犯第二类错误, 接受本来错误的原假设, 认为自变量对因变量的影响不显著。

这种关系同时可以用数学公式来说明, 表示为:

$$sr_{XY.W} = \frac{r_{XY} - r_{WY}r_{XW}}{\sqrt{1 - r_{XW}^2}} \quad (4)$$

$$\Delta R^2 = sr_{XY.W}^2 \quad (5)$$

从式(4)可以看出, 当自变量与控制变量之间完全不相关($r_{XW} = 0$)时, 自变量的半偏相关系数就等于其简单相关系数($\beta_X = r_{XY}$)。意味着移除控制变量并不会减少自变量对因变量变异的解释比例, R^2 增加量就等于两个变量之间的简单相关系数的平方 r_{XY}^2 , 即为因变量的变异可以被自变量解释的全部比例。但随着 r_{XW} 的增大, $sr_{XY.W}$ 就会减小。举例来说, 假定自变量与因变量之间的简单相关系数为 0.6, 控制变量与因变量之间的简单相关系数为 0.5, 自变量与控制变量之间的相关系数为 0.3, 那么自变量就可以解释因变量变异的 36%(0.6×0.6), 根据式(4)计算出 $sr_{XY.W}$ 为 0.472, 则在控制 W 的情况下, 自变量对因变量的解释比例变为 22%。但当自变量与控制变量之间的相关系数变为 0.6 时,

$sr_{XY,W}$ 为 0.375, 自变量对因变量的独自解释比例下降为 14%。

从以上分析可以得出三点结论: (1) 自变量对因变量变异的总解释比例为两者之间的简单相关系数平方 r^2_{XY} ; (2) 分层回归中使用的 R^2 增加量仅表示在控制 W 的情况下, 自变量对因变量的独自解释比例; (3) 若自变量与控制变量相关, 则会使得 ΔR^2 小于 r^2_{XY} , 并且其相关系数越大, 缩减幅度就越大。

此外, 从假设检验的角度来考虑, 分层回归中所使用的 R^2 增加量所检验的假设并不是我们经常所设定的“自变量对因变量有显著影响”; 而是“在控制 W 的情况下, 自变量仍能对因变量提供额外解释”, 这时, 所检验的其实是自变量对因变量的增加效度。

因此, 当原假设是“自变量对因变量有显著影响”时, 仅需要对自变量和因变量做简单回归分析, 并根据 R^2 是否显著来判断原假设是否为真; 当原假设是“在控制 W 的情况下, 自变量仍能对因变量提供额外解释”时, 就需要使用分层回归分析, 先放入控制变量 W 作为第一层, 再放入自变量 X 作为第二层, 最后依据 R^2 增加量是否显著来判断原假设是否为真。

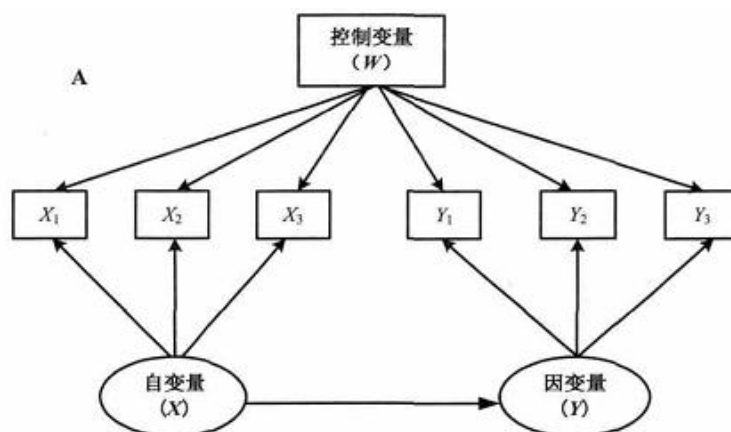
从以上分析可以看出, 当使用分层回归时, 这种统计分析策略与本文提出的研究假设通常是不一致的, 使用分层回归分析将控制变量放在第一层反而弱化了自变量与因变量之间的关系, 未能如实反映自变量对因变量的影响。

2.2 控制变量与测量指标相关联情况下的分析

尽管控制变量与因变量和自变量相关是研究中最常提及的使用统计控制策略的原因, 但控制变量的使用还有另一种情况, 就是其与测量指标相关, 会污染测量指标的精准观测。这种情况下, 控制变量与理论构念之间是无关的, 其影响的仅是观测值的准确性, 使得观测值不能精准的表示理论构念, 即这是一个构念效度的问题。

举例来讲, 要研究领导成员交换对下属组织公民行为的影响, 因为这两个构念都是不可直接观测的, 于是分别设置了三个测量指标, 在对测量指标进行自评打分的过程中, 一个自我效能感低的下属可能会低估自己在指标上的评分, 而自我效能感高的下属可能会高估自己在指标上的评分。在这种情况下, 自我效能感就作为控制变量, 干扰了测量指标的精准观测。下面分别就测量指标是反映型指标和构成型指标的情况进行分析。

(1) 反映型指标下的分析。控制变量污染反映型测量指标观测的情况可以用图 4 表示。图 4A 表示控制变量同时影响自变量和因变量的观测; 图 4B 和图 4C 表示控制变量只影响自变量或因变量的观测, 下面以图 4A 为例进行说明。



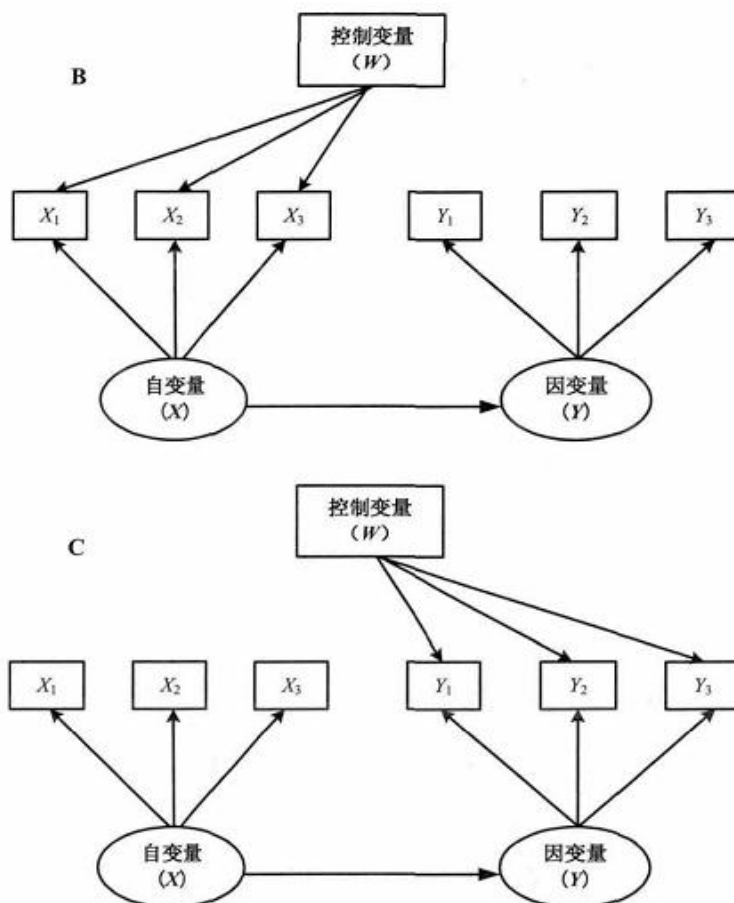


图4 控制变量对反映型测量指标的影响模型

在图 4A 中, 箭头的方向是由理论构念和控制变量同时指向测量指标, 意味着理论构念和控制变量同时影响着指标的观测值。根据古典测量理论, 自变量的测量指标可以表示为:

$$X_i = \theta + E_{Xi} + r_{Xi}W \quad (6)$$

式中: X_i 表示自变量的第 i 个测量指标的观测值, $i=1, 2, 3$; θ 表示自变量的真实值; E_{Xi} 表示自变量的第 i 个测量指标的随机误差; W 表示控制变量的值; r_{Xi} 表示控制变量对自变量的第 i 个测量指标的影响系数; θ 、 E_{Xi} 和 W 之间不相关。

同理, 因变量的测量指标可以表示为:

$$Y_i = \eta + E_{Yi} + r_{Yi}W \quad (7)$$

式中: Y_i 表示因变量的第 i 个测量指标的观测值, $i=1, 2, 3$; η 表示因变量的真实值; E_{Yi} 表示因变量的第 i 个测量指标的随机误差; W 表示控制变量的值; r_{Yi} 表示控制变量对自变量的第 i 个测量指标的影响系数; η 、 E_{Yi} 和 W 之间不相关。

这样, 由于受控制变量的影响, 测量指标的实际观测值不等于构念的真实值加上随机误差, 于是测量过程中就产生了“构念效度”的问题。采用指标观测值计算得到的自变量与因变量之间的相关系数, 并不等于构念之间的真实相关系数, 这降低了假设检验的统计效力。

在这种情况下, 要将控制变量对观测指标的影响剔除, 从而获得理论构念的“纯净”观测值, 即

$X_{i-rXiW} = \theta + EX_i$ 和 $Y_{i-rYiW} = \eta + E_{Y_i}$ 。其具体操作步骤为: (1) 做观测指标对控制变量的回归, 得到控制变量对测量指标的预测值 r_{XiW} 和 r_{YiW} ; (2) 用指标的观测值减去控制变量的预测值, 得到观测指标去除控制变量影响后的残值 $X_{i-residual}$ 和 $Y_{i-residual}$, 残值与控制变量无关, 二者的均值分别为构念的“纯净”观测值; (3) 用残值 $X_{i-residual}$ 的均值和 $Y_{i-residual}$ 的均值来做自变量和因变量的回归, 其回归系数就是两个构念之间的“纯净”相关系数, R_2 即自变量对因变量变异的“纯净”解释度。

在图 4B 中, 控制变量只污染自变量的测量, 此时只需要对 $X_{i-residual}$ 和 Y_i 做回归即可; 在图 4C 中, 控制变量只污染因变量的测量, 此时只需要对 X^2 和 $Y_{i-residual}$ 做回归即可。

从以上分析可以看出, 在控制变量影响反映型测量指标观测的情况下, 采用去除控制变量影响后的残值才能正确的衡量构念的真实值, 以保证构念效度, 而分层回归的统计控制策略此时是不适用的。

(2) 构成型指标下的分析。控制变量污染构成型测量指标观测的情况, 可以用图 5 为例来说明。与图 4 有所不同的是, 控制变量只污染自变量的某一个测量指标的观测, 而不是所有。这是因为, 构成型指标分别说明的是理论构念的不同方面, 他们之间通常相关性不高, 所以一个控制变量通常只污染一个测量指标的观测。

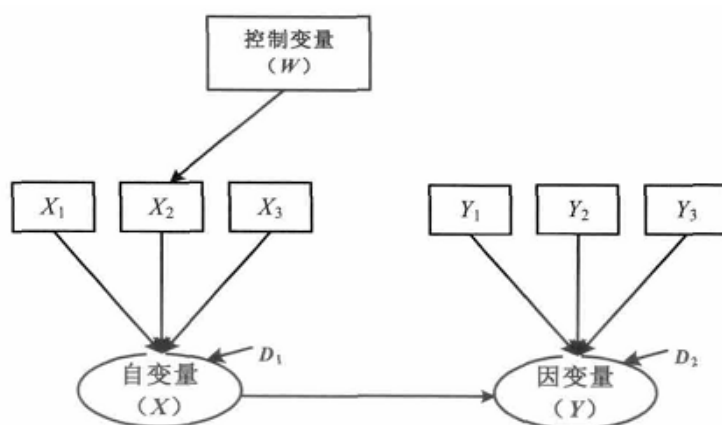


图 5 控制变量对构成型测量指标的影响模型

在图 5 中, 箭头的方向是有控制变量指向测量指标, 并且由测量指标指向理论构念, 并且测量指标不存在误差项。根据古典测量理论, 测量指标 X_2 可以表示为:

$$X_2 = X_{2T} + rW \quad (8)$$

式中: X_2 表示自变量的第二个测量指标的观测值; X_{2T} 表示自变量的第二个测量指标的真实值; W 表示控制变量的值; r 表示控制变量对自变量的第二个测量指标的影响系数; X_{2T} 和 W 不相关。

与反映型指标类似, 控制变量通过污染某一个构成型指标, 最终影响了理论构念值的估计。其处理情况也与上文一致, 通过计算残值将控制变量对 X_2 的污染剔除出去, 获得其“纯净”观测值。其具体操作步骤为: (1) 做 X_2 对控制变量的回归, 得到控制变量对 X_2 的预测值; (2) 用 X_2 的观测值减去上述预测值, 得到的就是去除控制变量影响后的残值, 也就是 X_2 的真实值 X_{2T} ; (3) 将 X_1 、 X_{2T} 和 X_3 进行加权得到自变量“纯净”值。

以上只以自变量的某一个构成指标为例, 说明控制变量影响构成型观测指标时的情形, 并给出了相应的处理策略, 当控制变量影响因变量的观测指标或者同时影响二者的观测时, 可以采用同样的逻辑进行处理。

当然, 还有更复杂的情况就是, 自变量的测量指标是反映型, 因变量的测量指标是构成型。在这种情况下, 采用上文的策略获得自变量的“纯净”观测值, 再用本节的策略获得因变量的“纯净”观测值, 对两者进行回归, 就可以对自变量与因变量之间的影响关系进行统计推断。

3 结 论

虽然控制变量的使用已成为目前管理实证研究的普遍现象, 但研究人员对控制变量的重视并未达到和自变量与因变量相当的程度, 对控制变量的使用和分析也并未进行足够深入地分析。本研究质疑了这种常态做法, 并进行理论分析指出, 统计控制虽然希望达到和实验控制等同的效果, 但因为管理研究中控制变量经常与自变量相关, 所以在使用统计控制策略将控制变量对因变量的影响排除的同时, 也移除了一部分自变量对因变量的效应, 使得最终得到的自变量对因变量的解释度小于其真实解释度, 并且这种削减幅度随着自变量与控制变量之间相关系数的增大而增强。

当控制变量与理论构念相关时, 进行统计控制并不会得到自变量与因变量之间关系更精准的估计, 分层回归分析得到的仅是在考虑控制变量的情况下, 自变量对因变量的增加效应。

同时, 本文也分析了控制变量分别与反映型测量指标和构成型测量指标相关时的统计控制策略。当控制变量污染测量指标的观测时, 经过统计控制会净化控制变量的不良影响, 其方法为计算剔除控制变量影响后的残值, 分层回归分析在此时并不适用。

因此, 我国学者在进行管理实证研究时, 需要特别注意控制变量的使用和分析, 只有这样才能得出科学、合理、可信的理论结果。

本文虽然只讨论了存在一个控制变量的情况, 实际上当存在多个控制变量时, 其分析逻辑是一致的, 并不影响本文分析的有效性, 研究所提出的统计建议一并适用。

作者: 张涵 康飞(天津大学管理与经济学部)

来源:《科学学与科学技术管理》2014 年第 10 期

国务院发布外贸国九条 支持跨境电商“海外仓”



5 月 12 日, 国务院出台《关于加快培育外贸竞争新优势的若干意见》, 提出要大力推动外贸结构调整, 提升国际经济竞争力, 全面提升与“一带一路”沿线国家的合作等九个方面。

其中, 自贸区战略包括两种自贸区, 对国内的四大自贸区而言, 要继续深化改革开放, 在全国复制推广改革试点经验, 并逐步扩大试点范围, 加强区域载体的建设, 对外则加快实施自贸区战略, 以开放的态度加快实施自贸区战略, 发挥自贸区对贸易投资的促进作用, 提升国际经贸规则话语权, 积极同“一带一路”沿

线国家和地区商建自贸区。

鉴于跨境电商对外贸转型重要作用,这次在培育新型贸易方式上也着重提出跨境电商,要求积极开展跨境电子商务综合改革试点工作,抓紧研究制订促进跨境电子商务发展的指导意见。培育一批跨境电子商务平台和企业,大力支持企业运用跨境电子商务开拓国际市场。鼓励跨境电子商务企业通过规范的“海外仓”等模式,融入境外零售体系等。自贸区三种跨境电商模式

第一种是进口商品直销中心。该种是商家通过一般贸易进口方式把商品进口到国内,在商品直销中心销售,这部分商品已经缴纳关税、增值税和消费税,属于完税商品,现场购买可以直接带走,但由于减少中间的流通成本,部分商品还是比其他渠道购买的便宜,但是该种模式算不上跨境电商,仅仅是传统销售的方法。

第二种是跨境电商保税模式。保存在海关特殊监管区或保税监管场所内的商品通过体验中心的二维码扫码下单或者在家通过网站下单,网站后台接收订单后,通过保税仓库分拣打包把产品配送到客户手上,商品最快 1-2 天就能送达,并且只按照行邮税征收,低于 50 元的税费可减免,如果保税模式成熟,可为国内消费者带来非常大的实惠,可零税费享受国外商品并且物流配送时效快,能真正给消费者带来性价比高的商品。

第三种是保税展示销售模式。目前上海自贸区正在实行。商品在进境前,先进行预归类及价格审核,完成海关进境备案申报,进入保税区指定分拨仓库,完成预检验、报关、安检、查验。通过办理以上严格监管手续才能进入保税展示交易平台进行展销。商品销售完成后,再向海关集中进行报关完税,如若没有实现销售,同样可以返区离境,转移其他地区销售,这样可降低经营者风险,比较适合奢侈品等高价高税率的商品。对顾客来说,由于减少了中间环节,就算是加上相关税费,价格还是相当的优惠。在自贸区区域内,体验中心模式和跨境电商保税模式只是作为保税展示销售模式的补充而不是主要部分。因为保税展示销售模式需要在指定监管区域进行销售,有自贸区以外的区域没办法获得的优势,而另外两种模式在自贸区以外其他区域都可以实现。两种进口模式

保税进口模式,进口电商能将商品批量运输至保税区备货,再销售给消费者。由于商品批量先备货至保税区,利于发挥国际段运输的规模效应,每单运费被极大地摊薄;消费者下单后,商品由保税区直接发货,对消费者而言等待时间最短;且由于海关开辟了保税进口的绿色通道,保税进口的通关速度和稳定性都较高。由于在国内备货,保税进口模式需要承担较大的库存风险,因此更加适用于经营品类相对单一,经营商品消费频次较高的进口电商,如母婴进口电商。

直邮进口模式,指消费者下单后,商品从国外直邮消费者的模式。相对于保税进口模式而言,直邮进口模式不受保税区备货规模有限的影响,在品类上更加丰富,因此更加适用于做全品类、大平台的进口电商。清关快递模式

跨境快递主要有以下三大环节:境外段(海外电商——海外口岸),清关(海外口岸——中国口岸)及国内段最后一公里配送(中国口岸——中国消费者)。

境外和境内配送方面,目前仅有四大国际快递巨头(DHL、UPS、FEDEX 和 TNT)以及各国邮政+中国邮政(国外邮政负责国际段运输,到境内直接转中国邮政进行国内配送),能够提供门到门的国际快递服务,自主完成这三个环节。国际快递主要为满足商业快件及时性设计,逐单运输,空运密度高,舱位利用率整体较低,规模效应不突出,成本较高。

进境清关方式主要有邮政清关、机场快递清关和中港快件清关。清关环节的成本差异主要体现在入境包裹是否需要缴纳关税的几率。邮政清关为批量清关,清关速度快,被查收税几率较低,但原则上要求使用对方国家邮政网络,国内段由 EMS 配送,2012 年海关新政以前,华人快递公司也可以使用邮政渠道清关,清关速度快,被抽查的几率低。2012 年,海关总署发布 2012 年第 15 号公告,修

改境外快递公司清关渠道，华人转运公司将不得使用邮政清关渠道进行进境邮递物品清关手续的办理。因此华人转运公司大多通过机场快递清关，由于快递清关原则上要求提交包裹详细信息以及收件人身份证信息，逐单检查，抽查缴税的几率大大增加，关税成本大为提升。未来只有海外仓+自营？

对从事跨境零售出口的卖家来说，以往大多通过类似国际小包快递方式，将货物快递给国外消费者，这种方式的缺点非常明显：费用贵、物流周期长、退换货麻烦、还有各种海关查扣，快递拒收等不确定因素，由此造成客户体验差，长期下去还会限制卖家扩张品类。

解决小包物流成本高昂，配送周期漫长问题的有效方案，就是在海外设立仓库。卖家将货物提前存储到当地仓库，当海外买家有需求时，直接从当地仓库进行货物分拣、包装以及递送等，从而缩短物流时间，提升用户购物体验。

“海外仓的本质就是将跨境贸易实现本地化，提高跨境卖家在出口目的市场的本地竞争力。” eBay 大中华区首席战略官胡蓉蓉表示，通过使用海外仓，中国卖家将在提高单件商品利润率、增加销量、扩充销售品类、降低物流管理成本、提升账号表现等方面得到显著提升，这最终还将促进跨境电商产业由价格战 逐渐变成良性的服务竞争。

商务部电子商务和信息化司副司长聂林海近日指出，跨境电子商务出口零售未来一定是“海外仓+自营”，把仓储建到目的国去，通过一般贸易、集装箱把主要货物拉到海外仓库，当网上消费者下单之后，通过当地物流配送直接送给消费者，这样可以显著降低物流成本。

国内各大跨境电商平台也开始纷纷布局海外仓。阿里巴巴旗下菜鸟网络公司，已着手建立覆盖全球 5 大洲的海外仓储网络和航空干线资源能力，在全球各个重要城市设置仓库节点。外贸电商第一股兰亭集势继去年初欧洲海外仓投入运营后，日前宣布其首个北美海外仓投入使用。

来源：蓝媒汇综合长江证券、中国政府网（2015-5-13）

5 月宏观看钢市 供需压力加大

2015 年 4 月我国工业增加值同比增长 5.9%，增速较上月微弱回升 0.3 个百分点。不过，今年以来制造业需求增长持续放缓，尤其是七大主要用钢行业不容乐观。前 4 月投资、出口增速回落明显，仅消费平稳增长，实体经济信贷需求不足，银行风险偏好降低。

国内通胀低位运行，工业经济增长乏力

2015 年 4 月 CPI 同比增长 1.5%，增速较上月扩大 0.1 个百分点，显示国内通胀仍处低位。非食品价格同比涨幅较上月持平，主要是食品价格中，猪肉和鲜菜涨幅较上月明显攀升，拉动 CPI 增速略升。

后期通胀或延续微弱回升态势。一方面，随着气温回升，鲜果和鲜菜大量上市，且蛋、肉类供应充足，5 月食品价格难以大幅上涨。另一方面，4 月非食品价格环比小涨，主要是“五一”旅游旺季影响，而家庭耐用消费品、建房及装修材料等需求表现一般，价格上涨仍受抑制。

2015 年 4 月 PPI 同比下降 4.6%，降幅较上月持平，显示工业通缩压力仍大。环比来看，4 月 PPI

下降 0.3%，降幅有所扩大，主要是煤炭、铁矿等采选业价格降幅扩大。考虑到国内工业经济增长乏力，后期较长一段时间内，PPI 同比持续负增长态势，降幅或缓慢收窄。

主要下游用钢行业中，4 月份金属制品业、通用设备制造业、汽车制造业、电子设备制造业出厂价环比分别下降 0.3%、0.1%、0.2%、0.1%，运输设备制造业出厂价环比持平。今年以来，上述五大行业出厂价总体呈下降趋势，显示制造业需求增长乏力。

制造业内需增长乏力，外需延续低迷态势

2015 年 4 月全国工业增加值同比增长 5.9%，增速较上月微弱回升 0.3 个百分点，仍处于五年来低位。其中，作为钢材消费的重要领域，当月制造业增加值同比增长 6.5%，增速较上月下滑 0.2 个百分点，持续 4 个月下滑。

七大主要用钢行业中，4 月金属制品业、汽车制造业、运输设备制造业、电气机械及器材制造业、电子设备制造业分别同比增长 7.3%、5%、9.2%、6.5%、10.2%，增速较上月下滑 0.9、1.3、6.3、0.4、2.1 个百分点，均创年内新低；当月专用设备制造业同比增长 2.4%，增速由负转正，通用设备制造业同比增长 2.4%，增速回升 0.2 个百分点，不过仍处历史低位。

后期国内制造业需求增长仍不乐观，尤其是中小企业经营活动处于收缩态势。4 月中国制造业 PMI 为 50.1%，较上月持平。分项指数中，新订单指数为 50.2%，持平上月，新出口订单指数进一步下滑至 48.1%，显示制造业内需增长乏力，外需延续低迷态势。

基建、房地产、制造业投资增速全面回落，楼市全面回暖尚待时日

由于投资、出口增速明显回落，国内经济下行压力加大。2015 年 1-4 月全国固定资产投资同比增长 12%，增速较 1-3 月下滑 1.5 个百分点，创下 2001 年以来新低。同期，全国出口同比增长 1.6%，增速较 1-3 月下滑 3.1 个百分点。

固定资产投资分类来看，基建、房地产、制造业投资增速全面回落，不过基建投资仍处于快速增长。2015 年 1-4 月基建投资同比增长 20.4%，增速较 1-3 月下滑 2.7 个百分点；房地产投资同比增长 6%，增速回落 2.5 个百分点，创下 2009 年 6 月以来新低；制造业投资同比增长 9.9%，增速回落 0.5 个百分点。

在各项数据普遍趋弱的态势下，房地产销量回暖是为数不多的几个亮点之一。2015 年 4 月全国商品房销售面积 8131 万平方米，同比增长 7%，自 2014 年 2 月以来首现正增长。随着楼市政策、货币政策放松，刺激改善型购房需求持续释放，房地产企业资金压力得以缓解。不过，由于对政策的敏感度更高，仅一线和部分二线城市销量出现回暖，而三、四线城市去库存压力仍大，导致房地产企业拿地、开工意愿较低。

由于地方财政紧张，基建投资增速也出现了回落。一方面，近年来全国财政收入增速处于下滑通道，从 2011 年的 24.8% 降至 2014 年的 8.6%，2015 年前 4 月进一步下滑至 5.1%。另一方面，今明两年地方债迎来偿债高峰，尽管财政部安排 1 万亿的置换债券，延长地方政府还债期限，不过因地方债规模大、利率低以及流动性差，难以获得投资者青睐。

在餐饮、网上零售等消费向好带动下，2015 年 4 月社会消费品零售总额增长 10.0%，维持平稳增长。不过，对于钢材拉动较大的家电类消费增速下滑明显。4 月家用电器和音像器材类零售总额同比增长 9.5%，较上月大幅下滑 10.8 个百分点。

当前全球经济复苏缓慢，欧洲经济企稳回升，美国经济增速放缓，新兴经济体普遍增长回落，导致我国出口受阻。不过，凭借低价竞争优势、国内钢厂持续开拓海外市场以及新兴经济体钢材需求总量庞大等因素，我国钢材出口仍处高位，全年或 1 亿吨左右。

实体经济信贷需求不足，银行风险偏好降低

2015 年 4 月末，M2 同比增长 10.1%，较上月末下滑 1.5 个百分点。M2 增速再创历史新低的因素包括：首先，除表外融资同比继续大降外，4 月实体经济信贷需求不足，也导致货币派生减少。其次，4 月我国出口同比下降 6.4%，外汇占款或大幅减少，造成基础货币供应出现缺口。最后，随着股市火爆，导致居民存款搬家，4 月减少 1.05 万亿，对货币增长产生负面影响。

2015 年 4 月，社会融资规模增量为 1.05 万亿元，分别比上月和去年同期少 1881 亿元和 4488 亿元。其中，表外融资占比继续维持低位，当月仅 224 亿元。当月表内融资 7780 亿元，同环比均下降；企业债券净融资 1551 亿元，同比大减 2113 亿元，显示实体经济投资意愿低迷，生产经营活动趋弱。

同时，2015 年 4 月非金融企业及其他部门中长期贷款 2776 亿元，同比下降 452 亿元，环比下降 878 亿元，也印证企业信心不足，扩张动力减弱。而票据融资 1361 亿元，同比增加 503 亿元，环比增加 1081 亿元，显示银行风险偏好降低，通过票据融资冲量，企业对短期资金需求增加。

总结

总体来看，后期较长一段时间内，工业经济通缩压力仍大。制造业需求增长乏力、房地产投资回暖尚待时日，基建投资依然是稳定经济增长的重要途径。为推动地方债发行，给基础建设提供资金支持。一方面，地方债采取定向承销方式发行，且发行利率上限为同期限国债 30%。另一方面，允许以地方政府债券为抵押向央行获得流动性，提升银行配置地方债意愿。

同时，考虑到国内经济下行压力加大，通胀低位运行，实体经济信贷支持不足等，后期货币政策有望进一步放松，降息降准仍有空间，需加大流动性供给，降低实体经济融资成本。此外，我国金融改革加快，包括推进抵押再贷款、信贷资产证券化、取消贷存比考核等。

短期内，受累于下游用钢需求增长趋弱，而钢铁业供给攀升，供需压力再度加大，在更为有力的稳增长措施出台之前，钢市或弱势运行。

来源：国研网（2015-5-15）

冷链物流企业将开展星级评估

5 月 8 日，《物流企业冷链服务要求与能力评估指标》国家标准正式发布，将于 2015 年 7 月 1 日开始实施。中物联评估办、中物联冷链委召开标准贯彻座谈会，表示将依据该标准在全国范围内开展星级冷链物流企业评估工作。

会上，中国物流与采购联合会副会长兼秘书长崔忠付介绍了《物流企业冷链服务要求与能力评估指标》国家标准的重要意义，以及星级冷链物流企业评估的价值所在，并强调参加星级冷链物流企业

评估的前提条件是成为 A 级物流企业。据悉，截至目前我国共有 A 级物流企业 3176 家。

中国物流与采购联合会评估办主任杨国栋告诉记者，对星级冷链物流企业的评估主要基于企业自愿、严格执行标准、冷链物流服务特点、公开公平公正原则，从设备设施、管理与服务、信息化水平三个方面对物流企业进行评估。

记者还在会上获悉，2015 全球冷链物流峰会暨第七届中美冷链物流会议新闻发布会也同时举行，本次峰会将于 6 月 4 日至 5 日在大连召开，将以“全球贸易一体化——共同行动，把握冷链下一个风口”为主题，共同探讨新形势下冷链物流的发展蓝图。

来源：中国交通新闻网（2015-5-13）

先收购、后买单的中国特色并购

中国国内正处于早期阶段的并购(M&A)热潮，与其它任何地方都有所不同。中国的并购交易在定价、时间选择、条款、融资以及结构方面都与其他主要经济体明显不同，对物色中国并购交易机遇的跨国企业和收购公司来说，后果有好有坏。

对于这两类企业（以及希望在中国寻找买家的公司），现在要做的是学习中国式并购的新规则，然后学会利用它们，使其成为自己的优势。

中国企业寻求并购的主要原因与外国企业一样，都是为了提高利润率、提升效率并使投资者满意。主要区别（这一点很突出）在于，大多数情况下，中国国内的企业收购方——尤其是那些现在最积极试图达成交易的上市公司——并没有资金收购另一家企业。

在世界其它地方，有三种已知方式来支付一笔收购——现金、借款，或者股票。对于中国上市公司来说，这三种方式通常不是极其缓慢，就是不现实。原因很简单：这些公司的留存利润几乎总是不够。

中国的银行业和证券业规则严重限制了中国上市公司利用债务或者发行新股为收购融资的方式。借助杠杆进行融资的交易基本上是被禁止的。因此，中国企业发明了两种迂回曲折的方式来完成并购。它们显示出了某种天赋。两种方法都涉及试图先收购、后支付。

方法一是，收购方先谈判好一项收购协议，然后向证交所申请暂停公司股票的交易。收购方将宣布这一协议，如果一切顺利的话，其股价将猛涨，涨幅往往高达 50%至 75%。

带来这种可预测结果的现实是，中国几乎所有上市股票都为小打小闹的散户投资者所购买，这些人被中国券商称为“大爷和大妈”。他们中大多数人从未留心看过一家企业的财务报表，也从未费神研究其竞争地位。相反，他们买入和卖出股票主要依靠券商提供的传言和炒作，或者网上散布的“内部消息”。

在中国，一项被宣布的并购交易如今必定是一起影响市场行情的事件，而后果往往都是推高股价。

一旦收购方的股票复牌后股价如期大涨，收购方就将开启一个艰辛的过程，即向中国证监会(CSRC)申请允许二次股票发行。

如其所愿，二次股票发行将带来完成并购所需的现金。批准过程一般需要 6 个月或更长时间。中国证券规则繁琐，而且要求新股发行价相对于申请时的股价有一个折让。

结果是：“先宣布，再申请”的顺序意味着收购方能够以更加有利于己方的条款，筹集收购目标企业所需的现金，从而降低对股权的稀释。

方法二（与方法一相近）是说服一家友好的国内投资基金来收购目标企业，然后持有其股权，直至真正有意的收购方通过二次发行筹得资金。在别的司法管辖区，这可能被视为“串谋”，因而很可能把每个参与者都送进监狱。而在中国，这正在成为惯例。

实际上，一种专门做此类交易的新形式的投资基金已经应运而生。它们自称为“市值管理基金”（market cap management funds），其宗旨是帮助上市公司进行能够提升公司股价的并购交易，其它没什么用。

它们的赚钱方法是买卖股票，以及把它们代表上市公司收购再转售的公司的价码标高。它们并非境外人士所理解的那种收购基金，因为这些市值管理基金代表某一家公司收购，而没有特别的行业专长，也没有管理被收购企业的经验。它们只是暂时托管者。

收购者通常会向“市值管理基金”贡献一小部分有限合伙人资本，借此将两者的利益捆绑在一起。从市值管理基金首次收购目标公司到出售给上市的收购方，可能需要一年或更长时间，之后还要过好几年，这笔收购才会对收购方的盈利产生影响（如果有的话）。换句话说，这是一个漫长的过程。

对收购方来说，这本身不是什么问题，因为收购者希望提振自身股价并将其保持在较高价位，以控股目标企业，然后将其与自身业务整合。就寻求并购而言，市值管理胜过了行业逻辑。

到目前为止，我还没有看到有证据表明，中国股市投资者担心一笔已宣布的并购交易可能不会有利于收购方。在美国以及其他较发达的资本市场，情况往往相反。在宣布收购计划时，收购方的股价往往会出现下跌。这是因为在多数情况下，经验证据显示，并购交易的主要受益人是目标公司的股东。对于收购方，并购交易往往被证明代价高昂，而且协同效应不明显。

中国国内上市公司曾邀请我们帮助就并购交易提供咨询，这些交易明显以“市值管理”为目的。找到有具吸引力的目标企业也在考虑范围内，但相对次要。

大体而言，这里的讨论与计划、实施并购交易的其他任何地方不同。讨论围绕着一旦宣布并购交易，将如何筹措资金、何时停牌、停牌多长时间，以及上市公司股价可能上涨的幅度并保持在多高水平。

如果上市公司具有私企（而非国有企业）背景，董事长通常是最大单一股东。如果市值管理按计划操作，董事长的资产净值将得到最大提振。

中国的并购旷日持久且迂回曲折，这种特点正给跨国公司和收购机构带来颇具吸引力的机遇。在中国并购领域，它们是唯一既拥有现成（或者很容易获得的）资金可完成交易、一旦收购成功又具备良好企业管理经验的参与者。

从中国潜在卖家的视角看，这两点都极有价值，因为它们消除了在同意出售给国内收购方时的很多不确定性。跨国公司和收购基金因此往往是卖家首选的买家。

就眼下而言，在中国，几乎没有跨国公司和收购基金在忙于完成并购。原因很多，包括中国经济增速放缓、中国被视为变得对外资更具敌意、很难说服业绩较好的中国企业的所有者放弃多数控股权。这些担忧都是站得住脚的。但还有更大的力量在起作用，而它们意味着，通过并购在全球增长最快的市场实现扩张是颇具吸引力的。

首先，在几乎所有工业和服务行业，中国终于启动了关停并转和整合进程。成本（尤其是劳动力、能源及偿债成本）正在快速上升，给利润率带来了沉重压力。中国大多数产品与服务的市场不再每年增长 25% 以上，而且正受到产能过剩的困扰。

规模、效率、质量和现代化管理是对抗惩罚性利润率压力的唯一途径。这就给大型全球企业和收购基金的优势带来用武之地。他们知道怎么做，怎么把一家优秀的中小企业转型为一家大型的市场份额领军企业。

这多少是一个保持得很好的秘密，但世界上一些最成功的并购交易正是大型全球企业对中国私企的收购。那些最成功的收购者通常更喜欢保持低调，所以很少有人知道，他们在收购和升级中国国内公司之后做得有多么漂亮。

为何要提醒竞争对手们呢？在每一起广为人知的糟糕案例背后，都起码有三起静悄悄的成功案例。的确，有一家财富 500 强公司提供了在中国实现成功并购、获得巨大回报的三个绝佳案例。它就是瑞士食品行业巨头雀巢(Nestle)。

1908 年，他们第一次在中国设立了办事处。近 100 年之后，伟大的转型开始了。1998 年，他们决定购买中国调味品公司太太乐(Taitaile) 80% 的股权。如今，太太乐的规模达到了当初被雀巢收购时的 12 倍以上。

他们再接再厉，又大手笔收购了中国两个食品与饮料品牌：饮料公司银鹭(Yinlu)和糖果品牌徐福记(Hsu Fu Chi)。在所有三个案例中，雀巢都是收购多数控股权，但不是买断 100% 股权。他们让创始人继续管理，作为首席执行官和少数股权所有者。

事实证明，这是一个在中国成功并购的出色模式，并非仅仅适用于雀巢。当与中国企业主讨论把控股股份出售给一家优秀的全球性公司的优势时，我们经常会跟对方分享雀巢在中国的并购案例，包括中国企业主留任，但可以支出雀巢的资金、利用雀巢的资源去打造一家巨型企业。这是一件相当有吸引力的事情。

在雀巢拥有控股权的情况下，这三家被收购企业都得到了良好的发展，目前占有可观的市场份额。中国成为雀巢第二大全球市场，主要得益于这些收购案。仅仅 4 年前，中国是雀巢第 7 大全球市场。

从我跟雀巢中国并购团队的讨论看，他们坦率地表示，事情并非总是一帆风顺。所有几起并购交易都尝试进行文化融合，一方面是世界上最一丝不苟、行动缓慢、官僚气息更浓的文化之一，另一方面是所有中国企业家都熟悉的放任自流、“预备、开火、瞄准”式风格。公司文化的鸿沟不可能比这更大了。不过，实际上融合很成功，好于雀巢刚进入时的预期。

雀巢告诉我们，他们渴望在中国收购更多公司。中国人的人均食品消费仍只有墨西哥人的一半，这就是未来的增长空间所在。随着食品质量与安全成为消费者最关心的问题，中国市场的整体格局正朝着有利于雀巢的方向发展。收购更多公司应会帮助雀巢在中国增加营收，并提高市场份额。

在中国的多个行业，情况都是差不多的，所以有利于精明、大胆的买主。选择质量好的目标，以合理的价格买入，让伟大的企业家转型为伟大的管理人与合伙人，不要事无巨细地从遥远的全球总部发号施令。做对这一切，在中国并购就能成功。不必进行市值管理。

作者：傅成

来源：FT 中文网（2015-5-15）

经济这么差 央行为何还引导人民币升值？

周四，中国央行将人民币兑美元中间价设定为 6.1093，为 2014 年 2 月以来最高。周五，人民币兑美元中间价再次上调，报 6.1085，这与近期一系列低迷的经济数据、资本流出加剧的迹象以及大范围的刺激措施显得格格不入。那中国央行究竟出于什么原因逆势引导人民币升值？

1 经济到底有多差？

4 月经济和货币数据远逊预期，连基建投资都罕见放缓。在今年基础设施投资不断发力的背景下，1-4 月全国固定资产投资同比仅增 12%，低于一季度的 13.5%。而据海通证券测算，4 月固定资产投资增速下滑至 9.4%，创 04 年 12 月以来新低，三大类投资增速全面滑坡。

央行周三公布的数据显示，4 月新增贷款、M2 和社会融资总规模均大幅不及预期。

中国 4 月社会融资规模 10500 亿元，预期 12040 亿元，前值从 11800 亿元修正为 12381 亿元。4 月新增人民币贷款 7079 亿元，预期 9030 亿元，前值 11800 亿元。同时，4 月 M2 货币供应同比增 10.1%，预期 11.9%，前值 11.6%。中国 4 月 M1 货币供应同比增 3.7%，预期 3.5%，前值 2.9%。

浦发银行分析师曹阳评论称，央行货币宽松政策不能停，虽然前期降息、降准可以一定程度扩大货币乘数、改善信贷条件，但预计未来政策宽松力度更大，预计再度降息、降准仍将是大概率。预计今年 PSL 规模在 1 万亿以上，这可以直接增加基础货币，也可能为稳基建提供帮助。

2 政府为什么不希望人民币贬值？

首先，中国政府希望继续提升人民币作为国际储备货币的地位。在游说国际货币基金组织（IMF）将人民币纳入特别提款权（SDR）货币篮子的同时，中国不能允许人民币明显贬值。IMF 上周首次转变对人民币的态度，称人民币不久后将不再被低估。

此外，人民币一旦大幅下跌，企业将难以偿还美元债务。佳兆业美元债务违约后，煤炭进口商永晖控股（Winsway Enterprises Holdings Ltd.）成为了今年第二个美元债券违约的中国企业，但绝不是最后一个。即便在人民币汇率稳定的前提下，很多企业也已经很难偿还美元债务。

中国经济转型过程中，同样需要尽力避免压低人民币。如果让人民币贬值，中国将回到出口依赖型经济的老路。在旧经济模式下，中国债务占 GDP 比例从 2007 年的 158% 上升至 282%。旧经济模式既催生了资产泡沫，又过于依赖外需。现在外需不足，中国经济受到拖累，但让人民币贬值无法解决经济结构的长期问题。

人民币如果因上述原因保持在 IMF 所称“估值合理”的水平，中国出口还要痛很久。

任何一个国家都不能同时实现固定汇率、货币政策独立和资本项目开放，也就是所谓的“三元悖论”。该概念由美国经济学家保罗·克鲁格曼（Paul Krugman）在蒙代尔-弗莱明模型（Mundell-Fleming Model）的基础上提出。

美银美林货币和利率策略全球主管 David Woo 向《华尔街日报》表示，中国无法违背经济逻辑。他对中国政府能否实现所有目标表示质疑。

今年中国央行行长周小川数次呼吁 IMF 考虑将人民币纳入 SDR，而美国财长雅各布·卢表示，“如

果中国想加速人民币国际化的进程，必须成功完成艰难的基础改革。例如资本账户自由化、汇率市场化、利率自由化，并加强金融监管的力度。”在保证货币政策独立、资本流动的前提下，中国或许只能牺牲对汇率的控制。

作者：朱轶天

来源：华尔街见闻网（2015-5-15）

中国将要爆发大规模经济危机？

中国经济发展进入新常态，也是一个风险高发的时期。在此背景下，中国会不会爆发大规模经济危机？

近日公布的 4 月份经济数据，并不出乎意料。数据显示，中国 4 月工业产出同比增幅从 3 月的 5.6% 小幅恢复至 4 月的 5.9%。但增长恢复主要是由于中国晚于常年的农历春节扭曲效应消失，而不是潜在的经济改善。因此，经济整体疲软的格局并未因此改变。此后经济仍面临下行压力。

数据显现出经济下行压力加大，4 月份经济下行的原因包括两个方面：从国际上看，国际经济深度调整尚未恢复，受此持续影响，4 月份出口继续下滑；从国内来看，产能过剩形势依然十分严峻，工业生产者价格指数（PPI）连续 38 个月下跌，房地产市场调整的滞后影响进一步显现。

但可以看到，在换挡的同时，经济结构分化日趋明显、运行质量在持续改善。结构分化更加明显，部分行业、部分地区可能会出现剧烈阵痛，并由此引发相关风险。

一段时期以来，经济下行压力特别突出地表现在以煤炭、石油、钢铁、有色、化工等资源密集型产业占比相对较大的地区，如东北三省、山西、河北等地。

与此同时，对于中国经济至关重要的投资数据也继续低迷。根据凯投宏观的计算，4 月固定资产投资从一季度的 13.5% 同比放缓至 9.4%。零售销售增长同时也放缓。

同时，中国商业银行上月新增 7079 亿人民币贷款，总体从 3 月的 1.18 万亿有所下降，尽管目前的疲软很大一部分仍旧集中于工业与房地产业。

国家信息中心经济预测部副研究员张茉楠指出，目前，民间投资并未真正从政府手中接过接力棒。一季度固定资产投资回升主要是与城镇化和政府主导高度相关的基建投资和房地产增速明显回升，而与工业化高度相关和非政府主导的制造业投资持续下滑，尤其是民间制造业投资积极性和意愿并不高，内生增长动能趋于减弱。

数据显示，今年一季度基建投资同比增长 25.6%，同比大幅提高。在过去三十几年中，基建投资增速比较高的年份往往都发生在换届年之后，投资的周期性和政府换届的周期性非常吻合。

房地产投资也在加速，一季度房地产开发投资同比增长 20.2%，比去年全年提高 4 个百分点。

相比之下，受制于产业平均利润率下滑和债务“去杠杆化”影响。制造业长期平均利润率下滑影响投资信心。1-3 月制造业投资同比增长 18.7%，较上年同期下降 6.1 个百分点，民间制造业投资也出现较大回落。

制造业投资和民间投资低迷的状况反映出当前经济内生增长乏力，这不仅仅是周期调整的问题，更反映出经济转型和经济结构调整的艰难。

事实上，中国经济模式的弊端之一在于过度依赖投资，而无效投资在实体层面积累为过剩产能，而在金融层面则反映为债务问题。也正因此，中国第四大风险则是金融机构风险。

中国金融业或许是改革之中最滞后一块，利率等关键指标多数处于管制状态，导致官方利率低于市场水平，如此的双轨制加上预算软约束，使得信贷资源分配存在天然缺失。

首先使得银行巨额利润往往基于储户长期背负的“负利率”之上，而国有企业与地方政府在合法化的金融体系中得到大部分资源，而贡献大量就业的民营企业尤其是中小企业只能借道灰色途径，比如影子银行。

过去两年，海外投资者这往往最关注中国的影子银行问题，其实中国影子银行就是银行系统的衍生而已，影子银行的风险恰恰正是金融机构的风险。

以银行业为例，过去银行利润和资产表现不错，比如今年前三季度商业银行实现净利润 12645 亿元，同比增长 12.7%，但是银行股一直以来反应却很平淡，这也隐含了对于未来坏账卷土重来的担忧。

根据中国银监会 2014 年三季度数据，商业银行不良贷款率有所上升，不良贷款率达到 1.16%，较上季末上升 0.09 个百分点，拨备覆盖率为 247.15%。这一数据仍旧堪称理想，但是坏账问题在于并非银行风控做好就可以避免，如果客户端出现问题，银行也会深陷泥淖。

2012 年以来，中国政府一直在执行经济和资产泡沫软着陆的政策，但是只能减缓经济下滑的速度，但知名经济学家如松认为，无论是经济还是房地产、股市，最后一定有一个加速下跌的过程，这个起点将在今年四季度，如果不用经济危机来表述，也可以用经济、房地产、股指加速下行来表达。

房地产泡沫破裂、经济下行、增加货币发行、降息预期，这一切都只有一个结果：人民币大幅贬值。

偏偏 2015 年美国进入加息周期，美元升值预期强劲，这会进一步给人民币带来巨大贬值压力，加速中国热钱流入美国。就在 2014 年 11 月 21 日央行突然宣布降息后，三个交易日人民币应声狂贬超过 500 点。从降息到年底的一个多月，人民币贬值超过 2%。

虽然股市火爆，但股市里的外资却在逃走。人民币经过长时间的对外升值对内贬值，以真实购买力计算，美元兑人民币应该在 1:10 以上。

2014 年 11 月 22 日，央行下调金融机构人民币贷款和存款基准利率。金融机构一年期贷款基准利率下调 0.4 个百分点至 5.6%；一年期存款基准利率下调 0.25 个百分点至 2.75%。

2015 年 2 月 5 日，下调金融机构人民币存款准备金率 0.5 个百分点。同时，非县域农村商业银行额外降低人民币存款准备金率 0.5 个百分点，对中国农业发展银行额外降低人民币存款准备金率 4 个百分点。

2015 年 3 月 1 日，下调金融机构人民币贷款和存款基准利率 0.25 个百分点。2015 年 4 月 20 日，下调各类存款类金融机构人民币存款准备金率 1 个百分点。2015 年 5 月 11 日，下调金融机构贷款利率 0.25 个百分点。

在短短的半年时间内，央行进行了 5 次降息降准，特别是 4 月 20 日，下调了存款准备金率 1 个百分点，幅度非常大。从宏观来看，央行释放货币的速度似滚滚洪流。

可是，市场反应的却是完全相反，更近似流动性干枯的状况。2014 年 12 月至 2015 年 4 月的 M2

增速分别是 12.4%、10.8%、12.5%、11.6%、10.1%，这种央行不断释放货币和 M2 增速不断萎靡形成了背离。

去年曾经有短暂的 M2 增速下降的时间，但是货币政策不是明显的扩张期，而且 M2 增速下滑只是短期，所以，问题并不严重。

现在 M2 的低迷是在去年下半年央行不断金融创新释放货币、2014 年 11 月以来集中降息降准的情况下发生的，而且持续的时间已经五个月，肯定可以代表一个趋势，说明经济生活中创造信贷的能力在加速萎缩，一般来说，经济生活中不再创造信贷之后，半年到一年很容易发生经济加速下滑的情形，那是一种流动性枯竭导致的经济和资产价格惨跌。

2015 年人民币会贬值多少？有华尔街投行分析 2015 年人民币对美元将跌至 6.35。这算乐观的。内地有经济学家分析 2015 年人民币兑美元将贬值 5%到 10%。这足以引发外资和内资热钱加速外逃。

人们将会看到：2015 年每一次降息、降准消息公布之后，都会引发新一轮人民币剧烈贬值。当内地股市在 2015 年中见顶回落后，又会加速人民币狂泻，资本海啸般外逃。这对疲弱的实体经济更是沉重的打击，并可能引发金融危机。

随着中国经济转入“中速增长”，结构性减税、以及向民生财政转型，政府刚性支出将迅速增加，财政支付压力也将进一步凸显。

如果将中国看做一盘生意，那么过去中央政府就是总公司，而各地地方政府则分公司；分公司的资产包含当地土地等等，各类税费则构成收入现金流，而分公司的所有负债其实都有总公司提供隐性担保，这也造成中国地方政府不会破产的固有印象，银行也乐意贷款给地方政府以及相关城投公司。

如此结构再加上地方事权和财权的不对等，使得中国地方债务不断累积。根据中国审计署 2013 年数据，在考虑或有债务后，中国各级政府债务约 30.28 万亿元，其中地方政府债务余额 17.9 万亿元。

如果经济继续保持增长，那么这一模式似乎可以维持，但是随着经济下行以及财税改革，这一模式则遭遇挑战。

财税改革的思路之一是事权和财权对等，在允许地方政府破产的同时给予地方政府一定举债权，也就意味着中央政府类似总店，地方政府类似加盟店，中央政府 2014 年也公开强调地方政府对其举借的债务负有偿还责任，借此强化预算约束。

这一想法出发点正确，但也意味着压力主要放在地方政府。经济下行之下，地方政府未来几年将遭遇寒冬，对比 2010 年-2012 年 20%以上的财政增长，近期财政收入增速已经降低到个位数。

根据德意志银行报告测算，土地出让收入分别占到地方政府和总政府收入的 35%和 23%，随着土地出让金收入降低，中国可能面临 1981 年以来最严峻的财政挑战，该行预测中国 2015 年土地出让金总额同比降低 20%，如果降幅为 10%，地方政府收入增长将只有 2.2%左右。

对于地方政府而言，除了收入锐减，同时还有旧债待偿。修订之后《预算法》虽然为地方发债继续打开口子，但随着地方债到期偿付的高峰到来，发债速度远远赶不上预算缺口。

去年今年共有 4.2 万亿元地方债到期，其中今年为 1.8 万亿。去年地方政府发债规模仅有 4000 亿元，今年即使翻倍，也不足以应付地方债务还本付息需求。

根据评级机构标准普尔估计，中国 31 个省级政府中约一半的信用状况在投资级水平——这也暗示另外一半的情况可能不妙，可以预见如果未来情况恶化，更多省级政府的信用情况会恶化。如此一

来，地方政府日子不好过，一旦地方政府日子不好过，其治下的企业日子也可想而知。

受房地产开工量巨降之累，2015 年土地财政铁定是大幅下降。而税收这一块也不容乐观。

2015 年整体税收可能是微增长甚或负增长，出现税收与土地财政双降的情势，而财政支出增长又是刚性的：社保、军费、安全维稳和基建经费等都要大幅增加。特别是基建这一块，政府要保增长，唯有大上“铁、公、基”，钱从何处来？

许多地方已经债务惊人，按官方统计数据到 2013 年 6 月地方债总数为 17.8 万亿，可社科院李铁他们调查发现，地方政府上报的债务数只有实际数额的 10%、20%或 30%，报 50%的都很少。以此推之，地方政府债务至少得乘以三，即超过 50 万亿。

在税收和土地财政双降的情况下，还要大上基建保增长，政府只有靠发债、印钞，而低油价、低通胀又为超发货币提供了宽松的空间。可以预见：2015 政府会大举发债，海量印钞。新一轮资产泡沫开吹。

美银美林近日警告称，中国在今年爆发金融危机的风险正不断增高，因为经济增长放缓及通缩压力有可能引发一波债务违约潮。有分析师称，中国债务总额与 GDP 的比值在过去几年里迅速提高，历史上，全球还没有哪个国家在遭遇中国这种情况时能够逃脱爆发金融危机的厄运，危机的表现形式有货币大幅贬值、银行业资产重组、信贷危机或主权债务违约等，而且在爆发金融危机时这些坏事情往往会同时发生。

但分析师也承认，由于中国的债务主要是本币债务，而中国的央行又能够印钱，因此中国政府有足够的力量对国内银行和其他金融机构施以援手。

另外，中国信贷危机最有可能的爆发形式是：随着投资者风险偏好度下降，影子银行体系爆发信贷危机，随后在政府的主导下中国金融体系进行资产重组。

美银美林提醒人们关注中国经济的三大问题：通货紧缩、人民币贬值和债务违约。

美银美林提醒客户，一系列不利因素的汇聚有可能冷却中国 A 股市场目前的投机热潮，最终将中国高达 26 万亿美元的庞大债务给经济造成的脆弱性暴露无遗。

报告称，中国今年很有可能爆发信贷危机，经济增速放缓和负债率过高这两个因素结合在一起，有可能对中国金融体系造成致命伤害。

如松认为中国将要爆发大规模经济危机这个时间点在四季度。从中国的会计制度来说，四季度是年末，银行是收贷的时候，很容易引发企业的资金链集中断裂，危机大规模爆发，这是结算制度决定的。

沪深股市 6124 点的顶是在四季度。美国次贷危机爆发也起始于 2007 年底。1929 年的经济危机起始于 1929 年的 10 月 29 日。1987 年 10 月 19 日，开盘仅 3 小时，道琼斯工业股票平均指数下跌 508.32 点，跌幅达 22.62%，形成美国股市一次著名的股灾；1989 年 12 月，日经平均股指高达 38915 点，从 1990 年开年开始狂泻。

总之，历史上大部分泡沫破裂的时间都喜欢选择在四季度，特别是 10 月份，是一个不安宁的月份。

这与全球主要国家的结算制度有关，无论每年的九月还是 12 月作为一个财年的结束，在四季度都是市场流动性短缺的时期，很容易引发企业的资金链断裂，形成经济危机或股灾。

美国次贷危机实际上从 2006 年就开始，当年下半年房价开始下跌，一年后的 2007 年底、2008

年初，房价出现惨烈下跌，中间间隔了一年半左右。中国 2014 年 5 月的房地产指数高峰显然已经难以超越，到今年底也是一年半左右。

对于这个问题，没有任何先例可循，判断经济危机发生的时间，也是全世界的难题，特别对于中国来说，集权经济体制与西方国家不同，更没有先例可循。

还有一个很大的变数，那就是通胀的走势，未来五个月，通胀走的越高，经济危机爆发的可能性越大，如果 CPI 上涨到 3.5-4% 以上，经济危机的爆发可能性将超过 75%，通胀越高，可能性越大，危机爆发的也将越猛烈。

中国国务院发展研究中心办公厅主任余斌认为，中国经济发展进入新常态，这将是一个风险尤其是金融风险高发的时期。

中国现在面临的风险很多，比如地方政府债务的问题，房地产领域的问题，过剩产能的问题，影子银行的问题，都非常突出。在本质上，这些问题都会带来金融机构资产质量的下降和风险的集中，最终都会表现为金融风险。

过去，在经济高速增长阶段也会出现短暂的经济低迷，但一般有两个基本特征，一是需求快速扩张，二是资产价格大幅度上升。企业只需要熬过这个冬天，很快春天就会到来，因为市场需求一直是快速扩张的。

现在的问题是高速增长阶段已经结束，一个相对较低的增长时期正在来临，原有的风险化解机制已经不成立，不能发挥作用。应该采取什么样的方法才能让各类风险，尤其是金融风险，得到有效的防范和化解，这是一个关键问题。

余斌指出，中国现在处在一个危机与改革赛跑的时期。所谓危机与改革赛跑，是说如果我们在重要领域和关键环节的改革上迟迟不能迈出决定性的步伐，那么，我们可能就需要一场危机才能解决当前所存在的问题。

反过来，如果我们能够在重要领域和关键环节的改革上尽快迈出决定性的步伐，通过改革释放新的制度红利，就可能避免系统性的危机。

因此，当前金融领域存在的问题，余斌认为仅仅通过货币政策的松或紧是很难解决的，解决问题的根本出路在于，十八届三中全会决定所提出的金融改革中的几个重大举措，应尽快得到贯彻落实。

作者：金子厚

来源：商业见地网（2015-5-15）

中国推出解决地方债问题的刺激计划

中国政府推出了一项帮助地方政府对数万亿美元债务进行重组的大规模刺激计划，同时还要求银行扩大信贷规模，因最新公布的经济数据显示中国经济增速出现进一步放缓迹象。

在一份由中国财政部、央行和银监会联合发布的标有“特急”字样的文件中，这三个政府部门列出了一系列推动地方政府债务置换计划的措施，该计划是中国政府最重要的经济救助计划之一，旨在

为省市级政府偿还债务提供一定喘息空间。

文件的核心内容是，中国央行将允许商业银行使用所购买地方政府债券作为从央行获得各种低息贷款的抵押品，这一计划的力度超出外界预期。此举的目标是向中资银行业提供更多资金来发放新贷款。《华尔街日报》(The Wall Street Journal)见到的这份文件是本周早些时候发布给全国各省、自治区、直辖市和计划单列市政府的。

此前中国政府为提振经济活动已经采取了一系列举措，包括自去年 11 月份以来的三次降息。但这些措施到目前为止未能起到刺激新需求的作用，一定程度上是因为债务负担沉重的国内企业和地方政府正疲于应对巨额债务的偿还问题。与此同时，借贷成本依然处于高位，而低通胀率则加大了企业和消费者偿还贷款的难度。在融资成本上升及违约增多的情况下，银行业也不愿下调贷款利率。

中国政府最高决策机构国务院对于解决日益严重的债务问题的紧迫感十分强烈。据了解情况的官员称，国务院近几周要求财政部、中国央行和银监会等负责经济事务的最高机构制定出一项计划，以帮助地方政府解决债务问题。

据知情官员称，中国央行为此决定将地方债纳入抵押品范围，大大拓宽了其发放给商业银行的贷款种类。据《华尔街日报》此前报道，中国央行准备执行一项计划，允许商业银行用其购买的地方债从央行获得低息、长期贷款。根据该指示，央行发起的计划在范围上更广，新发行的地方政府债券可被商业银行用作抵押品向央行申请各种贷款，不论期限长短。

大华继显(UOB Kay Hian Holdings)中国经济学家朱超平认为，中国央行正利用这个机会向商业银行提供低成本资金以引导利率下降，这将起到类似于量化宽松（即美国和欧洲央行推行的旨在刺激经济增长的债券购买计划）的效果。

中国央行官员近日称，央行无需诉诸非常规货币政策工具，而是可采取例如进一步下调利率等举措，上周日央行已宣布降息。但有充分迹象显示当前经济形势较政府及经济学家所预期的更加疲软，官员们正在寻找解决办法。

周三中国发布了一系列令人失望的经济数据。特别值得一提的是，今年前四个月不含农户固定资产投资较上年同期增长 12%，为 2000 年 12 月以来最慢增速。这种糟于预期的增速回落幅度主要因房地产投资乏力所致，而房地产市场正是去年以来拖累中国经济的最重要因素之一。4 月工业增加值和零售额也不及预期。

此外，中国银行业发放新贷款的规模也不及市场预期。4 月新增贷款人民币 7,079 亿元（合 1,140 亿美元），低于 3 月的人民币 1.18 万亿元，也低于接受《华尔街日报》调查的 11 位经济学家给出的人民币 9,500 亿元的预期中值。4 月末中国广义货币 M2 余额同比增长 10.1%，经济学家的预期中值为增长 12%。

如果北京方面想要实现已下调的今年既定增长目标 7%（25 年来最低水平），那么在经济放缓步伐进一步加剧的情况下，决策者就不得不推出更为激进的促增长措施。不过中国政府仍公开称维持“中性”货币政策立场，因为官方不想显得又在故技重施，即通过开闸放贷拯救经济。

一些经济学家称，实际上一项规模堪比 2008 年底推出的 5,860 亿美元刺激计划的新刺激方案正在酝酿之中。过去六个月中国央行三次降息，两次降准。此外，中国央行还通过各种工具向商业银行提供了逾 1,610 亿美元的资金。

的确，与 2008 年的刺激措施相比，这些措施迄今为止对货币供应的影响黯然失色。根据大华继显朱超平的分析，到目前为止，宽松措施推动第一季度流通中的资金总量增加 7.7%，而上次刺激措施出台后，2009 年第一季度的流动性猛增 19.2%。

但瑞穗证券(Mizuho Securities)经济学家沈建光表示,未来还有多种宽松工具有待启用。他说,本次刺激措施规模将和上一次相当。

领导层认为恢复地方政府的金融健康对于维持经济增长至关重要。经济疲软意味着各级政府财政收入下降,投资大型项目的能力被削弱,大型项目投资是以往中国经济的主要驱动力。而很多地方政府负债累累又加剧了这一问题。截至 2014 年底的最新官方数据显示,目前地方自行上报的债务总额约为人民币 16 万亿元,较 2013 年 6 月上一次公布的数据增长近 50%。一些分析师的预期更高,约为人民币 25 万亿元。

作为最大的重组措施,中国财政部允许债务累累的地方政府发行政府明确担保的新债以置换现有债务(主要是银行贷款)。其目的在于降低地方政府的融资成本,为地方政府争取更多偿债时间。

然而这些新债上个月推出时却不受银行待见,银行认为与融资成本相比新债收益率过低。因此中国许多地区,包括江苏、安徽和宁夏,都出现了地方债发行延迟或计划推迟的情况。

上述官方新措施出台后,江苏省本周重启了上个月推迟的地方债发行。江苏省周二晚间公告发行 2015 年第一批地方债,发行面额总值人民币 522 亿元,发行规模不及原计划的人民币 648 亿元。

为了让银行更有动力购买地方债,财政部等部门要求地方政府提高地方债收益率,不得低于中国现行国债收益率。新措施还要求,发行利率区间上限不得高于发行日前 1 至 5 个工作日相同待偿期记帐式国债收益率平均值上浮 30%。当前中国 1 年期国债收益率约 3.2%,10 年期国债收益率 3.5%。

国券商华创证券(Hua Chuang Securities)经济研究主管钟正生表示,由于经济形势不断恶化,政府必须迅速做出决定。

作者: Lingling Wei

来源: 华尔街日报中文版(2015-5-14)

人民币国际化要等多久?

法语动词“étonner”最准确的意思——至少在拿破仑那句有关中国的名言中——应该是“使……震惊”(to astonish)。据说这位科西嘉人曾说过:“这里躺着一位沉睡的巨人,让他睡吧,因为当他醒来时,他将会震惊世界。”

差不多两百年后,那位巨人真的醒了,而拿破仑也说对了:中国眼下确实让世界震惊。过去 30 年里,它从沉睡中醒来,变得几乎难以想象的活跃。如今,它在经济方面取得了一连串惊人成就:世界最大的出口国、进口国、外汇储备国、大宗商品消费国、奢侈品市场、汽车市场,互联网用户最多的国家,甚至(以购买力平价计算)世界最大经济体。

然而,尽管中国取得了那么多第一,人民币仍未取得与中国经济地位相称的世界地位:这个第二大经济体的货币仍然只是交易中使用第五多的货币。尽管如此,人民币过去两年前进了 8 名,本世纪以来前进了 30 名。这种前进从另一个方面反映了东方巨龙从沉睡到极度活跃的转变是多么快。

没有多少人怀疑,人民币的地位最终将与中国的经济影响力相匹配。然而,历史学家会指出,世界第一大经济体未必拥有接受度最广的储备货币。据安格斯·麦迪森(Angus Maddison)估算,美国经

济规模在 19 世纪 90 年代就超过了英国，而直到 1931 年英国退出金本位制之后，美元才取代英镑，成为全世界最被普遍接受的法定货币。

1 人民币国际化

以名义值计算，中国经济规模至少要到本世纪 20 年代中期才可能超过美国，参照历史经验，美元可能还会在相当长的一段时间里继续充当世界最主要的货币。但别指望“美元帝国”的衰落过程也将持续 30 年之久，与英国不同，美国没有一个正式的帝国支持“美元区”，不像英国当年曾成立了“英镑区”。

人民币国际化进程的主脑者是中国政府当局，设计者是中国央行(PBoC)。但在这方面，中国“走出去战略”的实现速度远不如许多西方评论人士希望看到的快。

通常而言，当市场察觉到决定价格的因素被人为操纵，他们会不耐烦地等待这个障碍被去除。这个过程中动作稍有延迟，就会被视为妨碍市场“看不见的手”发挥作用，因而也会让奉行自由市场信条的亚当·斯密(Adam Smith)追随者不满。长期以来，从华盛顿的美国参议院，到伦敦金融城的外汇交易员，形形色色的各种团体都在施压要求人民币汇率自由浮动。

部分缘于这将导致范式转变进而改变世界金融业格局，中国一直耐心地、小心谨慎地推行人民币国际化。但有明显迹象显示，这一进程已经加快了脚步。将要到来的各种变化的核心，将是中国资本账户的开放以及人民币汇率的自由浮动。

事实上，即便在放开汇率之后，资本流出仍将受到一些残余的“审慎指导原则”的限制，即便在西方国家，这往往也是不被承认的惯例；此外在东京、华盛顿和法兰克福当局印钞导致大量资金流入之后，中国央行甚至还可能直接干预人民币的市场价值。

经济学家认为，货币有 4 种功能：交易媒介、延期支付标准、价值尺度、以及价值储藏手段。中国在逐步地提高人民币在前三种功能中的地位，当人民币的前三种功能得到完全发展，将有助于人民币发挥第 4 种功能：成为价值储藏手段，特别是被广泛采纳作为外汇储备的货币。

对于这几个功能之间的关系，中国认识到，增强一个功能的努力也会同时改善另一个功能，因此综合而言，人民币接受度的增长更多地可能会是几何增长，而非算数增长。

2 破解“特里芬难题”(Triffin Dilemma)

与此同时，中国相应的机制发展进一步表明，中国是多么积极主动地寻求在全球扩大其经济影响力，利用人民币作为提升其利益的工具。

尽管中国经常账户盈余占 GDP 比例收缩至 2.4% (2008 年该比例是 10%)，但中国在 2015 年乃至未来几年似乎不太可能出现贸易逆差：《经济学人》(The Economist) 预计 2015 年中国经常账户盈余仍能达到 2000 亿美元左右。这意味着，中国不可能轻易摆脱“特里芬难题”的困扰。“特里芬难题”是指，一个国家要保持其法定的储备货币地位，就有必要保持贸易逆差，这两个要求彼此矛盾。

然而，有方法可以缓解这种“特里芬难题”的困扰，而中国似乎在效仿率先由英国尝试的做法。在 19 世纪末，英国累积了巨额的贸易顺差，即便当时英国央行(BoE)依然在全球捍卫金本位制。

但英国没有简单地在国内累积黄金储备，而是将那些盈余（每年约为 GDP 的 5%）中的大部分以资本投资的形式重新输出世界各地：到 1914 年，英国投资占到全球净资本流动的 44%。

可以说,1948 年由美国出资向欧洲提供援助的“马歇尔计划”(Marshall Plan)——当时作为“战后金本位制”的布雷顿森林体系(Bretton Woods)占据主导地位——遵循着同样的战略:该计划卓有成效地将美国经常账户盈余重新配置至境外,从而确保其经济(和地缘战略)影响力。

中国最近暗示称,计划拿出其 4 万亿美元外汇储备中的一部分在全球投资,而不是仅仅购买更多当今的黄金等价物——美国国债。特别是,中国正准备执行习近平提出的“一带一路”政策。

“一带”是指公元 7 世纪玄奘在其《西域记》中详细记述的陆地上的中亚丝绸之路,“一路”是指 15 世纪之后郑和在印度洋上的海上丝绸之路,中国的新战略似乎是在亚洲大陆和印度洋流域进行基础设施投资,最后“所有这些地区的贸易路线都通向北京”。

上述战略将通过拟议成立的亚洲基础设施投资银行(Asian Infrastructure Investment Bank,简称:亚投行)和丝路基金(Silk Road Fund)这样的媒介实现。其他将会吸收中国巨额外汇储备的项目包括金砖国家的新开发银行(New Development Bank)。

3 使上海成为全球资本的源泉

还有另外一个环节使这个总体蓝图变得完整——先是寻求让中国成为资本世界的主要参与者,最终可能出现华尔街迁往“长城街”的景象。这个部分的计划涉及使上海成为全球资本的主要源泉之一。

中国建设资本世界源头的步伐同样已经加速。最近,上海自由贸易区的占地面积由 28 平方公里扩大至 120 平方公里:其中心区浦东将成为中国的“伦敦金融城”。自 2014 年 2 月起,人民币在自贸区内实现完全可兑换,允许“居民”持有限数量的外汇。

2014 年 11 月,“沪港通”项目把上海和香港的证券交易所连通起来,暗示着它们将最终实现全面合并。两地股市市值之和达到全球第三,紧随纽约证交所(NYSE)和纳斯达克(Nasdaq)之后。

就铜、银等大宗商品而言,上海期货交易所(Shanghai's Futures Exchange)可以说已经成为全球最具影响力的市场;2014 年该市场的黄金交易量激增 60%。此外,除了让法律仲裁对外国投资者更具吸引力外,中国当局还使在自贸区创办新公司变得更便捷、更低成本。预计伦敦劳合社(Lloyd's of London)在海上保险领域将面临来自浦东保险商日益激烈的竞争。

上海要赶上伦敦和纽约仍需时日。上海在 Z/Yen 智库的全球金融中心指数(Global Financial Centres Index)中仅排在第 20 位(香港目前排第三)。没多少人怀疑在中国开放资本账户以及人民币自由交易的情况下,上海排名将大幅攀升。中国官员坚持认为,只有建设好制度框架之后,才有可能完全开放资本账户。

因此,预计 2015 年“沪港通”项目将会扩大、纳入深圳证券交易所——中国的纳斯达克,并且交易范围将从仅限股票放宽至包括债券和交易所交易基金(ETF)。

对中国经济崛起持怀疑态度的人认为,北京方面将没有勇气放手允许人民币自由交易,也没勇气允许资本随意进出中国。19 世纪 90 年代坚持认为伦敦不会衰落的评论员也是这样说美国的。

中国怀疑论者预计会像“永恒伦敦”的支持者一样错误。只不过,比起当初英国人低估山姆大叔,这一次中国怀疑论者可能更快被证明是看走了眼。

作者:迈克尔·鲍尔

来源:英国《金融时报》(2015-5-13)

中国放松地方政府融资限制

中国政府此前解决地方政府庞大债务问题的举措被推翻，这标志着一项旨在整顿财政状况的优先改革任务遭遇挫折。

这样做可以为经济带来一定的短期帮助，但近年来地方政府债务规模得以不断攀升的后门再次打开，在中央政府寻求重振经济途径之际给经济增长带来拖累。

据中国国务院上周五发布的一份文件，监管部门允许地方政府使用政府支持融资平台公司举债，放松了对地方政府融资的限制。而融资平台公司正是外界认为过去几年来地方政府债务迅速增加的罪魁祸首。

这使得去年 10 月份的一项政策遭到削弱，该政策意在限制这类融资平台公司承担新的债务。而这一重大转变的背景是，长期以来中国政府一直在推进金融改革，减少经济对大规模投资的依赖程度，扩大个人消费对经济的刺激作用，然而这一努力与中国另一项更加紧迫的全国目标——提振经济增长之间的矛盾日益激化。

香港对冲基金 Counterpoint Asian Macro Fund 经理巴克 (Geoffrey Barker) 说，为了转向消费拉动型经济，中国必须推进痛苦的改革并接受衰退。但至少目前来看，政府似乎不愿意这样做。

最新举措的推出正值全球第二大经济体中国经济增长慢于预期之际。去年以来实施的一揽子货币宽松措施并不足以解决房地产市场下滑和工业产出疲软的问题。

中国本周早些时候公布，今年前四个月工厂、建筑等固定资产投资同比增幅显著放缓，一定程度上是由于中国政府整顿地方信贷导致地方政府获得信贷投资大型项目的难度加大。

现在，中国政府放弃地方债务清理行动，寻求加大刺激力度以实现国内生产总值 (GDP) 目标。德意志银行 (Deutsche Bank) 首席中国经济学家张智威表示，他们认为这是明显的政策宽松信号。

据了解领导人想法的中国官员透露，4 月份中国国务院总理李克强考察了东北三省（辽宁、吉林和黑龙江）“锈带”后，提振经济增长的需求更加紧迫。

三个省份都存在财政收入下降、制造业活动低迷和增长疲软的问题。据中国官方媒体报道，李克强敦促地方官员不遗余力地确保今年年底能够实现 GDP 目标。上周五，李克强表示，政府需要采取更有力的行动，称固定资产投资增长疲软是一个令人担心的主要问题。

中央政府严格限制地方政府的举债能力。对此，地方官员成立了成千上万个被称为地方政府融资平台的信贷公司，这些公司可代表地方政府借钱。有人估计，地方政府通过这种方式举债的总规模约为 4 万亿美元。分析师称，这些债务占到 2008 年以来中国国内债务总量增幅的四分之一。国际货币基金组织 (International Monetary Fund, 简称 IMF) 表示，中国当前的债务膨胀速度快于日本、韩国和美国陷入衰退前的债务膨胀速度。

根据去年 10 月出台的规定，地方融资平台从今年开始不得借入更多资金，中央政府设法关闭地方政府的举债“后门”。所有举债都须地方政府亲自出面，且须在预算案中适当披露和体现。这样做的目的是遏制地方债的迅猛增长，让地方政府的借贷更加透明。

根据最新规定，地方融资平台公司可继续为在建项目从银行贷款。规定称，若地方融资平台公司在偿还银行贷款方面遇到麻烦，应就贷款合同进行重新协商和展期。规定由中国财政部、中国央行和

中国银行业监督管理委员会联合下发。

上述规定出台前，北京方面还曾不动声色地允许那些地方公司重新进入中短期债市。中央政府去年底对地方融资公司关闭了银行间债市（五年期以下债券可在这一市场出售），引发了中国内地证券的抛售。但知情人士称，上月这一市场重新向那些公司开放，因经济大幅放缓的担心加剧。

重新进入中短期债市的地方融资公司之一是沈阳市政府拥有的沈阳公用发展股份有限公司（Shenyang City Public Utility Group）。发售说明书显示，该公司 4 月发售了一笔总额人民币 1 亿元（1,600 万美元）的一年期债券，以偿还现有银行贷款。上周五致电该公司办公室的电话无人接听。

此时，中央政府正给地方省市在偿债方面留出一些喘息机会，允许地方政府发售新债券以取代老债券。为帮助实现这个目的，中国央行开始推出一项全面计划，将允许商业银行用所购买的地方政府债券作为从央行获得各种低息贷款的抵押品。此举旨在为中国商业银行提供更多可发放新贷款的资金。

穆迪投资者公司（Moody's Investors Service）的分析师 Nicholas Zhu 说，在地方政府融资体系结构改革的步调问题上，中国越来越显示出一种实用主义的心态。

作者：Lingling Wei

来源：华尔街日报中文版（2015-5-18）

当中国遭遇“刘易斯拐点”

当 1919 年邓小平离开家乡广安去巴黎留学的时候，广安还是四川省一个极度贫困的农业社区，那里的生活水平在 200 多年里几乎没有上升。

60 年后，邓小平发起的具有历史意义的经济改革释放了一股农民工洪流，推动中国转型为一个工业强国。在此过程中，他的广安乡亲们积极投入进城务工的潮流。

在上世纪 80 年代，随着中国农村的人民公社制度被取代，农业产出大幅飙升。邓小平允许农民保留一部分自己的产出，从而让他们有动力提高产量。但是地处山区的广安不适合机械化农业，影响了改革带来的益处。

77 岁的沈孝珍在回忆广安在邓小平 1978 年启动改革之后的生活状况时说道：“土地贫瘠。你可以一整天在地里劳作，但没什么用。那时人们常常为了一点化肥而争吵。去外面一天挣的钱比这里一个星期挣得都多。人们寄回来的钱对我们这里的生活非常重要。”

英国《金融时报》对中国 2010 年人口普查数据的分析发现，就人口比例而言，广安对中国“农民工奇迹”（劳动力以空前规模从乡村迁移至城市，支撑了持续 30 年的高速增长）的贡献最大。在广安的 470 万户籍居民中，近三分之一不再住在当地。

然而，现在经济学家们表示，中国城镇化最具活力的阶段已经完成。来自广安这样的贫穷农村地区一度用之不竭的劳动力正在快速枯竭。

农村富余劳动力枯竭——经济学家们将这个重要的里程碑称为“刘易斯拐点”（Lewis Turning

Point)——对中国经济具有深远影响。随着进入中国工厂的低薪农民工数量减少，工人们要求提高工资（事实上这一现象已经明显存在了好几年）。这要么导致低端制造商破产，要么迫使它们提高价格，从而减缓几十年来推动中国经济的出口增长。

高盛(Goldman Sachs)香港私人财富管理首席投资策略师哈继铭表示：“劳动力和资本将变得越来越有限，越来越昂贵。随着工业品价格上升导致出口放缓，中国经济将会进入再平衡。投资将不得不放缓。这正是我们在房地产和制造业看到的情况。”

1 增长动力

中国经济在过去 10 年的诸多特征——快速增长、不平等程度不断上升、储蓄和投资偏高以及巨额贸易顺差——在很大程度上可以追溯至从乡镇和乡村涌向工厂和建筑工地的农民工洪流。

据中国国家统计局(NBS)估计，去年外出打工 6 个月以上的人数达到 2.78 亿。如果这些人是一个国家，那将是全球人口第四多的国家。

官方智库——中国社会科学院(Chinese Academy of Social Sciences)人口与劳动经济研究所(Institute of Population and Labour Economics)所长蔡昉表示，2016 年至 2020 年期间，中国国内生产总值(GDP)增速预计将从 1995 年至 2009 年的 9.8%放缓至 6.1%。劳动力人口不断缩减是主要因素。

发展经济学家阿瑟·刘易斯(Arthur Lewis)在 1954 年提出了拐点理论，用以解释在经历快速工业化的农业经济体中，工资是如何保持低位的。自那以来，该理论被普遍用来解释日本、韩国和台湾等“亚洲小虎”的发展轨迹。

据刘易斯解释，工业化启动之初，劳动力从生产率低下的农村向城市工业部门的重新分配有助于推动快速增长。但这种发展的成果超出比例地流向企业所有者，因为农村过剩劳动力的“深潭”确保了薪资保持低位。

这种格局解释了中国经济的特征：储蓄率和投资率高得异常。知道自己可以轻易找到新工人的工厂老板和房地产开发商，大胆地扩张业务。不断增长的利润助推进一步投资，形成一个正向反馈循环。廉价劳动力和高储蓄率导致了贸易顺差、巨额外汇储备和货币升值。资产泡沫也可能出现，就像中国房地产市场那样。

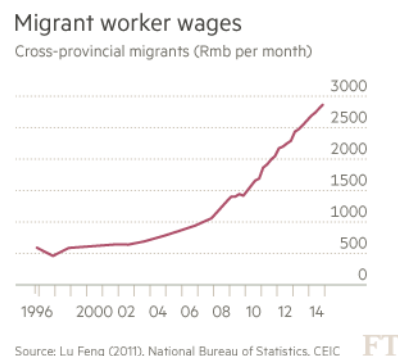
然而，最终农村的工资开始趋近工业部门。在那个环节就会出现劳动力短缺，城市雇主必须提供更高的工资，才能吸引工人离开农村的家乡。企业利润、出口竞争力和资产价格下降。

北京大学国家发展研究院(National School of Development at Peking University)经济学教授黄益平表示：“当我在 2004 年撰写一篇题为《中国劳动力短缺》的评论文章时，朋友们都嘲笑我。现在大家都知道中国劳动力出现了短缺。”

如今，广安的乡镇大街和村子里几乎看不到劳动年龄的人。留守当地的大多数是老人和孩子。

2 城镇化

64 岁的退休小学老师程德全表示，他的乡村学校（从邻水县中心



走两个小时泥泞的上坡山路才能到达) 已经没有多少学生了。

他说:“学校还在那里, 但只有两个年级和 10 来个学生。他们不可能一直上下去。父母们全都去城里打工了。”程德全所在的村子以前有 500 口人, 现在只有 30 人。

尽管广安的许多村民去了遥远的城市, 但程德全搬到了附近“县城”一套舒适的公寓里。10 年前仅有几幢政府大楼的县城现在熙熙攘攘, 非常热闹。尽管它在行政区划上仍属于农村政区, 但实际上已经城镇化了。

在邻水县城的一家露天餐馆, 农民子弟们吃着重庆火锅, 喝着啤酒, 高声谈论着。简易木桌上的火锅热气腾腾, 猪脑、牛肚和鸭腰花在麻辣的汤料中翻滚着。对程德全来说, 家乡的变化几乎是不可想象的, 他回忆起上世纪 70 年代末妻子和年幼的子女晚餐分享一个红薯的情形。

要理解中国不断变化的人口结构, 县城是一个关键概念。按照官方统计数据, 中国的 14 亿人口中有 48% 仍住在农村, 这个数字似乎说明农村还有大量可能进城务工的劳动力。

然而, 另一项按行业分类的就业数据显示, 只有大约 30% 的人口从事农业生产。社科院的蔡昉表示, 在修正各种统计偏差之后, 从事农业生产的实际劳动力人口比例只有 20%。

蔡昉表示:“如果你去到农村, 我敢肯定干农活的没有 30 岁以下的。他们根本不在那里。”

如今, 始于广东省等出口中心的劳动力短缺问题, 也蔓延到了劳动力供应一度最为充足的广安。这给邻水县合流镇镇长甘智勇等官员带来了麻烦。

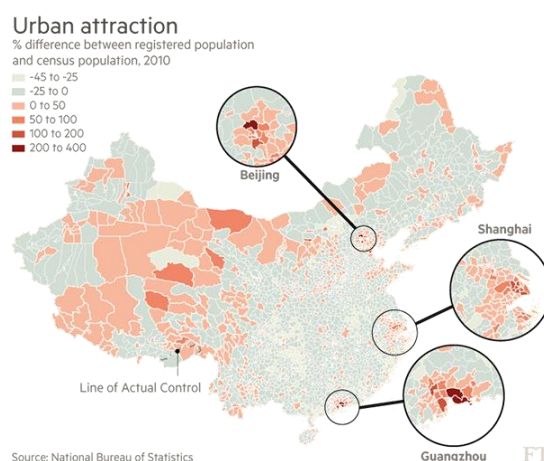
“人们的印象是外面的工资更高, 但情况正在变化。如今我们的劳动力成本很高,” 甘智勇在简朴的办公室里说道。他的办公室里并没有电脑, 靠里面有一间卧室。官方数据显示, 农民工的平均工资已从 2005 年的每月 861 元人民币(合 139 美元) 上涨到如今的每月 2864 元人民币。

即便乡镇的工资水平仍低于城市, 但如今两者差距已经收窄, 以至于一部分潜在的进城务工者选择留在离家更近的地方, 以求得到更高的生活质量。“外出的人比以前少了。人们想呆在这里, 对自己的孩子有个照应,” 甘智勇说。

农民工数量减少是中国劳动力人口缩小的一个方面。但在城镇化放缓的同时, 中国出现了人口快速老龄化, 这是放大刘易斯拐点效应的另一项关键转变。

独生子女政策在大约 1980 年至 2014 年期间为中国经济带来了一种“人口结构红利”。现在这种红利开始变成赤字。蔡昉指出, 中国 15 岁至 64 岁的人口数量已在 2013 年见顶。儿童和老年人与劳动年龄人口之比——人口抚养比——自 2011 年开始上升。中国在 1979 年出台独生子女政策, 但出生率上升趋势持续至 1980 年代。1987 年, 中国新出生人口达到 2500 万, 此后逐年减少, 到 1997 年减至每年约 2000 万, 去年减至 1600 万。

“两、三年后, 我们将开始看到进入劳动力市场的年轻劳动力再次出现陡峭、大幅的下降,” 美国加州大学尔湾校区(University of California Irvine)、上海复旦大学(Fudan University)的中国人口问题专家王丰表示。



3 再平衡动作

不过，达到刘易斯拐点也有积极的一面。多年来，经济学家们警告称，中国储蓄和投资比例过高导致国内扭曲，也造成中国与世界贸易关系失衡。

这种高投资引发了建设浪费、资本配置不当和产能过剩。空荡荡的公路和公寓楼无人居住的“鬼城”是中国各地常见的景象。工业部门过于膨胀，钢厂、船厂和太阳能电池板厂的产量高于国内需求，导致了中国与贸易伙伴国之间关系紧张，后者抱怨中国“倾销”过剩产出。

刘易斯的理论解释了劳动力市场的格局变化将如何帮助纠正这些问题，推动政府政策迄今未能实现的那种经济再平衡。

工资上涨会逐渐侵蚀利润和投资，所以“再平衡自然而然地发生，”澳大利亚国立大学(Australian National University)经济学家、与黄益平同为有关中国处于刘易斯拐点的论文集的编者郇若素(Ross Garnaut)表示。“这个拐点将迫使再平衡发生。”

任何再平衡都将从根本上重塑中国经济及其与世界的贸易关系。在拐点前时代，房地产、基础设施和烟囱工业在经济中占据主导地位。在新时代，医疗保健、媒体、金融服务和旅游等服务行业将蓬勃发展。进口将不再集中于原油和铁矿石等大宗商品，中国将购买更多的食品和其他消费者产品。

邓小平的改革在中国开启的种种变化之所以可能，是因为存在一系列条件，而这些条件正在快速消失。中国如果要继续向前迈进，跻身富裕国家行列，就需要借助提高城市生产率实现增长，而不是仅仅依靠把农民从农田转移到低端的工业岗位。

“不必害怕潜在增长率的放缓，”蔡昉说。“然而，新的发展阶段要求中国实现经济增长模式的根本转型，从仅仅依靠资本与劳动力的投入过渡到大幅提高全要素生产率。”

4 延伸阅读：户口制度的政策改革难度较大

政府政策（尤其是中国的户籍登记制度）加剧了应对劳动力减少这一挑战的复杂性。现行户口制度不鼓励潜在的进城务工者离开农村，因为他们在离开户口所在地以后，在迁入地享受不到医疗、教育和养老等社会福利。对许多人来说，那意味着让家人留在家乡，自己到城里工作。

“如果你不让人们住上好房子、得到好的医疗服务，不让他们的孩子就读质量好的学校，他们就不会呆在城市里太久，也不会把家人带到城里安家，”澳大利亚国立大学的郇若素表示，“这意味着，有相当多的农民工到了一定阶段就会离开城市，而那时他们往往已经具备了技能，本来能够真正发挥生产力。”2013 年 11 月，中共领导人批准了一项逐渐废止户口制度的方案。但该方案的执行很复杂，尤其是因为负责提供福利的地方政府往往没有财力向数百万农民工提供福利。

经济学家们表示，若没有全面的财政改革，就不可能完全废止户口制度。不过，对年长的农民工而言，户口制度改革可能来得太晚了；他们离开家乡大半辈子，却从未完全融入自己帮助建设的大城市。

尹正全(音译)当年离开四川广安到广东惠州打工。他非常清楚自己将来会在哪里定居。“最终我当然会回邻水(广安下辖的一个县)。这里是我家，”他操着离家 30 年后仍带四川口音的普通话说。

“多年在外的人们……知道，他们总是可以回去，种点蔬菜，买点大米，度过余生。”

作者：加布里尔·维尔道

来源：英国《金融时报》(2015-5-14)

中国央行该如何引导贷款流向小企业

在为帮助大型国企及地方政府应对沉重债务问题而采取降息举措之后，中国央行面临另一项棘手的任务：如何引导信贷流向中国政府认为对经济增长至关重要的私营企业。

中国周日将基准存贷款利率下调 0.25 个百分点的主要目的是为了解决债务偿还问题，这一问题正对中国经济形成越来越大的压力。但降息对小企业的好处或许没那么大，主要原因是中资银行依然不愿向这类企业发放贷款，而中国政府则寄希望于小企业来推动经济走上更具可持续性的增长道路。

据中国央行官员和经济学家称，为促使银行扩大向政府希望推动发展的借款企业发放信贷，未来几个月中国央行将加快“定向”措施的推进步伐，对于向这类企业发放更多贷款的银行提供更多流动性。

摩根大通(J.P. Morgan Chase & Co.)中国经济学家朱海斌称，展望未来，定向政策工具可能会扮演更重要的角色。

然而即使在央行内部，对于此类措施的效果也没有定论。去年的大部分时间内，中国央行一直不愿采取全面降息等重大刺激措施，以避免加剧中国的债务负担。该行采取的是一系列具有针对性的措施，例如对于满足小企业及农业贷款需求的银行实施更低的存款准备金率以及提供利率更低的贷款等。

不过银行业人士和分析师称，这些措施的效果并不明显，想借款的小企业仍然很难获得贷款，特别是难以从大银行获得贷款。大银行认为小企业的风险高于大公司。

专门向私营企业放贷的山东省广饶农村商业银行(Guangrao Rural Commercial Bank)的贷款专员李强(音)说，该地区的大银行几乎已经停止向工厂老板和其他私营企业发放新贷款，大银行不愿放贷的态度也使得小银行变得更为谨慎。

李强表示，银行担心信贷风险增加。近来他大部分时间都是在向客户催收贷款。他说，企业获得新贷款非常难。

现在全国都是这个情况，因此也在一定程度上说明了借款成本何以居高不下，尽管中国央行自去年 11 月以来连续推出宽松措施，包括两次降息和一次降准。

根据央行的数据，第一季度的一般贷款加权平均利率为 6.78%，较前一季度仅下降 0.15 个百分点，降幅甚至小于同时期通胀率下降的 0.33 个百分点。这就意味着经过物价调整后的实际利率是上升的。也就是说，过去几年里积累的债务负担变得越来越繁重。惠誉国际评级(Fitch

Ratings)预计，中国债务的利息偿付成本已经达到了 GDP 的 15%，超过第一季度 GDP 的 7%增速。

尽管央行的宽松政策近来使得短期市场利率下降，但实际利率仍然上升，暗示出银行业并不情愿将这种好处转移给客户。

新加坡券商大华继显(UOB Kay Hian Holdings Ltd.)经济学家朱超平说，实体经济、特别是小企业，从央行的全面宽松政策中获益甚少。朱超平说，原因是存在阻碍因素阻挠低利率惠及借款人。

其中一大阻碍因素是，央行扩大了存款利率的浮动区间，银行业要争抢存款，因而融资成本上升。以此次为例，周日央行降息的同时，还允许银行将存款利率上限设定在 3.37%，之前的上限在 3.25%。

这一举措促使许多小型银行将存款利率上浮至顶以吸引储户。但为了不降低利润，这些银行不愿

下调贷款利率，尤其是对小型和私人客户。

央行官员和分析师称，为了更好地引导贷款流向，中国央行可以扩大相关货币工具的使用。这项工具称为“抵押补充贷款”（Pledged Supplementary Lending，简称 PSL），允许中国央行向某些银行提供低成本的贷款，前提是这些银行向央行选中的企业放贷。

中国央行官员还希望 PSL 的使用能给银行带来压力，迫使其降低其他贷款利率，从而起到压低中长期利率的作用。第一季度，中国央行发放了人民币 1,320 亿元（约合 213 亿美元）PSL，去年共发放了人民币 3,830 亿元 PSL。

瑞银 (UBS AG) 中国经济学家汪涛表示，未来几个月中国央行将继续加快 PSL 工具的使用，今年 PSL 发放规模可能超过人民币 1.5 万亿元。

作者：Lingling Wei

来源：华尔街日报中文版（2015-5-12）

投机性泡沫将破坏中国转型能力

四、五月的北京，天气异乎寻常的热，但比气温更高涨的是股市的红火。上月公布的中国一季度经济数据，指标不出意料的冷，GDP 同比增速为六年来低点。这一热一冷背后潜藏着转型和泡沫互动的逻辑。

泡沫即是资产价格偏离价值的一种状态。金德尔伯格在为《新帕尔格雷夫货币金融大辞典》撰写“泡沫 (Bubble)”词条时这么描述：“一种或一系列资产在一个连续过程中陡然涨价，开始的价格上升会使人们产生还要涨价的预期，于是又吸引了新的买主——这些人一般只是想通过买卖谋取利润，而对这些资产本身的使用和产生盈利的能力不感兴趣。”有效市场理论的信奉者否认泡沫的存在，认为如果资产价格与内在价值不一致，理性投资者会通过无风险套利行为驱动资产价格回落到其内在价值。现实中，由于人的认知存在局限，市场会出现过度乐观、过度自信与羊群效应，产生偏离基本面的非理性繁荣。

经济转型期容易产生泡沫。一个经济体之所以发生转型，是因为在既有的资源禀赋、技术范式和社会制度下，生产效率提升受阻，需求达到峰值，经济增长动力减弱。在转型期，各类主体的行为往往出现异化。企业投资传统产业的利润下滑，但高增长时期的利润惯性，驱使其更倾向于将资金配置到短期增值的资产领域。例如 1985-1990 年期间，在日本企业获得的 405 万亿日元融资中，64%投向金融资产，而非用于设备投资。金融部门考虑到转型期投资的不确定性提高，更倾向于依靠股票、债券、房地产、土地等抵押物降低信息不对称性，投资于资产的市场主体更容易获得融资，这形成了“金融加速器效应”，助推了资产价格。政府在转型期仍容易将高增长作为常态，采取扩张需求的财政货币政策，乐见于泡沫带来的短期繁荣消化过剩产能、提高传统产业利润率。

由于土地、资金等要素市场的价格形成机制并不完善，发展中国家存在较多政府管制和隐性担保，价格信号并不能完全反应供需关系，在“价格泡沫”出现之前，还有可能出现基础设施过度建设等“数量泡沫”。中国也不例外。

1 生产性泡沫推动创新

泡沫可分为生产性泡沫和投机性泡沫。泡沫的出现,意味着资金及其带动的其他资源的重新配置。正如周小川行长在今年“两会”期间所言,“资金进入股市就不是支持实体经济了,这个观点从我个人来讲,我也不赞成”,如果泡沫引发资源在新技术、新产业、新商业模式中聚集,高价格反映的是资产未来潜在高收益,这属于生产性泡沫。但如果金融活动脱离了实体经济,高价格纯粹由投机炒作所致,则为投机性泡沫。

生产性泡沫有利于创新。转型所需要的创新,必须具备扩散到广泛领域的能力,能够如蒸汽机、电气、计算机般极大拓展生产可能性边界。这种划时代创新的难度不只在技术可行性,由关键性中间产品价格下降带来的经济可行性更为不易。科学研究可以不计成本,图灵在二战时期就借助英国政府 10 万英镑的资助,研制了破译德军密码的计算机,但个人电脑飞入寻常百姓家是在芯片成本大幅下降的 50 年后。实现经济可行性,需要大规模的研发、试错和生产,而这离不开大量金融资本的支持。由于大众无法凭借现有知识框架准确评估创新项目,投资理性中必须得掺有那么一点盲目的情绪和乐观的想象,创新行为才能被高估值所激励,各类创新要素才能被适度的泡沫所吸引、集聚和重组。

此轮牛市的大潮中不乏生产性泡沫对创新的支持。今年一季度,公募基金大幅减持金融、房地产、建筑、家电等传统产业的股票,“互联网+”概念股则成为基金增持的主要品种。在公募基金增持市值排前 50 的个股中,有 29 只来自软件服务、计算机硬件、元器件、通信等行业。当生产性泡沫形成于权益性资产时,它还降低了实体经济的债务杠杆率,使金融体系更多扮演了创新收益分享者而非债权食利者的角色。今年一季度,非金融企业境内股票融资在社会融资增量中比重为 3.9%,同比提高 2.1 个百分点。

生产性泡沫即使破灭也是有价值的。如果生产性泡沫最终带来关键性技术的突破和中间投入品成本的大幅下降,孕育出如汽车、计算机、手机等划时代产品,则后续增长能成功吸收前期泡沫。一旦市场试错出现系统性失败,生产性泡沫也将会破灭,但仍发挥了优胜劣汰的市场筛选作用。例如,本世纪初美国互联网泡沫的破灭使得大量创新企业夭折,大浪淘沙过后,Google、Facebook 等网络巨头脱颖而出,引领了当今乃至未来几十年的大众生活和消费模式。遗憾的是,生产性泡沫和投机性泡沫之间往往只有一步之遥。

2 中国的投机性泡沫阻碍转型

生产性泡沫有可能演化成投机性泡沫。在某类创新触发的生产性泡沫中,全民投资热情很容易跨越理性的边界。金融市场的繁荣鼓励越来越多的企业投入到该创新领域,即使回报率将随市场竞争者的增多而下降,仍有投资者前赴后继地推动泡沫远离价值。社会狂热气氛产生的幸福感,甚至会通过无处安放的饥渴货币,溢出到传统生产部门,形成纯粹的投机性泡沫。

中国股市当前已经出现了一些投机性泡沫的迹象。一是投资杠杆较高。以 4 月 20 日为例,当天沪深两市融资交易额为 4958.56 亿元,占总成交金额的比重达 34.95%。二是局部市盈率偏高。对于市盈率高低有不同的看法,但不可否认的是部分板块和公司的市盈率偏高。高盛的哈继铭最近研究指出,中国 A 股上市公司有一半以上的市盈率高于 70 倍,达到 2007 年 6000 多点时 A 股整体市盈率水平。三是过量资金推动“普天同涨”。在 4 月份创业板市盈率逼近 100 倍的同时,一些基本面并无重大突破的板块也因资金的行业轮动转换效应而出现暴涨,这显然无法用生产性泡沫来解释。

投机性泡沫将通过价格、心理、分配等渠道,削弱实体经济动力,对经济转型产生负面影响。

一方面,投机性泡沫通过价格机制向市场上的劳动力、土地、资金等要素发出错误信号,吸引各

类资源向泡沫部门过度聚集。这使得创新领域或生产效率更高的部门面临要素成本的全面提升，打破了商业项目原有的盈亏平衡点，恶化了转型的外部环境。

另一方面，投机性泡沫让社会弥漫着不劳而获的情绪，扰乱了“创新致富”的价值观。企业更热衷于资本运作而弱化实业投资。据《证券日报》统计，截至 2014 年底，263 家上市公司投资股票的金额高达 1841 亿元。普罗大众也希望抓住一夜暴富的机会。一季度 A 股新增股票账户 795 万户中，80 后占比近 62%。由于年轻一代以更高的成本持有泡沫资产，这将减少他们对自己或下一代的教育投资，降低普通人参与创新的概率，削弱转型的人力资源基础。

此外，投机性泡沫使握有资产的富裕者受益，却以通货膨胀、房屋租金上升等方式让中低收入者受损。资产泡沫的财富效应常被人提及，但根据卡尔弗利的研究，富裕者只将财富增值的很少一部分用于消费，美国最近一次房地产泡沫的财富效应中只有 10-20% 被消费掉，更多的增值部分用于再投资或偿还债务。中低收入者则更可能在资产泡沫起伏中，出现负向的财富效应。因此，投机性泡沫在整体上将带来消费停滞，阻碍经济转型。

与生产性泡沫不同，投机性泡沫的破灭将打断转型进程。对于金融体系而言，一旦投机性泡沫破灭，金融工具出现大幅减值，恐慌情绪引发的连锁效应酿成流动性危机，将限制金融对实体经济融资的能力。对实体经济而言，泡沫的破灭损害企业的资产负债表，融资抵押物贬值加剧了信贷市场信息不对称性，限制了其再融资能力。危机中的政府如果采取不恰当救助行为，会使本应退出市场的僵尸银行和僵尸企业存活下来，影响“破坏性创造”机制的实现，引发日本式的经济转型困局。

3 避免“经济泡沫”发展为“泡沫经济”

泡沫经济的最大风险在于转型停滞。泡沫本身并不可怕，适度泡沫甚至是一个有活力经济体的表现。但在各领域都充斥着投机性泡沫的经济体中，市场主体更愿意借助金融杠杆投资于高风险高收益的资产，实体经济正常的投资和创新活动受到严重抑制，出现产业空洞化和资产虚拟化，经济转型陷入停滞，金融危机一触即发，经济泡沫就演变为泡沫经济。日本学者野口悠纪雄在《泡沫经济学》一书中提到，1983—1986 年日本企业的金融与土地资产增加值和设备投资增加值的比重为 50.8%，这一指标在 1987—1990 年泡沫经济巅峰期急升到 86.1%，在泡沫破灭后又骤跌到 5.7%。数字过山车不仅意味着风险暴露，更带来日本经济增长“失去的 20 年”。

控制投资杠杆是防范经济泡沫演变为泡沫经济的重中之重。投机性泡沫多依靠高杠杆支撑，泡沫破灭将引发杠杆坍塌的多米诺骨牌效应，严重冲击社会信用体系。虽然中国证券业协会等四家组织已发布《关于促进融券业务发展有关事项的通知》，提出券商做两融业务不得开展场外配资、伞形信托等活动，但通过个人信用贷款、网络 P2P 配资等方式进行的高杠杆投资仍亟需规范。尤其是处在监管空白的一些 P2P 公司，打着“我出钱，你炒股，盈利全归你”的口号，仍然向投资者提供 5-10 倍的杠杆。面对来源日益纷杂的股市资金，监管层必须加强金融监管协调，防范监管套利，才能真正有效控制投资杠杆。

建设更多元化的金融体系是引导泡沫支持转型的根本之道。经过 10 年市场化改革，中国金融市场的规模早已今非昔比，1.8 万亿元人民币创全球记录的 A 股成交量即为最新例证。然而，规模指标只是中国经济巨人在金融之池中的倒影。无论是如火如荼的股市，还是蓬勃发展的债市，抑或是在与高端客户共舞中“弱势”的商业银行，播洒出的金融资源更多集中于大企业，小微企业仍面临着融资难和融资贵的困境。由于大企业前期沉淀了大量的固定投入，其实施颠覆性创新的动力不如小微企业，“金融傍大户”的格局并不利于转型。唯有进一步深化准入、监管、利率等方面金融体制改革，提高金融的可及性和均质性，依托更多元化、更富弹性的金融生态，引导全社会资金更均衡地配置到实体经济中，才能从根本上斩断从经济泡沫到泡沫经济的通道。

作者：卓贤

来源：英国《金融时报》(2015-5-11)

初创公司如何选择创始员工

一个新公司的创始员工实在至关重要。他们不但会奠定整个公司的基调，更决定着公司是否能在激烈的淘汰赛中成功步入下一个阶段。

总部位于纽约的组织咨询公司 gothamCulture 的创始人兼执行董事 Chris Cancialosi 说：“在创始阶段雇佣到对的人绝对是重中之重，因为每个新加入的成员都对公司的氛围、文化甚至价值取向产生巨大影响。”

如何吸引和选择那些从一开始就能建立正确企业文化的员工？就这个问题我们咨询了 Cancialosi。

创始人如何为一个尚未存在的企业文化雇佣员工呢？

你应该很清楚自己的价值观。坐下来告诉自己“这就是我希望的商业模式，这就是对我来说真正重要的，且它就是公司的根本。”这些问题相当关键，每个人都应该首先确定它们，然而却少有人这么去做。作为一个创始人，在构建团队以前，你要先确定什么是看起来“正确的”。

早期员工当中哪些品质最宝贵？

我坚信态度高于经验。你可以培训员工的业务能力，但你不能培训他们拥有正确的态度和价值观。我们有一套严谨的五步招聘筛选流程，每一个员工都必须经过这个环节。我们想寻找的是一些特别的品质，在这个流程中，应聘者会感觉很费心力，因此那些并不真的对加入我们感兴趣的人就会自动出局。我们评估的是那些无法从简历中看到的无形的品质与价值观。

员工特点的多样性重要吗？

创始人们经常犯的一个错误就是寻找那些和自己很像的员工。尽管这对于建立统一行为模式很有帮助，可负面影响就是，你将永远从同样的角度去看待问题，进而使自己有身陷巨大风险的可能。雇佣拥有不同观点的员工将帮你大大降低风险。

盘活资金以前怎么吸引你想要的人才？

世界上当然没有一种可以激励所有人的方法。一般来说给人们许以公司股权是比较有吸引力的条件，有些人很看重弹性的工作制度，另一些人则只看钱——你得看人下菜碟。

在 gothamCulture，大家都是合伙人，所以目光也都放得很远。对于更看重钱的人来说，我们提供短期和长期的分红奖励机制。基本上我们对休假没有限制：员工目标清晰并努力工作，目标达成后就可以补休。他们想休假就去休假，没人质疑什么。我们也有一个公开透明的补偿机制，谁做了什么一目了然。在薪资的问题上，没人要花招或者讨价还价。我们的目的就是做一些让每个人都舒服的事。

如果只有一、两个创始人，也能建立一个有效的招聘机制吗？

这很难，因为你考察人们的方面可以有很多。但你仍可以创建一个程序去筛选那些潜在员工。我们招聘流程的每个环节都为考察候选人某一特别能力而设计。他们可能会被考察到处理基础工作的能力，或者通过一个基于行为测试的面试，旨在考察价值与文化契合度。明确一个人的能力和价值观很重要，因为这将决定他是否能在你的公司获得成功，而之后你所要做的，就是给予这些从你严酷筛选中脱颖而出的人才足够的重视。

来源：91企业资源网（2015-5-18）

公司用哪些控制方法可以防止“内鬼”

今天要说的问题，覆盖面可能有些大，当然啦，市面上有无数相关的参考书籍和顾问资料，因此，让我们把问题再缩小一点儿，那就是如何防止公司内部员工欺诈，或者说的通俗一点，如何防止公司内鬼。除了一些常规防范手段，比如定期检查库存，预约审计，每日现金结算，每月核查个人财务账单，等等，其实还有一些方法手段可以用来保护你自己和你的公司免受欺诈损失。在此，不妨就让我们来看看有哪些方法吧。

建立公司行为规范和准则

你知道吗？沃尔玛员工在和供应商开会的时候，连他们提供的一杯水或一杯咖啡都不能喝，除非他们自己买单。这就是所说的行为规范。行为规范会阐述哪些是公司无法忍受的不道德、或不合法的行为，无论你面对的人是什么身份，包括客户、供应商、员工、甚至是公司本身。

当然，你的公司在指定行为规范和准则的时候不用像沃尔玛那么严格，但必须要把不允许员工做的事情，详细、清楚地罗列在规范里面，而且要让公司里所有员工都知晓规范中的条款。然后，你需要定期让员工书面签字，确认自己已经阅读过了公司的相关条款，并且理解和认可公司规定，也愿意服从和遵守相关行为规范和准则。

现在，你需要看看镜子中的自己，做下自我反省。因为身为公司创始人或是领导，以及行为规范的制定者和强制执行者，必须要以身作则，带头遵守行为规范里面的每一条规定。如果员工发现你公私不分，拿公司财产为自己谋利，那么他们也会跟你这么做，甚至会变本加厉。此外，如果你能更好地对待员工，尊重他们，时常给予一些补贴，或是晋升的机会，那么他们就不太会动歪脑筋，也不会冒着风险去做内鬼了。

公司内部“三权分立”，彼此之间相互制衡

如果在一家规模不大的企业里，很可能会让一个人身兼多职，但是最危险的，是公司里有一个“独握大权”的管理者或会计记账者，这个人负责查收邮件，企业存款，并处理支付和归档交易文件。一旦公司里的方方面面都由一个人来控制，那么十有八九会出问题。

在笔者的公司里，有一家是怎么处理海量邮件的，我们召集了大约 12 名高管及他们的主力，大家齐心协力来完成这项工作，结果大约只花了 15 分钟就搞定。此外，我们也会单独处理支票，把所有要兑换的支票用带子扎好，然后当银行把钱准备好的时候，提前拿去兑换。不仅如此，你还需要避免让同一个人处理采购及给供应商支付货款，也不能让同一个人管理公司应付账款和应收帐款。如果

你经营的是一家制造公司或是一家分销公司，那么你同样需要让不同的人去管理收货、库存、以及发货工作。

如果你的公司人手的确紧张，没有办法安排那么多人分别处理上述工作，那么至少在运营上要部署两个人，一个人负责管理入货事宜，包括现金、支票、货物、以及物资；另一个人则负责管理出货事宜，包括付款、订单、产生品。

制定工作准则和工作规程

除了公司会计之外，公司里有些员工应该每个月定期处理好自己的银行和信用卡账单——凡是无法解决自己银行账单问题的人，是没有能力处理好公司内部会计事物的。为了解释这一点，在此举个例子：笔者有一位合伙人，他与一个新客户合作，开始例行公事地看了看他们的信用卡账单。其中有一张卡，没有匹配手续费用的购物记录。一份调查披露，他这个客户前财务主管曾经和他一起拿过公司卡消费，并且开支超过 20 万美元。

约束欺诈还有其他方法，那就是在资金被发送给收款方之前，需要由会计录入，并且由人力资源拟定、授权，再经管理人员复核。

另外，凡是要上锁的地方必须要及时上锁，严格强制执行钥匙管理和计算机系统访问权限，尤其是要格外重视那些即将离职的员工。如果有员工要离开公司，那么你可能需要更换公司门锁，或进门密码。值得一提的是，当你解雇公司员工之后，需要更加注意，因为你很可能会遭到报复，而尽快换锁可能是个明智之举。

观察员工行为

如果你注意到员工的行为有所改变，比如文件随意乱放，在项目里出工不出力，或是在客户面前过度表现自己，那么你就该小心啦。同样的事情你也需要留意，比如某个员工试图查看公司运营或财务方面的重要资料，或是在没人的时候了解和自己工作无关的事情。

相信我，他们这么做绝不是非常热爱这份工作，而很可能是希望不想让其他人知道，或看到他们在干吗。你要对公司运营的每个部分都做好标记，无论多小的工作，也要引起足够的关注。笔者之前曾在一家制造公司工作过，一位客户在质保期内送回了一个昂贵的商品进行维修。但是在销售记录上，我们找不到与这个商品相关的任何记录。在进一步与客户核实之后，我们发现公司制造部副总裁和一个工头在公司内部生产了这台设备，之后用他们自己做的公司发票，从公司后门溜出去发货的。最后，我们把这两个人送给了警察处理，但回过头想一想，其实在内部管理上本可以避免这种事情发生，更可避免遭受数万美元的损失。

最关键的，你要相信自己的直觉和勇气，因为只有你才最了解自己创立的公司。如果有些事情看上去、或感觉上不太对，那么就必须要引起重视，然后尽一切办法，追究到底！

来源：91企业资源网（2015-5-11）