

开放经济下国外需求冲击和石油价格冲击分析

内容摘要:本研究分析了不断上升的石油价格对中国宏观经济的影响。我们考虑了在中国宏观波动逐渐下降,对能源的依赖程度加大,以及贸易占产出份额上升的前提下石油价格冲击对中国宏观经济的影响。通过构建开放经济下的一般均衡模型并对石油价格冲击进行研究,我们能够充分理解石油价格冲击同中国宏观经济之间可能出现的非线性关系,并能刻画出石油冲击下宏观经济的波动路径。最后,把理论研究和实证研究的结果相结合,我们可以量化分析并预测石油价格冲击对我国宏观经济的影响,从而为我国的宏观经济政策制定提供决策支持。

引言

在过去的 30 年中,中国的经济表现引人注目。自从 1979 年经济改革以来,中国平均 GDP 增长率达到 10%,进口出口占 GDP 比例从 20%上升到 50%左右。经济的平稳高速发展也使得产出波动在过去 30 年中大幅下降。在这一时期中国对石油的需求急剧上升,作为仅次于美国的第二大原油消耗国,中国 2011 年总石油消耗达到 4.5 亿吨。随着工业化城市化进程的加速,未来中国的石油需求将保持高速增长。而石油价格在过去的三年中从 40 美元每桶上升到最近的 106 美元每桶。其他发展中国家巴西,俄罗斯,印度的快速发展也使经济学家预测高油价将成为永久的世界问题并且从长期来看石油价格还会继续上升。过去几年中油价的持续上升和对其持续上升的预期使得这一问题得到越来越多的关注。在这一背景下研究石油价格冲击对中国经济活动的影响具有深远的意义。

同时国内石油定价机制的改革使得石油冲击同中国宏观经济波动更加紧密相连。中国建国以后,在计划经济体制中,石油由于重要战略意义,石油产业处于国家统一管理,统一分配的体制中。1980 年前,石油和石油产品价格完全由国家决定。在这一时期世界石油价格对中国宏观经济得影响很有限。从 1979 年的市场化改革开始,石油产业经历了一系列改革,国内石油价格逐渐同国际市场石油价格紧密相关。从 1981 年开始,国务院开始对石油定价做出改革,引入计划定价和市场定价并存的双轨定价策略。在双轨制时期,石油价格仍受到

严格的控制，国内石油价格同国际油价的相关性仍旧很低。1998 年中央政府对石油定价进一步改革，并放弃双轨制，新的石油定价是由上月国际市场上相近品质原油平均价格决定。尽管这一时期国内原油价格滞后国际原油价格一个月，但国内原油定价已同国际原油价格高度相关。从 2000 年开始石油产品的定价得到放松，新的定价机制是以纽约，新加坡和鹿特丹三地的平均价格作为基础。由于石油消耗的大量上升和石油定价机制的改革，石油价格同中国经济的相关性越来越显著。

这一研究首先从理论和实证上解释石油价格冲击在过去 30 年中对中国产出波动的影响，对其背后机制的理解可以帮助我们理解中国的商业周期；其次，我们利用动态随机均衡模型的方法来研究石油价格同中国宏观波动的关系，并试图理解中国宏观经济波动的内在机制；然后我们利用发展中国家的跨国时间序列数据进行实证研究为理论模型提供支持。利用新的理论和计量模型，我们不仅能确定未来石油价格冲击对中国经济所造成的影响，而且对中国宏观经济波动内在机制的理解可以使我们制定更加合理的政策来维持经济平稳高速运行。

相关文献总述

这一研究所要解决的一个问题是在中国宏观波动逐渐减弱的过程中如何理解石油冲击对中国宏观经济的影响。对商业周期宏观波动下降的研究可以为这一项目提供坚实的理论基础，同时商业周期中宏观波动下降的研究在过去的 10 年中也得到了经济学家极大的关注，解释其中的潜在要素可以对未来制定相关政策维持 GDP 平稳增长起到积极作用。

对产出波动下降的大量研究主要集中在解释美国和发达国家商业周期波动下降。如何解释这一现象在经济学家中仍有争议。Kim and Nelson (1999), Kahn, McConnell and Perez-Quiros (2002) 最早开始研究美国从 80 年代中期开始的商业周期的波动下降。他们认为信息革命改变了外部冲击在经济中的传导方式，例如存货管理技术的进步降低了波动，存货管理可以改变经济中冲击传导的方式。Campbell and Hercowitz (2005) 认为 80 年代中期的美国金融市场改革放松了家庭借贷的抵押约束，耐用品消费的首次付款和分期付款比例的下调改变了外部冲击在经济中的传导方式，从而降低了经济的宏观波动。Clarida, Gali and Gertler (2000) 通过研究 80 年代前后的货币政策发现改进的货币政策可以解释为什么美国经济在 80 年代后趋于稳定。Blanchard and Simon (2001) 认为政府支出的下降，改进的货币政策和存货管理技术的进步都是显著降低产

出波动的因素。Gali and Gambetti (2007) 通过分析劳动力，产出的方差和协方差发现经济结构变化是解释商业周期波动重要因素。

解释产出发达国家产出波动下降的另一种观点认为经济结构变化不是重要因素，经济波动的下降仅仅是由于“好运”，即是由于外在冲击波动下降导致经济波动下降，而不是由于更好的存货管理技术和更有效的货币政策。Ahmed, Levin and Wilson (2002) 应用 VAR 解释 80 年代后期美国经济波动下降是由于外部冲击波动下降。Gordon (2005) 也发现外部冲击的方差下降是商业周期波动下降的主要因素。Arias, Hansen and Ohanian (2007) 也认同美国在 80 年代后期外部冲击减小的观点，并利用 DSGE 模型来研究更低的外部冲击对商业周期和冲击传导机制的影响，模型显示成功解释 80 年代后期商业周期波动下降必须依赖于波动更低的外部冲击。Leduc and Sill (2005) 同时研究了货币政策和 TFP 对美国商业周期的影响，发现货币政策可以解释通货膨胀波动，对产出波动下降的解释有限；外在 TFP 冲击可以解释大部分的产出波动下降。

宏观经济波动下降并不仅仅出现在美国等发达国家。中国经济在过去的 30 年中维持了高速的经济增长率，同时从 90 年代中期也出现了产出波动的大幅下降。到目前只有少量文献展开了对这一问题的研究。刘金全，刘志刚(2005) 最早度量了中国经济周期的波动性并分解中国产出波动性，发现价格和货币等名义变量同产出波动之间存在密切关系，投资，政府支出和进出口波动下降是解释产出波动下降的重要原因。Gong and Lin (2008) 和 He, Chong and Shi (2009) 也记录了中国宏观经济波动开始下降的事实。这一领域大部分研究都集中在利用制度性原因来解释宏观波动下降。He, Wang and Zhang (2010) 研究了中国宏观经济波动下降并检验了导致波动下降的潜在要素。这一研究认为私有化和人力资本的积累可以显著解释中国商业周期波动下降。自从 90 年代中期中国开始推行了一系列的改革来增加经济的有效性，私有化的进程极大地加强了企业地效率；同时 80 年代中期的教育改革加快了人力资本地积累。He, Wang and Zhang (2010) 选取了大量政策和制度指标，例如政府支出，信贷市场，FDI，通过中国省际数据来研究中国商业周期波动下降，他们发现国有企业工人份额同产出波动有显著的正相关性，人力资本积累是对产出波动有显著负相关性。Li (2010) 研究了政府规模同中国宏观波动的关系，利用 1994 到 2007 的省际数据发现政府财政政策并不能显著降低宏观波动。李猛, 沈坤荣 (2010) 发现地方政府行为能显著地解释中国经济波动，官员腐败下降的同时也会减小总体经济波

动。从宏观的角度，Zhang and Wan (2005) 通过对总供给和需求的分析，他们发现需求冲击是1985到2000商业周期最主要的驱动因素，供给冲击也逐渐变得重要，同时他们也发现宏观政策对经济周期波动影响很小。胡乃武，孙稳存(2008) 认为消费理性化，投资冲动减弱，技术冲击强度下降，市场结构完善以及稳定的宏观政策是中国产出波动下降的主要原因。

石油价格上升也是影响宏观波动的重要因素之一，在石油价格逐渐攀升的过程中，研究石油价格对宏观经济波动的影响也得到了越来越多的关注。大量的历史证据都显示石油价格上升同经济下滑之间的负相关性。早期的研究 Rasche and Tatom (1977)，Darby (1982) 和 Bruno and Sachs (1982) 都发现了这一负相关性。Hamilton (1983) 是这一领域最有影响力的文献之一，第二次世界大战后的大部分的经济萧条之前都伴随着油价的大幅上升，并用实证的方法验证了油价的上升同产出增长率下降并不是统计上的巧合。Hamilton (1983) 之后大量文献，包括 Daniel (1997)，Raymond and Rich (1997)，Carruth, Hooker and Oswald(1998) 和 Hamilton(2003) 也都检验并证实了这一结论。

由于石油价格在现代经济中扮演极为重要的角色，如何从理论上解释石油冲击对经济的影响，量化石油冲击的效果是最近二十年中这一领域最有挑战性的问题。一般来说石油价格可以通过下面几种方式来影响经济。石油价格改变直接影响运输成本以及石油相关产品的价格。石油价格的上升可以增加对未来的不确定性，使企业和消费者延迟消费和投资。石油价格的改变也会改变资本和劳动在经济中的配置。利用简单的生产函数我们可以估计石油冲击对产出的效果，而实际石油冲击对产出影响要远远大于这一估计。显然简单通过生产要素的角度来分析石油冲击对产出的影响并不全面，石油冲击也会影响经济中的其他要素。Kim and Lounani (1992) 利用新古典模型研究石油冲击对商业周期的影响发现，在无摩擦的模型中石油价格冲击只能解释很小的产出波动。Rotemberg and Woodford (1996) 将完全竞争的市场结构扩展到寡头垄断的情况，发现劳动使用率对油价的反应可以强化油价冲击的效果。Finn (2000) 扩展 Rotemberg and Woodford (1996) 利用资本利用率也发现了同样的效果。另一种对石油价格和产出相关性的解释同货币政策有关，Barsky and Kilian (2004) 认为货币扩张引起了油价上升，同时接下来的收缩也导致了产出的下降。Leduc and Sill (2004) 利用粘性价格模型并扩展 Finn(2000) 的框架认为货币政策影响有限。Ferderer(1996)，Brown and Yucel (1999)，Davis and Haltiwanger (2001) 都

通过实证方法验证了石油价格比货币收缩的效果更显著。Atkeson and Kehoe (1999) 理论分析了资本和劳动的调整成本可以加强石油冲击的效果。这一理论同之前的理论有显著的不同,石油冲击对产出的影响不是对数线性,油价上升消费者会推迟耐用品的购买,油价下降消费者也不会马上增加对耐用品的消费。

在 Hamilton(1983)之后,一些研究发现油价同产出的线性关系在实证上很难同数据吻合,例如 Loungani(1986), Davis(1987)。大量的研究开始讨论油价同产出关系的非线性模型。Mock(1989) 估计分别估计油价上涨和下降的系数并发现油价下降带来的效果并不显著。Lee, Ni, and Ratti (1995) 考虑油价波动发现油价改变能更好的预测产出上升。Hamilton (2003) 利用非参数方法来解释油价的非线性,通过比较当前油价同之前 3 年的最高值的差异确定油价冲击,发现油价冲击可以更好地解释产出变化。

随着中国经济同石油价格的联系越来越紧密,越来越多的学者开始关注石油价格对中国宏观经济的影响。林伯强, 牟敦国(2007) 利用可计算一般均衡理论研究石油和煤炭价格上涨对中国经济所造成的影响,能源价格上涨对中国经济产生紧缩作用,并对不同的产业紧缩程度也不同。孙稳存(2007) 估算石油价格上升对中国通货膨胀和产出的影响,发现国际油价上升一倍中国会出现温和通胀和小幅的产出下降。Huang and Guo (2007) 研究了石油价格对中国实际汇率的影响,结果显示由于中国比其他贸易伙伴更少的依赖于石油及政府对石油的管制,石油价格冲击会导致长期实际汇率升值。Cong, Wei, Jiao and Fan (2008) 发现石油价格冲击对中国股票市场并没有显著的影响,石油价格的不确定性会增加石油产业股票的投机。Chen, Chen and Wu (2009) 发现中国对国际市场上的石油价格波动影响有限,中国国内的石油冲击来源于美国和 OPEC 的影响。Du, He and Wei (2010) 也利用通过实证方法来检验石油价格同中国宏观经济的关系,发现由于石油价格改革,世界石油价格对中国宏观经济有显著的影响,而中国对世界石油价格的影响有限,同时石油价格同中国产出增长有正的相关性。

模型

本研究基于一个考虑石油冲击的动态随机一般均衡模型。模型的框架是基于 Kydland and Prescott (1982), Kim and Lougani (1992), 在小国开放经济的框架下引入石油使用和石油价格作为外部冲击。整个经济由代表性消费者组成。国内厂商可以生产中间产品,世界其他国家可以生产国外中间产品。国内和国外的中间产品可以共同用来生产最终产品。利用贸易传导机制国内经济同世界

其他国家经济紧密相关，同时这一特征也可以反映发展中国家较高的贸易占产出份额。

消费者问题

代表性消费者通过消费消费品 c 和休闲获得效用，假设工作时间是 h 。代表性消费者最大化下面的终生效用函数

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, h_t), \quad (1)$$

$u(c_t, h_t) = \frac{(c_t - h_t^\omega / \bar{\omega})^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$ 。 β 是主观折现因子， γ 控制了消费者的跨期替代弹性， ω 可以用来解释消费者的劳动供给弹性。

消费者可以通过投资 x_t 来积累资本：

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + x_t, \quad (2)$$

这里 δ 是资本折旧率。由于最终产品不能无成本的转化为资本，我们引入调整成本函数 $\phi(k_{t+1} - k_t) = \frac{\phi}{2}(k_{t+1} - k_t)^2$ ，这里消费者需要付出 ϕ 确定的成本来进行积累资本。

我们假设在开放经济的假设下，国内经济能在国际资本市场以利率 r 进行借贷， r 是国际市场上的无风险利率。每一期初的国外资产持有为 d_{t-1} ，下一期持有资产是 d_t ，资产组合的调整成本由 ϕ 控制， $\frac{\phi}{2}(d_t - \bar{d})^2$ ，这里 $\bar{d}$ 是稳态下的国外资产。国内代表性消费者的期间预算约束为：

$$p_t(c_t + i_t + \phi(k_{t+1} - k_t)) + \frac{\phi}{2}(d_t - \bar{d})^2 + (1+r)d_{t-1} + p_{et}e_t = p_{at}y_t + d_t. \quad (3)$$

国内代表性消费者的预算约束是以国外中间产品价格计价。此外 p_t 是国内最终产品价格， p_{at} 是国内中间产品价格， p_{et} 是石油价格。 y_t 代表国内中间产品的产出。

代表性消费者的最优化终生效用函数，(1)，同时还要满足限制条件(2)到(3)。

厂商问题

可贸易中间产品的生产是由下面生产函数刻画，这里 z 是随时间变化的技术冲击，

$$y_t = z_t (\eta^{\frac{1}{\nu}} k_{t-1}^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (1-\eta)^{\frac{1}{\nu}} e_t^{\frac{\nu-1}{\nu}})^{\frac{\alpha}{\nu-1}} h_t^{(1-\alpha)} \quad (4)$$

这里 ν 为中间产品部门石油和资本的替代弹性； $1-\alpha$ 为中间产品部门中劳动所占的比例， η 刻画了在中间产品生产资本所占的比例。

厂商选择劳动，资本和石油最大化利润，厂商的利润由如下函数刻画，

$$\pi_t = p_{at}y_t - w_t h_t - r_t k_{t-1} - p_{et}e_t. \quad (5)$$

最终产品部门问题

最终产品是由国内和国外的中间产品生产得到的，并用于消费和投资。最终产品的产出是由下面的 CES 函数控制，

$$G = (\lambda^{1/\theta} a_t^{\theta-1/\theta} + (1-\lambda)^{1/\theta} b_t^{\theta-1/\theta})^{\theta/\theta-1}. \quad (6)$$

这里 λ 为国内中间产品占国内最终产品的份额， θ 为国内和国外中间产品的替代弹性， a 代表用来生产最终产品的国内中间产品， b 代表国外中间产品的投入。

通过最优化问题，我们可以得到国内和国外中间产品的需求和国内最终产品价格指数，

$$a = \lambda \left(\frac{P_a}{P} \right)^{-\theta} G \quad (7)$$

$$b = (1-\lambda) \left(\frac{P_b}{P} \right)^{-\theta} G \quad (8)$$

$$P = (\lambda p_a^{1-\theta} + (1-\lambda) p_b^{1-\theta})^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (9)$$

市场出清

在模型中我们假定国内的中间产品可用于国内的最终产品和出口，国内中间产品市场出清需要，

$$y_t = a_t + a_t^*. \quad (10)$$

这里 y_t 是国内中间产品产出， a_t 是国内中间产品需求， a_t^* 代表中间产品出口。

我们假定来自国外对国内中间产品的需求由下面的函数控制，

$$a_t^* = (1-\lambda) p_{at}^{-\theta} y_t^*. \quad (11)$$

国外对国内中间产品的需求取决于中间产品的价格 p_{at} 和国外的需求 y_t^* 。

最终产品的市场出清需要最终产品等于消费，投资，资本调整成本和资产组合的调整成本，

$$G_t = c_t + i_t + \phi(k_{t+1} - k_t) + \frac{\phi}{2}(d_t - \bar{d})^2. \quad (12)$$

外部冲击

在模型中我们假定国内技术冲击服从 AR(1)：

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{zt}. \quad (13)$$

石油价格服从以下过程：

$$p_{et} = \rho_e p_{et-1} + \varepsilon_{et}. \quad (14)$$

国外需求也服从 AR(1)：

$$y_t^* = \rho_y y_{t-1}^* + \varepsilon_{yt}. \quad (15)$$

模型校准

我们校准模型的参数使其同中国宏观数据相符。控制 z_t, p_{et}, y_t^* 的参数是通过 AR (1) 过程估计得到。从 Mendoza(1991) 和 Schmitt-Grohe and Uribe (2003) 中我们选择控制效用函数的参数 γ, ω 。此外我们选择 β 同世界平均实际利率相一致。 δ, α 的选择同传统的商业周期文献相一致。资本调整成本参数 ϕ 用来控制投资的波动率。资产组合调整成本参数 φ 用来控制经常性项目的波动。我们设定 η 同资本和石油占产出的比例相一致。资本和石油在生产中的弹性 ν 我们假定为 0.6, 即资本同石油存在互补性。参数 λ 用来衡量国内经济的贸易开放, 我们选择 λ 同中国平均的贸易开放一致。我们假定国内和国外产品的替代弹性 θ 为 1.5。

错误！未找到引用源。报告了模型参数的选择。

表 1 模型参数

γ	2
ω	1.455
α	0.33
ϕ	0.028
r	0.04
δ	0.1
φ	0.0008
β	0.96
λ	0.71
θ	1.5
η	0.98
ν	0.6
ρ_z	0.6
ρ_e	0.9
ρ_v	0.97

模拟结果

我们将分析以下四种冲击对经济的影响, 模型包含所有的外部冲击, 和分别受到技术, 国外需求和石油价格冲击的模型。表 2 和表 3 显示了数据和模型中不同冲击的波动率和不同变量同产出的相关系数。第一列代表中国实际商业周期中的波动率和相关系数。第二列数据来源于所有冲击给定下的模型波动率和相关系数。从表 2 中, 我们发现给定所有的外部冲击, 模型可以较好的模拟大部分变量的波动率和相关系数。同时模型也显示了进出口的波动要高于实际数据; 对于相

关系数，模型得出的结果都要高于实际的数据。第三，四和五列分别代表不同冲击下模型产生的波动率和相关系数。外部技术冲击可以带来更高的投资波动和净出口波动；国外需求和石油价格带来的产出波动要远远低于外部技术冲击产生的波动。此外，我们也发现国外需求带来的劳动波动要远远高于实际数据，投资波动要低于实际数据，消费的波动在国外需求冲击下也被高估。对于我们所关心的石油价格冲击，我们发现石油价格冲击会带来较高的投资波动，说明石油同资本品的互补可以极大地提高波动。表 3 显示了数据和模型变量的相关系数，给定所有冲击的模型可以较好的模拟相关系数，但是对于净出口同产出的相关性，模型得到的结果同实际值偏离很大。此外，从表 3 中我们也发现，在仅给定石油价格和国外需求冲击的情况下，模型产生的投资波动要同实际数据接近。表 2 和 3 的分析告诉我们外部技术冲击可以带来大部分的产出波动，但是石油价格冲击带来的投资波动也值得我们关注。

表 2 经济波动率

	Data	All	TFP	Foreign	Oil
$\sigma(y) \%$	4.800	3.900	3.463	0.326	0.107
$\sigma(h) / \sigma(y)$	0.458	0.673	0.6239	1.422	0.674
$\sigma(in) / \sigma(y)$	1.792	1.804	2.307	0.415	3.492
$\sigma(c) / \sigma(y)$	1.167	1.077	0.796	2.893	1.043
$\sigma(nx / y) \%$	2.710	3.489	4.029	0.399	0.307

表 3 相关系数

	Data	All	TFP	Foreign	Oil
$\rho(h, y)$	0.745	0.997	0.997	0.998	0.989
$\rho(in, y)$	0.800	0.904	0.913	0.885	0.763
$\rho(c, y)$	0.834	0.987	0.999	0.990	0.984
$\rho(nx / y, y)$	-0.098	-0.829	-0.796	-0.065	-0.488

表 4 经济波动率

	Data	TFP+Foreign	TFP+Oil	Oil+Foreign
$\sigma(y) \%$	4.800	3.917	3.469	0.347
$\sigma(h) / \sigma(y)$	0.458	0.672	0.623	1.353
$\sigma(in) / \sigma(y)$	1.792	2.048	2.667	1.290
$\sigma(c) / \sigma(y)$	1.167	1.088	0.798	2.766
$\sigma(nx / y) \%$	2.710	5.496	6.032	0.509

表 5 相关系数

	Data	TFP+Foreign	TFP+Oil	Oil+Foreign
$\rho(h, y)$	0.745	0.997	0.997	0.981
$\rho(in, y)$	0.800	0.904	0.912	0.461
$\rho(c, y)$	0.834	0.986	0.999	0.972
$\rho(nx / y, y)$	-0.098	-0.830	-0.795	-0.152

在表 4 和 5 中我们将外部技术冲击同国外需求冲击，石油价格冲击结合起来在模型中生成波动率和相关系数。同时引入外部技术冲击和国外需求冲击，石油价格冲击所得到的结果同表 2 和 3 很类似，这也进一步证明外部技术冲击解释大部分的商业周期波动，外部需求和石油价格所带的波动有限。

我们利用模型生成的冲击反应函数来分析，技术，国外需求和石油价格冲击的传导机制。图 1，2 和 3 分别显示了外部技术冲击，国外需求冲击和石油价格冲击所带来的冲击反应函数。当外部技术冲击下降 1%，负技术冲击立即导致了消费，劳动，投资和产出的下降。此外，产出和投资的下降也使得资本流向国外。图 1 也显示技术冲击所带来的投资变化幅度要远远高于消费，劳动和产出。

图 2 显示了国外需求下降对国内经济带来的影响。国外需求需求的萎缩，降低了国内的产出，带来劳动下降，同时投资也由于更少的需求开始下降。此外由于资本的调整成本，在国外需求下降后很长一段时间中，投资依然继续下降。图 2 也显示了国外需求冲击带来的产出，劳动，投资的下降幅度要远低于技术冲击带来的影响。

图 3 显示了石油价格上升带来的影响。石油价格的上升极大地影响了国内的投资，因为资本同石油呈现互补的关系。投资的下滑也导致了劳动的下滑，进一步对消费产生了负面效应。石油价格上升带来的影响，由于资本的调整成本，会产生一定的滞后。在短期，当油价开始下降，我们会发现劳动，产出和消费都会下降。同时这一现象可以解释石油价格冲击的不对称效果。

在图 4 中我们同时给定 1%国外需求下降和 1%石油价格上升，我们发现国外需求主要影响了消费，产出和劳动，而石油价格冲击对投资的影响最大。石油价格上升导致了投资迅速调整。

最后为了估计石油价格上升对经济的影响，我们也给出了石油价格上升 50% 的冲击反应函数。图 5 显示了当石油价格从当前价格继续上升 50%对产出，消费，劳动和投资的影响。50%的石油价格上升，产出下降最多 1.5%，消费和劳动的下

滑也超过了 1%，投资下滑可以达到 5%。

图 1 技术冲击

Responses to a 1% decrease in TFP

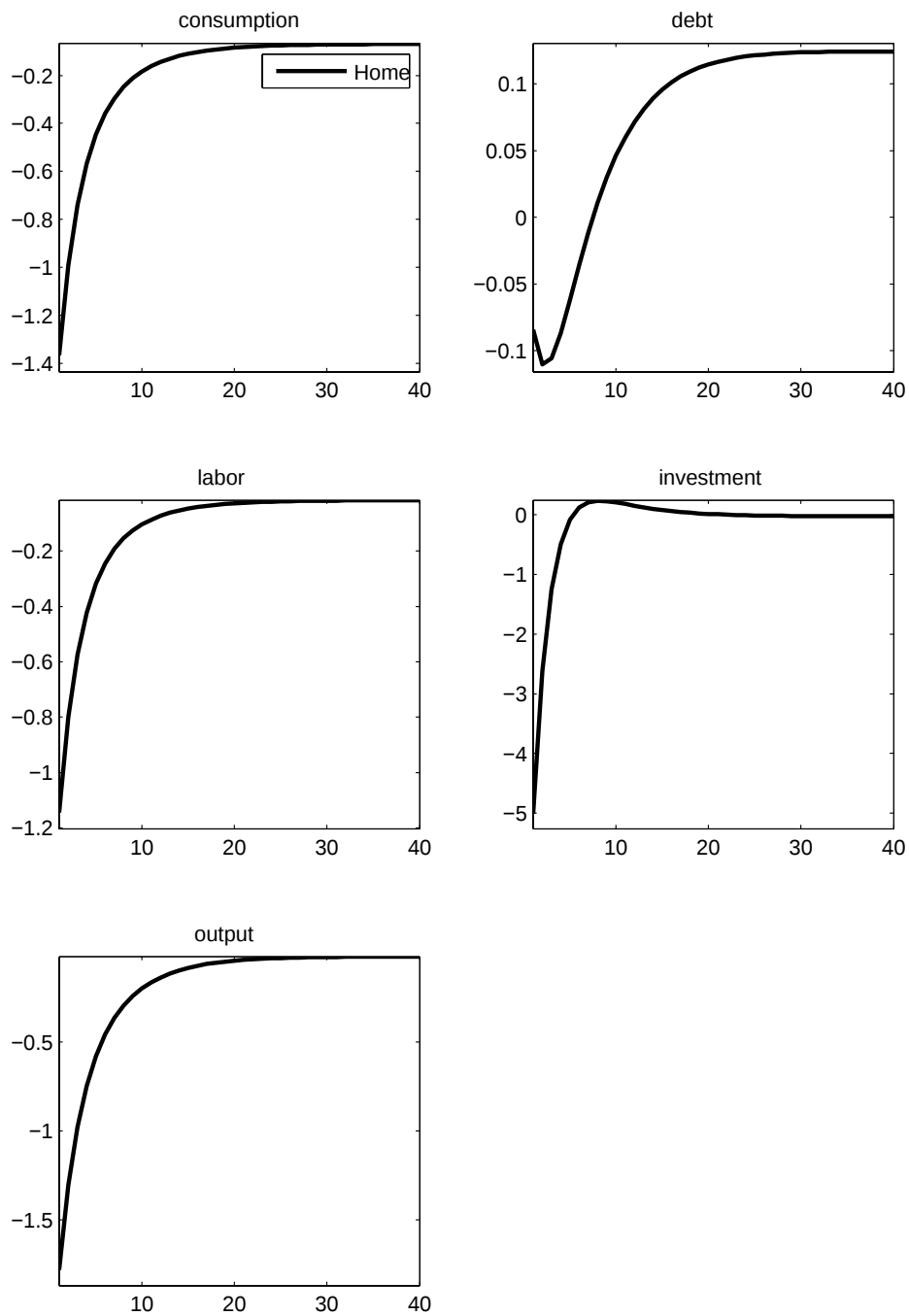


图 2 国外需求冲击

Responses to a 1% decrease in foreign demand

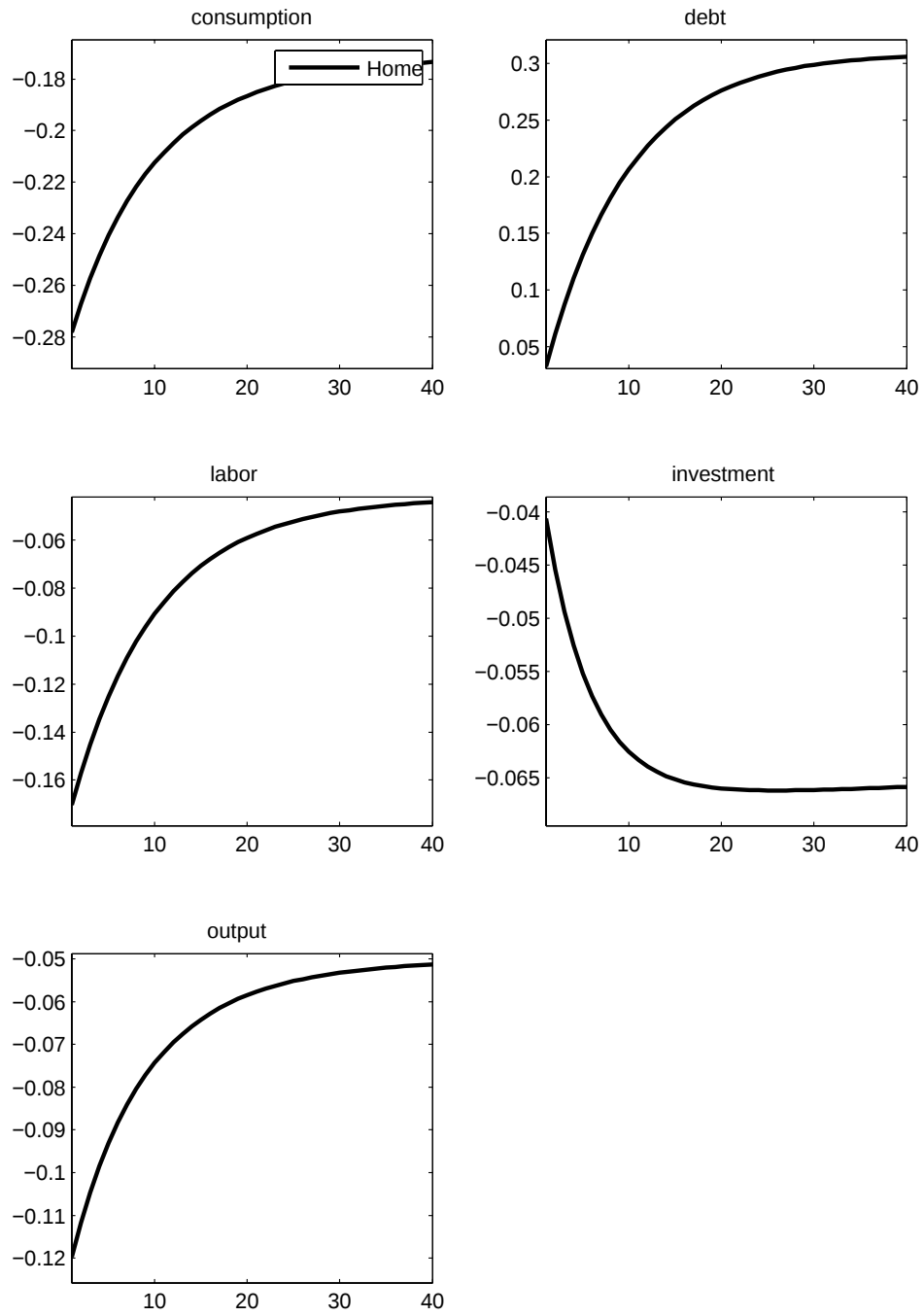


图3 石油价格冲击

Responses to a 1% increase in oil price

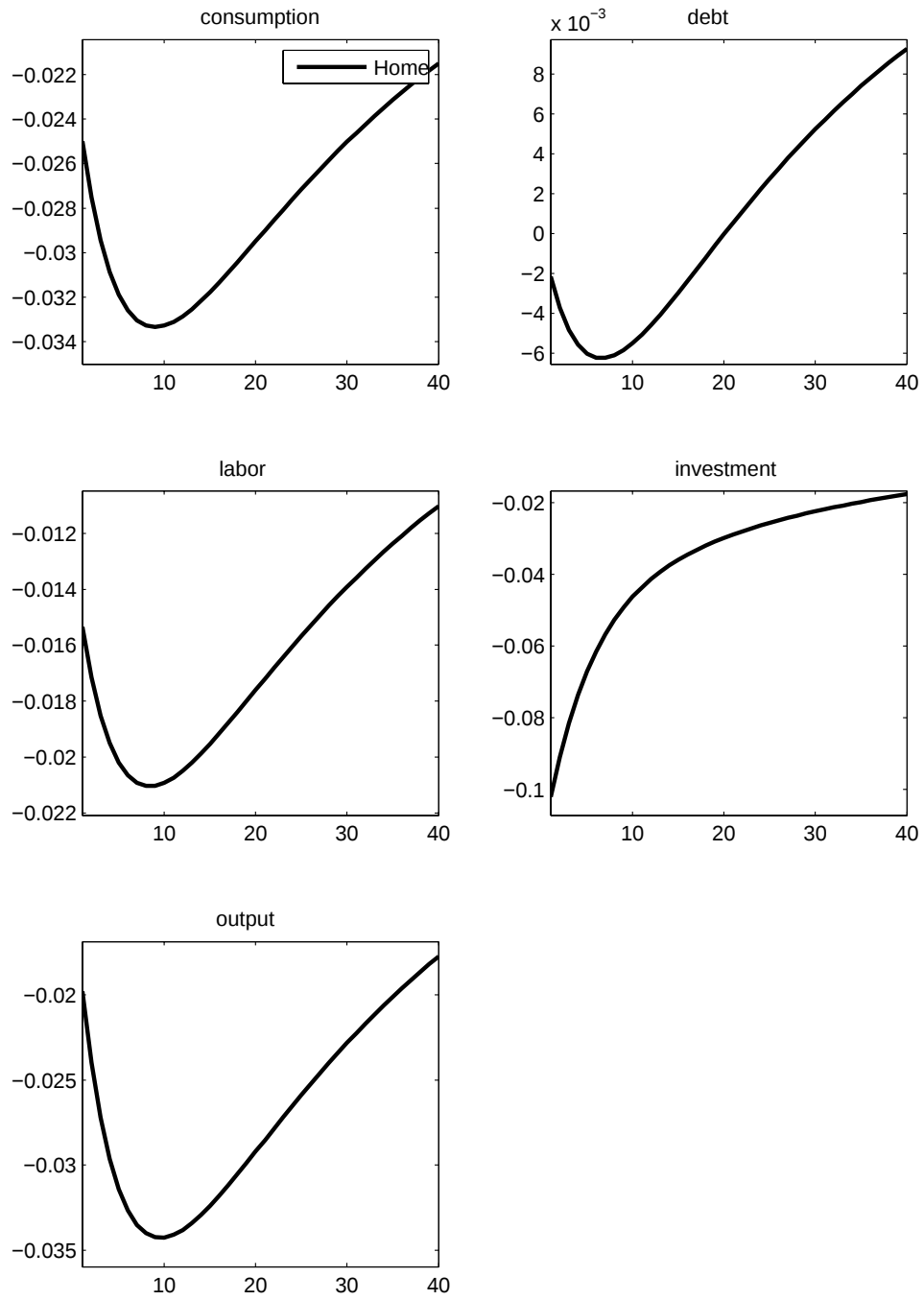


图 4 国外需求和石油价格冲击

Responses to a 1% increase in oil price and decrease in foreign demand

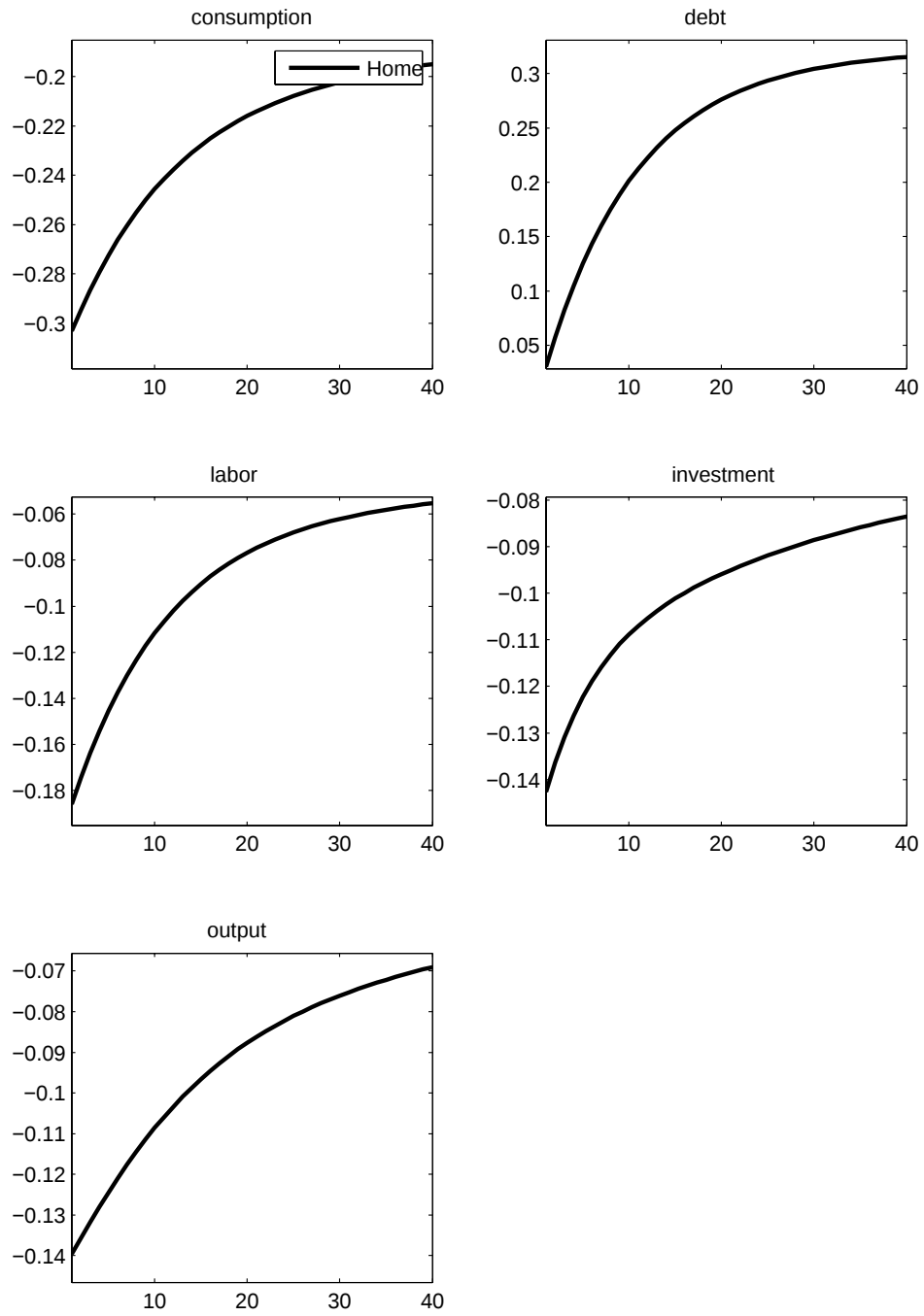
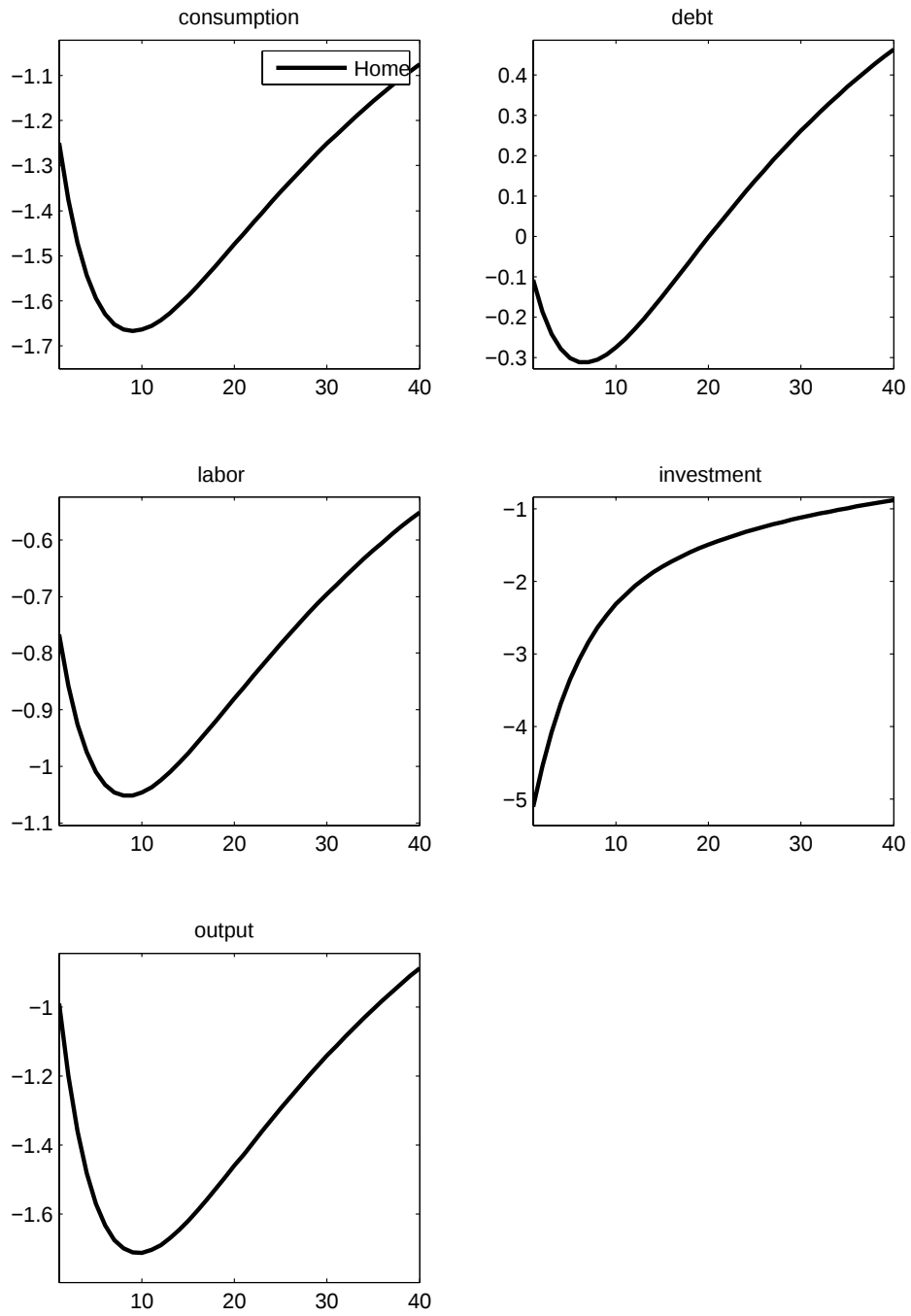


图 5 石油价格上升 50%

Responses to a 50% increase in oil price



结论

本文分析自从全球金融危机后,石油价格高企和欧债危机下国外需求疲软对中国经济的冲击。为了估计冲击对中国经济的影响,我们利用了开放经济下的商业周期模型,并引入国外需求冲击和石油价格冲击,在此基础上分析了不同冲击对经济的影响。通过对模型的校准,模型可以解释大部分的中国实际商业周期的数据,并且能够分析在开放经济下油价和国外需求对中国经济的影响。通过分析技术冲击,国外需求冲击和石油价格冲击的传导机制,我们发现国外需求冲击和石油价格冲击产生的波动要远远小于技术冲击带来的影响,但是石油价格冲击对投资的波动也起到了相当大的决定作用,而且石油价格上升可以使得产出的下降更加持久。在欧洲需求疲软的背景下,分析石油价格冲击越来越重要。最后,利用模型我们可以估计石油价格上升对最终产出和消费的影响,为宏观调控的政策起到指导作用。

参考文献

- Ahmed, Shaghil, Andrew Levin, and Beth Anne Wilson. 2004. "Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices, or Good Luck?" *The Review of Economics and Statistics* 86(3): 824 – 832.
- Arias, Andres, Gary Hansen, and Lee Ohanian. 2007. "Why have business cycle fluctuations become less volatile?" *Economic Theory* 32(1): 43 – 58.
- Atkeson, Andrew, and Patrick J. Kehoe. 1999. "Models of Energy Use: Putty-Putty versus Putty-Clay" . *American Economic Review* 89(4): 1028 – 1043.
- Backus, David K, and Mario J Crucini. 2000. "Oil prices and the terms of trade" . *Journal of International Economics* 50(1): 185 – 213.
- Barsky, Robert B., and Lutz Kilian. 2004. "Oil and the Macroeconomy since the 1970s" . *Journal of Economic Perspectives* 18(4): 115 – 134.
- Blanchard, Olivier, and John Simon. 2001. "The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility" . *Brookings Papers on Economic Activity* 32(1): 135 – 174.
- Bodenstein, Martin, Christopher J Erceg, and Luca Guerrieri. 2011. "Oil shocks and external adjustment" . *Journal of International Economics* 83(2): 168 – 184.
- Brown, Stephen P.A., and Mine K. Yücel. 1999. "Oil prices and U.S. aggregate economic activity: a question of neutrality" . *Economic and Financial Policy Review* (Q II): 16 – 23.
- Bruno, Michael, and Jeffrey Sachs. 1982. *Energy and Resource Allocation: A Dynamic Model of the "Dutch Disease"*. National Bureau of Economic Research, Inc. NBER Working Paper.
- Campbell, Jeffrey R., and Zvi Hercowitz. 2005. *The Role of Collateralized Household Debt in Macroeconomic Stabilization*. National Bureau of Economic Research, Inc. NBER Working Paper.
- Carruth, Alan A., Mark A. Hooker, and Andrew J. Oswald. 1998. "Unemployment Equilibria And Input Prices: Theory And Evidence From The United States" . *The Review of Economics and Statistics* 80(4): 621 – 628.
- Chen, K. C., Shaoling Chen, and Lifan Wu. 2009. "Price causal relations between China and the world oil markets" . *Global Finance Journal* 20(2): 107 – 118.
- Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler. 2000. "Monetary Policy Rules And Macroeconomic Stability: Evidence And Some Theory" . *The Quarterly Journal of Economics* 115(1): 147 – 180.
- Cong, Rong-Gang et al. 2008. "Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China" . *Energy Policy* 36(9): 3544 – 3553.
- Daniel, Betty C. 1997. "International interdependence of national growth rates: A structural trends analysis" . *Journal of Monetary Economics* 40(1): 73 – 96.

- Darby, Michael R. 1982. *The Real Price of Oil and the 1970s World Inflation*. National Bureau of Economic Research, Inc. NBER Working Paper.
- Davis, Steven J. 1987. "Allocative Disturbances and Specific Capital in Real Business Cycle Theories" . *American Economic Review* 77(2): 326 – 32.
- Davis, Steven J, and John Haltiwanger. 2001. "Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes" . *Journal of Monetary Economics* 48(3): 465 – 512.
- Du, Limin, He Yanan, and Chu Wei. 2010. "The relationship between oil price shocks and China' s macro-economy: An empirical analysis" . *Energy Policy* 38(8): 4142 – 4151.
- Faria, Joao Ricardo et al. 2009. "The effect of oil price on China' s exports" . *China Economic Review* 20(4): 793 – 805.
- Finn, Mary G. 2000. "Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity" . *Journal of Money, Credit and Banking* 32(3): 400 – 416.
- Galí, Jordi, and Luca Gambetti. 2009. "On the Sources of the Great Moderation" . *American Economic Journal: Macroeconomics* 1(1): 26 – 57.
- Gong, Gang, and Justin Yifu Lin. 2008. "Deflationary expansion: An overshooting perspective to the recent business cycle in China" . *China Economic Review* 19(1): 1 – 17.
- Gordon, Robert J. 2005. *What Caused the Decline in US Business Cycle Volatility?* Reserve Bank of Australia. RBA Annual Conference Volume.
- Hamilton, James D. 1983. "Oil and the Macroeconomy since World War II" . *Journal of Political Economy* 91(2): 228 – 48.
- . 2003. "What is an oil shock?" *Journal of Econometrics* 113(2): 363 – 398.
- Hamilton, James D. 2009. "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007–08" . *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* No. 15002.
- . 2008. "oil and the macroeconomy" . In *The New Palgrave Dictionary of Economics*, eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- He, Qing, Terence Tai-Leung Chong, and Kang Shi. 2009. "What accounts for Chinese Business Cycle?" *China Economic Review* 20(4): 650 – 661.
- He, Qing, Boqun Wang, and Ning Zhang. "Time Varying Volatility in Chinese Economy: A Regional Perspective" .
- HUANG, Ying, and Feng GUO. 2007. "The role of oil price shocks on China' s real exchange rate" . *China Economic Review* 18(4): 403 – 416.
- J., Peter Ferderer. 1996. "Oil price volatility and the macroeconomy" . *Journal*

of Macroeconomics 18(1): 1 – 26.

Jiménez-Rodríguez, Rebeca, and Marcelo Sánchez. 2004. *Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries*. European Central Bank. Working Paper Series.

Kahn, James A., Margaret M. McConnell, and Gabriel Perez-Quiros. 2002. “On the causes of the increased stability of the U. S. economy” . *Economic Policy Review* (May): 183 – 202.

Kim, Chang-Jin, and Charles R. Nelson. 1999. “Has The U. S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based On A Markov-Switching Model Of The Business Cycle” . *The Review of Economics and Statistics* 81(4): 608 – 616.

Kim, In-Moo, and Prakash Loungani. 1992. “The role of energy in real business cycle models” . *Journal of Monetary Economics* 29(2): 173 – 189.

Kydland, Finn E, and Edward C Prescott. 1982. “Time to Build and Aggregate Fluctuations” . *Econometrica* 50(6): 1345 – 70.

Laurenceson, James, and Danielle Rodgers. 2010. “China’ s macroeconomic volatility -- How important is the business cycle?” *China Economic Review* 21(2): 324 – 333.

Leduc, Sylvain, and Keith Sill. 2004. “A quantitative analysis of oil-price shocks, systematic monetary policy, and economic downturns” . *Journal of Monetary Economics* 51(4): 781 – 808.

———. 2007. “Monetary Policy, Oil Shocks, and TFP: Accounting for the Decline in U.S. Volatility” . *Review of Economic Dynamics* 10(4): 595 – 614.

Lee, Kiseok, Shawn Ni, and Ronald A. Ratti. 1995. “Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability” . *The Energy Journal* 16(4): 39 – 56.

Li, Cheng. 2010. *Government Size and Macroeconomic Stability: Sub-National Evidence from China*. University Library of Munich, Germany. MPRA Paper.

Loungani, Prakash. 1986. “Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis” . *The Review of Economics and Statistics* 68(3): 536 – 39.

Mork, Knut Anton. 1989. “Oil and Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton’ s Results” . *Journal of Political Economy* 97(3): 740 – 44.

Rasche, Robert H., and John A. Tatom. 1977. “The effects of the new energy regime on economic capacity, production, and prices” . *Review* (May): 2 – 12.

Raymond, Jennie E, and Robert W Rich. 1997. “Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach” . *Journal of Money, Credit and Banking* 29(2): 193 – 213.

Rotemberg, Julio J, and Michael Woodford. 1996. “Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity” . *Journal of Money, Credit and Banking* 28(4): 550 – 77.

Schubert, Stefan F, and Stephen J Turnovsky. 2011. “The impact of oil prices

on an oil-importing developing economy” . *Journal of Development Economics* 94(1): 18 - 29.

Tang, Weiqi, Libo Wu, and ZhongXiang Zhang. 2010. “Oil price shocks and their short- and long-term effects on the Chinese economy” . *Energy Economics* 32(Supplement 1).

Zhang, Yin, and Guanghua Wan. 2005. “China’ s Business Cycles: Perspectives from an AD-AS Model” . *Asian Economic Journal* 19(4): 445 - 469.

胡乃武;孙稳存; 2008. “中国经济波动的平缓化趋势分析” . *中国人民大学学报* (01).

贾俊雪;郭庆旺; 2007. “开放经济条件下的中国经济周期波动特征” . *经济理论与经济管理* (07).

李猛;沈坤荣; 2010. “地方政府行为对中国经济波动的影响” . *经济研究* (12).

林伯强;牟敦国; 2008. “能源价格对宏观经济的影响——基于可计算一般均衡 (CGE) 的分析” . *经济研究* (11).

刘金全;刘志刚. 2005. “我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析” . *经济研究* (03).

鲁政委;翟鹏霄. 2005. “中国经济波动:理论假说与宏观调控” . *社会科学辑刊* (05).

孙广生; 2006. “经济波动与产业波动(1986—2003)——相关性、特征及推动因素的初步研究” . *中国社会科学* (03).

孙稳存; 2007. “能源冲击对中国宏观经济的影响” . *经济理论与经济管理* (02).

房地产业投资对地方财政收入的影响

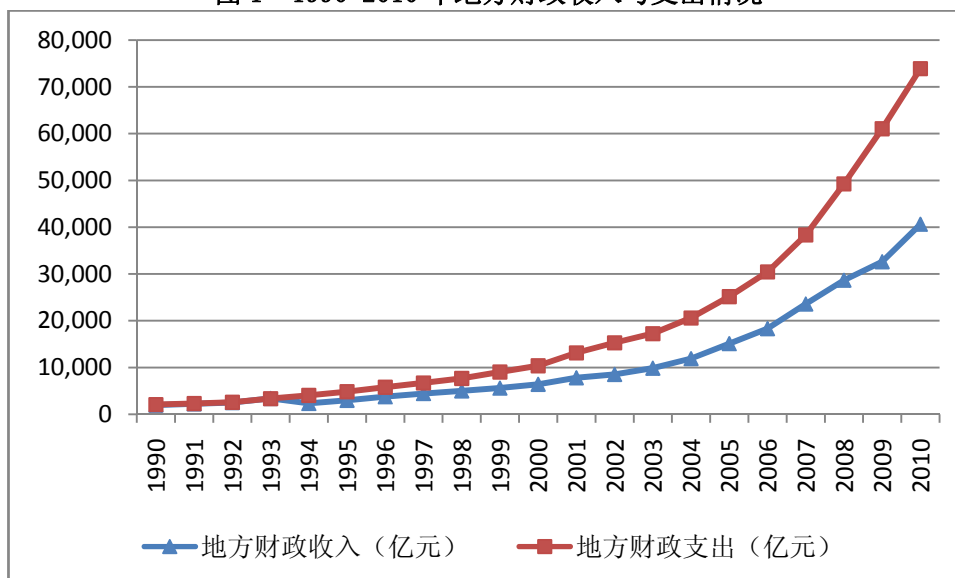
——基于地级市面板数据估计

摘要：在识别房地产投资影响财政收入四个渠道的基础上，基于 287 个地级市 1995-2010 年的面板数据，我们评估了房地产投资对地方财政收入的影响。研究表明，房地产业发展对地方财政收入有显著正向影响。在其它条件保持不变的情况下，人均实际房地产开发投资完成额增加 1 元，人均实际地方财政预算内收入增加 0.2-0.28 元。我们同时发现，这种影响存在 1-3 年的滞后性。我们还发现房地产投资存在溢出效应。一个地方的房地产投资对临近地区的财政收入有一定影响，即本地区房地产投资增加 1 元，邻居地区的财政收入会增加 0.11 元。这些发现有助于我们理解地方政府在房价治理方面的行为。

一、引言

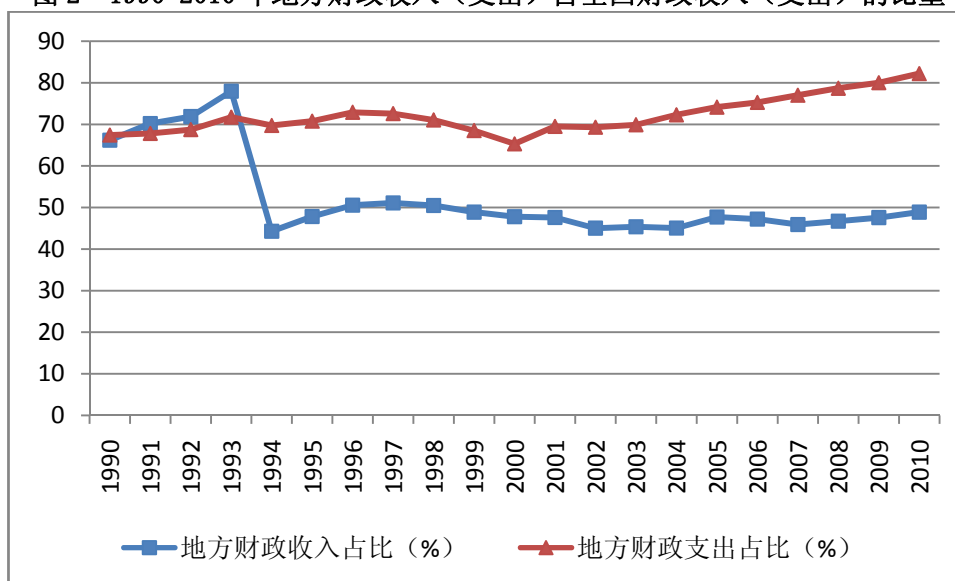
2010 年以来，控制房价过快增长是政府政策的核心目标之一。在增加供给之外，一个常见的工具是控制需求，从而间接地降低房价。控制房价实施的一个重要考量就是对政府，尤其是地方政府财政收入影响。考虑到地方财政的重要性，如何平衡房价控制和地方财政收入增长是决策者的权衡之一。随着城市化和人口的不断增长，对地方政府提供的地方性公共品需求在不断提高，同时，1994 年分税制改革后，地方政府承担了更多的支出责任，因此，近十多年来地方财政支出的规模与比重都呈上升趋势（图 1，图 2）。根据《中华人民共和国预算法》第二十八条规定：“地方各级预算按照量入为出、收支平衡的原则编制，不列赤字。除法律和国务院另有规定外，地方政府不得发行地方政府债券。”为了满足日益增长的地方财政支出需要充足稳定的地方财政收入作为保障，然而从图 1 我们可以发现，1994 年分税制改革以后，地方财政收支缺口越来越大，从 1994 年的 1726.59 亿元扩大至 2010 年的 33271.39 亿元，扩大了 19.27 倍。在这样的背景下，未来随着城市化进程的继续，人均收入水平上升导致公共服务需求增加，地方财政支出压力将继续增大。因此，保证地方财政收入稳定增长是一个重要的政策目标。

图1 1990-2010年地方财政收入与支出情况



注：图中地方财政收入为地方本级决算收入，地方财政支出为地方本级决算支出
资料来源：《中国统计年鉴 2011》

图2 1990-2010年地方财政收入（支出）占全国财政收入（支出）的比重



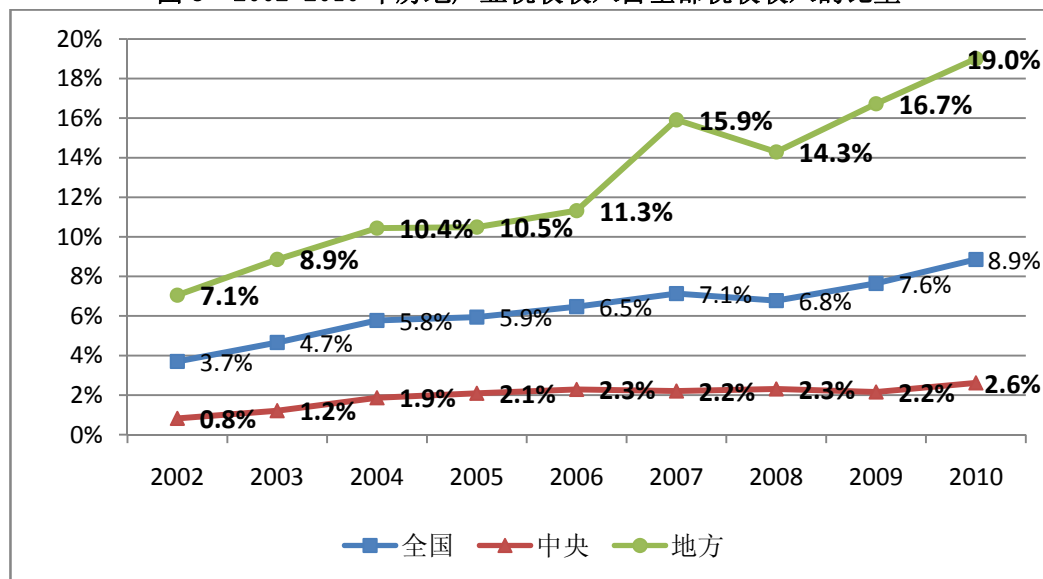
资料来源：《中国统计年鉴 2011》

更为重要的，房地产业在地方财政收入中占据举足轻重的地位。地方税收收入是地方财政收入的主体，我们可以从房地产业对地方税收收入的贡献^①来说明房地产业在地方财政收入中的重要性。如图3，无论是从全国范围来看，还是分级次考察，2002-2010年房地产业税收占全部税收收入的比重都呈上升态势，其中在地方税体系中，房地产业税收收入占全部税收收入的比重比较高，并从2002年的7.05%上升至2010年的19.01%。尽管这一比重在中央财政收入中所占比重

① 房地产业对地方税收收入贡献的计算方法参见附录。

不高，但在地方财政收入中，和房地产业相关的税收所占比重确不小。

图3 2002-2010年房地产业税收收入占全部税收收入的比重



资料来源：《中国税务年鉴 2003-2011》，经笔者整理计算，计算方法参见附录

在这样的背景下，定量估计房地产业对地方财政收入的影响，评估治理高房价是否对地方财政存在负面影响，以及影响的程度，具有一定的意义。对这一影响的估计，可以为决策者评估政策效果时提供参考。

另外，从学术发展的角度看，估计房地产业对财政收入的影响也有一定的意义。上世纪90年代后期的资产价格繁荣为许多国家政府带来大量意外财政收入。各国因此纷纷提高自己的财政支出。然而，随后的资产价格泡沫破裂导致财政收支平衡严重恶化，各国政府进行财政调整的能力大受影响。在这一背景下，研究者和政策制定者开始关心、研究资产价格（包括房地产价格）变动对财政收入的影响。一般来说，资产价格（包括房价）变动从三个方面影响财政收支平衡。第一、通过所得税、营业税以及与财富效应相关的消费税对财政收入产生直接影响；第二、通过金融加速器效应影响消费、投资、就业等宏观经济变量从而间接影响财政状况；第三、资产价格大幅下跌导致某些公司濒临破产，如果政府提供救助，财政支出将会大幅增加。这些传导机制是非对称的，即资产价格下降给财政收入带来的负面影响大于资产价格上涨带来的正面影响。沿着这一思路，学术界取得了若干重要进展。例如，Eschenbach 和 Schuknecht（2002）对17个OECD国家的研究表明，在大多数国家中房价与股价对财政收入有显著的影响。平均而言，房价与股价变动10%对财政收入的影响等同于经济产出变化1%。更进一步，Eschenbach 和 Schuknecht（2004）发现国家财政状况恶化主要发生在资产价格

显著下降和金融危机的时候，这种恶化单靠经济周期和相机抉择的财政政策无法完全解释。类似的研究还有 Honohan 和 Klingebiel(2003), Jaeger 和 Schucknecht (2004), Tujula 和 Wolswijk (2007), Morris 和 Schucknecht (2007), Reinhart 和 Rogoff (2009) 等。

相比而言，国内文献涉及这一问题的并不多。相关研究主要关注房地产业波动对国民经济的影响（才元，2007；黄忠华等，2008）。也有一些研究专门关注房地产价格变动对地方财政收入的影响（袁振华，2010）。本文试图将房地产投资量与地方政府财政收入联系起来。相比较而言，我们的做法有若干优势。第一，专门研究房地产对地方财政收入的文献很少，利用房地产投资额数据来评估两者关系的研究更少见。第二，结合中国税收制度，我们能识别房地产投资影响地方财政收入的机制和渠道；第三，利用中国287个地级市1995-2010年的面板数据进行实证研究，使得我们能评估房地产投资对财政收入的滞后影响。第四，我们还可以利用空间计量经济学工具来评估一个地区投资对周边地区的影响。

在本研究中，我们首先基于中国的财政体制，从税收、产业间关联、财富效应等渠道分析房地产业如何影响地方财政收支。以此为基础，基于地级市的面板数据，我们对房地产如何影响地方政府财政进行经验估计。

二、现行财税体制下房地产业对财政收入的影响机制

（一） 税收渠道

中国房地产业的税收体系是所有行业中较为复杂的一个，它几乎涉及到中国税制结构体系中的所有税种，主要包括：（1）专门针对房地产设立的税种：城镇土地使用税、耕地占用税、房产税、城市房产税、土地增值税、契税（2）与房地产相关的税种：营业税、城市维护建设税、企业所得税、个人所得税、印花税。

城镇土地使用税针对在城市、县城、建制镇、工矿区范围内使用土地的单位和个人，按其实际占有的土地面积和规定的适用税额征收。耕地占用税针对占用耕地建房或者从事其他非农业建设的单位和个人，按其实际占用的耕地面积和规定的适用税额一次性征收。位于城市、县城、建制镇和工矿区范围内的房产的产权所有人需根据房产余值或房产租金收入缴纳房产税^②。城市房地产税和房产税性质相同，差别仅在于纳税人。2009年以前，在中国境内拥有房产产权的外商投

^② 根据现行《中华人民共和国房产税暂行条例》，个人所有非营业用的房产免征房产税。2011年，上海、重庆进行改革试点，将房产税征收范围扩大到个人。

资企业、外国企业和组织以及外籍个人根据房产余值或房产租金收入缴纳城市房地产税。2009年1月1日起城市房地产税取消，外商投资企业、外国企业和组织以及外籍个人同国内企业和个人一样缴纳房产税。土地增值税针对以出售或以其他方式有偿转让国有土地使用权、地上建筑物及其附着物^③并取得收入的单位和个人，就其转让房地产取得的增值额征收。在土地使用权和房屋所有权发生转移时，根据成交价格向土地和房屋权属的承受人征收契税。营业税针对转让、出租土地使用权，销售、出租建筑物，提供房地产中介服务的单位和个人，按照其向对方收取的全部价款和价外费用征收。缴纳增值税、消费税、营业税的单位和个人还需根据增值税、消费税、营业税三者税额总和乘以规定的适用税率缴纳城市维护建设税。房地产开发投资企业就其生产、经营所得和其他所得需依法缴纳企业所得税。从事房地产开发经营的个人独资企业、合伙企业，转让或出租土地使用权、房屋建筑物的个人需依法缴纳个人所得税。签订土地使用权出让、转让、出租合同，房屋销售、租赁合同等需根据合同成交额缴纳印花税。

房地产业涉及的十多种税收可以按照取得、交易和保有三个环节来划分，同一税种可能涉及多个环节（表1）。房地产市场繁荣时，可以通过这三个环节来影响地方税收收入。首先在取得环节，购置土地的面积增加、价格上涨，所需缴纳的城镇土地使用税、耕地占用税、契税、印花税将会增加。其次在交易环节，房地产交易活跃，销售量扩大、销售价格上涨、销售总额增加，相应的营业税、所得税、土地增值税、契税、印花税等税收收入也会明显提升。最后在保有环节，当房地产用于居住时，由于房地产数量增加、房地产升值，房产税、城市房地产税和城镇土地使用税将会随之增加；当房地产用于出租时，房地产租金上涨，租赁成交量上升，营业税、所得税、城市维护建设税、房产税、城市房地产税、城镇土地使用税、印花税等自然也会水涨船高。反之，房地产市场低迷时，各个环节征收的税收也会萎缩。

表1 按照取得、交易、保有环节划分的中国房地产业税收

环节	纳税人	涉及的主要税种
取得环节	房地产开发企业	就其拥有的土地使用面积缴纳城镇土地使用税； 就其占用的耕地缴纳耕地占用税； 就土地成交价格缴纳契税； 就土地转让合同成交额缴纳印花税

③ 可统称为转让房地产

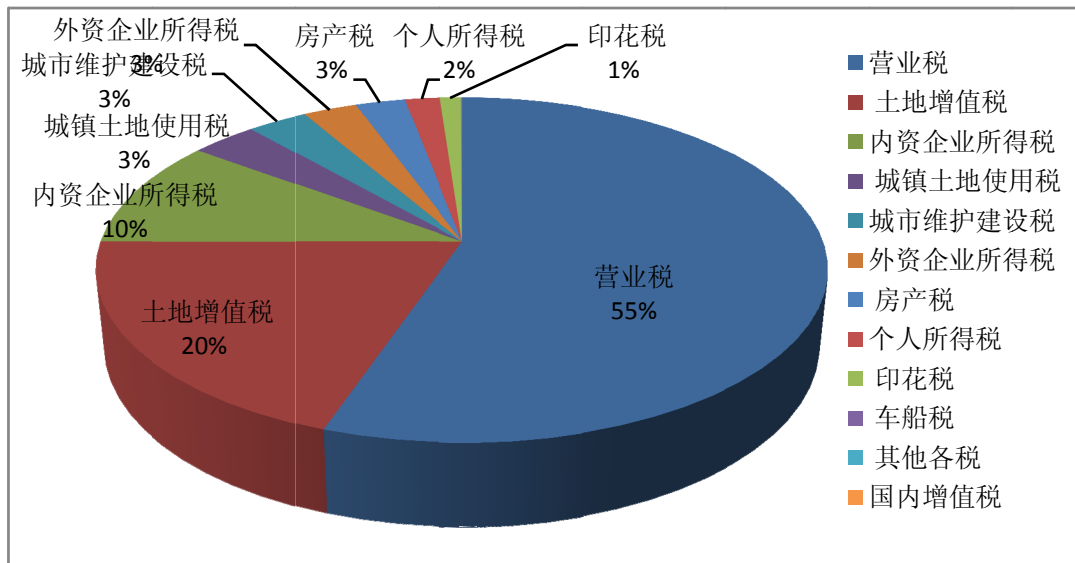
交易环节	房地产交易双方	销售方： 就房地产销售收入缴纳营业税、所得税、城市维护建设税； 就房地产转让增值额缴纳土地增值税； 就销售房地产过程中的应税行为缴纳印花税 购买方： 就房地产成交价格缴纳契税； 就房地产销售合同成交额缴纳印花税
保有环节	房地产的产权人或实际使用者	房地产用于居住： 就其拥有的土地使用面积缴纳城镇土地使用税； 就其拥有的房产余值缴纳房产税 房地产用于出租： 就其拥有的土地使用面积缴纳城镇土地使用税； 就房地产出租收入缴纳营业税、城市维护建设税、所得税、房产税； 就房地产租赁合同成交额缴纳印花税

资料来源：作者整理自《中国房地产税制：改革方向与政策分析》《房地产各环节税种设置与税负分配研究》

在上述房地产业税收中，除了企业所得税和个人所得税为中央地方共享税（2002 年中央地方各占 50%；2003 年及以后中央占 60%，地方占 40%），其余均为地方税^④。因此地方财政是房地产业税收的主要受益者，中央财政对房地产业税收的依赖程度很小。更进一步，我们考察地方房地产业税收收入的税种结构。2010 年，地方房地产业税收收入中 55%来自营业税，20%来自土地增值税，13%来自企业所得税（包括内资和外资），三种收入占到全部收入的 88%，这些税收主要来自于房地产交易。针对保有环节征收的城镇土地使用税和房产税只占到了 6%。（图 4）

^④ 营业税和城市维护建设税除铁道部门、各银行总行、各保险公司总公司集中交纳部分归属中央，其余全部归属地方，因此房地产业营业税是地方税。上文所指印花税不包括证券交易印花税，收入全部归属地方，因此是地方税。

图 4 2010 年地方房地产业税收收入的税种结构



资料来源：《中国税务年鉴 2011》，经笔者整理计算，计算方法参见附录

（二）产业间关联

房地产业的产业链长、涉及面广，能直接或间接带动数十个产业的发展，从而影响源自这些产业的地方财政收入。根据产业间供给与需求的联系划分，房地产业对相关产业的带动效应分为前向关联效应、后向关联效应和环向关联效应。前向关联效应是房地产业向其他产业提供产品或服务而对其产生的影响，主要靠供给推动实现。后向关联效应是房地产业通过吸收其他产业的产品或服务而对其产生的影响，主要靠需求拉动实现。如果房地产业对某些产业既存在前向关联效应又存在后向关联效应，那么称房地产业对这些产业存在环向关联效应，这些产业与房地产业关系往往最为紧密。房地产业对不同产业的带动效应有较大差异，在密切关联产业中，房地产业的前向关联产业主要有轻纺工业、技术服务以及电子通信业等生活消费型、服务型产业；房地产业的后向关联产业主要有矿物采选、制造业、邮电运输业等基础的原材料消耗型产业；房地产业的环向关联产业主要有金融保险业、建筑业、社会服务业、商业等^⑤。

房地产业繁荣将通过后向关联效应拉动其上游产业繁荣，通过前向关联效应推动其下游产业繁荣，通过环向关联效应拉动和推动其最紧密相关产业繁荣。这些关联产业的产出与利润增长将促进地方财政增收。反之，房地产业低迷，后向

^⑤ 房地产业对相关产业的带动效应是指房地产业通过需求拉动和供给推动产生的总效应。房地产业密切关联产业的选择方法是：将后向、前向关联效应分别按降序进行排列并计算平均数，将关联效应高于平均关联效应的产业作为房地产业的密切关联产业；关联度大于 0 但小于平均关联度对应的产业是房地产业的非密切关联产业；关联度为 0 时，说明产业之间无关联关系。王国军，刘水杏：《房地产业对相关产业的带动效应研究》，《经济研究》，2004（08），39-40

关联效应拉动乏力、前向关联效应推动不足、环向关联效应带动丧失，房地产业的密切关联产业发展受阻，甚至陷入不景气。房地产业的密切关联产业对地方财政收入的贡献能力将被削弱。

房地产业发展有时会出现一些极端情况，例如房地产业过热或房地产泡沫破裂。房地产业过热往往会带动密切关联产业增长过热。这些产业的产出与利润快速膨胀将推动地方财政收入快速增长。然而，房地产业过热也会产生“挤出效应”，资源大量转移到房地产业以及与房地产业关联度较高的产业，那些与房地产业关联度较低或者不相关的产业发展将受到阻碍，势必对这些产业贡献的地方财政收入产生不利影响。同时，资源大量转移到房地产业及密切关联产业，超过配置的最优水平，可能造成资源利用效率低下。另一方面，如果房地产泡沫破裂或者其他原因导致房价大幅下跌，房地产投资规模骤减，相关产业将出现大量产能闲置和资源浪费，尤其是环向关联产业将受到巨大负面冲击（例如银行贷款质量恶化，银行面临巨大的坏账风险；建筑业停工，建筑工程款无法收回）。这些产业产出与利润下降，甚至出现亏损，将严重削弱它们对地方财政收入的贡献能力。总体而言，房地产泡沫破裂等原因导致的房地产业严重衰退对地方财政收入的负面影响更大，但是如果房地产业过热无法得到有效调控，必将发展成房地产泡沫并最终破裂，同样会对地方财政收入造成巨大冲击。

（三） 财富效应

一般而言，财富效应是家庭财富存量变动对消费者消费水平的影响。不难发现，房地产业可以通过财富效应影响消费者的消费支出，从而透过增值税、营业税等间接影响地方财政收入。

房地产市场繁荣、房地产价格上涨对消费者的消费支出有多方面的影响。首先，房地产所有者的净财富增加，他们可以通过出售房地产来实现这种收益，这种实现的收益将促进个人消费。即便房地产所有者没有再融资或出售房地产，由于所有者预期到自己未来的财富会增加，因此这种未实现的收益仍会增加当期消费。对于房产出租者，房地产市场繁荣时，房租往往也会水涨船高，租金收入增加将会刺激他们的消费支出。其次，在金融体系较为健全的社会里，房地产价格上涨，拥有房产的消费者可以利用升值的房产申请更多的信贷，获得更大的流动性。由于陷入财务困境的可能性下降，消费者能够更为放心扩大消费。然而，房地产价格上涨对某些消费者的消费支出会产生负面影响。对于计划买房的家庭，房价上涨意味着较高的首付和更多的贷款，为了买房他们可能会选择降低消费标

准。房地产价格上涨推动房租上升，租房者预算约束变紧，对其个人消费产生负面影响。上述影响可能相互抵消，所以很难直接判断房地产市场繁荣时消费者的消费支出的变化。

类似地，房地产市场萧条、房地产价格下降时，房地产所有者持有的房地产市值缩水，部分在高价购入房地产的所有者甚至成为“负资产者”，房地产出租者的租金收入减少，这些都会产生“负财富效应”，降低这些消费者的消费水平。此外，房地产市场萧条时，消费者利用房产借贷较为困难，流动性变小，陷入财务困难的可能性提高，消费支出、尤其是需求弹性较大的消费品支出将会减少。对于购房者和租房者，房地产价格下降时，购房支出和租金支出减少，预算约束放宽，对他们的消费支出有正面影响。

需要说明，对于投资房地产的所有者而言，财富效应更为明显。无论他们将房地产用于出租还是再出售，只要房价上涨就能直接给他们带来收益，只要房价下跌就会立刻给他们造成损失。而对于消费房地产的所有者，无论房价如何变化，他们不可能卖掉自己住的房子，也不可能将其拿去出租，因此财富效应对他们的影响较小。房地产市场上，这两种所有者的构成将会影响财富效应的大小。

（四）金融加速器效应

Bernanke and Gertler（1989）最先提出了金融加速器效应的思想：企业遭受到经济中的正向冲击或负向冲击，其净值随之升高或降低，经由信贷市场作用将这种冲击对经济的影响放大，这种效应称为金融加速器效应。房地产业可以通过金融加速器效应影响企业和地方政府的投资，从而间接影响地方财政收入。

借款者和贷款者之间存在信息不对称，贷款者获得借款者以及借款项目的信息成本较高。资本市场的这种不完全性导致外部融资费用高于内部融资费用。此时，投资水平依赖于企业资产负债表的状况。较高的现金流量和资产净值一方面可以增加内部融资来源，另一方面可以提供更多的抵押品来减少外部融资成本，从而对企业投资有促进作用。房地产市场繁荣时，企业拥有的房地产升值，企业资产净值增加。此时，企业可以通过出售房地产实现增值收益并将其用于新的投资，也可以将升值的房地产作为抵押，借到更多的贷款用于投资。反之，当房地产价值下降、企业资产缩水时，企业向资本市场借贷的成本增加，企业投资热情冷却、投资规模下降。

金融加速器效应同样适用于地方政府的投资。房地产市场繁荣时，土地价格上涨，地方政府土地出让收益增加，可用于投资建设的资金也就越多。同时，土

地出让收益是地方政府融资平台偿还贷款本息的重要来源，土地升值时，地方政府可以借到更多的投资建设资金。如果房地产业的严厉调控使土地出让金大幅下降，将会严重削弱地方政府的投资借贷能力与还贷能力，甚至引发地方债务危机。

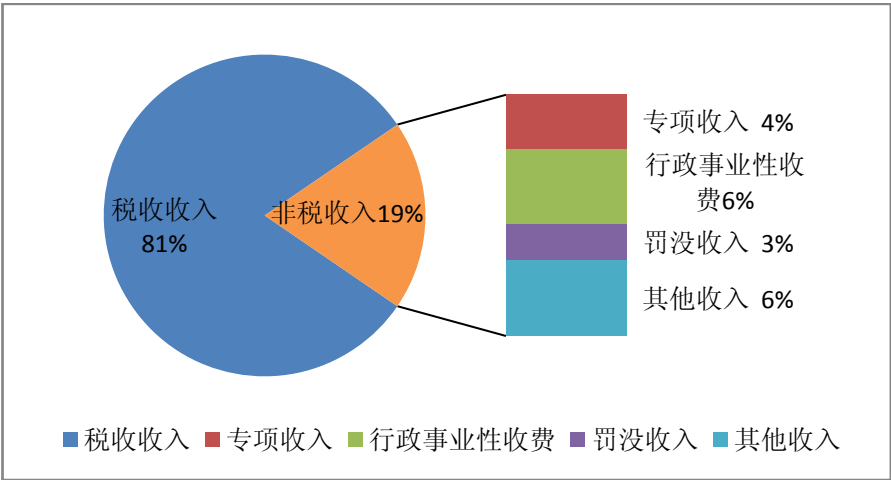
三、回归等式、变量与估计方法

我们在第二部分中定性分析了房地产业对地方财政收入的影响机制，包括税收渠道、产业间关联、财富效应和金融加速器效应。通过这些影响机制，房地产业发展既可能促进也可能抑制地方财政收入增长。我们初步判断正面影响占据主导地位，但还需通过计量模型进行经验证明。此外，通过计量模型，我们可以定量估计这种影响的大小。如果影响不具有经济显著性，那么不必过分强调房地产业对地方财政收入的影响；如果影响具有经济显著性，那么就需要倍加关注、慎重考虑这种联系。

（一）模型设定

本文的被解释变量为人均实际地方财政预算内收入(*rrevenuepc*)。地方财政预算内收入包括：税收收入，专项收入，行政事业性收费，罚没收入和其他收入。国有土地使用权出让收入属政府性基金收入，不包括在地方财政预算内收入中。地方财政收入的另一个统计口径是地方财政总收入，它等于地方财政一般预算内收入加中央税收返还和转移支付。地方财政预算内收入中，税收收入占据绝对的主体地位，以 2010 年的数据为例，税收收入占地方财政预算内收入的 81%，非税收入占 19%。

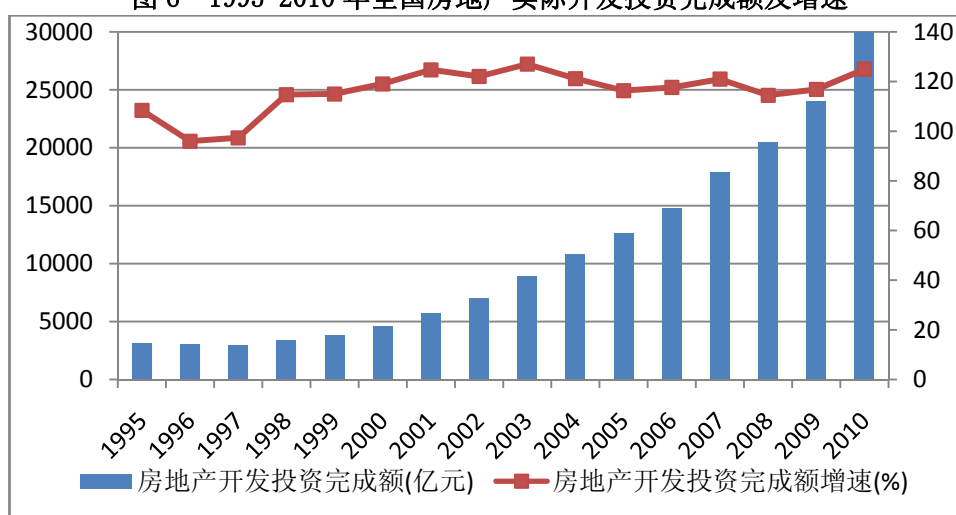
图 5 2010 年地方财政预算内收入构成



资料来源：《2010 年地方公共财政收入决算表》，中华人民共和国财政部网站
http://yss.mof.gov.cn/2010juesuan/201107/t20110720_578445.html

本文的主要解释变量为人均实际房地产开发投资完成额($r_{investmentpc}$)。房地产开发投资完成额是指从本年1月1日起至本年最后一天止完成的全部用于房屋建设工程和土地开发工程的投资额。它是反映房地产市场状况的最重要的指标之一。指示房地产市场状况的另一个重要指标是房地产价格指数,但是这个指数编制过程中的样本选取和计算方法可能使其与真实情况存在较大差别,无法准确反映房地产市场的状况,因此我们选择数据获取更为容易、也更客观可靠的房地产开发投资完成额作为主要解释变量。为了更准确刻画房地产开发投资完成额的实际变化,我们用GDP平减指数(1995年=100)对全国房地产开发投资完成额进行调整。如图6所示,1995-2010年全国房地产实际开发投资完成额呈快速上涨,年增长率稳定在95%-125%之间。

图6 1995-2010年全国房地产实际开发投资完成额及增速



资料来源：中经网统计数据库

除此之外,我们还需控制其他影响地方财政收入的因素。在上述众多因素中,经济发展水平和产业结构是最主要的。经济发展水平在很大程度上决定了一个地区可以实现的财政收入。经济总量越大,可供财政参与分配的基数越大,所提供的财政收入越多;经济效益越好,企业上缴的所得税和地方国有企业上缴的利润越多,地方财政收入就越多。一般而言可以用人均实际地区生产总值来刻画一个地区的经济发展水平,但这里需要做一些调整。房地产开发投资属于地区生产总值的一部分,为了避免重复估计房地产开发投资的影响,我们用人均实际地区生产总值减去人均实际房地产开发投资完成额($rgdppc'$)作为经济发展水平的代理变量。

由于各个产业的税负水平不同,产业结构变动会对地方财政收入造成影响。第一产业的增加值低,税负水平低,尤其是2006年取消农业税后,第一产业增

产不征税，因此第一产业发展对地方财政收入影响甚微。增值税是贡献全国税收收入最多的税种，增值税主要源自第二产业，第二产业发展可以增加地方从增值税中分享的收入；此外，地方政府享有的国有资源大多集中在第二产业，第二产业发展有利于地方政府取得更多国有资产收益。第三产业形成的税收收入绝大部分归属地方财政，因此第三产业发展对地方财政增收的效果最为明显。我们在模型中加入第二产业占 GDP 比重(*second_industry*)，第三产业占 GDP 比重(*third_industry*)两个变量来刻画产业结构对地方财政收入的影响。

从表 2，我们知道还有许多影响地方财政收入的变量，遗憾的是，这些变量有的难以量化，有的无法获得地级市的数据。因此，我们使用面板数据的个体效应模型(individual-specific effects model)来控制不可观测的个体差异(即控制地区效应)，如自然灾害；通过加入年份虚拟变量来控制不可观测的随年份而变化的变量(即控制时间效应)，如税制调整、政策调整等。通过控制地区效应和时间效应，我们能使人均实际房地产开发投资完成额对人均实际地方财政收入影响的估计更为准确。根据上述分析，我们建立如下回归等式：

$$\begin{aligned} rrevenuepc_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 rinvestmentpc_{it} + \alpha_2 rgdppc'_{it} + \alpha_3 second_industry_{it} \\ & + \alpha_4 third_industry_{it} + region_i + year_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

（二）数据描述

计量数据均来自中经网统计数据库。考察样本包括 287 个地级市。由于数据所限，我们只能获得 1995-2010 年房地产开发投资完成额的统计数据，因此我们选取 1995-2010 年为观测时间，其他变量数据也均取这一时间段内。由于地级市所管辖县（市）的数量不等，且不时发生变动，而市辖区则相对稳定，便于城市自身历史资料对比。因此我们的数据仅包括市辖区，不包括市辖县、市。人均房地产开发投资完成额、人均地方财政预算内收入、人均地区生产总值均为当年价格，在进行回归之前我们用 GDP 平减指数（1995 年为基年）对其进行调整，消除价格因素的影响。

表 3 回归变量描述性统计

变量	变量解释	个数	单位	最小值	最大值	平均值	标准差
rrevenuepc	人均实际地方财政预算内收入	4300	元	21.19	26454.29	1255.95	1733.47
rinvestmentpc	人均实际房地产开发投资完成额	4281	元	1.05	38699.91	1747.51	2535.40

rgdppc'	人均实际地区生产总值 减去人均实际房地产开发投资完成额	4272	元	1442.38	218052	16170.23	16120.73
second_indust	第二产业占 GDP 比重	4374	%	8.05	92.3	49.99	13
third_industry	第三产业占 GDP 比重	4374	%	7.3	83.3	40.56	10.48

(三) 估计方法

我们可以将方程(1)简写为：

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, x_{it} 是可观测的随时间和个体变化的向量, 包括 $rinvestmentpc$, $rgdppc$, $second_industry$, $third_industry$, 向量 β 的估计值是我们最为关注的。 u_i 是不可观测的不随时间变化的个体特征。 v_t 是时间虚拟变量, 用于控制不可观测的只随时间变化的因素。在方程中加入 u_i 和 v_t 是为了避免由于遗漏变量造成 β 估计结果有偏。 ε_{it} 是零均值, 独立同分布, 与 x_{it} 、 u_i 和 v_t 不相关的误差项。方程(2)假定个体的回归方程拥有相同的斜率, 但可以有不同的截距项, 以此来捕捉异质性, 因此是一个个体效应模型 (Individual-specific Effects Model)。个体效应模型分为两种情况:

1、固定效应模型

如果 u_i 与其他某个解释变量相关, 则称方程(2)为固定效应模型 (Fixed Effects Model, 简记为 FE)。此时, 我们对每个 i 求方程(2)在时间上的平均, 得到:

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta \bar{x}_i + u_i + \bar{v} + \bar{\varepsilon}_i \quad (3)$$

方程(3)减方程(2)得

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (v_t - \bar{v}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (4)$$

方程(4)已经将 u_i 消去, 此时我们可以用混合 OLS 一致的估计 β 。

2、随机效应模型

如果 u_i 与所有解释变量均不相关, 则称方程(2)为随机效应模型 (Random Effects Model, 简记为 RE)。此时可以直接估计方程(2)。由于不可观测的固定效应 u_i 与随机误差项 ε_{it} 构成的复合误差项 $(u_i + \varepsilon_{it})$ 是序列相关的, 因此需要用 GLS 估计方程(2)。

为了判断应该使用固定效应模型还是随机效应模型, 需要检验原假设 “ $H_0: u_i$ 与 x_{it} , v_t 不相关”。如果原假设成立, RE 往往比 FE 更有效; 如果原假设不成立, 则 RE 是不一致的, 需要使用 FE。

考虑到我们的数据几乎涵盖了所有的地级市政府, 使用 FE 是较为合适的选

择。另外，借助豪斯曼检验（Hausman, 1978）对 FE 与 RE 模型进行比较。首先，分别利用固定效应模型和随机效应模型进行估计，估计结果如表 4 所示。将两次估计值进行 Hausman 检验，得到的 p 值为 0.0000，拒绝原假设——不可观测的个体异质性与可观测的解释变量无关。因此，我们选用固定效应模型。为了比较，我们在下文中仍然报告 RE 结果。

四、主要发现

利用面板数据，基于固定效应模型，我们从经验研究的角度评估了房地产投资对地方财政收入的影响。我们首先报告基本结果。然后，我们分别报告加入滞后影响和空间影响等结果。

（1）基本结果

表 4 1995–2010 年面板数据回归结果

VARIABLES	COEFFICIENTS	
	RE	FE
rinvestmentpc	0.21*** (0.01)	0.20*** (0.01)
rgdppc'	0.07*** (0.00)	0.07*** (0.00)
second_industry	-10.38*** (1.91)	-15.27*** (2.30)
third_industry	-1.19 (2.17)	-6.55** (2.47)
Constant	405.0* (166.2)	877.6*** (195.0)
Year Dummies	YES	YES
N	4266	4266
R ²		0.76
Adj. R ²	.	0.75

Standard errors in parentheses

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

人均实际房地产开发投资完成额在 1%的水平上显著，系数为 0.21。这个结果说明，在控制其他条件的情况下，人均实际房地产开发投资完成额增加 1 元，人均实际地方财政预算内收入增加 0.21 元。可见房地产投资对地方财政收入有较大的影响。这与引言中列示的房地产业在地方税收收入中占据举足轻重的地位是一致的。同时也印证了第二部分理论分析中，房地产业对地方财政收入的正向影响占主导地位。

人均实际地区生产总值减去人均实际房地产开发投资完成额的系数为正，但没有人均实际房地产开发投资完成额的系数大，表明经济发展水平对地方财政收入有正面影响，但其中有很大一部分作用来自于房地产投资及其间接影响。

出乎我们意料的是，第二产业占 GDP 比重和第三产业占 GDP 比重的系数为负，这与我们之前理论分析预测的结果相反。通过考察样本数据，我们发现第二产业占 GDP 比重与第三产业占 GDP 比重之和一般较为稳定，即地区间产业结构变化主要体现在二三产业之间比例的变化，因此同时加入第二产业占 GDP 比重和第三产业占 GDP 比重这两个变量可能产生多重共线性，使参数估计不准确。因此，我们分别去掉变量第二产业占 GDP 比重和第三产业占 GDP 比重，重新对方程(2)用固定效应模型进行估计，估计结果如表 5 所示。在模型 1 中，第二产业占 GDP 比重在 1%的水平上显著，系数为-10.88，在模型 2 中，第三产业占 GDP 比重在 1%的水平上显著，系数为 5.25。这个结果可以解释为地方税收收入主要源自第三产业（如营业税），且地方税收收入是地方财政收入的主体，所以第三产业所占比重越大地方财政收入越多。由于第二产业占 GDP 比重与第三产业占 GDP 比重之和较为稳定，第二产业占 GDP 比重上升意味着第三产业占 GDP 比重下降，因此模型 1 中，第二产业占 GDP 比重的系数为负。

表 5 分别去掉二产业占 GDP 比重和第三产业占 GDP 比重的回归结果

VARIABLES	COEFFICIENTS	
	Model 1	Model 2
rinvestmentpc	0.20*** (0.01)	0.20*** (0.01)
rgdppc'	0.07*** (0.00)	0.07*** (0.00)
second_industry	-10.88*** (1.60)	
third_industry		5.25** (1.72)
Constant	415.6*** (87.53)	-328.0*** (70.87)
Year Dummies	YES	YES
N	4266	4266
R ²	0.76	0.76
Adj. R ²	0.75	0.74

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

（2） 滞后影响

房地产投资作为地方财政收入的解释变量，可能存在一定的滞后性。具体表现为：一、房地产投资的收益往往延期实现，相关的所得税等税收收入无法在投资当期就全部实现收齐；同时，由于征管程序等原因，税收不一定在纳税义务发生时就上缴；二、房地产业变动传导到某些相关产业需要一定的时间，从而对这些产业财政贡献的影响存在滞后；三、由于生命周期储蓄行为等原因，家庭可能会平滑各期消费，从而房地产业财富效应对地方财政收入的影响不一定全部体现在当期；四、根据信贷市场的发展程度，金融加速器效应的发挥也会存在不同程度的滞后。因此我们在方程(1)中加入人均实际房地产开发投资完成额的滞后项重新进行估计。我们共估计了三个滞后模型，分别是加入了滞后一阶，滞后一阶、二阶，滞后一阶、二阶、三阶的人均实际房地产开发投资完成额。对这三个滞后模型进行豪斯曼检验，p 值均为 0.0000，需要选用固定效应模型。估计结果如表 6 所示。其中人均实际地区生产总值减去人均实际房地产开发投资完成额和第三产业占 GDP 比重这两个变量的系数在显著性和数值上与原模型没有太大差异。人均实际房地产开发投资完成额及其滞后项的系数则出现明显变化。我们发现随着添加滞后变量的增加，各期效应总和逐渐增大，效应总和大致稳定在 0.2-0.28 之间，滞后效应之和略大于当期效应（表 7）。可见房地产业对地方财政收入的影响在经济意义上依然显著，只是这种影响存在一定的滞后性。我们未列出添加滞后四阶及更高阶变量的情况，因为回归发现此时当期变量及部分滞后变量系数已经不显著。

表 6 考虑房地产投资滞后影响的回归结果

VARIABLES	COEFFICIENTS		
	lags 1 year	lags 1&2 years	lags 1&2&3 years
rinvestmentpc	0.11*** (0.01)	0.112*** (0.01)	0.10*** (0.01)
L.rinvestmentpc	0.12*** (0.016)	0.04 (0.02)	0.06** (0.02)
L2.rinvestmentpc		0.11*** (0.02)	0.07** (0.03)
L3.rinvestmentpc			0.04 (0.02)
rgdppc'	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)
second_industry	-16.92*** (2.72)	-15.24*** (3.18)	-13.59*** (3.637)

third_industry	-8.52** (2.89)	-7.65* (3.36)	-6.15 (3.80)
Constant	1010*** (234.0)	887.9** (279.0)	786.1* (321.0)
Year Dummies	YES	YES	YES
N	3926	3592	3299
R ²	0.76	0.76	0.75
Adj. R ²	0.74	0.73	0.72

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

表 7 人均实际房地产开发投资完成额的各期效应

模型	各期效应之和
未添加滞后变量	0.2031312
添加滞后一阶变量	0.104973+0.127646=0.232619
添加滞后一阶、二阶变量	0.1113674+0.0376441+0.1136031=0.2626146
添加滞后一阶、二阶、三阶变量	0.0948163+0.0619742+0.0736719+0.0400185=0.2704809

(3) 溢出效应

房地产投资除了时滞性外，还具有一定的溢出性，即一个地区的房地产投资不仅仅对其本地的财政收入有贡献，还会影响临近其他地区。其原因在于房地产行业是一个产业关联度很高的产业，可以拉动上下游如钢铁、建材、机械、化工、陶瓷、纺织、家电等一系列产业的发展，据统计房地产行业直接或间接影响 60 余个行业。而由于当地由于相关产业不发达或者产量不足，一般没有能力供给全部材料所需，因此房地产行业对其他产业的拉动不仅局限于当地，还会影响其他地区，这就形成了房地产投资对其他地区财政收入的溢出效应。又因为临近地区由于运费相对便宜，更容易被当地的房地产企业选为材料供应商，因此这种溢出效应随着距离的增大逐渐衰减。

为了验证这种房地产行业的溢出效应，我们在解释变量中又加入了邻居地区加权人均实际房地产投资（ $W * rinvestmentpc$ ），其设置方法如下：

$$W * rinvestmentpc, \text{ 其中 } W = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & \omega_{1i} & \cdots & \omega_{1n} \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \omega_{n1} & \cdots & \omega_{ni} & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

$$\omega_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{\text{distance}(i,j)}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$$

这样一来，相近地区的权重就比较大，距离较远的地区权重就比较小，可以

很好的反应房地产溢出效应随距离衰减的特征。得到的加权人均房地产投资反应出除本地外，其他地区本年度的实际房地产投资水平，加入回归等式中，其系数就反应房地产行业对其他地区财政收入的溢出效应。回归结果如下表 8 所示。其他变量的回归结果与不考虑滞后效应的回归结果几乎完全一致，也可以反映出原有回归结果的稳健性。邻居人均实际房地产投资加权平均的系数为 0.115，即在控制其他条件的情况下，邻居人均实际房地产开发投资完成额增加 1 元，本地区人均实际地方财政预算内收入增加 0.115 元，影响程度是本地房地产对财政收入影响的一半。可见房地产投资对其他地区地方财政收入有较大的影响，印证了房地产业对地方财政收入正向的溢出效应。

表 8：考虑房地产投资溢出影响的回归结果

VARIABLES	COEFFICIENTS	
	FE	RE
rinvestmentpc	0.193*** (0.00612)	0.204*** (0.00597)
Wrinvestmentpc	0.115*** (0.0141)	0.100*** (0.0131)
Rgdppc'	0.0643*** (0.00125)	0.0660*** (0.00115)
second_industry	-14.86*** (2.286)	-10.28*** (1.901)
third_industry	-6.596*** (2.450)	-1.273 (2.153)
Constant	806.5*** (193.6)	361.1** (165.6)
Year Dummies	YES	YES
Observations	4,266	4,266
R-squared	0.768	
Number of region	286	286

Standard errors in parentheses

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

五、结论

通过构建一个系统的理论框架，本文分析了房地产业对地方财政收入的影响。房地产业发展从税收渠道、产业间关联、财富效应和金融加速器效应四个方面影

响地方财政收入。正向与负向影响同时存在，其中正向影响占主导地位。在随后的计量部分中，本文以人均实际房地产开发投资完成额作为衡量房地产业情况的指标，以人均实际地方财政预算内收入作为衡量地方财政收入状况的指标，利用中国 1995-2010 年 287 个地级市的面板数据运用固定效应模型进行回归，结果显示，房地产业发展对地方财政收入有显著正向影响。在其它条件保持不变的情况下，人均实际房地产开发投资完成额增加 1 元，人均实际地方财政预算内收入增加 0.2-0.28 元。我们同时发现，这种影响存在 1-3 年的滞后性。我们还发现房地产投资存在溢出效应。一个地方的房地产投资不仅影响本地财政收入，对临近地区的财政收入也有一定影响，即本地区房地产投资增加 1 元，邻居地区的财政收入会增加 0.11 元。

上述发现对当前的政策制定有一定能够的参考意义。上述经验研究结果有助于我们理解地方政府对待房地产调控的态度。由于房地产业相关税收在地方财政收入中占据重要份额，房地产市场调整会给地方财政收入带来较大冲击。中央政府在治理高房价的过程中，为了获得地方政府的配合与支持，使调控政策落到实处，需要将房地产投资下降对地方政府财政收入的负面影响考虑在内。

参考文献

- 王国军, 刘水杏. 《房地产业对相关产业的带动效应研究》. 经济研究, 2004 (08). 38-47
- 何溪明. 《房地产周期及其宏观调控政策研究》. 南开大学博士论文, 2010
- 黄忠华, 吴次芳, 杜雪君. 《房地产投资与经济增长——全国及区域层面的面板数据分析》. 财贸经济, 2008 (08). 56-72
- 石坚. 《中国房地产税制: 改革方向与政策分析》. 中国税务出版社, 2008
- 陶然, 袁飞, 曹广忠. 《区域竞争、土地出让与地方财政效应: 基于 1999-2003 年中国地级城市面板数据的分析》. 世界经济, 2007 (10). 15-27
- 吴旭东, 李晶. 《房地产各环节税种设置与税负分配研究》. 财经问题研究, 2006 (09). 76-82.
- 袁振华. 《房地产价格波动对地方财政收入的影响研究——基于上海市的实证分析》. 上海师范大学硕士论文, 2010
- Alexander Ludwig, Torsten Sløk. “The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries”. IMF Working paper, 2002
- Athanasios Tagkalakis. “Fiscal Policy and Financial Market Movements”. Journal of Banking and Finance 35, 2011, 231-251
- Ben Bernanke, Mark Gertler. “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”. American Economic Review, 1989, 79 (1), 14-31 .
- Felix Eschenbach, Schuknecht Ludger, “Asset Prices and Fiscal Balances”. ECB Working Paper No. 141, 2002.
- Felix Eschenbach, Schuknecht Ludger. “Budgetary Risks from Real Estate and Stock Markets”. Economic Policy, 2004, Volume 19, Issue 39. 313 - 346
- Honohan, P., Klingebiel, D.. “The Fiscal Cost Implications of an Accommodating Approach to Banking Crises”. Journal of Banking and Finance 27, 2003. 1539-1560
- Jaeger, A., Schuknecht, L.. “Boom-bust Phases in Asset Prices and Fiscal Policy Behavior”. IMF Working paper, 2004.
- Morris, R., Schucknecht, L.. “Structural Balances and Revenue Windfalls: The Role of Asset Prices”. ECB Working paper, 2007
- Reinhart, C.M., Rogoff, K.S.. “The Aftermath of Financial Crises”. American Economic Review 99, 2009. 466 - 472.
- Richard K. Green. “How Changes in Residential and Non-residential Investment Predict Changes in GDP”. Real Estate Economics, 1997, Volume 25, Issue 2. 253-270
- Tujula, M., Wolswijk, G.. “Budget balances in OECD countries: What makes them change. Empirica 34, 2007. 1-14.

国际贸易对中国第二产业就业占比的影响分析

摘要：通过构建包含国际贸易的三部门模型，本文分析了国际贸易对于中国第二产业就业占总就业比例的影响。模型的显示解表明，国际贸易对于第二产业就业占比存在两方面影响：贸易顺差比例的提高将会提高第二产业就业占比；在控制贸易顺差的情况下，出口率的提高会降低第二产业就业占比。基准模型的模拟结果显示，本文构建的简单模型能够较好地拟合中国第二产业就业占比的变动趋势。反事实模拟结果显示：1978年至20世纪90年代中期，国际贸易降低了中国第二产业就业占比；而从上世纪90年代中期开始，国际贸易则提高了中国第二产业就业占比，并且这种提高作用在近几年表现得尤为明显。而在未来五年里，主要受第二产业贸易顺差率下降影响，国际贸易对于中国第二产业就业占比的正向促进作用将显著下降；受此影响，中国第二产业就业占比将出现下降。

一、引言

从1978年起，中国第二产业从业人员总量不断上升，其占总从业人员量的比重也在不断提高。1978年，第二产业从业人员数仅为8102万人；而到了2010年，第二产业从业人员数已经达到2.18亿人，相比1978年增长了约2.7倍，年均增长约3.05%。1978年，第二产业从业人员占总从业人员数的比重仅为17.3%，而到了2010年，这一比重已经提高到28.7%。^①第二产业就业量的提高来源于两方面：一是总的从业人员数量增加，二是第二产业就业占总就业比重提高。前者可能主要是受总人口以及劳动参与率变动的影响，它更多地取决于长期及社会因素，因而本文将不考虑这方面的因素，而是重点分析导致中国第二产业就业占比不断提高的影响因素，即着重分析中国就业结构（即三次产业就业占比）变动的影响因素。

分析三次产业就业结构变动原因的模型主要有两类^②：一类强调需求因素（如Kongsamut et al. 2001），而另一类则强调供给因素（如Ngai and Pissarides，

^① 除特殊说明外，本文数据均来自中经网统计数据库。

^② 详见 Herrendorf et al. (2011)这篇关于结构转型的综述性文章。

2007)。强调需求因素主要认为“恩格尔律”在结构变动中起到重要作用：他们认为不同产品的收入弹性存在差异，第一产业产品的需求收入弹性小于1，而服务业的收入弹性却大于1。因此，随着收入增长，第一产业的占比（就业占比或者产出占比）不断下降，第三产业的占比则不断上升，而第二产业的占比则由前两种力量的相对强弱来决定。强调供给因素影响的则认为“鲍莫尔效应”在起作用，即不同产业的TFP增长率差异导致了产业结构变动。由于服务业的TFP增长最慢，而第一产业的TFP增长最快，再加之产品间的替代弹性较小，这就造成了TFP增长最慢的部门（即服务业）的占比反而不断提升，而TFP增长最快的部门（即第一产业）的占比则不断下降，这种机制对第二产业占比的影响则需要看第一产业占比和第三产业变动的具体情况。结构变迁的其他理论解释还包括如部门间的要素比差异和资本深化（Acemoglu and Guerrieri, 2008）、劳动流动性（Hayashi and Prescott, 2008）以及进入成本（Messina, 2006）等。

前述模型都是关注封闭经济，而事实上国际交往的日益深入使得国际贸易可能会对一国的产业结构变动造成影响，因而逐渐有学者开始关注产业结构变动中国际贸易的作用。Matsuyama（2009）利用不考虑资本的两国三部门模型，分析发现，如果一国的制造业生产率提高得更快，则可能会在最开始的阶段导致该国制造业就业占比提高，并同时导致另一国的制造业就业占比下降；而当该国的制造业生产率提高得过快，则可能使得该国的制造业占比也出现下降。Yi and Zhang（2010）利用了一个比Matsuyama（2009）更复杂的两国三部门模型，分析发现在开放经济条件下，制造业生产率的国别增长差异以及贸易壁垒的下降能生成制造业占比的倒U型变化趋势。Betts et al.（2011）同样利用两国三部门模型，分析了国际贸易对于韩国产业结构变动的影响，发现国际贸易是导致韩国制造业占比迅速提高的一个重要因素。

从定性角度分析中国产业结构变动原因，学界已经做出了很多颇有见地的研究；但从定量角度来分析的文献却相对很少，Brandt et al.（2008）和 Dekle and Vandenbrouke（2012）则在这方面做出了有益的尝试。Brandt et al.（2008）利用包含农业、非农业国有部门和非农业非国有部门的三部门封闭经济模型，分析了决定劳动力在农业和非农业配置的影响因素；研究发现，农业生产率的提高、劳动市场壁垒以及投资率的提高都对农业就业占比的下降有显著影响；其中，从1978年至2004年整段时间来看，农业生产率提高的贡献最大，而从1978年至1988年这段时间来看，劳动市场壁垒的下降贡献最大。Dekle and Vandenbrouke

(2012)利用农业和非农业的两部门模型,分析了1978年至2003年中国农业就业占比下降的原因,研究发现农业劳动生产率的提高是导致农业就业占比下降的主要原因,政府规模的减小和劳动力流动成本下降能解释大约19%的农业就业比例下降。

但是,从目前来看,从定量上分析中国产业结构变动原因的文献仍是远远不够的。第一,目前仅有的几篇以模型为基准定量分析中国产业结构变动原因的文献都集中于分析农业和非农业就业结构的变动。但是,这种分析却忽视了非农就业中第二产业和第三产业就业的差异。第二,目前这些文章也普遍忽视了国际贸易在塑造中国工业就业中的显著影响。事实上,利用行业面板数据,很多学者(胡昭玲、刘旭,2007;喻美辞,2008;等)已经发现了出口对于中国工业就业量有明显影响。因此,在模型中纳入进出口以便在一个合理的框架中更好的度量国际贸易对于中国第二产业就业的影响显得十分有必要。第三,研究国际贸易对中国第二产业就业的影响在当前具有很强的现实意义。国际经济增长乏力以及发达国家的经济再平衡使得中国的进出口可能难以再现2007年的高水平。那么,这种可能的国际贸易收窄对于中国工业就业究竟会造成何种影响也是亟待研究的议题,而本文通过构建这种模型便能给出定量的答案。

本文将在一个三部门模型中纳入外生的国际贸易因素,并分析国际贸易对于中国第二产业就业占总体就业比重的影响。当前分析国际贸易对就业结构变动影响的模型主要是分析两国三部门模型(Yi and Zhang, 2010; Betts et al. 2011),其核心机制是:各国可贸易品的劳动生产率变动情况不同,因此导致了各国间可贸易品的相对价格变化,由此使得国际贸易情况发生变动。然而,这类模型主要有两点问题:第一,模型假定贸易平衡。且不论这一假定对于其他国家是否成立,对于中国来说这显然是不合适的,中国这些年一直存在着一定幅度的贸易不平衡。第二,模型无法与现实的贸易数据拟合。我们参照Betts et al. (2011)进行了建模,发现该模型无法生成出符合中国现实情况的进出口变动趋势——即进口占比不断提高。而要生成这种趋势,必须要假定比如决定家庭对于国外商品的偏好在不断提高,但这是不合适的。而一旦模型未能较好的拟合进出口变动趋势,那么就难以准确估计国际贸易对于就业结构变动的影响。因此,基于这两点考虑,本文选择了外生给定如出口率和进口率等变量,这样做就能更好的分析国际贸易对于中国第二产业就业占比的影响。

本文剩余部分结构如下:第二部分构建模型,第三部分为数据与参数,第四

部分为模拟结果，第五部分为结论。

二、模型

（一）建模思路

如前所述，我们将选用包含三次产业的模型，并假定进出口外生给定。

然而，模型的构建还有两个问题需要考虑。第一，模型中需要考虑哪一部门或者哪几个部门的产品可以进行国际贸易。沈利生（2011）基于投入产出模型分析发现：中国出口中第一、第二和第三次产业产品的比重分别为 0.7%、85.4%和 13.9%，在进口中分别为 3.1%、89.0%和 7.9%，因此，进出口中绝大部分是第二产业的产品。所以，本文将假定仅有第二产业可以进行国际贸易。第二，模型需要考虑纳入何种解释产业结构变动的机制。当前主流的两种解释结构变迁的机制——需求因素以及供给因素——应该需要在模型中得到体现。另外，由于中国劳动力市场存在较为明显的劳动力转移壁垒，农业劳动力转移到非农业存在着各种制度的或者隐形的约束，因此这导致了中国农业劳动力的转移一直受到这种制约。这种观察使得我们需要在解释就业结构变动中需要纳入劳动力转移成本以刻画劳动力壁垒对于中国就业结构变动的影响。

具体来说，本文的基本模型涉及到三个部门。一个部门是代表性家庭，他们选择第一产业产品、第二产业产品和第三产业产品以最大化自身福利。其中，第二产业产品为复合商品，是国内制造的第二产业产品和进口的第二产业产品的一个集合；因此，家庭也需要在国内制造和国外制造中做一个权衡。第二部门是企业。三个部门的企业分别在竞争性的市场购买劳动进行生产，并在完全竞争的市场上出售生产的产品。第三个部门为国际贸易，本文外生给定了中国历年的第二产业的进口率和出口率。

（二）代表性家庭的消费决策

参照 Herrendorf et al. (2011)，代表性家庭的效用函数设定为：

$$U(C_t) = \log[C_t]^{1+\varepsilon} = \log[\omega_a(A_t - \bar{A})^{1+\varepsilon} + \omega_m M_t^{1+\varepsilon} + \omega_s(S_t + \bar{S})^{1+\varepsilon}]^{1+\varepsilon}$$

其中， $\omega_a + \omega_m + \omega_s = 1$ ； C_t 表示消费总量、 A_t 表示第一产业产品消费量、 M_t 表示第二产业产品消费量、 S_t 表示第三产业产品消费量。 ε 反映了三次产业产品间的替代弹性。 $\bar{A}$ 反映了家庭对于第一产业产品的消费量只有达到了某个临界值之

后方能带来效用，这种设定主要是基于两方面考虑：第一，个体生存需要满足一定的食物摄入；第二，这种设定可以生成对于第一产业产品的需求收入弹性小于 1。 $\bar{S}$ 反映了即便家庭的第三产业产品消费量为 0，其仍然会从 $\bar{S}$ 中获得效用。这种设定也是基于两方面考虑：第一，家庭中存在家庭内部的服务产品供给，即便家庭不从市场上购买服务，家庭仍能够通过家庭劳动享受服务带来的效用；第二，这种设定可以生成对于第三产业的需求收入弹性大于 1。

由于考虑了第二产业产品的可贸易性，因此第二产业产品的消费量为国内生产的第二产业产品和进口的第二产业产品之组合，组合函数为：

$$M_t = (\mu m_{cct}^\rho + (1 - \mu) m_{cit}^\rho)^{1/\rho}$$

其中， m_{cct} 表示家庭消费的国内生产的第二产业产品量， m_{cit} 表示家庭消费的进口的第二产业产品量。 μ 反映了家庭对于国内外产品的一个偏好，其越大，则证明家庭更偏好于国内产品。 ρ 反映了国内外产品的替代性。

家庭的预算约束为：

$$P_{at} A_t + P_{cmt} M_t + P_{st} S_t = W_{at} N_{at} + W_{mt} N_{mt} + W_{st} N_{st}$$

其中， $N_{at} + N_{mt} + N_{st} = 1$ ，即表示家庭供给的劳动总量为 1。 P_{at} 、 P_{cmt} 和 P_{st} 分别表示第一产业产品、第二产业产品和第三产业产品的价格。 W_{at} 、 W_{mt} 和 W_{st} 分别表示三次产业的工资率。

设 λ_t 为拉格朗日乘子，则代表性家庭对三类产品最优的消费决策应满足的一阶条件是：

$$\frac{1}{1 + \varepsilon} \cdot \frac{1}{C_t} \cdot (1 + \varepsilon) \cdot \omega_a (A_t - \bar{A})^\varepsilon = \lambda_t P_{at}$$

$$\frac{1}{1 + \varepsilon} \cdot \frac{1}{C_t} \cdot (1 + \varepsilon) \cdot \omega_m M_t^\varepsilon = \lambda_t P_{cmt}$$

$$\frac{1}{1 + \varepsilon} \cdot \frac{1}{C_t} \cdot (1 + \varepsilon) \cdot \omega_s (S_t + \bar{S})^\varepsilon = \lambda_t P_{st}$$

另外，对国内外第二产业产品的消费决策有：

$$m_{cit} = \left(\frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{P_{mt}}{P_{imt}} \right)^{\frac{1}{1 - \rho}} m_{cct}$$

$$P_{cmt} = \left(\mu^{\frac{1}{1 - \rho}} P_{mt}^{\frac{\rho}{\rho - 1}} + (1 - \mu)^{\frac{1}{1 - \rho}} P_{imt}^{\frac{\rho}{\rho - 1}} \right)^{\frac{\rho - 1}{\rho}}$$

其中, P_{mt} 表示的是国内生产的第二产业产品的价格, P_{imt} 表示进口的第二产业产品的价格。

(三) 企业的生产决策

生产技术为^①:

$$Y_{it} = \theta_{it} N_{it}$$

其中, $i \in \{a, m, s\}$ 。 Y_{it} 表示第 i 产业生产的产品量, θ_{it} 表示第 i 产业的劳动生产率。

由于厂商处于完全竞争的市场, 故有, $P_{it}\theta_{it} = W_{it}$, $i \in \{a, m, s\}$ 。

参照 Brandt et al. (2008)和 Dekle and Vandenbrouke (2012), 假定存在劳动力由农业向第二产业和第三产业的转移成本。这种劳动转移成本的存在使得农业工资率要低于第二产业和第三产业的工资率。则有,

$$W_{at} = \frac{W_{mt}}{(1 - \varphi_t)} = \frac{W_{st}}{(1 - \varphi_t)}$$

其中, φ_t 表示劳动力转移成本。

不妨以 W_{at} 为计价单位, 并设定其为 1。

(四) 国际贸易

如引言所述, 本文依照现实数据假定第二产业进口占第二产业增加值比例 er 以及第二产业出口占第二产业增加值比例 ir 。则依据定义, 有:

$$\frac{P_{mt}m_{ict}}{P_{mt}(m_{cct} + m_{ict})} = er_t$$

$$\frac{P_{imt}m_{cit}}{P_{mt}(m_{cct} + m_{ict})} = ir_t$$

(五) 模型求解

通过一系列的代数运算^②, 可以求得模型的显示解

$$1 - \frac{\bar{A}}{\theta_{at}} + \frac{\bar{S}}{\theta_{st}} = \eta_t N_{mt}$$

^① 这里我们参考了 Matsuyama (2009)、Yi and Zhang (2010)和 Betts et al. (2011)等的做法, 生产函数中并没有考虑资本。这样做主要为了分析劳动在三产业之间的转移, 而加入资本后仅使得模型更为复杂。

^② 限于篇幅, 这里未给出详细推导过程, 有需要者请向作者索要。

其中，

$$\eta_t = 1 + \frac{\theta_{mt}}{\theta_{at}} \cdot \left(\frac{P_{at}}{P_{mt}} \cdot \frac{\omega_m}{\omega_a} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \cdot \mu^{\frac{\varepsilon+1}{\rho\varepsilon}} \cdot (1 - er_t + ir_t)^{\frac{\varepsilon-\rho+1}{\rho\varepsilon}} \cdot (1 - er_t)^{\frac{\rho\varepsilon-\varepsilon+\rho-1}{\rho\varepsilon}} \\ + \frac{\theta_{mt}}{\theta_{st}} \cdot \left(\frac{P_{st}}{P_{mt}} \cdot \frac{\omega_m}{\omega_s} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \cdot \mu^{\frac{\varepsilon+1}{\rho\varepsilon}} \cdot (1 - er_t + ir_t)^{\frac{\varepsilon-\rho+1}{\rho\varepsilon}} \cdot (1 - er_t)^{\frac{\rho\varepsilon-\varepsilon+\rho-1}{\rho\varepsilon}}$$

该显示解反映出国际贸易会在两方面会影响到第二产业就业占比：第一方面

因素为贸易逆差项 $(1 - er_t + ir_t)^{\frac{\varepsilon-\rho+1}{\rho\varepsilon}}$ 。由于 $\varepsilon < -1, \rho > 0$ ^①，故 $\frac{\varepsilon-\rho+1}{\rho\varepsilon} > 0$ ；因此，

$ir_t - er_t$ 越大（即贸易逆差越大），则 $(1 - er_t + ir_t)^{\frac{\varepsilon-\rho+1}{\rho\varepsilon}}$ 越大，在其他因素不变的情况下，也即 η_t 越大，这也就意味着 N_{mt} 越小。^②因此，贸易逆差越大，第二产业就业占比越低；而反过来便是，贸易顺差越大，第二产业就业占比越高。第二方面

因素为出口率项 $(1 - er_t)^{\frac{\rho\varepsilon-\varepsilon+\rho-1}{\rho\varepsilon}}$ 。由于 $\frac{\rho\varepsilon-\varepsilon+\rho-1}{\rho\varepsilon} < 0$ ^③，故出口率 er_t 越大，

$(1 - er_t)^{\frac{\rho\varepsilon-\varepsilon+\rho-1}{\rho\varepsilon}}$ 越大，在其他因素不变的情况下，也即 η_t 越大，这就意味着 N_{mt} 越小。因此，在控制贸易顺差因素以及其他因素的情况下，出口率越高，则第二产业就业占比越低。^④

三、数据与参数

（一）数据

本文需要外生给出如劳动生产率水平、劳动力转移成本和进出口率的数据，这一部分将介绍这些数据的处理过程。由于没有 2011 年三次产业的从业人员数据，因此，我们使用了 1978 年至 2010 年的年度数据。需要指出的是，由于现实的年度数据中可能包含周期性波动部分，而本文的研究则并没有考虑这种周期性，因此，本文将所有得到的数据均以 HP 滤波进行了处理以剔除周期性波动部

^① 具体参数取值见第三部分。

^② 这项也反映出了进口率对于第二产业就业占比的影响。在出口率等其他条件不变的情况下，进口率越高，则贸易顺差越小，故第二产业就业占比越低。

^③ 具体参数取值见第三部分。

^④ 值得注意的是，这里指的是 $(1 - er_t)^{\frac{\rho\varepsilon-\varepsilon+\rho-1}{\rho\varepsilon}}$ 这项中的出口率越高，则使得第二产业就业占比越低。而

事实上，出口率还会影响到贸易顺差项 $(1 - er_t + ir_t)^{\frac{\varepsilon-\rho+1}{\rho\varepsilon}}$ 。根据第二产业就业占比对出口率的偏导数来看，出口率的提高总体上来说会使得第二产业就业占比提高，而这也是与目前的实证结论相一致的。

分（其中，设定 $\lambda = 100$ ）。

1. 劳动生产率 θ_{it} ， $i \in \{a, m, s\}$

首先我们需要知道三次产业的实际产值。目前获取实际产值有两种方法，一是将三次产业的产值分别除以该产业的价格平减指数；另一则是将三次产业的产值均除以 GDP 平减指数。从中国的数据来看，中国的分部门价格指数变动情况十分不同。1978 年至 2010 年，第一产业价格指数增长了 9.43 倍，第二产业价格指数增长率 3.34 倍，第三产业价格指数增长了 7.17 倍，国内生产总值平减指数增长率 5.34 倍。由于价格的变动情况与生产率变动情况直接相关，第一产业的价格指数的上涨幅度更大反映了该产业的生产率提高速度最慢，而第二产业的价格上涨幅度最小则反映出该产业的生产率提高得更快。这就使得我们不能直接采用国内生产总值平减指数来平减三次产业的增加值，因此我们选择了直接用分部门的价格指数来平减各产业的增加值。

其次我们需要得到从业人员数量。国家统计局公布的从业人员数量在 1990 年出现了陡增，这是由于 1990 年人口普查将以往漏报人数包括了进来。Holtz (2006) 对 1990 年以前的从业人员数进行了细致的调整，因此，我们 1990 年以前的从业人员数采用了该文调整后的数据，1990 年以后的数据则使用的是官方公布数据。

以三次产业的实际产值（以三次产业各自的价格指数进行平减）除以调整后的从业人员数得到本文需要的三次产业劳动生产率指标。参照 Betts et al. (2011) 等的做法，将 1978 年的三次产业劳动生产率都设定为 1，从而消除了单位影响。

2. 劳动力转移成本 φ_t ：

目前并无合适的度量劳动力转移成本的指标。Brandt et al. (2008) 以农业和非农业劳动的报酬率差异来度量劳动力转移壁垒。根据这种想法，另一个合理的可能的指标便是城乡收入比。但是遗憾的是，无论是 Brandt et al. (2008) 给出的指标，还是城乡收入比，都无法给出符合直觉的劳动壁垒变动情况。比如前者显示出中国的劳动壁垒进入 21 世纪后仅仅略微低于上世纪 80 年代，而后者则显示当前的劳动壁垒甚至高于上世纪 80 年代。Dekle and Vandenbrouke (2012) 在一个结构方程中估算了中国 1978 年至 2003 年间劳动力转移壁垒变量数据，作者发现了中国的劳动力转移壁垒在不断下降，这可能和现实的情况是比较符合

的。

我们认为，流动人口规模可以从一个侧面反映劳动力转移成本：劳动力转移成本越高，则流动人口比例将会越低。基于此，我们将利用流动人口规模数据倒推出劳动力转移成本数据。段成荣等（2008）利用 1982 年以来的历次全国人口普查数据和全国 1%人口抽样调查数据计算了 1982 年、1987 年、1990 年、1995 年、2000 年和 2005 年全国流动人口数量。将段成荣等（2008）的几次人口普查中的流动人口数据，除以当年人口总数我们可以得到流动人口比例。然而，劳动力转移成本和流动人口比例之间的具体函数关系应该如何设定呢？我们的做法是，假定这两个变量之间满足线性关系。依照 Dekle and Vandenbrouke（2012）估算的劳动力壁垒变量在 1982 年和 2003 年的取值，我们可以估算出劳动力转移成本变量和流动人口之间的线性关系系数。根据我们利用插值法得到的流动人口比例，并根据前述线性关系，我们可以推测出劳动力转移成本的变动情况。

3. 进口率和出口率

以工业制成品出口额除以当年的第二产业增加值则得到第二产业的出口率，以工业制成品进口额除以当年的第二产业增加值则得到第二产业进口率。

（二）参数校准

ω_a 和 ω_m ：如果代表性家庭的效用函数中三次产品的替代弹性为 1（即本文模型中 ε 取-1），则 ω_a 和 ω_m 就分别反映了家庭在第一产业产品和第二产业产品上的支出份额。因此，一个常用的做法就是以三次产业的产出占比来校准 ω_a 和 ω_m 。利用中国 1978 年至 2010 年间三次产业现价增加值占当年国内生产总值比例，本文校准 ω_a 为 0.2099， ω_m 为 0.4556。

ρ ：参照 Betts et al.（2011）等，本文将之设定为 0.84。

μ ：一般的文献都将其设定在 0.9 以上。本文将其设定为 0.9，并考察了取 0.92, 0.95 对模型结论的影响，发现对模型结论基本没有影响。

ε ：Herrendorf et al.（2009）估计了几个该参数的取值，其分别为-1、-1.23 和-3，而 Buera and Kaboski（2009）则将之取值为-2。考虑到中国居民收入水平仍相对较低，因此造成对于三次产业产品的需求的替代弹性相对较低，故我们将之设定为-3 和-2 的平均值-2.5。

$\bar{A}$ 和 $\bar{S}$ ：在给定前述数据和参数的基础上，以这两个参数校准 1978 年的第

一产业和第二产业就业占比，得到二者取值分别为 0.5099 和 0.0246。

四、模拟结果

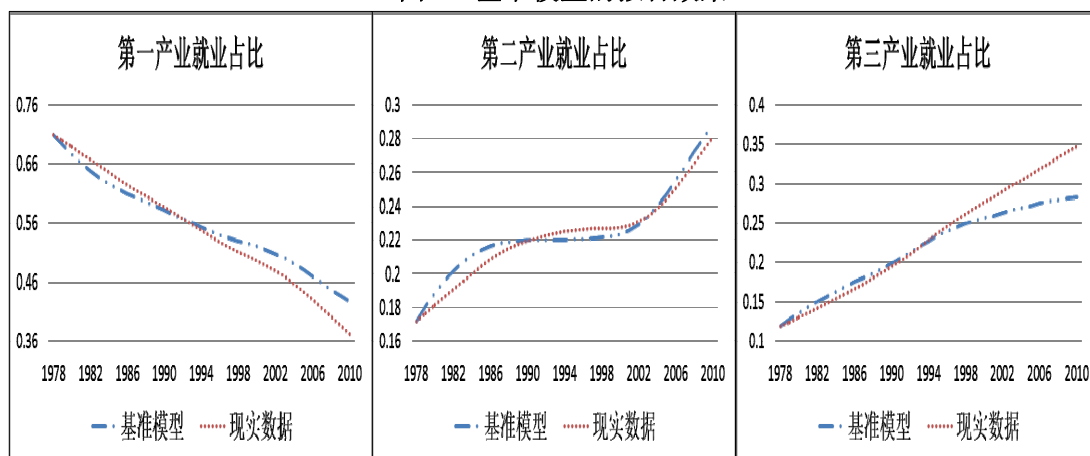
（一）基准模型的拟合效果

图 1 给出了基准模型的拟合效果，总体来看，基准模型对中国第二产业就业占比的拟合效果是相当不错的。模型准确模拟了中国第二产业就业占比在 1978 年至 2010 年的变动情况：1978 年至 1990 年左右，第二产业占比上升幅度较大，上升速度也较快；1990 年至 2000 年，第二产业就业占比以很缓慢的速度提高；2000 年以后，第二产业就业占比的提升幅度又一次加大，提升速度有了显著提高。

模型对于 1996 年之前的第一产业和第三产业就业占比拟合情况较好，而 1996 年之后的拟合则略有偏差。2010 年，现实的第一产业就业占比为 37.2%，而模型拟合的就业占比却为 42.8%。2010 年，现实的第三产业就业占比为 34.7%，而模型的拟合结果却为 28.3%。因此可以认为，1996 年以后，第一产业和第三产业就业结构的变动可能相比之前一些年发生了新的变化，而且这种变化极有可能是某种因素加快了农业劳动力向第三产业的转移。我们推测，这可能与中国的城市化率从 1996 年开始加速有关。由于城市化进程的加速，农村居民开始加速向城市转移。而由于第二产业的就业容量有限，大量的转移居民因而开始从事服务业。因此，这种城市化的加速一方面加快了第一产业的就业占比的下滑，另一方面又加快了第三产业就业占比的上升。

前面已经发现，模型能够很好的拟合中国第二产业就业占比的变动趋势；另外，考虑到如城市化加速这种本文模型未纳入的因素主要会影响到第一产业和第三产业的就业占比，而对于第二产业就业占比的影响相对较少。这两方面的原因使得本文模型能够被用来分析某种因素对于第二产业就业占比的影响。

图 1. 基准模型的拟合效果

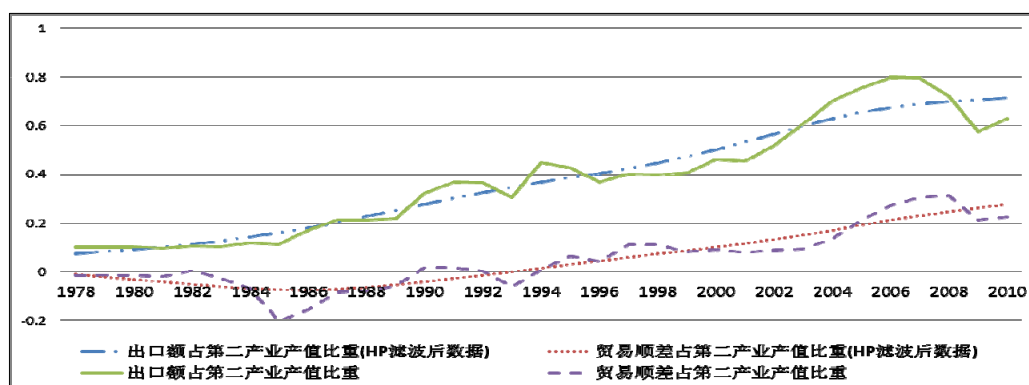


(二) 国际贸易对中国第二产业就业占比影响的模拟分析

前面已经提到国际贸易对中国第二产业就业占比的影响主要有两个渠道，一为贸易顺差项 $(1 - er_t + ir_t) \frac{\varepsilon - \rho + 1}{\rho \varepsilon}$ ，另一为出口率项 $(1 - er_t) \frac{\rho \varepsilon - \varepsilon + \rho - 1}{\rho \varepsilon}$ 。因此，我们首先需要了解中国贸易顺差和出口率的变动情况。我们在图 2 中给出了中国工业制成品贸易顺差与出口率的变动情况。我们分别给出了两组数据，一为现实数据，一为 HP 滤波处理后的趋势性数据，而最后一组数据也是我们在模拟中用到的数据。

图 2 显示，中国工业制成品贸易顺差与出口率均呈现出明显的阶段性特征。1990 年以前，除 1982 年以外的其余年份都存在工业制成品的贸易逆差，少数年份的逆差比例甚至相当高。如 1985 年，逆差额占当年第二产业增加值的比例达到 19.9%；而 1986 年也高达 15.3%。1990 年以后，除了 1993 年以外，中国均出现贸易顺差，而最近几年的贸易顺差占比尤其高。如 2007 年至 2010 年四年中，中国贸易顺差额占当年第二产业产值的比例分别为 30.5%、31.1%、21.3%和 22.5%，均处于历史高位。中国工业制成品出口额占第二产业比重的变动趋势与中国工业制成品贸易顺差的变动趋势基本相同。1985 年以前，工业制成品的出口比例相对较低，大约在 10%左右。其后，中国工业制成品的出口比例迅速上升。但从 1996 年起，出口比例开始保持在 40%左右，这一状况一直持续到 2001 年。其后，随着中国加入世界贸易组织，中国出口也快速提高，出口占比迅速提高，并在 2007 年达到历史最高水平 79.4%。其后，受全球金融危机影响，出口占比出现下滑，但仍处于相对高位。

图 2. 第二产业出口率与贸易顺差



我们分别模拟了贸易顺差和控制贸易顺差后的出口率这两方面因素对于中国第二产业就业占比的影响。首先，我们假定如果工业制成品进口额与现实的出口额相等，从而就可以生成每年都是贸易平衡而不存在贸易顺差或逆差的情形。将此模拟结果与基准模型的模拟结果进行比较就可以分析贸易顺差或逆差对中国第二产业就业占比的影响。其次，我们假定所有年份的出口额和进口额都为 0，这也可以生成不存在贸易的情形。^①将此模拟结果与前面不存在贸易顺差的模拟结果进行比较就可以分析出口率变动对于中国第二产业就业占比的影响。图 3 和表 1 给出了模拟结果。我们将首先介绍贸易顺差占比对于中国第二产业就业占比的影响，接着将介绍在控制贸易顺差的情况下，出口率提高对中国第二产业就业占比的影响；最后，我们将综合前面两个模拟结果，分析国际贸易对于中国第二产业就业占比的总影响。

第一，中国工业制成品的贸易顺差额的阶段性变动特征决定了贸易顺差项对于中国第二产业就业占比的影响也呈现出阶段性特征。在 1990 年以前，由于中国存在贸易逆差，因此这种贸易模式导致中国的第二产业就业占比偏低。模拟结果显示，如果当时中国不存在贸易逆差，那中国那段时间的第二产业就业占比将更高。1983 年至 1989 年间，如果不存在贸易逆差，那中国的第二产业就业占比将比实际情况平均高出一个百分点，第二产业就业人口总量平均将增加 5% 左右。以 1987 年为例，当年中国的第二产业就业占比为 21.77%；但如果不存在贸易顺差，那中国的第二产业就业占比将为 22.9%，比实际情况要高一点一个百分点，第二产业就业人口总量将会高 5.2%。当然，由于那个时期的贸易逆差比例并不高，因此使得其对于中国第二产业就业的影响并不十分显著。1990 年以后，随

^①需要指出的是，其他那几篇分析国际贸易对产业结构变动的文章都直接将本国商品偏好因子 μ 设定为 1 即可生成封闭经济模型。然而，本文选择仍将 μ 设定为 0.9，而并没有将之设定为 1。这样做主要是考虑到改变该参数取值将会影响到模拟的就业结构初始值，从而使得结果可能不太适合比较。

随着中国贸易顺差逐渐增加,这种顺差的贸易模式也带动了中国国内第二产业就业占比的提高。以 2007 年至 2010 年这几个贸易顺差比例十分高的年份为例,如果不存在贸易顺差,则中国的第二产业就业占比将比现在平均下降 5.8 个百分点,第二产业就业总量平均将减少 21%左右。具体以 2007 年为例,当年中国第二产业就业占比约为 26.4%;如果不存在贸易顺差,则中国的第二产业就业占比将仅为 21.3%,比实际情况要低五点一个百分点,第二产业就业人口总量也会少 19.2%。这种影响是惊人的!2007 年中国第二产业从业人员数量为 2 亿,如果没有贸易顺差,那中国第二产业从业人员数量将会减少 3800 万人。

第二,由于中国出口率在不同时期不同,因此出口率对于中国第二产业就业结构的影响也存在阶段特征。上世纪 80 年代,由于中国出口率相对较低,因此出口率的高低对于中国第二产业就业占比的影响相对较小。模拟结果显示,相比于贸易平衡的情形,无贸易的情况平均来说只能增加第二产业就业占比 0.3 个百分点,增加第二产业就业人口总量 1%左右。上世纪 90 年代,工业制成品出口比率显著提高,出口率对中国第二产业就业占比的负向影响相对提高。相比于贸易平衡的情形,无贸易的情况平均来说会增加第二产业就业占比 0.8 个百分点,增加第二产业就业人口总量 4%左右。入世以后,中国的出口率进一步提高,出口率对于中国第二产业就业占比的负向影响也进一步增大。相比于贸易平衡的情形,无贸易的情况平均来说会增加第二产业就业占比 2.0 个百分点,增加第二产业就业人口总量 9.7%。这个影响也是相当大的。仍按照 2007 年中国实际第二产业就业人口数量为 2 亿来计算,可以推算出,相比于贸易平衡情况,无贸易将会增加 1700 万第二产业从业人口。

第三,综合考虑国际贸易对于国内第二产业就业占比的两个影响机制,可以发现,国际贸易对于中国第二产业就业占比的影响也呈现阶段性特征。

在上世纪 80 年代,中国存在贸易逆差,而逆差将会降低第二产业就业占比;另外,中国也存在较低的出口率,这也使得相比于无贸易情况,中国第二产业就业占比相对较低。因此,这两方面的因素的叠加决定了这段时期内,国际贸易会压低中国的第二产业就业占比。上世纪 90 年代和 21 世纪前十年,由于中国存在贸易顺差,顺差将会增加第二产业就业占比;而中国存在较高的出口率,这又会降低第二产业就业占比。因此,这两方面因素可能会部分抵消,从而使得国际贸易对于中国第二产业就业占比的影响取决于这两方面因素究竟何者占主导地位。

我们的模拟结果显示,改革开放起直到上世纪 90 年代中期,国际贸易都降

低了中国的第二产业就业占比；而从上世纪 90 年代中期起，国际贸易则开始提高中国的第二产业就业占比，并且这种提高作用在近几年表现得尤为明显。

1987 年是国际贸易对中国第二产业就业负向影响最大的一年，该年中，国际贸易使得中国第二产业就业占比下降 1.54 个百分点（即由无贸易情况下的 23.31%减少为基准模型的 21.77%），其中，贸易逆差使得中国第二产业就业占比下降 1.15 个百分点，出口率因素使得中国第二产业就业占比下降 0.4 个百分点；国际贸易使得当年中国第二产业从业人员量减少 933 万，其中，贸易逆差使得中国第二产业从业人员数减少 689 万，出口率因素使得中国第二产业从业人员数减少 243 万；受国际贸易影响而减少的第二产业从业人员数约占当年第二产业从业人员总量的 7.05%。

1997 年是转折年，在这一年中，国际贸易因素对于中国第二产业就业占比的影响终于由之前的负向变为正向。这主要是由于贸易顺差占比逐步提高，从而使得贸易顺差对第二产业就业占比的正向影响逐渐超过了出口率提高对第二产业就业占比的负向影响。该年国际贸易使得中国第二产业就业占比提高 0.12 个百分点，其中，贸易顺差使得中国第二产业就业占比提高 1.11 个百分点，而出口率因素使得中国第二产业就业占比下降 0.99 个百分点；国际贸易使得中国第二产业从业人员总量增加 82 万，其中，贸易顺差使得中国第二产业从业人员总量增加 772 万，而出口率因素却使得中国第二产业从业人员总量减少 690 万；受国际贸易因素影响而增加的第二产业从业人员数约占当年第二产业从业人员总量的 0.53%。

其后，国际贸易对于中国第二产业就业占比的正向影响逐渐增大。如 2006 年至 2010 年间，国际贸易平均来说使得中国第二产业就业占比提高 3.24 个百分点，平均增加第二产业就业人数 2452 万。具体以 2007 年为例，^①该年国际贸易使得中国第二产业就业占比提高 2.82 个百分点，其中，贸易顺差使得中国第二产业就业占比提高 5.06 个百分点，而出口率因素使得中国第二产业就业占比下降 2.24 个百分点；国际贸易使得中国第二产业从业人员总量增加 2125 万，其中，贸易顺差使得中国第二产业从业人员总量增加 3813 万，而出口率因素却使得中

^① 模拟结果显示 2010 年国际贸易因素对于中国第二产业就业的正面影响达到最大，出现这种情况的主要原因是我们在模拟中使用的是 HP 滤波去除周期性因素后的数据，因此使得滤波后的出口率和贸易顺差占比均在 2010 年达到最大。但事实却是，出口率和贸易顺差占比均在 2007 年达到最大。因此，这里给出的对于 2007 年的模拟值可能低估了国际贸易对于中国第二产业就业占比的影响。事实上，考虑到 HP 滤波后的 2010 年的国际贸易数据与 2007 年的现实数据更为接近，因此 2010 年的模拟结果能更贴切的反映国际贸易对 2007 年我国第二产业就业占比的实际影响。

国第二产业从业人员总量减少 1688 万；受国际贸易因素影响而增加的第二产业从业人员数约占当年第二产业从业人员总量的 10.7%。

图 3. 国际贸易对第二产业从业量占总从业量比重的影响

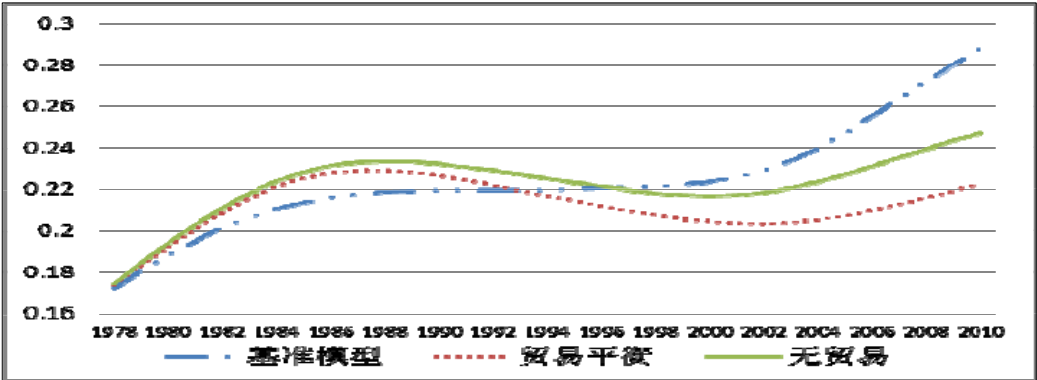


表 1. 国际贸易对中国第二产业就业的影响

年份	对第二产业从业量 占总从业量比重的影响			对第二产业从业人员 总量的影响（单位：万人）			受影响第二产业从业 人员数占当年 第二产业从业人员量比例
	贸易 平衡因素	出口率 因素	总影响	贸易 平衡因素	出口率 因素	总影响	
1978	-0.11%	-0.10%	-0.22%	-53	-48	-102	-1.26%
1979	-0.26%	-0.12%	-0.38%	-124	-58	-182	-2.11%
1980	-0.41%	-0.14%	-0.56%	-204	-70	-275	-2.95%
1981	-0.58%	-0.17%	-0.74%	-295	-84	-379	-3.81%
1982	-0.75%	-0.19%	-0.94%	-393	-101	-494	-4.66%
1983	-0.91%	-0.22%	-1.13%	-493	-120	-613	-5.48%
1984	-1.05%	-0.26%	-1.31%	-588	-144	-732	-6.22%
1985	-1.15%	-0.30%	-1.45%	-662	-172	-834	-6.78%
1986	-1.18%	-0.35%	-1.53%	-698	-205	-903	-7.06%
1987	-1.14%	-0.40%	-1.54%	-689	-243	-933	-7.05%
1988	-1.03%	-0.46%	-1.48%	-639	-285	-924	-6.78%
1989	-0.87%	-0.52%	-1.38%	-551	-330	-880	-6.31%
1990	-0.67%	-0.58%	-1.25%	-433	-376	-809	-5.69%
1991	-0.45%	-0.64%	-1.09%	-295	-421	-716	-4.97%
1992	-0.22%	-0.70%	-0.92%	-144	-465	-609	-4.19%
1993	0.03%	-0.76%	-0.73%	19	-508	-489	-3.33%
1994	0.29%	-0.82%	-0.52%	197	-551	-354	-2.39%
1995	0.56%	-0.87%	-0.31%	384	-593	-209	-1.40%
1996	0.84%	-0.93%	-0.09%	576	-639	-62	-0.41%
1997	1.11%	-0.99%	0.12%	772	-690	82	0.53%
1998	1.37%	-1.06%	0.31%	965	-748	218	1.39%
1999	1.63%	-1.14%	0.49%	1162	-816	347	2.19%
2000	1.90%	-1.24%	0.66%	1373	-896	476	2.96%

2001	2.21%	-1.36%	0.85%	1610	-992	618	3.76%
2002	2.57%	-1.50%	1.07%	1881	-1100	782	4.66%
2003	2.98%	-1.66%	1.33%	2199	-1221	978	5.67%
2004	3.46%	-1.82%	1.64%	2567	-1350	1217	6.83%
2005	3.98%	-1.98%	2.00%	2971	-1476	1495	8.10%
2006	4.52%	-2.12%	2.40%	3392	-1591	1801	9.41%
2007	5.06%	-2.24%	2.82%	3813	-1688	2125	10.70%
2008	5.58%	-2.33%	3.24%	4215	-1764	2450	11.92%
2009	6.07%	-2.41%	3.66%	4604	-1828	2776	13.06%
2010	6.57%	-2.48%	4.09%	4998	-1888	3109	14.17%

（三）未来国际贸易变动对中国第二产业就业占比影响的模拟预测

受全球经济增长乏力以及全球经济再平衡影响，未来几年中国的国际贸易形势将较为严峻，贸易顺差占比以及出口率都将相比入世前几年出现一定幅度的下降。

第一，世界经济步入“无创新的复苏阶段”，经济复苏的时间比通常要长，这决定了我国外需在未来几年难以大幅增长。本轮经济危机在本质上是由信息技术革命所引发的长周期波动的产物。因此，世界经济开始步入技术进步的下行期。这个结论可以利用三个方面的数据来佐证：一是三元专利增长率和数量变化表明，2007年是OECD专利技术应用数量的高峰，但增长率却从1996年就开始步入下滑期，到2008年出现负增长；二是各技术领域USPTO专利申请与增长率表明，不仅电信领域的技术创新在新世纪以后大幅度下降，其他基础行业的技术专利申请增长速度也出现同步大幅度的下降。例如大家所给予厚望的生物技术、纳米技术和新能源都出现创新速度下滑。一般而言，在技术范式革命前，基础领域的专利将出现上升，在技术革命刚刚出现时，技术创新的蜂聚现象十分明显。所以，未来这说明未来要想出现技术变革来帮助人类快速走出经济复苏的概率基本没有。这也决定了目前的复苏道路将比正常经济下滑要漫长一些。^①而这种“无创新的复苏阶段”决定了未来几年世界潜在经济增长率难以恢复到2000至2007年的水平，这也决定了我国外需难以保持如2000年至2007年的高增长状态。

第二，世界经济将步入“全球经济缓慢再平衡时期”，汇率摩擦、贸易摩擦以及各国内部结构的深度调整将加剧，这种调整将导致我国贸易顺差占比的下降。不平衡与经济危机之间的关系虽然存在争议，但不平衡的调整却在危机之后

^① 引自中国人民大学经济研究所（2011）。

全面展开,这集中体现在中国贸易顺差占 GDP 的比重从 2007 年 7.8%下滑到目前的 2.3%,美国的贸易逆差占 GDP 的比重从危机前的 6%回落到 4%左右。引发这种不平衡的核心就在于三个方面:一是美元弱势战略初见效果;二是贸易保护大规模兴起;三是各国都采取了结构性调整措施。按照 IMF 的测算,这种不平衡的调整在未来 5-7 年内还会持续。这将意味着中美之间的汇率冲突、贸易冲突以及战略性冲突将进一步升级。受这种中期内的再平衡调整影响,中国的对外贸易在未来几年将面临较为严峻的挑战,要保持入世前几年的高速增长基本不可能。

①

事实上,由于前述两个因素以及一些国内因素的影响,我国近期的出口增长率和进口增长率均较 2007 年左右有了显著下降。2011 年的出口增长率为 15.2%,进口增长率为 19.5%,远低于 2002 年至 2007 年间平均为 27.4%的出口增长率和平均为 24.4%的进口增长率。而 2012 年前 4 个月的进出口增速则更慢,前四月累计出口额的同比增幅仅为 6.8%,累计进口额的同比增速仅为 5.3%,累计贸易顺差量仅为 192 亿美元。考虑到短期内世界经济增长难有较大起色,而国内经济也面临诸多困境,今年的出口增速和进口增速甚至可能难以保持去年的幅度。

然而,随着发达国家的逐步复苏,我国未来五年的出口增速可能会在今年的基础上有所增加;而考虑到中国经济仍然可能向好,而且可能会进一步采取措施增加进口,我国未来五年的进口增速也可能在今年的基础上有所增加。在基准情况下,我们预测未来五年我国出口平均增速将在 15%左右,而进口平均增速将在 19%左右。^②然而,还需要设定偏离基准情形悲观情形和乐观情形,以考察未来出口增速和进口增速的下界和上界。如果国际贸易摩擦加剧,国际经济复苏更为缓慢,我国对外贸易增速可能会在基准情形下有所下降,在此悲观情形下,我国未来五年的出口增速将在 12%左右,进口增速将在 17%左右。如果国际经济复苏形势更好,再平衡调整幅度较慢,则我国对外贸易增速则可能会相比基准情况有略微提高,在此乐观情形下,我国的出口增速将在 17%左右,进口增速将在 20%左右。我们假定未来五年我国第二产业名义增加值的增长幅度保持在 17%^③,进出口中工业制成品占比保持不变。^④

① 引自中国人民大学经济研究所(2011)。

② 这也意味着,未来五年的进口和出口平均增速与 2011 年基本相同,IMF 的 World Economic Outlook Database(2012 年 4 月)的预测数据也表现出了这一特点。

③ 这处于 2011 年的 17.6%的第二产业增加值名义增速和 1978 年至 2011 年 16.1%的平均第二产业增加值名义增速之间。

④ 工业制成品出口额占总出口额的比例在 2006 年至 2011 年间保持在 94.7%左右,考虑到出口中的初级产品和工业制成品结构可能难以有较大变动,因此,可以预期未来出口中的这一比例仍不会发生显著变化。

在前述假定下，我们估算了未来五年国际贸易变动对中国第二产业出口率、进口率和贸易顺差率的影响。在基准情形下，中国第二产业出口率将由 2011 年的 52.65% 下降到 48.3%，而第二产业进口率则由 33.35% 提高到 36.3%，第二产业贸易顺差率将由 19.29% 下降到 12%；在悲观情形下，中国第二产业出口率将在 2016 年下降为 42.32%，第二产业进口率将保持 33.35% 不变，而第二产业贸易顺差率则下降为 8.97%；在乐观情形下，第二产业出口率将保持 52.65% 不变，而第二产业进口率将提高为 37.85%，而第二产业贸易顺差率将变为 14.79%。

表 2. 第二产业出口率、进口率和贸易顺差率预测

单位：%	2011	2012F	2013F	2014F	2015F	2016F
基准情形						
第二产业出口率	52.65	51.75	50.86	49.99	49.14	48.30
第二产业进口率	33.35	33.92	34.50	35.09	35.69	36.30
第二产业贸易顺差率	19.29	17.82	16.36	14.90	13.45	12.00
悲观情形						
第二产业出口率	52.65	50.40	48.24	46.18	44.21	42.32
第二产业进口率	33.35	33.35	33.35	33.35	33.35	33.35
第二产业贸易顺差率	19.29	17.04	14.89	12.83	10.86	8.97
乐观情形						
第二产业出口率	52.65	52.65	52.65	52.65	52.65	52.65
第二产业进口率	33.35	34.21	35.08	35.98	36.91	37.85
第二产业贸易顺差率	19.29	18.44	17.56	16.66	15.74	14.79

注：其中，2011 年的值为实际值，2012 年至 2016 年的值为预测值。

在给定第二产业国际贸易情况变动的基础上，假定未来三次产业的劳动生产率提高幅度分别保持 1978 年至 2010 年的平均水平，劳动转移成本仍保持 2010 年水平，我们模拟预测了未来五年国际贸易变动对中国第二产业就业占比的影响。表 3 和图 4 给出了模拟预测结果。

在基准情形下，未来五年里，国际贸易仍能在一定程度上提高中国第二产业就业占比，但是提高幅度逐渐下降；而受国际贸易的正向推动作用下降影响，中国第二产业就业占比在未来将会出现下降。^①2012 年，国际贸易仍能提高中国第二产业就业占比 2.5 个百分点；而到了 2016 年，提高幅度则仅有 1.2 个百分点。

另外，在进口结构中，国际大宗商品价格越高，则工业制成品进口额占总进口额的比例就越低。而从当前情况来看，总体来说，国际大宗商品价格出现大幅波动的概率较小。所以，可以预期未来五年中，进口中工业制成品占比也将保持在 2006 年至 2011 年间的平均水平 70% 左右。

^① 这并不意味着未来第二产业就业占比真会下降，只是模拟结果显示了在本文假定因素条件下，第二产业就业占比在未来可能会下降。

这种提高幅度远远小于 2007 年左右国际贸易最高峰期的情形：在 2006 年至 2010 年间，国际贸易平均提高第二产业就业占比 3.24 个百分点。受此影响，中国第二产业就业占比将出现下降，其将由 2010 年的 28.8% 下降为 2016 年的 25%。造成国际贸易对于第二产业就业占比正向促进作用下降的主要原因是，由于第二产业贸易顺差率逐渐下降，由此使得贸易顺差对于第二产业就业占比的提高作用减少；虽然出口率下降导致出口率对第二产业就业占比的负面影响减少，但这种负面影响减小幅度不及贸易顺差下降导致的第二产业就业占比下降幅度，因此使得国际贸易对于第二产业就业占比的正向提高作用下降。而且，随着时间的推进，由于贸易顺差率变小，国际贸易对于第二产业就业占比的提高作用也在下降。

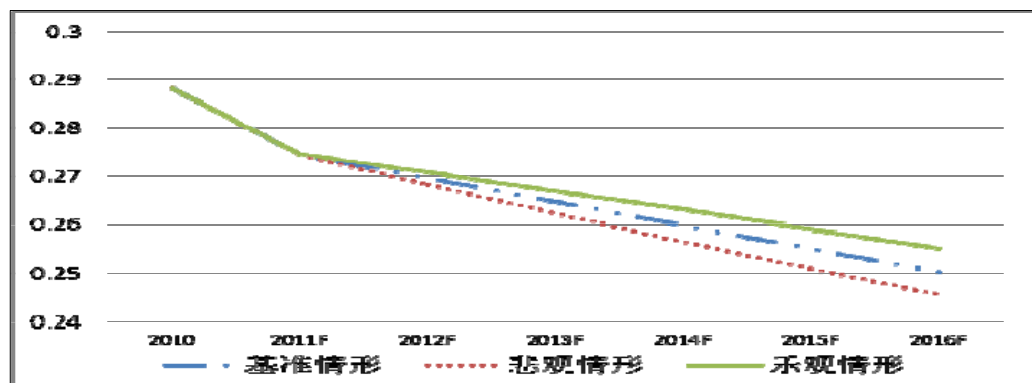
在悲观情形下，国际贸易对于中国第二产业就业占比的提高作用就相比于基准情形要小，而其将导致第二产业就业占比更大幅度的下降。2012 年，国际贸易提高第二产业就业占比 2.36 个百分点，而到了 2016 年，提高幅度则仅为 0.75 个百分点。而受国际贸易的正向推动作用下降影响，第二产业就业占比将在 2016 年下降为 24.6%。而在乐观情形下，国际贸易对于中国第二产业就业占比的提高作用则要大于基准情形，其导致的第二产业就业占比下降幅度要小于基准情形。2012 年，国际贸易提高第二产业就业占比 2.61 个百分点；而到了 2016 年，提高幅度则为 1.68 个百分点。而从第二产业就业占比来看，国际贸易推动作用的下降导致第二产业占比在 2016 年将下降为 25.5%。

表 3. 国际贸易对未来中国第二产业就业占比变动的影响预测

	贸易平衡因素	出口率因素	总影响
基准情形			
2012	3.96%	-1.46%	2.50%
2013	3.58%	-1.42%	2.16%
2014	3.21%	-1.38%	1.83%
2015	2.86%	-1.35%	1.51%
2016	2.51%	-1.31%	1.20%
悲观情形			
2012	3.76%	-1.41%	2.36%
2013	3.23%	-1.32%	1.91%
2014	2.73%	-1.24%	1.49%
2015	2.27%	-1.16%	1.10%
2016	1.84%	-1.10%	0.75%
乐观情形			
2012	4.11%	-1.50%	2.61%

2013	3.88%	-1.49%	2.38%
2014	3.64%	-1.49%	2.15%
2015	3.40%	-1.48%	1.92%
2016	3.16%	-1.48%	1.68%

图 4. 国际贸易影响下的中国第二产业就业占比预测



五、结论

通过构建包含国际贸易的三部门模型，本文详细分析了国际贸易对于中国第二产业就业占总就业比例的影响。模型的显示解显示，国际贸易对于第二产业就业占比存在两方面影响：贸易顺差比例的提高将会提高第二产业就业占比；而在控制贸易顺差的情况下，出口率的提高则会降低第二产业就业占比。在得到中国现实数据以及校准参数值的基础上，本文的基准模型模拟结果显示，本文构建的简单模型能够较好的拟合中国第二产业就业占比的变动趋势，因此这使得本文能够利用该模型分析国际贸易对于第二产业就业占比的影响。

接着，本文通过进行反事实模拟，定量分析了国际贸易对于第二产业就业占比的影响。模拟结果显示：从 1978 年起至上世纪 90 年代中期，国际贸易都降低了中国的第二产业就业占比；而从上世纪 90 年代中期起，国际贸易则开始提高中国的第二产业就业占比，并且这种提高作用在这几年表现得尤为明显，如 2006 年至 2010 年间，国际贸易平均来说提高中国第二产业就业占比 3.24 个百分点，增加第二产业就业人数 2452 万。

在预测中国未来五年的国际贸易变动趋势的基础上，本文模拟预测了未来对外贸易增长率下降对于我国第二产业就业占比的影响。预测发现，在基准情形下，未来五年里，国际贸易仍能在一定程度上提高中国第二产业就业占比，但是提高幅度逐渐下降。如 2016 年，国际贸易将仅能提高中国第二产业就业占比 1.2 个百分点；受此影响，中国第二产业就业占比在未来将会出现下降，中国第二产业就业占比将由 2010 年的 28% 下降为 2016 年的 25%。

参考文献

- [1]. 段成荣、杨舸、张斐、卢雪和, 2008:《改革开放以来中国流动人口变动的九大趋势》,《当代中国人口》第4期。
- [2]. 胡昭玲、刘旭, 2007:《中国工业品贸易的就业效应——基于32个行业面板数据的实证分析》,《财贸经济》第8期。
- [3]. 沈利生, 2011:《最终需求结构变动怎样影响产业结构变动——基于投入产出模型的分析》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- [4]. 喻美辞, 2008:《工业品贸易对中国工业行业人口就业的影响——基于34个工业行业面板数据的实证分析》,《中国人口科学》第4期。
- [5]. 中国人民大学经济研究所, 2011:《复苏放缓、风险上扬与结构刚性冲击下的中国宏观经济》,载《中国宏观经济分析与预测报告(2011-2012)》。
- [6]. Acemoglu, Daron and Veronica Guerrieri, 2008, “Capital Deepening and Non - Balanced Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 116(3):467 - 498.
- [7]. Betts, Caroline M., Rahul Giri, and Rubina Verma, 2011, “Trade, Reform, and Structural Transformation in South Korea”, Manuscript, University of Southern California.
- [8]. Brandt, Loren, Chang-Tai Hsieh, and Xiaodong Zhu, 2008, “Growth and Structural Transformation in China,” in Loren Brandt and Thomas Rawski, eds., *China's Great Economic Transformation*, Cambridge University Press.
- [9]. Buera, Francisco and Joseph Kaboski, 2009, “Can Traditional Theories of Structural Change Fit The Data?” *Journal of the European Economic Association*, 7(2-3):469 - 477.
- [10]. Dekle Robert and Guillaume Vandenbroucke, 2012, “A Quantitative Analysis of China's Structural Transformation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(1):119-135.
- [11]. Hayashi, Fumio and Edward Prescott, 2008, “The Depressing Effect of Agricultural Institutions on the Prewar Japanese Economy”, *Journal of Political Economy*, 116(4):573 - 632.
- [12]. Herrendorf, Berthold, Richard Rogerson, and Ákos Valentinyi, 2009, “Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation,” NBER Working Paper NO. 15416.
- [13]. Herrendorf, Berthold, Richard Rogerson and Ákos Valentinyi, 2011, “Growth and Structural Transformation”, Manuscript, Arizona State University.
- [14]. Holtz, Carsten, 2006, “Measuring Chinese Productivity Growth, 1952 - 2005”, Manuscript, Hong Kong University of Science and Technology.
- [15]. Kongsamut, Piyabha, Sergio Rebelo, and Danyang Xie, 2001, “Beyond Balanced

- Growth” , *Review of Economic Studies*, 68(4):869 – 882.
- [16]. Matsuyama, Kiminori, 2009, “Structural Change in an Interdependent World: A Global View of Manufacturing Decline” , *Journal of the European Economic Association*, 7(2-3):478 – 486.
- [17]. Messina, Julian, 2006, “The Role of Product Market Regulations in the Process of Structural Change,” *European Economic Review*, 50(7):1863 – 1890.
- [18]. Ngai, Rachel and Chrisopher Pissarides, 2007, “Structural Change in a Multisector Model of Growth” , *American Economic Review*, 97(1):429 – 443.
- [19]. Yi, Kei-Mu and Jing Zhang, 2010, “Structural Transformation in an Open Economy” , Manuscript, University of Michigan.

金融发展、汇率变动与中国的出口贸易

摘要：本文主要就汇率变动与中国出口贸易之间的关系进行分析。结果发现，在我国对外贸易扩张的过程中，产品种类的增加起到了重要作用，而人民币升值在抑制了既有产品出口数量增加的同时，却促进了出口产品种类的提高。因此，在总量意义上，人民币升值对出口的影响不够显著。同时，我们还发现，金融市场的存在会对汇率变动的出口效应产生放大作用，在金融市场不发达的情况下，出口贸易对汇率变动的敏感性将有所降低，这一点无论对于出口产品数量还是出口产品种类而言都是成立的。

一、引言

从 2005 年汇改到 2010 年末，人民币实际有效汇率已经累计升值 19%，对美元的升值幅度更是接近 25%，但在人民币大幅升值的同时，中国对世界的出口却仍然保持了一个相对稳定的增长态势，除去金融危机影响较为严重的 2009 年外，其余年份的出口增长速度均在 20% 以上，呈现汇率与贸易收支同向变动的“贸易收支之谜”（陈学彬等，2007）。在这样的背景下，我们有必要拓宽视角，对汇率变动的出口贸易效应进行全面分析，以解释汇率变动与出口贸易弱关联性的问题。

就理论层面而言，当前就汇率变动与出口贸易弱相关性之谜的解释，主要集中在如下两个方面。

第一类研究从汇率传递的价格效应出发，强调汇率变动与贸易收支变动之间的价格媒介，认为汇率水平的变动不会完全传递到商品价格的变动上，因此，由于价格传递效应的不完全，汇率变动对贸易收支的影响也就不会明显。这类研究又可以大体分为两类，一类以 Krugman（1986）、Dornbush（1987）、Feenstra, Gagnon 和 Knetter（1996）等研究为代表，从局部均衡的视角出发，强调汇率变动下厂商的定价能力（Pricing to Market, PTM），从微观角度对汇率传递的不完全性进行解释。另一类文献则从宏观视角建立一般均衡模型对汇率传递的效应进行解释。这些文献大多以 Obstfeld 和 Rogoff（1995）提出的一般均衡框架为基

础,通过建立一般均衡汇率传递模型,强调企业按国家细分市场并采用消费者货币定价(Local Currence Pricing, LCP)的行为,或者汇率传递和汇率波动内生作用下,企业按照生产者货币盯价(Producer Currency Pricing, PCP)的行为,探讨不同定价行为下,汇率变动对价格变量的影响(Betts 和Devereux, 1996, 2000; Bacchetta和Wincoop, 2002; Devereux, Engel和Storgaard, 2003)。

第二类研究则是从时滞的角度出发,强调汇率变动贸易收支效应的时间媒介,认为由于汇率变动的时滞效应,汇率的变动不会立刻对贸易收支产生影响。而如果考虑到不同货币计价因素的话,那么由于J曲线效应的存在,在短期内汇率变动还可能与贸易收支存在同向变动的趋势。Bahmani-Oskooee(1992)利用美国1973-1985年的季度数据,分析了美元贬值对美国贸易平衡的影响,发现伴随着美元的贬值,经常账户的调整是在恶化和改善的相互转化中进行的。此后,Gupta-Kapoor和Ramakrishnan(1999)、Lal和Lowinger(2001)、Hacker和Hatemi-J(2004)对日本、东亚国家和北欧诸国的检验,也都发现了“J曲线”效应的存在。但需要注意的是,虽然这些研究论证了J曲线效应的存在,但强调的仍然主要是贸易收支调节的短期效应。在长期内,J曲线效应的存在可能并不明显。Wilson(2001)和Arora(2003)的研究就指出,J曲线效应可能只在少数的几个样本国家内存在。而这一点,大大弱化了J曲线效应对汇率水平和贸易收支同向变动这一现象的解释力度。

现有研究取得了很多成果,但仍有两个问题未能顾及。一方面,汇率传递效应的完全与否影响的是贸易收支调整的程度,不会改变贸易收支调整的方向,其只能解释汇率变动与贸易收支的弱关联性,而不能够解释贸易收支与汇率变动的同向趋势,而J曲线效应下的汇率与贸易收支同向变动的趋势也只会短期出现;另一方面,现有解释关注的视角在于总的贸易量或贸易价值,而缺乏对贸易变动结构效应的考察。现有研究主要将视角集中在贸易产品数量的变动上,缺乏对产品种类变动的分析,使用的数据也大多是经过加总之后的贸易数据。而在不考虑扩展边际(产品种类)的情况下,不但贸易商品价格的计算有失准确,也很难就汇率变动对出口的影响进行全面分析。

本文通过对出口贸易方式的进一步分解,在一个新的视角下解释我国汇率变动与出口贸易之间的相关性。具体分析时,我们特别强调出口产品数量扩张和种类扩张的差异,之所以如此,除去汇率对这两种出口行为的影响机制不同外,也在于相对于贸易产品数量的增加,贸易产品种类的扩大更能提高居民需求的选择

空间,在促进出口多元化的同时提高居民福利水平。我们认为,人民币汇率升值虽然会压缩出口企业现有出口产品的利润空间,但是对于新企业进入、新产品出口和新的市场开拓而言,却存在相对积极的一面。总量上汇率变动与出口贸易之间的弱相关性是由于汇率升值对于出口产品种类增加和数量扩张的不同效应所导致,而我国相对落后的金融市场发展水平则进一步导致我国出口行为对汇率变动的敏感性的降低。

二、中国出口边际的二元分解

参照 Chaney (2008)、Hummels and Klenow (2005)等研究,我们可以将出口贸易的变动可以分为两部分,一是新产品的出口和新市场的进入,对应着贸易产品种类的变动,我们将此称之为扩展边际 (extensive margin),二是在市场和贸易产品种类既定下产品数量的变动,我们将此称之为集约边际 (intensive margin)。为了分析汇率变动对这两种出口行为的影响,我们首先需要对出口构成进行边际分解。对于某一时期出口边际的分解,我们主要参考 Hummels and Klenow (2005)的研究,采取如下形式。

$$EM_{cj} = \frac{\sum_{i \in I_{cj}} p_{kji} x_{kji}}{\sum_{i \in I} p_{kji} x_{kji}} \quad (1)$$

$$IM_{cj} = \frac{\sum_{i \in I_{cj}} p_{cji} x_{cji}}{\sum_{i \in I_{cj}} p_{kji} x_{kji}} \quad (2)$$

其中, EM_{cj} 和 IM_{cj} 分别为中国对第 j 国出口的扩展边际和集约边际, I_{cj} 为中国向第 j 个国家存在出口商品的商品集, k 为参考国,我们在此以世界上其他所有国家加以表示, I 为 k 国对 j 国出口的商品集。 p 和 x 分别代表第 i 种产品的出口价格和出口数量。具体分析时,为了能更为充分的考察产品出口种类和出口数量的变动,我们依据 1992 版 HS 六位数分类的细分贸易数据加以计算,涉及 5018 种产品。

相对于单纯对出口产品种类的计数处理,由于考虑了某一出口产品的价值权重,基于 Hummels and Klenow (2005)所计算的出口扩展边际和集约边际更有其合理性所在。将 EM_{cj} 和 IM_{cj} 相乘,我们可以得到中国对 j 个国家的总的出口状况,见下式。

$$TE_{cj} = EM_{cj} IM_{cj} = \frac{\sum_{i \in I_{cj}} p_{cji} x_{cji}}{\sum_{i \in I} p_{kji} x_{kji}} \quad (3)$$

可以看出， TE_{cj} 衡量了中国对 j 国出口产品在世界向 j 国出口产品中的比重情况。参考 (1) 式和 (2) 式，我们计算了中国 2000-2010 年向 140 个国家出口的扩展边际和集约边际，图 1 和图 2 给出了几个主要国家的扩展边际和集约边际情况。

图 1 中国对主要贸易伙伴的出口扩展边际

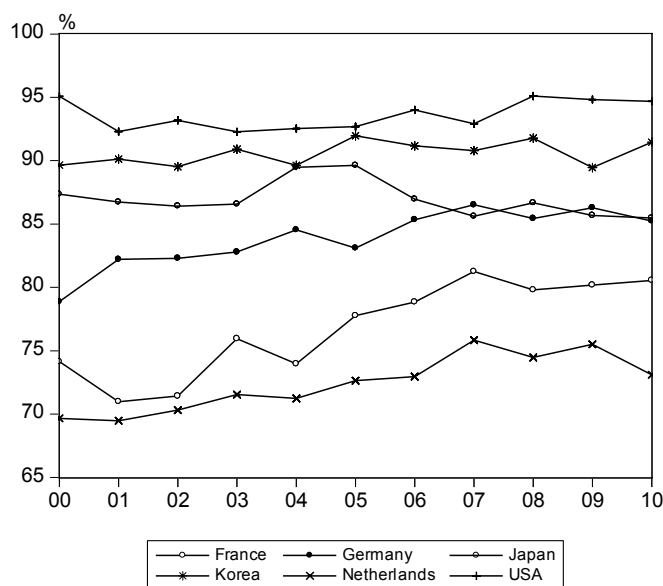
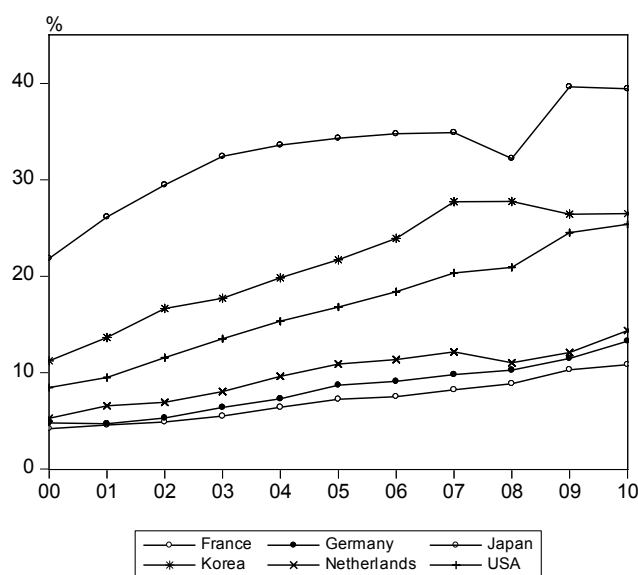


图 2 中国对主要贸易伙伴的出口集约边际



从图 1 和图 2 可以看出,相对而言,在我国对外出口贸易扩张的过程中,产品种类的增加成为推动我国出口贸易快速增长的主要动力。就扩展边际而言,在我国对外贸易中,我国向美国、德国、法国、日本、韩国和荷兰出口的商品种类在大部分年份占世界对这些国家所有出口产品种类的比例都在 70%以上,对美国 and 韩国的出口产品种类甚至都在 90%以上。而在出口产品的数量扩张方面,相对于世界其他国家而言,在我国的主要出口市场中,我国出口产品的数量贡献相对种类增加而言有所降低,对于图 2 中的主要出口国家,我国出口到这些国家的产品数量在世界出口到这些国家的产品数量中所占比例在 5%-40%之间。因此,综合图 1 和图 2 可以看出,在我国世界出口大国地位形成的过程中,产品种类扩张所起到的作用越来越明显,而产品出口的多元化对于我国出口大国地位的巩固和发展无疑具备更为重要的意义。

三、汇率变动对出口二元边际的影响

在前文我们对中国出口二元边际进行分解的基础上,我们进一步就汇率变动对中国出口的影响进行分析。实际分析时,我们强调汇率变动对出口贸易的影响存在着两个方面的作用。一是汇率变动的价格效应,另一个是汇率变动的“资产平衡表效应”(Chaney, 2005; Berman and Hericourt, 2010),而这两种作用的方向恰恰相反。

一方面,在汇率传递效应完全的情况下,汇率变动会影响到出口产品的价格变动。因此,从弹性收支理论的逻辑出发,汇率升值将不利于一国出口规模的扩大,这就是现有分析所强调的汇率变动的价格效应,而对汇率传递效应完全与否的探讨,也是这一框架下对价格效应中内在作用机制的分析。

另一方面,从异质性企业理论的逻辑出发,一国对外出口中不仅面临着运输成本等随产品数量变动而变动的可变成本,同时还面临着市场进入和营销网络开拓等不变的沉淀成本,可变成本影响的主要是贸易产品数量,而沉淀成本则直接影响到一国出口产品的种类多少。由于新产品出口市场的进入存在着沉淀成本,因此,只有那些能够克服这些沉淀成本的企业才能够出口。在这样的背景下,企业的资产价值和营业利润便至关重要。具体到汇率效应而言,由于汇率的变动不仅影响了产品的出口价格,同时由于不同货币比价的变动,汇率还会影响到一国拥有的以外国货币计价的资产价值。因此,随着汇率的升值,企业外币计价的资产价值增大,而沉淀成本相对变小,因此,此时企业能够更容易的解决融资约束

从而进入国外市场。反应在出口上，便是出口种类的增加。这也就是我们本文所要讨论的“资产平衡表效应”。

因此，价格效应影响的是贸易产品数量，而“资产平衡表效应”影响的主要是贸易产品种类。汇率变动对出口的影响最终取决于这两种力量的相对大小。因此，随着一国汇率的升值，出口状况可能改善也有可能恶化。汇率变动的这两种完全相反的力量的存在，在总量上的表现便是总的出口行为对汇率变动缺乏敏感性。

实证分析时，为了对以上的结论进行验证，我们采用的计量模型如下。

$$y_{jt} = \alpha + X\beta + \lambda * Exchange_{jt} + \varepsilon_{jt} \tag{4}$$

在回归方程中， y 为被解释变量，实际分析时依次采用根据公式（1）-（3）所计算出的总出口、扩展边际和集约边际形式。

X 为一组控制变量，具体包括（1）进口国国内生产总值，以进口国的实际国内生产总值表示（2）中国国内生产总值，以中国实际国内生产总值表示（3）双边距离，根据一国内部主要城市的加权距离（4）多边阻力：以进口国到世界的平均距离计算，权重为每个国家的国内生产总值（5）人民币实际有效汇率（6）进口国国土面积（7）进口国 WTO 哑变量，是 WTO 成员，取值为 1，反之为 0（8）进口国的地理位置变量，如果与中国地理毗邻，取值为 1，反之为 0。（9）国土面积变量，衡量的是一国内部的贸易阻力。

$Exchange$ 为我们的核心变量——实际双边汇率变量，具体计算时，我们根据每个国家对美元的年平均汇率推算得出，并采用国内生产总值平减指数进行了调整。

贸易数据来源于 BACI 数据库，地理变量数据来源于 CEPII 的引力数据库，其余变量来源于世界银行发展指数数据库。时间跨度为 2000–2010 年，涉及中国最大的 140 个出口国家和地区。基于方程（4），我们就中国出口边际的影响因素进行分析，具体结果见表 1。

表 1 中国出口边际的影响因素分析

解释变量	总出口	扩展边际	集约边际
常数项	-55.661*** (2.266)	-19.637*** (1.259)	-34.975*** (1.809)
进口国 GDP	0.066** (0.033)	0.146*** (0.019)	-0.106*** (0.027)

中国 GDP	1.425*** (0.040)	0.620*** (0.030)	0.817*** (0.033)
双边距离	-0.310*** (0.105)	-0.089** (0.042)	-0.250*** (0.094)
多重阻力	1.765*** (0.182)	0.364*** (0.082)	1.327*** (0.155)
实际有效汇率	-0.449*** (0.174)	-0.905*** (0.134)	0.456*** (0.148)
国土面积	0.011 (0.042)	-0.020 (0.017)	0.046 (0.034)
地理毗邻哑变量	0.678** (0.265)	0.092 (0.107)	0.541*** (0.204)
WTO 哑变量	-0.084 (0.154)	0.024 (0.082)	-0.075 (0.104)
实际双边汇率	-0.013 (0.012)	0.010* (0.006)	-0.026** (0.011)
R ²	0.461	0.439	0.403
观测值	1474	1474	1474

结合表 1，我们可以得出以下结论。

首先，就传统的引力模型变量而言，在以总出口为被解释变量的回归方程中，进口国国内生产总值和中国国内生产总值的符号均为正值，并在统计上非常显著，说明随着中国和进口国国内生产总值的提高，两国之间的贸易量呈现上升的趋势。而双边距离的符号在统计上显著为负，则说明双边距离仍然是制约两国贸易交往的重要因素。在以扩展边界为被解释变量的回归方程中，变量的符号与第一个回归方程中的符号类似，说明随着两国之间贸易产品种类的增加随两国经济规模的增加而增加，随两国之间距离的增加而减少。略有不同的是在扩展边际做被解释变量的回归方程中，进口国的国内生产总值变量在统计上显著为负，说明在我国对外贸易扩展的过程中，我国对发达国家的贸易出口方式主要以种类增加为主，集约边际的贸易方式随着一国收入水平的提高而呈现出降低的趋势。

其次，就两个第三方变量而言，我们发现在所有的回归方程中，多重阻力变量的系数均为正值，说明随着一国距世界其他国家距离的增加，其与中国的贸易量呈现出增加的趋势，双边贸易呈现出较强的替代性特征。而实际有效汇率在扩展边际方程中的系数显著为负，集约边际方程中的系数显著为正，则说明在存在替代效应的情况下，随着人民币对世界其他国家货币的升值，中国对出口目标国的出口种类有所减少的同时，出口数量却有所增加，并最终导致总出口量的下降。

再次，对其余的控制变量而言，在所有的回归方程中，WTO 哑变量和国土面积变量在统计上并不显著，说明并没有明显证据表明进口国的国内阻力以及是否为 WTO 成员的特征对双边贸易产生影响。而地理毗邻哑变量在总出口和集约边际方程中的符号显著为正，则说明地理位置相邻国家贸易量的扩大主要是通过集约边际的扩张实现的。

最后，重点关注双边汇率变量。我们发现，在总出口为被解释变量的回归方程中，汇率变量虽然符号为负，但在统计上并不显著，说明汇率与出口贸易之间的弱相关性之谜在中国依然成立，汇率变动对中国出口贸易的影响并不显著。但进一步分析我们发现，这样一种汇率变动的弱出口效应主要与汇率变动对扩展边际和集约边际完全相反的影响有关。由于在扩展边际方程中汇率变量的符号显著为正，而集约边际方程中汇率变量的符号显著为负，说明随着人民币汇率的升值，“资产平衡表效应”下的出口种类有所增加，而价格效应下既有产品的出口数量却有所下降。因此，反映在出口总量上，便是双边出口贸易对汇率变动缺乏敏感性。这构成了中国出口行为对汇率变动不敏感的第一个层面的因素。

四、金融市场对汇率出口效应的放大作用

在上文的分析中，我们讨论了汇率变动对出口总量和出口边际的影响，接下来我们对金融市场在汇率出口效应中的作用和地位进行分析。我们认为，不仅汇率的变动会在产品种类和产品数量两个层面对一国出口行为产生截然相反的影响，一国金融市场的发育程度还有可能进一步对汇率变动的边际效应产生放大效应。就汇率变动对出口扩展边际的影响而言，在那些金融市场比较发达时，由于存在较少的金融市场不完全，企业用相同数量的抵押可以获得更多的外部贷款，相应地，企业也就更容易克服外部融资约束，从而获得进入国外市场所需的资金支持。因此，如果由于汇率升值使得企业资产增加的话，那么在金融市场比较发达时，企业利用这部分增加的资产价值进行抵押所获得的贷款数量也会相应提高。因此，在这样的一个过程中，金融发展水平的高低对汇率变动的“资产平衡表效应”将起到放大作用。而就汇率变动对出口集约边际的影响而言，金融市场的放大效应也同样显著。以货币贬值为例，货币贬值下的出口需求扩展必然要求国内生产规模的进一步增大，在企业内部融资存在约束的背景下，资本生产要素需求的增加必然借助于外部融资。此时一个相对发达的金融市场无疑为生产规模的充分调整提供了可能，这就使得汇率变动从需求向供给层面的传导机制更为顺畅。

而在外部金融市场不发达的情况下，伴随着生产调整的有限性，汇率变动对出口的影响也就相对较低，因此从这个角度上说，金融市场发展水平的提高会使得出口贸易对汇率变动的敏感性有所增强。

为了对以上的结论进行验证，我们在前文分析的基础上，通过引入金融发展变量和汇率变量交叉项的形式，分析金融发展水平在汇率影响出口贸易中的前提条件作用，回归方程的形式见（5）式。

$$y_{jt} = a + X\beta + \lambda * Exchange_{jt} + \lambda * Exchange_{jt} * FD_t + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

被解释变量和控制变量的选取与前文类似，对于金融发展变量，实际分析时我们考察三种金融发展指标，分别为银行资产收益率、股票市场资本化市值占国内生产总值的比重以及私人债券市场市值占国内生产总值的比重，数据来源于 Beck（2009）。具体的回归结果见表 2。

表 2 金融发展对汇率出口效应的影响

解释变量	扩展边际			集约边际		
常数项	-19.771*** (1.322)	-19.186*** (1.239)	-19.804*** (1.315)	-35.367*** (1.930)	-35.409*** (1.815)	-35.551*** (1.924)
进口国 GDP	0.152*** (0.020)	0.146*** (0.019)	0.152*** (0.020)	-0.107*** (0.027)	-0.105*** (0.027)	-0.106*** (0.027)
中国 GDP	0.611*** (0.030)	0.605*** (0.030)	0.609*** (0.030)	0.835*** (0.035)	0.831*** (0.033)	0.845*** (0.035)
双边距离	-0.094** (0.046)	-0.089** (0.043)	-0.094** (0.046)	-0.259*** (0.096)	-0.248*** (0.094)	-0.258*** (0.096)
多重阻力	0.380*** (0.086)	0.364*** (0.081)	0.380*** (0.086)	1.311*** (0.157)	1.322*** (0.155)	1.305*** (0.157)
实际有效汇率	-0.875*** (0.139)	-0.911*** (0.134)	-0.851*** (0.140)	0.475*** (0.153)	0.462*** (0.148)	0.456*** (0.153)
国土面积	-0.022 (0.018)	-0.020 (0.017)	-0.022 (0.018)	0.046 (0.034)	0.045 (0.034)	0.046 (0.034)
地理毗邻哑变量	0.101 (0.116)	0.092 (0.108)	0.101 (0.116)	0.510*** (0.193)	0.544*** (0.204)	0.512*** (0.193)
WTO 哑变量	0.018 (0.086)	0.022 (0.082)	0.017 (0.086)	-0.055 (0.106)	-0.072 (0.105)	-0.049 (0.106)
实际双边汇率	0.086*** (0.027)	-0.037** (0.018)	0.058*** (0.018)	-0.113*** (0.031)	0.020 (0.023)	-0.094*** (0.020)
双边汇率× 银行资产收益率	0.016*** (0.006)			-0.018*** (0.006)		
双边汇率× 股市资本化市值 \GDP		0.012*** (0.004)			-0.012** (0.005)	

双边汇率× 私人债券市场 值\GDP			0.022*** (0.009)			-0.032*** (0.009)
R ²	0.441	0.441	0.441	0.391	0.404	0.393
观测值	1355	1474	1355	1355	1474	1355

从表 2 可以看出，在引入金融发展变量的交叉项之后，各控制变量的符号和显著性水平变化不大，说明了我们控制变量选取的有效性。重点考察双边汇率变量和金融发展交叉项变量的符号和统计显著性，我们发现，与表 1 的结论相比，在引入金融部门之后，我们的分析结论更为丰富。具体来说，在以出口扩展边际为被解释变量的所有回归方程中，尽管双边汇率变量的符号具有不确定性，但金融发展交叉项的系数都显著为正，而在以集约边际为被解释变量的回归方程中，所有交叉项变量的符号都在统计上显著为负。这说明，汇率升值在促进了出口产品种类增加的同时，的确影响了现有产品的贸易竞争力，并且这样的一种效应在外部金融市场发达时表现的更为明显。也就是说，一个相对发达的金融体系有利于增加出口对变量变动的敏感性。这样的分析结论不但与我们前文的预期相一致，也进一步说明了金融市场在价格传递过程中的关键作用。也就是说，由于传统的“金融加速器效应”的存在，汇率变动对出口贸易的影响随着金融发展水平的提高被进一步放大了。而反向推理，具体到中国而言，由于中国的金融体系发展相对落后，汇率变动对中国出口的影响无论在扩展边际还是在集约边际上都呈现出了弱化的趋势，而这构成了中国出口行为对汇率变动不敏感的第二个层面的因素。

五、结论

本文主要就汇率变动、出口贸易和金融发展之间的关系进行讨论，所得出的主要结论和政策建议如下。

1、我国对外贸易扩张的过程中，产品种类的增加起到了重要作用。人民币升值对我国出口贸易的影响存在较为明显的结构性特征，其在抑制了既有出口产品数量增加的同时，却促进了出口产品种类的提高。这两种截然相反的力量也使得总量意义上人民币升值对出口的影响并不显著。

2、金融市场的发展进一步缓解了企业外部融资和生产调整的资金约束，使

得出口贸易对汇率变动的敏感性有所增加，呈现出显著的金融加速器效应，这一点无论对于人民币升值对出口产品种类增加的积极效应还是对出口产品数量增加的不利影响都是适用的。

3、政府当局应在经济结构调整和出口市场多元化的战略框架下，理性看待人民币升值对于我国出口贸易的影响，既要注重价格效应下汇率升值对我国既有产品的不利冲击，也要看到货币升值所带来的出口多元化的机会。同时，虽然金融市场的发展会进一步放大汇率变动对我国出口产品数量扩张的不利影响，但其所带来的融资便利仍是我国对外出口进一步扩张的主要动力。在未来的政策选择中，我国应进一步推动我国的金融市场改革，建立和完善相关政策法规，为出口企业特别是中小出口企业创造相应的信贷支持，切实发挥金融市场对我国出口贸易的积极效应。

参考文献

- Arora, A., Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G. Bilateral J-curve between India and Her Trading Partners[J]. Applied Economics, 2003, 35: 1037-1041.
- Bacchetta, P., and Van Wincoop, E. A theory of the currency denomination of international trade[R]. 2002, European Central bank Working Paper No.177.
- Bahmani-Oskooee. What Are the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance?[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1992, 15: 85-97.
- Beck, T., A. Demircuc-Kunt, and R. E. Levine A New Database on Financial Development and Structure[J]. World Bank Economic Review, 2009, 14: 597-605.
- Betts, C. and M. B., Devereux. The Exchange Rate in a Model of Pricing-to Market[J]. European Economic Review, 1996, 40: 1007-1021.
- Betts, C. and M. B., Devereux. The Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to Market[J]. Journal of International Economics, 2000, 50: 215-244.
- Chaney T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. American Economic Review, 2008, 98:1707-21.
- Chaney T. Liquidity constrained exporters. University of Chicago, Mimeo, 2005.
- Devereux, M. B., Engel, C. and Storgaard, P. E. Endogenous Exchange Rate Pass-through When Nominal Prices are Set in Advance[R]. NBER, 2003, Working Paper No. 9543.
- Dornbusch, R. Exchange Rates and Prices[J]. American Economic Review, 1987, 77: 93-106.
- Feestra, R., Gagnon, Joseph E. and Michael M. Knetter. Market share and exchange rate pass-through in world automobile trade[J]. Journal of International Economics, 1996, 40 (1): 187-207.
- Gupta-Kapoor, A. and U. Ramakrishnan. Is There A J-Curve? A New Estimation for Japan[J]. International Economic Journal, 1999, 13:71-79.
- Hummels D, and Peter J. K. The Variety and Quality of a Nation's Exports[J]. American Economic Review, 2005, 95: 704-723.
- Krugman, P. Pricing to Market When the Exchange Rate Change[R]. NBER Working Paper, 1986, No.1926.
- Lal, A. K. And T.C. Lowinger. J-Curve: Evidence from East Asia, Manuscript Presented at the 40th Annual Meeting of the Western Regional Science Association, 2001, February in Palm Springs, CA.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff. Exchange rate dynamics redux[J]. The Journal of Political Economy, 1995, 103(3): 624-660.
- Wilson, P. Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies: Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia and Korea[J]. Open Economies Review, 2001, 12: 389-413.

中国地方政府年终结余：政府预防性储蓄动机？

一、引言

年终财政拨款结余资金是一个常用的财政术语。¹为行政事业单位本年度的财政直接(授权)支付预算指标数与实际支出数之间存在的差额,可以简单的理解为财政收入与财政支出相抵后收大于支的结果。财政结余是反映一个地区财政状况的一个重要指标。随着部门预算改革的稳步推行和国库集中支付范围的不断扩大,财政结余资金规模较大的问题日益显现出来并引起广泛关注。现有对结余资金形成原因及规模扩大的分析一般都只停留在事实性描述层面,即将这些原因归结为政府部门管理、制度及政策性因素及预算调整等方面的因素,鲜有研究从经济因素的角度分析年终结余的影响因素。利用 1994-2010 年 31 个省、直辖市、自治区的面板数据,本报告首先从地方政府结余资金的现状、地区分布、时间趋势等方面做描述性分析,其次就地方政府结余资金同各经济指标之间做相关性分析及计量实证分析。研究主要发现:(1) 94 年分税制改革后大部分省市地方政府进行了适度规模的结余,地方政府既不像舆论所经常批评地那样一味寅吃卯粮、透支度日;(2) 地方政府储蓄率(年终结余/本年收入合计决算数)长期来看均值在 23%左右,这一水平接近于发达国家的水平。地方政府确实存在一定程度上的储蓄行为,且总体规模较为适中;(3) 地方政府年终结余呈现周期性波动,与经济周期有紧密关联;同样,地方政府结余资金受财政收入波动性影响。财政收入波动越大的省区储蓄规模越大,类似地,地方经济波动越大(经济越不稳定),地方年终结余越多;(4) 自然灾害损失与年终结余呈正相关关系;(5) 中央转移支付与地方政府年终结余成正向关系,表明中央转移支付获得越多的地方,其年终结余资金越多。这些结果都一致表明,地方政府出于当前(经济波动)风险或对未来不确定性的考虑,可能存有预防性储蓄的心理。即地方政府可能出于对当前风险和不确定性的考虑,有动机将中央政府的转移支付更多的储蓄起来。本报告的结果从地方政府年终结余的视角为中国地方政府预防性储蓄动机提供了一个独

¹报告将“结余资金”同“储蓄”等同使用。

到的视角。

本报告剩余内容安排如下：第二部分描述分析地方政府财政年终结余的定义及现状、地区分布特征及时间趋势；第三部分是本文的重点部分，首先探讨了地方政府年终结余资金形成的制度及管理等因素，其次从相关分析及实证分析两个角度着重分析了地方政府结余资金形成的经济因素。最后一部分为结论。

二、地方政府储蓄(率)定义及特征

2.1 政府储蓄定义

目前国内还没有针对地方政府储蓄行为的研究，因而学界尚未就“地方政府储蓄”给出一个明确的定义。但就“政府储蓄”这一概念，刘家新（2002）笼统的将其定义为一定时期政府的财政收入超出政府消费性财政支出后的部分。美国财政学家马斯格雷夫在其所著《美国财政理论与实践》一书中给出了两种不同口径的政府储蓄定义，即：（1）政府储蓄为税收收入超过财政支出的部分（口径 1）；（2）政府储蓄为税收收入超过政府用于当前消费的支出的部分（口径 2）（Musgrave and Musgrave, 1989）。

值得注意的是，本文所要研究的“地方政府储蓄”不同于上述的流量概念，而是历年累计变动的当年地方政府储蓄存量。由于储蓄具有累积性，单单根据某一年份的财政一般预算收支决算总表中通过计算收支差额也无法得出某一省份的储蓄数额。因此，本文直接采用各省市当年财政一般预算收支决算总表中的“年终结余”数额作为地方政府储蓄数额，用“年终结余”与“本年收入合计决算数”之比作为地方政府储蓄率。年终结余及收入合计决算数来自《中国财政年鉴》。

本文所用数据全部来源于 1995 - 2011 年《中国财政年鉴》中的财经统计资料，特别是各省市当年财政一般预算收支决算总表。在 1994 年分税制改革前后，地方财政储蓄随地方财政收入有很大的波动，因而本文选取了 94 年之后的数据，即 1994 - 2010 共 17 年 31 个省、直辖市、自治区的年终结余数据。²其中，西藏自治区由于情况特殊，仅将数据列出，不纳入分析范围。

2.2 总体特征

地方政府出于对风险和不确定性的考虑，有动机将一部分财政收入储蓄起来，由于绝对储蓄规模受不同省份财政收入规模限制，因而只能综合比较不同省份的

²重庆市由于 1997 年才进入直辖市，1994-1996 年数据缺失。

储蓄相对规模。从整体来看，94 年分税制改革后大部分省市地方政府进行了适度规模的储蓄，地方政府既不像舆论所经常批评地那样一味寅吃卯粮、透支度日，也不像部分学者所认为的那样高储蓄到阻碍经济运行的地步。1994-2010 年全国各省区(除西藏外)平均储蓄率如下表：

表 1 1998-2011 年全国各省区(除西藏外)政府平均储蓄率

北京	天津	河北	山西	内蒙古
10.11%	14.82%	19.84%	30.82%	27.98%
辽宁	吉林	黑龙江	上海	江苏
22.32%	37.17%	37.23%	6.86%	15.05%
浙江	安徽	福建	江西	山东
31.75%	18.54%	26.22%	61.11%	17.64%
河南	湖北	湖南	广东	广西
13.48%	33.10%	32.23%	27.88%	32.47%
海南	重庆	四川	贵州	云南
27.16%	42.74%	27.23%	24.41%	15.79%
陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆
26.26%	24.76%	83.74%	91.01%	14.34%

从表 1 中不难看出，除少数贫困省区(如青海 83.73%，宁夏 91.01%)之外，大部分省区平均储蓄率在 10%-40%之间，地方政府储蓄规模地区差异较大。另一方面，全国地方政府(除西藏外)储蓄率 1994-2010 年均值如下：

表 2 地方政府平均储蓄率(1994-2010)

1994	1995	1996	1997	1998	1999
23.57%	29.21%	20.30%	21.83%	21.67%	22.16%
2000	2001	2002	2003	2004	2005
22.91%	23.02%	22.09%	21.34%	26.87%	24.20%
2006	2007	2008	2009	2010	多年平均
24.06%	13.70%	25.13%	27.15%	23.62%	23.11%

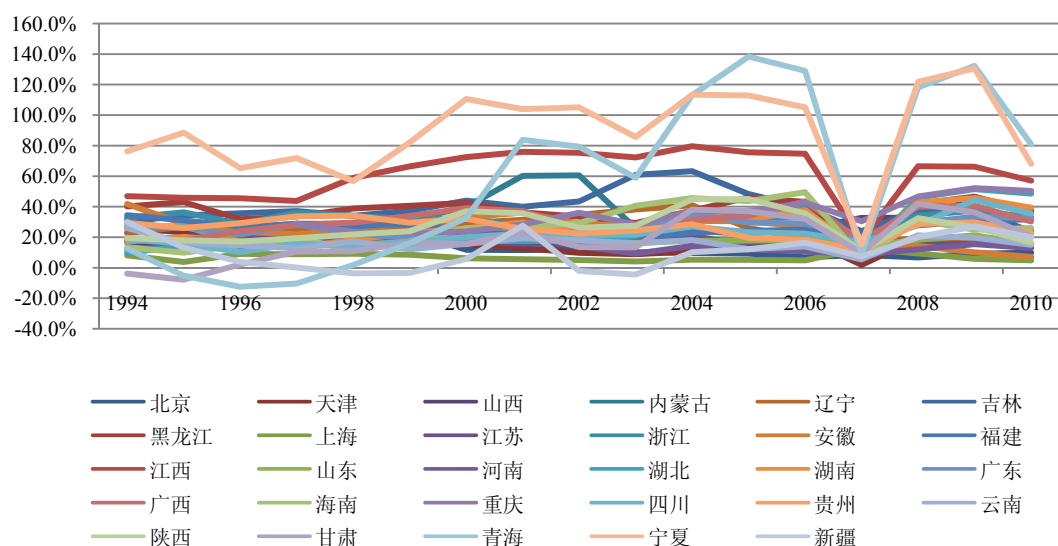
此外，表 2 将各省每年的储蓄率进行平均，所得的结果更加集中。地方政府储蓄率长期来看均值在 23%左右，这一水平接近于发达国家的水平。地方政府确实存在一定程度上的储蓄行为，且总体规模较为适中。

2.3 时间特征

以时间为轴，各省区地方政府储蓄的变动趋势明显受到经济周期的影响。虽然各省的储蓄率水平千差万别，但其变动方向大体相似，这是由于政府储蓄水平受到政府财政收入水平的制约，而政府财政收入又随着经济周期大环境的变化而变化。此处暂不讨论经济景气程度对政府储蓄的具体影响方向。地方政府储蓄与经济周期相关联的特征表明地方政府的储蓄决策在某种程度上反映了地方财政的自动稳定器作用。下图为各省区 1994-2010 年地方政府储蓄率折线图³。如图所示，在同一时段内各省区储蓄率变化趋势较为相近，特别是 2007 年几乎所有的省份储蓄率都大幅下降，08-09 年又大幅回升，明显地表现出 08 年经济危机后对经济环境预期的变化。

根据图 1，1994-2010 年我国地方政府储蓄的规模变化经历了四个阶段：第一阶段，(1994-1998) 各省区储蓄规模变化不大，整体波动较小，地方政府储蓄维持在比较平稳的水平；第二阶段(1999-2003) 大部分省区地方政府储蓄规模出现了一个先升后降的波动，但变化幅度不大；第三阶段(2004-2007) 各省区的储蓄规模几乎都出现了一个明显的波动周期，特别是在 2007 年，各省区储蓄规模急剧减小，大部分省区都降到了研究数据中的最低水平；第四阶段(2008-2010) 地方政府储蓄规模大幅回升但随即又呈现出下降趋势。总之，从总体视角来看地方政府储蓄规模在时间上呈现周期性波动，与经济周期有紧密关联。

图 1 全国各省区 1998-2010 年地方政府储蓄率折线图



³此图仅示意地方政府储蓄变动趋势，不包括西藏、河北。因为河北省 1995 年储蓄率高达 187.24% 为异常值，影响纵轴刻度。

三、地方政府储蓄/结余成因探讨

3.1 地方政府结余资金成因 ——制度、管理等因素

由于预算工作目标已完成，或由于受政策变化、计划调整等因素影响工作终止，或项目无法按预算执行，剩余的财政拨款资金便成为财政拨款结余资金。关于形成地方政府结余资金的原因一般都是基于制度及管理角度的描述分析。年终结余资金部分是由于政府加强管理形成的结余，如预算部门通过建立健全各项规章制度，堵塞财务漏洞，严格界定各项业务的开支范围，规范支出内容，加强财政资金的管理形成了结余；部分原因是由于财政部门下达预算、拨款不及时形成的结余。财政下达预算到预算拨款时间及执行之间的GAP使得项目无法完成，形成结余；且有一部分原因是由于一些项目受项目实施进度、不可预测因素的影响，本年已执行但尚未完成，不得不形成单位年末结余资金。结余资金形成还有一些其他因素，如部门预算编制或会计核算制度等。这些制度及管理因素不是本问关注的方向，故不详述。

3.2 地方政府结余资金成因 ——经济及其它因素

正如上面所述，现有对结余资金形成原因及规模扩大的分析一般都只停留在描述分析层面，即将这些原因归结为政府部门管理、制度及政策性因素及预算调整等方面的因素，而鲜有分析从经济因素的角度分析年终结余的形成原因。接下来，我们试图从经济学的角度分析地方政府结余资金形成的潜在原因。

3.2.1 与经济资源基础的关系⁴

从各省区地方政府储蓄波动范围来看，经济资源基础越好的省份储蓄波动范围越小。储蓄率波动范围最小(方差最小)的省区是上海市和江苏省，青海、甘肃、宁夏等经济基础较差的省区则储蓄率波动范围很大。当然，经济基础不能完全解释储蓄波动范围的差异，各省区财政决算收入多年平均值与储蓄率多年方差两组数据的相关系数仅为-0.28。

⁴本节与年终结余相关变量（3.2.1 - 3.2.7）的定义详见 3.2.8 部分。

图 2 储蓄与经济资源基础的关系

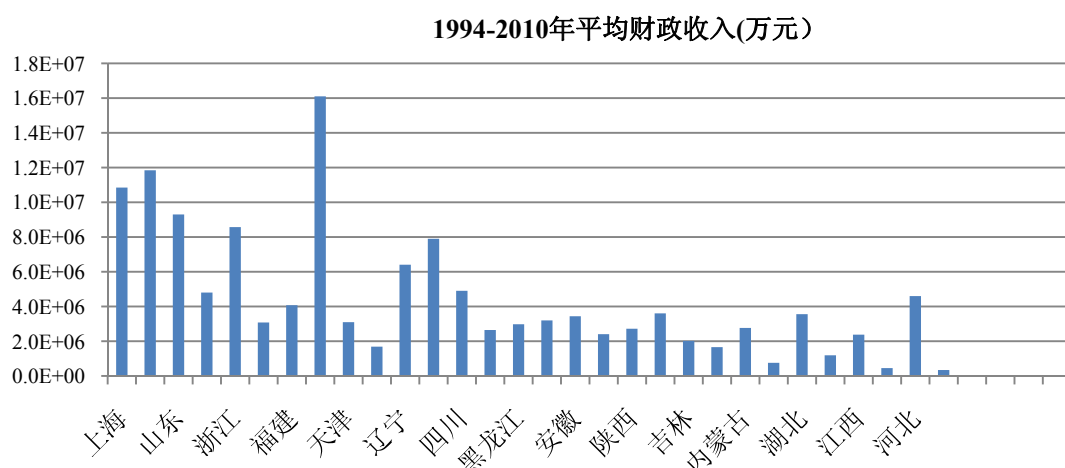


图 2 为各省区 1994-2010 年平均财政收入，从左至右按照各省区 1994 年-2010 年储蓄率方差从小到大排序。基本上可以看出，左边的省大部分经济资源基础较好，而较为贫困的省份大部分集中在图的右半边。比较不符合这一趋势的是广东省，广东省由于对外贸易占 GDP 中的很大一部分，受国外经济形势影响很大，财政收支波动明显，因而储蓄率波动范围也较大。此外，河北省由于 1995 年储蓄率高达 187.24% 成为了波动范围第二大的省份，但河北省其他年份储蓄率都稳定在 7.45% - 20.6% 之间，所以也不列入此处讨论范围。

3.2.2 与财政收入波动(决算收入的方差)的关系

横向比较各省区地方政府储蓄相对规模，不难发现地方政府储蓄规模与当地财政收入是否稳定有很大的相关性。财政收入稳定特别是稳定在较高水平的省区大多储蓄规模较小，而财政收入变化较大的省区(这些省区也相对贫困)往往储蓄规模较大。根据 1994-2010 年各省区财政收入决算数据，方差最大的六个省为：西藏自治区(不讨论)、青海省、宁夏回族自治区、海南省、甘肃省和新疆维吾尔自治区。值得一提的是，这六个省同时也是 1994-2010 年地方财政收入总额从低到高的前六名。地方政府财政收入方差最小的五个省为广东省、江苏省、上海市、浙江省和山东省。这五个省也是财政收入总额最高的省份。图 3 左下图展示了财政收入方差最大五省 1994-2010 年的储蓄率，右下图则是方差最小五省储蓄率。

图 3 财政收入方差最大(左图)及最小(右图)的五省 1994-2010 年的储蓄率

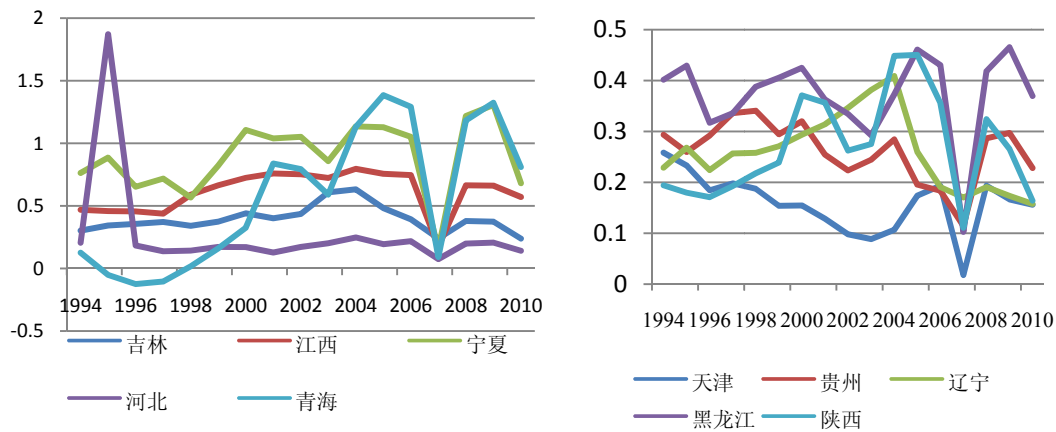
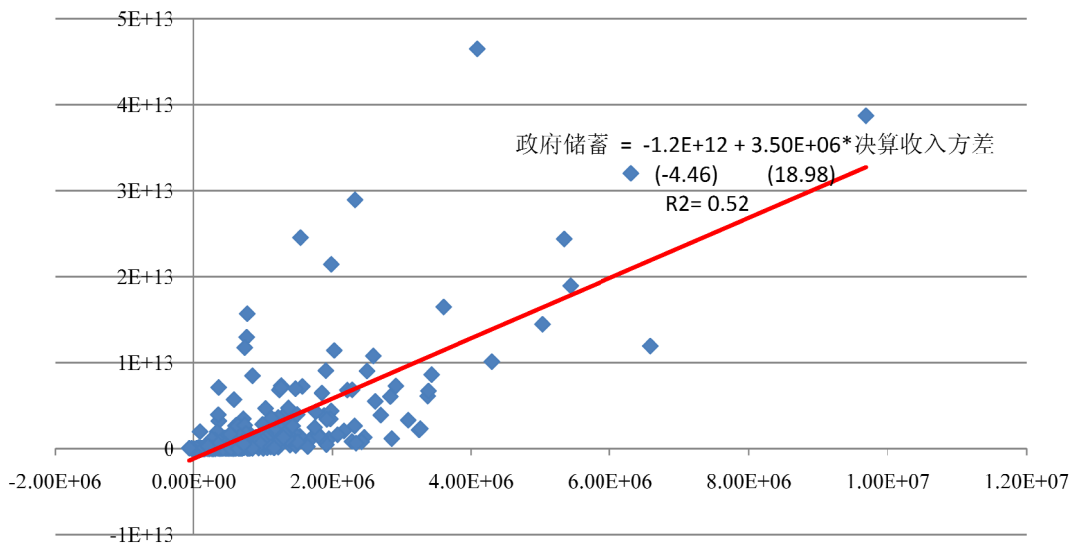


图 4 储蓄规模与财政收入波动的关系

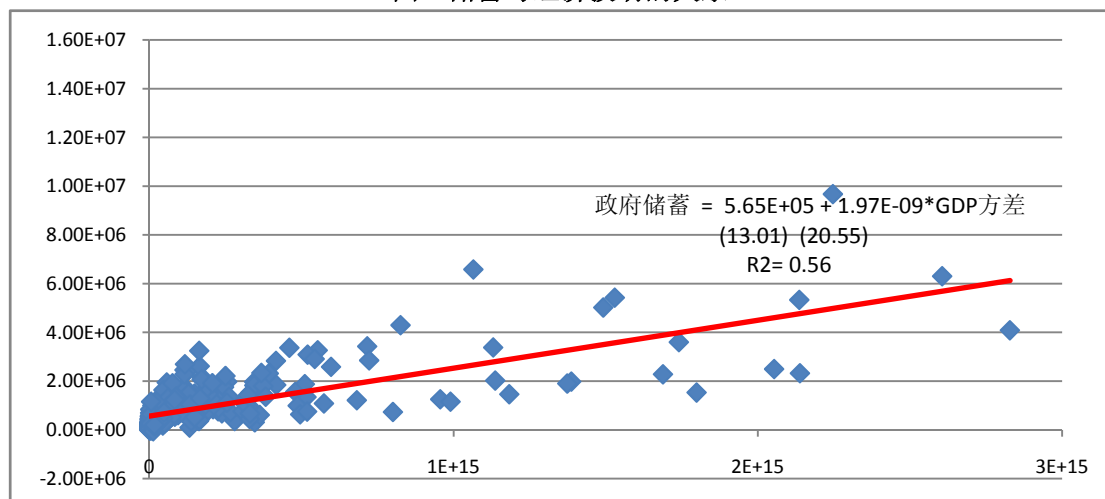


注：括号内为 t 值。

3. 2.3 与经济波动(GDP 方差)的关系

图 5 给出了年终结余与经济波动的散点图及 OLS 回归分析结果。结果表明，各省区地方政府年终结余呈现周期性波动，与经济周期有紧密关联。地方经济波动越大(经济越不稳定)，地方年终结余越多，反映了政府为了规避(经济波动)风险而进行预防性储蓄的心理。

图 5 储蓄与经济波动的关系

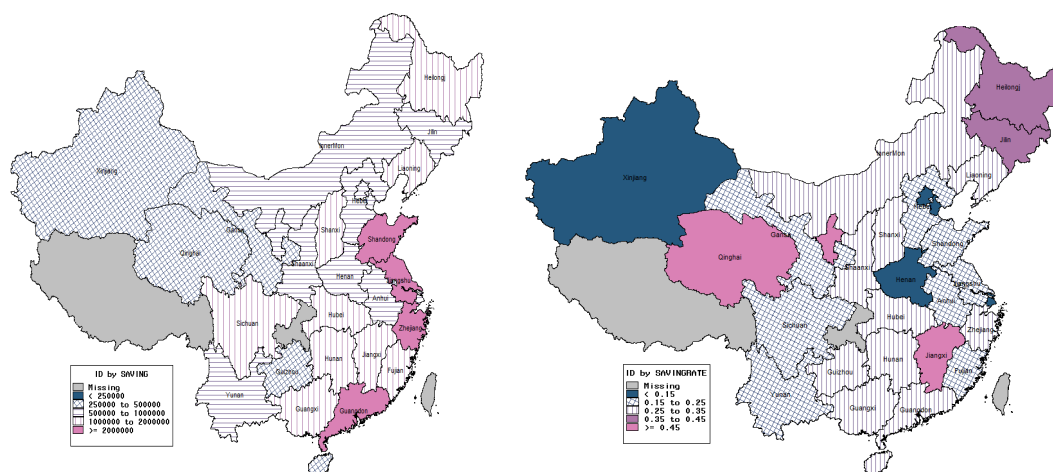


注：括号内为 t 值。

3. 2.4 与地理位置的关系

考察不同省区地方政府储蓄率的变动趋势，很难从整体维度上寻找出一定的规律，但就个体而言，地理位置邻近的省区往往在长期中储蓄及储蓄率变动趋势相近。这一结论并不适用于所有的地区，但在大部分经济结构、地域文化相似的临近省区表现得非常明显(图 6)。例如广东和广西、湖南和湖北、云南和贵州、四川和重庆以及陕西和甘肃。

图 6 储蓄(率)的分布特征

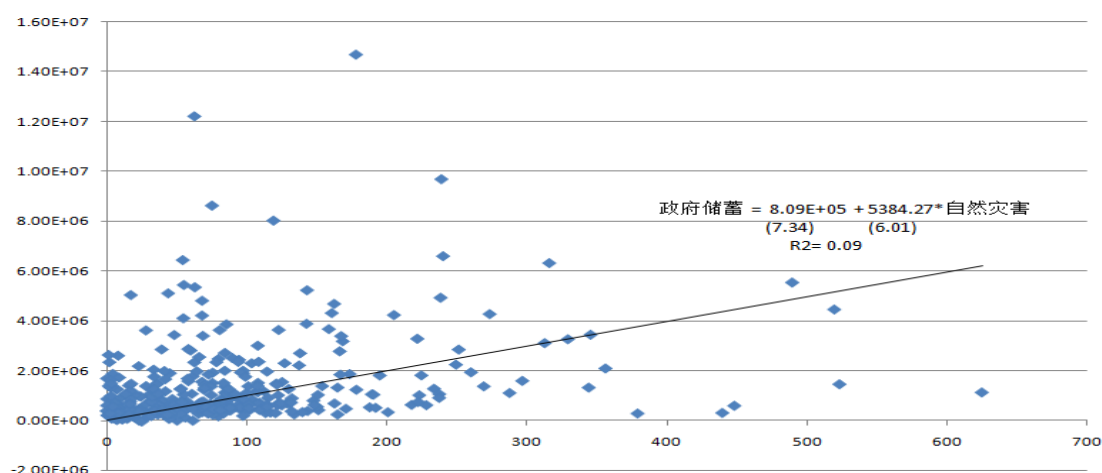


如图 6，这些相邻的省区不仅储蓄率长期变化趋势较其他地区更加相似，而且储蓄水平也相差无几。但需要指出的是，这种地理位置临近和储蓄率变化趋势相似之间未必有直接的联系。一方面，面对自然灾害等可能导致储蓄率急剧变化的事件，相近省区可能受到的影响相似，所以储蓄率变化趋势相似。另一方面，这些地理位置邻近的省份可能经济结构、地域文化也相似从而储蓄偏好相似。不然，则无法说明为何两湖川渝云贵均相互接壤而储蓄率走势仍存在组间差别。

3. 2.5 与自然灾害的关系

图 7 显示了储蓄同自然灾害损失的正相关关系。这种正相关关系可能是两股力量博弈造成的。一方面，地方政府在自然灾害面前，可能会投入大量的财力用于处理灾害的处理和灾后重建工作进而导致年终结余的下降。另外一方面，出于对当前风险及未来不确定性的考虑，政府有动机将一部分(中央给予地方的)财政收入储蓄起来进而导致年终结余的增加。简单的正相关关系表明后者占据主导地位。

图 7 储蓄同自然灾害的关系(四川 08 年汶川数据删除)

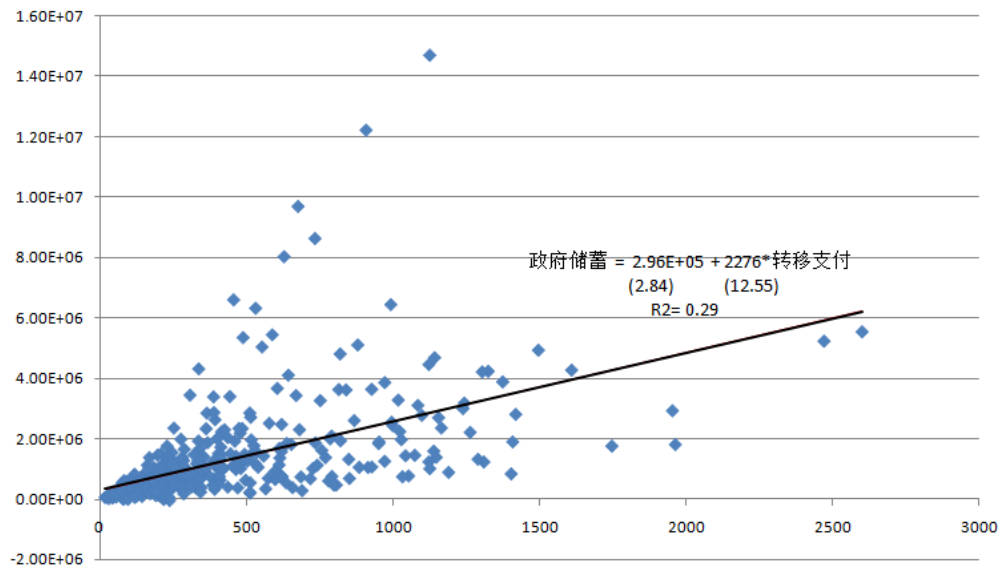


注：括号内为 t 值。

3. 2.6 与中央转移支付的关系

图 8 反映了中央转移支付与地方政府年终结余的散点图及简单回归分析，结果显示中央转移支付与地方政府年终结余成正比，这个结果表明中央补助地方的收入越多，地方政府年终结余资金越多。造成这个结果的原因可能是多方面的。首先，中央出于对地方社会保障、环保、抗灾救灾、扶贫帮困等方面的考虑增加了对地方的资金(财政)投入，在(财政)支出变化相对不大的情况下势必增加地方政府年底的结余资金。其次，地方政府可能出于对当前风险和不确定性的考虑，有动机将中央政府的转移支付更多的储蓄起来；此外，地方政府在面对中央转移支付的资金时，可能加强了对其的财务管理造成了结余，抑或是管理效率的低下，资金无法到位造成的结余。

图 8 储蓄与中央转移支付的关系



注：括号内为 t 值。

3.2.7 与政府支出(基建、卫生、教育)的关系

表 3 给出了年终结余同地方政府基础设施建设支出、卫生支出及教育支出的相关系数表。可以看出，他们之间呈现正相关关系且统计显著。相关系数的分析可能表明，一方面，政府动用其它的资金用于基建、卫生和教育，而不动用财政拨款。另外一方面政府在基建、卫生、教育三方面的支出为刚性支出，在预算一定或预算受限的情况下，政府可能会裁减其它方面的支出而不会降低这三类支出。

表 3 储蓄与政府支出(基建、卫生、教育)的相关系数表

	储蓄	基建支出	教育支出
基建支出	0.7566 [0.0000]		
教育支出	0.8117 [0.0000]	0.9447 [0.0000]	
卫生支出	0.7527 [0.0000]	0.9019 [0.0000]	0.9543 [0.0000]

注：方括号内为 p 值。

3.2.8 实证模型分析

基于上述的散点图及简单相关分析，我们进一步总体分析年终结余的影响因素，设定面板模型如下，

$$SAVING_{it} = \beta_0 + \beta_1 INCOME_{it} + \beta_2 INCOMEVAR_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 GDPVAR_{it} + \beta_5 TRANSFER_{it} + \beta_6 LOSS_{it} + \beta_7 INFRA_{it} + \beta_8 HEALTH_{it} + \beta_9 EDU_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 30; t = 1994, \dots, 2010(1)$$

其中 $SAVING_{it}$ 为 i 省份 t 期的政府年终结余。INCOME 为财政收入，INCOMEVAR 代表财政收入的波动性，定义为每 3 年财政收入为一组的方差。GDP 为省级层面的国内生产总值，GDPVAR 为定义为每 3 年 GDP 为一组的方差。TRANSFER 为中央给予地方的补助性收入。LOSS 为自然灾害损失绝对值，INFRA、HEALTH 和 EDU 分别代表政府的基建支出、卫生支出及教育支出。本文所用数据全部来源于 1995 - 2011 年《中国财政年鉴》中的财经统计资料。本文中使用的变量的描述性统计见表 4。

表 4 年终结余回归方程相关变量描述性统计结果

	均值	标准差	最小值	最大值
<i>被解释变量:</i>				
SAVING(万元)	9.47E+05	1.17E+12	9.68E+06	3.13E+08
<i>解释变量:</i>				
INCOME (万元)	4.30E+06	2.42E+13	3.31E+07	1.42E+09
INCOMEVAR1	2.13E+12	2.75E+25	4.65E+13	7.02E+14
GDP (万元)	5.62E+07	3.14E+15	3.68E+08	1.86E+10
GDPVAR1	1.92E+14	1.71E+29	2.83E+15	6.34E+16
TRANSFER (亿元)	3.22E+02	5.92E+04	1.95E+03	1.07E+05
LOSS (亿元)	9.91E+01	1.90E+05	7.87E+03	3.28E+04
INFRA (万元)	8.96E+05	9.58E+11	6.29E+06	2.96E+08
EDU (万元)	1.15E+06	1.13E+12	7.03E+06	3.82E+08
HEALTH (万元)	3.37E+05	1.03E+11	2.01E+06	1.12E+08

表 5 给出了面板数据框架下可行性广义最小二乘法(Feasible Generalized Least Squares, FGLS)模型的计量分析结果。FGLS 能够修正省际间的异方差检验和省际内(间)的自相关问题(Parks, 1967; Kmenta, 1986; 虞义华和郑新业, 2010)。可以明显的看出, 在控制其他变量的情况下, 财政收入波动越大的省区储蓄规模越大, 类似地, 地方经济波动越大(经济越不稳定), 地方年终结余越多, 此外, 自然灾害损失与年终结余呈正相关关系。这些结果都一致表明, 地方政府出于当前(经济波动)风险或对未来不确定性的考虑, 可能存有预防性储蓄的心理。中央转移支付与地方政府年终结余成正向关系, 表明中央转移支付获得越多的地方, 其年终结余资金越多。造成这个结果的原因可能是多方面的。中央可能出于对地方社会保障、环保、抗灾救灾、扶贫帮困等方面的考虑增加了对地方的资金(财政)投入, 在(财政)支出变化相对不大的情况下势必增加地方政府年底的结余资金。同样地, 地方政府可能出于对当前风险和不确定性的考虑, 有动机将中央政府的转移支付更多的储蓄起来。

表 5 政府年终结余资金 FGLS 分析结果

INCOME (收入)	0.0521 ^{***} (0.0072)
INCOMEVAR (收入波动)	4.50E-08 ^{***} (5.86E-09)
GDP (GDP)	0.0022 (0.0014)
GDPVAR (经济波动)	2.78E-10 ^{***} (8.37E-11)
TRANSFER (转移支付)	529.0 ^{***} (122.7)
LOSS (自然灾害损失)	47.02 ^{**} (22.08)
INFRA (基建支出)	-0.416 ^{***} (0.0220)
HEALTH (卫生支出)	0.301 [*] (0.179)
EDU (教育支出)	0.456 ^{***} (0.103)
常数项	52007 (33212)
LR 异相关检验统计量 = 345.03 [42.557]	
Wooldridge 自相关检验统计量= 34.045 [4.183]	
观测项	330
省份	30
年份	11

注：(1)由于经济波动和财政收入波动根据三年一组的数据计算而成，使得每个省有两年无数据，最后构成 330 个观测值；(2)*** (**、*)表示在 1% (5%、10%) 水平上显著；(3) 括号内为标准差；(4) 方括号内值为对应的临界值。

五、结论

利用 1994-2010 年 31 个省、直辖市、自治区的面板数据，本报告首先从地方政府结余资金的现状、地区分布、时间趋势等方面做描述性分析，其次就地方政府结余资金同各经济指标之间做相关性及计量实证分析。我们主要发现，地方政府年终结余呈现周期性波动，与经济周期有紧密关联；地方经济波动越大（经济越不稳定），地方年终结余越多。类似地，地方政府结余资金受财政收入波动性影响。财政收入波动越大的省区储蓄规模越大；此外，自然灾害损失和中央转移支付与年终结余呈正相关关系。

这些结果都表明，地方政府出于当前（经济波动）风险或对未来不确定性的考虑，可能存有预防性储蓄的心理。例如，中央可能出于对地方社会保障、环保、抗灾救灾、扶贫帮困等方面的考虑增加了对地方的资金（财政）投入，在（财政）支出变化相对不大的情况下势必增加地方政府年底的结余资金。同样地，地方政府可能出于对当前风险和不确定性的考虑，有动机将中央政府的转移支付更多的储蓄起来。

本报告的结果从地方政府年终结余的视角为中国地方政府预防性储蓄动机提供了一个独到的视角。居民预防性储蓄易于理解，相比之下，政府预防性储蓄不为人所熟知。事实上，在市场不完善，经济或财政收入等众多不确定性因素下，政府也同样存在预防性储蓄动机。本报告可以作为未来进一步研究地方政府预防性储蓄（动机）的基础工作。

参考文献

- Jan Kmenta (1986), *Elements of Econometrics*, New York: Macmillan.
- Musgrave, Richard and Peggy Musgrave (1989), *Public Finance in Theory and Practice*, 5th ed., New York: McGraw-Hill.
- Parks, R. (1967). Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated. *Journal of the American Statistical Association* **62**: 500-509.
- 刘家新: 政府储蓄论[D]. 西南财经大学. 2002年。
- 虞义华和郑新业: 《经济发展水平、产业结构与碳排放强度-中国省级面板数据分析》, 《经济理论与经济管理》[J], 2011年第3期。

基于贸易条件视角的中国收入增长效率研究：兼论中国全要素生产率的变化趋势

摘要：本文通过经济指数理论方法研究了 20 世纪 90 年代以来中国国民收入增长的情况。研究发现 2001 年之后由于贸易条件的持续恶化导致每年国民收入增长率低于实际 GDP 增长率约 1 个百分点，中国经济在一定程度上存在“增长不增收”现象。就实际国民收入的源泉而言，资本积累和技术进步是推动国民收入增长的最主要动力，其贡献各占收入增长约 50% 的份额。2006 年之后的经济周期中，除 2009 年之外，技术进步对国民收入增长的贡献呈现下降趋势，中国国民收入和经济增长不得不主要依赖资本增长。

一、前言

20 世纪 80 年代以来，随着越来越多的发展中国家从“进口替代”战略转向“出口拉动”战略，各国经济普遍出现了较快增长。以“金砖五国”为例，1981 年-1999 年期间，巴西、俄罗斯、印度、中国和南非的平均实际 GDP 增长率分别达到 5.15%、-4.91%、6.24%、10.10% 和 2.30%；^①进入新世纪以来，随着经济全球化进程加速，发展中国家经济增长普遍提速，2008 年美国次贷危机之后，发展中国家经济更是率先复苏，成为当前世界经济的一大亮点。2000 年-2010 年，上述金砖五国实际 GDP 平均增长率分别为 4.78%、5.35%、7.36%、10.30% 和 3.57%。单从经济增长的角度看，发展中国家毫无疑问是经济全球化的大赢家。然而在实现高速增长的同时，这些国家的国民收入和居民生活水平是否也都实现了同等的增长呢？这一更深层次的问题不仅涉及到发展中国家收入提高效率，同时还涉及到收入增长是否可持续的问题。^②

产出增长是收入增长的主要源泉，但是产出增长绝不等同于收入增长。发展经济学家早就意识到在发展中国家可能出现所谓的“贫困化增长”现象（高产出

^①俄罗斯建国初期遭受了严重的经济衰退导致实际 GDP 年均增长率较低，该数据为 1990 年-1999 年数据。

^②本文以贸易条件、实际汇率和技术对收入的影响为研究对象，处于简化目的，我们借鉴生产理论相关文献，忽略了国外净资产收益等内容。在本文中，我们将名义国民收入(GDI)等同于名义 GDP；将名义 GDI 经国内支出价格指数平减后的结果定义为实际国民收入。详见正文。

增长和低收入增长)。而瑞士的发展提供了一个与“贫困化增长”相反的案例。根据Kohli (2004), 自1980年-1996年瑞士实际GDP平均增长率仅为1.3%, 在26个OECD国家的样本中排名倒数第一; 而在Dewald (2002)所整理的更早期的数据(1880年-1995年), 瑞士人均产出增长率在12个样本国家中排名倒数第二。一个19世纪的穷国, 经历了一个多世纪的产出低增长, 是如何成为当今世界上的高收入国家的呢? Kohli (2004)认为贸易条件的不断改善为解释产出增长和收入增长之间的悖论提供了一个可能的途径。

随着中国经济日益对外开放, 国际贸易已经成为中国经济增长的重要拉动力量; 在关注国际贸易总量增长的同时, 贸易条件的变动在很大程度上被许多经济学家和政策制定者所忽略。贸易条件的改变之所以被经济学家和政策制定者所忽略, 很大程度上是由于贸易条件改善本身并不能直接带来就业增长, 也无法象GDP等指标一样反映宏观经济状况的改善。然而Diewert和Morrison (1986)发现贸易条件改善的效应与技术进步的效果非常类似, 对于给定的国内投入, 贸易条件改善意味着本国可以在不减少进口的前提下增加国内产出; 反之贸易条件恶化则会导致国内产出下降。

长期以来, 实际国内生产总值(Real GDP)一直是各国衡量经济发展和收入增长的主要指标之一, 然而经济指数理论(Economic Index Theory)的研究结果发现, 当一国的贸易条件发生剧烈变动时, 实际国内生产总值往往不能准确反映实际国内国内收入以及居民福利的改变。当贸易条件改善时, 实际GDP增长率往往低估了国内实际收入增长; 而当贸易条件恶化时, 实际GDP增长率往往高估国内实际收入增长, 例如Kohli (2004)。近年来, 尽管中国实际GDP增长率在金砖五国中处于领先地位, 但也是五国中贸易条件恶化最为严重的国家。然而(图2)显示, 2000年以来中国和巴西贸易条件恶化; 印度、南非和俄罗斯贸易条件则大幅改善; 以2000年贸易条件为100, 中国贸易条件恶化最为严重, 仅为75.7, 巴西约为86.7; 而印度、南非和俄罗斯分别达到127.2、140.7和202.1。

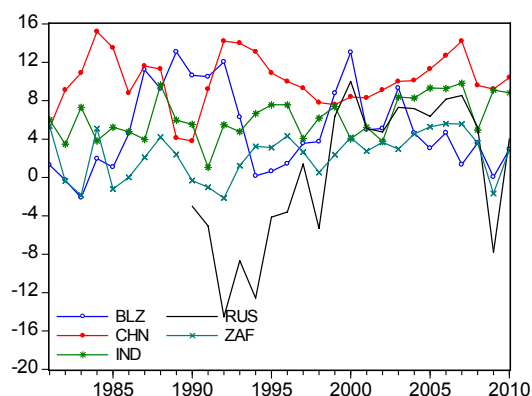
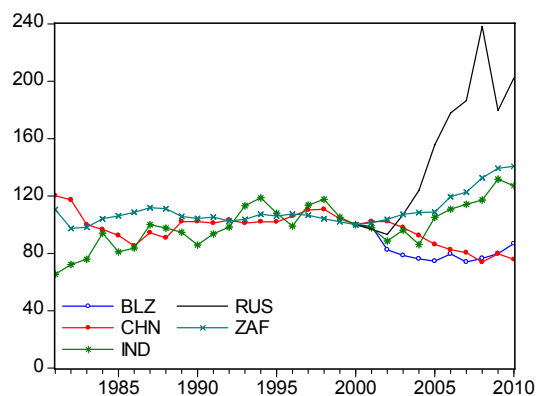
图1 金砖五国实际GDP增长率(%)^①

图2 金砖五国贸易条件(2000=100)



贸易条件改变对各国收入增长造成了多大影响？该问题不仅反映了各国间收入增长模式和效率的差异，也反映出各国经济增长的可持续性，对检讨和反思中国经济发展模式具有重要的意义。在下文中，我们将采用生产理论和经济指数方法，重新核算各要素对中国经济增长和收入增长的贡献，并进行针对发展中国家的国际比较。

下文共分为三个部分。第二小节进行相关的文献研究，重点介绍开放条件下国民收入核算的方法，重点说明当贸易条件改变时，实际 GDP 为什么会扭曲收入核算。第三小节根据开放条件下收入核算方法计算近年来中国实际收入的变化，并与实际 GDP 进行对比，从而定量估计出贸易条件改变对中国国民收入的影响。作为该方法的一个副产品，还可以得到全要素生产率的估计结果。第四小节进行相关国际比较，重点分析各国国民收入增长源泉的差异，这些差异可能在一定程度上反映出了各国经济增长模式上的差异。最后一小节是结论。

二、贸易条件改变的收入效应——开放条件下收入核算模型文献

20 世纪 70-80 年代两次石油危机期间，随着全球石油价格上涨，经济学家关注到众多石油进口国经济增长指标，特别是 GDP(或 GNP)的异常表现，并开始研究贸易条件变化对国民收入核算的影响，如 Hamada 和 Iwata(1984)。经济学家发现，当贸易条件发生剧烈变化时，实际 GDP 无法如实反映一国收入的变化，并开始研究改进的方法。贸易条件变化是如何扭曲国民收入核算的呢？在国民经济统计中，国民收入等同于国民生产总值概念。在本文中我们主要关心贸易条件等因素变换对消费者福利(或者收入购买力的影响)，所以忽略了国外要素净收益的

^①数据来源：根据 WDI 本币不变价格 GDP 序列结算；BLZ、CHN、IND、RUS 和 ZAF 分别表示巴西、中国、印度、俄罗斯和南非，(图 2)数据来源相同。

影响。根据生产理论的相关研究文献，在下文中，名义国民收入等同于名义 GDP，而实际国民收入则有名义国民收入经过国内支出价格指数得到。^①

(一)贸易条件恶化是如何扭曲收入核算的？

根据定义，实际 GDP 反映的是一国国内各产业实际增加值的总和，但在现行的国内收入核算体系下，用以对名义 GDP 进行缩减的 GDP 平减指数实际上是通过国内产出(消费、投资、政府支出和出口)价格指数和进口产品价格指数通过加权平均得到的，即所谓的“双缩法”(double deflation method)，其中国内产出价格指数权重为正值，进口价格指数的权重为负值。给定其他条件不变，进口产品价格上升将会导致 GDP 平减指数下降，从而导致实际 GDP 上升。

为了反映目前中国可能面临的情况，我们需要构建一个贸易条件恶化的模型，定性阐述了贸易条件改变对一国收入核算的影响。为了说明简便，假设在一个小型开放经济中存在两种商品，本国技术和生产要素数量固定不变，两种产品的产量和消费量分别用 $y_{i,t}$ 和 $q_{i,t}$ ， $i \in \{1, 2\}$ 表示；进一步假设没有政府、折旧和要素跨国流动，并且该国实现国际贸易平衡。假设用第1种商品作为计价单位，第2种商品的相对价格为 p_t ，基期年份用0来表示，在时期 t 我们可以定义以下国民经济核算指标：

表 1 国民经济核算指标计算公式

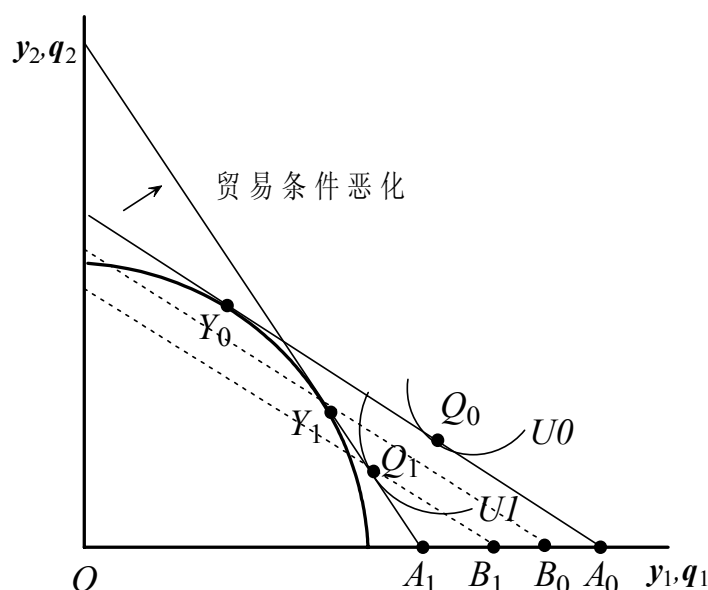
指标类型	指标名称	核算方程
总量指标	名义GDP	$GDP_t = y_{1,t} + p_t y_{2,t}$
	名义GDI	$GDI_t = q_{1,t} + p_t q_{2,t}$
名义指数	名义GDP指数	$\Pi_{t,0} = (y_{1,t} + p_t y_{2,t}) / (y_{1,0} + p_0 y_{2,0})$
	名义GDI指数	$\Omega_{t,0} = (q_{1,t} + p_t q_{2,t}) / (q_{1,0} + p_0 q_{2,0})$
实际指数	实际GDP指数	$Y_{t,0} = (y_{1,t} + p_0 y_{2,t}) / (y_{1,0} + p_0 y_{2,0})$
	实际GDI指数	$Q_{t,0} = (q_{1,t} + p_0 q_{2,t}) / (q_{1,0} + p_0 q_{2,0})$
价格指数	GDP平减指数	$P_{t,0} = \Pi_{t,0} / Y_{t,0} = (y_{1,t} + p_t y_{2,t}) / (y_{1,t} + p_0 y_{2,t}) = [s_{1,t} + s_{2,t}(p_t/p_0)^{-1}]^{-1}$
	GDI平减指数	$C_{t,0} = \Omega_{t,0} / Q_{t,0} = (q_{1,t} + p_t q_{2,t}) / (q_{1,t} + p_0 q_{2,t}) = [\omega_{1,t} + \omega_{2,t}(p_t/p_0)^{-1}]^{-1}$

注：在GDP和GDI平减指数计算过程中 $s_{i,t}$ 和 $\omega_{i,t}$ 分别表示在时期 t 各产品在总产出和总支出中所占的比例。

在上述核算指标中，实际GDP指数和实际GDI指数均为拉氏指数(Laspeyres)；GDP平减指数和GDI平减指数定义为名义GDP指数和名义GDI指数与对应的实际指数的比值，本质是帕氏指数(Paasche)。(图1)定性说明了贸易条件改变对实际GDP和实际GDI的影响。

^①国内支出价格指数是指国内居民、政府所购买的消费品和投资品的价格指数，由于生产理论假定进口产品全部为中间产品，所有用于最终消费和投资的产品全部由国内生产。在相关文献中，由于国内最终消费和投资的产品也被称为不可贸易品，如 Kohli(2004)等。

图3 贸易条件改变对实际GDP和实际GDI的影响



(图3)中弧线 Y_0Y_1 表示生产可能性边界， U_0 和 U_1 表示消费者的无差异曲线。在0时期，贸易条件的大小由直线 Y_0Q_0 的斜率表示，^①在此贸易条件下消费者选择的产出和消费组合为 (Y_0, Q_0) ，以商品1作为计价单位的名义GDP可以表示为 OA_0 ；名义GDI的大小也为 OA_0 。在时期1，贸易条件由直线 Y_1Q_1 的斜率表示，与0时期相比，贸易条件出现了恶化；相应的产出和消费组合为 (Y_1, Q_1) ，无差异曲线显示在时期1消费者的福利是下降的。(表2)显示了贸易条件改变对宏观统计指标的影响：

(1)在本案例中，贸易条件恶化导致了上文中所有核算指标的恶化。

(2)在技术和生产要素不变的条件下，贸易条件恶化可能导致实际GDP指数下降。这一结果表明在开放条件下，将实际GDP增长全部归因于要素投入增加和以全要素生产率(TFP)表示的技术进步可能是不准确的。

(3)当贸易条件改变时，由实际GDP指数反映出来的收入下降程度比实际GDI指数要小。^②

表 2 贸易条件恶化造成的国民经济核算指标变化^③

指标名称	指标数值	指标相对大小
名义GDP指数	$OA_1/OA_0 < 1$	名义GDP指数等于名义GDI指数
名义GDI指数	$OA_1/OA_0 < 1$	
实际GDP指数	$OB_0/OA_0 < 1$	实际GDP指数大于实际GDI指数
实际GDI指数	$OB_1/OA_0 < 1$	
GDP平减指数	$OA_1/OB_0 < 1$	GDP平减指数小于GDI平减

^①在本例中，商品1是进口品，商品2是出口品，所以 Y_0Q_0 的斜率实际上是贸易条件的倒数，该直线由陡峭变平缓表明贸易条件改善，反之则表示贸易条件恶化。

^②Kohli(2004)的案例表明，当贸易条件改善时，实际GDP指数会低估消费者福利的改善程度。

^③可以证明，在贸易条件改善的情况下，实际GDP指数小于实际GDI指数，GDP平减指数大于GDI平减指数，从而表明在贸易条件改善的情况下实际GDP低估了消费者福利的改变。

GDI平减指数	$OA_1/OB_1 < 1$	指数
---------	-----------------	----

实际GDP指数和实际GDI指数分别反映的是在基期价格下当前产出价值和消费总支出的变化，在两者均小于1的前提下，前者大于后者表明实际GDP指数低估了贸易条件恶化对消费者福利造成的负面影响。在名义GDP指数和名义GDI指数相等的情况下，实际GDP指数小于实际GDI指数的原因在于GDP平减指数小于GDI平减指数。进一步比较GDP平减指数 $P_{t,0}=[s_{1,t}+(1-s_{1,t})(p_t/p_0)^{-1}]^{-1}$ 和GDP平减指数 $C_{t,0}=[\omega_{1,t}+(1-\omega_{1,t})(p_t/p_0)^{-1}]^{-1}$ 可以发现，当贸易条件恶化时，如果当期产出中进口品的权重小于当期消费支出中进口品的权重，那么将会导致GDP平减指数小于GDI平减指数。

由此可见，当贸易条件改变时，实际GDP指数是否能如实的反应消费者福利的改变取决于进口产品在本国产出和消费中的结构是否相同；两者结构差异越大，贸易条件改变造成的扭曲越大。

（二）如何计算贸易条件改变对福利的影响

在现行的国民经济核算体系下，进口产品在GDP平减指数中的权重为负，给定其他条件不变，进口产品价格上升将直接导致GDP平减指数下降，从而造成实际GDP指数歪曲消费者福利的变化。既然当贸易条件改变时，实际GDP指数不能如实反映消费者福利的变化，那么如何测算贸易条件的福利影响呢？根据研究方法的不同，我们可以将对于上述问题的研究大致经历了两个阶段：第一个阶段为20世纪50年代中期到80年代中期；第二个阶段则从20世纪80年代中期直到现在。（图1）中显示，给定其他条件不变，贸易条件恶化使得消费者的效用水平从 U_0 降至 U_1 ，但是直接度量两条无差异曲线之间的差距无疑是相当困难的。因此在第一个阶段中，经济学家的指导思想是从效用理论或者福利经济学的角度出发，试图找到相应的约束条件以及适当的价格指数对名义产出及其组成部门进行平减，得到理论上与福利改善(恶化)相对应的实际收入增加(减少)和之间的确定关系，并在此基础上核算贸易条件改善的收益。在第二个阶段，经济学家主要从生产理论和经济指数理论出发，构建新的国民经济核算指标来计算贸易条件改变对收入和产出的影响，不仅在一定程度上修正了现行核算体系的缺陷，而且避免了此前的研究中需要对消费者偏好加总的难题。此外，这类方法还可以得到关于开放条件下技术进步对收入增长贡献率等重要结果。

1、基于福利经济学的福利测算

早期关于贸易条件收益的早期研究大多局限于静态经济模型，并且往往不能兼容投资和技术进步对产出和收入的影响。Rasmussen(1956)将净出口总值的变化分解为价格效应和数量效应，其中价格效应是指在给定在当期进、出口商品数量时，由于贸易条件改善所导致的当期净出口收入与基于基期进出口价格和当期进出口产品数量所计算出来的理论净出口收入之间的差额。价格效应本身则可以用来衡量贸易条件改善的效应。Nicholson (1960) 基于“出口的目的是为了交换进口品”的思想，认为在计算贸易条件改变对国民收入的影响时，应该使用进口价格指数对出口商品的价值进行平减，或者使用出口价格指数对进口商品的价值进行平减。在此基础上贸易条件改善所带来的收益可以表示为分别用进口价格指数和出口价格指数对当期出口总之进行平减之后的差额；贸易条件改善意味着出口价格指数高于进口价格指数，保证上述收益指标为正值。理论上，效用水平取决于消费者终生收入的现值而非单期收入变化，因此在动态最优化框架下分析贸易条件改善的福利效应似乎是更加可靠的。针对之前研究的不足，Hamada和Iwata(1984)试图在包含技术进步的动态经济模型中，运用显示偏好方法来揭示贸易条件改变时实际国民收入和福利之间的关系。在终生贸易收支平衡约束下，理论研究表明当期产出增加是否能改善消费者福利不仅取决于当期的贸易条件，还取决于未来贸易条件的变化。但是由于预测贸易条件改变困难重重，作者仍然只能将实证研究的重点放在贸易条件改善对当期收入的影响上，给定基期期进、出口商品数量，贸易条件改善所导致收益为基于当期进出口价格和基期进出口数量所计算出来的理论净出口收入与基期净出口收入与之间的差额。除了动态模型中存在预测未来贸易条件的困难之外，基于消费理论和效用理论的方法还不可避免地存在对消费者偏好进行加总的困难。基于上述原因，随着20世纪70-80年代生产者理论和指数理论的快速发展，经济学家基本上放弃了从消费者福利角度核算贸易条件改变的福利效应。

2、基于生产理论的福利测算

20世纪80年代中期之后，经济学家开始从生产和收入的角度衡量贸易条件改变的影响，这在很大程度上得益于生产理论和经济指数理论的发展。与基于福利经济学方法的研究相比，基于生产理论的方法具有四个显著的不同：首先，实际GDP不是反映收入变化的完美指标，因此定量研究的起点大多不是实际GDP而是名义GDP，即在国际贸易理论中广泛使用的GDP函数；其次，由于进口产品至少需经

过运输、包装等环节才能最终到达国内消费者手中，因此生产理论将进口品统一当作中间产品处理，从而保证理论上的一致性；第三，该方法能够整体分解出所有影响名义收入的因素，包括国内价格因素、技术进步因素、要素投入因素、贸易条件因素和实际汇率因素等；第四，在实证方法上可以采用经济指数方法，也可以采用非参数估计方法。在此基础上，Diewert和Morrison (1986)将其他条件不变前提下，由于贸易条件改善和技术进步造成的收入增加定义为“福利效应”。

遵循Fisher(1922)的公理性原则，现行经济指标核算体系将名义GDP指数分解为实际GDP指数和GDP平减指数的乘积，前者表示产量的变化，后者表示价格的变化。在传统研究中，产量的变化被用来反映实际收入的变化，导致产量变化的因素包括要素投入和全要素生产率；贸易条件的改变被当作价格因素而遭到忽略。然而Diewert和Morrison (1986)的研究却发现贸易条件改善对于实际GDP的影响完全类似于技术进步。此外，理论研究中队价格指数的定义方法多种多样，例如Fisher和Shell(1972)和Samuelson和Swamy (1974)等将“产出价格指数”定义为，给定基准要素投入水平和生产技术水平下，报告期名义产出与基期名义产出的比值，其中基准要素投入和生产技术水平可以选择基期水平也可以选择报告期水平。根据上述定义，Diewert(1983)发现，如果选择基期水平做基准，那么拉氏价格指数将是产出价格指数的下限；而如果选择报告期水平做基准，那么帕氏价格指数(即现在实践中通常采用的GDP平减指数)将是上述产出价格指数的上限。因此在统计核算实践中，选择不同的价格指数将会导致不同的产量指数，受平减指数核算方法的影响，实际GDP指标可能并非测算产量增长和收入变化的完美指标。此外Fox和Kohli(1998)认为以名义GDP作为研究对象还有两个方面的优势：其一，名义GDP作为广泛使用的收入指标同时包含价格因素和产量因素；其二，由于实际GDP指数本质上是一个拉氏数量指数，其准确性受到较多约束条件的限制，名义GDP则具有较高的灵活性。

具体来说，生产理论的研究方法往往以GDP函数为研究起点。在完全竞争的小型开放经济中，当生产技术具有规模报酬不变和边际产出递减特征时，厂商利润最大化行为将导致该国拥有如下形式的GDP函数：

$$z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t) = \left\{ \max_{y_D, y_X, y_M} p_{D,t} y_D + p_{X,t} y_X - p_{M,t} y_M \right\} \quad (1)$$

其中 z 是名义GDP函数，净产出向量一般被分为用于国内消费的产品 D (包含国内消费 C 、投资 I 和政府支出 G)、出口品 X 和进口品 M ，其中前两项在净产出向量 Y 中的符号为正号，进口的符号为负号，数量分别为 $y_i=[y_{ii}]$ ，价格为 $P_i=[p_{ji}]$ ，

$i \in \{D, X, M\}$; 要素投入为 $IN_i = [x_{ji}]$, $j \in \{L, K\}$, L 和 K 分别表示劳动和资本; t 表示当期GDP函数的技术特征。在实证研究中, 名义GDP函数往往采取超越对数函数形式, 超越对数函数形式的优势在于其函数形式的灵活性, 可以提供其他任何形式GDP函数对数的二阶近似。具体形式参见方程(2)。

$$\begin{aligned} \ln z_t = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_{i,t} + \sum_h \beta_h \ln x_{h,t} + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{i,t} \ln p_{j,t} + 1/2 \sum_h \sum_k \phi_{hk} \ln x_{h,t} \ln x_{k,t} \\ & + \sum_i \sum_h \delta_{ih} \ln p_{i,t} \ln x_{h,t} + \sum_i \delta_{iT} \ln p_{i,t} t + \sum_h \phi_{hT} \ln x_{h,t} t + \beta_T t + 1/2 \phi_{TT} t^2, \end{aligned} \quad (2)$$

$i, j \in \{D, X, M\}; h, k \in \{L, K\}$

为了保证名义GDP函数满足价格其次性和规模报酬不变特征, 方程(2)中各参数应满足以下约束条件:

$$\sum_i \alpha_i = \sum_h \beta_h = 1; \gamma_{ij} = \gamma_{ji}; \phi_{hk} = \phi_{kh}; \sum_i \gamma_{ij} = \sum_h \phi_{hk} = 0; \sum_i \delta_{ih} = \sum_h \delta_{ih} = 0; \sum_i \delta_{iT} = \sum_h \phi_{hT} = 0$$

在此基础上, 可以通过对超越对数GDP函数的参数进行估计或者通过构建统计指数的方法就可以得到各变量变化对名义GDP的影响。

3、通过超越对数 GDP 函数核算贸易条件和技术进步对收入的影响

现有成果对方程(2)的研究主要采取两种方式, 一种是通过计量经济学方法估计出超越对数GDP函数中的参数, 进而计算出贸易条件和技术进步对名义收入和实际收入的影响, 该方法被称为计量经济学方法; 第二种方法是通过经济指数方法构建核算指数, 直接得到贸易条件和技术进步的影响, 该方法也被称为非参数非随机指数方法。

(1) 计算贸易条件和技术进步效应的计量经济学方法

Kohli(1978)较早采用了计量经济学方法对超越对数名义GDP函数进行回归研究了加拿大进口需求函数和出口供给函数, Sun和Fulginiti(2007)则采用该方法估计了贸易条件和技术进步对台湾地区名义GDP的影响。根据此方法名义GDP增长率可以被分解为方程(3)的形式。

$$(\dot{z}/z)_t = \sum_i s_i (\dot{p}_i/p_i)_t + \sum_h s_h (\dot{x}_h/x_h)_t + \mu_t, \quad i \in \{D, X, M\}, h \in \{K, L\} \quad (3)$$

其中 s_i 和 s_h 分别表示各类产出和要素收入在总产出中的比例, μ 表示全要素生产率对产出的贡献, 上述各参数的表达形式参见方程(4)-(6); 根据Diewert和Morrison(1986), 由贸易条件改善和技术进步所带来的福利效应由方程(7)表示, 方程(7)中第一项表示贸易条件改善的福利效应。

$$s_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{j,t} + \sum_h \delta_{ih} \ln x_{h,t} + \delta_{iT} t, i, j \in \{D, X, M\}, h, k \in \{K, L\} \quad (4)$$

$$s_h = \beta_h + \sum_k \phi_{hk} \ln x_{k,t} + \sum_i \delta_{ih} \ln p_{i,t} + \phi_{hT} t, i, j \in \{D, X, M\}, h, k \in \{K, L\} \quad (5)$$

$$\mu_i = \partial \ln z_i / \partial t = \beta_T + \sum_i \delta_{iT} \ln p_{i,t} + \sum_h \phi_{hT} \ln x_{h,t} + \phi_{TT} t, i \in \{D, X, M\}; h \in \{K, L\} \quad (6)$$

$$w_t = \sum_i s_i (\dot{p}_i / p_i)_t + \mu, i \in \{X, M\}, h \in \{K, L\} \quad (7)$$

s_i 和 s_h 表示各部门产出和要素收入在名义GDP中所占的比重。方程(4)-(6)表明通过对名义GDP函数进行限制性回归得到各参数的估计值,就可以据此计算各要素对名义GDP增长率的贡献。该研究方法具有以下特征,首先,虽然模型参数是固定的,但由于产出价格和要素投入量是时变的,因此各产出和要素收入在总产出中的份额是时变的,即各要素对总产出的边际影响是时变的。其次,该方法显示基于GDP函数得到的全要素生产率不仅与要素投入量有关,还与各类产出的价格有关,为研究全要素生产率的改变提供了一定的线索。第三,该方程需要对大量的参数进行估计,从而导致对样本数要求较高,在一定程度上限制了该方法的使用,导致采用该方法的文献数量相当有限。因此尽管Kohli(1990, 1991)较早地使用了该方法,但Kohli(2002)同时也告诫由于该方法涉及到随机识别和计量方法的选择,具有一定的主观性,可能会遭到不同意见的批评。随着计量经济学方法的进步,新的研究也在尝试对该方法进行改进,如Sun和Fulginiti(2007)在回归过程中采用的是似不相关方法。

(2)计算贸易条件和技术进步效应的经济指数方法

Diewert (1976)、Diewert(1983)和Diewert和Morrison (1986)对经济指数理论的发展起到了巨大的推动作用。Diewert和Morrison (1986)将影响名义GDP的变化的因素逐一分解,国内支出价格变化对名义国民收入的影响,即国民收入平减指数可以表示成方程(8)的形式。

$$P_{D,t,t-1} \equiv \sqrt{P_{D,t,t-1}^L \times P_{D,t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{z(p_{D,t}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}} \times \frac{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)} \quad (8)$$

其中 $P_{D,t,t-1}^L$ 和 $P_{D,t,t-1}^P$ 分别是拉氏和帕氏GDI平减指数,因此 $P_{D,t,t-1}$ 本身是拉氏和帕氏平减指数的几何平均,即Fisher理想指数(Fisher Ideal Index)。^①之所以采用该指数形式是因为Fisher理想指数具有superlative指数特征。^②因此,该Fisher理想指数

^①在本方程中,由于基期为上一期,所以严格说来该指数为链式(Chained)Fisher理想指数,但不影响该指数是superlative指数的性质。

^②在生产论中,超越对数GDP函数仅是对“未知的真正”GDP函数的一个近似。根据

形式的GDI平减指数可以在一定程度上克服名义GDP函数形式对核算结果的影响。与此类似，方程(8)-(12)分别定义了劳动投入、资本投入、贸易条件和技术进步对名义GDP的影响，并且 $x_{L,t,t-1}$ 、 $x_{K,t,t-1}$ 、 $R_{t,t-1}$ 和 $A_{t,t-1}$ 同样具有superlative指数特征。

$$x_{L,t,t-1} \equiv \sqrt{x_{L,t,t-1}^L \times x_{L,t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{z(p_{D,t-1}, p_{X,t}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}} \times \frac{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)} \quad (9)$$

$$x_{K,t,t-1} \equiv \sqrt{x_{K,t,t-1}^L \times x_{K,t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}} \times \frac{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)} \quad (10)$$

$$R_{t,t-1} \equiv \sqrt{R_{t,t-1}^L \times R_{t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{z(p_{D,t-1}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}} \times \frac{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)} \quad (11)$$

$$A_{t,t-1} \equiv \sqrt{A_{t,t-1}^L \times A_{t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t)}{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}} \times \frac{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)} \quad (12)$$

尽管方程(8)-(12)所定义的指标具有极好统计特征，但是事实上在各指标的核算过程中，无论是拉氏指数还是帕氏指数都是无法观察到的。例如在拉氏国内支出价格指数中，分子项为 $z(p_{D,t}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)$ ，由于国内支出价格、进出口价格、要素投入和技术水平并非同一时期的变量，导致该理论上的GDP函数无法被观察到。因此上述定义并未彻底解决统计指标的计算问题。

超越对数形式的GDP函数为上述统计指标的核算提供了可行的解决途径。Kohli(1990)证明可以将名义GDP的增长分解为以下几个来源：国内消费产品价格 P_D 变化，由 P_X 和 P_M 导致的贸易条件变化，劳动投入 x_L 和资本投入 x_K 的改变以及技术进步。在此基础上，GDP函数的改变可以分解为

$$Z_{t,t-1} = P_{D,t,t-1} \cdot x_{L,t,t-1} \cdot x_{K,t,t-1} \cdot R_{t,t-1} \cdot A_{t,t-1} \quad (13)$$

其中 $Z_{t,t-1}$ 表示从 $t-1$ 期到 t 期的名义GDP指数，其余指数的含义与上文相同该方法的优点之一是只要GDP函数是超越对数形式，不需要对GDP函数中的参数进行估计，同样可以得到名义GDP指数的分解结果，并且可以证明上述指数均具有Törnqvist指数形式，从而极大的简化了计算，见方程(14)-(16)。在方程(13)中将名义GDP的增长率除以国内支出价格指数就可以得到真实国民收入指数。^①在经济指数方

Diewert(1976)的定义，如果一个指数对于某一特定形式的GDP函数是精确的，同时又能够对于“未知的真正”GDP函数给出二阶可微近似，那么该指数可以被称为superlative指数，最为常用的Superlative指数包括Fisher理想指数和下文将会用到的Törnqvist指数。

^①由于Törnqvist指数不满足费雪要素反转检验(Fisher factor reversal)，因此名义GDP除以Törnqvist国内支出价格指数所得到的实际GDI指数并不完全具备Törnqvist指数性质，然而

法中，国内支出价格指数、要素投入指数和贸易条件指数均可以根据现有数据计算得到，名义GDP增长中未被解释的部分被看作是技术进步的贡献。

$$P_{D,t,t-1} \equiv \exp \left[\sum_i \frac{1}{2} (s_{i,t} + s_{i,t-1}) \ln \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right], i = \{C, I, G\} \quad (14)$$

$$x_{j,t,t-1} \equiv \exp \left[\frac{1}{2} (s_{j,t} + s_{j,t-1}) \ln \frac{x_{j,t}}{x_{j,t-1}} \right], j \in \{L, K\} \quad (15)$$

$$R_{t,t-1} \equiv \exp \left[\sum_i \frac{1}{2} (s_{i,t} + s_{i,t-1}) \ln \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right], i = \{X, M\} \quad (16)$$

对照估计贸易条件和技术进步效应的经济指数方法和计量经济学方法，可以发现计量经济学方法中，所谓的技术进步对产出增长的贡献(方程6)除了常数项之外包含两部分内容：一是产品价格和要素投入量改变对名义产出的间接影响($\sum_i \delta_i \ln p_{i,t} + \sum_h \phi_h \ln x_{h,t}$)，二是时间因素对名义产出的直接影响($\phi_{TT}t$)。该方程为我们更好的理解全要素生产力的内涵提供了有益的线索。然而在经济指数方法中，全要素生产率被作为残差处理，在一定程度上成为一个黑箱。针对这一问题，有研究结合计量经济学方法和经济指数方法，该方法同样以指数方法核算包括技术进步、贸易条件等因素对名义GDP的影响，但是在核算具体指标的过程中，不是采用现实数据的观察值，而是以计量经济学方法中得到的名义GDP函数的估计值作为分解对象，各指标核算过程中需要的参数由对GDP函数进行计量回归得到，名义GDP的预测值与实际值之间的差异被当作未被解释的残差项处理，见(Sun, Fulginiti, 2007)。

三、开放条件下中国收入增长核算及国际比较

超越对数形式的GDP函数本身涉及的系数较多，同时由于数据所限，无法通过计量经济学方法对GDP函数进行回归。因此本文选择通过经济指数方法定量研究贸易条件等因素改变对中国收入增长效率的影响，作为核算的副产品，还可以得到开放条件下，中国TFP增长率的核算结果。

(一) 实际国民收入的初步核算：实际GDP指数高估了多少收入增长？

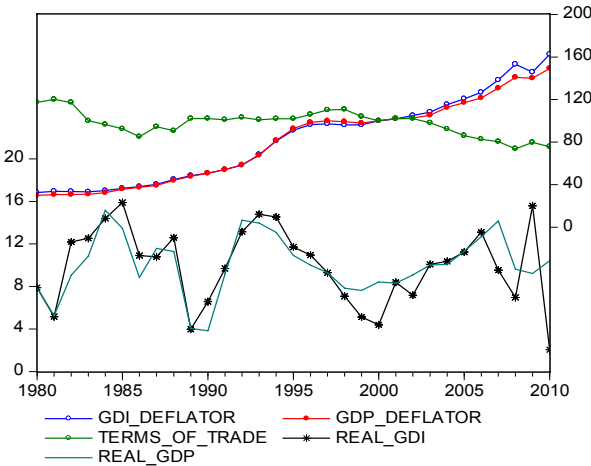
根据本文的定义，实际国民收入由国内生产总值经国内支出价格指数平减后

结果相差不大。

得到，本文首先采取 WDI 数据库中的国内支出价格指数对名义 GDP 进行平减得到实际 GDI 指数并与各国公布的实际 GDP 指数进行对比。(图 4)显示了 1980 年以来 GDI 平减指数、GDP 平减指数和贸易条件变化的情况。1980 年以来，中国贸易条件经历了两次显著恶化的时期，第一次为 20 世纪 80 年代前半期，贸易条件指数下降约 28%；第二次为 1998 年至今，下降幅度约为 32%，并且尚未发现贸易条件改善的迹象。按照生产理论，贸易条件恶化将会导致 GDP 平减指数低于 GDI 平减指数，从而使得实际 GDP 指数高于实际 GDI 指数。以 2000 年为基期，GDP 平减指数比 GDI 平减指数约低 8%，从而导致 10 余年时间内 GDP 指数大约高估了国民收入约 8%左右。

就年度收入增长而言，贸易条件恶化导致部分年份实际 GDI 增长率与实际 GDP 增长率差异较大。例如，2000 年中国实际 GDP 增长率为 8.4%，而实际 GDI 收入仅为 4.4%；2008 年之后由于全球金融危机造成国际大宗商品价格和贸易条件剧烈波动，从而导致实际 GDP 和实际 GDI 增长率之间再次出现较大差异，2009 年全球经济危机最严重的时期中国实际 GDI 增长率高达 15.6%，而实际 GDP 增长为 9.2%，2010 年实际 GDI 增长仅为 2.1%，实际 GDP 增长却达到 10.4%。平均而言，2000 到 2010 年 11 年间，中国实际 GDP 增长率平均为 9.9%，实际 GDI 增长率为 8.9%。此外实际 GDI 增长率表现出更强的波动性，样本期间标准差为 3.8 个百分点，而实际 GDP 增长率仅为 1.8 个百分点。这从一个侧面反映了其实国民收入并没有实际 GDP 指标反映的那么高，而且波动程度更大。

图4 1980年以来各价格指数和实际产出、收入变化^①



^①数据来源：GDP 平减指数、GDI 平减指数和贸易条件来自 WDI，以 2000 年=100(右轴)；实际 GDI 指数和实际 GDP 指数以上年=100(左轴)，实际 GDI 指数为作者计算，实际 GDP 指数来自国家统计局网站。

就金砖五国的基本状况而言，表 3 显示在样本期间内各国实际 GDP 与实际 GDI 之间存在一定的差异。中国实际 GDP 和实际 GDI 平均增长速度最高，但是唯有中国实际 GDI 的平均增长速度低于实际 GDP 的增长速度，平均每年低 1 个百分点左右。印度实际 GDP 和实际 GDI 平均增长率基本持平；巴西和南非实际 GDI 平均增长率略高于实际 GDP；而俄罗斯实际 GDI 平均增长率约高于实际 GDP 平均增长率 2 个百分点。由于实际 GDI 和实际 GDP 的差异主要反映了核算过程中所采用的价格指数不同，即是否考虑到贸易条件的影响，因此这两个指标之间的差异大体反映出贸易条件改变对各国收入增长影响的差异。

除此之外，计算实际 GDP 和实际 GDI 的方差可以发现，实际 GDI 的波动性普遍要高于实际 GDP 的波动性。例如中国实际 GDP 增长率为 1.8%，而实际 GDI 增长率的标准差为 3.7%；俄罗斯实际 GDP 增长率为 4.7%，而实际 GDI 增长率的标准差为 11.2%。由此可见，由于贸易条件不稳定，实际 GDP 增长率指标不仅可能扭曲了实际收入的增长，同时还低估了收入增长的波动程度。

表 3 2001 年以来金砖五国实际 GDP 和实际 GDI 增长率 (%)^①

		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	平均	标准差
中 国	GDP	8.3	9.1	10.0	10.1	11.3	12.7	14.2	9.6	9.2	10.4	10.3	1.8
	GDI	8.4	7.2	10.1	10.4	11.2	13.1	9.5	7.0	15.6	2.1	9.4	3.7
印 度	GDP	5.2	3.8	8.4	8.3	9.3	9.3	9.8	4.9	9.1	8.8	7.7	2.2
	GDI	4.9	2.4	9.8	6.3	9.8	9.5	9.8	6.3	9.1	9.2	7.7	2.6
俄 国	GDP	5.1	4.7	7.3	7.2	6.4	8.2	8.5	5.2	-7.8	4.0	4.8	4.7
	GDI	0.4	2.8	8.6	11.9	12.5	13.3	12.9	13.1	-22.3	13.3	6.0	11.2
巴 西	GDP	1.3	2.7	1.1	5.7	3.2	4.0	6.1	5.2	-0.6	7.5	3.6	2.6
	GDI	0.9	3.3	1.2	6.3	2.6	4.7	6.3	5.9	-1.3	9.9	3.9	3.3
南 非	GDP	2.7	3.7	2.9	4.6	5.3	5.6	5.6	3.6	-1.7	2.8	3.5	1.8
	GDI	3.4	4.6	3.4	4.9	5.7	6.5	6.0	3.1	0.4	4.9	4.3	2.1

（二）开放条件下中国收入增长要素贡献：投入、技术、贸易条件和实际汇率

收入增长的因素可以最终分解为要素投入增加、技术进步以及贸易条件改善等原因。除了考察贸易条件的改变外，指数方法还可以用于核算“内部实际汇率”改变对收入的影响。所谓内部实际汇率反映的是一国可贸易品价格指数与国内非

^①实际 GDP 和实际 GDI 分别由名义 GDP 增长率除以 GDP 平减指数和国内支出价格指数得到，数据来自 WDI。由于计算过程中所使用的 GDP 平减指数与国内支出价格指数均为帕氏价格指数而非 Törnqvist 价格指数，因此该表结果与表 4 的结果存在较大差异。考虑到 2000 年之后金砖五国贸易条件走势开始出现较大分化，且中国于 2001 年加入 WTO，故本文亦尝试以 2001 年之后的数据作为国际比较研究对象。

贸易品价格指数之间的比例及其相对市场竞争力之间关系。关于内部实际汇率的文献综述可以参见杨盼盼和徐建伟(2011)。借鉴 Kohli(2006)，本文将名义 GDP 函数表示为：

$$z = \left\{ \text{Max}_{y_D, y_X, y_M} p_{D,t} y_D + p_{X,t} y_X - p_{M,t} y_M \right\} = \left\{ \text{Max}_{y_D, y_X, y_M} p_{D,t} y_D + p_{D,t} e_t h_t^{1-\alpha} y_X - p_{D,t} e_t h_t^\alpha y_M \right\} \quad (17)$$

其中 $h_t = p_{M,t} / p_{X,t}$ 表示进口品与出口品的相对价格，即贸易条件的倒数； $e_t = (p_{M,t}^\alpha p_{X,t}^{1-\alpha}) / p_{N,t}$ 表示可贸易品价格与非贸易价格的相对价格，即内部实际汇率，可贸易品的价格指数由进出口产品价格通过柯布-道格拉斯函数形式得到， α 为出口产品在进出口总额中的比例。内部实际汇率上升表示本国货币的实际贬值。在此基础上，名义国民收入函数可以分解为方程(18)的形式：

$$Z_{t,t-1} = P_{D,t,t-1} \cdot x_{L,t,t-1} \cdot x_{K,t,t-1} \cdot T_{t,t-1} \cdot E_{t,t-1} \cdot A_{t,t-1} \quad (18)$$

$$T_{t,t-1} \equiv \exp \left[-\frac{1}{2} (s_{A,t} + s_{A,t-1}) \ln \frac{h_t}{h_{t-1}} \right] \quad (19)$$

$$E_{t,t-1} \equiv \exp \left[\frac{1}{2} (s_{B,t} + s_{B,t-1}) \ln \frac{e_t}{e_{t-1}} \right] \quad (20)$$

其中 $T_{t,t-1}$ 表示贸易条件改变对国民收入的影响， $E_{t,t-1}$ 表示内部实际汇率对国民收入的影响； $s_{A,t} = 1/2 s_X + 1/2 s_M$ 表示进出口在 GDP 中的平均份额， $s_{B,t} = s_X - s_M$ 表示贸易平衡在 GDP 中的份额。其余变量与方程 (14) - (15) 相同。

在对实际国民收入增长要素分解的过程中，需要核算不同口径的 Törnqvist 价格指数。虽然缺少中国政府支出价格指数统计，但政府支出最终被分解为消费和投资两部分，根据最终消费与最终投资在 GDP 中的比重计算消费和投资在国内支出（消费加投资）的比例以及消费者价格指数和投资价格指数加权平均得到 Törnqvist 国内支出价格指数。在此基础上通过 Törnqvist 国内支出价格指数和进、出口价格指数及其各部分在 GDP 中的权重重新核算 Törnqvist 国内生产总值平减指数以及贸易条件和内在实际汇率指数指标，计算过程中所使用的进出口价格指数由 WDI 进出口价值指数和进出口数量指数计算得到。由于缺少资本存量的官方统计数据，出于国际比较的目的，本文此处和下文估算各国资本存量均采用 Kohli(2002)，并在此基础之上计算资本增长率；劳动数量由就业人口数量表示。劳动收入份额根据《中国统计年鉴》“现金流量表(实务表)”中“劳动者报酬”在 GDP 中的比例计算，并相应得到资本收入在 GDP 中的比例。

附表(1)给出了相关计算结果。值得说明的是在现行统计体制下，GDP 平减指数和国内支出价格指数均非 Törnqvist 价格指数，因此附表（1）中计算的实际 GDP 和实际 GDI 指数均与表（3）根据官方公布的数据直接计算的结果存在一定差异。本文的最主要目标是比较实际国民收入与实际 GDP 之间的差异，两组结果显示 2001 年之后实际 GDI 对于实际 GDP 的趋势是一致的。图(5)给出了近年来各要素对中国国民收入的贡献。根据图(5)和附表（1）的相关数据可以发现以下结果：

（1）2000 年以来，由于贸易条件出现的持续恶化导致实际 GDI 的增长速度低于实际 GDP 的增长速度，年平均增速约低 1%左右，因此中国经济一定程度上存在“增产不增收”现象。

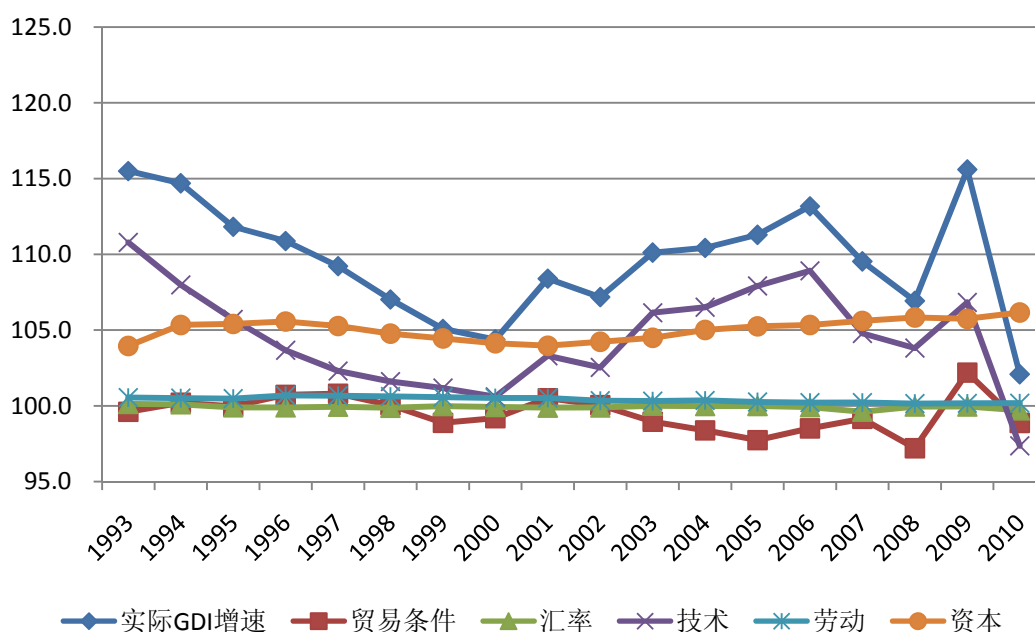
（2）就目前所得的全部数据样本(1993-2010)而言，资本增长和技术进步是推动中国国民收入和产出增长最主要的两个源泉，两者的年度指数均在 105%左右；但技术进步的波动性远远大于资本增长贡献的波动性，样本期间资本增长贡献和技术进步贡献的标准差分别为 0.7%和 3.3%。

（3）贸易条件恶化是导致中国经济一定程度上存在“增产不增收”的主要原因，而且这一现象在 2000 年之后持续存在。内在实际汇率指数在样本区间内均值为 100%，对于贸易所得几乎没有影响。

（4）样本期间劳动增长指数平均为 100.3%，就业人口增加对总收入增长的贡献较小。虽然劳动在要素收入中的比重近年来呈现不断下降的趋势，但是这一下降趋势并未显著影响劳动对于收入增长贡献的份额。

（5）就近期宏观经济发展状况而言，技术进步贡献在 2006 年达到最大值后出现持续下滑的趋势，导致中国经济面临较大的增长压力，不得不更多依赖资本增长。2009 年全球经济陷入危机期间，全球大宗商品价格下降使得中国贸易条件得到一定程度改善，这也是导致 2009 年中国实际 GDI 罕见的高于实际 GDP 的原因。

图 5 中国各要素对国民收入的贡献（上年=100）



（三）金砖国家收入增长模式的比较

尽管金砖国家近年里均实现了快速的经济增长，但由于各国经济结构之间的差异使我们确信各国收入增长效率可能存在一定差异。如果一国收入增长更多的依赖要素投入，则该国收入增长效率越低；如果一国主要依赖技术进步和“贸易收益”实现收入增长，则该国收入增长效率最高。Diewert 和 Morrison (1986) 将技术进步和贸易条件对收入的共同影响称为“福利效应”；本文将技术进步、贸易条件和内在实际汇率贡献的乘积定义为“扩展的福利效应”，该效应在实际 GDI 增长中所占的比重越大表示该国收入增长的效率越高。将方程(18)取自然对数，并将 $\ln X_{L,t,t-1} / \ln(Z_{t,t-1} / P_{D,t,t-1})$ 定义为劳动增长对实际收入增长贡献的比例，其他要素贡献比例的计算方法相同。

表（4）计算了近年来金砖国家收入增长源泉的结构差异，附图（1）-（3）给出了各国国民收入增长的结构。由于发展中国家普遍缺少要素收入在 GDP 中的比例统计造成可用样本较少，其中中国数据为 1993 年至 2010 年；俄国为 2001 年至 2010 年；印度为 2005 年至 2009 年；南非为 1991 年至 2009 年，而巴西数据缺失。中国要素收入分配比例根据《中国统计年鉴》得到，其他国家数据得自 OECD 数据库；由于中国和南非样本相对较长，为了便于国际比较，我们将两国 2001 年后的样本称为短样本。

通过对表（4）的分析，我们可以得到如下结论：

（1）所谓的“增产不增收”现象在金砖国家中并不普遍。2001 年以来除中国外的其他样本国家贸易收益对收入增长的贡献均超过 20%，而中国为-10.7%。

（2）样本金砖国家收入增长在很大程度上依赖生产要素投入增长。在样本期间内，中国接近 60%的收入增长来源于要素增长，其中主要是资本增长；南非要素增长贡献的份额在 70-80%左右，并且劳动和资本增长的贡献大体相当；印度超过 80%的收入增长依赖于要素，特别是资本增长。因此样本国家收入增长的基础并不稳固。俄国的情况相对特殊，由于俄国经济尚在苏联解体后的恢复阶段，因此本文测算样本期间其资本增长和贡献均为负值，从而到处资本对收入增长的贡献为负值。

（3）从扩展的福利效应角度衡量，近年来收入增长效率最高的国家是俄罗斯，扩展的福利效应贡献超过 125%，其中约 18%为贸易收益贡献，该国资本存量贡献为负值，导致技术进步对收入贡献可能在一定程度上被夸大了。其次是中国，扩展的福利效应为 40%左右，贸易收益的损失约抵消技术进步收益 10 个百分点左右。南非和印度得自福利效应的收益较低。

总体上来看，金砖国家尽管近年来国民收入呈现快速增长，但增长的基础并不稳固，收入增长在很大程度上以来要素投入增加。整体上技术进步对收入增长贡献的份额较小。

表 4 金砖国家收入增长效率比较

		平均实际 GDI 指数	要素投入指数 (%)			贸易收益 (%)			技术进步 (%)	扩展的福利效应 (%)
				劳动	资本		贸易条件	内在实际汇率		
中国	全样本	109.6	58.2	4.5	53.7	-6.4	-5.6	-0.8	48.2	41.8
	短样本	109.4	58.9	3.0	55.9	-10.7	-9.5	-1.2	51.7	40.0
南非	全样本	102.8	87.9	52.8	35.1	10.4	17.1	-6.7	1.7	12.1
	短样本	104.2	74.9	33.0	41.9	26.4	27.0	-0.6	8.7	36.1
俄罗斯		106.0	-24.8	2.4	-27.2	22.7	32.7	-11.0	103.1	125.8
印度		108.9	81.8	2.2	79.6	24.9	21.6	3.3	-6.7	18.2

在同样的外部环境下，为什么独有中国“增产不增收”？这一问题可能与各国发展对外经济的战略有关。表(5)计算了 2001 年以来金砖国家贸易条件的相关系数，可以发现中国和俄罗斯贸易条件的相关系数为-0.98，几乎是线性负相关；而中国和巴西贸易条件的相关系数也达到-0.41；除此之外再无其他显著的相关关系。由于中国是目前世界上主要的原油和金属矿石进口国，而俄罗斯和巴西分

别是原油和铁矿石的出口国，贸易条件显著的负相关性一方面显示中国与俄罗斯和巴西经济的密切联系，另一方面也显示在金砖国家内部存在一定的程度的贸易收益再分配。

表 5 金砖国家贸易条件相关系数

	中国	俄罗斯	印度	巴西	南非
中国	1.00				
俄罗斯	-0.98	1.00			
印度	0.00	0.13	1.00		
巴西	-0.41	0.38	-0.18	1.00	
南非	0.00	-0.06	-0.04	0.04	1.00

四、结论

本文在开放条件下对中国近年来国民收入增长的状况进行了核算，并在金砖国家范围内进行了国际比较。从文章计算的结果来看，尽管金砖国家国民收入和经济增长近年来取得了举世瞩目的成就，但是多数国家收入增长的基础并不牢固，国民收入增长在很大程度上主要依赖要素，特别是资本增长。因此发展中国家收入持续增长的动力称为制约未来发展的主要因素。此外贸易条件也是影响金砖国家收入增长效率的重要因素，尽管除中国外各国贸易条件的平均贡献均为正数，但是年度波动较大，例如由于石油价格在 2009 年出现较大波动，致使俄罗斯经济遭受较大冲击。

在金砖国家中，中国经济增长和收入提高的基础都相对比较稳健，但遗憾的是在样本区间内，中国经济是唯一出现“增产不增收”的国家。每年贸易条件的损失侵蚀了收入增长的 10%，长期积累必将给中国经济造成极大损失。在同样的国际环境下，各国贸易条件的差异可能由于经济结构的所差异造成。中国、俄罗斯和巴西贸易条件的负相关性再次印证了中国经济对原有和铁矿石等大宗商品的依赖，未来中国经济面临着比较严峻的经济结构调整任务。

参考文献

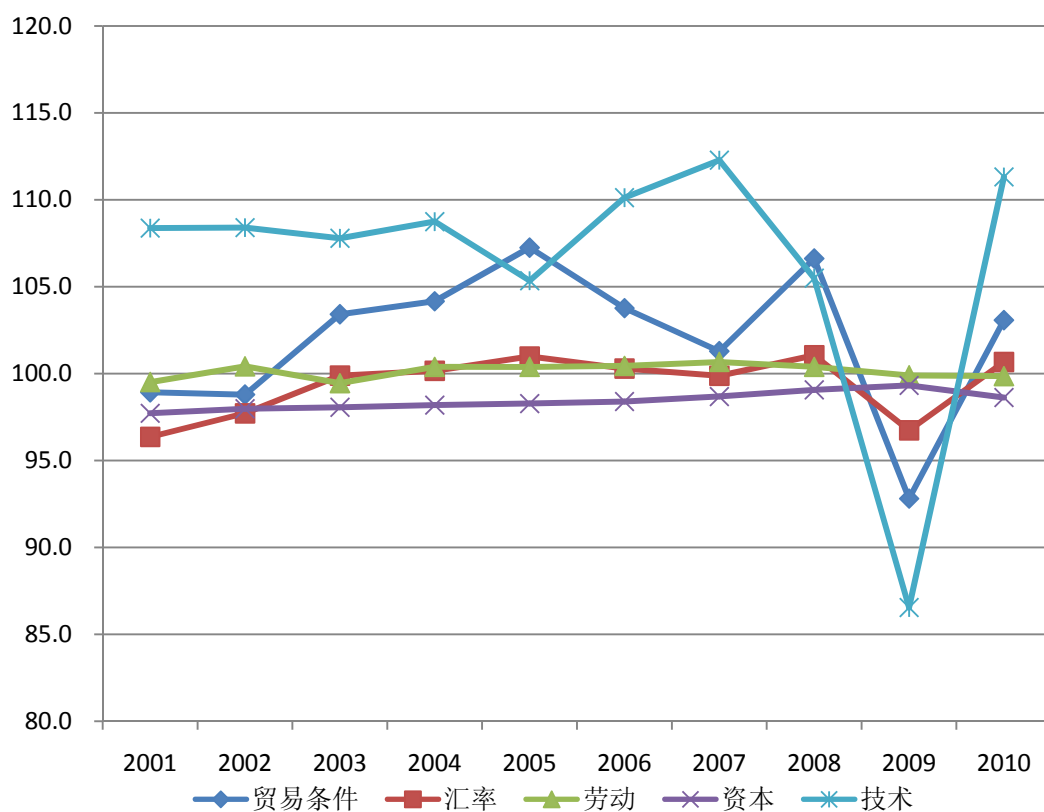
- Dewald, W. G., 2002. Money, Prices, and Interest Rates in Industrial Countries, 1880 - 1995: Lessons for Today. Ohio State University, Columbus, OH. Unpublished.
- Diewert, W. E., "Exact and Superlative Index Numbers", *Journal of Econometrics*, May 1976, 4, 115-45.
- Diewert, W. Erwin and Catherine J. Morrison (1986), "Adjusting Output and Productivity Indexes for Changes in the Terms of Trade," *Economic Journal*, Vol. 96, pp. 659-679.
- Fisher, I., *The Making of Index Number*, Houghton Mifflin, Boston, Mass.
- Fisher, M. F. and Shell, K., *The Economic Theory of Price Indices: Two Essays on the Effects of Taste, Quality, and Technological Change*, New York: Academic Press, 1972.
- Fox, J. K, and Kohli, Ulrich, "GDP Growth, Terms-of-Trade Effects, and Total Factor Productivity", *Journal of International Trade & Economic Development*, 7, 1998, pp. 87-110.
- Kohli, Ulrich, 1990, "Growth Accounting in the Open Economy: Parametric and Nonparametric Estimates", *Journal of Economic and Social Measurement* 16, pp. 125-136.
- Kohli, Ulrich, 2003, "Growth Accounting in the Open Economy: International Comparisons", *International Review of Economics & Finance*, Volume 12, Issue 4, 2003, PP. 417 - 435
- Nicholson, J. L. (1960), "The effects of international trade on measurement of real national income", *Economic Journal*, vol. 70, no. 279. (September), pp. 608-12.
- Samuelson, P. A. and S. Swamy (1974), "Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis", *American Economic Review* 64, 566-593.

附表 1 中国实际国民收入增长要素分解(%)

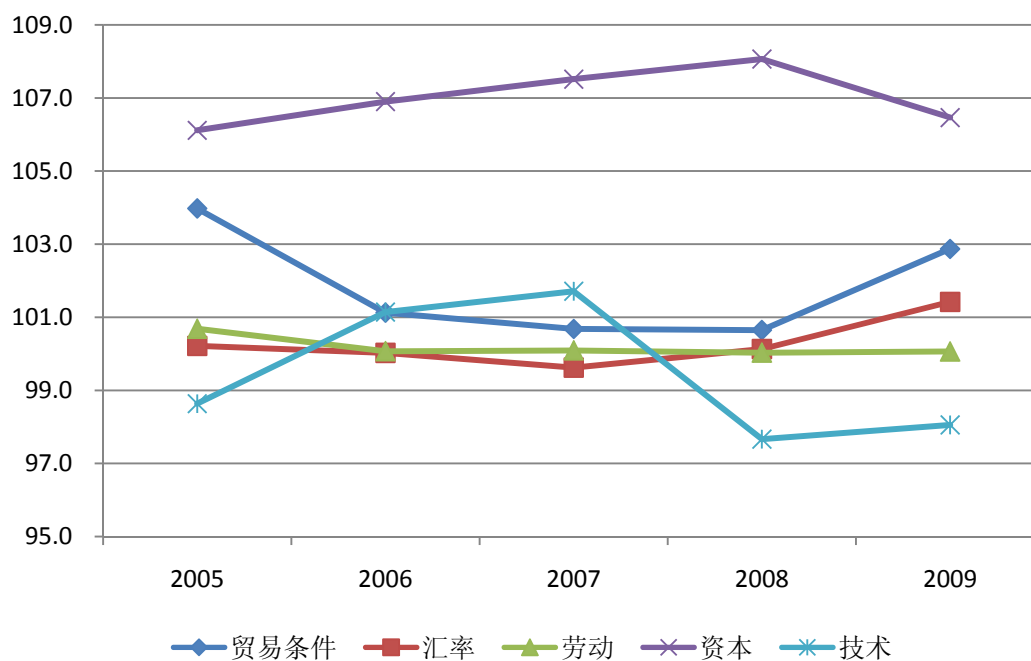
时间	Törnqvist 价格指数		数量指数		要素投入指数			贸易收益			技术进步
	国内支出	GDP 平减指数	实际国民收入	实际 GDP		劳动	资本		贸易条件	内在实际汇率	
1981	103.4	103.7	105.4	105.1							
1982	99.4	99.1	112.2	112.6				99.7	99.7	99.9	
1983	98.8	97.2	112.6	114.4				98.4	98.4	100.0	
1984	103.5	103.2	114.4	114.8				99.6	99.7	100.0	
1985	106.7	106.3	115.5	116.0				99.6	99.5	100.0	
1986	104.3	103.6	111.0	111.7				99.3	99.1	100.3	
1987	105.4	106.9	110.8	109.3				101.4	101.4	100.0	
1988	111.3	110.7	112.6	113.3				99.4	99.4	100.0	
1989	108.2	110.2	104.0	102.1				101.9	101.8	100.1	
1990	104.9	104.8	106.6	106.6				100.0	100.0	100.0	
1991	106.4	106.1	109.7	110.0				99.7	99.8	99.9	
1992	108.0	108.2	113.0	112.8				100.2	100.3	99.9	
1993	116.0	115.7	115.5	115.8	104.5	100.5	104.0	99.7	99.6	100.1	110.8
1994	118.5	118.9	114.7	114.3	105.9	100.5	105.3	100.3	100.2	100.1	108.0
1995	112.6	112.4	111.8	112.0	105.9	100.5	105.4	99.9	100.0	99.9	105.7
1996	105.8	106.5	110.9	110.2	106.3	100.7	105.6	100.6	100.7	99.9	103.7
1997	100.8	101.6	109.2	108.4	106.0	100.7	105.3	100.7	100.8	99.9	102.3
1998	99.0	98.9	107.0	107.1	105.4	100.6	104.8	99.9	100.0	99.9	101.6
1999	100.2	99.1	105.1	106.3	105.0	100.6	104.5	98.9	98.9	100.0	101.2
2000	103.8	102.9	104.4	105.3	104.7	100.5	104.1	99.1	99.2	99.9	100.6
2001	101.9	102.3	108.4	108.0	104.5	100.5	104.0	100.4	100.5	99.9	103.3
2002	103.1	103.0	107.2	107.2	104.6	100.3	104.2	99.9	100.0	99.9	102.5
2003	103.0	101.9	110.1	111.3	104.8	100.3	104.5	99.0	99.0	100.0	106.1
2004	106.6	104.8	110.4	112.3	105.4	100.4	105.0	98.4	98.4	100.0	106.5
2005	104.6	102.2	111.3	113.9	105.5	100.3	105.3	97.7	97.7	100.0	107.9
2006	104.9	103.3	113.2	115.0	105.6	100.2	105.3	98.4	98.5	99.9	108.9
2007	109.2	107.9	109.5	110.9	105.8	100.2	105.6	98.8	99.1	99.6	104.8
2008	110.8	107.7	106.9	110.0	106.0	100.2	105.8	97.2	97.2	100.0	103.8
2009	95.1	97.2	115.6	113.2	105.9	100.2	105.7	102.2	102.2	100.0	106.8
2010	111.5	110.0	102.1	103.5	106.4	100.2	106.2	98.6	98.9	99.7	97.4
均值			109.4	110.5	105.5	100.3	105.2	99.0	99.1	99.9	104.8

注：表中均值为 2001 年(含)以来的各变量的几何平均。

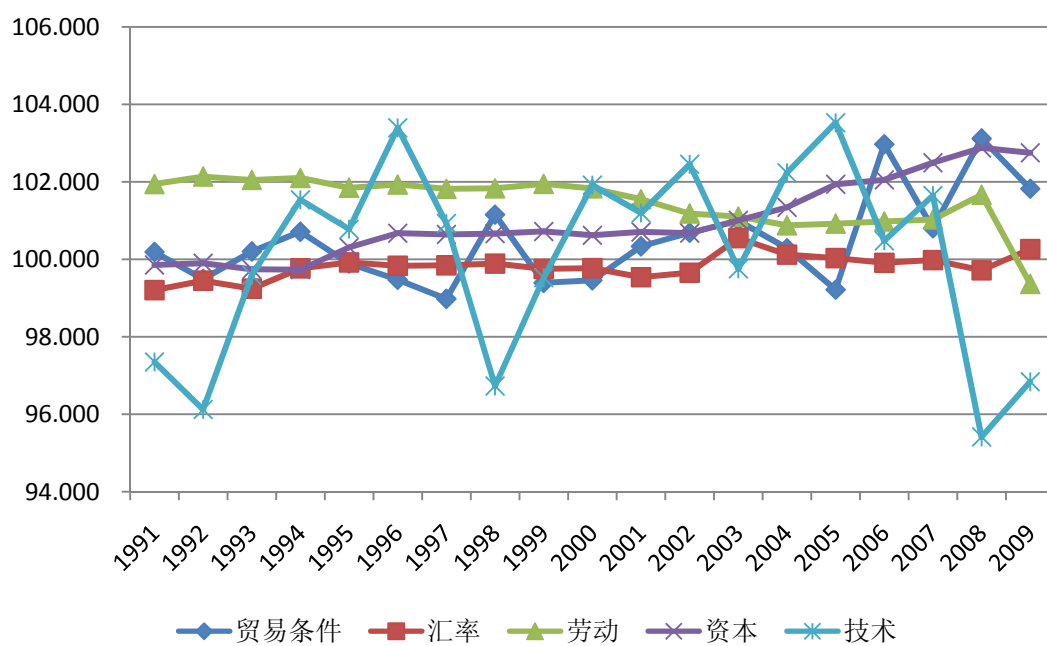
附图(1) 俄国各要素对国民收入的贡献（上年=100）



附图(2) 印度各要素对国民收入的贡献（上年=100）



附图(3) 南非各要素对国民收入的贡献（上年=100）



反倾销在多大程度上抑制了中国出口贸易？

——基于引力模型的经验分析

内容摘要：通过在国际贸易引力模型中加入贸易壁垒因素，本文定量考察国外对华反倾销对中国出口贸易带来的影响。使用 1992 年至 2010 年中国同 24 个贸易伙伴的面板数据进行分析，本文发现贸易伙伴对中国商品实施的反倾销措施显著抑制了中国商品的出口；随后我们使用反事实模拟方法度量反倾销措施对中国商品出口的抑制幅度，尽管贸易伙伴的反倾销措施并未对中国出口发展造成根本性不利影响，但仍然在一定程度上阻碍了中国对外贸易的健康发展，平均而言，反倾销使中国的出口额减少 1 到 2 个百分点，而美国等发达国家的反倾销措施对中国商品出口的抑制效应明显高于平均水平。

国外反倾销对中国产品的贸易抑制效应并非“微不足道”，中国各界高度重视国外的反倾销措施，积极应对、探寻解决方案，努力降低反倾销给出口贸易造成的不利影响；中国对重点国家要特别关注，不仅在发生反倾销诉讼时积极、妥善地进行应对，而且要采取措施同国外相关集团沟通协调，从源头上遏止反倾销诉讼的发生。反倾销成为各经济体广泛使用的贸易救济措施，中国产品在国际市场上遭遇反倾销将成为常态，为此，中国政府要另辟蹊径，特别重视同贸易伙伴签订特惠贸易协定，以达到稳定出口、促进经济增长的目的。

一、引言

改革开放以来，特别是加入 WTO 以来，中国对外贸易迅猛增长，遵循比较优势、实施出口导向战略使中国获取了丰厚的贸易利益，为国家的经济发展做出了巨大贡献，2010 年中国 GDP 已位居世界第二，而贸易额则高居世界首位。

但与此同时，中国商品也遭遇了越来越多的贸易摩擦与争端。由于目前传统的关税壁垒已经逐渐丧失了重要地位，世界各国进行贸易保护主要依赖于非关税壁垒（王孝松和谢申祥，2009）。近年来，贸易伙伴频繁使用反倾销、反补贴、保障措施等贸易救济手段对中国商品进行打压，限制中国商品进口，其中反倾销具有形式上合法、杀伤力强、针对性强、随意性大、便于操作等特点，已成为各

国谋求贸易保护的最重要手段。

如今，中国商品在国外遭遇了数目众多的反倾销诉讼，已成为世界反倾销的头号目标国。自 1995 年 WTO 成立以来，至 2011 年 6 月，全球共发起反倾销调查 3922 起，其中针对中国产品的案件为 825 起，占全部案件的 21%。

从对华反倾销的发起者来看，一方面，美国、欧盟等发达经济体利用反倾销对中国产品高筑贸易壁垒；另一方面，印度、阿根廷等发展中国家也越来越频繁地通过反倾销措施限制中国产品进口。表 1 列举了 1995 年至 2010 年对华发起反倾销诉讼的主要经济体，这些经济体分布广泛，对华反倾销案件占其全部反倾销案件比重往往很高，而且相当比重的对华案件最终导致了征收反倾销税。

中国商品如此频繁地遭遇反倾销，并且被征反倾销税的比重也如此之高，这会对中国出口造成多大的抑制作用？是否会对中国出口迅猛增长的势头产生根本性影响？针对反倾销案件，中国各界该如何应对？本文旨在回答以上重要问题。

目前，国内一些媒体和研究人员认为：尽管中国商品在国际市场频繁遭遇反倾销等贸易壁垒，但这些壁垒对中国出口的不利影响十分有限，对中国贸易流量的抑制作用可以忽略不计，因而中国面临的贸易壁垒问题并不重要，即使有企业因遭遇反倾销而被迫退出市场，也是市场选择的结果，相关部门不用针对贸易壁垒问题提出应对策略。

以上观点是基于反倾销涉案金额得出的，持该观点的人指出，由于单个案件的涉案金额往往只有数百或数千万美元，个别案件的涉案金额超过 1 亿美元，而近年来中国出口总额均保持在每年 1 万亿美元以上的水平，所以反倾销案件对中国出口的影响十分有限。但应该看到，数百或数千万的涉案金额对于某一特定行业或者企业来说，影响至关重要，有时甚至可以毁灭一个企业，或阻碍一个行业的健康发展。特别地，反倾销措施产生的贸易抑制效应不是孤立的，也不是静态的，某一国家对华反倾销很可能导致其他国家限制中国同类产品进口的连带效应（Bown 和 Crowley, 2007），甚至会造成更大范围的“冻结效应(Chilling Effect)”（Vandenbussche 和 Zanardi, 2006），这些都是涉案金额本身无法反应出来的。由此可以认为，中国频繁遭遇反倾销对出口贸易的负面影响并非微不足道。

表1 对华反倾销案件比重及征税案件比重（1995年至2010年）

申诉方	印度	美国	欧盟	阿根廷	土耳其	巴西	南非
全部案件数量	637	443	421	284	146	216	212
对华反倾销数量	142	102	99	83	58	44	33

比重(%)	22.3	23.0	23.5	29.2	39.7	20.4	15.6
征税案件比重(%)	76.8	85.3	70.7	69.9	96.6	68.2	54.5
申诉方	澳大利亚	墨西哥	加拿大	哥伦比亚	韩国	秘鲁	印尼
全部案件数量	215	99	153	50	111	69	83
对华反倾销数量	31	29	26	24	23	19	12
比重(%)	14.4	29.3	17.0	48.0	20.7	27.5	14.5
征税案件比重(%)	41.9	58.6	69.2	58.3	82.6	78.9	58.3

注：比重=对华反倾销数量/全部案件数量；征税案件比重为对华反倾销案件中最终采取征税措施的比重。

资料来源：http://www.wto.org/english/tratop_e/adp_e/adp_e.htm

为了澄清以上问题，结合本文的研究目的，我们首先估计反倾销措施对中国出口流量是否产生了显著影响；如果影响显著，那么影响方向为何，幅度多大？贸易引力模型恰好为我们的研究提供了便利条件。目前引力模型已被开发成为测算贸易潜力、鉴别贸易集团效果、分析贸易模式以及估计贸易壁垒边界成本的重要工具（盛斌、廖明中，2004），但运用引力模型对特定形式的贸易壁垒对贸易流量的影响进行解释和分析的相关研究仍显匮乏，本文将在贸易引力模型中纳入各种反倾销变量，对中国遭遇反倾销措施的效应进行评估。

二、文献评述

所谓倾销，是指以低于公平价值销售产品的行为（USITC，2005）。具体来说，是指经过剔除商品、购买数量和销售环境的差异之后，外国商品在进口国市场上以低于本国市场的价格（“正常价值”）进行销售的行为。在确认国外厂商存在倾销行为后，还要判定倾销行为是否对国内产业造成了实质损害或实质损害的威胁。只有在确认从国外进口的商品存在倾销、存在实质性损害或损害威胁、并且二者之间有因果关系时，才可征收反倾销税。

由于反倾销已成为当前最重要的贸易救济措施，因而引发了学者们浓厚的研究兴趣，有关反倾销问题的研究层出不穷。Blonigen 和 Prusa（2003）对反倾销文献进行了精彩的评述，将已有研究分为反倾销动因和反倾销效应两类，而讨论反倾销效应的文献又可进一步分成两类：一是反倾销对有关国家进出口数量和价格的影响，即反倾销措施的直接影响；二是反倾销对市场供求、企业竞争策略等微观经济活动以及对进出口国的产业结构、投资区位、就业、福利等宏观经济活动的影响。

本文即属于探讨反倾销直接影响的研究。在这一领域，Staiger 和 Wolak（1994）考察了 1980 年至 1985 年美国的反倾销措施对相关产品进口和国内产量

的影响，他们通过较为复杂的结构计量方程估计出，征收反倾销税使相关行业的进口额平均降低了 17%，使国内产量平均提高了 2.3%。Prusa（1997）使用 1980 年至 1988 年美国反倾销数据考察反倾销的贸易转移效应，发现由于反倾销调查的发起，美国从非指控国的进口额第一年增长约 20%，此后 5 年增长超过 40%。此后，学者们沿此思路，考察了不同阶段、不同经济体、不同产品反倾销的贸易效应，大多数研究得出了反倾销显著抑制进口的结论（Vandenbussche 等，2001；Brenton，2001；Cuyvers 和 Dumont，2004；Konings 和 Vandenbussche，2008；Pierce，2009）。由于中国是世界上反倾销的头号目标国，因而对定量研究中国遭受反倾销贸易效应的文献较多（赵瑾，2003；沈国兵，2008；向洪金，2008；刘重力、邵敏，2009；冯宗宪、向洪金，2010），近年来又有学者关注中国对外反倾销的贸易效应（鲍晓华，2007；苏振东等，2010；李春顶，2011），这些文献都对本文的研究具有启发和借鉴意义。

然而，针对中国的研究只能表明反倾销措施显著抑制了相关产品的贸易，或者反倾销产生了贸易转移效应，并不能精确地识别出反倾销对贸易活动的抑制程度；Staiger 和 Wolak（1994）针对美国反倾销的研究虽然可以估计出反倾销对进口额的影响程度，但综合考虑进口额和国内产量的结构方程过于复杂，计量结果受其他因素的影响较大，并非探究反倾销贸易效应的最佳方法。本文将使用国际贸易定量研究中最成熟、最为普遍的贸易引力模型，在其中纳入反倾销因素，通过反事实模拟方法，直观地估计出国外反倾销措施在多大程度上限制了中国产品出口。据我们所知，目前尚未有文献使用此种方法考察具体贸易政策的贸易限制效应，本文将在此领域率先有所突破。

国际贸易的引力模型来源于自然科学中的“万有引力法则”，类似于两个物体之间的引力同其质量和距离之间的关系，两国间的双边贸易流量规模同各自的经济总量成正比，同双边距离成反比（Tinbergen，1962；Poyhonen，1963）。但双边贸易流量显然不会只受经济规模和地理距离的影响，因而后续的研究中，学者们在贸易引力模型中逐渐加入了其他变量：Linnemann（1966）加入了人口因素；Leamer（1974）加入了人均收入；Bergstrand（1985）纳入了汇率因素；Bergstrand（1989）考虑了是否属于同一个经济组织；Wei（1996）加入了是否拥有共同语言或文化；Mayer 等（2008）考察了历史上的殖民关系。

引力模型由于形式简洁、直观，在国际贸易研究中获得广泛使用，而且自使用以来，估计结果十分令人满意：关键变量的估计系数始终同预期相符，并且

显著；在此基础上新纳入的各个变量的估计系数也大多同预期相符，较好地解释了现实中双边贸易流量的影响因素。

由于是模仿自然科学的公式而纳入解释变量，因此引力模型被认为缺乏理论基础。直到 Anderson (1979) 使用一个不变替代弹性 (CES) 的效用函数为引力模型提供了微观基础，从而解决了该计量模型没有理论基础的问题。此后，Helpman 和 Krugman (1985)、Bergstrand (1985, 1989)、Deardorff (1998)、Evenett 和 Keller (2002)、Anderson 和 van Wincoop (2003) 均尝试从不同角度出发，为引力模型寻找经济意义上的理论基础。

在国内方面，也有大量基于引力模型进行研究的文献。这些文献或探讨引力模型的理论基础（谷克鉴，2001；史朝兴等，2005），或利用引力模型测定中国同贸易伙伴的成本（钱学锋、梁琦，2008；施炳展，2008），或考察特定商品贸易流量的影响因素（潘向东等，2005；刘红梅等，2010），或将引力模型的考察对象扩展到 FDI（程慧芳、阮翔，2004；蒋殿春、张庆昌，2011）和服务贸易（周念利，2010；许统生、黄静，2010）。

如今，引力模型在国际贸易的定量研究中获得成功，新纳入的各变量也能阐明不同作者考察的特定问题，并且在预测贸易潜力方面得到广泛应用。但目前尚未有文献在引力模型中直接纳入反倾销等贸易救济措施变量，以此来考察反倾销对贸易流量的影响作用，本文将率先在引力模型中纳入描述反倾销的各变量，并在此基础上估算反倾销措施对中国出口的影响程度，这不仅对于引力模型是一个重要的扩展方向，而且为准确评估贸易救济措施对中国出口的限制效应提供了有力的分析工具。

三、计量方法与数据

（一）引力模型计量方程

最基本的国际贸易引力模型以双边贸易额为被解释变量，以贸易双方的GDP和双边距离作为解释变量，可以将其以对数形式表述如下：

$$\log(Export_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_C_{it}) + \beta_2 \log(GDP_P_{it}) + \beta_3 \log(dist_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

由于本文考察反倾销措施对中国出口贸易的影响作用，因而 $Export_{it}$ 表示时期 t 中国对贸易伙伴 i 的出口额。 GDP_C_{it} 为 t 时期中国的GDP， GDP_P_{it} 为 t 时期

贸易伙伴 i 的GDP, $dist_{it}$ 为中国同贸易伙伴 i 之间的距离。^①

纳入反倾销变量及其他因素, 可以得到扩展的引力模型方程:

$$\log(Export_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_C_{it}) + \beta_2 \log(GDP_P_{it}) + \beta_3 \log(dist_{it}) + \beta_4 Antidumping_{it} + \mathbf{B}' \mathbf{Control}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $Antidumping_{it}$ 为刻画贸易伙伴 i 在时期 t 对中国商品实施反倾销情况的变量, 本文的经验分析包含了的内容十分丰富, 围绕反倾销申诉的实际情况, 纳入四个指标描述反倾销状况: 一是贸易伙伴 i 在特定时期 t 是否针对中国商品发起反倾销诉讼 ($Initiation_{it}$), 发起诉讼设定为1, 未发起诉讼设定为0; 二是贸易伙伴 i 在特定时期 t 针对中国商品发起反倾销诉讼的案件数量 ($Number_{it}$); 三是贸易伙伴 i 在特定时期 t 针对中国商品发起的反倾销诉讼中确认倾销的数量

($Dumping_{it}$); 四是贸易伙伴 i 在特定时期 t 针对中国商品发起的反倾销诉讼中确认构成损害的数量 ($Injury_{it}$)。根据现实中反倾销措施的运行机制和已有文献的研究结论, 贸易伙伴对华发起反倾销将会抑制中国产品出口, 无论是发起反倾销产生的“申诉效应”, 还是确认倾销和损害成立后的“征税效应”, 都会起到保护本国市场、限制中国产品进口的作用。因此 β_4 的估计结果应该显著为负。

$\mathbf{Control}_{it}$ 为控制变量向量, 包含引力模型中经常纳入的种种变量, $\mathbf{B}'$ 为系数矩阵。 $\mathbf{Control}_{it}$ 中包含的变量众多, 既包括人均GDP、人口、相对地理距离等引力模型中对GDP、绝对距离等核心解释变量的“替代变量”, 还包括共同语言、共同边界、共同文化、共同法律起源等虚拟变量, 还包括特惠贸易协定、贸易伙伴关税水平等贸易政策变量。在保证实现研究目的的同时, 为尽量克服多重共线性问题, 以及避免经济意义上相近的变量共同纳入计量模型, 我们最终确定的计量方程如下:

$$\log(Export_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_C_{it}) + \beta_2 \log(GDP_P_{it}) + \beta_3 \log(dist_{it}) + \beta_4 Antidumping_{it} + \beta_5 PTA_{it} + \beta_6 Tariff_{it} + \beta_7 WTO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 PTA_{it} 为特惠贸易协定虚拟变量, 如果在时期 t , 中国和贸易伙伴 i 签订了特惠贸易协定, 则该值为1, 否则为0, 该变量能控制特惠贸易协定对中国出口的影响作用;^② $Tariff_{it}$ 为贸易伙伴 i 在时期 t 的平均关税水平, 能控制关税壁垒对中国出口的影响作用; WTO_{it} 为虚拟变量, 中国入世之后的年份设定为1, 之前为0, 这可以控制中国入世对出口带来的显著促进作用。

^① 中国同特定贸易伙伴的距离不随时间而变化, 但为了构造同其他变量相匹配的面板数据, 我们仍在该变量的下标中加入时间 t 。

^② 众多文献将特惠贸易协定称为“自由贸易协定 (FTA)”, 加入 FTA 的成员之间实行自由贸易, 而对来自 FTA 之外的成员实施进口限制。FTA 的签订显然会对中国的出口贸易造成显著影响, 应该加以控制。

（二）数据描述

以扩展的引力模型（3）式作为计量方程，本文使用1992年至2010年中国同24个贸易伙伴的面板数据定量考察国外反倾销措施对中国出口的限制作用。选取1992年作为起始年份，是因为中国从1992年开始确立以建立社会主义市场经济为目标的经济改革方针，从此步入了市场经济道路，出口贸易才真正得以遵循市场规律、按照比较优势进行；2010年的数据是截止本文写作时所能获得的最新数据。选取考察对象的依据是：这些经济体既是中国的重要贸易伙伴，即中国对这些伙伴的出口额较大；这些经济体在考察期内至少一次采取反倾销措施限制中国产品进口。同时满足以上两个条件，并且各方面数据可得，我们最终筛选了24个经济体作为考察对象。^③

表2 变量描述及预期符号

变量	变量含义	均值	标准差	预期符号
被解释变量				
<i>Export</i>	中国对贸易伙伴出口额(百万美元)	33183.2	147831.1	
<i>Log(Export)</i>	中国对贸易伙伴出口额对数值(百万美元)	7.558	2.426	
解释变量				
<i>Log(GDP_C)</i>	中国GDP对数值(百万美元)	14.196	0.772	+
<i>Log(GDP_P)</i>	贸易伙伴GDP对数值(百万美元)	12.459	1.786	+
<i>Log(DIST)</i>	中国同贸易伙伴地理距离对数值(公里)	8.984	0.760	-
<i>PTA</i>	中国同贸易伙伴是否签订了特惠贸易协定	0.061	0.240	+
<i>Tariff</i>	贸易伙伴的平均关税水平(%)	6.450	4.473	-
<i>Initiation</i>	是否针对中国商品发起反倾销诉讼	0.498	0.501	-
<i>Number</i>	对华反倾销数量	1.853	3.071	-
<i>Dumping</i>	确认中国商品倾销数量	1.414	2.560	-
<i>Injury</i>	确认中国商品构成损害数量	1.305	2.447	-
<i>WTO</i>	中国入世虚拟变量(2002年以后=1)	0.474	0.500	+

资料来源：详见文中所述

被解释变量为中国对特定贸易伙伴的出口额，来源于联合国Comtrade数据库。

CEPII的Gravity Dataset数据库提供了引力模型研究中所需要的解释变量

^③ 这24个经济体包括：美国、欧盟、加拿大、澳大利亚、新西兰、日本、印度、印度尼西亚、菲律宾、马来西亚、韩国、泰国、以色列、土耳其、南非、墨西哥、巴西、阿根廷、哥伦比亚、智利、特立尼达和多巴哥、委内瑞拉、秘鲁和牙买加。

数据，数据范围涵盖了1980年至2006年。^④在本文使用的数据中，1992年至2006年的GDP和关税数据，以及地理距离数据来源于Gravity Dataset数据库，2007年至2010年的GDP和关税数据从世界银行数据库中获得。^⑤特惠贸易协定数据来源于WTO官方网站，我们根据网站提供的各协定参与者名单来为变量 PTA 赋值。^⑥

四个反倾销变量均来自于Brandies大学Bown教授建立的全球反倾销数据库，该数据库包含WTO主要成员国反倾销的各方面信息，我们根据相关信息整理出这四个变量的取值。^⑦

各变量的含义、描述性统计和预期符号参见表2。

四、经验分析结果

（一）引力模型估计结果

本文重点关注的解释变量是 $Antidumping_{it}$ ，我们使用四个不同的变量来刻画国外对华反倾销状况，基准的回归结果列于表3的（1）至（4）列之中。根据回归结果，四个反倾销变量的估计系数均为负，且在1%的水平上显著。这就是说，无论是发起反倾销诉讼，还是反倾销案件数，或是确认倾销及损害的数目，都会显著抑制中国产品出口，因此，反倾销已成为中国对外贸易健康发展的重要障碍。

传统引力模型中的核心解释变量均显著且与预期相符：中国GDP、贸易伙伴GDP均显著促进了中国出口，而中国同贸易伙伴地理距离越远，中国出口额越低。从系数取值范围来看，中国出口额对本国GDP的弹性介于0.92到0.96之间，而中国出口额对贸易伙伴GDP的弹性介于0.96到0.99之间，表明贸易伙伴的需求因素对中国出口贸易的影响略大于中国的供给因素。另外，中国出口额对地理距离的弹性介于-0.33到-0.38之间。

根据我们的理解，在控制变量中，对中国出口产生重大影响且在计量模型中不会引发严重共线性问题的变量有关税、特惠贸易协定和中国入世虚拟变量。根据计量结果，这三个变量的估计系数均显著且同预期相符：同中国签订特惠贸易协定的贸易伙伴往往从中国进口更多的产品；贸易伙伴的平均关税水平越高，中

^④ 网址为 <http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/gravity.htm>。该数据库还包含人口，人均GDP，国土面积，共同语言、文化、法律渊源等数据，我们在初步回归时也纳入了这些变量，尽管没有在最终的计量模型中出现，我们仍指出这些数据可从Gravity Dataset数据库中获得。

^⑤ 网址为 <http://data.worldbank.org/>，个别国家某些年份的GDP或关税数据无法获得，我们从这些国家统计局官方网站查找相应数据作为补充。

^⑥ 网址为 <http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>。

^⑦ 网址为 <http://econ.worldbank.org/ttbd/>。

国对该伙伴出口额越低；加入 WTO 显著促进了中国出口贸易的增长。

使用四个指标刻画国外对华反倾销状况，反倾销变量均显著为负，已经证明了我们估计结果的稳健性。为进一步保证稳健性，我们又进行了多组计量检验。表 3 中（1）至（4）列的计量方程中纳入了地理距离，该变量不随时间而变化，因此在（1）至（4）列的回归中无法加入截面固定效应。而人们对早期引力模型的批判之一便是其使用截面数据进行回归，无法纳入使用固定效应。引力模型估计中使用面板数据的重要作用之一便是可以加入固定效应（Egger, 2002），将遗漏的重要解释变量吸收进来。因而在表 3 的（5）至（8）列回归中，我们将地理距离去掉，代之以截面固定效应。

此时，回归结果同（1）至（4）列大体相同，国外反倾销措施显著抑制了中国产品的出口。各变量的估计系数大多仅是在取值范围上发生了一定变化，只有 *PTA* 估计系数的显著性大幅下降。可能的原因在于，截面固定效应中，包含了贸易伙伴的种种特征，是否同中国

表 3 引力模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常数	-14.98*** (1.282)	-14.62*** (1.458)	-14.35*** (1.466)	-14.11*** (1.459)	-3.133*** (0.542)	-3.000*** (0.513)	-3.023*** (0.520)	-2.898*** (0.564)
<i>Log(GDP_C)</i>	0.956*** (0.031)	0.950*** (0.033)	0.933*** (0.034)	0.928*** (0.034)	0.120*** (0.019)	0.111*** (0.017)	0.107*** (0.017)	0.107*** (0.017)
<i>Log(GDP_P)</i>	0.982*** (0.022)	0.963*** (0.022)	0.971*** (0.024)	0.977*** (0.024)	0.345*** (0.016)	0.347*** (0.013)	0.352*** (0.013)	0.352*** (0.013)
<i>Log(DIST)</i>	-0.346*** (0.145)	-0.332** (0.167)	-0.348** (0.167)	-0.375** (0.167)				
	0.116*** (0.024)	0.129*** (0.018)	0.120*** (0.020)	0.116*** (0.020)	0.012 (0.022)	0.029* (0.016)	0.027* (0.015)	0.025* (0.015)
<i>PTA</i>	-0.045* (0.025)	-0.065** (0.028)	-0.061** (0.028)	-0.059** (0.028)	-0.043*** (0.008)	-0.035*** (0.010)	-0.034*** (0.010)	-0.032*** (0.011)
<i>Tariff</i>	-0.087** (0.008)				-0.045*** (0.008)			
<i>Initiation</i>								
		-0.004*** (0.001)				-0.006*** (0.001)		
<i>Number</i>								
			-0.010*** (0.002)				-0.010*** (0.001)	
<i>Dumping</i>								
				-0.012*** (0.002)				-0.011*** (0.001)
<i>Injury</i>								
	0.335*** (0.015)	0.326*** (0.014)	0.332*** (0.014)	0.333*** (0.013)	0.322*** (0.013)	0.325*** (0.010)	0.333*** (0.009)	0.333*** (0.009)
<i>WTO</i>								
截面固定效	无	无	无	无	有	有	有	有

应								
调整的 R^2	0.987	0.983	0.982	0.981	0.997	0.997	0.997	0.996
$D.W.$	1.986	2.005	1.986	1.988	1.996	1.998	1.995	1.992
F 统计量	4745.5	3760.1	3626.3	3403.3	21105.0	17581.7	16034.8	12271.0

括号中为标准差，***、**与*分别表示估计的系数在 1%、5%与 10%的水平上显著。

签订特惠贸易协定也包含其中，因而 PTA 的贸易促进作用被固定效应吸收了，表现出显著性水平降低的情形。

随后，我们又使用人均 GDP 代替 GDP，并加入人口、国土面积、是否有共同边境等因素，估计结果依然稳健：传统引力模型中关键变量的估计符号同预期相符且显著，反倾销变量均显著为负，表明国外对华反倾销措施显著抑制了中国产品出口。出口额、GDP 等经济总量的数值会随时间的推移而呈上升趋势，因此这些变量在时间维度上是非平稳的，我们又尝试在计量模型中加入 $\log(Export)$ 的滞后一期值，使用动态面板方法进行估计，计量结果仍然表现出反倾销变量显著为负。^⑧另外，反倾销裁定需要经历一段时间，不同经济体的裁定周期有所差别，从一个月到一年以上不等，因而用某年的反倾销数据对应当年的出口数据，可能会产生匹配偏差，我们又使用反倾销变量的滞后一期值作为解释变量进行估计，考察上一年的反倾销发起及裁定状况对当年出口额的影响作用，结果未发生显著变化。这些都一致表明我们的估计结果是稳健的^⑨

由表 3 可见，引力方程的拟合优度很高，方程在整体上显著，且不存在严重的自相关问题。这表明我们的计量模型形式设定较好，可以用其进行一些模拟和预测。

（二）反事实模拟

引力模型的估计结果常常被用来测算“贸易潜力”，我们在表 3 估计结果的基础上，进行反事实模拟，即在回归方程中去掉反倾销变量，计算出口额的拟合值（潜在出口额），并与存在反倾销变量时的出口拟合值（真实出口额）进行比较，计算所谓的“贸易缺口”指数。

我们以表 3 中第（2）列和第（4）列的计量方程作为模拟的基础方程，它们纳入的反倾销变量分别为反倾销案件数量和确认损害数量。

^⑧ 我们对被解释变量进行了面板单位根检验，结果表明在时间维度上，该变量确实非平稳。由于本文使用的是 19 年、24 个截面的面板数据，并非“短时间、宽截面”的面板数据，使用动态面板分析可能会造成估计结果的偏误。这样，本文以最小二乘法作为基准检验，动态面板分析仅作为敏感性检验之一。

^⑨ 这些计量结果未报出，感兴趣的读者可向作者索取。

基于案件数量的“贸易缺口”估计结果列于表 4 之中，限于篇幅，我们仅列出了几个具有典型意义的贸易伙伴和全部样本的估计值。对于美国、欧盟、和澳大利亚来说，根据我们的模型，无论选取哪一年份，反倾销措施都造成了中国对这些经济体出口贸易的“缺口”。以美国为例，各年份的“真实出口额”与“潜在出口额”之比均小于 100%，最大值为 99.5%，最小值为 95.9%，平均值为 97.8%，意味着考察期内，美国对华反倾销使中国产品对美国出口减少了 2.2%，影响最大的年份使中国对美出口减少了 4.1%。对于印度、南非和印度尼西亚而言，对华反倾销在多数年份会产生“贸易缺口”，但在一些年份，“真实出口额”与“潜在出口额”之比大于 100%，意味着在特定时期，反倾销不仅没有阻碍中国产品出口至这些国家，反而对出口有所促进。可能的原因在于，计量方程的估计系数代表各年份的平均水平，如果某一年贸易伙伴未发起对华反倾销诉讼，则去掉反倾销变量之后，拟合出的“潜在出口额”可能会小于存在反倾销变量时拟合出的“真实出口额”；由于一些解释变量仅随时间变化，而在截面上无变化，因此计量模型无法加入时点固定效应，尽管对于我们要考察的问题，时点固定效应并不重要，但考察单个年份的“贸易缺口”时可能会因计量模型中没有时点固定效应而有所偏差。从全部样本来看，国外反倾销在各年份都造成了中国的“出口贸易缺口”，考察期内使中国的出口额平均减少 1.3%。

基于确认损害数量的“贸易缺口”估计结果列于表 5 之中。同表 4 的结果相比，“贸易缺口”的波动性增大，欧盟、印度在一些年份的“贸易缺口”比值大于 100%，而且还存在 106.8%的较高值。南非、印度尼西亚和澳大利亚的“贸易缺口”比值相对较小，意味着这些国家对华反倾销对中国产品进口造成了较大的抑制作用。全部贸易伙伴在整个考察期内发起反倾销的平均效应为 98.1%，即造成中国出口额平均减少 1.9%。

尽管我们估算出的反倾销影响效应较小，即贸易伙伴的反倾销措施并未对中国出口发展造成根本性不利影响，但反倾销的影响效应也并非微不足道。一方面，从总体上看，中国近年来每年保持 1 万亿美元以上的出口水平，1.5%的贸易抑制效应将导致中国出口额每年减少 150 亿美元，如果累积多年，这一规模十分可观；另一方面，美国、澳大利亚等发达国家的反倾销措施对中国出口的抑制作用要高于平均水平，而发达国家是中国的主要出口对象，出口额降低 2%至 3%，可以对相关出口行业或企业带来致命的打击。

表 4 反倾销带来的出口贸易“缺口”（基于案件数量）

	美国	欧盟	印度	南非	印度尼西亚	澳大利亚	全部样本
1992	98.6	97.7	102.4	99.4	100.3	96.3	99.2
1995	99.5	98.6	101.4	100	100	97.9	99.2
2000	97.5	98.2	98.2	99.2	100	97.1	98.8
2001	97.1	100	96.8	100.4	100	96.4	98.6
2002	97.2	99.4	97.3	101	100.1	97.9	99.2
2003	96.8	99.6	100	99.2	100	97.4	99
2004	98.2	97.4	99.6	100.2	99.9	97.3	98.9
2005	98.9	97.7	98.4	98.6	99.5	97.2	98.7
2006	98.8	96.2	99	100	98.9	96.8	98.4
2007	95.9	98.2	97.7	98.5	98.8	97.4	98.3
2008	96.2	98.2	96.3	99.9	98.7	96.6	98
2009	95.9	98.2	97.6	99.9	98.3	97	98
2010	98.7	97.5	97.4	100.1	98.5	97.2	98.3
19 年平均	97.8	98.3	99.3	99.6	99.6	97.2	98.7

表中数值为百分比，由 T1 除以 T2 得出。其中 T1 为引力模型中加入反倾销变量时出口额的拟合值，T2 为未加入反倾销变量时出口额的拟合值。下表同。

表 5 反倾销带来的出口贸易“缺口”（基于确认损害数量）

	美国	欧盟	印度	南非	印度尼西亚	澳大利亚	全部样本
1992	95.9	99.2	96.7	92.3	103.7	93.2	94.2
1995	97.4	98.3	97.6	96.0	95.8	93.4	94.3
2000	96.6	102.3	98.5	92.9	105.9	94.6	94.7
2001	96.7	99.1	95.4	95.4	96.4	91.4	101.2
2002	96.9	106.8	99.3	95.6	95.5	92.8	101.5
2003	97.1	98.5	102.1	97.0	90.0	90.8	96.9
2004	97.3	102.9	103.6	94.0	89.1	92.2	95.9
2005	97.6	99.4	98.5	94.1	89.6	92.6	98.4
2006	96.6	101.0	102.1	95.6	90.1	95.4	98.7
2007	96.8	98.4	99	93.6	91.5	94.6	106.3
2008	97.0	98.7	101.1	96.0	91.7	92.6	98.7
2009	97.1	97.9	97.2	93.9	90.8	95.4	96.5
2010	97.3	96.2	93.4	94.0	90.8	95.5	97.8
19 年平均	96.9	99.9	98.8	94.6	93.9	93.4	98.1

五、结论性评述

（一）本文结论

通过在引力模型中纳入反倾销变量，本文定量考察贸易伙伴的反倾销措施对中国出口的影响作用。使用 1992 年至 2010 年中国同 24 个贸易伙伴的数据进行

定量分析,我们发现贸易伙伴对中国商品实施的反倾销措施显著抑制了中国商品的出口。通过反事实模拟的方法计算“贸易缺口”指数,我们发现贸易伙伴对华反倾销措施使中国的出口额平均减少1到2个百分点,而美国等发达国家的反倾销措施对中国商品出口的抑制效应明显高于平均水平。

传统引力模型中的重要解释变量均显著并且符号同预期相符。本文纳入的反映贸易政策安排和中国入世的变量也均显著,特别需要指出的是,根据计量结果,中国同贸易伙伴签订的特惠贸易协定(PTA)对出口贸易能产生显著的促进作用。

(二) 政策含义

国外对华反倾销每年抑制了中国1%到2%的出口贸易,从而表明反倾销对中国产品的贸易抑制效应并非“微不足道”。这就需要中国各界高度重视国外的反倾销措施,积极应对、探寻解决方案,努力降低反倾销给出口贸易造成的不利影响。

经验结果表明,反倾销的贸易抑制效应因国别而存在差异,中国对重点国家要特别关注,不仅在发生反倾销诉讼时积极、妥善地进行应对,而且要采取措施同国外相关集团沟通协调,从源头上遏止反倾销诉讼的发生。

在当前,反倾销成为各经济体广泛使用的贸易救济措施,中国产品在国际市场上遭遇反倾销将成为常态,为此,中国政府要另辟蹊径,特别重视同贸易伙伴签订特惠贸易协定,以达到稳定出口、促进经济增长的目的。

参考文献

- 鲍晓华, 2007, “反倾销措施的贸易救济效果评估”, 《经济研究》第 2 期
- 程惠芳、阮翔, 2004, “用引力模型分析中国对外直接投资的区位选择”, 《世界经济》第 11 期
- 冯宗宪、向洪金, 2010, “欧美对华反倾销措施的贸易效应: 理论与经验研究”, 《世界经济》第 3 期
- 谷克鉴, 2001, “国际经济学对引力模型的开发与应用”, 《世界经济》第 2 期
- 蒋殿春、张庆, 2011, “美国在华直接投资的引力模型分析”, 《世界经济》第 5 期
- 李春顶, 2011, “中国对外反倾销措施的产业救济效果研究 (1997~2007)”, 《南方经济》第 5 期
- 刘红梅、李国军、王克强, 2010, 中国农业虚拟水国际贸易影响因素研究——基于引力模型的分析, 《管理世界》第 9 期
- 刘重力、邵敏, 2009, “印度对华反倾销的贸易转移效应——基于产品角度的经验分析”, 《国际经贸探索》第 9 期
- 潘向东 廖进中 赖明勇, 2005, “进口国制度安排与高技术产品出口: 基于引力模型的研究”, 《世界经济》第 9 期
- 钱学锋、梁琦, 2008, “测度中国与 G-7 的双边贸易成本——一个改进引力模型方法的应用”, 《数量经济与技术经济研究》第 2 期
- 沈国兵, 2008, “美国对中国反倾销的贸易效应: 基于木制卧室家具的实证分析”, 《管理世界》第 4 期
- 盛斌、廖明中, 2004, “中国的贸易流量与出口潜力: 引力模型的研究”, 《世界经济》第 2 期
- 施炳展, 2008, “我国与主要贸易伙伴的贸易成本测定——基于改进的引力模型”, 《国际贸易问题》第 11 期
- 史朝兴、顾海英、秦向东, 2005, “引力模型在国际贸易中应用前理论基础研究综述”, 《南开经济研究》第 2 期
- 苏振东、刘芳、严敏, 2010, “中国反倾销措施产业救济效应的作用机制和实际效果”, 《财贸经济》第 11 期
- 王孝松、谢申祥, 2009, “中国究竟为何遭遇反倾销——基于跨国跨行业数据的经验分析”, 《管理世界》第 12 期
- 向洪金, 2008, “国外对华反倾销措施的贸易限制效应与贸易转移效应研究”, 《数量经济与技术经济研究》第 10 期
- 许统生、黄静, 2010, “中国服务贸易的出口潜力估计及国际比较——基于截面数据引力模型的实证分析”, 《南开经济研究》第 6 期
- 赵瑾, 2003, “国外对华反倾销的扩散效应及其对我国经贸的影响”, 《财贸经济》第 12 期

周念利, 2010, “基于引力模型的中国双边服务贸易流量与出口潜力研究”, 《数量经济与技术经济研究》第 12 期

Anderson, J. “A Theoretical Foundation of the Gravity Model.” *American Economic Review* 69 (1), 1979.

Anderson, J. and van Wincoop, E., 2003, “Gravity with Gravitas : A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 93: 170~ 1921

Bergstrand, J. “The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence.” *The Review of Economics and Statistics* 20, 1985.

Bergstrand, J. “The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor Proportions Theory in International Trade.” *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71, 143-153.

Blonigen, B. and T. J. Prusa, 2003, “Antidumping”, in *Handbook of International Economics*, E. Kwan Choi and James Harrigan, eds. Malden, MA, Blackwell Publishing

Bown, C. and M. Crowley, 2007a, “Trade Deflection and Trade Depression”, *Journal of International Economics*, 72, 176-201

Brenton, P. “Anti- Dumping Policies in the EU and Trade Diversion.” *European Journal of Political Economy*, 2001, Vol.1 17.

Cuyvers, L. and M. Dumont. “The Impact of Anti- dumping Measures o f the EU against ASEAN Countries on Trade Flows.” CAC Discussion Paper No. 45, September 2004.

Deardorff, A. “Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?” in J. A. Frankel ed., *The Rationalization of the World Economy*. Chicago: The University Of Chicago Press, 1998.

Evenett, S. and Keller, W., 2002, “On Theories Explaining the Success o f the Gravity Equation”, *Journal of Political Economy*, 110 (2) : 281~ 316

Helpman, E. and Krugman, P. “Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy,” in *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge, MA: M IT Press, 1985.

Konings J. and Vandenbussche H., “Heterogeneous Responses of Firms to Trade Protection.” *Journal of International Economics*, Vol.76, 10 No.2, 2008, pp. 371-383.

Leamer, Edward E. “The Commodity Composition of International Trade in Manufactures: An Empirical Analysis.” *Oxford Economic Papers* 26, 1974, pp. 350-374.

Linnemann, H. *An Econometric Study in International Trade Flow s*. Amsterdam: Elsevier, 1966.

Mayer Thierry, Keith Head and John Ries, “The Erosion of Colonial Trade Linkages after Independence”, *CEPR Working Paper*, No 2008 - 27

Pierce J. R., “Plant-level Responses to Antidumping Duties: Evidence from U.S. Manufacturers.” Center for Economic Studies Research Paper, No.09-38, 2009.

Poyhonen, P. “A Tentative Model for the Flows of Trade between Countries.” *Weltwirtschaftliches Archiv* 90 (1), 1963.

Prusa, T. J. “The Trade Effects of US Anti-Dumping Actions.” In R. Feenstra. eds, *The Effects of US trade Protection and Trade Promotion Policies*. Chicago: University of Chicago Press, 1997.

Staiger, R.W., and Wolak, F.A., “Measuring Industry Specific Protection: Antidumping in the United States”, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 51 - 118, 1994.

Tinbergen, J. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. New York: The Twentieth Century Fund, 1962.

USITC, 2005, *Antidumping and Countervailing Duty Handbook*, Eleventh Edition, Publication 3750, United States International Trade Commission.

Vandenbussche, H., Konings, J. and Springael, L., “Import Diversion under European Antidumping Policy”, *Journal of Industry, Competition and Trade*, 2001, Vol.1, No.3, 283—299.

Vandenbussche, H., and M. Zanardi, 2006, “The Global Chilling Effects of Antidumping Proliferation”, *CEPR Working Paper*, No 5597

Wei S. 1996. “Intra-national versus International Trade: How Stubborn are Nations in Global Integration.” *NBER Working Paper*, No. 5531.

官方储备资产在金融危机前后的对比研究

摘要：本文对新世纪以来各国储备资产的变化趋势进行了分析，并着重对 2008 年前后的情况进行了对比。本文主要结论如下：（1）关于黄金储备，各国官方对其态度在危机前后发生了较大的变化。在 2008 年金融危机以后，黄金投资开始成为新兴经济体多元化其储备资产组合的一部分，但是发达经济体央行依然持有全球官方黄金储备的 76%；黄金价格的上涨带来的收益主要体现在发达经济体央行的储备资产升值之中。（2）关于外汇储备，不管金融危机前后，新兴经济体是外汇储备增长的主力，而经常项目余额和 FDI 净流入则都是外汇储备积累的主要来源。危机以来，构成外汇储备的两大来源中，主要顺差国的经常项目余额迅速下降，新兴经济体的 FDI 净流入量也发生了下降，这使得外汇储备总量的增长速度明显下降。而且预计在未来几年，随着中国经济外部不平衡程度的降低和发展中国家对外直接投资的增加，外汇储备资产的增长速度仍将大大低于危机前的水平。（3）关于外汇储备的管理思路；国际金融环境的改变使各国外汇储备的管理思路在危机前后发生了两个改变。危机以后，外汇储备数量增速下降而高评级国债供给增加，加上金融危机所暴露出来的风险因素，使得各国外汇储备的投资渠道更加集中在高评级资产之中，出现了大规模的向安全资产转移的现象；危机后的另一个显著变化是储备币种的多元化，正有越来越多的非传统储备货币成为各国央行的投资选择。

一、介绍

进入新世纪以来，国际经济里一个很引人关注的现象就是外汇储备资产的大幅累积。不管用什么指标来衡量（包括外汇储备/GDP 比重，外汇储备/贸易额比重），储备资产在各国经济乃至全球经济中的地位都不断上升。对于这种外汇储备的不断积累和上升，大家有不同的认识，有的认为这是新兴经济体出于保险动机而累积的，有的则认为这是来自没有预期到的贸易顺差。（Jeanne, 2007）不管外汇储备累积的根本原因是什么，一个不可否认的事实就是，包括外汇储备在内的储备资产在全球金融体系中的地位大大提升了。今天，储备资产的调整有时候已经可以对国际金融体系产生重要的影响。如 Pihlman 和 van der Hoorn (2010)

就估算认为，在金融危机中，大约有 5000 亿美元的资产从银行存款和银行体系的其他资产中撤出，这种顺周期行为使得作为主要储备货币发行者的美联储和欧洲央行必须向银行体系中注入大量的流动性来对冲。

而随着外汇储备的大量激烈，储备资产的管理思路正在发生变化，虽然资产的安全性和流动性仍然是最首要的目标，但收益率开始作为一个越来越重要的考虑因素。(Borio, Galati and Heath, 2008) 在资产管理方式上，更多的外汇储备作为积极管理的对象，投资对象更加多元化和更加长期；(ECB, 2006)

但是，在金融危机爆发后，此前一直延续了 10 年之久的外汇储备多元化趋势被中断了，很多外汇储备的管理者把他们的资产从银行体系中撤出并转移到更为安全和高质量的资产之中。(Pihlman and van der Hoorn, 2010)

总而言之，储备资产日益成为了重要的研究对象。那么，关于储备资产，各国的储备资产，包括其构成、来源以及管理方式，在金融危机前后到底发生了什么变化，有哪些值得我们关注的趋势呢？这是本文需要回答的问题。

各国储备资产的构成主要由黄金、特别提款权、在基金组织的储备头寸和外汇等资产构成，其中，黄金和外汇储备是最主要的部分。因此，我们将按照如下的分析思路对各国的储备资产进行分析。首先，在第二部分中分析黄金资产在整体储备资产中的地位和变化趋势；然后，在第三和第四部分中对外汇储备展开分析，其中第三部分主要分析外汇储备的来源构成，并且根据这个分析结果对外汇储备未来的增长前景作出预测；第四部分则以部分国家为例，对外汇储备管理的一些趋势进行归纳；第五部分总结本文内容。

二、储备资产构成的对比研究

2.1 储备资产中黄金数量

在这一部分，我们首先关注储备资产中的黄金资产。由于不同国家在国际货币体系中所处的地位不同，所以黄金和外汇资产在整体储备资产中的地位和作用也会有所不同。我们可以把这些国家分成三类：主要储备货币发行国、次要国际货币发行国和发展中国家。

对于主要储备货币发行国（如美国和欧元区）来说，这些国家本身位于国际金融体系中的中心位置。因为他们本身发行的货币就是储备资产，因此并不需要出于保险或者流动性动机积累外汇资产，因此黄金资产一直就是其储备资产中的

重要组成部分。

相比之下，对于发展中国家来说，外汇资产和黄金资产一定程度上具有较大的替代性，他们并不需要像主要储备发行国那样只能持有黄金。同时，与外汇资产（主要是固定收益证券）相比，黄金还没有利息收益，因此长期以来这些国家对于黄金资产并不热衷。而且因为历史原因，黄金资产在他们的储备资产中所占的比重一般都较小，并随着新世纪以来外汇储备的快速增长，整体上黄金所占比重还不断下降。

在上述两类国家中间，还有第三类国家，即一些次要国际货币的发行国，对于这些国家来说，他们所发行的货币也是国际货币，也被某些国家视为储备货币，但是他们仍然需要出于流动性动机累积一部分的外汇资产作为储备。同时，因为历史原因，黄金也成为他们储备资产的重要组成部分。

接下来，我们就把全部经济体按照上面分成了三组，分别分析黄金资产在他们的储备资产中所占的地位以及其变化趋势。（见表 1，同时全部样本国家的详细储备数据见附表 1）

整体上来看，2002 年以来，黄金储备在全球储备中所占的比重经历了一个先下降后上升的过程。从 2000 年到 2008 年，黄金资产所占价值比重从 11.5% 下降到 9.1%，然后到 2011 年则缓慢回升到了 11.3%。而在不同组别国家中，储备货币发行国的黄金资产比重持续上升，剔除日本以后，美国、欧元区和英国这三个国家中黄金资产占储备资产的比重从 2000 年的 34% 上升到了 2011 年的 64%。次要国际货币发行国的黄金储备则一直处于下降趋势，从 2000 年的 15.1% 降低到 2011 年的 10.6%。相比之下，金砖四国以及其他发展中国家黄金资产所占比重基本上与全球趋势一致，在 2008 年前后达到最低值，然后从底部有所回升。

表 1 不同类别国家黄金占储备资产比重变动情况

年份	主要储备 货币发行 国	#扣除日 本后	次要国际 货币发行 国	金砖四国	其他国家	世界各国
2000	21.3%	34.0%	15.1%	3.9%	3.4%	11.5%
2001	20.9%	35.5%	14.3%	3.4%	3.3%	10.8%
2002	22.5%	38.4%	12.9%	3.4%	3.6%	11.4%
2003	21.9%	43.5%	11.3%	2.9%	3.6%	10.8%
2004	20.1%	44.5%	9.5%	2.1%	3.0%	9.2%
2005	23.2%	51.9%	11.3%	1.9%	2.9%	9.3%
2006	25.8%	55.5%	12.3%	1.7%	2.9%	9.4%
2007	29.3%	59.5%	14.7%	1.6%	3.1%	9.5%

2008	29.2%	60.6%	13.9%	1.5%	3.2%	9.1%
2009	32.0%	59.3%	11.7%	2.3%	3.6%	10.0%
2010	36.8%	63.8%	11.1%	2.8%	4.2%	11.4%
2011	35.5%	64.0%	10.6%	2.8%	4.4%	11.3%

注：

1. 主要储备货币发行国为美国、欧元区、日本和英国；
2. 次要国际货币发行国包括澳大利亚、加拿大、丹麦、瑞典、瑞士和挪威（挪威 2004 年以后的黄金储备数据不可得，假设其保持 2003 年底的黄金实物量不变）；
3. 金砖四国包括中国、印度、俄罗斯和巴西；
4. 其他国家指除上述经济体以外的其他经济体；
5. 数据来源：世界黄金协会，www.gold.org。

我们知道，黄金储备的价值受到两个因素的同时影响，一个是央行所持有的黄金绝对数量，一个是黄金的价格。那么，我们观察到的上述变化主要是受到哪个因素的影响呢？

在表 2 中，我们列出了不同经济体黄金绝对持有量的变化情况；表 3 中，我们则对导致储备资产价值变化的来源进行了解。

从表 2 可以发现，从整个时期来看，储备资产中黄金的实物数量处于下降趋势，欧元区、英国和次要国际货币发行国是减持黄金的主要力量，而以金砖四国为代表的新兴经济体则是增加了黄金持有。但是即使经过了这一消一长，到 2011 年底，主权经济体所持有的黄金中依然有 76% 是发达经济体（包括主要储备货币发行国和次要国际货币发行国）所持有的。

分时期来看，我们可以得到更有意思的结论。虽然发达国家整体减持了黄金，但这些减持行动基本上都发生在 2008 年以前；但是在 2009 年以来，这些国家的央行基本上停止了出售黄金。相比之下，新兴经济体央行的增持行为则主要发生在 2009 年以后（即使扣除了中国的特殊情况，这种增持行为依然是非常显著的）。也就是说，尽管从整个时期来看，这两个组别的行为可以互相抵消对方行为的一部分影响，但是以 2008 年为一个分界点，前后产生了很不一样的效应。在 2008 年以前，欧洲国家的黄金减持主导了央行黄金数量的变化；而在 2009 年以后，新兴经济体央行的黄金增持计划则主导了央行黄金数量的变化。这样的效应也被认为是黄金价格在危机前后波动趋势的重要成因之一。

表 2 各国黄金绝对数量变化（2000-2011 年）

时间	主要储备货币发行国	#美国	#欧元区	#英国	#日本	次要国际货币发行国	IMF
2000	22002	8137	12614	487	764	2825	3217
2001	21827	8149	12557	355	765	2600	3217
2002	21696	8149	12468	314	765	2304	3217

2003	21511	8135	12298	313	765	2005	3217
2004	21401	8136	12188	312	765	1726	3217
2005	20957	8135	11745	311	765	1645	3217
2006	20623	8133	11414	310	765	1635	3217
2007	20260	8133	11051	310	765	1480	3217
2008	20106	8133	10897	310	765	1364	3217
2009	20008	8133	10799	310	765	1352	3005
2010	20001	8133	10792	310	765	1352	2814
2011	19997	8133	10788	310	765	1352	2814

时间	金砖四国	#中国	#印度	#俄罗斯	#巴西	其他国家	全世界合计
2000	1203	395	358	384	66	3812	33060
2001	1316	501	358	423	34	3821	32781
2002	1379	600	358	388	34	3816	32413
2003	1382	600	358	390	34	3743	31858
2004	1378	600	358	387	34	3619	31342
2005	1378	600	358	387	34	3545	30742
2006	1393	600	358	401	34	3506	30374
2007	1442	600	358	450	34	3470	29870
2008	1511	600	358	520	34	3668	29866
2009	2294	1054	558	649	34	3730	30389
2010	2434	1054	558	789	34	4109	30711
2011	2528	1054	558	883	34	4230	30922

注：

1. 次要国际货币发行国指的是其货币被不少国家明确列为储备币种的国家，包括瑞士、澳大利亚、加拿大、丹麦、瑞典和挪威（挪威 2004 年以后的黄金储备数据不可得，假设其保持 2003 年底的黄金实物量不变）；
2. 从 1999 年开始，英国、瑞士、瑞典和欧元区国家等国央行根据“央行黄金协议”（CBGA, Central Bank Gold Agreement）规定的上限逐步出售黄金，这个进程在 2009 年以后基本停止。
3. 中国 2009 年宣布其增加了 454 吨黄金储备，这些储备是在六年里逐步购入的。
4. 印度 2009 年购买了 IMF 出售的 200 吨黄金。

2.2 黄金对于储备资产增值的贡献率

虽然整体来看，发达经济体减少了黄金的持有量，但是黄金价格的上升却使黄金资产在发达经济体的整体储备资产中所占的比重上升，黄金资产价值也成为了发达国家储备资产增加的主要影响因素。在表 3 中，我们对不同组别国家储备资产价值的变动来源进行了解。（每年黄金储备增值=年初黄金持有量*（年末黄金价格-年初黄金价格），然后把各年的数字进行累加得到最终数字。）

可以发现，在主要储备货币发行国尤其是美国和欧元区，黄金资产的增值贡献了其储备资产升值的 80%以上；在次要国际货币发行国和英国，这个数字为

10-30%之间；而在日本和新兴经济体中，这个数字在 10%以下。

表 3 储备资产价值变动来源结构分解

经济体	储备资产价值变动	#黄金储备增值	#外汇储备变动
主要储备货币发行国	18633	8228 44.2%	10405 55.8%
#美国	4089	3286 80.4%	802 19.6%
#欧元区	4688	4507 96.1%	181 3.9%
#英国	515	126 24.4%	389 75.6%
#日本	9342	309 3.3%	9033 96.7%
次要国际货币发行国	4644	612 13.2%	4032 86.8%
金砖四国	41293	782 1.9%	40512 98.1%
#中国	30829	339 1.1%	30490 98.9%
#印度	2577	187 7.3%	2390 92.7%
#俄罗斯	4698	242 5.2%	4455 94.8%
#巴西	3190	14 0.4%	3176 99.6%
其他国家	32628	1423 4.4%	31204 95.6%
世界各国合计	97198	11045 11.4%	86153 88.6%

注：

1. 在“黄金储备增值”和“外汇储备变动”两项中，第一栏为绝对数量，第二栏为贡献率。
2. 次要国际货币发行国包括澳大利亚、加拿大、丹麦、瑞典、瑞士和挪威（挪威 2004 年以后的黄金储备数据不可得，假设其保持 2003 年底的黄金实物量不变）；

2.3 小结

整体来看，在 2008 年以前，各国央行整体上减持黄金，减持主要来自欧洲国家央行，新兴经济体则小幅增持；而在 2008 年以后，各国央行整体上增持黄金，增持主要来自新兴经济体尤其是金砖四国，而发达经济体则停止了减持。也就是说，在 2008 年金融危机以后，黄金投资开始成为新兴经济体多元化其储备资产组合的一部分，这也认为是黄金价格波动的重要原因之一。但是，即使在增持以后，黄金资产占新兴经济体储备资产的比重依然很低，黄金价格上涨所带来的资产增值也很有限。相比之下，虽然经过减持，但是发达经济体央行依然持有全球官方黄金储备的 76%；黄金价格的上涨带来的收益主要体现在发达经济体央行的储备资产升值之中，美国和欧元区储备资产增值的 80%以上来自黄金储备的贡献。

三、外汇储备变化来源结构分解和增长前景展望

前面我们分析了储备资产中的黄金资产部分，接下来我们将对外汇储备部分进行分析。从 2000 年到 2011 年底，全球外汇储备总量从 1.6 万亿增长到了 10.2

万亿，无论从哪个指标来衡量，外汇储备在全球金融市场中所占的地位都大大提高了。于是，关于外汇储备的分析对于我们了解全球金融市场的意义大大提高了。

在这一部分，我们首先对全球积累外汇储备累积最多的 50 个经济体进行分析，根据不同经济体外汇储备的来源结构对他们进行分类。在分类的基础上，把新世纪以来全球外汇储备的累积来源进行分解。通过分解，我们可以发现，新兴经济体，尤其是中国和石油出口国是外汇储备积累的主力军，而经常项目顺差和 FDI 净流入则是外汇储备的最主要来源。根据这一发现，我们对这些国家的经常项目顺差和 FDI 净流入进行了简单预测，以此尝试对未来全球外汇储备总量的变化趋势进行把握。我们认为，伴随着中国和日本经常项目顺差的减少，以及油价的稳定，未来全球外汇储备的增速将会下降。

3.1 外汇储备来源构成分析

首先，我们利用各国的国际收支平衡表来分析外汇储备的来源结构。我们知道，在国际收支统计中，存在如下恒等式：

$$\text{外汇储备增长} = \text{经常项目顺差} + \text{金融项目 (除外汇储备) 顺差} + \text{资本项目顺差} + \text{净误差与遗漏项}$$

一般来说，对于大部分的经济体来说，资本项目、净误差与遗漏项数额都较小，而经常项目和金融项目是导致外汇储备变化的主导因素。更进一步地，金融项目顺差可以划分为直接投资顺差、资产组合投资顺差、金融衍生品投资顺差等项目，于是我们可以得到下式：

$$\text{外汇储备增长} = \text{经常项目顺差} + \text{直接投资顺差} + \text{资产组合投资顺差} + \text{其他金融投资顺差} + \text{资本项目顺差} + \text{净误差与遗漏项}$$

在上述 6 个影响因素中，后三个因素对于新兴经济体来说一般并不是重要因素，所以把他们都归并与其他因素，即得到下式：

$$\text{外汇储备增长} = \text{经常项目顺差} + \text{直接投资顺差} + \text{资产组合投资顺差} + \text{其他部分}$$

我们的分析对象是 2000 年到 2010 年外汇储备增长最快的 50 个经济体以及

主要的储备货币发行国（部分国家存在重叠）。

根据上述等式，我们首先计算出不同国家中由不同因素带来的累积顺差数量，然后除以该国的累积外汇储备增长就得到该因素的贡献率。接着，我们按照计算结果对样本国家进行分类。首先，考虑到发达经济体一般也是国际货币的发行者，他们积累外汇储备的动机和新兴经济体并不一样，所以首先把这两类经济体分开。然后，在新兴经济体内部，按照外汇储备来源结构的不同分成了 5 组；在发达经济体内部，则分成了经常项目顺差国和经常项目逆差国两组。于是，我们一共把样本国家分成了如下 7 个小组。（分类结果见表 4，各国具体的分解结果见附表 2。）

第 1 小组的经济体，外汇储备主要来源于经常项目顺差。这一小组包括了一些石油出口国以及高收入的新兴经济体，前者依靠石油出口、后者依靠制造品出口而获得经常项目顺差，同时他们的 FDI 流入量较小（石油出口国）或者是净流入（高收入新兴经济体）。

第 2 小组的经济体，外汇储备主要来源于经常项目顺差，包括中东的黎巴嫩和摩洛哥，拉美的秘鲁和哥伦比亚，转型经济体中的哈萨克斯坦和罗马尼亚。

第 3 小组的经济体，外汇储备同时来源于经常项目顺差和 FDI 净流入。这一组里既有东亚的外向型经济体（中国、中国澳门、新加坡、泰国），也有拉美的基础产品出口国（阿根廷、智利），同时还有大型的石油出口国（沙特、尼日利亚）。这一组贡献的外汇储备增量是最大的。

第 4 小组的经济体，外汇储备同时来源于 FDI 和资产组合投资的净流入。这一组中主要包括中东欧的一些转型经济体（捷克、匈牙利、波兰、乌克兰），以及资本市场较为开放的大型新兴经济体（巴西、印度、墨西哥、南非、土耳其）。

第 5 小组的经济体，外汇储备同时来源于经常项目顺差、FDI 和资产组合投资，这一组里包含几个劳动力输出大国（埃及、印尼、菲律宾）。

第 6 和第 7 小组是主要的发达经济体，他们一般来说都是 FDI 的净流出国。其中第 6 组为经常项目存在逆差的主要发达国家，包括澳大利亚、法国、意大利、英国、美国，这几个国家同时也是主要的资产组合投资目的地；第 7 组为经常项目存在顺差的主要发达国家，包括加拿大、丹麦、德国、日本、挪威、瑞典、瑞士，这几个国家同时也是主要的资产组合投资流出地。

表 4 对 50 个外汇储备增加最多的国家按照外汇储备来源进行的分组

组别	外汇储备主要来源	国家构成
1	经常项目	阿尔及利亚、安哥拉、中国香港、伊拉克、以色列、韩国、科威特、利比亚、马来西亚、俄罗斯
2	FDI 流入	哥伦比亚、哈萨克斯坦、黎巴嫩、摩洛哥、秘鲁、罗马尼亚
3	经常项目+FDI 流入	阿根廷、智利、中国、中国澳门、尼日利亚、沙特阿拉伯、新加坡、叙利亚、泰国
4	FDI 流入+资产组合投资流入	巴西、捷克、匈牙利、印度、墨西哥、波兰、南非、土耳其、乌克兰
5	经常项目+FDI 流入+资产组合投资流入	埃及、印尼、菲律宾
6	经常项目逆差的储备货币发行国	澳大利亚、法国、意大利、英国、美国
7	经常项目顺差的储备货币发行国	加拿大、丹麦、德国、日本、挪威、瑞典、瑞士

注：详细的数据和分组依据见附表 2。

根据前面的分析，我们已经知道，新兴经济体是全球外汇储备增长的主要源泉。接下来，我们对主要新兴经济体和日本对全球外汇储备的贡献进行分解。（见表 5）。从表 5 可知，主要新兴经济体和日本解释了全球外汇储备增长的 90%以上，而其中新兴经济体的外汇储备增长占全球 80%。在新兴经济体中，中国的贡献率最大，其次是石油出口国。所以，在预测未来的全球外汇储备增长中，中国、日本和石油出口国的预测是最为关键的。

表 5 主要新兴经济体（第 1-5 组）及日本的外汇储备增长占全球比重 单位：亿美元

年份	全球	日本	主要新兴经济体	#中国	#石油输出国	#其他
2000	1541	680	898	106	391	402
2001	1134	403	853	473	200	180
2002	3583	660	1877	755	207	914
2003	6171	2021	3261	1171	581	1509
2004	7233	1706	4654	2063	1110	1481
2005	5719	4	5568	2070	2330	1168
2006	9327	454	7567	2465	2944	2158
2007	14496	731	12777	4620	4008	4149
2008	6385	566	5655	4190	1020	446
2009	8247	129	7974	4670	-103	3407
2010	10965	393	8724	4500	1128	3096
2000-2010 合计	74802	7746	59808	27083	13815	18910

2000-2010 占全球比重		10.36%	79.96%	36.21%	18.47%	25.28%
-----------------	--	--------	--------	--------	--------	--------

注：

1. 主要新兴经济体指的是前表中第 1 到第 5 组的国家；
2. 主要石油输出国指的是上述国家中的欧佩克成员国和石油净出口国，在表中的欧佩克成员国包括阿尔及利亚、利比亚、伊拉克、安哥拉、科威特、沙特、尼日利亚、阿联酋和卡塔尔，其他石油净出口国包括俄罗斯、马来西亚和哈萨克斯坦。（注意：这里排除了发达经济体中的石油输出国如挪威、英国等）

接下来，是不同因素对外汇储备累积的影响分解（见表 6）。显然，不管是在金融危机之前还是金融危机以来，经常项目和 FDI 净流入对于外汇储备的贡献率都大大高于资产组合投资流入。因此，在预测未来外汇储备增长时，对这两个变量的分析也将起到决定性的作用。

表 6 外汇储备来源结构分解（2000-2010） 单位：亿美元

年份	外汇储备增长	经常项目顺差	#中国	#日本	#产油国	#其他	FDI 净流入	资产组合投资净流入
2000	1541	2743	205	1197	992	350	1353	93
2001	1134	2021	174	878	619	350	1348	7
2002	3583	2571	354	1124	531	562	1310	-11
2003	6171	3565	459	1362	921	823	1163	288
2004	7233	4935	687	1721	1645	883	1534	451
2005	5719	6750	1341	1658	2981	770	2596	598
2006	9327	8891	2327	1705	3642	1216	2465	567
2007	14496	10730	3540	2105	3468	1617	3750	937
2008	6385	11110	4124	1566	4739	681	3844	-391
2009	8247	6940	2611	1422	1384	1523	2529	1037
2010	10965	8676	3054	1958	2308	1357	3045	2223
2000-2010 合计	74802	68932	18876	16696	23229	10132	24937	5799
比重		92.2%					33.3%	7.8%
2000-2007 合计	49204	42206	9087	11750	14798	6572	15519	2929
比重		85.8%					31.5%	6.0%
2008-2010 合计	25598	26726	9789	4946	8431	3561	9418	2870
比重		104.4%					36.8%	11.2%

注：

1. 经常项目顺差主要统计了以经常项目顺差作为外汇储备主因的国家，即表 4 中第 1、3、5 组国家及日本；
2. FDI 净流入统计了 FDI 流入作为外汇储备主因的国家，即表 4 中第 2、3、4、5 组的国家；
3. 资产组合净流入统计了以其作为外汇储备主因的国家，即表 4 中第 4、5 两组的国家。
4. 由于在一个国家内部，不同来源带来的外汇储备之间存在互相抵消，而我们只把各组中顺差国的结果进行加总，所以各单项之和>1。

3.2 对于外汇储备增长前景的预测

前面我们已经知道，外汇储备的累积主要来自中国、日本、石油出口国和其他新兴经济体；其中，经常项目顺差和 FDI 净流入占主导地位。因此，为了预测未来外汇储备的增长，我们也应该重点分析这些因素。

我们首先对主要新兴经济体和日本的经常项目顺差进行预测。在预测过程中，我们主要利用了 IMF 世界经济展望（WE0）数据库作为预测基础，并在该数据库的基础上对一些重要经济体进行了修正。

在表 7 中，通过对主要经常项目顺差国（即日本和表 4 中属于第 1、3、5 组的经济体）进行加总，我们可以得到 WE0 的预测结果。这个结果显示，到 2016 年，这些国家的经常项目顺差之和将在 2009 年的基础上增加 1 倍左右。但是，这个预测的一个关键假设是中国的经常项目顺差将从 2009 年的 2610 亿美元增加到 2016 年的 8520 亿美元。我们认为，这个预测大大高估了未来中国经常项目顺差的规模。实际上，我国 2010 年和 2011 年实现的经常项目顺差就大大低于这个预测中的数字。同时，这个预测也忽略了日本经常项目顺差正在大幅减小的现象。总之，根据这个预测做出的结果是非常不准确的。于是，我们需要对这个预测结果进行修正。

表 7 IMF 关于主要顺差国经常项目顺差额的预测（单位：10 亿美元）

年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
样本国家	696	920	1070	1064	1118	1185	1276	1323
#中国	261	305	361	432	535	637	747	852
#日本	142	196	147	173	165	166	156	141
#产油国	157	304	478	393	357	324	321	281
#其他	136	115	85	67	61	57	51	49

注：

1. 样本国家指的是外汇储备主要来源于经常项目顺差的国家，即表 4 中属于第 1、3、5 组的经济体和日本。
2. 加黑的数据为实际数据，红色数据为 WE0 数据库(2011 年 9 月版)的预测值。

对前面预测进行修正后的结果见表 8。在这个修正中，我们主要关注三个方面的情况。第一就是关于中国，我们假定中国经常项目顺差占 GDP 的比重保持 2011 年的 2.8%不变¹。第二是关于日本，对于 2012 年以后的数字，我们先采用

¹根据中国部分国内机构的预测，中国经常项目的顺差占比很可能还要下降，而也有不少经济学家认为，基于一些基本面因素，从长期来看，中国的经常项目顺差可能很快会消失。（如 Feldstein, 2011）而根据 IMF2012 年 4 月更新的数据，中国经常项目顺差占比将会在 2011 年以后反弹(Ahuja et al. 2012)，而根据 2012 年头几个月的进出口数据显示，IMF 的新预测依然很可能高估了中国的经常项目顺差。在这里我们做一个最简单的假设，即保持 2011 年的比重不变。

IMF 的预测；实际上，随着日元的升值，日本的经常项目顺差大幅减少，因此 IMF 的预测很可能也会高估了实际的情况。第三是关于产油国，我们也继续采用 IMF 的预测；由于全球石油贸易量一直保持平稳，因此决定产油国经常项目顺差的主要因素是油价，只要油价波动降低，则产油国贡献的经常项目顺差将大致保持稳定，因此 IMF 的预测是比较合理的。总之，根据上面的假设，我们得到了修正后的经常项目顺差的预测值。在新的预测中，样本国家的经常项目顺差在 2010 年以后将保持稳定。

表 8 修正后的预测（单位：10 亿美元）

年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
样本国家	696	863	884	849	824	815	826	801
#中国	261	237.8	201.7	217	241	268	297	330
#日本	142	206	120	173	165	166	156	141
#产油国	157	304	478	393	357	324	321	281
#其他	136	115	85	67	61	57	51	49

注：

1. 样本国家指的是外汇储备主要来源于经常项目顺差的国家，即表 4 中属于第 1、3、5 组的国家和日本。
2. 加黑的数据为实际数据，相比前表，本表更新了 2010 到 2011 年中国和日本的数据；
2. 关于中国的预测：假定中国经常项目顺差占 GDP 的比重保持 2011 年的 2.8% 不变，中国 2012 年以后的 GDP 数字采用 IMF 的预测；其他经济体均采用 IMF 原来的预测；
3. 新的样本国家总和为修正后的结果。

另一个影响外汇储备增长的重要因素是新兴经济体的外商直接投资的净流入。我们根据对 2000-2010 年间流入发展中国家的外商直接投资数量进行了统计。（见表 9）

表 9 外商直接投资的增长情况

年份	发展中国家			FDI 主要净流入国		
	FDI 流入	FDI 流出	FDI 净流入	FDI 流入	FDI 流出	FDI 净流入
2000	2576	1342	1234	1622	191	1431
2001	2156	825	1331	1719	305	1414
2002	1749	497	1251	1468	140	1328
2003	1836	460	1376	1359	179	1180
2004	2931	1214	1718	2027	445	1581
2005	3323	1221	2102	2686	557	2129
2006	4295	2267	2028	3147	1206	1941
2007	5730	2942	2789	4095	1267	2828
2008	6580	3089	3491	4530	1372	3158
2009	5106	2707	2398	3402	1275	2127
2010	5736	3276	2460	3902	1790	2112

注：

1. FDI 主要净流入国指的是表 4 中的第 2、3、4、5 组经济体。

虽然 FDI 流入发展中国家的数量已经基本恢复到危机以前的水平（UNCTAD, 2011），但是危机以后的一个重要特点就是发展中国家对外直接投资数量增长很快，这使得其 FDI 净流入量实际上并没有恢复到危机以前的水平。尤其是在主要通过 FDI 来累积外汇储备的经济体中，通过 FDI 的净流入而增加的储备数量其实正在下降，从 2008 年最高峰时的 3158 亿美元下降到了 2010 年的 2112 亿美元。虽然没有更新的关于 FDI 流向的统计预测，但是可以预计，随着发展中国家对外直接投资的不断增加，由 FDI 净流入所贡献的外汇储备增长在未来一段时期内也不会重新达到危机前的水平。

总而言之，在这一节里，我们通过分析发现，外汇储备增长的两个主要驱动力——经常项目顺差和 FDI 净流入——在危机以后都并没有恢复到危机以前的水平，而且未来几年内也不会显著增长，所以外汇储备在未来几年的增长速度将显著低于危机之前。

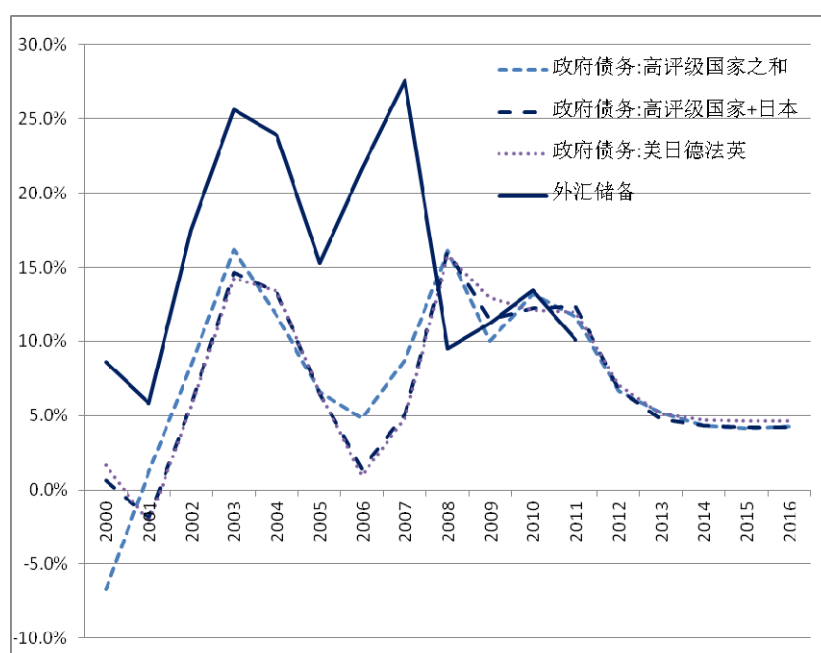
3.3 小结

在这一节里，我们首先对 2000 年以来外汇储备增长的情况进行了分析，发现新兴经济体是外汇储备增长的主力，而经常项目余额和 FDI 净流入则是主要成因。在危机以后，我们预测这些国家的经常项目余额和 FDI 净流入都将保持稳定甚至是负增长（主要原因是中国对外不平衡程度的降低和发展中国家对外直接投资的增加），未来几年外汇储备将会低速增长。

四、外汇储备投资方向变化趋势分析

在危机以前，外汇储备投资面临的重要问题就是其增长速度大大高于主要金融市场上优质金融资产的增长速度，从而导致各国央行不断扩大外汇储备资产的投资选择范围。图 7 比较了外汇储备和高评级国债数量的增长速度。在 2008 年以前，外汇储备的增长速度一直高于高评级国债，这导致外汇储备占高评级国债市场的比重不断上升（图 8）。但是在金融危机以后，这个趋势得到了逆转，一方面全球经济不平衡规模缩小，外汇储备增速下降；另一方面，高评级国家国债发行规模扩大，这两个因素联合作用导致外汇储备的增长速度低于了高评级国债的增长速度（图 9），从而使得外汇储备占高评级国债市场的比重在新世纪以来首次下降（图 10）。

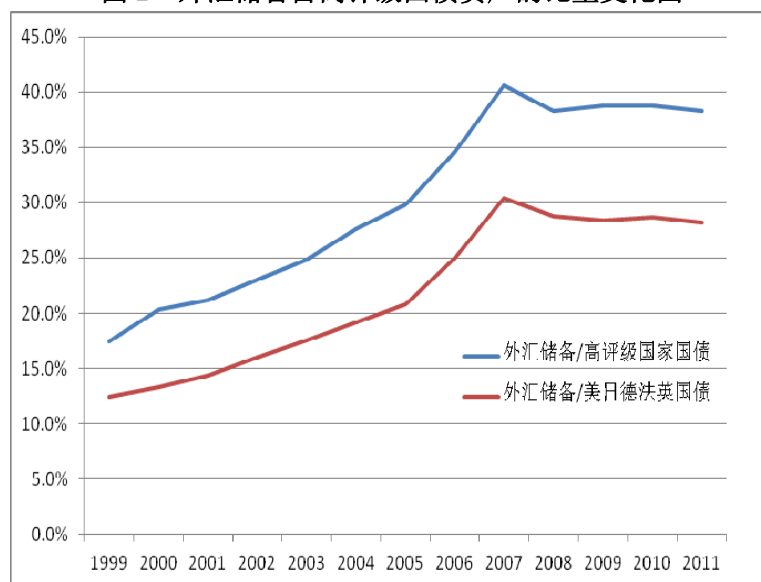
图 1 增长速度对比：高评级国债 vs. 外汇储备（2000-2016）



注：

1. 政府债务数据来自 IMF 世界经济展望（WEO）数据库，2010 年以后的数据为估计值；全球外汇储备总量数据来自 IMF 的 COFER 数据库；
2. 这里的高评级国家指的是 2012 年 4 月外币主权评级同时被三家主要评级机构评为最高两个级别的主要经济体，包括澳大利亚、奥地利、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、中国香港、卢森堡、荷兰、挪威、新加坡、瑞典、瑞士、英国和美国。

图 2 外汇储备占高评级国债资产的比重变化图



注：数据来源和国家定义同上图。

金融危机中暴露出来的低信用资产的风险，加上外汇储备增速的下降，使得各国央行更多的把资产配置到高信用资产上面。从资产结构上来说，出现了明显的向安全资产转移的趋势，从而扭转了 2007 年以前的资产风险结构多元化的格

局。因为各国外汇储备的管理一般都是相对保密的，公布其详细外汇储备管理准则的经济体很少。当前，在全球外汇储备最多的 5 个国家中，只有俄罗斯公布了比较详尽的储备资产结构。通过对俄罗斯外汇储备管理的分析，可以帮助我们了解上述趋势。

俄罗斯外汇储备资产中不同风险评级产品的分配结构见表 10。我们可以发现，在 2006 年以前，较低信用评级产品所占比重不断上升；而 2008 年以后，一个很重要的变化较低信用评级的资产（评级为 AA 和 A 的资产）比重从 2007 年的 41.3%迅速降低到了 10.4%，而且在后面的几年中还不断提高。虽然我们无法知道全球大部分主要外汇储备管理机构的操作，但是从俄罗斯央行的操作可以看出，危机以后，资产结构更加单一化，高信用评级资产比重显著上升。

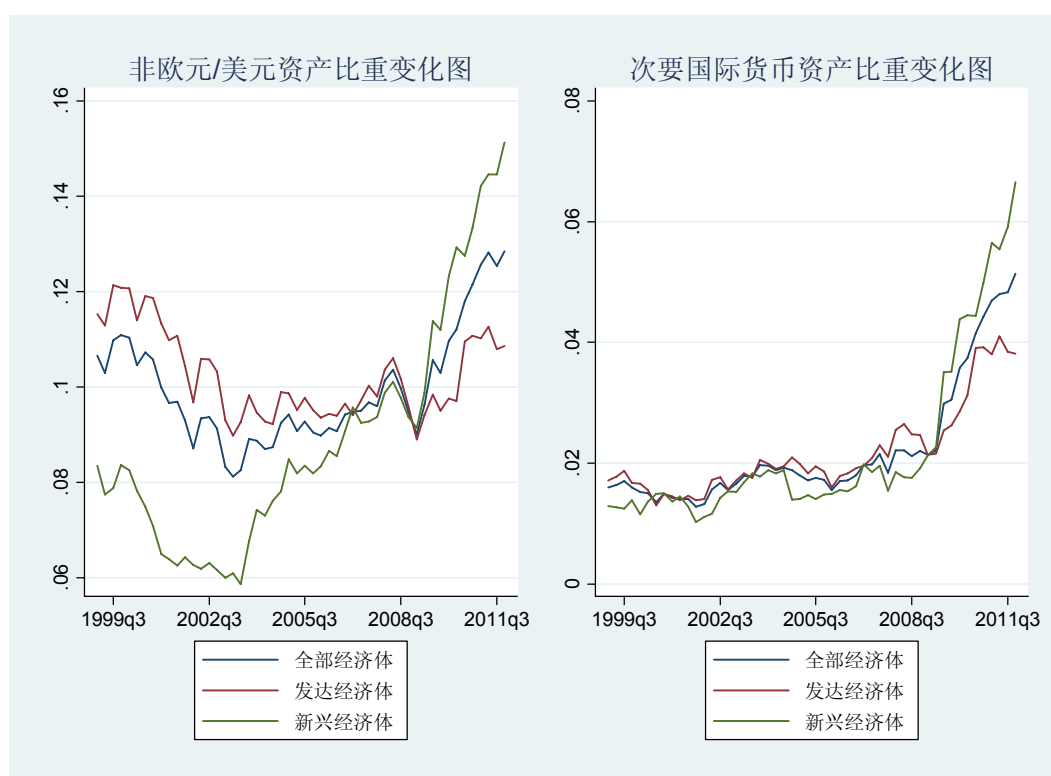
表 10 俄罗斯外汇资产投资组合中不同评级产品的分配（2005-2010）

	AAA	AA	A
2005	43.6	42.1	14.3
2006	36.1	42.5	21.4
2007	58.7	33.9	7.4
2008	89.6	7.7	1.2
2009	88.3	8.5	2.1
2010	92.7	3.8	2.7

注：数据来自俄罗斯央行各年的年度报告

在外汇储备管理中，除了信用风险配置以外，币种配置也是很重要的一个方向。那么，在金融危机前后，在币种配置上发生了什么变化么？我们通过 IMF 的 COFER 数据库对此进行解答。图?? 中列示了次要国际货币在全球外汇储备中所占比重的变化图。可以发现，从 2008 年底开始，一个很重要的变化趋势就是出现了币种多样化的趋势，即核心储备币种（美元和欧元）以外其他币种资产的比重显著上升。如果我们进一步观察，就可以发现，新兴经济体在币种多元化方面的动作要显著高于发达经济体，到 2011 年底，报告了储备币种结构的新兴经济体中，除欧元和美元以外的资产比重已经达到了 15%，而除五种主要储备货币（美元、欧元、英镑、日元和瑞郎）以外的资产比重也已经超过了 6%。

图 3 非主要储备币种资产重要性变化趋势



注：

1. 数据来源为 IMF 的 COFER 数据库；
2. 非欧元/美元资产为除美元和欧元以外的其他币种资产；
3. 次要国际货币资产为除美元、欧元、英镑、日元和瑞士法郎以外的其他币种资产。

同样的，我们可以通过对部分国家外汇储备管理情况的分析来印证上面的发现。通过俄罗斯的外汇储备资产结构可以发现，在 2007 年以后，币种资产构成更加分散，两种核心储备资产所占比重有所下降（虽然下降幅度不大）并且在 2010 年把加元也正式列为储备币种之一。（见表 11）

表 11 俄罗斯外汇储备中各币种资产的比重

年份	USD	EUR	GBP	JPY	CAD
2000	50	25	10	15	
2001	60	39	1	2	
...					
2007	47	42.4	9.8	0.8	
2008	41.5	47.5	9.7	1.3	
2009	44.5	43.8	10.4	1.3	
2010	45.2	43.1	9.3	1.6	0.8

注：数据来自俄罗斯央行各年的年度报告

实际上，通过对主要储备货币以外的其他币种的考察，我们也可以发现，像

澳元、加元和挪威克朗之类的次要国际货币，凭借其本国较为强劲的经济和财政前景，正在被越来越多的国家列为储备币种之一。（见表 12）

表 12 次要国家货币被明确列为储备币种的例子

币种	新列为储备资产币种的国家和时间			
澳元	2003-瑞典；	2007-波兰；	2008-新西兰；	2010-智利；
加元	2003-瑞典；	2008-新西兰；	2010-俄罗斯；	2010-智利；
挪威克朗	2004-瑞典；	2008-波兰；		

注：数据来自各国央行年度报告。

总之，从外汇储备的投资管理角度来看，随着金融危机以后外汇储备数量增速下降而高评级国家国债数量的增加，外汇储备的投资渠道更加集中在高评级资产之中，出现了大规模的向安全资产转移（flight to quality）的现象。而另一个显著的变化是储备币种的多元化，正有越来越多的非传统储备货币成为各国央行的选择。

五、总结

本文对新世纪以来各国储备资产的变化趋势进行了分析，并着重对 2008 年前后的情况进行了对比。

黄金是官方储备资产的重要组成部分，各国官方对于黄金储备的态度在危机前后发生了较大的变化。在 2008 年以前，各国央行整体上减持黄金，减持主要来自欧洲国家央行，新兴经济体则小幅增持；而在 2008 年以后，各国央行整体上增持黄金，增持主要来自新兴经济体尤其是金砖四国，而发达经济体则停止了减持。也就是说，在 2008 年金融危机以后，黄金投资开始成为新兴经济体多元化其储备资产组合的一部分，这也被认为是黄金价格波动的重要原因之一。但是，即使在增持以后，黄金资产占新兴经济体储备资产的比重依然很低，黄金价格上涨所带来的资产增值也很有限。相比之下，虽然经过减持，但是发达经济体央行依然持有全球官方黄金储备的 76%；黄金价格的上涨带来的收益主要体现在发达经济体央行的储备资产升值之中，美国和欧元区储备资产增值的 80%以上来自黄金储备的贡献。

外汇资产是官方储备资产中增长最快，也是占比最大的部分。不管金融危机前后，新兴经济体是外汇储备增长的主力，而经常项目余额和 FDI 净流入则都是外汇储备积累的主要来源。金融危机以前，经常项目余额的迅速上涨以及对新兴

经济体的 FDI 净流入大幅增长使得全球外汇储备数量增长速度很快。而金融危机以后，构成外汇储备的两大来源中，主要顺差国的经常项目余额迅速下降，新兴经济体的 FDI 净流入量也发生了下降，这使得外汇储备总量的增长速度明显下降。而且在未来几年，随着中国经济外部不平衡程度的降低和发展中国家对外直接投资的增加，外汇储备资产的增长速度仍将大大低于危机前的水平。

最后，国际金融环境的改变也使得各国外汇储备的管理思路在危机前后发生了改变。通过对宏观数据和案例分析，我们发现有两个方面的改变。第一，危机之前外汇储备增速高于高评级国债的增速，导致各国开始把越来越多的储备资产用于投资高风险资产；危机以后，外汇储备数量增速下降而高评级国家国债数量的增加，低风险资产供应短缺的局面有所缓解，加上金融危机所暴露出来的风险因素，使得各国外汇储备的投资渠道更加集中在高评级资产之中，出现了大规模的向安全资产转移（flight to quality）的现象。第二个显著的变化是储备币种的多元化，正有越来越多的非传统储备货币成为各国央行的选择。

参考文献

- [1] ECB, 2006. The Accumulation of Foreign Reserves, ECB Occasional Paper Series No. 43, Feb 2006.
- [2] Borio, C, G Galati and A Heath, 2008. FX reserve management: trends and challenges. BIS working paper series, No. 38.
- [3] "Jeanne, O. 2007. "International Reserves in Emerging Market Countries: Too Much of a Good Thing?, " in "Brookings Papers on Economic Activity" Spring 2007, pp. 1 - 55."
- [4] Pihlman, J. and H. van der Hoorn. 2010. Procyclicality in Central Bank Reserve Management: Evidence from the Crisis. IMF Working Paper No. 10/150
- [5] "Ahuja, A, N Chalk, M Nabar, P N' Diaye, and N Porter. 2012. An End To China' s Imbalances? IMF working paper, WP/12/100.
- [6] UNCTAD, 2011. World Investment Report 2011. New York: 2011/7.
- [7] Feldstein, M. S. 2011. The Role of Currency Realignments in Eliminating the US and China Current Account Imbalances. NBER Working Paper Series No. 16674.

附表 1 主要储备持有国的储备结构（2011 年底）

经济体	储备总额				
			黄金储备		
			实物量(吨)	价值量(亿美元)	比重
中国大陆	32547	32028	1054.1	518.9	1.6%
日本	12958	12582	765.2	376.7	2.9%
沙特阿拉伯	5566	5407	322.9	158.9	2.9%
美国	5373	1369	8133.5	4003.5	74.5%
俄罗斯	4974	4539	883.0	434.6	8.7%
中国台湾	4011	3820	423.6	191.4	4.8%
巴西	3520	3504	33.6	16.5	0.5%
瑞士	3306	2794	1040.1	512.0	15.5%
韩国	3069	3043	54.4	26.8	0.9%
印度	2987	2713	557.7	274.5	9.2%
中国香港	2854	2853	2.1	1.0	0.0%
德国	2341	669	3396.3	1671.8	71.4%
新加坡	2315	2257	127.4	57.6	2.5%
阿尔及利亚	1914	1828	173.6	85.5	4.5%
泰国	1749	1674	152.4	75.0	4.3%
意大利	1699	492	2451.8	1206.9	71.0%
法国	1685	486	2435.4	1198.8	71.1%
墨西哥	1492	1440	106.0	52.2	3.5%
马来西亚	1336	1318	36.4	17.9	1.3%
印尼	1101	1065	73.1	36.0	3.3%
利比亚	1071	1001	143.8	70.8	6.6%
波兰	977	926	102.9	50.7	5.2%
英国	945	793	310.3	152.7	16.2%
土耳其	879	783	195.3	96.1	10.9%
丹麦	850	817	66.5	32.8	3.9%
菲律宾	751	673	159.1	78.3	10.4%
以色列	747	747	—	—	—
加拿大	658	657	3.4	1.7	0.3%
伊拉克	610	607	5.9	2.9	0.5%
挪威	528	528	—	—	—
荷兰	504	203	612.5	301.5	59.8%
瑞典	502	440	125.7	61.9	12.3%
秘鲁	489	472	34.7	17.1	3.5%
匈牙利	488	487	3.1	1.5	0.3%
南非	487	426	125.0	61.5	12.6%
罗马尼亚	480	429	103.7	51.1	10.6%
黎巴嫩	479	337	286.8	141.2	29.5%
澳大利亚	467	428	79.9	39.3	8.4%
西班牙	467	328	281.6	138.6	29.7%

阿根廷	459	432	54.7	26.9	5.9%
阿联酋	428	428	—	—	—
智利	419	419	0.2	0.1	0.0%
捷克	403	397	12.5	6.1	1.5%
埃及	370	336	75.6	34.2	9.2%
尼日利亚	363	352	21.4	10.5	2.9%
乌克兰	318	304	28.0	13.8	4.3%
哥伦比亚	310	305	10.4	5.1	1.6%
科威特	297	258	79.0	38.9	13.1%
哈萨克斯坦	292	252	82.0	40.4	13.8%
比利时	291	179	227.5	112.0	38.5%
全世界	121659	106438	30922.0	15221	12.5%
#全部国家	107823	106438	27622.5	13597	12.6%
##欧元区	8477	3167	10788.0	5310	62.6%
###欧洲央行	784	537	502.1	247.1	31.5%
#国际组织	—	—	3299.5	1624	—

注：

1. 文中列举了 2011 年全球最大的 50 个储备持有国的储备结构；
2. 挪威、阿联酋、安哥拉、以色列没有公布其黄金储备数据，使用外汇储备数据作为其储备总额；
3. 安哥拉、中国台湾、新加坡、阿联酋、挪威、埃及为 2010 年的数据；
4. 这里所指的国际组织包括 IMF 和 BIS；
5. 2011 年底的黄金价格为 1531 美元/金盎司，约折合 0.4922 亿美元/吨。

附表2 2000-2010年外汇储备累积构成比较

经济体	外汇储备(亿美元)		主要构成项目(比重)			
	2010年	2000-2010 增长	经常项目	FDI净流入	资产组合投 资净流入	其他
1、主要依靠经常项目的国家						
俄罗斯	4436	4351	157%	4%	-9%	-52%
韩国	2915	2175	91%	-31%	35%	6%
中国香港	2686	1724	110%	-14%	-192%	195%
阿尔及利亚	1626	1581	73%	6%	0%	21%
利比亚	997	924	158%	1%	-31%	-28%
马来西亚	1049	743	303%	-18%	-19%	-166%
以色列	709	483	58%	24%	-21%	39%
伊拉克	504	436	96%	8%	-23%	20%
安哥拉	198	193	169%	14%	-38%	-46%
科威特	212	164	1777%	-224%	-1055%	-399%
均值			299%	-23%	-135%	-41%
2、主要依靠 FDI 流入的国家						
罗马尼亚	434	418	-230%	144%	9%	178%
秘鲁	427	339	-20%	109%	24%	-13%
哈萨克斯坦	252	237	-34%	239%	-66%	-39%
黎巴嫩	315	237	-166%	91%	21%	153%
哥伦比亚	278	198	-177%	211%	-9%	75%
摩洛哥	226	169	-35%	99%	2%	34%
均值			-110%	149%	-3%	65%
3、同时依靠 FDI 和经常项目的国家						
中国	28660	27084	70%	33%	2%	-4%
沙特阿拉伯	4447	4277	144%	33%	-25%	-52%
新加坡	2257	1487	200%	49%	-82%	-67%
泰国	1675	1335	56%	41%	3%	0%
尼日利亚	349	295	596%	143%	8%	-646%
阿根廷	497	235	195%	206%	-86%	-215%
中国澳门	237	209	197%	97%	-55%	-140%
叙利亚	195	193	30%	46%	-3%	27%
智利	278	132	135%	395%	-473%	43%
均值			180%	116%	-79%	-117%
4、同时依靠 FDI 和资产组合投资的国家						
巴西	2871	2518	-44%	86%	71%	-14%
印度	2753	2426	-51%	37%	51%	63%
墨西哥	1203	885	-126%	225%	50%	-49%
波兰	888	625	-258%	149%	95%	114%
土耳其	807	574	-392%	151%	69%	272%
匈牙利	449	339	-189%	80%	37%	171%
乌克兰	333	323	-19%	149%	52%	-82%
南非	382	318	-287%	102%	120%	165%

捷克	419	291	-171%	200%	27%	43%
均值			-171%	131%	64%	76%
5、同时依靠 FDI、资产组合投资和经常项目的国家						
印尼	929	665	106%	26%	68%	-99%
菲律宾	554	421	81%	29%	26%	-36%
埃及	336	191	15%	254%	14%	-183%
均值			67%	103%	36%	
6、有逆差的储备货币发行国						
美国	1214	609	-10180%	-882%	8960%	2202%
英国	683	350	-1536%	-596%	3095%	-864%
意大利	477	253	-1425%	-733%	1379%	879%
澳大利亚	387	174	-2119%	465%	1813%	-59%
法国	558	161	-615%	-3437%	1229%	2922%
均值			-3175%	-1036%	3295%	
7、有顺差的储备货币发行国						
日本	10610	7746	216%	-65%	-95%	44%
瑞士	2235	1872	240%	-122%	-156%	138%
丹麦	735	512	166%	-69%	-141%	144%
挪威	528	290	1640%	-274%	-1123%	-143%
加拿大	570	289	177%	-133%	225%	-168%
瑞典	426	275	1039%	-357%	-51%	-531%
德国	623	13	108372%	-15499%	-2845%	-89928%
均值			15979%	-2360%	-598%	-12920%
数据缺失						
阿联酋	428	321				
卡塔尔	306	293				
世界合计	95710	77370				

注：

1. 这里列举从 2000 年到 2010 年外汇储备增长最快的 50 个经济体，同时加上了主要储备货币发行国的数据；
2. 阿联酋和卡塔尔没有向 IMF 报告国际收支平衡表中主要项目的数字；同时，阿尔及利亚、伊拉克、黎巴嫩和中国澳门某些年份的国际收支平衡表也存在缺失。

附表 3 高评级国家政府债务和外汇储备数据（1999-2016，单位：万亿美元）

年份	政府债务之和			外汇储备
	高评级国家	高评级国家 +日本	美日德法英	
1999	10.23	16.08	14.36	1.78
2000	9.55	16.18	14.60	1.94
2001	9.66	15.87	14.28	2.05
2002	10.47	16.78	15.07	2.41
2003	12.16	19.23	17.22	3.02
2004	13.59	21.79	19.52	3.75
2005	14.48	23.20	20.80	4.32
2006	15.18	23.52	21.00	5.25
2007	16.50	24.72	22.02	6.70
2008	19.17	28.68	25.50	7.34
2009	21.09	31.98	28.79	8.17
2010	23.87	35.88	32.28	9.26
2011	26.66	40.31	36.16	10.20
2012	28.44	43.05	38.71	
2013	29.92	45.10	40.69	
2014	31.21	47.05	42.61	
2015	32.50	49.02	44.58	
2016	33.89	51.07	46.65	

注：这里的高评级国家指的是 2012 年 4 月外币主权评级同时被三家主要评级机构评为最高两个级别的主要经济体，包括澳大利亚、奥地利、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、中国香港、卢森堡、荷兰、挪威、新加坡、瑞典、瑞士、英国和美国。

中国商业银行高利润之谜*

提要：近年来中国商业银行高利润引人瞩目，社会各界众说纷纭。本文选择14家全国性股份制商业银行的数据，从理论和实证两个层面探讨了中国商业银行高盈利的原因。研究的结论显示，经济持续良好的增长使人们的收入不断增加，财富管理的意识增强；银行改革使效率提高；而政府对存款利率和民间金融等的严格控制，使商业银行处于供不应求的相对垄断的地位。这些是商业银行利润持续走高的主要原因。银行业高盈利水平是经济发展、市场环境、体制政策和自身管理等多方面因素共同作用下的结果。虽然2003年开始的银行业改革使银行的市场化程度大幅提升，但是中国的商业银行还不是自主经营的真正企业，银行的高利润不具内在的可持续性。利率市场化和放松中小金融机构准入门槛等改革能够促使商业银行成为真正的市场主体，更好地为实体经济服务。

一、引言

2011年，我国商业银行净利润突破万亿元大关，达到10412亿元。其中16家上市银行的净利润占到沪深全部上市公司的净利润的40%以上。这种对比清晰和客观地反映出银行与实体经济发展的扭曲关系。近年来，大多数行业（尤其是中小企业）经历着一场凄风苦雨，举步维艰，实体经济的利润普遍收窄或下滑，但银行业的利润却逆势大幅增长，屡创新高，走出了一条与实体经济完全不同的轨迹。实体经济与商业银行冰火两重天，引发了社会各界对银行高利润的不满和质疑。

对于中国商业银行的高利润，社会各界和银行业内的看法存在着差异。社会舆论普遍认为，银行利润率不仅大幅高于工业，甚至高于烟草和石油，存在“暴利”。银行“暴利”得益于银行的垄断，高额利差和乱收费构成商业银行利润的主要来源，银行的利润来源于对实体经济和百姓的掠夺。而银行业内普遍不认可

* 本研究得到中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目（10XNJ014）的支持。

“暴利”的说法。认为中国商业银行利润的增加主要来自信贷大幅扩张的规模效应，银行服务收费是金融服务价值的必然体现。

银行的高利润是不争的事实。到底是什么因素决定了银行的高盈利？如何看待中国商业银行的高利润？本文试图解释中国商业银行的高盈利性之谜。

本文从理论和实证两个方面探究中国商业银行的高利润。首先，本文构建了一个简化的产业组织理论模型，将宏观因素全社会资本回报率、银行业的市场竞争和货币供给下的信贷决策行为结合在一起，从理论上分析了影响商业银行盈利能力行业及宏观层面的因素，并在逻辑上进一步梳理了理论脉络。在理论分析的基础上，实证研究以 2003-2010 年的数据作为依据，两个层次展开研究。第一，选择 14 家全部全国性股份制商业银行的面板数据，从大中型银行的角度分析决定中国银行业的利润主要原因。本文采用随机效应模型和动态面板回归模型

（SYS-GMM 模型）对影响商业银行盈利能力的个体因素、行业因素以及宏观因素进行分析。研究表明，体现中国经济持续快速增长的指标全社会资本回报率、相对垄断的市场结构环境和政策支持是决定银行业高额利润的主要因素。银行业本身的变化，例如效率的提高、规模扩张等对利润也有明显的推动作用。第二，进一步研究了全国 31 个省（市自治区）的省际数据，考察商业银行的改革因素对高利润的影响效应，探寻中国商业银行的市场化程度。本文的实证结果表明，虽然 2003 年以来商业银行市场化有了长足的进步，但是银行还没有做到完全的市场原则，还不是真正的企业。由此我们进一步说明，中国银行业高利润更多地来自于优越的宏观环境和政策保护。如果宏观形势和政策保护发生变化，则商业银行很难保持目前的高利润。这也就是为什么中国银行业高利润饱受市场批评的主要原因。

本文的主要贡献在于：以往的研究大多只是研究商业银行利润的影响因素，没有从深层次上挖掘商业银行高盈利存在的问题。本文采用银行层面数据研究决定银行的盈利的因素，采用地区数据研究银行市场化程度问题。较为全面和深入地揭示了中国银行业高盈利性背后的原因。

论文的结构安排如下：第二部分介绍理论模型和研究假说，第三部分探讨决定银行高利润的主要因素，第四部分进一步讨论了中国商业银行是否是真正的市场化主体，第五部分是结论和政策建议。

二、理论模型和研究假设

国内外有不少文献研究决定商业银行利润的因素 (Demirguc-Kunt, Huizinga 1999; Goaid, 2008; 谢升峰和李慧珍, 2009)。总体来看, 可以分为银行个体特征因素、行业因素以及宏观因素。个体特征因素主要指商业银行的资产规模、资本充足率和是否上市特征等。行业因素是指银行业的市场竞争程度等。宏观因素则包括经济发展水平、货币政策等大环境指标等。

本文主要有两个假设:

1、良好的经济发展、相对垄断的市场结构和银行业的效率提高是中国商业银行高利润的主要原因

首先采用一个简化的数理模型来说明。中国是典型的银行主导型的金融体系, 银行业进入门槛很高, 存款利率管制, 贷款利率浮动幅度较大。存贷款利差收入占据了商业银行总收入的 80-90%。由此本文假设: (1) 市场上只有两家个体特征和市场地位一样、并且相互竞争的商业银行, 银行只从事存贷款和结算业务。(2) 企业投资所需要的外源资金全部来自这两家银行的贷款。(3) 企业投资的回报率是边际递减的。形式如下:

$$r(inv) = r_0 - b \times inv,$$

其中 $inv = inv_1 + inv_2$ 是投资的数量, inv_1 、 inv_2 分别为企业从银行 1、2 贷款的数额, r_0 为初始投资的回报率, b 为投资回报率边际下降的速度。两家银行的贷款利率为 i_{C1} 和 i_{C2} , 每单位贷款所花费的资金成本之外的其它成本为 i_w , 吸收存款的成本为 i_D (贷款以及吸收存款的成本都是跟个体特征变量有关的, 假设两家银行的成本是一样的)。法定存款准备金率为 RRR , 这里央行对商业银行存款支付的利息忽略不计。

当企业投资的回报率超过银行的贷款利率时, 就会选择贷款, 而当银行的贷款利率高于存款的成本加上发放贷款的其它成本时, 就愿意贷款。因此有以下等式成立:

$$r(inv) \geq i_{Ck}, k = 1, 2$$

$$i_{Ck} \geq i_w + \frac{i_D}{1 - RRR}, k = 1, 2$$

假设基础货币的供给量为 m_0 , 每次发放贷款之后, 滞留于银行体系外的现金的比例、银行贷款前预留的超额准备金的比例之和为贷款额的 D 。则银行可创

造的总货币供给量最多为 $\frac{m_0}{RRR+D}$ 。假设每家银行都最多能占领一半的市场份额，即：

$$inv_k \leq \frac{m_0}{2(RRR+D)}, \quad k=1,2$$

商业银行通过自主决定贷款利率和金额，以使利润最大化，可以表示为：

$$\begin{aligned} \max_{inv_k, i_{Ck}} \pi_k &= inv_k \times \left(i_{Ck} - \frac{i_D}{1-RRR} - i_w \right) \\ s.t. \quad r(inv_1 + inv_2) &\geq i_{Ck}, \quad inv_k \leq \frac{m_0}{2(RRR+D)} \end{aligned}$$

通过求上式可得最优解为：

$$(a) \text{ 当总货币供给量 } m_0 \geq m_1^* \text{ 时 (其中 } m_1^* = (RRR+D) \left[\frac{r_0}{b} - \frac{i_w}{b} - \frac{i_D}{b(1-RRR)} \right]),$$

$$inv_1^* = inv_2^* = \frac{r_0}{2b} - \frac{i_w}{2b} - \frac{i_D}{2b(1-RRR)},$$

$$i_{C1}^* = i_{C2}^* = i_w + \frac{i_D}{1-RRR},$$

$$\pi_1^* = \pi_2^* = 0,$$

即在竞争的市场中，当货币供给足够多时，银行的贷款利率等于其成本，利润为零。

$$(b) \text{ 当基础货币供给 } m_0 < m_1^* \text{ 时,}$$

$$inv^* = \frac{m_0}{2(RRR+D)},$$

$$i_C^* = r_0 - \frac{bm_0}{RRR+D},$$

商业银行的最大化利润为：

$$\pi_B^* = \frac{m_0}{2(RRR+D)} \left[r_0 - \frac{bm_0}{RRR+D} - i_w - \frac{i_D}{(1-RRR)} \right] \quad (1)$$

由(1)式可以看出，直接影响经济增长的宏观因素全社会资本回报率 r_0 和货币发行 m_0 、银行间的竞争 i_w 、银行对利润的追求等是决定商业银行盈利能力

的重要因素。

银行优越的宏观环境、市场结构和银行的改革主要表现在：

第一，中国经济的快速增长使政府、企业和个人的财富都迅速增加，对财富管理的需求日益增长。近 10 年来，中国经济每年以 8% 以上的增长速度高速增长，2008 年中国的人均 GDP 历史性地跨越 3000 美元大关，2011 年突破了 5000 美元。世界各国经济发展的历程显示，人均 GDP 为 3000 美元是生存社会与发展社会的“分水岭”，意味着这个国家的经济迈入了中等收入水平，城镇化和工业化的进程会加快，居民消费将从温饱型向享受型转变，是一个从量变到质变的转折点。经济发展、社会公共服务能力、生活水平等的质量会有明显的提升。对金融服务和金融产品的需求会突然增加并向高层次、精细化方向发展，财富管理成为普遍需求，而中国正处于这样一个时期。

近 10 年，中国外贸顺差的迅猛增长压迫中央银行发行了大量的货币，再加上 2009 年政府对经济强刺激下的天量信贷，货币发行量的增长率远远超过 GDP 的增长速度。巨大的外部需求使经营货币的银行业处于一个非常好的市场环境。改革开放以来，中国储蓄率一直居高不下，且持续上升。2005 年之后中国储蓄率超过 50%，2009 年占全球储蓄的 28%^①，目前中国是全球储蓄率最高的国家之一。政府高税收和政府主宰的高投资也是高储蓄率的原因之一，而且企业和政府对储蓄率上升的贡献率为 80%。高额的储蓄率给银行提供了坚实的经营基础。

第二，相对垄断的市场结构保护了银行。虽然四大银行的集中度在降低，竞争程度有所提高，但是其速度与蒸蒸日上的金融需求相比慢很多。低成本存款利率的管制，较高幅度的贷款利率浮动权，民间金融严格控制和严重压抑，这些政策因素使银行处于一个相对垄断的经营环境中。银行的产品和服务远远落后于与日俱增的市场需求。与需求相匹配的、满足不同层次需要的金融产品和服务的供给与创新、中小金融机构的严重缺失和资金的供给等诸多方面都远远无法满足需要。消费者和银行的地位不平等，市场竞争不足使得银行拥有绝对的定价权，消费者难以维护自身的权益。其结果是银行随意抬高贷款和收费价格，客户只能被动无奈地接受。传统存贷款业务的利差和新增加的手续费的双重驱动，形成了中国银行业的高利润源泉。

许多研究者都证实了宏观经济条件在决定银行经营中可以起到关键作用 (Demirguc-Kunt, Huizinga, 1999; Aburime, 2008; Heffernan, Fu, 2008)。

^① 《中国惊人的储蓄率》，新民晚报，2010 年 10 月 27 日

第三，市场化改革使银行业的效率提高

2001年，处于技术性破产边缘的中国银行业迎来了加入世界贸易组织(WTO)。面对外资银行全面进入中国市场倒计时的强大压力，从2003年开始，国有商业银行开始了大刀阔斧的改革。中央汇金公司向四大国有银行注资800亿美元，通过财政核销和市场化处置了高达2 万余亿元的不良资产，使四大国有银行卸掉了沉重的历史包袱。通过股份制改造、引入海外战略投资者和公开上市，四大银行建立逐步建立一整套全新的市场激励和约束机制。由于四大银行举足轻重的地位，它们的改革带动了整个商业银行市场化程度全面提升。

2、中国的银行业还不是真正的企业

2003年开始的四大国有银行股份制改造、上市、引入外资、激励机制的建立等极大地激发和释放了压抑已久的发展动力和能量，市场化程度有了长足的进步。

虽然在形式上中国商业银行建立了比较完善的治理架构，但实质上由于占据银行业主体的大银行大多是国有控股企业。始终也没有改变政府对银行的主导地位。在强政府的体制下，由于资源主要掌握在国家手中，即便是民营银行，也希望借助国家信誉，也非常愿意贴近政府，将大量的款项贷给国营企业和政府融资平台。政府在很大程度上主导着银行的发展，商业银行在某种程度上仍然是国家政策的一个工具。政府色彩过于浓厚使银行的行为并不是以市场为中心，这也是商业银行产生不良资产的重要原因。中国商业银行的管理层大多是从官员身份转变过来的，银行的核心管理层的董事长和行长缺乏具有真正企业家使命和素养的银行家。如果没有真正的企业家，商业银行的市场化很难有一个质的变化和飞跃。总体来说，中国的银行业贷款主要流向国有企业、经常有机会将坏账核销以及政府的隐性保护是中国银行业的特征。

Feyzioglu (2009)的研究发现，利率管制使银行可以获得较低成本的资金来源（存款利率被管制在较低的水平）和保持较大的利差水平。中国商业银行的高盈利与效率之间没有关系，也就是说，银行的高盈利并不意味着运营效率很高。利率管制和贷款配给等行政干预因素使银行享受到政策的倾斜和处于政府的保护中，降低了银行提高效率的动机。

如果银行是一个真正的现代企业，它的资金流向应该是追逐利润的。因此，就银行贷款投放的地区结构而言，应该是盈利能力越好的地区，其贷款增长应该越快，否则，则说明市场化程度不高（Podpiera, 2006）。如果银行是真正的企

业，它应该以股东利益最大化为目标，不会成为政府经济刺激和执行产业政策的工具。2009年在国家经济强刺激的情况下，政府主导的信贷膨胀表明，中国政府在投资和银行信贷资源的配置中仍然具有绝对的影响，银行业要成为真正的市场主体，任重而道远。

三、影响商业银行高利润因素的实证分析

首先，本文从银行层面来研究决定商业银行利润的主要因素。

（一）计量模型和变量

根据前面的理论分析，我们设定以下回归模型：

$$ROIF_{it} = \alpha + X_{1it}\beta_1 + X_{2it}\beta_2 + X_{3it}\beta_3 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

1、被解释变量

$ROIF_{it}$ 为投入资金回报率，即营业利润/（带息债务+股东投入资本），其中营业利润=主营业务利润+其他业务利润-存货跌价损失-营业费用-管理费用-财务费用。除了 $ROIF_{it}$ ，还有其他反映商业银行盈利能力的指标，例如，净资产回报率、总资产回报率等。净资产回报率是净利润与净资产的比值，反映的是净资产的盈利能力；总资产回报率反映了银行全部资产的盈利能力。由于在样本银行中，有些银行在股份制改造前净资产出现负数的情况，使得净资产回报率并不能恰当的反映出银行的盈利能力。因此本文采用投入资金回报率作为银行盈利能力的代表，在稳健性检验中以总资产回报率作为因变量。

2、主要解释变量

X_{1it} 为商业银行的个体特征变量， X_{2it} 代表行业的竞争状况的变量， X_{3it} 为影响商业银行的宏观变量。

（1）商业银行的个体特征变量

银行总资产规模、资本充足率、技术效率、非利息收入占总收入比重和是否上市等都是反映银行个体经营特征的指标。

本文用 $IsListed_{it}$ 代表银行是否上市，具体表述如下：

$$IsListed_{it} = \begin{cases} -1, & \text{如果} t \text{ 期为上市之前} \\ 0, & \text{如果} t \text{ 期为上市当年} \\ 1, & \text{如果} t \text{ 期为上市之后的年份} \end{cases}$$

在银行的个体特征变量方面，本文加入了技术效率指标，用来考察 2003 年

改革以后银行内部管理水平的变化对利润的影响。

所谓技术效率指的是银行的 X 效率。X 效率是对某一机构相对于行业内最佳表现的测度，指一个公司由投入获得最大产出的能力。新古典学派假设，厂商根据生产函数和成本函数进行生产，在既定投入和技术水平下实现产量最大化和单位成本最小化。投入产出关系，只是一种与每个人的决策行为无关的纯技术关系。在现实生活中，X-低效率是一个客观存在。它实质上是一种组织或动机的低效率，它代表了造成非配置低效率的一切因素。X 效率是一个相对指标，是用给定投入和产出要素价格计算出一家银行与其他银行的效率之间的相关性，找出行业中广泛认可的“最优”的成本边界（或称“前沿”，通常用 1 表示），而某个银行效率的度量是看它与边界之间的距离，距离越远说明该银行的效率越差。

本文采用随机前沿生产函数（参数）的方法，主要通过最小二乘法或者极大似然估计法对生产函数进行估算。假设企业投入为 X_{it} ，产出函数为 $y_{it} = f(X_{it})\exp(v_{it} - u_{it})$ ，其中 v_{it} 为影响产出的随机冲击（假设其服从随机正态分布），而 u_{it} ($u_{it} \geq 0$) 为由于非效率造成的对产出的负面冲击（假设其服从半正太分布）。理想的产出为 $\tilde{y}_{it} = f(X_{it})\exp(v_{it})$ 。根据定义，技术效率为：

$$TE_{it} = \frac{y_{it}}{\tilde{y}_{it}} = \frac{f(X_{it})\exp(v_{it} - u_{it})}{f(X_{it})\exp(v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (3)$$

本文借鉴 Rima Turkey Ariss (2009) 的方法，将模型设定为：

$$\log(\text{PreTaxProfit}_{it}) = c_1 \log(\text{totalAss}_{it}) + c_2 \log(W_{lit}) + c_2 \log(W_{2it}) + c_3 \log(W_{3it}) + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

其中表示产出的因变量 PreTaxProfit 为银行的税前利润，TotalAss 为银行的总资产， W_{lit} ， W_{2it} ， W_{3it} 代表投入部分（包括资本、人力、固定资产）的价格，分别用利息支出/平均有息负债、工资支出/总资产、其他支出/总资产计算得到。

（2）市场结构指标

行业集中度 CR4 采用规模最大的四家商业银行的总资产占全部银行业总资产的比重来衡量，本文用 1-CR4 表示竞争程度。

（3）宏观经济指标

全社会的资本回报率在很大程度上影响着 GDP 的增长，本文选取 r_t 为资本的边际投资回报率作为中国经济持续发展的指标。

根据新古典的增长模型，生产函数可以表示为：

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha_t} L_t^{1-\alpha_t}$$

其中 Y_t 为生产总值, K_t 为资本存量, L_t 为劳动力投入, A_t 为除资本及劳动之外的其它影响生产效率的因素, 包括生产的技术、管理组织效率、劳动力素质、需求及供给冲击等等。根据该生产函数, 可以得到资本的回报率为:

$$\tilde{r}_t = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} + (P_{Kt} - P_{Yt}) - \delta_t = \frac{\alpha_t Y_t}{K_t} + (P_{Kt} - P_{Yt}) - \delta_t \quad (5)$$

其中 P_{Kt} 为资本的价格变化, P_{Yt} 为产出的价格变化, δ_t 为折旧率, 而 $1 - \alpha_t$ 为劳动投入的份额可以通过国家统计局的数据查到 (劳动者报酬/GDP)。而资本存量则根据徐杰等 (2010) 用永续盘存法的测算得到。由于折旧容易受会计政策影响, 而本文研究的时间长度比较短, 因此真实的折旧率变化不大。而企业投资时, 无法准确地预见未来资产与产出的价格变化, 因此影响投资需求的主要还是 $\frac{\partial Y_t}{\partial K_t}$

这一项。本文在回归中, 采用 $r_t = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t}$ 作为全社会资本回报率的代理变量。

(二) 数据说明

本文选取中国工商银行、中国建设银行、中国银行、中国农业银行、交通银行、中信银行、上海浦东发展银行、招商银行、民生银行、光大银行、华夏银行、深圳发展银行、广东发展银行、兴业银行共 14 家全国性商业银行的数据作为研究样本。行业竞争度的数据由银行个体特征数据计算得到, 银行个体特征数据均来自 Bankscope 数据库。宏观数据包括 GDP、固定资本形成总额、劳动者报酬、法定存款准备金率、基础货币供给等来自 Wind 数据库、国泰安经济金融数据库、《中国统计年鉴》以及中国人民银行和中国银监会网站。由于 2003 年开始了银行的全面改革, 所以以 2003-2010 年的数据作为考察对象。本文主要考察的是 14 家全国性商业银行, 从一个侧面反映出中国大中银行的特点。

表 1 变量描述性统计

	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
log(总资产)	112	14.13	1.16	12.15	16.42
是否上市	112	0.21	0.94	-1.00	1.00
投入资金回报率 (%)	105	1.20	0.47	0.10	2.19
一级资本充足率 (%)	99	7.21	2.59	-1.47	13.14
技术效率指标	99	0.67	0.2	0.07	1.00

			1		
非利息收入占总收入比(%)	111	12.48	7.57	-4.32	43.34
市场竞争(1-CR ₄)(%)	8	48.70	2.30	45.10	52.20
基础货币供给增速(%)	8	19.57	8.54	9.32	30.59
全社会资本回报率(资本折旧前, %)	8	26.98	2.55	23.96	30.26
法定存款准备金率(%)	112	10.75	3.79	6.25	16.52

可以看出, 银行之间非利息收入占比波动加大, 四大银行的市场占有率为50%左右。

(三) 实证结果和分析

由于个别银行在股改前大规模核销不良资产, 个别指标因为账务处理出现负值等较大的波动, 因此本文剔除了个别异常的样本。

首先对面板数据进行 Hausman 检验, $\chi^2(9)=1.96$, p 值为 0.99, 表明采用随机效应模型更为合适, 模型(2)的回归结果见表2的(A)部分。

表2 回归结果

	(A) RE (随机效应)	(B) SYS-GMM	(C) SYS-GMM
变量	ROIF	ROIF	ROA
log(总资产)	0.192*** (0.0326)	0.163*** (0.0438)	0.154*** (0.0434)
是否上市	0.0505** (0.0226)	0.0556** (0.0283)	0.0549** (0.0279)
资本充足率	0.00270 (0.00975)	0.00961 (0.0120)	0.00975 (0.0119)
法定存款准备金率	0.0262*** (0.00734)	0.0396*** (0.00782)	0.0378*** (0.00770)
技术效率	1.280*** (0.0846)	1.595*** (0.0982)	1.575*** (0.0973)
竞争度(1-CR ₄)	-0.0268* (0.0141)	-0.0316* (0.0176)	-0.0289* (0.0174)
基础货币供给增速	0.00893*** (0.00200)	0.00628*** (0.00205)	0.00619*** (0.00202)
全社会资本回报率	0.0286*** (0.00581)	0.0280*** (0.00669)	0.0274*** (0.00660)
非利息收入占比	-0.000294 (0.00356)	-0.00610 (0.00530)	-0.00582 (0.00524)
ROIF (-1)		-0.0263 (0.0581)	
ROA (-1)			-0.0218 (0.0583)
常数项	-2.298***	-1.890***	-1.871***

	(0.574)	(0.723)	(0.714)
样本数	90	74	74

注：括号中数字为异方差一致性标准差；上标*、**和***分别表示估算值在 10%、5%和 1%的水平上显著性

（1） 宏观变量效应

由回归结果可以看出，全社会资本回报率与银行的盈利正相关，而且通过了统计检验。根据前面的理论，全社会资本回报率是决定商业银行盈利的重要因素，银行的利润依赖于整体经济的良性循环和增长。这个结论印证了第二部分的理论模型。

根据理论模型，基础货币供给增加以及法定存款准备金率的下调对商业银行的影响有两方面，一是使得银行的可贷资金增加，有利于扩大银行盈利资产，二是使得市场的资金供给增加，导致利率下降。也就是说，对商业银行盈利的影响可能为正，也可能为负。从回归结果可以看到，在样本期内，基础货币供给的增加和法定存款准备金率的下调都能显著增加商业银行的盈利。即法定存款准备金率的提高会导致市场资金供给的减少，刺激贷款的利率提高，其收益超过了可贷资金减少带来的损失。而基础货币供给增加时，导致可贷资金增加的收益超过了贷款利率下降的损失。这两种货币调整的影响不一致的原因，可能是当基础货币供给增加时，投资的需求也在增加。比如国外需求旺盛时，会带来大量的顺差，于是就可以看到基础货币供给被动增加，在这种情况下，虽然货币的供给增加，但是投资以及对贷款的需求也会增加。还有一种情况是，当经济形势好，GDP 快速增长时，中央银行为了避免通缩，也会增加货币的供给，这种情况下，投资的需求也会增加，从而使得利率上升。

（2） 市场结构效应

计量结果表明，银行业的市场竞争与银行的盈利性呈反向关系，而且全部通过检验，即竞争越激烈，银行的利润越低，这印证了我们的预期。从原始数据看，样本期内银行的集中度在下降，而利润在增加。而银行竞争度的指标在控制住效率的影响之后，系数显著为负，即市场竞争加大将会削弱银行的盈利能力。这说明银行业的市场化改革以及竞争的加剧，银行经营管理的效率提高，但是总体来说竞争本身还是降低了银行的盈利能力。

由于存款利率的管制导致存款成本低廉，经济快速发展带来了贷款需求巨大，只要商业银行能够获取大量的存款，就能轻易获得丰厚的利润回报。低成本的资金来源和强烈的市场需求使贷款利率水涨船高，而这种得天独厚的优越地位

是国家金融管制和政策保护的结果。目前中国商业银行利润主要来源于存贷款利差，而这部分收入主要不是由于它的经营和创新带来的，是国家政策给予的。长期以来，政府一直严格控制民营中小金融机构，导致中小企业的融资无门，加剧的民间借贷和地下钱庄的高利贷行为。市场结构造成的供需严重失衡导致银行利润不断攀升。因此强化竞争可以降低银行的利润。

（3） 银行个体变量效应

从回归结果可以看到，银行的规模越大，盈利能力越强，表明银行业中存在规模经济的现象。本文考察的对象是全国最大的 14 家银行。这些银行大多有政府背景，实力和信誉都较好，容易以较低的成本吸收更多的存款。之前笔者将 44 家全部的全国性商业银行和地方性商业银行作为样本考察，发现规模对利润的促进效应没有这里明显。说明全国性大中型银行的规模效应比地方性商业银行更显著。

从回归结果（1）可以看到，技术效率指标的系数显著为正，即银行的效率促进了盈利能力的提高。2003 年银行业改革后，银行建立了一整套崭新的激励机制和成本控制机制，银行内生的动力导致效率逐步提高。说明银行业的市场化改革是银行高利润的主要原因之一。

本文考察的全国性股份制商业银行全部为上市银行。从原始数据看，上市前后，银行的变化很大（尤其是由国有银行改制过来的银行）。回归结果也证实了上市促进了这 14 家大中型银行利润的大幅度提升这个结论。这个结果和笔者之前的对 44 家全国性银行和地方性商业银行考察的结果有所不同，原因是四大银行的改革带动了中国银行业市场化程度整体上了一个台阶，很多地方性的中小银行即使没有上市，也表现出了出色的经营业绩。

非利息收入占比对商业银行盈利的影响并不显著。虽然最近伴随着财富的快速增长，全社会的理财意识在不断地加强，商业银行非利息业务的丰富只是最近 2-3 年的事情。但是从 2003-2010 年之间的数据来看，商业银行非利息收入占比重波动较大。如果以收费的中间业务为主，基本上没有风险。而涉足资本市场的产品，则非利息收入在增加银行收入来源的同时会加大银行收入波动的风险（黄隽，章艳红，2010）。

（四） 稳健性检验

为了避免可能存在的内生性问题带来的偏误，下面采用动态面板回归模型，并用税前总资产回报率（ROA）进一步检验回归结果。

Arellano 和 Bond (1991) 提出了一阶差分广义矩估计法 (DIF-GMM)，通过对面板数据进行差分，消除由于为观察到的截面个体效应造成的遗漏变量偏误。根据这个方法，得到差分后的方程为：

$$\Delta ROIF_{it} = \Delta ROIF_{i,t-1}\gamma + \Delta X_{it}\beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中 X_{it} 为影响商业银行变量组成的向量组。在上式中， $\Delta ROIF_{i,t-1}$ 是与 $\Delta \varepsilon_{it}$ 相关的（因为 $\Delta ROIF_{i,t-1} = ROIF_{it} - ROIF_{i,t-1}$ ， $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$ ，而 $ROIF_{it}$ 是关于 ε_{it} 的函数），因此需要引入 $\Delta ROIF_{i,t-1}$ 的工具变量。根据 DIF-GMM 估计法，在第 3 期， $ROIF_{i1}$ 是 $\Delta ROIF_{i3}$ 的工具变量，在第 4 期， $\Delta ROIF_{i3}$ 、 $ROIF_{i1}$ 、 $ROIF_{i2}$ 是 $\Delta ROIF_{i4}$ 的工具变量，在第 5 期， $ROIF_{i1}$ 、 $ROIF_{i2}$ 、 $ROIF_{i3}$ 是 $\Delta ROIF_{i5}$ 的工具变量，依此类推，其他外生变量也同时作为工具变量。

由于 DIF-GMM 估计量容易受弱工具变量以及小样本偏误影响，很多时候并非是有有效的估计量。为了克服这一缺点，Blundell 和 Bond (1998) 提出另外一种方法，即系统广义矩估计方法 (SYS-GMM)。其做法是在 DIF-GMM 方法的基础上，同时估计水平方程，并把差分变量的滞后项作为水平变量的工具变量。即估计差分方程 $\Delta ROIF_{it} = \Delta ROIF_{i,t-1}\gamma + \Delta X_{it}\beta + \Delta \varepsilon_{it}$ 的同时，也估计水平方程 $ROIF_{it} = ROIF_{i,t-1}\gamma + X_{it}\beta + Fe_i + \varepsilon_{it}$ （ Fe_i 为商业银行的个体固定效应），并把 $ROIF_{i1}, \dots, ROIF_{i,t-2}$ 作为 $\Delta ROIF_{it}$ 的工具变量 $\Delta ROIF_{i,2}, \dots, \Delta ROIF_{i,t-2}$ 作为 $ROIF_{i,t-1}$ 的工具变量。与 DIF-GMM 相比较，SYS-GMM 进一步增加了可用的工具变量，并且在估计过程同时使用了水平方程和差分方程，因此估计的结果具有更好的统计性质。根据本文的数据，得到了 37 个工具变量。利用 Sargan 统计量来检查工具变量的有效性，得到 $\chi^2(26) = 35.37$ ， $Prob > \chi^2(26) = 0.104$ ，表明工具变量是有效的，结果见表 2 回归结果 (B)。表 2 回归结果 (C) 中还报告了以税前总资产回报率作为被解释变量的回归结果。回归结果再次确认前面的结论是相当稳健的。

由此看来，银行业高盈利水平是良好的经济发展、相对垄断的市场环境、银行资产规模膨胀和银行效率提高等多重因素共同作用下的结果。

四、商业银行市场化的实证研究

在这部分，我们进一步探究中国商业银行的市场化问题。

如前面理论部分所述，本文将贷款在地区间的流向是否追逐利润作为说明银行是否具有商业化导向的标志，即用商业银行在不同区域内贷款增长与盈利能力的相关性来判断贷款行为是否遵循商业导向。本文借鉴（Podpiera，2006）的思路，讨论地区的盈利能力是否对贷款增长率具有显著的影响。同时我们还考察国家政策对商业银行的影响。

本部分选取中国 31 个省（市自治区）在 2003-2010 年之间的经济活动为研究对象。贷款和存款等数据来自《中国金融年鉴》，其余数据来自《中国统计年鉴》。由于 2004 及 2008 年的营业盈余数据缺失，因此估计模型时，没有用到这两年的数据。

本文以省份的整体贷款增长率为作为被解释变量。模型选取了能够对银行的信贷增长造成影响的控制变量，用省 GDP 增长率表示当地的经济发展。由于没有可靠的和综合的地区所有企业业绩的数据，所以我们将营业盈余占生产总值的比例作为所有企业盈利能力的代表。我们还考察了国有企业工业值占地区工业总值比例对信贷增长的影响。

表 4 数据的统计描述

统计量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
贷款增长率（%）	248	17.73	9.74	-9.50	50.50
存款增长率（%）	248	19.82	5.94	4.05	39.51
GDP 增长率（%）	248	12.92	2.18	5.40	23.80
营业盈余占 GDP 比重（%）	186	25.01	6.57	8.33	38.19
国有企业工业生产总产值/工业生产总产值（%）	217	45.29	19.13	10.73	83.37

回归模型如下：

$$gLoan_{it} = \alpha_i + \beta_1 gLoan_{it-1} + \beta_2 gDeposit_{it} + \beta_3 gGDP_{it} + \beta_4 surplus_{it} / GDP_{it} + \beta_5 shareOfSOE_{it} + \beta_6 shareOfSOE_{it} * D_{2009/2010} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中 $gLoan_{it}$ 、 $gDeposit_{it}$ 、 $gGDP_{it}$ 、 $surplus_{it} / GDP_{it}$ 、 $shareOfSOE_{it}$ 、 D_t 分别为第 i 个省在时期 t 的贷款增长率、存款增长率、国民生产总值增长率、营业盈余占地区生产总值比例、地区的国有企业工业值占总工业值比重以及 t 年的 0-1 变量。

银行是否商业化，并不单单是看营业盈余占比跟贷款增长率的关系，还要看商业银行的贷款行为受政府的影响程度。在回归变量中，我们特别关注了 2009

年、2010 年国家经济刺激计划下的银行行为。加入国有企业工业占地区总工业比例与 $D_{2009/2010}$ （如果当年为 2009 年或 2010 年，则设置为 1，否则设置为 0）的交叉变量，考察国有工业经济占比跟贷款增长率的相关关系。为了观察贷款的增长与地区的营业盈余随时间变化的情况。

$$gLoan_{it} = \alpha + \beta_1 gLoan_{it-1} + \beta_2 gDeposit_{it} + \beta_3 gGDP_{it} + \beta_4 surplus_{it} / GDP_{it} + \beta_5 shareOfSOE_{it} + \beta_6 t \times surplus_{it} / GDP_{it} + \beta_7 shareOfSOE_{it} \times D_{2009/2010} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

用 Hausman 检验来判断该选择固定效用还是随机效用模型，得到检验结果如表 5，两个方程的卡方统计量的 P 值均小于 0.1，采用固定效应模型更合适。

表 5 面板数据模型检验结果

Hausman 检验结果		
H0: 随机效应模型与固定效应模型估计的结果无系统性差别		
	模型 (3)	模型 (4)
卡方统计量	20.76	80.85
P 值	0.002 0	0.000 0

我们在表 6 (A) 和 (B) 中分别汇报了模型 (7)、(8) 的估算结果。

表 6 模型估算结果

	固定效应 (A)	固定效应 (B)
因变量	$gLoan_{it}$	$gLoan_{it}$
常数项	0.336*** (0.0860)	0.246*** (0.0749)
$gLoan_{it-1}$	-0.218*** (0.0607)	-0.445*** (0.0623)
$gDeposit_{it}$	0.634*** (0.118)	0.551*** (0.102)
$gGDP_{it}$	0.000645 (0.00336)	0.00417 (0.00292)
$surplus_{it} / GDP_{it}$	-0.173 (0.178)	-0.755*** (0.176)
$t \times surplus_{it} / GDP_{it}$		0.110*** (0.0166)
$shareOfSOE_{it}$	-0.524*** (0.107)	-0.275*** (0.0991)
$shareOfSOE_{it} \times D_{2009/2010}$	0.198*** (0.0390)	0.123*** (0.0353)
样本数	155	155
R-squared	0.776	0.837

注：括号中数字为异方差一致性标准差；上标*、**和***分别表示估算值在 10%、5%和 1%的水平上显著性

回归结果显示，存款数量作为资金来源是影响贷款增长的重要因素，这符合人们的共识。从 6（A）和（B）的回归结果来看，我们看到了现阶段中国商业银行行为的两个突出特点。

第一，商业银行的市场化倾向在逐步增强。为了考察中国银行商业化发展的轨迹，本文在模型增加了营业盈余时间趋势的交叉项，回归结果见表 6（B）。我们看到伴随着时间趋势的变化，中国商业银行的市场化程度进步的轨迹，商业银行已经不再是过去那种不问利润的行政机关，商业银行经营的行为越来越商业化。同时回归结果还显示，从总体来看，地区的国有企业工业占比与贷款增长是负相关关系，在统计上通过了检验。从采集的数据来看，国有企业工业生产总值占比较大的区域主要是经济不发达的地区，例如新疆、甘肃、青海、黑龙江等，说明商业银行的资金偏好流向经济发达、赚钱效应强的地区。

第二，商业银行还没有成为真正的企业。地区 GDP 增长、盈利水平（营业盈余占 GDP 比重）对贷款的增长影响都不显著，表明商业银行的贷款行为不受经济增长和利润的影响，信贷的流向并没有追逐利润走，也就是说银行没有按照市场原则决策，还不是真正的企业。

为了防止次贷危机带来的经济衰退，中国在 2009 年新增贷款高达 9.59 万亿，比上年增长 32%^①，达到了天量，这些信贷的增长是政府主导的。从回归的结果也可以看到，在 2009 年，国有企业占比对贷款增长率影响是显著为正的，说明 2009 年大量的贷款流向国有企业和政府融资平台。根据世界银行 2010 年 6 月发布的《中国经济季报》提供的数据，2009 年以后，国有企业突然发力，打破了前些年投资增长低于非国有企业的态势，投资增速超过非国有企业。国有企业投资的主要资金来源于银行的信贷，地方政府性债务中 80% 是银行贷款^②。（8）的回归结果再次确认了（7）的结论，即在 2009–2010 年政府干预的情况下，商业银行根本不考虑地方政府的还款能力，商业银行大量的信贷资金流向政府的融资平台和国有企业。商业银行还没有成为真正成为完全自主化经营的企业。

五、结论和政策建议

本文从全国性大中型银行的角度探讨中国商业银行高盈利的原因，虽然不能涵盖中国整个银行业全部的情况，但是由于这 14 家银行在中国银行业中的重要地

① 数据来源于中国人民银行官方网站。

② 《刘明康：中国地方政府性债务中 80% 是银行贷款》，《财经》，2011 年 10 月。

位，我们可以从中得到出一些有益的信息。研究的结论显示，经济持续良好的增长使人们的收入持续提高，使人们对银行产品和服务的需求日益高涨；银行业自身的改革使效率提升；政府对存款利率和民间金融等的严格控制，使商业银行处于供不应求和相对垄断的经营环境中，这些是商业银行利润持续走高的最主要原因。不可否认，2003年开始的银行业改革使银行的市场化程度和原来相比得到大幅提高，但是中国的银行业仍不是真正的企业。中国商业银行的高利润更多地或者说主要得益于良好的宏观经济和相对垄断的市场结构环境，当前的银行高盈利具有内生的不可持续性。

本文讨论的目的不是单纯以降低银行的利润为目标，而是希望明确银行服务实体经济的市场定位，银行在为实体经济和百姓服务中取得合理的利润，实现实体经济与银行共赢。银行是国民经济的血脉和神经中枢，为整个经济发展提供大部分资金资源。银行的经营状况关系到整个金融体系的稳定和宏观经济的发展。在当前中国经济处于长周期内生增长动力不足和短周期总需求萎缩的叠加状态下，房地产、政府融资平台以及快速膨胀的影子银行体系都有可能引发系统性的经济金融风险。在这种情况下，银行体系良好的经营绩效和合理的利润对于中国经济的平稳发展有着重要的意义。

根据以上分析，我们提出以下政策建议。

第一，政府需要明确商业银行的定位，采取措施引导资金流向实体经济。商业银行等金融机构的定位应该是为实体经济服务。根据信贷理论，商业银行的利率应该低于社会平均利润率。但是在当下的中国，银行业的利润率和收益率远远高于实体经济，这使大量的资金逃离实体经济涌入金融业。产业空心化，严重背离了银行业的基本定位。银行高利润，企业艰难，这是一种畸形的金融化过程。诚然，银行业的发展能够创造价值，对于一国经济起飞很重要。但是一个国家民营经济或实体经济无法生存，光靠金融的繁荣必定死路一条。

目前中国经济不缺钱，流通中的货币量很充足，现在缺的是把钱用到实体经济去的机制和制度。资金总是追逐利润，要想让资金流向实体经济，需要坚持改革，提高实体经济的回报率，适当降低银行业的利润率，保障实体经济与银行的主辅关系。

第二，采取措施改变银行业相对垄断的优越地位。一是推进利率市场化，在严格管控的低存款利率的情况下，大量的社会资金体外循环追逐高利率。利率市场化之后，竞争可能导致存贷利差会收窄，商业银行将面对复杂多变的市场环境。

伴随着银行间的竞争更多地转向价格竞争，商业银行将把更多精力放到产品和服务的创新上去，这将加速商业银行的分化，同质化竞争将会有所减弱。利率市场化将鼓励有特色的、细分市场和客户、有比较优势的银行发展，产品创新、差异化服务、综合定价及风险管理能力将成为银行争取市场地位的核心竞争力。利率市场化将对银行业产生较大的业务转型和风险防控压力，促使商业银行成为真正的市场主体。二是降低门槛，放宽准入，鼓励、引导和规范民间资本进入银行业。由于银行业对稳定的特殊要求，银行业不可能成为一个完全竞争的行业。从各国银行业的市场结构来看，一般是 4-5 大银行占据约 50% 的市场份额，其余的中小银行占据剩余的 50% 左右。目前，中国的情况是在经济发达的大中城市银行的网点和服务较为方便，但是在经济相对落后地区和农村，金融机构和金融服务严重缺乏。中国不缺大银行，缺的是为小微企业和客户服务的中小银行。因此，建立多元化和多层次的融资机制，应该将重点放在大力发展立足地方、服务小微企业的中小金融机构，通过地缘优势和标准化的产品降低小微企业信贷成本。

参考文献

- 黄隽, 章艳红, 2010, 《商业银行的风险: 规模和非利息收入》, 《金融研究》第 6 期
- 谢升峰, 李慧珍, 2009, 《外资银行进入对国内银行业盈利能力的影响》, 《经济学动态》第5期
- 徐杰, 段万春, 杨建龙, 2010, 《中国资本存量的重估》, 《统计研究》第 12 期
- Aburime, U., 2008, Determinants of Bank Profitability: Macroeconomic Evidence from Nigeria
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1231064
- Arellano, M. and Bond. S., 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, Review of Economic Studies: 58(2), 277-297.
- Blundell. R, and Bond. S., 1998. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, Journal of Econometrics: 87(1), 115 - 143.
- Demirguc, A. and Huizinga, H., 1999, Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some international Evidence. World Bank Economic Review, 13 (2).
- Demirgüç-Kunt, A. and Huizinga, H., 2001, Financial Structure and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Banks, Markets, and Development. Cambridge: MIT Press,
- Feyzioğlu, T. 2009, Does Good Financial Performance Mean Good Financial Intermediation in China? IMF Working Paper.
- Goaied, M. and Bennaceur, S. 2008, The Determinant of Commercial Bank Interest Margin and Profitability: Evidence from Tunisia, Frontiers in Finance and Economics, 5(1).
- Heffernan, S and Fu. M, 2008, The Determinants of Bank Performance in China
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1247713
- Podpiera Richard., 2006, Progress in China's Banking Sector Reform: Has Bank Behavior Changed", IMF working paper
- Rima Turk Ariss, 2009, On the Implications of Market Power in Banking: Evidence from Developing Countries, Journal of Banking and Finance: 34(4), 765-775.

中国银行业的集中度、竞争度与银行风险

内容提要: 本文基于 1995-2010 年 125 家商业银行的非平衡面板数据, 并利用更具微观基础的 Lerner 指数衡量银行竞争度, 研究了我国银行业集中度、竞争度与银行风险之间的关系。结果表明, 我国银行业集中度和竞争度均与银行风险呈显著的正相关关系, 这一结论在一定程度上支持了“集中度-脆弱性假说”和“竞争度-脆弱性假说”。研究还发现, 银行竞争度不是导致银行集中度与银行风险正相关的中介变量。这些结论意味着, 我国可以通过放松银行业进入管制来降低银行集中度, 从而降低银行风险。同时, 由于银行竞争度并不会影响银行集中度与银行风险之间的相关关系, 因此即使银行业竞争变得更加激烈, 也不宜因此而出台加强银行业进入管制的政策。

一、引言

改革开放以来, 我国银行业的市场结构发生了很大变化, 主要表现为银行业的集中度不断下降, 银行数量不断上升。20 世纪 80 年代中期, 中国只有工商银行、中国银行、建设银行和农业银行等四大国有商业银行, 自 1987 年开始, 我国逐步放松银行业进入管制, 多家新兴的股份制商业银行陆续建立; 自 1996 年开始, 又成立了大量城市商业银行。到 2010 年, 我国银行业共有国有独资、股份制和城市商业银行 160 多家。随着银行数量增加, 银行集中度不断下降, 在某些地区也出现了银行间激烈竞争的现象。而目前为了解决中小企业融资难问题, 银行业进入管制可能会进一步放松, 民间资本也将开始进入银行业, 这意味着银行业集中度可能会进一步下降。那么, 我国银行业集中度的下降是否会提高银行风险呢? 考虑到金融危机的巨大成本, 保持银行系统的稳定性一直是政策制定者的重要目标。长期以来我国银行业之所以存在很高的进入壁垒, 很可能就是因为监管部门担心放松进入管制会带来银行风险。因此, 要防范银行风险, 保持银行系统的稳定性, 政府应该选择提高还是降低商业银行的集中度和竞争度, 是我国金融主管部门面临的重要课题。本文的目的是以中国 1995-2010 年银行业的风险为研究对象, 探讨中国银行业集中度、竞争度的变化趋势对银行风险的影响。

已有的研究表明,银行的集中度和竞争度与银行风险之间存在密切关系,但现有理论和实证文献对这三者的关系存在两种截然对立的假说。对于银行集中度和银行风险的关系而言,一种观点认为银行集中度的提高会降低银行风险,这可被称为“集中度-稳定性假说”,支持该假说的理由有以下几个:一、银行集中度越高,银行的市场势力(market power)越强,越能够获得更多的利润,这将提供较高的资本缓冲(Boyd *et al.*, 2009),或提升银行的特许权价值(Hellman *et al.*, 2000; Matutes and Xavier, 2000),从而有助于抵御不可预期的冲击,并降低银行从事高风险贷款或投资活动的诱因,系统性银行危机发生的概率也因此更低。二、在信息不对称的信贷市场上,具有市场势力的银行能够从事关系型贷款,获得贷款方资信情况,提高贷款组合的质量(Petersen *et al.*, 1995)。此外,与小银行相比,大银行在监督贷款使用时存在一定的比较优势,这也有助于银行的稳定性(Boot and Thakor, 2000)。三、在银行集中度较高的情况下,由于银行数量较少,政府监管比较容易,银行风险也就较低(Liu, 2009)。

另一种观点则认为银行集中度提高会增加银行风险,即“集中度-脆弱性假说”。支持该假说的理由如下:一、高集中度的银行系统提升了银行的市场势力,允许银行收取较高的贷款利率,这诱使企业从事高风险的投资,增加企业的道德风险问题。相应地,贷款的违约概率会增加,银行倒闭的风险也会增加(Boyd and De Nicolo, 2005)。二、由于监管者担心大银行倒闭对宏观经济的影响,往往通过隐形的“太大而不能倒”政策补贴银行,这就提高了银行接受高风险活动的诱因,造成银行风险提高。在这方面,有大量文献(Sharp, 1978; Chan *et al.*, 1992; Matutes and Xavier, 2000; Cordella and Yeyati, 2002)考察了存款保险制度对银行决策的影响,认为政府安全网提高了银行接受高风险活动的诱因。三、由于银行规模与其复杂性正相关,因而大银行比小银行更难监管,而高集中度的银行体系中大银行较多,导致政府监管较难,银行风险上升(Beck *et al.*, 2006)。

实证文献对于银行集中度与银行风险的关系并未给出一致的结论。Beck *et al.* (2006)分析了1980—1997年69国的47个银行危机样本,发现银行集中度越高的国家,发生银行危机的可能性越低。Agoraki *et al.* (2009)研究了1998—2005年13个中东欧国家543家银行的集中度,发现具有市场势力的银行信用风险较低,总体倒闭概率也较低。De Nicolo *et al.* (2004)对100多个国家进行研究发现,银行集中度越高的国家银行风险也越高,这与之前的结论相反。随后Schaeck and Cikak (2007)对欧洲10国、De Nicolo *et al.* (2007)对133个非工业化国家以及

Soedarmono *et al.* (2010) 对亚洲 12 个国家和地区的研究, 都支持了集中度与银行风险正相关的观点。此外还有折中的观点, 如 Yeyati and Micco (2007) 的实证研究发现, 90 年代的拉美国家银行集中度对银行风险没有显著影响。

而对于银行竞争度与银行风险的关系来说, 依据传统的结构—行为—绩效 (SCP) 分析框架, 高市场集中度应该是与强大的市场势力和低的竞争程度一致的, 因此, 在研究银行业集中度、竞争度与稳定性的关系时, 容易把集中度与竞争度等同起来, 作为一个变量来考察。与上述传统观点相对应的是, 许多探讨银行竞争度对银行风险影响的实证文献, 也得出了类似于银行集中度与银行风险之间关系的结论。例如, Jayaratne and Strahan (1998) 和 Beck *et al.* (2006) 的实证研究均发现, 提高银行竞争度会降低银行风险; 而 Keeley (1990) 和 Yeyati and Micco (2007) 的实证研究却认为, 提高银行竞争度会提高银行风险。即也存在与银行集中度、银行风险之间的关系相类似的“竞争度—稳定性假说”和“竞争度—脆弱性假说”。但事实上在银行业中, 集中度不宜作为竞争程度的单一测度指标, 集中度高也并不意味着少数银行具有很强的市场势力, 监管部门对银行准入、经营范围甚至价格的控制都会影响到银行竞争程度。也就是说, 集中并不意味着银行间缺乏竞争, 分散也并不意味着银行之间的竞争激烈。国内外有很多实证文献都已经发现, 银行业的高集中度和高竞争度可以同时并存 (刘伟、黄桂田, 2003; Shaffer, 1989; Bikker and Haaf, 2002b); 而且也有研究表明, 某些国家的银行业集中度与竞争度并不相关 (Barbara *et al.*, 2004)。这说明, 现实比教科书中的理论更加复杂, 而这将影响政府决策的准确性。依据传统的 SCP 分析框架, 银行竞争度可以作为银行集中度影响银行风险的中介变量, 政府可以通过银行间竞争是否激烈来判断提高或降低银行集中度的效果; 但如果银行集中度与银行风险的关系与银行竞争度无关, 甚至出现银行的高集中度与高竞争度并存的情况, 则政府再将银行竞争度作为判断政策效果的依据, 将会发生错误。因此在实证研究中, 银行竞争度是不是银行集中度与银行风险之间的中介变量, 也是必须要解决的问题。目前只有 Beck *et al.* (2006) 研究了这一问题, 他们的结论是银行集中度与银行风险之间是负相关关系, 而且银行集中度并不是造成银行集中度影响银行风险的中介变量。但他们在计量中是用银行市场竞争环境变量 (如政府管制政策、银行自由度、经济自由度和综合制度指标) 作为银行竞争度的代理变量, 这一做法缺乏足够的理论基础。

国内文献大多关注的是银行业的集中、竞争与绩效的关系, 对银行业集中、竞争与银行风险的关系研究得较少。陈伟光和李隼 (2007)、欧朝敏 (2007) 对我国

银行业集中度与银行风险的关系进行了实证分析，结果都支持集中度-稳定性假说；邹鹏飞和欧阳青东（2011）研究了我国银行业竞争度与银行风险的关系，结果支持竞争度-稳定性假说。然而从这些文献的指标设定来看，他们都依据传统的SCP分析框架，把集中度和竞争度作为同一个变量来考察，没有考虑银行竞争度是不是银行集中度、银行风险之间的中介变量。而且，这些研究在计量过程中都没有考虑内生性和银行间个体差异的问题，结论的可靠性值得怀疑。

本文的贡献主要为以下四个方面：首先，与国内现有文献相比，本文首次全面检验了银行集中度、集中度与银行风险之间关系的四个不同假说，即集中度-稳定性假说、集中度-脆弱性假说、竞争度-稳定性假说和竞争度-脆弱性假说，而且还首次检验了银行竞争度是否是银行集中度、银行风险之间的中介变量。其次，数据集大。我们使用了1995—2010年全国125家商业银行的非平衡面板数据，提高了估计的效率。第三，解释变量同时包括了银行集中度和银行竞争度，用更具微观基础的Lerner指数衡量银行竞争度，并且控制了银行财务特征和宏观经济活动等因素的影响，因此更好地避免了变量遗漏问题。第四，在方法上，我们使用固定效应模型以及固定效应两阶段最小二乘法（FE2SLS）对非平衡面板数据进行分析，而不是使用简单的OLS模型，有效处理了个体差异和内生性问题。本文的主要结论有两个：一、银行集中度和银行竞争度越低，银行风险越小。二、银行竞争度不是导致银行集中度与银行风险正相关的中介变量。

本文余下的内容安排如下：第二部分是模型设定；第三部分说明数据来源及描述；第四部分报告实证研究的结果；第五部分是稳健性检验；最后是结论及政策含义。

二、计量模型的构建

本文以银行集中度作为外生变量，通过计量分析检验银行集中度、竞争度对银行风险的影响。Beck *et al.* (2006)在研究银行竞争度是否是银行集中度与银行风险之间的中介变量时，先通过回归模型检验银行集中度对银行风险的影响，接着控制银行竞争度变量，若模型中银行集中度估计系数因此而变得不显著或者显著性降低，则表示银行竞争度是银行集中度影响银行风险的中介变量；若银行集中度估计系数的显著性不受影响，则表示银行竞争度不是银行集中度影响银行风险的中介变量。

本文也采用与Beck *et al.* (2006)类似的方法来探讨这一问题，但Beck等人将银行市场竞争的环境变量（如政府对银行管制政策、银行自由度等指标）作为银行

竞争度的代理变量，而本文采用的是 Fernandez de Guevara and Maudos (2007) 所推导的 Lerner 指数来表示银行市场竞争度。采用 Lerner 指数有如下好处：一、相对于 Beck *et al.* (2006) 用银行市场的外在竞争环境来衡量银行竞争度的做法，Lerner 指数能够降低代理变量所产生的估计结果不一致问题。因为银行市场的外在竞争环境未必只是反映银行的市场竞争度，也可能反映银行的商誉等现象，而 Lerner 指数则是通过银行本身的价格行为来判断其竞争度，因此有更坚实的微观基础。二、Lerner 指数体现的是银行的个体资料，能反映每家银行每年的竞争度变动趋势，这就比用 0 和 1 等时间虚拟变量更精确地反映了银行竞争度。三、国内相当多的研究用 Panzar and Rosse (1987) 提出的 H 指数来衡量银行竞争度，如赵子铨等 (2005)，黄隽 (2007)，殷孟波等 (2009)，李伟和韩立岩 (2008)，此外还有学者用推测变分方法测量银行竞争度，如雷震和彭欢 (2009)。虽然 H 指数、推测变分和 Lerner 指数都可以反映银行在市场上的价格行为，但 H 指数和推测变分只能基于宏观数据估算整个银行行业的竞争度，而 Lerner 指数则可以基于微观面板数据计算出每家银行的竞争度，能够反映更多的微观信息及其变化，因此 H 指数、推测变分的精确性均不如 Lerner 指数。基于上述原因，Lerner 指数近年来得到了研究者的广泛运用 (Bikker and Haaf, 2002a, 2002b; Jimenez *et al.*, 2008; Berger *et al.*, 2009; Turk-Ariss, 2010; Soedarmono *et al.*, 2010)。

在估计模型方面，本文主要采用固定效应模型，同时也采用固定效应两阶段最小二乘法 (FE2SLS)。采用 FE2SLS 有两个原因：一是为了解决银行间个体差异问题。在上述探讨银行集中度对银行风险影响的实证文章中，有些实证文献采用横截面数据或者混合面板数据估计方法，但这些文章都忽略了银行间个体差异的问题，造成结果的偏差 (如 De Nicolo *et al.* (2004) 针对横截面数据采用 OLS 估计，Beck *et al.* (2006) 针对混合面板数据采用 Logit 模型进行估计)。二是为了解决解释变量可能存在的内生性问题。虽然有些实证文献也采用了固定效应模型来解决银行间的个体差异问题，但 Beck *et al.* (2006) 指出，银行集中度变量可能存在内生性问题，即银行风险与银行集中度之间可能存在双向因果关系，若采用固定效应模型会导致估计结果有偏。本文的计量方法是先用固定效应模型进行回归分析，再用 FE2SLS 方法来检验估计结果是否受内生性问题影响，同时也检验估计结果是否具有稳健性。估计模型设定如下：

$$S_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta' F_{it} + \mu_i + v_{it} \quad \forall i, t \quad (1)$$

$$S_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 LERNER_{it} + \beta' F_{it} + \mu_i + v_{it} \quad \forall i, t \quad (2)$$

(1)式表示银行集中度对银行风险的影响，(2)式则表示银行集中度、银行市场竞争度与银行风险的关系。其中 S_{it} 为第 t 年 第 i 家银行风险变量。 HHI_t 为第 t 年 第 i 家银行所面临的银行集中度变量， $LERNER_{it}$ 为第 t 年 第 i 家银行竞争度变量。 F_{it} 为一组控制变量 ($F_{it} = (TA_{it}, EQ_{it}, IQ_{it}, MG_{it}, pGDP_t, D_t)'$)，其中 TA_{it} , EQ_{it} , IQ_{it} 分别为第 t 年 第 i 家银行的资产规模、资本占总资产的比例和流动资产占流动负债的比例，这三个变量都是银行本身的财务特性变量； MG_{it} 为 M_2 占 GDP 的比例，用于衡量经济金融化及货币流动性； $pGDP_t$ 为经过 GDP 平减指数平减之后的人均 GDP，衡量经济发展水平； D_t 为时间虚拟变量 ($D_t = (D_{1995}, \dots, D_{2010})$)，用来反映特定时间效果 (time-specific effect)。 μ_i 和 v_{it} 表示固定效应模型中的个体效应和随机干扰项。下一节将讨论各个变量的定义和数据来源及预期符号。

三、变量定义和数据来源

(一) 数据来源

本文所使用的数据来源于 bankscope 银行财务数据库、商业银行年报，中国金融年鉴等。我们通过上述来源共收集了 125 家商业银行的非平衡面板数据，样本区间为 1995—2010 年。非平衡面板数据的优点是样本规模较大，能最大限度地利用数据中包含的信息，可以大大缓解因平衡面板数据样本规模小而造成的样本选择偏差问题。在样本代表性方面，125 家银行包括了所有的国有商业银行（5 家）和股份制银行（12 家），以及城市商业银行 90 家、农村商业银行及农村合作银行 18 家，样本数目占全部商业银行比例为 52.3%。从资产负债结构来看，截止至 2010 年底，样本银行总资产占有所有银行类金融机构总资产的比例为 73.8%，其中存款占 78.2%，贷款占 78.4%。因此本文所选取的样本基本涵盖了国内商业银行，具有较高的代表性。

(二) 变量定义

1、银行风险。本文中的银行风险强调银行信用风险 (Credit risk of Bank)。我们用两种方式衡量银行信用风险，一是银行不良贷款率，银行不良贷款比率高意味着银行的信用风险大。二是用 Z 指数衡量的银行破产风险作为银行信用风险的替代指标：

$$Z = \frac{ROA_{it} + (E / A)_{it}}{\hat{\sigma}_{it}} \quad (3)$$

其中 ROA 为资产收益率 (Return on Assets, ROA), E/A 为银行资本与资产比率, $\hat{\sigma}_{it}$ 表示 ROA 的标准差^①。银行的稳定性随着较高的资产收益率和资本资产比率而提高, 随着较高的盈余波动性 (即 ROA 的标准差) 而下降。因此 Z 指数在银行风险上的表述为: 数值越大, 风险越小, 银行的稳定性就越好。在已有的文献中, Stiroh (2006)、Lepetit *et al.* (2008) 和黄隽等 (2010) 等均采用过 Z 指数衡量银行风险。

2、解释变量及控制变量

(1) 银行集中度变量 (*HHI*): 本文用赫氏指数 (Herfindahl-Hirschmani Index, *HHI*) 来度量银行集中度。传统的市场集中度指标 CR_n 虽然简单易算, 但只能包括前 n 家大银行的信息, 无法反映小银行的情况, 而且没有任何准则告诉我们最大的 n 家应该是多少家。相比之下, *HHI* 指数包含了所有银行在市场上的信息, 因此本文主要采用 *HHI* 指数衡量银行集中度。计算公式如下:

$$HHI_t = \sum_{i=1}^n MS_{it}^2 \quad (4)$$

其中 MS_{it} 为第 t 年第 i 家银行的市场占有率, 反映银行间的规模大小差距。利用 (4) 式所求得的 HHI_t 为总体数据, 表示第 t 年所有银行都面临同样的银行集中度变量。现有实证文献中一般以存款市场占有率、贷款市场占有率或资产市场占有率来衡量市场占有率, 因此本文的银行集中度变数共有三种, 分别为赫氏资产指数 (*HHIa*)、赫氏存款指数 (*HHId*)、赫氏贷款指数 (*HHIl*)。这些数值越大表示银行集中度越高。由于在文献中银行集中度与银行风险的关系是不确定的, 因此该变量系数的预期符号为未定。

(2) 银行竞争度变量 (Lerner 指数): 勒纳指数 (Lerner) 是通过不包含市场结构信息的方法来衡量银行的市场势力, 即在边际成本之上的定价能力。计算公式如下:

$$LERNER_{it} = \frac{P_{it} - MC_{it}}{P_{it}} \quad (5)$$

式中 P_{it} 为第 t 年第 i 家银行产出价格, 用银行总收入 (包括利息收入和非利息收入) 除以银行资产 (TA) 来表示^②。 MC_{it} 为第 t 年第 i 家银行的边际成本, 从超越对数成本函数推导得出, 推导过程可以简述如下:

^①采用移动平均法计算 $\hat{\sigma}_{it} = (\sum_{j=0}^2 (ROA_{it-j} - ROA_{it-j-1})^2 / 2)^{\frac{1}{2}}$, $t=1998, 1999, \dots, 2010$ 。

^② Fernandez de Guevara and Maudos (2007) 的 Lerner 指数强调以银行资产来衡量银行产出, 原因是银行业务正在由传统的贷款业务向以收费为基础的非利息收入转移, 因此衡量银行产出不能只考虑产生利息收入的贷款, 而

假设银行总成本为银行产出、银行资金价格、银行劳动价格、银行资本价格和技术变动的函数，即 $TC = C(TA, W_l, W_s, W_k, Trend)$ ，将模型设定为：

$$\ln TC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln TA_{it} + \frac{1}{2} \beta_2 (\ln TA_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \lambda_j \ln W_{j,it} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \lambda_{jk} \ln W_{j,it} \ln W_{k,it} + \sum_{j=1}^3 \zeta_j \ln TA_{it} \ln W_{j,it} + \gamma_1 Trend + \gamma_2 \frac{1}{2} Trend^2 + \sum_{j=1}^3 \theta_j Trend \ln W_{j,it} + U_i + V_{it} \quad (6)$$

(6) 式须满足要素价格的一阶齐次条件，即 $\sum_j \lambda_j = 1$ ， $\sum_j \lambda_{jk} = 0$ ， $\forall k$ ， $\sum_j \zeta_j = 0$ 及 $\sum_j \theta_j = 0$ 。此外，还需满足对称性限制条件，即 $\lambda_{jk} = \lambda_{kj}$ 。TA 表示银行产出，以银行资产表示。银行的资金价格 (W_l) 用存款利息支出除以总存款表示，银行劳动价格 (W_s) 用人员开支除以员工人数表示，银行资本价格 (W_k) 用资本费用除以固定资产表示，其中资本费用为扣除人员开支后的营业成本。Trend 表示技术变动，用时间趋势衡量，Trend=1, 2, 3, ..., 16，分别代表 1995—2010 年。TC 为总成本，即利息支出、人员开支和资本成本。 μ 和 ν 分别表示银行成本的个体效应和误差项。在要素价格一阶齐次条件及对称性条件限制下，本文采用随机前沿分析法 (SFA) 进行估计，通过下式求出银行的边际成本 MC：

$$MC_{it} = \frac{\partial TC_{it}}{\partial TA_{it}} = \frac{TC_{it}}{TA_{it}} (\beta_1 + \beta_2 \ln TA_{it} + \sum_{j=1}^3 \zeta_j \ln W_{j,it} + \gamma_3 Trend) \quad (7)$$

得到 MC 之后，再由 (5) 式计算出 Lerner 指数。该指数介于 0 到 1 之间。LERNER=0 为完全竞争，LERNER=1 为完全垄断， $0 < \text{LERNER} < 1$ 为垄断竞争或寡头垄断，因此 Lerner 指数与银行竞争度呈反方向变动。由于文献中银行竞争度与银行风险的关系也不确定，该变量系数的预期符号未定。

(3) 银行控制变量 (F_{it})：为一组控制变量，其中银行资产规模变量 (TA) 用取对数后的银行资产表示，资产规模越大则受到政府“太大而不能倒”的隐性政策保护越多，由此产生的道德风险会刺激银行从事高风险业务。同时，银行规模与涉足资本市场衍生金融工具和结构性产品的程度正向相关^①，因此我们预期银行资产规模提高将增加银行风险。净资本占资产比率 (EQ) 中的净资本定义为资产减负债的净值。当银行 EQ 越高时，银行防范风险性资产重大损失的能力越强，银行风险越低，因此预期 EQ 提高将降低银行风险。流动比率 (LQ) 为流动资产占流动负债比率。流

应考虑会同时产生利息收入和非利息收入的银行资产 (TA)。在已有文献中，Shaffer (1993)、Carbo et al. (2003) 及 Angelini and Cetorelli (2003) 均采用过银行资产来衡量银行产量。

^①Rogers (1999) 发现大银行涉足资本市场深度和广度远远超过小银行，这意味着大银行对非利息收入的收入依赖超过小银行。Lepetit 等人 (2008) 对欧洲银行业 1996—2002 年数据进行分析，发现银行扩张到非利息收入领域呈现出比贷款更高的破产风险。

动比率越高，银行变现能力越强，银行安全性提高，因而风险降低。因此预期 LQ 提高将降低银行风险。为了对宏观经济活动的主要影响变量有所控制，本文采用 MG 来衡量货币流动性，MG 为 M_2/GDP 的比例，衡量在全部经济交易中，以货币为媒介进行交易的比重。流动性主要通过资本市场及银行信贷来影响银行业。一方面，流动性过剩以及长期的低利率政策使得传统金融资产收益率低下，社会过剩资金向房地产和股票市场非理性集聚，造成资产价格泡沫。另一方面，过多的流动性导致银行间过度竞争，非理性地下浮贷款利率和降低贷款条件，增大了信贷风险和利率风险，因此我们预期 MG 提高将增加银行风险。此外我们还用 $pGDP$ 来衡量经济增长环境，用平减之后的人均 GDP 来表示，稳定的经济增长环境将有利于银行风险的降低，因此我们预期 $pGDP$ 提高将降低银行风险。时间虚拟变量 D_t 为一组向量变量， $D_t = (D_{1995}, \dots, D_{2010})$ ，例如当 $D_{1995}, \dots, D_{2009}$ 皆为 0 时，该变量代表 2010 年的数据。 D_t 用来控制特定时间效果对银行风险的影响。

（三）描述性统计

表 1 报告了各变量每年平均值及在样本区间的平均值和标准差。在银行风险变量方面，不良贷款率呈现先上升后下降趋势，而 z 指数则呈上升趋势，这意味着银行信用风险先升后降，而银行破产风险则持续下降。银行集中度方面， $HHIa$ 在 1998 年达到最高， $HHI1$ 、 $HHId$ 在 1995 年达到最高，之后逐渐下滑，三者均在 2010 年达到最低。造成下滑原因可能有两点：一是国有银行成立早，市场占有率远大于小型银行，但随着新成立银行的竞争，使得国有银行市场占有率呈现下滑趋势，银行规模大小不均程度降低，导致银行集中度不断下降。二是虽然陆续出现银行间并购，但这段时间的并购并非大银行间的并购，因此这些并购并未逆转银行集中度下降的趋势。此外，未从事并购的银行通过扩大自身资产规模来提高市场占有率，这造成银行间规模大小不均程度不增反降，银行集中度因而降低。在银行自身财务特性变量方面，银行资产规模（TA）大致呈现逐年上升趋势，反映国内单个银行的规模越来越大。资本占资产比重 EQ 和流动比率 IQ 在样本期间都是先降后升。人均 GDP 和 M_2/GDP 都呈上升趋势。

表 1 主要变量的描述性统计

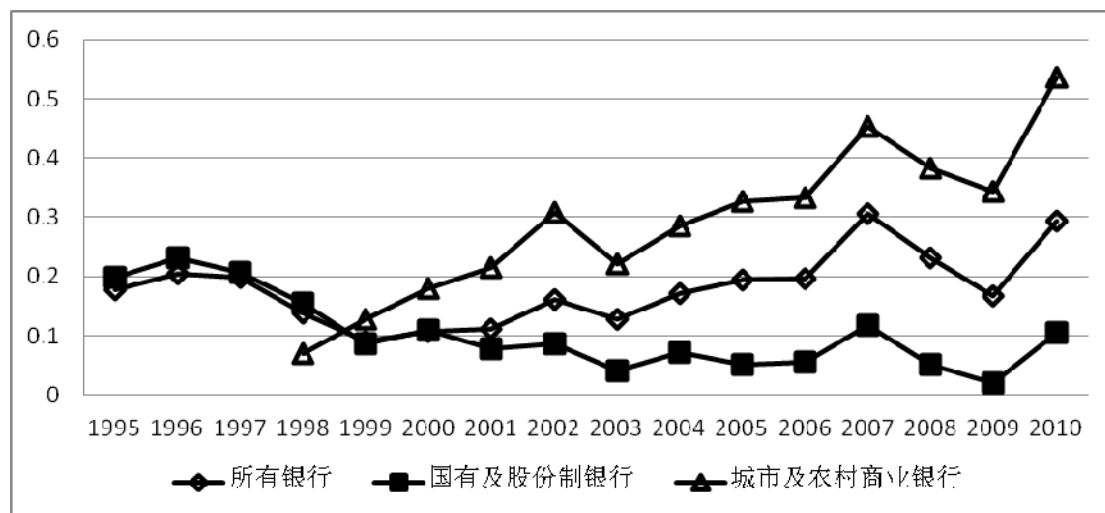
年度	不良贷款率	z 指数	赫氏资产指数 (HHIa)	银行竞争度 (Lerner)	资产规模 (TA)	资本占资产比率(EQ)	流动比率 (IQ)	货币流动性 (M_2/GDP)	人均 GDP
1995	6.48		1064.89	0.0812	10.29	5.72	43.82	100.92	5046.0
1996	6.84		1015.51	0.0998	10.49	6.76	38.12	106.91	5493.2
1997	7.41		1043.46	0.1598	10.49	5.87	36.65	115.22	5942.7

1998	12.54	8.49	1068.50	0.0988	10.59	6.55	28.95	123.81	6347.0
1999	16.68	4.48	1050.21	0.0472	10.86	5.38	28.85	133.70	6771.8
2000	19.11	-3.66	1001.28	0.0407	10.89	4.89	27.01	139.47	7285.1
2001	15.50	0.88	930.75	0.0545	11.01	4.40	20.42	144.36	7832.7
2002	14.18	6.31	903.92	0.1086	10.91	3.36	17.89	153.75	8487.0
2003	10.17	12.29	850.01	0.1195	11.02	3.37	18.72	162.88	9279.9
2004	7.63	14.80	713.93	0.1397	11.12	3.56	18.75	158.94	10155.3
2005	5.83	15.77	744.68	0.1896	11.33	4.27	21.77	161.54	11237.5
2006	4.00	17.71	731.16	0.2207	11.37	5.24	22.00	159.95	12591.6
2007	3.36	19.97	693.76	0.2984	11.71	5.49	26.39	151.61	14299.9
2008	2.27	22.37	687.02	0.2325	11.95	6.32	27.21	151.25	15597.6
2009	1.77	27.73	699.72	0.2624	11.99	6.47	26.68	183.69	16950.2
2010	1.84	33.80	448.22	0.3551	12.05	6.23	31.82	182.42	18629.5
均值	8.47	14.65	852.94	0.1568	11.13	5.24	27.19	145.65	10121.68
标准差	5.61	10.39	184.34	0.0944	0.56	1.15	7.51	24.42	4325.03

注：银行信用风险以银行不良贷款率（%）表示；由于 z 值计算中方差采用移动平均法，因此 z 值自 1998 年开始；银行集中度以赫氏指数表示，由于三个赫氏指数的变化趋势基本相同，表中只报告了赫氏资产指数，资产规模取自然对数值；银行市场竞争度是以 lerner 指数衡量的所有银行该年数据的平均值；人均 GDP 为平减后的数值。

在银行竞争度变量方面，Lerner 指数在样本期内虽有波动，但总体上是上升的，即我国银行业的竞争度有降低的趋势。这意味着自 1998 年后，银行集中度与银行竞争度的变化方向相同，而依据传统的 SCP 分析框架，二者的变化方向应该相反。这本身就说明，将中国的银行集中度与银行竞争度等同起来作为一个变量来考察，可能并不正确。我国银行业的竞争度趋于下降，这可能与我们的直觉不符，因为媒体经常报道银行业竞争日益激烈的现象。但如果我们将所有银行样本进行细分的话，就可以很好地解释本文数据与媒体报道的矛盾，参见图 1。

图 1 银行业细分的 lerner 指数



从图 1 可以看出, 17 家国有及股份制银行在样本期间内 Lerner 均值呈波动下降趋势, 说明银行竞争度上升; 而城市以及农村商业银行的 Lerner 均值波动上升, 即竞争度呈下降趋势。这说明, 我国银行业的激烈竞争可能主要限于全国性的国有及股份制银行之间, 而城市及农村商业银行之间的竞争并不激烈, 这可能与其自身特点有关。城市及农村商业银行主要局限在一定的地域范围内, 服务于当地中小企业和居民, 因而更了解其真实的经营状况和风险水平, 同时由于管理层次少、经营方式灵活, 其贷款交易成本较低。林毅夫和李永军 (2001) 以及张捷 (2002) 从关系型融资角度阐述了中小银行向中小企业提供融资具有明显的信息优势, 从而具有关系型借贷的优势。关系型借贷的长期合作性、中小银行的地域性以及信息及成本优势, 使得城市及农村商业银行间的竞争并不激烈。同时, 国有四大商业银行的业务已经向中心城市收缩, 并且开始撤并县以下的分支机构 (农行除外), 这也为中小金融机构的发展提供了广阔的空间。此外, 城市及农村商业银行经过多年发展, 竞争能力不断增强, 银行的市场势力也在不断提高, 从而造成这些银行的 Lerner 指数有较大幅度的上升。由于城市及农村商业银行的竞争度降低, 因此拉低了所有银行在 1995-2010 年间的竞争度。

四、实证检验结果及分析

本章分为两节, 第一节报告银行集中度对银行风险影响的估计结果, 第二节报告银行集中度、银行市场竞争度与银行风险之间关系的估计结果。

(一) 银行集中度与银行风险

本文首先采用固定效应模型来估计 (1) 式, 表 2 报告了 (1) 式的估计结果。在表 2 中, 模型的因变量分别为不良贷款率和 z 指数, 银行集中度变量分别为赫氏资产指数 (HHI_a)、赫氏存款指数 (HHI_d)、赫氏放款指数 (HHI_l)。

1、集中度效应。赫氏资产指数 (HHI_a)、赫氏存款指数 (HHI_d)、赫氏放款指数 (HHI_l) 的估计系数, 在因变量为银行信用风险 (不良贷款率) 下的三个模型显著为正, 在因变量为银行破产风险 (z 指数) 的三个模型下显著为负。即银行集中度越高, 银行风险越高。同时, 银行集中度对银行风险的影响不仅显著而且影响幅度较大。这个结果显然支持了“集中度-脆弱性假说”。这说明自 1987 年以来政府逐步放松银行业管制以降低银行集中度的政策是正确的, 表 1 显示, 1995-2010 年间我国银行集中度不断下降, 这有助于银行风险的降低。

2、银行资产规模效应。在以银行风险为因变量的六个模型中，银行自身资产规模的上升均对银行信用风险有负面影响，并具有高度的统计显著性。给定其他变量情况下，平均来说各银行资产规模每增加 1%，银行不良贷款比率上升近 4%，z 值下降 7.4%左右，银行风险增加。这说明国内的银行也存在“太大而不能倒”的现象，银行资产规模越大越容易受到政府隐性政策的保护，而且大银行的高风险金融产品可能比小银行更多，从而增加银行风险。

3、资本占资产比率及流动比率效应。无论因变量为不良贷款率还是 z 指数，资本占资产比率对银行风险均具有统计显著的正面效应。这表明，资本占资产比率越高，银行越可防范挤兑危机。而流动比率对银行风险的影响则不具有统计上的显著性。

4、宏观经济效应。除了银行自身特性之外，银行风险还受到宏观经济形势和货币政策的影响。表 2 的估计结果表明，用平减后的人均 gdp 表示的经济发展水平对银行风险具有显著的正面效应，这意味着经济增长环境越好，银行风险越低。而用 M_2/GDP 表示的货币流动性对银行风险的影响并不显著。

表 2 银行集中度与银行风险估计结果

自变量	银行信用风险			银行破产风险		
	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三
HHIa	0.033* (0.018)			-0.093** (0.0361)		
HHId		0.025* (0.014)			-0.284** (0.110)	
HHII			0.020* (0.011)			-1.054** (0.410)
TA	3.932** (1.623)	3.902** (1.629)	3.880** (1.630)	-7.401** (3.505)	-7.401** (3.505)	-7.401** (3.505)
EQ	-0.430** (0.204)	-0.427** (0.205)	-0.425** (0.206)	1.502*** (0.320)	1.502*** (0.320)	1.502*** (0.320)
LQ	-0.044 (0.035)	-0.043 (0.035)	-0.042 (0.034)	-0.0253 (0.105)	-0.0253 (0.105)	-0.0253 (0.105)
M2/GDP	0.0533 (0.078)	0.0535 (0.079)	0.0533 (0.078)	0.0133 (0.152)	0.0133 (0.152)	0.0133 (0.152)
pGDP	-0.0014*** (0.00034)	-0.0012*** (0.00030)	-0.0011*** (0.00029)	0.0132* (0.00778)	-0.0192 (0.0123)	0.177*** (0.0668)
样本数	571	571	571	412	412	421
Adjusted R ²	0.579	0.596	0.577	0.497	0.497	0.497

注：1、此表省略了常数项及时间虚拟变量的估计结果。2、*、**、***分别表示估计值在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为标准差。

（二） 银行集中度、银行竞争度与银行风险

表 3 报告了（2）式的固定效应模型估计结果。表 3 与表 2 的不同之处在于加入了银行竞争度变量（Lerner 指数）。结果显示，当因变量为银行不良贷款率时，Lerner 指数的估计系数显著为负；当因变量为 z 指数时，Lerner 指数的估计系数显著为正。这说明银行竞争度越高（即 Lerner 指数越低），银行风险越高，这个结果支持了竞争度-脆弱性假说。而以三个赫氏指数衡量的银行集中度系数的符号也分别与表 2 的估计结果相同。进一步比较表 2 及表 3 银行集中度估计系数的显著性，我们发现，表 3 银行集中度估计系数的显著性并未因为银行市场竞争度变量（Lerner 指数）的加入而下降，即银行集中度与银行风险的正相关关系并不是通过银行竞争度所形成的，这同时也说明银行竞争度并不是银行集中度与银行风险之间的中介变量，而银行集中度也不是一个合适的衡量银行业竞争程度的指标。这意味着政府不能将银行间竞争是否激烈，做为判断银行集中度下降是否能够降低银行风险的中介目标。假如政府部门把银行竞争度作为银行集中度与银行风险的中介目标，那么一旦发现银行竞争日趋激烈提高了银行风险，就会得出结论说这是由于银行集中度降低造成的，从而采取加强银行业进入管制、提高银行业进入门槛的政策。然而本文的计量结果表明，这种思维是错误的。由于银行竞争度并不是中介变量，即使银行竞争变得更加激烈了，也不能得出银行业进入管制需要加强的结论，因为银行竞争度并不会影响银行集中度与银行风险之间的相关关系。这意味着政府当局即使观察到银行间竞争变得更加激烈了，也完全可以通过放松银行业进入管制、降低银行集中度来降低银行风险。

表 3 银行集中度、银行市场竞争度与银行风险估计结果

自变量	银行信用风险			银行破产风险		
	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三
HHIa	0.040*** (0.010)			-0.058* (0.034)		
HHId		0.048*** (0.012)			-0.083* (0.048)	
HHII			0.060*** (0.015)			-0.074** (0.029)
LERNER	-10.923* (6.357)	-10.854* (6.358)	-10.752* (6.362)	38.922* (20.451)	35.011* (20.833)	39.204** (19.734)
TA	3.012***	3.019***	3.030***	2.211	1.676	1.871

	(1.095)	(1.095)	(1.095)	(4.285)	(4.324)	(4.142)
EQ	-0.392***	-0.392***	-0.392***	1.584***	1.531***	1.554***
	(0.106)	(0.106)	(0.106)	(0.321)	(0.319)	(0.316)
LQ	-0.030	-0.029	-0.029	0.017	0.003	-0.005
	(0.042)	(0.042)	(0.042)	(0.136)	(0.136)	(0.134)
M2/GDP	-0.063	-0.063	-0.063	0.866	1.013	0.716
	(0.049)	(0.049)	(0.049)	(0.572)	(0.618)	(0.438)
pGDP	-0.0085***	-0.0083***	-0.0082***	0.0094**	0.0114**	0.0082***
	(0.0016)	(0.0016)	(0.0016)	(0.0047)	(0.0056)	(0.0030)
样本数	336	336	336	302	302	302
Adjusted R ²	0.619	0.642	0.615	0.558	0.558	0.558

注：1、此表省略报告常数项及时间虚拟变量的估计结果。2、*、**、***分别表示估计值在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为标准差。

值得思考的是，根据表 3 结果，降低银行集中度及降低银行竞争度都有利于银行风险的降低。而根据传统产业组织理论，高市场集中度通常是与市场势力强、市场竞争程度低相一致的，因此银行集中度下降将导致竞争度上升，从而使降低集中度带来的银行风险下降被竞争度上升带来的银行风险上升而抵销。但我们认为，这种推理未必正确。严格来讲，市场势力和市场集中度可能不是简单的正相关关系。例如，在伯川德（Bertrand）价格竞争双寡头的市场结构中，两个企业集中度很高但市场势力可能都很小，这并不矛盾。由于银行本身的特点，集中度高并不意味着市场上少数几家银行具有很强的市场势力，监管部门对银行准入、经营范围以及价格控制都会影响银行业竞争程度。如 Nathan et al.（1989）和 Shaffer（1993）对加拿大银行业研究时就发现，尽管银行业市场集中度高，只存在几家大型银行，但是市场竞争却十分激烈。

中国的情况也是如此。国内学者早已发现，中国银行业集中度偏高并没有削弱银行之间的竞争，相反，各银行的分支机构之间在存贷业务和其他业务之间的竞争十分激烈，银行业的高集中度与高竞争度是同时并存的（刘伟、黄桂田，2003）。自 1987 年起，由于股份制和城市、农村商业银行不断成立，中国银行业集中度不断下降；同时由于城市及农村商业银行的市场势力较弱，使得整个银行业的竞争度也不断下降。这就出现了银行业集中度与竞争度同时下降的局面，从而不会出现银行集中度下降与竞争度上升而导致银行风险的升降被互相抵消的情况。

五、稳健性分析

在基准模型中，我们得出的结论是银行集中度和银行竞争度越低，银行风险越小；银行竞争度不是导致银行集中度与银行风险正相关的原因。该结论稳健程度取决于它是否会因变量度量和模型设定的差别而发生明显改变。根据以往研究和数据的特点，本文从三个方面来考察本文结论的稳健性。

（一）银行集中度变量为内生变量

由于银行集中度变量可能为内生变量，本文以第 i 家银行扣除第 t 年银行集中度变量后所有第 i 家银行其他样本期的银行集中度变量的平均值 ($AVHHI_t$) 作为 HHI_t 的工具变量，采用固定效应两阶段最小二乘法 (FE2SLS) 来估计 (1) 式。表 4 报告了银行集中度为内生变量时的估计结果。总体而言，表 4 各项指标回归系数的符号及显著性没有发生明显变化，因此我们认为银行集中度的内生性问题不影响本文结论。

表 4 银行集中度与银行风险回归结果—考虑银行集中度为内生变量

自变量	银行信用风险			Z 指数		
	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三
HHIa	0.080*** (0.012)			-0.0929** (0.0361)		
HHId		0.047*** (0.007)			-0.284** (0.110)	
HHIl			0.060*** (0.009)			-1.054** (0.410)
TA	2.978*** (0.735)	2.979*** (0.735)	2.979*** (0.735)	-7.401** (3.505)	-7.401** (3.505)	-7.401** (3.505)
EQ	-0.411*** (0.073)	-0.411*** (0.073)	-0.411*** (0.073)	1.502*** (0.320)	1.502*** (0.320)	1.502*** (0.320)
LQ	-0.017 (0.026)	-0.017 (0.026)	-0.016 (0.026)	-0.0253 (0.105)	-0.0253 (0.105)	-0.0253 (0.105)
M2/GDP	-0.054 (0.043)	-0.054 (0.043)	-0.054 (0.043)	0.0133 (0.152)	0.0133 (0.152)	0.0133 (0.152)
pGDP	-0.0052*** (0.0008)	-0.0010** (0.0004)	-0.0051*** (0.0007)	0.0132* (0.00778)	-0.0192 (0.0123)	0.177*** (0.0668)
样本数	571	571	571	412	412	412
Adjusted R ²	0.619	0.642	0.615	0.497	0.497	0.497

注： 1、此表报告银行集中度变量为内生变量时（1）式的估计结果，采用 FE2SLS 估计，此表省略了报告常数项及时间虚拟变量的估计结果。2、*、**、***分别表示估计值在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为标准差。

（二）银行集中度的替代变量

在衡量银行集中度变量时，本文主要采用赫氏指数，但也可以像传统的实证文献一样，采用银行市场集中度指标 $CRn_t = \sum_i^n MS_{it}$ ，其中 n 为市场上最大的前 n 家银行，本文以五大国有商业银行来衡量 CRn 指数。与计算赫氏指数一样，本文分别计算了资产、存款和贷款的 CRn 指数 (CRna、CRnd 和 CRnl)，采用固定效应模型进行估计（1）式，结果汇报于表 5。将表 5 中的结果与表 2 的基准模型估计结果相对照，整体而言，估计结果相同，再一次支持了银行集中度越低，银行风险越低。

表 5 银行集中度与银行风险估计结果——考虑银行集中度比率 (CRn)

自变量	银行信用风险			Z 指数		
	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三
CRna	1.933*** (0.293)			-2.241* (1.249)		
CRnd		1.143*** (0.173)			-2.245* (1.226)	
CRnl			1.196*** (0.181)			-2.247* (1.239)
TA	3.029*** (0.734)	3.029*** (0.734)	3.029*** (0.734)	-7.278** (3.504)	-7.302** (3.504)	-7.291** (3.504)
EQ	-0.410*** (0.0733)	-0.410*** (0.0733)	-0.410*** (0.0733)	1.517*** (0.321)	1.517*** (0.321)	1.517*** (0.321)
LQ	-0.0180 (0.0261)	-0.0180 (0.0261)	-0.0180 (0.0261)	-0.036 (0.105)	-0.035 (0.105)	-0.035 (0.105)
M2/GDP	-0.0522 (0.0425)	-0.0522 (0.0425)	-0.0522 (0.0425)	0.017 (0.151)	0.016 (0.151)	0.016 (0.151)
pGDP	-0.00666*** (0.000950)	0.000917* (0.000532)	-0.00181*** (0.000449)	0.0082* (0.0047)	0.0093* (0.0049)	0.0087* (0.0048)
样本数	571	571	571	412	412	412
Adjusted R ²	0.574	0.604	0.596	0.497	0.497	0.497

注： 1、此表报告银行集中度变量为市场集中度 (CRn) 时（1）式的估计结果，此表省略了报告常数项及时间虚拟变量的估计结果。2、*、**、***分别表示估计值在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为标准差。

（三）银行产出为内生变量

在（1）和（2）式中 TA 被看做是银行自身的财务特性变量——资产规模，而在（4）、（5）、（6）式中 TA 则被当做银行产出变量，也就是说相同的变量 TA 被赋

予了双重身份,这有可能会产生计量的内生性问题。为解决这一问题,并同时反映估计结果的稳健性,本文重新估计(1)、(2)式,但把TA作为银行产出变量。但当TA作为银行产出变量时,由于表1中Lerner指数计算结果的平均值为正,说明产品市场属于不完全竞争市场,TA为产出价格的函数,则银行产出变量又成了内生变量,而产出价格又受各银行产出的影响,银行彼此关于产出量的决策又有交互影响的作用,即一个银行的产出量受到其他银行产出量的影响。为解决上述问题,并同时反映估计结果的稳健性,本文采用固定效应两阶段最小二乘法(FE2SLS)来重新估计(1)、(2)式,并将扣除第*i*家银行第*t*年银行产出量之后所有第*t*年其他银行产出量的平均值($AVTA_{it}$)作为 TA_{it} 的工具变量。

表6及表7分别报告当TA作为银行产出量时(1)、(2)式的估计结果。表6结果相同于表2,即支持银行集中度越低,银行风险越小。表7结果也同于表3,即银行市场竞争度越低,银行越稳定。进一步比较表6及表7银行集中度变量估计系数的显著性,同样也说明了银行竞争度不是造成银行集中度对银行风险影响的中介变量。

表6 银行集中度与银行风险回归估计结果—TA为银行产出量变量

自变量	银行信用风险			Z 指数		
	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三
HHIa	0.049*** (0.010)			-0.065** (0.028)		
HHId		0.039*** (0.008)			-0.084** (0.039)	
HHII			0.049*** (0.008)			-0.091* (0.053)
TA	12.001*** (3.018)	12.572*** (3.151)	8.785*** (2.416)	-24.556* (14.588)	-34.452* (18.624)	-46.504* (27.126)
EQ	-0.236* (0.126)	-0.219* (0.130)	-0.324*** (0.110)	1.179*** (0.419)	1.069** (0.455)	0.904* (0.545)
LQ	-0.039 (0.036)	-0.038 (0.036)	-0.041 (0.032)	-0.089 (0.113)	-0.048 (0.126)	-0.006 (0.150)
M2/GDP	0.070 (0.046)	0.074 (0.048)	0.045 (0.040)	0.442 (0.481)	0.665 (0.495)	0.876 (0.558)
pGDP	-0.0027*** (0.0006)	-0.0026*** (0.0006)	-0.0012*** (0.0004)	0.0075** (0.0033)	0.0101*** (0.0036)	0.0130*** (0.0048)
样本数	571	571	571	412	412	412
Adjusted R ²	0.527	0.638	0.501	0.497	0.497	0.497

注： 1、此表报告 TA 作为银行产出量变量时（1）式的估计结果，采用 FE2SLS 估计，此表省略了报告常数项及时间虚拟变量的估计结果。2、*、**、***分别表示估计值在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为标准差。

表 7 银行集中度、银行竞争度与银行风险的估计结果—TA 作为银行产出量变量

自变量	银行信用风险			Z 指数		
	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三
HHIa	0.0298** (0.0126)			-0.0448** (0.0193)		
HHId		0.052*** (0.018)			-0.0479** (0.0229)	
HHII			0.0417*** (0.0157)			-0.0499* (0.0275)
LERNER	-6.029* (3.412)	-5.990* (3.388)	-6.032* (3.406)	123.4* (72.41)	142.5* (78.26)	163.9* (87.87)
TA	15.82*** (5.974)	15.79*** (5.935)	15.90*** (5.972)	36.00 (29.11)	43.56 (31.32)	52.09 (34.99)
EQ	-0.318** (0.135)	-0.311** (0.134)	-0.318** (0.134)	1.717*** (0.446)	1.743*** (0.472)	1.769*** (0.506)
LQ	-0.0758 (0.0500)	-0.0767 (0.0496)	-0.0778 (0.0499)	0.0224 (0.176)	0.00938 (0.185)	-0.00664 (0.196)
M2/GDP	0.0436 (0.0457)	0.0644 (0.0470)	0.0536 (0.0463)	0.324 (0.692)	0.188 (0.717)	0.0289 (0.753)
pGDP	-0.00261** (0.00110)	0.00178 (0.00196)	-0.000746 (0.00137)	0.00292 (0.00431)	0.00324 (0.00458)	0.00352 (0.00494)
样本数	336	336	336	302	302	302
Adjusted R ²	0.527	0.638	0.501	0.550	0.550	0.550

注： 1、此表报告 TA 作为银行产出量变量时（2）式的估计结果，采用 FE2SLS 估计，此表省略了报告常数项及时间虚拟变量的估计结果。2、*、**、***分别表示估计值在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为标准差。

六、结论

银行的集中度和竞争度与银行风险之间存在密切关系，但现有理论和实证文献对这三者的关系存在两种截然对立的假说。本文利用 1995—2010 年 125 家商业银行的非平衡面板数据，考察了我国银行集中度、银行竞争度与银行风险的关系。本文对银行风险采用了两种度量指标，并用更具有微观基础的 Lerner 指数衡量银行竞争度。在对银行集中度以及银行资产的内生性进行控制，并进行稳健性检验之后，本文得出以下结论：

第一，银行集中度和银行竞争度越低，银行风险越小。这一结论在一定程度上支持了“集中度-脆弱性假说”和“竞争度-脆弱性假说”。根据传统的SCP分析框架，银行集中度降低将导致银行竞争度上升，这意味着银行集中度下降所带来的银行风险下降会被银行竞争度上升带来的银行风险上升而抵消。但由于中国城市及农村商业银行的不断成立，以及城市、农村商业银行自身的经营特点等原因，中国出现了银行集中度、银行竞争度同时下降的局面，这就使得降低银行集中度可以不受阻碍地减少银行风险。所以，我们建议进一步放松银行业管制，降低准入门槛，允许更多的参与者进入。只有这样，银行业的稳定性才能获得进一步的提高，银行风险也将降低。

第二，银行市场竞争度不是导致银行集中度与银行风险负相关的中介变量。这说明，政府不能将银行间竞争是否激烈，做为判断银行集中度下降是否能够降低银行风险的中介目标。而由于银行竞争度并不是中介变量，则即使银行竞争变得更加激烈，也不能由此得出银行业进入管制需要加强的结论，因为银行竞争度并不会影响银行集中度与银行风险之间的相关关系。这意味着，即使我国银行业由于放松进入管制而引起了更加激烈的竞争，也不宜因此而走回头路，重新加强银行业的进入管制。根据本文的计量结果，这样做会提高银行集中度，这不但不能降低银行风险，反而会提高银行风险。当然，银行竞争度的上升也会导致银行风险上升，但解决这个问题并不必然要加强银行业的进入管制。本文对1995年以来银行业Lerner指数的计算结果表明，具有关系型借贷优势的中小银行进入银行业之后，不但没有提高银行竞争度，反而降低了银行竞争度。因此我们建议，监管部门在放松银行业进入管制时，应更多地允许具有区域关系型借贷优势并符合条件的民间金融机构进入银行业，而不是鼓励无关系型借贷优势的大型企业进入银行业；同时，对于进入银行业的民间金融机构，也应防止其在短期内盲目向其他区域扩张而丧失关系型借贷的优势。这就可以在放松银行业进入管制的同时，遏止银行竞争度上升带来的银行风险。

参考文献

- 1、陈伟光、李隽，2007：《商业银行体系稳定性与竞争程度之测度研究》，《现代财经》第4期。
- 2、李伟、韩立岩，2008：《外资银行进入对我国银行业市场竞争程度的影响：基于 Panzar-Rosse 模型的实证研究》，《金融研究》第5期。
- 3、林毅夫、李永军，2001：《中小金融机构发展与中小企业融资》，《经济研究》第1期。
- 4、刘伟、黄桂田，2003：《银行业的集中、竞争与绩效》，《经济研究》第11期。
- 5、黄隽、章艳红，2010：《商业银行的风险：规模与非利息收入》，《金融研究》第6期。
- 6、黄隽，2007：《银行竞争与银行数量关系研究——基于韩国、中国和中国台湾的数据》，《金融研究》第7期。
- 7、雷震、彭欢，2009：《我国银行业改革与存贷款市场结构分析》，《管理世界》第6期。
- 8、欧朝敏，2007：《银行业竞争对单个银行和银行体系稳定的影响》，浙江大学博士论文。
- 9、殷孟波、石琴、梁丹，2009：《银行业竞争测度模型评述——基于非结构分析视角》，《金融研究》第7期。
- 10、赵子铤、彭琦、邹康，2005：《我国银行业市场竞争结构分析》，《统计研究》第6期。
- 11、张捷，2002：《中小企业的关系型借贷与银行组织结构》，《经济研究》第6期。
- 12、邹鹏飞、欧阳青东，2011：《信贷市场竞争与银行业的稳定性》，《湘潭大学学报》第3期。
- 13、Agoraki, M., Delis, M., and Fotios Pasiouras, 2011, “Regulations competition and bank risk taking in transition countries”, *Journal of Financial Stability*, No. 7, 38-48
- 14、Alli Nathan and Edwin H. Neave, 1989, “Competition and Contestability in Canada’s Financial System: Empirical Results”, *The Canadian Journal of Economics*, No. 3, 576-594
- 15、Angelini, P. and N. Cetorelli, 2003, “The Effects of Regulatory Reform on Competition in the Banking Industry”, *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 35, 663 - 684.
- 16、Barbara, Casu and Girardone Claudia, 2004, “Bank Competition, Concentration and Efficiency in the Single European Market”, *Journal of Bank and Finance*, No. 28, 2521-2540.
- 17、Boot, Arnoud W. and Anjan V. Thakor, 2000, “Can Relationship Banking Survive Competition?”, *Journal of Finance*, Vol. 35, No. 2, 679-713.
- 18、Beck, T., Demirguc-Kunt, A., and R. Levine, 2006, “Bank Concentration, competition, and Crises: First Results, ” *Journal of Banking and Finance*, No. 30, 1581-1603
- 19、Berger, A. N., Klapper, L., and R. Turk-Ariss, 2009, “Bank Competition and Financial Stability”, *Journal of Financial Services*, Vol. 35, No. 2, 99-118.

- 20、Bikker, J. A. and K. Haaf , 2002a, “Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry: A Review of the Literature,” *Economic and Financial Modelling*, No. 9, 5 – 98.
- 21、Bikker, J. A. and K. Haaf , 2002b, “Competition, Concentration and the Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry,” *Journal of Banking and Finance*, No. 26, 2191 – 2214.
- 22、Boyd J. H. and G. De Nicolo, 2005, “The Theory of Bank Risk-Taking and Competition Revisited” , *Journal of Finance*, No. 60, 1329 – 1343.
- 23、Boyd, J., De Nicolo, G., and E. Loukoianova, 2009, “Banking Crises and Crisis Dating: Theory and Evidence” , IMF Working Papers, 2009/141, Washington D.C.
- 24、Carbo, S., D. Humphrey, and F. Rodriguez ,2003, “Deregulation, Bank Competition and Re-gional Growth” , *Regional Studies*, No. 37, 227 – 237.
- 25、Chan, Yuk-shee., Greenbaum, Stuart., and Anjan Thakor, 1992, “Is fairly priced deposit insurance possible?” , *Journal of Finance*, No. 47, 227–245
- 26、Cordella, Tito., and Levy Yeyati, 2002, “Financial opening, deposit insurance, and risk in a model of banking competition” , *European Economic Review*, No. 46, 471–485
- 27、De Nicolo G., Bartholomew , P., Zaman J., and M. Zephirin , 2004, “Bank Consolidation, Internationalization, and Conglomeration: Trends and Implications for Financial Risk” , *Financial Markets Institutions and Instruments*, No. 13, 173–217.
- 28、De Nicolo G. and E. Loukoianova, “Bank Ownership Market Structure and Risk ” , *IMF Working Paper*, 2007/215 Washington D.C.
- 29、Fernandez de Guevara, J., and J. Maudos, 2007, “Explanatory Factors of Market Power in the Banking System” , *The Manchester School*, No. 75, 275 – 296.
- 30、Hellman,Thomas., Murdock, Kevin., and Stiglitz, Joseph E., 2000, “Liberalization, moral hazard in banking and prudential regulation: Are capital controls enough?” , *American Economic Review*, No. 90, 147 – 165.
- 31、Jayaratne, Jith., and Philip E. Strahan, 1998, “Entry Restrictions, Industry Evolution, and Dynamic Efficiency: Evidence from Commercial Banking” , *Journal of Law and Economics*, No. 41, 239–273.
- 32、Jimenez, G., Lopez, J., and J. Saurina, 2008, “How Does Competition Impact Bank Risk Taking” , Working Paper, Bank of Spain
- 33、Keeley, M., 1990, “Deposit insurance, risk and market power in banking” , *American Economic Review*, Vol. 5, No. 80, 1183–1200.
- 34、Leptit, L., Nys, E., Rous, P., and A. Tarazi, 2008, “Bank Income Structure and Risk: An Empirical Analysis of European Banks” , *Journal of Banking and Finance*, No. 32, 1452–1467.

35. Yeyati, Levy., and A. Micco, 2007, “Concentration and Foreign Penetration in Latin American Banking Sectors: Impact on Competition and Risk” , *Journal of Banking and Finance*, 31, 1633–1647.
36. Matutes, Carmen., and Vives Xavier, 2000, “Imperfect competition, risk taking and regulation in banking” , *European Economic Review*, No. 44, 184 – 216.
37. Liu, Jin-Chung, 2009, “Bank Concentration, Bank Competition and Bank Risk: Evidence from Taiwan” , *Economic Papers*, Vol. 37, No.1, 101–135.
38. Panzar, J. C. and J. N. Rosse, 1987, “Testing for Monopoly Equilibrium,” *Journal of Industrial Economics*, No. 25, 443 – 456.
39. Petersen, Mitchell A. and Raghuram G. Rajan, 1995, “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data” , *Journal of Finance*, No. 3, 3–37
40. Rogers, K., and J.F. Sinkey, 1999, “An analysis of nontraditional activities at U.S. commercial banks: Evidence of Market Discipline” , *Review of Financial Economics*, vol. 8, No. 1, 25–39
41. Schaeck K. and Cihak M. , “Competition and Capital Ratios” , *IMF Working Paper*, 2007/216 Washington D.C.
42. Shaffer, S. ,1993, “A Test of Competition in Canadian Banking” , *Journal of Money, Credit and Banking*, No.25, 49 – 61
43. Sharp, William F. , 1978, “Bank Capital Adequacy, Deposit Insurance and Security Values” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, No. 13, 701–718
44. Soedarmono, W., Machrouh, F. and A. Tarazi, 2010, “Bank Competition Risk and Capital Ratios: Evidence from Asia” , Working Paper Series, University of Limoges
45. Stiroh, K.J., A. Rumble, 2006, “The dark side of diversification: The case of US financial holding companies” , *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, No. 8, 2131–2161.
46. Turk-Ariss Rima. , 2010, “On the Implications of Market Power in Banking: Evidence from Developing Countries” , *Journal of Banking and Finance*, No. 34, 765–775.

商业信用、银行信用与货币政策

摘要：近年来，我国中小企业融资难问题日益严重，民间借贷利率不断攀升，很多企业不堪“高利贷”的重压，资金链断裂。本报告认为，这主要是由于我国货币政策采用数量化调控手段导致的结果。由于货币的本质是债务计量工具，所以其具有内生性。这意味着，当央行控制银行贷款时，企业会转向另一种货币形式——应付账款融资。应付账款融资对于借款企业的资金链非常敏感，一个偶然风险因素的爆发就可能导致整个融资链条崩溃，从而导致局部金融风险放大。利用我国上市公司的数据进行估计，本报告发现，我国企业确实在利用应付账款进行融资。同时，由于应付账款融资一定程度上属于“体外循环”，即为央行无法控制的用于计量债务的货币，所以央行无法利用数量型工具调整其数量。我们发现，准备金率对于应付账款融资没有影响，而利率有显著影响。在这种情况下，如果要稳定金融体系，发挥金融对于实体经济的支持作用，应该放弃数量型调整策略，不要频繁采用准备金政策，而是应该发挥利率的调节作用。这就要求我国进一步推进利率市场化。本报告认为，放开贷款利率具有较强的市场基础。可以通过不断降低贷款利率下限或者简化贷款利率期限档次的方法来推进。但是，贸然放开存款利率是不可行的，逐步提高存款利率上限也只会“一浮到顶”，达不到区别定价的目的。因此，从发展替代性金融产品入手推动存款利率市场化相对可行。此外，利率市场化还应进一步加强中央银行利率调控机制建设以及完善利率期限结构。

一、导言

近年来，我国通货膨胀水平较高。在 2009 年以来，代表通货膨胀程度的 CPI 与 PPI 指数逐月上升，至 2011 年 7 月，CPI 指数攀升到了 6.45% 的高位，创下了从 2008 年 6 月份以来的新高。为了稳定币值、保证人民生活质量、防止通货膨胀恶化，中国人民银行开始实行从紧的货币政策。在执行从紧的货币政策过程中，央行较多采用了数量型货币政策来调控货币增长速度。例如，从 2010 年 2 月份开始，连续 12 次上调存款准备金率，至 2011 年 6 月份，大型金融机构的存款准备金率升至 21.5% 的历史新高。在此背景下，M1、M2 与人民币贷款余额增速都出

现了较快下降。

在这种紧缩的货币环境下，很多企业，特别是中小企业普遍出现了融资难的问题，引起了社会各方的关注。与此同时，民间借贷利率不断攀升，很多企业不堪忍受“高利贷”的重压，资金链断裂。那么，数量型调控对于企业融资的影响作用机制究竟如何？为什么会出现上述状况？这是本报告希望回答的问题。

本报告作者在前面的报告中曾经对于中国货币的性质进行了识别，发现其具有内生性。因为货币的本质是债务的计量工具，本报告在此基础上认为企业融资中的应付账款在性质上就是货币。这意味着，央行实际上无法控制货币数量。在央行控制银行贷款的时候，企业会转向应付账款融资。这就导致了民间借贷频发。应付账款融资对于借款企业的资金链非常敏感，一个偶然风险因素爆发的时候就可能导致整个融资链条崩溃，从而导致局部金融风险放大。

利用我国上市公司的数据进行估计，本报告发现了我国企业确实在利用应付账款进行融资。此外，我们发现准备金率对于这种融资没有影响，而利率有显著影响。这与内生货币理论相一致。因为央行无法控制用于计量债务的货币，所以无法利用数量型工具调整其数量。当央行控制银行贷款的时候只能增加应付账款。同时，调整融资价格，即变动利率是有效的政策。

在这种情况下，如果我国要稳定金融体系，发挥金融对于实体经济的支持作用，应该放弃数量型调整策略，不要频繁采用准备金政策，而是应该发挥利率的调节作用。这就要求我国进一步推进利率市场化。本报告认为，放开贷款利率具有较强的市场基础。虽然，为保证稳妥，可以暂时不采取一次性放开的方式，但是通过不断降低贷款利率下限或者简化贷款利率期限档次的方法总体来说都是可行的，并不会对商业银行的贷款业务构成较大冲击。贸然放开存款利率是不可行的，逐步提高存款利率上限也只会“一浮到顶”，达不到区别定价的目的。因此，从发展替代性金融产品入手推动存款利率市场化相对可行。此外，利率市场化还应进一步加强中央银行利率调控机制建设以及完善利率期限结构。

二、内生货币下的企业内外部融资机制

众所周知，企业的融资方式大体上可以分为外部融资和内部融资两种。从几种外部融资形式来看，目前中国的债券市场相对于信贷市场较小，2011 年社会融资规模为 12.83 万亿元，人民币贷款增加 7.47 万亿元，企业债券净融资 1.37 万亿元，虽然企业债券净融资占同期社会融资规模的 10.6%，为历史最高水平，

但是相对于银行贷款来说，仍然较小。与此同时，我国作为一个发展中国家，金融体系上不太健全，金融市场不够发达，民间借贷规模尚小，且处于灰色地带。商业信用融资总量虽然不能被准确计算出来，但是商业信用作为一种短期融资方式，对于企业有着至关重要的作用，1989 年和 1993 年中国两次企业“三角债”危机就是明证（樊纲，1996）。商业信用对于国民经济的支持，可能超过银行借款，（Ge and Qiu, 2007）。由此可见，在这些融资方式中，银行借款与商业信用是企业负债中最重要的组成部分，研究这两者的之间的关系以及央行不同货币政策工具对于商业信用的影响显得尤为重要。目前的分析逻辑是在外生货币和金融形成的环境中讨论的。作者前面进行的工作表明我国目前货币具有内生性，应在此环境下进行分析（于泽，2008）。

内生货币论者强调货币是人类创造出来的一种计价单位，货币的性质为债务，这是货币的本质所在。Keynes (1930) 提出了“记账货币”的概念，记账货币可以记载债务、价格以及一般购买力，当国家宣布什么事物可以作为货币，以对应记账货币的时候，传统意义上的货币便产生了，他同时肯定了银行票据是当前流通货币的一部分。当私人产权出现后，参与人之间会发生私人债务，债务借贷合同中的计量单位就是货币。

在不同的信用体系下，存在不同的债务工具，现代社会的一种表现是银行和中央银行这种多级体制下的银行贷款。在现代市场经济的生产过程中，由于生产和销售过程必须耗费时间，企业需要预先采购原材料，预付资金给工人，也就有了贷款需求。在认为企业可信赖的前提下，银行会通过向企业的银行账户注入资金或者给企业信用额度等方式向企业提供信贷，企业以此为基础进行采购。当企业获得资本和劳动力后，便开始了生产过程。这样的贷款过程产生了货币，使货币无中生有，其发生的前提是银行负债必须被社会广泛认可和接受，这样企业才会需要银行的信贷，银行也才能够满足其需求。否则，如果其他企业和工人不接受企业从银行的贷款作为其收入，那么工人和企业、企业与企业之间的合约关系就无法执行，生产也就不能进行。正是将银行存款接受为货币使得银行可以不需要存款而发行贷款。这一货币产生过程可以通过一个简单的银行资产负债表变动来表示（表 1）。

表 1 银行创造货币
银行 A

资产	负债
企业 A 贷款+100	工人、企业 B 存款+100

企业 A 首先获得银行 A 的信贷支持, 表现为商业银行资产负债表的资产方增加一笔对企业 A 的贷款。企业 A 用银行存款支付其他企业的货款、工人的工资, 得到货币资金的企业和工人会将这些货币资金存入银行 A, 构成了商业银行的负债。

这个过程中, 企业的资产负债表变动如表 2 所示, 第一行表示企业 A 从银行获得借款, 第二、三行表示企业用银行借款去采购原材料, 在这种情形下, 企业的采购行为分两部完成。

表 2 银行信贷渠道下企业采购过程

企业 A	
资产	负债
银行存款+100	短期/长期负债 +100
银行存款-100	
原材料 +100	

在社会信用体系下, 债务工具的另外一个表现形式之一是企业之间的商业借贷——即商业信用。商业信用是指企业之间货款的延迟支付, 即卖方允许买方在获得货物后可以不必立即支付货款, 而是延迟一段时间后再进行支付。当商业信用发生时, 在企业的资产负债表中, 买方资产栏中增加一笔原材料, 负债栏中增加一笔应付账款, 卖方在资产栏中增加一笔应收账款, 这就相当于卖方赋予买方的一个短期融资。企业的采购行为在资产负债表中的表现如表 3 所示, 此时企业的采购行为一步即可完成。

表 3 商业信用渠道下企业采购过程

企业 A	
资产	负债
原材料 +100	应付账款/应付票据 +100

由于银行信用与商业信用都具有债务结算的性质, 都属于社会信用供给和社会中“流动性资产”的一部分, 商业信用可以称为“准货币”。在前一种情况下, 当企业生产的产品完成销售时, 企业就会利用收回的货币资金去偿还银行借款, 后一种情况则是偿还应付账款、应付票据。商业信用与银行信用都可以帮助企业以垫资的形式完成生产过程, 理性的企业会在这两种形式之间选择边际成本较小的一种。

通常应付账款也有付款期、折扣等信用条件。应付账款可以分为: 免费信用,

即买方企业在规定的折扣期内享受折扣而获得的信用；有代价信用，即买方企业放弃折扣付出而获得的信用；展期信用，即买方企业超过规定的信用期推迟付款而强制获得的信用，所以应付账款也有成本，倘若买方企业在卖方规定的折扣期内付款，便可以享受免费信用，这种情况下企业没有因为享受信用而付出代价，倘若买方企业放弃折扣，超过免费信用期后付款，该企业便要承受因放弃折扣而造成的隐含利息成本，一般来讲，放弃现金折扣成本=现金折扣比*360/[(1-折扣百分比)*(信用期-折扣期)]，本文把企业放弃现金折扣成本作为企业应付账款的边际成本。

由于票据市场发展较为缓慢，应付票据所占比重较小¹。最能体现商业信用的商业承兑汇票不到汇票融资总量的 10%，故可以把应付账款的边际成本作为企业商业信用的边际成本。从本文的角度讲，它是一个外生变量。

当银行存在信贷配给，或者说央行采用差别化贷款拨备政策时，会相应提高企业贷款的边际成本时，企业会倾向于更多的采用另外一种“货币”形式——商业信用，来完成采购和生产过程，故可以提出：

假设 1：商业信用与银行信用之间存在着此消彼长的负向关系²。

货币政策是指一国的中央银行通过采用各种货币政策，调节或控制货币供应量、利率和信用等经济变量，影响本国宏观经济运行，进而实现既定的经济目标的方针和措施的总和。货币政策有多种传递渠道，但在目前中国，信贷渠道居于主导地位。按照主流经济学的理论，货币是外生的，货币总量 $M=m*B$ ， B 表示基础货币，包括银行准备金和公众手中的现金， m 表示货币乘数，等于 $(1+b)/(b+r)$ ，其中 b 表示现金与存款的比率， r 表示储备占存款的比重，包括法定和超额储备两部分，在这个框架下实际经济中货币供给量的波动来自于基础货币和货币乘数的变化，央行通过控制基础货币和存款准备金率来控制社会的货币供给量。

内生货币理论认为 $M=m*B$ 只是一个等式，而因果链条应该是 $B=M/m$ 。银行首先向企业贷款，贷款引致形成货币存量 M ，央行负责供应货币存量需要的准备金，这个逻辑是“贷款创造存款，存款寻找准备”。因而货币存量就是经济的内生变量，货币供应量由企业的贷款意愿和商业银行的信贷标准等决定。在既定利率和贷款条件下，商业银行无法拒绝客户的需求，当商业银行提供贷款时，相应

¹ 据本文统计，2006 年至 2011 年三季度期间，A 股上市公司应付票据约为应付账款的 40%。

² 其他学者在论述这种关系时，均用了“替代”一词，但是基于内生货币观点，本文认为商业信用与银行信用本质是一种债务结算工具，都属于“货币”的范畴，这个词语的用法有待商榷。

的存款被直接创造出来，一部分留在贷款银行，另一部分在借款者使用这部分资金对其商业交易进行支付时流失。当银行在一个相同利率上相互贷款时，清算存款回流的损失被相等的存款收入所抵消，也就是当一家银行流失了一些由贷款直接创造的存款时，另一家银行得到了这些存款，这个过程如表 4 所示。

表 4 具有两个银行的存款创造过程

银行 A		银行 B	
资产	负债	资产	负债
对非金融机构贷款	存款	对非金融机构贷款	存款
	从银行 B 借入资金	对银行 A 贷款	自有资金
	自有资金		

当中央银行出现以后，会设定法定准备金，商业银行每接受一笔存款，必须向中央银行缴纳一定比例的存款准备金，这个比例由中央银行规定，即法定存款准备金率。在这种情况下，商业银行的存款创造过程由表 5 所示：

表 5 央行出现以后的存款创造过程

私人银行		中央银行	
资产	负债	资产	负债
贷款 L	存款 D	对私人银行	私人银行存款（准
		贷款 R	备金 R）
准备金 R	从中央银行借入		
	资金 R		

从表面上看，央行可以通过设定法定存款准备金来控制商业银行的信贷规模，进而控制货币供给量。其实不然，首先，货币乘数并不是一个稳定的量，它受到很多经济因素的影响，如现金漏损率、超额准备金率等，央行很难控制这些变量；其次，商业银行可以通过理财产品与银团贷款转让等方式对绕开央行信贷规模的限制；央行为了稳定金融系统，维护商业银行的流动性，会适应性的提供准备金与清算资金（于泽，2008），因此央行无法有效控制货币供给量。在既定的利率水平下，央行的货币供给曲线是一条水平线，均衡点由货币需求曲线与货币供给曲线的交点确定，最终的货币供给量取决与货币需求量。央行无法通过控制准备金投放来控制货币供给量，所以准备金率不会影响企业贷款的边际成本，也就无法影响企业对于商业信用和银行信用的使用。基于以上分析，我们可以推论，如果货币是外生的，央行可以通过调整存款准备金率来控制银行信贷的供给，

当央行提高准备金率时，银行信用供给下降，如果假设 1 成立的话，银行信用受到限制的企业将会倾向于采用商业信用来完成生产过程，那么存款准备金率与商业信用之间存在显著的正向关系；如果货币是内生的，央行没有能力通过调整存款准备金率来控制银行信贷的供给，当央行提高准备金率时，银行的信贷供给没有受到显著影响，因而企业商业信用的使用也不会受到显著影响，那么存款准备金率与商业信用之间没有显著的关系。因此本文基于内生货币理论提出：

假设 2：存款准备金率与商业信用之间没有显著关系。

主流经济理论认为利率是由货币供给和需求内生决定的，而内生货币理论认为，利率是外生的，央行可以设定短期利率，这就意味着央行可以控制短期利率来控制经济活动的规模，来实现控制通货膨胀、促进就业、经济增长等短期目标。央行提高利率有两种效应，一是提高了银行信用的边际成本，当其大于企业放弃现金折扣的成本时，企业会倾向于采用商业信用，这种效应可以称为“替代效应”；另一种央行提高利率，会提高整个社会的信用成本，导致整个社会经济活动的萎缩，一方面企业倾向于减慢扩张计划或者缩减经营规模，相应减少商业信用的使用，另一方面对方企业提供的商业信用会相应缩减，这种效应可以称为“收入效应”。当“替代效应”大于“收入效应”时，贷款基准利率与商业信用呈正向关系，反之，贷款利率与商业信用呈负向关系。内生货币理论倾向于后者，认为央行能够通过控制利率来控制整个经济的规模，来实现宏观调控的短期目标。于是，本文提出：

假设 3：贷款基准利率与商业信用存在显著的负向关系。

三、经验分析

为了检验上述假设，本报告共设定以下三个计量模型。首先是：

$$\begin{aligned} ccl_{i,t} &= \alpha bc_{i,t} + \beta_1 rir_{i,t} + \beta_2 roa_{i,t} + \beta_3 alr_{i,t} + \beta_4 car_{i,t} + \beta_5 age_{i,t} + \beta_5 \log_ta_{i,t} + \sum industries_i + u_{i,t} \\ u_{i,t} &= a_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$ccl_{i,t}$ 代表 i 公司第 t 期的商业信用使用量， $bc_{i,t}$ 代表代表 i 公司第 t 期的银行信用使用量， $rir_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 期的营业收入同比增长率； $roa_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 期的总资产收益率， $alr_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 期的资产负债率， $car_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 期的流动资产比率， $age_{i,t}$ 表示 i 公司到第 t 期的成立时间， $\log_ta_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 期的总资产的自然对数， $industries_i$ 表示 i 公司所处的行业，为虚拟变量。如果 a 的系数为负数，则证明了商业信用与银行信用的负相关关系。

其次是：

$$cc1_{i,t} = \alpha bc_{i,t} + \beta lag_rr_{i,t} + \beta_1 rir_{i,t} + \beta_2 roa_{i,t} + \beta_3 alr_{i,t} + \beta_4 car_{i,t} + \beta_5 age_{i,t} + \beta_5 log_ta_{i,t} + \Sigma industries_i + u_{i,t} \quad u_{i,t} = a_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$lag_rr_{i,t}$ 表示滞后一期，即一个季度的央行公布的大型金融机构的存款准备金率的算数平均数；如果 β 的系数较小，且结果不显著，则证明了准备金率与商业信用没有显著的相关关系。

最后是：

$$cc1_{i,t} = \alpha bc_{i,t} + \beta lag_ir_{i,t} + \beta_1 rir_{i,t} + \beta_2 roa_{i,t} + \beta_3 alr_{i,t} + \beta_4 car_{i,t} + \beta_5 age_{i,t} + \beta_5 log_ta_{i,t} + \Sigma industries_i + u_{i,t} \quad u_{i,t} = a_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$lag_ir_{i,t}$ 表示滞后一个季度的央行公布人民币一年期贷款基准利率的算数平均数；如果 β 的系数为负且显著，则证明了利率与商业信用有显著的负相关关系。

本报告所有回归均使用 stata10 计量分析软件进行，采用固定效应，为了克服异方差的影响，在回归中利用 stata 工具对异方差进行了修正，回归结果的标准差是稳健的，回归的结果显示如表 1 所示：

表 6 固定效应模型回归结果

cc1	模型（1）	模型（2）	模型（3）
bc	-0.1600*** (0.0089)	-0.1600*** (0.0089)	-0.1600*** (0.0089)
rir	0.0002 (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0002 (0.0001)
roa	0.0232 (0.0189)	0.0232 (0.0189)	0.0234 (0.0189)
alr	0.1510*** (0.0095)	0.1510*** (0.0095)	0.1510*** (0.0095)
car	0.0538*** (0.0053)	0.0539*** (0.0053)	0.0538*** (0.0053)
age	-0.0022*** (0.0003)	-0.0024*** (0.0004)	-0.0023*** (0.0003)
log_ta	0.0082*** (0.0016)	0.0082*** (0.0016)	0.0083*** (0.0016)
lag_rr		0.0127 (0.0161)	

lag_ir			-0.0792** (0.0343)
常数项	-0.0223 (0.0169)	-0.0202 (0.0172)	-0.0165 (0.0171)
行业	控制	控制	控制
观测值	25,408	25,408	25,408
R平方	0.1762	0.1762	0.1764
F检验	93.5100***	82.1600***	81.9900***

注：*** 表示0.01的显著性水平，**表示0.05的显著性水平，* 表示0.1的显著性水平，括号内为稳健的标准差

三个模型回归的结果均显示 bc 的系数为负，且都在 0.01 的水平上显著，可见，就中国的上市公司而言，2006-2011 年期间，企业的银行贷款使用量与应付账款之间存在稳定的负相关关系，从而可以认为商业信用与银行信用之间存在着显著的负向关系，从而验证了假设 1。本文的研究结果与石晓军、李杰(2009)、文群星(2011)、Ge 和 Qiu(2007)以及 Cull(2009)等人对我国的研究结果是一致的。商业信用与银行信用作为债务结算工具，都可以帮助企业以垫资的形式完成生产过程，对于企业而言，两种工具确实存在此消彼长的负向关系。当企业倾向于采用银行借款预付工资、采购原材料完成生产过程时，会相应减少商业信用的使用量；当存在银行信贷配给，或者说央行采用差别化贷款拨备政策时，相应提高企业贷款的边际成本时，企业会倾向于更多的采用商业信用，来完成采购和生产过程

第二个回归的结果显示，lag_rr 的系数为正，但是数值较小，仅为 0.018，且不显著，与文群星(2011)的研究结果不同。这说明商业信用与存款准备金率之间没有显著的相关关系，假设 2 基本得到了验证。当央行存款准备金率提高时，商业信用仅有非常轻微的上升，而且这种上升的趋势并不显著，这说明存款准备金率的提高对银行信贷的供给造成的影响较小。这也从一个侧面证明了目前中国货币具有一定的内生性，央行无法通过控制存款准备金率来有效控制银行信用的供给，从而控制货币供给量。

第三个回归的结果显示，lag_ir 的系数为负，为-0.079，且在 0.05 的水平上显著，与 Cumby(1983)的研究结果不同，这说明了商业信用与利率之间存在显著的负向相关关系，证实了假设 3。央行提高利率时，“收入效应”大于“替代效应”，即央行提高利率会提高整个社会的信用成本，导致整个社会经济活动

的萎缩，一方面企业倾向于减慢扩张计划或者缩减经营规模，相应减少商业信用的使用，另一方面对方企业提供的商业信用会相应缩减。这个结果这从另一个侧面证明了央行能够通过控制利率来控制整个经济的规模，来实现宏观调控的短期目标。同时， lag_ir 的系数的绝对值大约为 lag_rr 的绝对值的四倍，也说明了利率对于商业信用的影响相对于准备金率来说要大的多，这也意味着利率相对于准备金率来说，对于银行信用的供给有着更大的影响力。

控制变量方面，营业收入增长率与商业信用基本上没有相关关系，总资产收益率与商业信用呈正相关关系，但是不显著，资产负债率与商业信用呈显著的正相关关系，不过这个有可能存在内生性问题，因为商业信用本来就是负债的一部分，总资产、流动资产比率均与商业信用存在显著的正相关关系，说明规模越大、流动资产占总资产的比重越高，使用商业信用越多，企业成立时间与商业信用呈显著的负向关系，但是系数较小，基本可以忽略不计。

四、政策建议

在内生货币的环境下，采用数量型政策会导致金融风险的进一步积聚，因此，应该采用价格型政策，确定合理的利率水平，而这就需要建立市场化的利率形成机制。

利率市场化的最终目的，是通过市场供求关系对稀缺的金融资源进行配置。在我国当前的金融发展阶段，利率市场化更多地泛指利率由行政性管制确定向市场化自主调节的过程。目前，我国包括货币市场利率、债券市场利率、同业利率等在内的大部分批发性利率已经实现了市场化调节，人民银行仅对以存款利率上限和贷款利率下限为首的部分零售利率进行管制。但是，由于我国商业银行的存、贷款业务分别占到了其资金来源和资金运用的 80% 和 60% 以上，管制利率在我国利率决定体系中的作用仍是举足轻重的，我国的利率市场化仍然任重而道远。

在管制利率退出舞台后，中央银行的货币政策仍然需要通过调节资金成本和市场供求来间接影响利率水平，进而引导投资和生产。广义的利率市场化包括三个方面：存贷款管制利率的市场化放开，这也是通常意义上所说的利率市场化，也可将其理解为狭义的利率市场化；以及中央银行利率调控机制的建立；利率期限结构的完善。

存贷款利率市场化可分为两个方面：存款利率市场化和贷款利率市场化。

关于贷款利率市场化，市场上给出的路径选择包括：一次性放开、逐步扩大

贷款利率下浮空间或者简化贷款利率期限档次等。由于贷款对象多为企业客户，且已经过多年的贷款利率浮动实践，贷款利率的市场化定价水平相对较高。根据《2012年第一季度中国货币政策执行报告》，2012年3月份的贷款发生额中，执行基准利率上浮、基准利率和基准利率下浮的贷款占比分别为70.43%、24.95%和4.62%。放开贷款利率具有较强的市场基础。虽然，为保证稳妥，可以暂时不采取一次性放开的方式，但是通过不断降低贷款利率下限或者简化贷款利率期限档次的方法总体来说都是可行的，并不会对商业银行的贷款业务构成较大冲击。

存款利率的市场化相对复杂，也需要更为慎重。市场上对此问题的讨论也分歧较大，有人认为可以采取逐步提高存款利率上限的方式，也有部分人士指出应该通过发展大额CD等替代性金融产品的方式来扩大存款利率市场化定价的范围。2004年以来，虽然我国实行的是基准存款利率上限管理，但由于竞争压力的存在，各商业银行实际执行的存款利率均为基准利率，并未出现存款利率下浮的情形。参考美国、日本、韩国等国的利率市场化经验，存款利率放开以后一般会伴随存款利率绝对水平的升高。同时，从我国目前的情形来看，一年期以内的理财产品收益率在5%左右，而一年期存款基准利率仅为3.5%，贸然放开存款利率是不可行的，逐步提高存款利率上限也只会“一浮到顶”，达不到区别定价的目的。

从发展替代性金融产品入手推动存款利率市场化相对可行。近两年，商业银行的理财业务大规模发展，其定价根据市场供求自由确定，这本身就是对存款利率市场化的一种“民间的”、“自发性的”尝试。不管是年初媒体炒作的中国银行的表内结构型存款，还是一般的浮动收益类理财产品，实际上均对一般性存款构成了一定的替代，与美国70年代出现的货币市场基金相同，是市场推动政府进行利率市场化的自发过程。对于政府来说，与其等待市场挤压，不如把握存款利率市场化的主动权。第一，是要通过金额、期限和投资范围等维度对投资者进行区分，有步骤地扩大存款替代金融产品的覆盖面来达到逐步市场化的目的。第二，要引导替代性金融产品合理定价。虽然理财产品的发展总体是有益的，但目前理财产品定价面临一定的无序性，货币政策对其利率的调节性相对隐蔽。参照美国的经验，其利率市场化之初，在创新某种金融产品时，会要求其相应期限的国债收益率挂钩浮动。类似地，我国可借助与货币政策联系更为紧密的Shibor，在发展新的金融产品时要求其Shibor挂钩，以保证利率期限结构的合理传导。从这一思路来看，发展以Shibor为基准面向金融同业的同业存单市

场，并进一步发展面向企业、居民等最终客户的大额可转让存单市场，有助于逐步发现存款利率价格，是积极稳妥地推动存款利率市场化的可行步骤。

综上所述，目前市场对于利率市场化的讨论更多地关注存贷款管制利率的放开，即狭义的利率市场化。实质上，利率市场化还应包括中央银行利率调控机制建设以及利率期限结构的完善。

中央银行利率调控机制建设是利率市场化的根本出发点。目前，我国仍实行的是数量调控，通过调控货币总量以及贷款规模实施货币政策，利率在调控中发挥的作用相对有限。而在盯住数量的同时，必然会对价格构成一定扭曲。在不对中央银行货币政策调控框架进行调整的情况下，单纯放开存贷款管制利率，难以保证货币政策的有效传导。在下一步的改革中，中央银行需要进一步完善货币政策价格调控框架，确定政策性利率并完善相应的走廊制度安排，通过公开市场操作等调控政策性利率影响市场利率，进而引导投资和产出。

利率期限结构的完善是利率市场化后，利率政策能够有效传导的市场基础。中央银行通过政策性利率对市场利率进行调控，意味着中央银行的货币政策需要从货币市场传导至债券市场、存贷款利率市场，进而达到对投资和产出的引导，而这需要一个合理、有效的利率期限结构。目前，由于利率在政策调控中的作用相对较弱的原因，我国的货币市场、债券市场、同业市场、票据市场等市场面临的监管政策和定位不同，各自之间的相关性相对较弱，对货币政策反应的灵敏度相差较大。下一步，需要借助货币市场基准利率 Shibor，加大 Shibor 与其他市场利率的相互联系，提高各品种、各期限利率走势的一致性，形成货币政策引导 Shibor，Shibor 影响其他市场利率的合理格局，夯实利率调控的市场基础。

最后，需要指出的是，利率市场化是一个全局政策，类似于温州所提出的在单个地方搞利率市场化改革试点的方法是不可行的。如果规定在单个区域实行低于全国的贷款利率或高于全国的存款利率，资金的流动性必然会使得贷款资金流出该区域或存款资金流向该区域，导致本质上是全局推开，从而就不再是试点。实质上，只要有利差，即便是跨国资金都会有不同程度的流通。例如，目前随着人民币跨境资产运用规模的不断扩大，已经有部分企业试图通过海外发债，或集团内部资金调拨等方式利用成本相对较低的海外人民币资金，这无疑会对管制利率构成一定的冲击，使国内的利率市场化陷入相对被动的局面。

主要参考文献

Ge, Y., J. Qiu, 2007, “Financial Development , Bank Discrimination and Trade Credit” , *Journal of Banking and Finance*, 31, pp.513-530.

Keynes, J. M., 1930. A Treatise on Money. London: Macmillian&Co.

樊纲：《企业间债务与宏观经济波动（上下）》，《经济研究》，1996 年第 3、4 期。

陆正飞、杨德明，《商业信用：替代性融资，还是买方市场？》，《管理世界》，2011 年第 4 期

刘仁伍、盛文军：《商业信用是否补充了银行信用体系》，《世界经济》，2011 年第 11 期。

石晓军、李杰，《商业信用与银行借款的替代关系及其反周期性：1988-2006 年》，《财经研究》第 35 卷第 3 期，2009 年 3 月。

石晓军、张顺明：《商业信用、融资约束及效率影响》，《经济研究》，2010 年第 1 期。

于泽：《我国 M2 顺周期性的原因分析——货币供给内生性的视角》，《管理世界》，2008 年第 12 期。

中国企业生产率差距与工资差距

——基于 1999-2007 工业企业数据的分析

内容提要：工资是收入的重要组成部分，理解中国工资水平差异的决定因素和形成机制，对于应对收入差距扩大具有重要意义。影响工资的因素很多，本文把中国企业生产率分布与工资分布联系起来，利用 1999-2007 年工业企业数据，考察了企业生产率水平对平均工资的影响。

研究发现：（1）从条件期望均值来看，随着企业生产率水平的提高，工资水平也在提高。（2）越是人均工资水平高的企业，生产率对工资的影响越大；越是工资较低的企业，生产率提高对工资水平的影响越小。（3）企业生产率的差距越大，企业间的工资差距也越大。（4）工资与生产率的关系随着企业所属行业、省份和所有制的变化而变化。（5）工资缺口反映了应付工资与实际工资的差额。企业生产率越高，工资缺口越大。但随着时间变化，生产率对工资缺口变动的效应逐渐减小。

我们的研究结果具有如下政策含义：

（1）企业间生产率不平等是导致企业间工资不平等的重要因素。证据显示 1999-2007 年间，伴随着企业生产率差距缩小，工资差距也在缩小。提高企业的生产率水平可以提高工资水平。通过淘汰落后企业，放开市场竞争，可以缩小企业之间生产率的差异，进而缩小企业间工资差距。

（2）动态来看，生产率差距与工资差距同向变动，随时间变化的企业间工资差距在减少。缩小企业间生产率差距可以相应地缩小企业间工资差距。相比调查数据反映的个人收入差距在扩大与企业间工资差距缩小，这种矛盾的出现，一方面可能说明企业内部工资差距在扩大；一方面可能反映了其他收入，如财产性收入对收入差距的贡献在增大。

（3）不同地区、行业和所有制企业，生产率差异和工资差距之间的关系是变化的。从实现生产率与工资同步增长的角度看，应针对不同行业、省份和所有制企业，实行差异化的工资政策。在工资的生产率弹性较高的地区、行业，注重再分配政策；在工资的生产率弹性缺乏的企业，着力初次分配。

天之道，损有余而补不足。人之道，则不然，损不足以奉有余。孰能有余以奉天下？唯有道者。

——老子《道德经》77章

一、问题提出

最近一些研究表明，无论是发达国家还是发展中国家，收入差距都在呈现上升趋势（Helpman 等，2010）。¹ 伴随着全球范围内收入不平等程度逐渐加剧，富人储蓄增多和穷人消费相对减少，消费需求不足的情况可能持续恶化，在名义利率不能为负和政府负债增加的双重约束下，需求不足可能长期存在，并影响世界经济复苏。走出这一困境的重要途径就是要缩小收入差距，提高中低收入者消费水平。

对中国而言，情况也非常类似。2012年中国社会科学院的《社会蓝皮书》也指出：2011年城镇内部收入差距还会有所扩大，收入差距扩大的趋势可能暂时还不能扭转。科学出版社出版的《中国居民消费需求变迁及影响因素研究》指出，1985年到2009年以来，城镇居民最高收入组与最低收入组之间的人均年收入差距从1985年的2.9倍扩大到2009年的8.9倍，且有扩大趋势。2010年中国基尼系数已达到0.48，超过了0.4的警戒线（田青，2011）。日益加剧的收入分配差距不仅威胁中国经济的增长，而且是导致社会不稳定的潜在诱因。

工资是收入的重要组成部分。缩小工资差距对于解决中国收入差距问题具有重要意义。影响工人工资差距（不平等）的因素有很多，在实证研究中，通常把影响工资的因素概括为：宏观经济周期（失业率），企业因素（利润、规模、技术），个人因素（性别、年龄、教育等），劳动力市场特征（工人与企业匹配程度）和制度力量（如最低工资，歧视，管制等）。

本文试图把中国企业生产率变动与工资变动结合起来，考察生产率分布对工资分布的影响。其基本逻辑是，工资不仅受个人特征影响，而且与个人选择企业密切相关，即使个人特征完全相同的两个人，也可能由于在不同的企业工作而获得不同的工资。与已有文献相比，传统研究主要关注企业规模、绩效、所有制、是否出口等因素对工资的影响（刘小玄、曲玥，2008；叶林祥等，2011）。除了

¹ 经济合作和发展组织（OECD）发布报告称，发达国家贫富差距也创下30多年来的最高纪录。所有OECD成员国中，最富有人口（总人口的10%）平均收入已达到最低收入（总人口的10%）的9倍。报告指出，即使以平均主义享誉的国家如德国、挪威和瑞典的居民收入差距都拉大到了6倍。此外，智利、墨西哥、土耳其、美国、以色列以及英国则登上了国民收入差距最大榜，最高相差26倍。

上述企业特征外,企业生产率也是企业的重要特征,学界对生产率与企业工资之间的关系关注相对较少。工资水平由工人的边际产出决定,在经典的 CD 生产函数下,工人边际产出受到人均资本和生产率(TFP)的影响,给定其他条件相同,生产率越高的企业,工资水平也会越高。研究也发现,总量数据和微观数据都表明,生产率对劳动边际产出增长的贡献超过 50% (Bosworth and Collins, 2008; Perkins and Rawski, 2008; Brandt 等, 2012)。伴随着生产率的增长,工资增长幅度如何成为一个有趣的问题。

经济增长理论表明,生产率是决定国富国穷的主要因素。最近几年,通过把总体生产率分解为当期技术等因素导致的个体企业生产率增长、企业进退引发再分配导致的行业生产率增长、资源配置向相对更有生产率企业倾斜导致的总体生产率增长等不同的生产率增长构成维度,再次复兴了人们对生产率问题的关注 (Syverson, 2011; Brandt 等, 2012)。² 但生产率对工资的影响却并没有在已有研究中得到足够的重视 (Faggio 等, 2010)。从历史上总体生产率与工资关系看,过去 100 多年里,生产率水平得到了显著的提高,平均的收入水平也在增加;但人与人之间的工资水平差距却逐渐拉大了。正如理论研究表明,当新技术出现时,不同的企业采用技术的速度是不同的,成功的概率也是不同的,这会伴随总体平均生产率的生长的同时,导致企业之间生产率差异也会随之增加,而增加的生产率差异可能导致观察到的同样个人特征的工人具有不同的工资 (Violante, 2002; Aghion 等, 2002、2004)。

鉴于此,本文试图回答以下问题:

第一,改革开放以来,同世界其他国家相比,中国的生产率水平提高很快,那么中国企业工资水平对企业生产率的变化是否敏感,生产率的变化是否提高了工人的工资水平,工资的生产率敏感程度有多大? 回答这一问题有助于我们理解从经验事实来看,中国企业的工资水平与生产率水平是否是同步变化的。

第二,我们研究发现,总体而言,中国企业间生产率不平等呈现逐年缩小趋势,那么工资差距是否也在相应缩小,工资差距缩小的幅度,低于还是高于生产率差距缩小的程度? 造成生产率与工资不同步的原因是什么? 当然,生产率差距与工资差距不能完全匹配,可能是由于生产率高的企业支付了低工资,也可能是生产率低的企业支付了高工资。本文试图从行业、地区和所有制性质等几方面,讨论生产率差距和工资差距的联动程度。

² 聂辉华和贾瑞雪 (2011) 讨论了中国制造业企业生产率与资源错配问题。

第三，如果工资对生产率的敏感程度很高，其结果说明市场因素（生产率）对决定工资具有重要影响；反之，如果生产率差异没有导致工资差异，则可能反映了特定的区域、行业和制度特征影响了生产率与工资之间的关系。进而，在工资生产率敏感程度较高的企业，调节收入分配政策的目标是盯住再分配政策；反之，若生产率差距对工资差距的影响很小或无关，则应注重完善初次分配政策。

第四，如果地区、行业和制度性因素对企业间工资差距产生了重要影响，则应根据相应的异质性，实行差异化的政策。例如，人们会关心是否国有企业生产率差距在增大，但是企业间工资差距没有增大，这表明国有企业的性质影响了工资对生产率变化的反应。

当然，造成个人之间工资差异的原因是多方面。个人所属的行业、企业以及个人自身的特征都会导致工资差距的出现。本文只关注了企业生产率差异对企业间工资差距的影响，从生产率的角度理解工资差距的原因和变动趋势。本文如下部分的结构这样安排：第二部分梳理了生产率与工资关系的相关文献，第三部分对生产率和工资关系的典型事实进行描述，第四部分从计量分析的角度进一步考察生产率与工资的关系，第五部分讨论了生产率差距缩小的来源。最后是结论和政策建议。

二、文献综述

2.1 工资差距的原因与国际比较

测度和解释工资不平等（工资差距）是劳动经济学的重要内容（Katz and Autor, 1999）。在理论上，对工资不平等程度增加的解释来自几个方面：第一，基于需求方面的观点。认为技术进步导致劳动需求发生变化。例如，Machin and Van Reenen（1998）和 Autor 等（1998）提供的证据认为计算机的使用增加了对高技能劳动力的需求，技术变化对有技能劳动需求的增加导致了工资不平等的增加（Caselli, 1999; Violante, 2002; Aghion 等, 2004）。第二，基于供给方面的观点。该观点认为人们的教育水平、性别差异、甚至家庭背景的差异是导致工资差距的主要原因。经验证据主要估计不同教育水平劳动力供给的变化对工资差异增加的影响。第三，基于制度因素的观点。认为工会力量和最低工资制度因素对收入不平等具有重要作用。

从工资差距的实证研究看，工资差距问题被关注得越来越多，各国之间的工

工资差距的程度变化也很大。但工资差距都呈现随时间变化增加的趋势。Acemoglu (2002) 发现 1971 到 1995 年, 美国工资第 90 分位数与 10 分位数之间的工资差距增加了近 40%。Machin and Van Reenen (2007) 发现英国 1975 到 2000 年, 90-10 分位数的工资差距增加了 48%。特别是组内工资差距——即可观察的特征相同的工人之间的工资差距——扩大是造成整体工资差距拉大的重要原因。Gatti 等 (2010) 发现在日本“失去的十年”间 (1992—2005), 工资和生产率不平等程度都在增加。Kambayashi 等 (2008) 发现日本的工资分布存在两个趋势: 组间 (根据教育、经验、任职时间和企业规模分组) 工资不平等程度在下降, 组内工资不平等程度在上升。

2.2 中国工资差距的原因

以美国为代表的成熟市场国家通常具有较为详细的大样本个体工资数据, 所以基于美国数据实证研究可以细致考察个人特征, 如经验、教育、性别、年龄等因素的影响, 进一步通过雇员雇主的匹配数据, 考察在控制个人基础上, 企业层面的因素对工人工资的影响, 也有人在控制个人和企业层面的因素后, 考察行业对工资的影响。中国缺少准确的个体工资数据, 因此很多研究关注企业层面的特征与企业平均工资之间的关系。造成中国工资差距的原因何在呢?

改革开放之后, 市场机制的引入必然会导致工资在企业员工之间普遍性地存在差异, 因为劳动者的人力资本禀赋和不同激励合约所引致的劳动努力程度存在差异。比如, Meng (1996) 通过对 1987 年国企样本调查数据的分析发现, 与利润挂钩的奖金制度是导致国企间工资差异的主要原因; 而且, 国有部门和非国有部门之间不同的工资合约安排也是影响这两个部门工资差异的重要原因 (张车伟、薛欣欣, 2008)。然而, 近些年来工资差异却成为了一个被特别关注且敏感的话题, 因为人们普遍怀疑工资差异的主要原因并非单纯地源于劳动边际生产率决定工资水平的市场机制。学者们首先想到的就是, 阻碍劳动力自由流动的壁垒和由此导致的劳动力市场分割是工资差异形成的重要原因 (Katz and Autor, 1999)。考虑到中国疆域广阔、区域间发展不平衡和特殊的户籍与人事制度, 富有流动性的全国统一的劳动市场远未形成, 因此不同的区域之间工资水平存在显著的差异 (都阳、蔡昉, 2004; 钟笑寒, 2005、2006; 陈钊等, 2008)。

不过, 企业的所有制性质被视为一个更为重要的导致工资差异的因素, 因为国企似乎普遍存在着费用最大化、个人收入超分配的预算软约束现象 (易纲、林明, 2003)。比如, 曾庆生、陈信元 (2006) 对 1999—2002 年健康运营的上市公

司的研究表明,超额雇员和高工资率导致国家控股公司承担了比非国家控股公司更高的劳动力成本,而且在国家控股公司中,政府控股越直接或控制力越强,公司超额雇员越多,而且劳动力成本越高。不仅如此,一些研究还发现,即便接受了相同的教育,教育的回报率在国企、集体企业和私营企业之间却存在显著差异(邢春冰,2005)。

除了上述因素外,工资差距的行业因素近些年来也备受关注。大量的研究发现,垄断行业的国企超计划发放工资问题严重(邹乐群、陈迪平,2000);而且,在2003-2005期间垄断性的中央企业的员工平均工资递增速度最快,导致行业间工资差距不断扩大(中央党校进修班课,2007)。此外,陈钊等(2008)利用1988、1995和2002年CHIPS调查数据库的实证结果也证实了上述判断,即行业间的不平等对中国城镇居民收入差距的贡献越来越大,而且主要是由一些收入迅速提高的垄断行业所造成。

2.3 生产率与工资差距

如果工资是由市场机制所决定,边际生产率较高的工人应得到较高的工资。一旦工资与生产率变化之间缺乏弹性,则表明中国的工资差异更多体现劳动力市场分割或制度性差异。本文试图估算企业平均工资对生产率变化的敏感程度,进而回答上述问题。

在理论上,生产率影响工资的机制已经被讨论。Caselli(1999)的模型讨论了技术革命对生产率和工资差异产生的影响。在他的模型中,给定存在工人类型和机器类型的分布,操作特定的机器需要特定类型的工人。技术被定义为工人类型和机器类型的组合。工人学习技能的成本存在差异,高技能工人的学习成本较低。不同能力的工人被分配到不同类型的企业。当新型机器被引入生产,技术革命就会发生。在每一期,企业根据自己劳动力状况(技能组合),考虑是否采用新机器。高能力工人的企业采用新技术,因为获得新技能的成本更低。这表明,企业间工资差差距会增加;更有技能的工人更有生产率,企业间生产率差异增加;资本被配置到更有生产率的行业,全要素生产率也会增加。

基于匹配理论的模型认为,随着社会匹配水平(sorting)增强,好的工人聚集到好企业,差的工人聚集到差企业。匹配的增强可能导致工资差异的增加。Kremer and Maskin(1996)的模型表明,工资不平等和有技能的劳动力分割将共存。假设不同技能工人不能完全替代,工厂内的任务是互补的,技能的影响依赖执行的任务;并且假设工人之间技能差异会增加。那么均衡时,高能力的工人

在高生产率企业，低能力工人匹配到低生产率企业。例如能力的差异导致教育不平等，将导致增加匹配。

Mortensen (2003) 和 Postal-Viney and Robin (2002) 分别构建了均衡工资与雇主生产率异质性之间的理论模型，并利用结构模型估计丹麦和法国的工资分布。Dunne 等 (2004) 分析了美国不同工厂企业生产率的变化，认为 1975 到 1992 年美国不同工厂的工资和生产率的不平等程度有所增加。Haskel and Martin (2002) 使用英国的数据研究也发现工资和生产率的离散程度有所增加。

Faggio 等 (2010) 认为，企业间生产率差异对理解工资差异非常重要。他们用英国企业的数据研究发现，随着时间发展，企业间工资和生产率差异越来越大，这种差距在英国服务业表现得更为明显。他们还发现，英国生产率变化与经济周期有关。经济衰退的时候生产率差距减小，随着经济繁荣生产率差距扩大，低生产率企业在衰退时期退出生产。这与 Caballero and Hammour (1994) 的衰退的清洗效应 (cleaning effect of recessions) 是一致的。Gatti 等 (2010) 根据就业保障机制和激励机制把日本企业划分为两种不同类型的企业。两种类型的企业对经济中的负面冲击作出不同的反应，在效率工资下的企业工人将付出更多的努力，增加了企业的生产率，同时也导致更有生产率的企业在总体企业数目中的比重增加。

Verhoogen (2008) 认为在发展中国家，贸易引发的产品质量升级机制可以解释贸易与工资差异之间的关系。汇率波动诱致的产品升级增加了工资差距。他用墨西哥制造业企业的面板数据进行了检验。在他的模型中，存在异质性的企业有不同的生产率。生产率高的企业生产高质量的产品，支付高工资，拥有高素质的劳动力。一旦高生产率企业进入出口市场，就会生产比国内市场质量更高的产品卖给发达国家。汇率贬值会导致发展中国家高生产率企业增加出口，提高质量，拉大与低生产率企业的工资差距。使用 1994 年比索危机作为外生变化来源和各种生产率的测度方法，经验结果发现最初更有生产力的企业增加了出口，提高了蓝领和白领工人的工资，提高了白领和蓝领工人的工资差，也提高了 ISO9000 的认证标准。这些差距要比没有比索贬值时期的变化大得多。

三、典型事实

3.1 生产率差距与工资差距的动态变化

利用 1999–2007 中国工业企业数据库，本文首先对工资差距与生产率差距之间关系的特征事实进行初步描述。工资指标为企业工资与福利总额水平的对数，生产率指标为企业全要素生产率水平（TFP）的对数，估计生产率的方法见 4.2 节。

本文主要讨论生产率差距对工资差距的影响。图 1 描绘了全部制造业人均工资分布的动态变化。平均工资水平逐年增加，企业工资差距在逐年减小。图 2 描绘了生产率分布的动态变化。从平均水平而言，生产率水平在逐年提高。从企业间生产率差距看，生产率差距在逐渐缩小。这与 Hsieh and Klenow（2009）的分析是一致的，他们使用 1999–2005 的工业企业数据，也发现中国企业整体的生产率水平在提高。结合图 1 和图 2，静态来看，工资的离散程度要大于生产率的离散程度；动态来看，随着生产率差距减小，工资差距也在减小。

图 1 制造业企业人均工资的分布

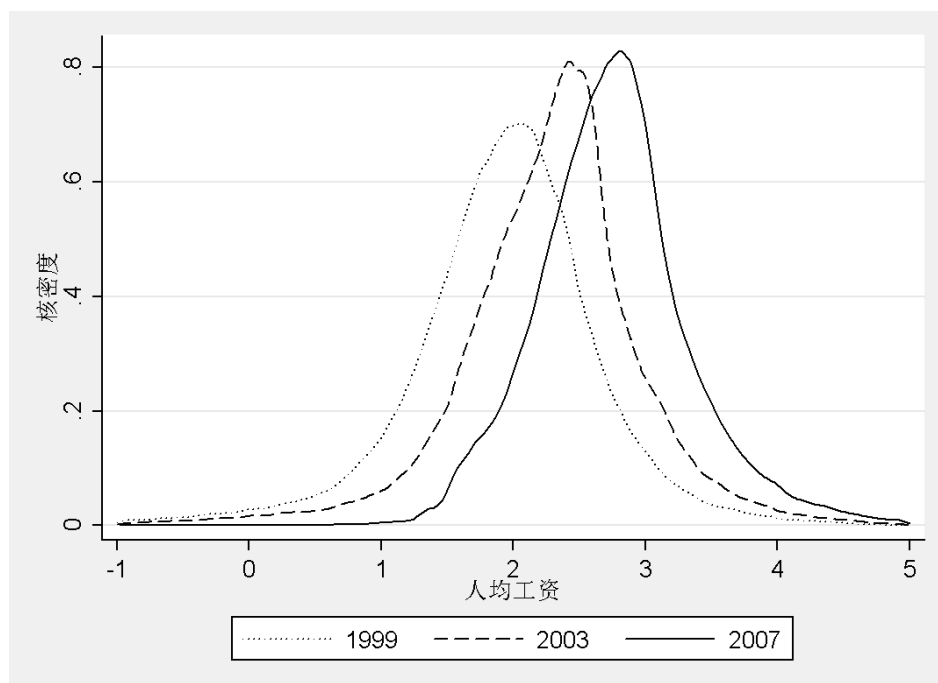


图 2 制造业企业全要素生产率的分布

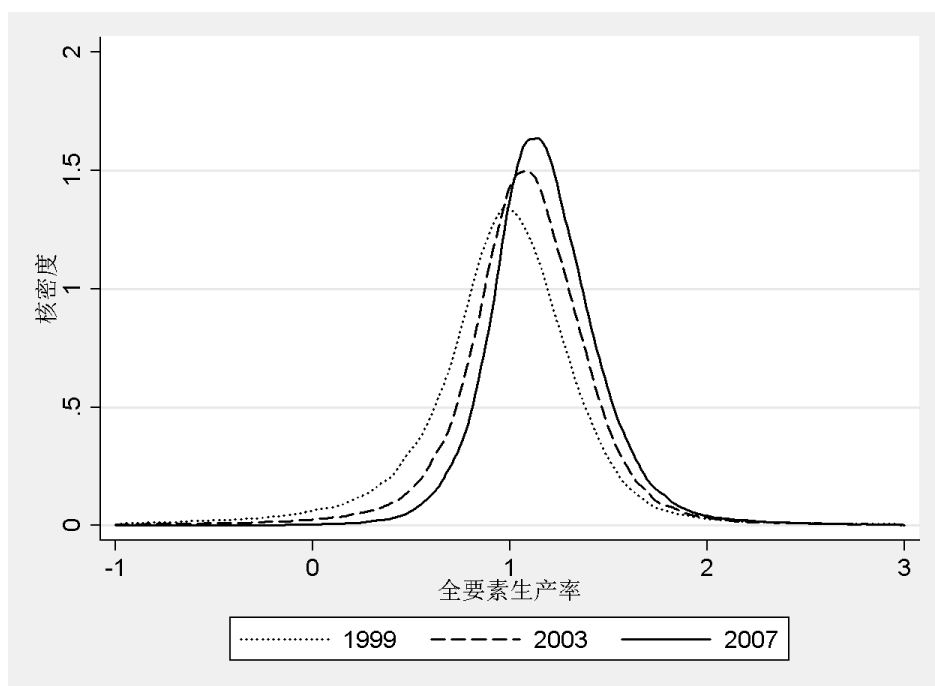


图 3 1999–2007 制造业企业人均工资与全要素生产率差异

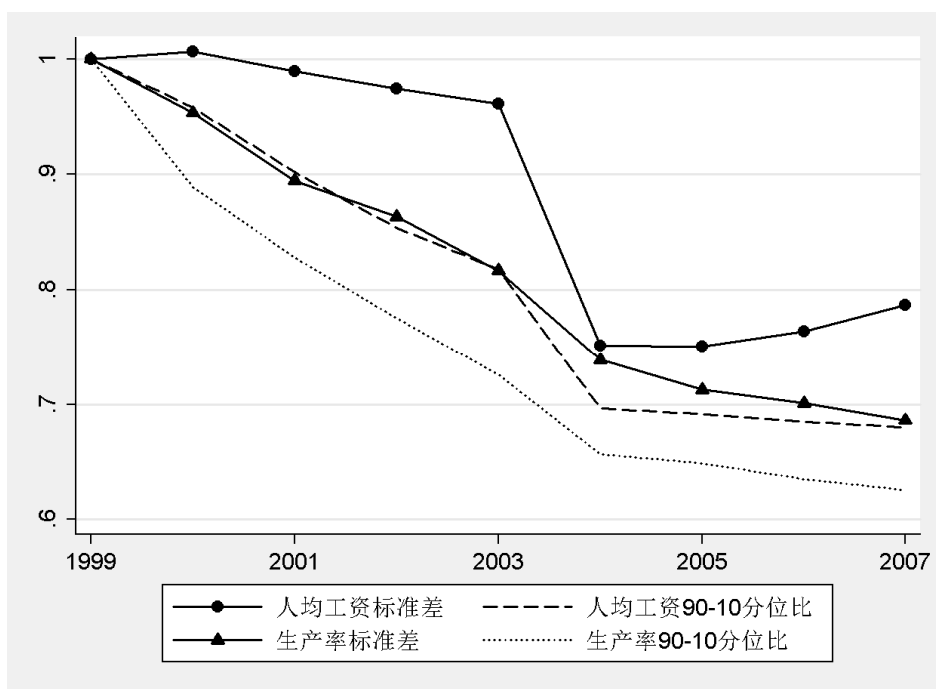


图 3 进一步描绘了工业企业人均工资差距和生产率差距的时间变化趋势（将 1999 年的相应数值标准化为 1）。从标准差度量的生产率差距来看，企业间生产率越来越收敛。生产率分布趋向集中反映了随时间变化的资源配置效率提高，低效率的企业不断退出，企业生产率差异不断减少。从企业间人均工资的标准差来

看, 1999-2004 年, 工资差距呈下降趋势; 2004 年后, 尽管企业间生产率差距在减小, 但工资差距反而不断上升, 工资差距与生产率差距出现背离。用 90 分位数与 10 分位数之比来度量的人均工资和生产率差距反映了相似的趋势, 不同的是, 两者均随时间呈不断下降趋势, 并且生产率差距小于人均工资差距。

有趣的是, 中国的生产率差距和工资差距与国外相比, 表现出了完全相反的特征。Dunne 等 (2004) 研究了美国 1975-1995 年工厂层面的 90-10 分位数的工资差距, 从 1975 年的 1.2 倍逐渐上升到 1.5 倍, 同时劳动生产率的差距也在逐渐扩大。Faggio 等 (2010) 发现英国的制造业企业 1984-2001 年间的工资差距和生产率差距也都在逐年增大。

3.2 不同行业、地区与所有制下的生产率差距与工资差距

根据二位数行业分类代码, 全部的制造业企业分属 29 个不同行业。图 4、5 分别描绘了各行业生产率和平均工资标准差和 90-10 分位比随时间变化的不同趋势。总体而言, 所有行业企业的生产率差距都在缩小, 工资差距也在缩小。但也有存在个别例外, 突出的是烟草业。1999-2007 年烟草业的生产率差距并没有缩小, 工资差距先上升, 2004 年之后工资差距才开始下降。

从图 6、7 所描绘的各省企业生产率差距和工资差距 (分别以标准差和 90-10 分位比衡量) 变动趋势来看: (1) 不同省份之间生产率的离散程度差别很大。浙江、江苏、上海、广东等省市的生产率离散程度较小, 内蒙古、吉林、辽宁、江西、贵州等省的生产率离散程度较大。(2) 从平均工资的离散程度看, 浙江、江苏和上海各省市的企业间工资差距较小。工资差距较大的省份是河北、山西、辽宁、青海。(3) 从生产率变化趋势与工资差距变化趋势看, 随着生产率差距的缩小, 企业间平均工资差距也在减小。

根据所有制分类来看, 图 8、9 表明, 国有企业之间的生产率差距最大, 私营企业生产率差距最小。国有企业的工资差距也相对较大, 而私营企业的工资差距相对较小。生产率差距与工资差距同向变动, 随着生产率差距的减小, 工资差距也在减小。

图 4 按二位数行业划分的历年人均工资与全要素生产率标准差

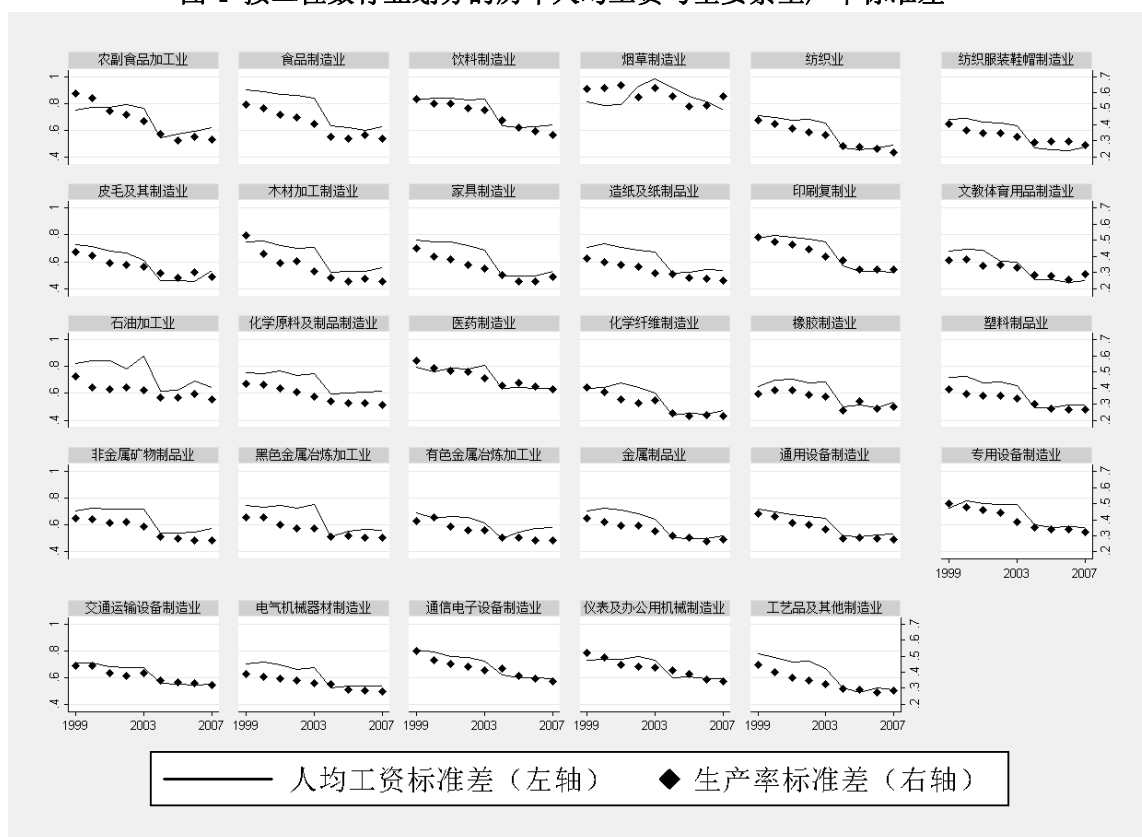


图 5 按二位数行业划分的历年人均工资与全要素生产率 90-10 分位比

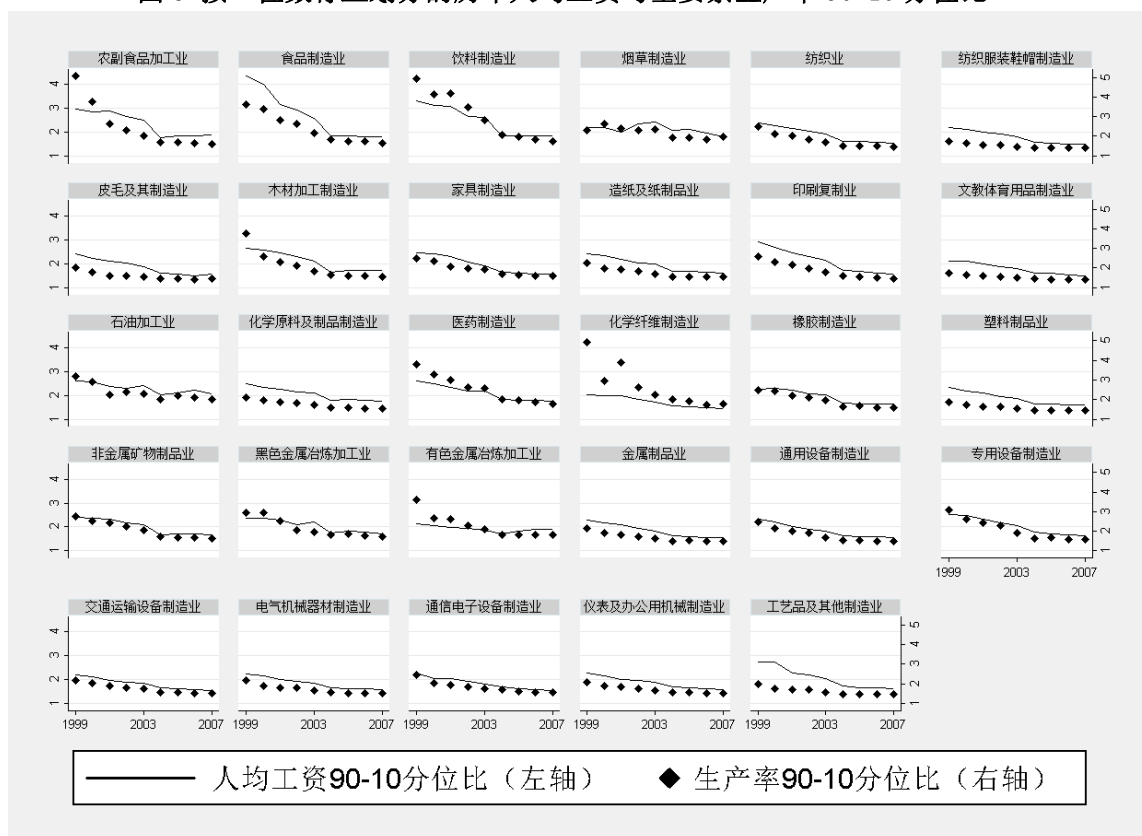


图 6 按省份划分的历年人均工资与全要素生产率标准差

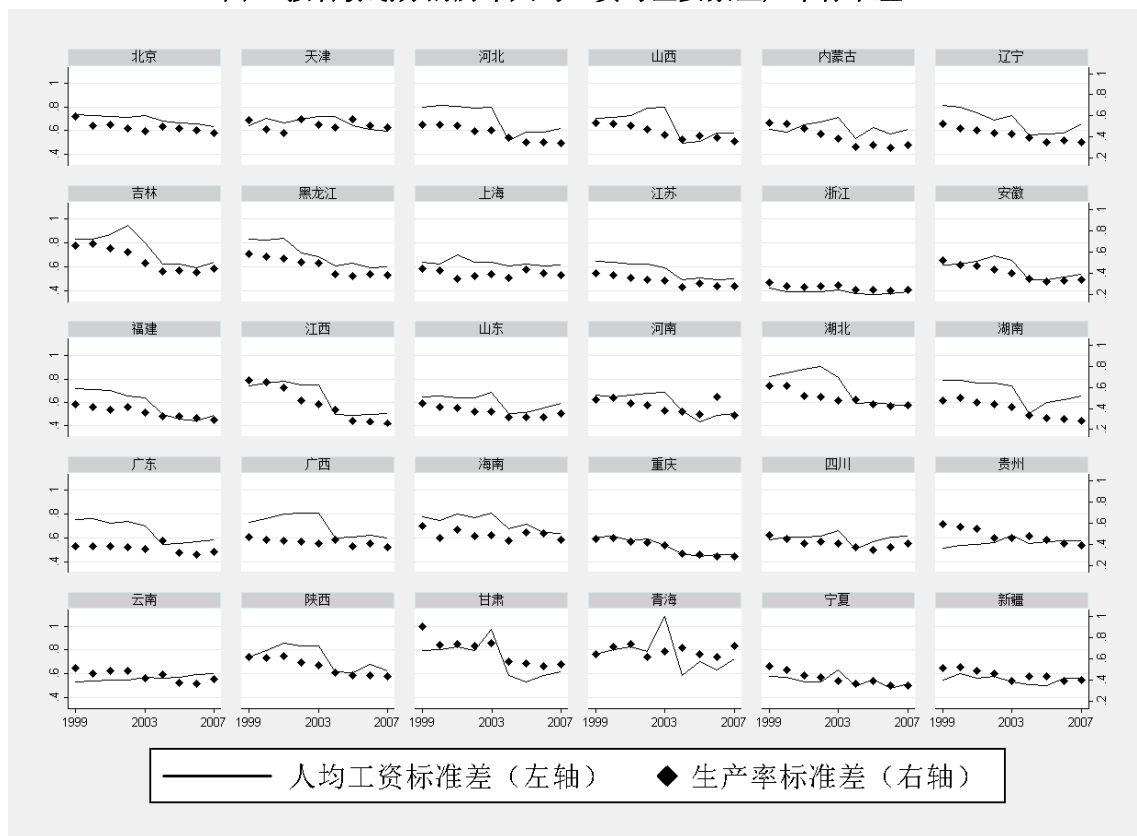


图 7 按省份划分的历年人均工资与全要素生产率 90-10 分位比

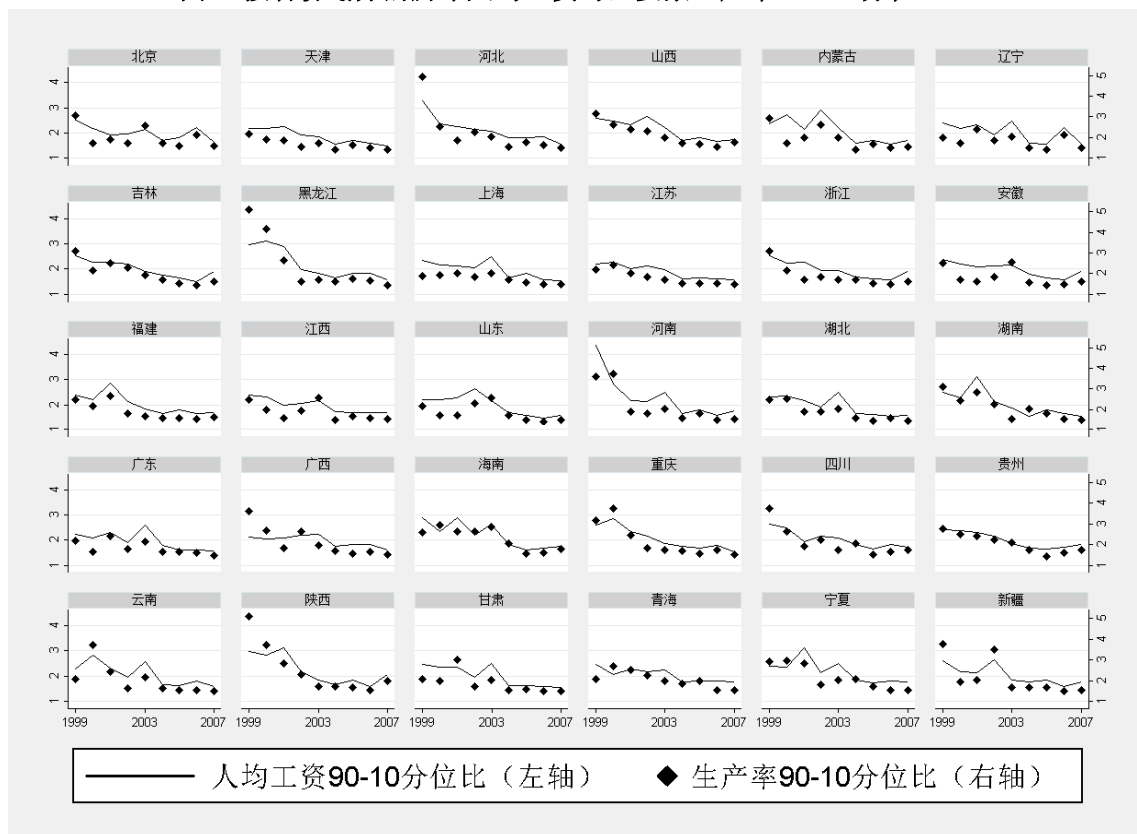


图 8 按所有制结构划分的历年人均工资与全要素生产率标准差

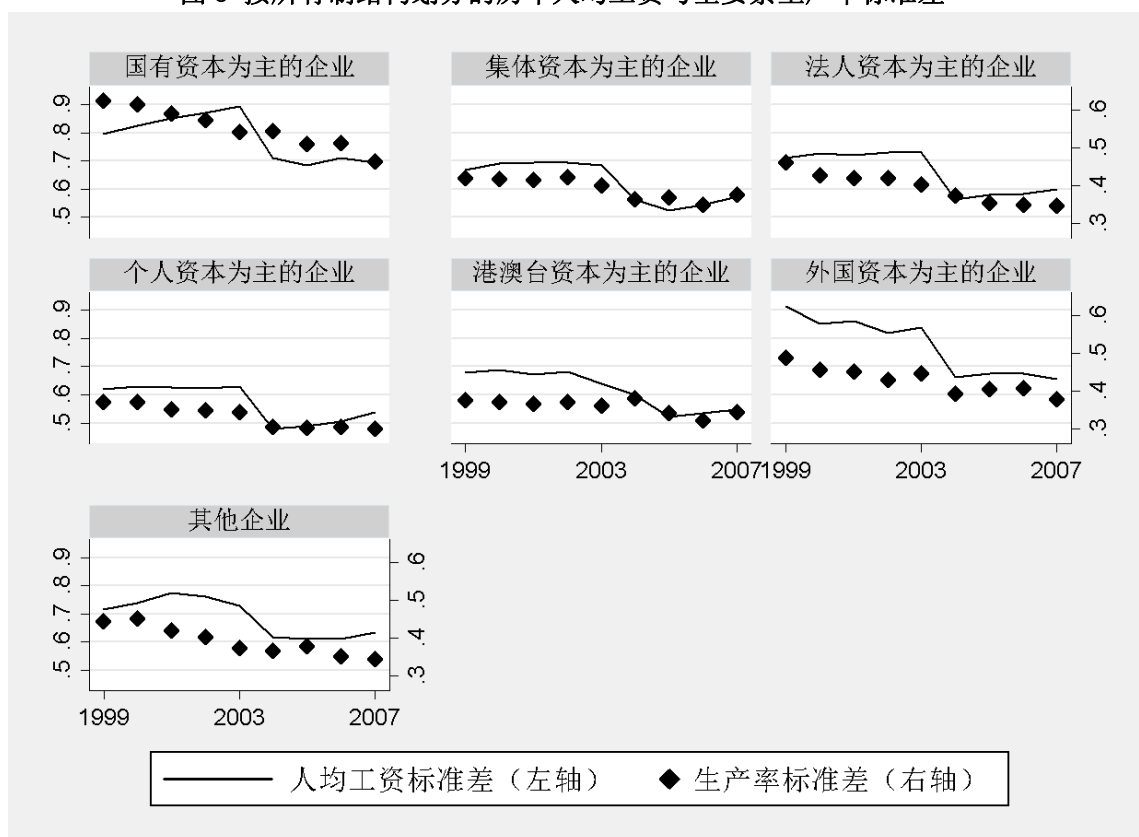
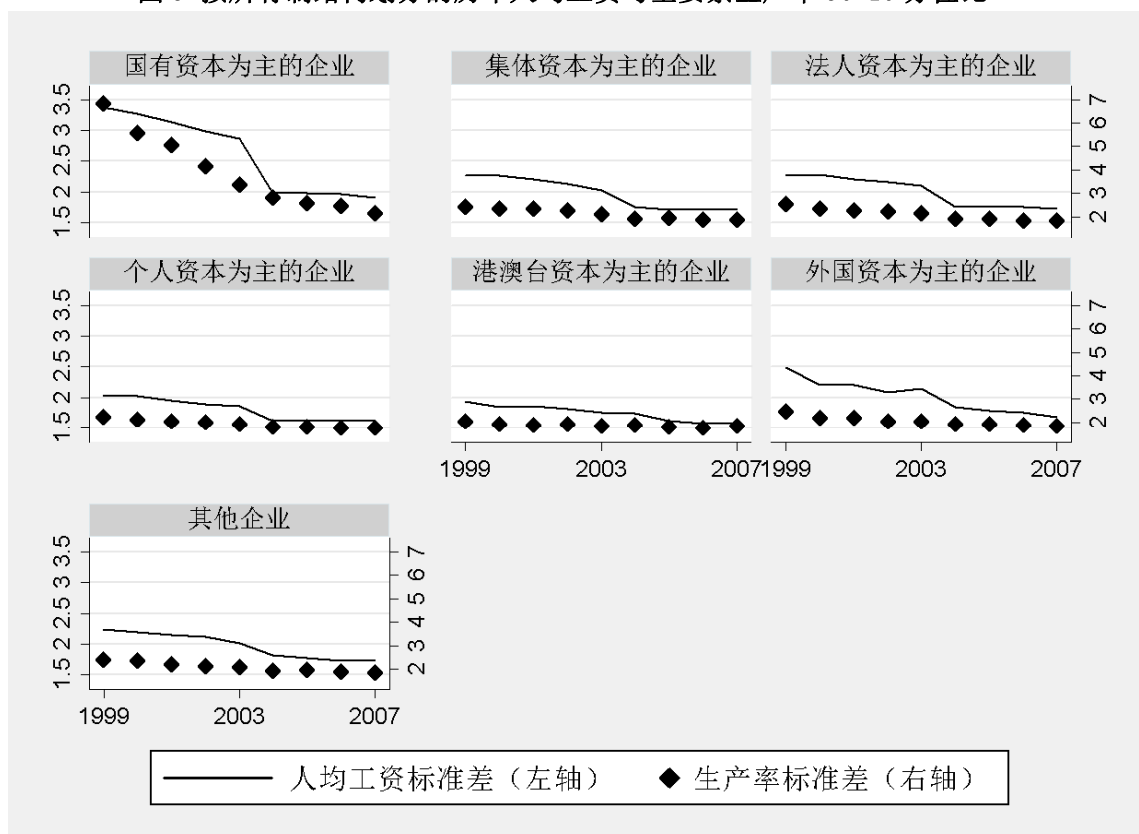


图 9 按所有制结构划分的历年人均工资与全要素生产率 90-10 分位比



四、计量分析

4.1 生产率与工资水平

作为初步的分析,我们先来考察企业层面的生产率水平与人均工资水平之间的关系。假定企业的生产函数具有 Cobb-Douglas 形式:

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} M_{si}^{\beta_s} L_{si}^{\gamma_s} \quad (4.1)$$

其中 A_{si} 为 s 行业 i 企业的全要素生产率, K_{si} , M_{si} , L_{si} 分别为资本投入、中间品投入和劳动力投入, α_s , β_s , γ_s 分别为对应要素的产出弹性。理论上工资总额应为总产出的固定份额,并且由于产出的生产率弹性为 1,因此工资的生产率弹性也应为 1。

计量方程设定如下:

$$\text{Wage}_{it} = \alpha + \beta \text{TFP}_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

其中 X 是控制变量的集合,包括人均资本投入、人均中间品投入、企业规模、所有制结构等。 u_i 和 v_t 分别为不随时间变化的个体固定效应和不随个体变化的时间固定效应。³

表 1 第 1 列人均工资对生产率的二元线性回归结果显示,工资的生产率弹性确实显著为正,但远小于 1。表 1 第 2 列的结果显示,当控制了其他要素投入及规模和所有制因素之后,弹性的估计值有所上升,但仍小于 1。

表 2 对方程(4.2)进行了逐年的分位回归。与条件均值回归不同,分位回归假定生产率对不同分位数工资水平存在不同的影响,即对于低工资和高工资的企业,生产率对工资的影响是存在差异的。表 2 的结果表明对于工资水平较低的企业,生产率对工资的影响较小;对于工资较高的企业,生产率对工资的影响较大。以 2007 年为例,对于工资水平处在 25%的企业,工资对生产率的回归系数为 0.253;对 75%分位数水平的企业,工资的生产率弹性为 0.415。这说明,越是高工资的企业,生产率与工资的同步性越强;越是低工资的企业,生产率与工资的同步性越差。对于低工资的企业,更应强调生产率与劳动报酬增长同步。造成生

³ 在几项类似的研究中,叶林祥等(2011)利用 2004 年工业企业数据,考察了垄断和所有制对企业人均工资的影响。刘小玄、曲玥(2008)利用 2000-2004 年的数据,考察了劳动力市场分割对人均工资的影响。于洪霞、陈玉宇(2010)利用 2000-2003 年的工业企业数据考察了出口对工资水平的影响。他们都没有深入讨论生产率与工资水平的关系,也没有讨论生产率差距与工资差距的动态变化。

产率水平对工资水平的影响存在异质性的原因可能在于：高工资反应了较高的技能水平，高技能水平的工人具有更高的谈判能力；或者高工资水平的企业和低工资企业存在不同的工资契约造成不同企业工资与生产率关系存在差别。也可能低水平的工资企业，工人供给充足，导致工资水平较低。具体区分各种效应是未来研究的重要方向。

表 1 企业面板数据估计

因变量		人均工资	人均工资	工资缺口	工资缺口	工资缺口
TFP		0.138*** (0.002)	0.304*** (0.002)	0.460*** (0.003)	0.168*** (0.002)	
	1999 年					0.254*** (0.005)
	2000 年					0.235*** (0.005)
	2001 年					0.221*** (0.005)
	2002 年					0.179*** (0.004)
	2003 年					0.153*** (0.005)
	2004 年					0.165*** (0.004)
	2005 年					0.134*** (0.004)
	2006 年					0.107*** (0.004)
	2007 年					0.069*** (0.004)
人均资本投入 (资本密集度)			0.040*** (0.001)		0.116*** (0.001)	
人均中间品投入			0.294*** (0.002)			
规模 (销售额)			-0.079*** (0.002)		0.438*** (0.001)	0.440*** (0.001)
利润率					0.057*** (0.005)	0.056*** (0.005)
出口比重					-0.002 (0.006)	-0.001 (0.006)
资本密集度 × 出口比重					-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)

表 1 企业面板数据估计 (续)

因变量	人均工资	人均工资	工资缺口	工资缺口	工资缺口
国有资本比重		-		-	-
集体资本比重		-0.022*** (0.004)		0.112*** (0.005)	0.111*** (0.005)
法人资本比重		-0.018*** (0.004)		0.113*** (0.004)	0.111*** (0.004)
个人资本比重		-0.029***		0.138***	0.136***

		(0.004)		(0.004)	(0.004)
港澳台资本比重		0.004 (0.006)		0.067*** (0.007)	0.065*** (0.007)
外国资本比重		0.007 (0.006)		0.055*** (0.007)	0.054*** (0.007)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是
样本数	1810246	1810246	1810246	1800416	1800416
组间拟合优度	0.17	0.26	0.06	0.25	0.25

注：本表报告面板固定效应回归结果。括号内为聚类稳健标准差；***, **, *分别表示估计值在 1%, 5%, 10%水平上显著。

表 2 企业横截面分位数回归

因变量：人均工资	TFP		
	25 分位数	50 分位数	75 分位数
1999	0.275*** (0.005)	0.320*** (0.004)	0.382*** (0.005)
2000	0.271*** (0.018)	0.340*** (0.004)	0.397*** (0.034)
2001	0.309*** (0.006)	0.364*** (0.004)	0.415*** (0.005)
2002	0.317*** (0.007)	0.373*** (0.005)	0.415*** (0.039)
2003	0.334*** (0.050)	0.382*** (0.005)	0.424*** (0.131)
2004	0.254*** (0.005)	0.349*** (0.004)	0.443*** (0.005)
2005	0.269*** (0.004)	0.343*** (0.004)	0.432*** (0.006)
2006	0.262*** (0.005)	0.341*** (0.004)	0.430*** (0.005)
2007	0.253*** (0.005)	0.331*** (0.004)	0.415*** (0.013)

注：本表是企业横截面数据的逐年分位数回归，仅报告生产率变量的系数估计结果，其他控制变量同表 1 第 2 列。

4.2 生产率与工资缺口

下面我们来考察什么样的企业倾向于抑制劳动力的报酬。假定二位数行业的产出为行业内单个企业产出的 CES 加总：

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma_s-1}{\sigma_s}} \right)^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s-1}}$$

其中 Y_s 为行业总产出， Y_{si} 为行业内单个企业产出， M_s 为行业内企业数目， σ_s 为行业内各企业产出的替代弹性。

由企业的利润最大化生产决策可推知，企业的利润为：

$$\Pi_{si} = \frac{1}{\sigma_s} P_s Y_s^{\frac{1}{\sigma_s}} Y_{si}^{1-\frac{1}{\sigma_s}} \quad (4.3)$$

企业的劳动力应付报酬总额为：

$$W_{si}^0 = \gamma_s \left(1 - \frac{1}{\sigma_s}\right) P_s Y_s^{\frac{1}{\sigma_s}} Y_{si}^{1-\frac{1}{\sigma_s}} \quad (4.4)$$

4.2.1 估计行业要素产出弹性和企业全要素生产率。

本文采用 Olley 和 Pakes (1996) 的半参数估计方法来估计对数化之后的企业生产函数 (4.1)，⁴ 得到二位数行业层面的要素产出弹性，然后将全要素生产率定义为产出中不能被要素投入所解释的那部分残差。

4.2.2 估算行业产出替代弹性。

由 (4.3) 可知：

$$\sigma_s = \frac{\left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma_s-1}{\sigma_s}}\right)^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s-1}}}{\sum_{i=1}^{M_s} \pi_{si}}$$

以企业的销售利润作为利润指标，经过迭代计算，得到各行业产出替代弹性的保守估算值。

4.2.3 推算企业劳动力应付报酬总额。

由 (4.4) 我们可以直接计算出每个企业的劳动力应付报酬总额，并将其与企业实际支付的劳动力报酬总额之差距定义为“工资缺口”：

$$WG_{si,t} = \log W_{si,t}^0 - \log W_{si,t}$$

其中 $W_{si,t}$ 为企业实际支付的工资与福利总额。工资缺口越大，意味着企业的劳动力报酬越支付不足。图 10 描绘了工资缺口的动态变化。可以看到，尽管人均实付工资的平均水平逐年增长，但估算出的人均应付工资增长得更快，结果工资缺口在逐年增大。

4.2.4 估计工资缺口的决定因素。

表 1 第 3 列工资缺口对生产率的二元线性回归结果显示，生产率越高的企业工资缺口越大。控制了更多的企业层面因素之后，据表 1 第 4 列，我们发现，规模越大的企业和盈利能力越强的企业工资缺口越大。资本密集型企业比劳动密集型企业更倾向于压低劳动力报酬，但其抑制程度随着企业出口比重的提高而下降。不同所有制结构的企业中，国有企业的工资缺口最小，其次是外资企业和港

⁴ 该方法既考虑到生产率的波动有可能影响投资和资本积累，又考虑到企业的存活概率可能跟生产率水平相关，即从技术上讲，该方法能够控制联立性和样本选择问题。

澳台资企业，私营企业的工资缺口最大。如果假定生产率对工资缺口的边际影响随时间而变化，根据表 1 第 5 列及图 11，可以发现在样本期间，生产率对工资缺口的影响均为正，但这一影响基本上逐年减弱。

图 10 1999-2007 制造业企业工资缺口

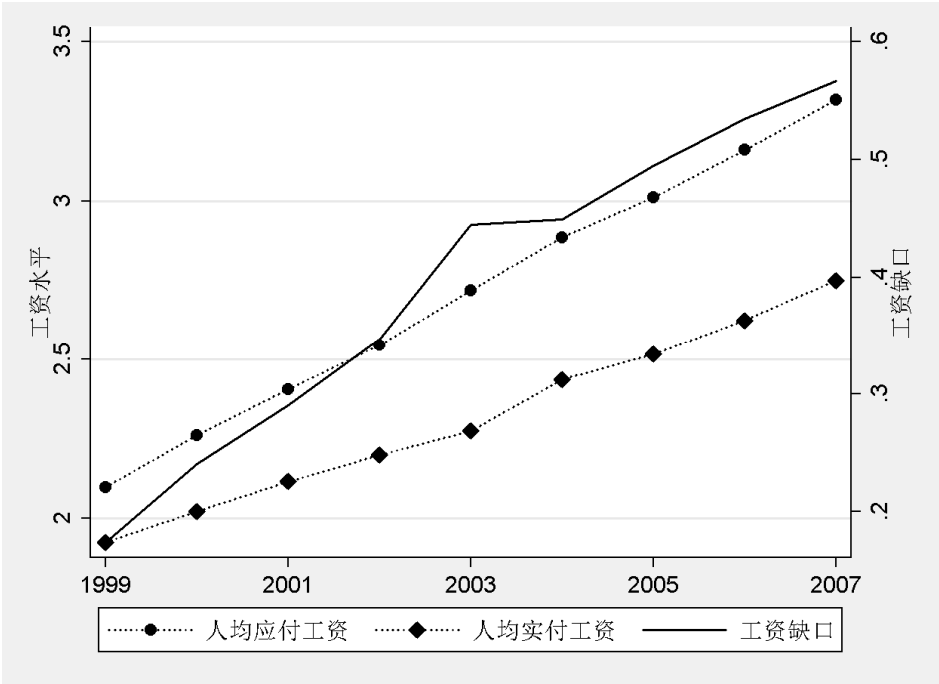
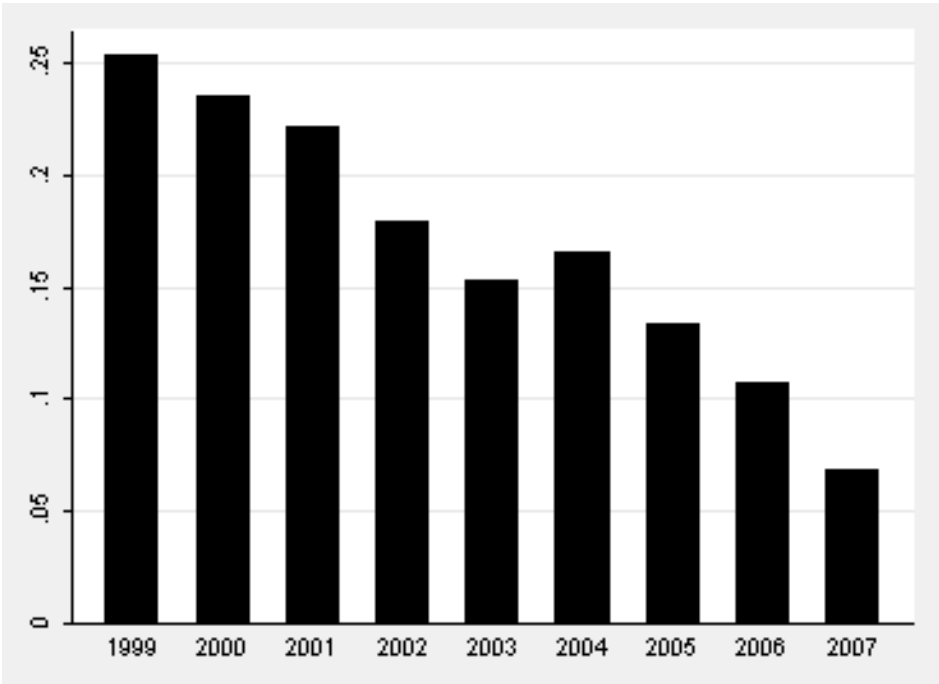


图 11 1999-2007 全要素生产率对工资缺口的边际影响



4.3 生产率差距与工资差距

测度变量的离散程度有两种方式，一种是方差，另一种是 90 分位数与 10 分位数之比。在本小节中，我们研究在不同的测度方式下，生产率差距的变动是否引起工资差距在同方向上的变动，工资差距可以在多大程度上被生产率差距所解释。

计量方程设定如下：

$$SD[Wage]_{st} = \alpha + \beta SD[TFP]_{st} + \gamma X + u_s + v_t + \varepsilon_{st}$$

或

$$\left[\frac{Wage_{90}}{Wage_{10}} \right]_{st} = \alpha + \beta \left[\frac{TFP_{90}}{TFP_{10}} \right]_{st} + \gamma X + u_s + v_t + \varepsilon_{st}$$

回归结果报告在表 3 中。可以看到，随着行业内企业间生产率差距缩小，工资差距也在同步缩小。并且，生产率差距对工资差距具有很高的解释力。

表 3 行业面板数据估计

因变量： 人均工资差距		标准差	标准差	标准差	90-10 分 位比	90-10 分 位比	90-10 分 位比
TFP 差距	标准差	0.388** (0.145)	0.499*** (0.144)	0.241** (0.117)			
	90-10 分位比				0.216** (0.099)	0.191* (0.108)	0.152* (0.076)
平均 TFP			0.483* (0.250)	0.543* (0.265)		-1.039 (1.659)	1.530 (1.504)
平均资本密集度				0.025 (0.029)			-0.005 (0.146)
平均规模				-0.079** (0.037)			-0.993** (0.434)
平均利润率				0.589** (0.286)			0.870 (1.132)
平均出口比重				-0.004 (0.026)			-0.005 (0.108)
平均国有资本比重				-			-
平均集体资本比重				0.356** (0.155)			1.809** (0.664)
平均法人资本比重				-0.110 (0.137)			-0.083 (0.350)
平均个人资本比重				-0.220 (0.208)			-0.646 (0.867)
平均港澳台资本比				-0.087			1.198

重			(0.168)			(0.977)
平均外国资本比重			-0.177 (0.185)			0.061 (0.721)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
样本数	261	261	261	261	261	261
组内拟合优度	0.90	0.91	0.93	0.81	0.82	0.87

注：本表报告面板固定效应回归结果。括号内为聚类稳健标准差；***, **, *分别表示估计值在 1%, 5%, 10%水平上显著。

五、进一步讨论

研究发现，即使在细分的行业层面，企业间生产率差距是持续存在的。通常国家之间生产率差距也各不相同。例如，英国和美国的生产率差距就存在不同。这可能是由于各国的技术禀赋、管制环境和行业结构等深层差异所导致的。在行业层面上，企业生产率差距的不同可能来自行业的竞争程度、技术水平等原因。上述分析表明，减少生产率差异，也会相应地减少企业间工资差异。从时间维度上看，中国企业间生产率差异已经在逐渐减小。因此，进一步需要回答的问题是，中国企业生产率差异逐渐缩小的动力是什么？这种动力是否能够持续？Syverson（2004）分析了美国混凝土行业生产率的差距后发现，竞争对剔除低生产率企业起到了很到作用，进而限制了企业生产率的离散程度。实证结果表明，在规模较小的市场，生产率离散程度更大，生产率水平更低。在规模较大的市场，低生产率企业的比例较低。

表 4 制造业企业生产率差距的国际比较

	样本	指标	标准差	90-10 分位比
Syverson（2004）	美国，1997年	劳动生产率	0.40	4.12
		全要素生产率	0.34	2.68
Criscuolo, Haskel and Martin（2003）	英国，2000年	劳动生产率	0.87	5.21
		全要素生产率	0.18	1.57
本文作者的计算	中国，1999 年	劳动生产率	1.20	2.01
		全要素生产率	0.49	2.89
	中国，2007 年	劳动生产率	0.96	1.54
		全要素生产率	0.34	1.81

有趣的是，以标准差衡量的劳动生产率和全要素生产率的企业间差距，中国均要高于美国和英国的同期水平，但以90-10分位比衡量的劳动生产率差距，中国却显著低于美国和英国，以90-10分位比衡量的全要素生产率差距，中国与

美国和英国差异不大。因此，生产率分布的高阶矩可能反映了国别差异的重要特征。

六、结论

伴随市场经济的发展和中国经济改革进程的深化，收入分配不均不仅成为发展过程中日益突出的问题，也日渐成为中国经济未来可持续发展的关键障碍。如何解决收入分配差距问题成为社会各界关注的焦点。据中华全国总工会的数据，目前，我国共有职工 2.17 亿，其中在企业就业的职工有 1.79 亿。据国家统计局 2002 年统计，户主为企业的在职职工和离退休职工的城市贫困户占整个城市贫困户的 86.9%，是城市贫困户的主体。因此，认真研究企业职工工资分配上存在的问题，推动政府加大对企业职工工资分配调控的力度，对于逐步解决收入分配不公问题，保持社会稳定与和谐，具有重要意义的。⁵

为解决工资差距问题，十二五规划建议，应努力实现劳动报酬与劳动生产率同步。一般说来，在经典的生产函数中，伴随生产率提高，工人的边际产出提高，工人工资也会相应提高。但现实中边际生产率提高，工人的工资水平未必会提高，或者工资水平的增长慢于生产率的增长。导致这一问题的出现的原因可能在于：企业异质性的存在（行业、地区和所有制等）导致工人的谈判能力，工资决定机制存在很大差异，工资增长不能与生产率增长同步。

本文利用中国工业企业的数据，实证考察了生产率变动与工资变动之间的关系。我们发现，生产率水平对工资水平具有显著影响，工资对生产率的敏感程度系数约为 0.3，生产率对工资水平的影响在逐年增大。随着生产率差距的缩小，企业间工资差距也在缩小。生产率对处在不同水平的工资影响是不同的，越是工资较高的企业，生产率与工资同步水平越高。而在工资水平较低的企业，工资增长与生产率增长的关系越弱。

⁵ 见周玉清：“企业职工工资过低与政府调控责任”。<http://zgijsb.blog.sohu.com/7969962.html>

参考文献

- 陈弋, Sylvie Démurger, Martin Fournier, 2005: “中国企业的工资差异和所有制结构”, 《世界经济文汇》第6期。
- 陈钊, 万广华, 陆铭, 2008: “行业不平等: 日益重要的城镇收入差距成因”, 工作论文。
- 都阳, 蔡昉, 2004: “工资的地区趋同性与劳动力市场一体化”, 《世界经济》第8期。
- 刘小玄, 曲玥, 2008: “中国工业企业的工资差异研究”, 《世界经济文汇》第5期。
- 田青, 2011: 《中国居民消费需求变迁及影响因素研究》, 科学出版社, 第1版。
- 邢春冰, 2005: 《不同所有制企业的工资决定机制考察》, 《经济研究》第6期。
- 叶林祥, 李实, 罗楚亮, 2011: “行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究”, 《管理世界》第4期。
- 易纲, 林明, 2003: “理解中国经济增长”, 《中国社会科学》第2期。
- 于洪霞, 陈玉宇, 2010: “外贸出口影响工资水平的机制探析”, 《管理世界》第10期。
- 中央党校进修班课题组, 2007: “对国有企业收入分配改革的思考”, <http://theory.people.com.cn/GB/49154/49155/5287263.html>。
- 曾庆生, 陈信元, 2006: “国家控股、超额雇员与劳动力成本”, 《经济研究》第5期。
- 张车伟, 薛欣欣, 2008: “国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献”, 《经济研究》第4期。
- 钟笑寒, 2005: “改革时期中国各地区工资演变”, 《清华大学学报》第20卷第3期。
- 钟笑寒, 2006: “劳动力流动与工资差异”, 《中国社会科学》第1期。
- 邹乐群, 陈迪平, 2000: 《论加强我国国有垄断企业工资外收入的管理》, 《财经理论与实践》第21卷第104期。
- Acemoglu, D., 2002, “Technical Change, Inequality and the Labor Market”, *Journal of Economic Literature*, vol. 40, pp. 7-72.
- Aghion, P., Howitt, P. and Violante, G., 2004, “General Purpose Technologies and Wages”, *Journal of Economic Growth*, vol. 7(4), pp. 315-345.
- Aghion, P., Howitt, P. and Violante, G., 2002, “Technological Progress, Luck and the Variability of Earnings”, mimeo Harvard University.
- Autor, D.H., Katz, L.F. and Krueger, A. 1998, “Computing Inequality: How computers have changed the labor market”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113(4) (November), pp. 1161-1213.
- Bosworth, B., Collins, S.M., 2008. Accounting for growth: comparing China and India. *The Journal of Economic Perspectives* 22 (1), 45 - 66.
- Brandt, Loren, Van Biesebroeck, Johannes, Zhang, Yifan, 2012, “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese

- manufacturing” , *Journal of Development Economics* 97 (2012) 339 – 351.
- Caballero, R. and Hammour, M. ,1994, “The Cleaning Effect of Recessions” , *American Economic Review*, vol. 84(5), pp. 1350–1368.
- Caselli, F. ,1999, “Technological Revolutions” , *American Economic Review*, vol. 89, pp. 78–102.
- Criscuolo, C., Haskel, J. and Martin, R., 2003, “Building the evidence base for productivity policy using business data linking” , *Economic Trends*, 600 Nov, pp.39–49.
- Davis, Steven J and John C. Haltiwanger, 1991, “Wage Dispersion between and within U.S. Manufacturing Plants, 1963–86” , *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp.115–80.
- Dunne, T., Foster, L., Haltiwanger, J, and Troske, K.R., 2004, “Wage and Productivity Dispersion In US Manufacturing: The Role of Computer Investments” , *Journal of Labor Economics*, vol. 22 (2), pp. 397–429.
- Faggio, Giulia, Kjell G. Salvanes, ohn Van Reenen, 2010, “The evolution of inequality in productivity and wages: panel data evidence,” *Industrial and Corporate Change*, vol. 19(6), pp.1919–1951.
- Gatti, Donatella, Kambayashi, Ryo, Lechevalier, Sebastien, 2010, “Wage and Productivity Differentials in Japan: The Role of Labor Market Mechanisms” , *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series gd09-127*, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Kambayashi, Ryo , Daiji Kawaguchi and Izumi Yokoyama, 2008. “Wage distribution in Japan, 1989–2003”, *Canadian Journal of Economics*, Canadian Economics Association, vol. 41(4), pages 1329–1350, November.
- Katz, Lawrence F., and David H. Autor, “Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality,” in *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, Orley Ashenfelter and David Card, eds. (Amsterdam: Elsevier North Holland, 1999)
- Helpman, Elhanan, Oleg Itskhoki, Stephen Redding, 2010, “Inequality and Unemployment in a Global Economy” , *Econometrica*, Econometric Society, vol. 78(4), pages 1239–1283.
- Haskel, J. and Martin, R. 2002, “The UK Manufacturing Productivity Spread” , Ceriba Working Paper.
- Hopenhayn, Hugo, 1992, “Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium.” *Econometrica*, 60, pp.1127–50.
- Hsieh, Chang-Tai, and Peter J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India” , *Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403 – 48.
- Machin, S. and Van Reenen, J. (2007). ‘Wage Inequality’ , forthcoming in Bruce Weinberg and Chris Taber (eds) *New Palgrave Dictionary*, London: Palgrave.

Machin, S. and Van Reenen, J. (1998). ‘Technology and changes in the skill structure: Evidence from seven OECD countries’ , *Quarterly Journal of Economics*, vol.113(4), (November), pp. 1215–44.

Meng, X., 1996 , “An examination of Wage Determination in China’ s Rural Industrial Sector” , *Applied Economics*, 28: 715–24.

Mortensen, D. (2003). *Equilibrium Wage Dispersion*, Cambridge: MIT Press.

OECD, *Divided we stand: Why inequality keeps rising*, OECD Publishing, 2011.

Perkins, D.H., Rawski, T.G., 2008. Forecasting China’s economic growth. In: Brandt, L., Rawski, T.G. (Eds.), *China’s Great Economic Transformation*. Cambridge University Press, NY.

Postel-Vinay, F. and Robin, J-M. (2003). ‘Equilibrium Wage Dispersion with Worker and Employer Heterogeneity’ , *Econometrica*, vol. 70(6), pp. 2295–350.

Syverson, Chad, 2011. “What Determines Productivity?,” *Journal of Economic Literature*, vol. 49(2), pp.326–65.

Syverson, Chad , 2004, “Market Structure and Productivity: A concrete example” , *Journal of Political Economy*, vol. 112(6), pp. 1181–1222.

Van Reenen, J. , 1996, “The Creation and Capture of Economic Rents: Wages and Innovation in a Panel of UK Companies” , *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111(1), pp. 195–226.

Verhoogen, Eric A. , 2008. “Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123(2), pp. 489–530.

Violante, G., 2002, “Technological Acceleration, Skill transferability and the rise of residual inequality” , *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117(1), (February), pp. 297–338.

PE/VC 是在发掘和培育优质创业型企业吗？

——基于中国创业板企业的研究

摘要：国际经验表明，PE/VC 能够凭借专业的眼光发掘优质的创业型企业并予以资金和管理上的帮助，从而促使以更快速地健康成长并走向 IPO。在中国特定的政治经济环境中，这种美好的愿望能成为现实吗？本文以 2011 年底前在创业板上市的 281 家公司作为研究样本，通过考察 PE/VC 对中国创业板上市公司影响而发现，与无 PE/VC 资助公司相比，（1）PE/VC 资助公司，尤其是多 PE/VC 资助公司，上市当年的毛利润率不仅较低，而且还相对于上市前一年的毛利润率还有所下降；（2）那些上市前一年毛利润率越高的 PE/VC 公司，上市当年发生业绩“变脸”的情况越严重；（3）PE/VC 资助公司，尤其多 PE/VC 资助公司上市首日收盘价越低。这些实证结果显示，在中国当前的政治经济环境下 PE/VC 和创业型企业之间可能存在严重的逆向选择和道德风险行为，从而未必发挥了应有的积极作用。

第二次世界大战之后，随着创业活动，尤其是依托于高新技术的创业活动日益活跃，越来越多的创业型企业也承受着巨大煎熬——其价值难以被普通投资者发现而难以从常规融资渠道获得发展资金。在此背景下，那些擅长于识别优质创业型企业的私募股权基金（Private Equity, PE）和风险投资（Venture Capital, VC）兴起于美国并风靡于世界，因为除了资金，PE/VC 还向目标企业提供资源整合和经营管理等方面的帮助，并且在与目标企业获得双赢的同时推动了社会经济的发展。受此启发，近些年来 PE/VC 也在中国迅猛发展（夏斌，2012）。

然而，一旦考虑到中国当前特殊的政治经济生态，我们对 PE/VC 在中国的健康发展就未必会有足够的信心。一则，金融市场监管和民间金融机构的缺乏，导致民间借贷市场利率飙升，直接或间接地推高了 PE/VC 自身的融资成本，进而必然向目标企业索取高昂的保留收益^①。二则，以深沪交易所为代表的中国证券市场存在严重缺陷：一方面，高市盈率的股票发行刺激着企业 IPO 的冲动；另一方

^①这是一份真实的对赌协议的主要内容。A 公司成立于 2008 年，号称国内电子商务网络营销行业的领先企业之一。尽管 A 公司 2010 年经营有严重亏损，但某著名 PE 在 2011 年 9 月与其达成融资协议：（1）以 1.5 亿估值向 A 公司进行增资 3000 万而持股 20%；（2）以 A 公司 2011-2013 年三年业绩作为申报期并力争在 2014 年完成 IPO；（3）2011 至 2014 年，A 公司经审计的净利润分别不得低于 1500、2000、3000 和 4000 万元，否则将以现金或股权方式对我方进行补偿，即业绩补偿款 = 我方投资款 × (1 - 实际净利润总额 ÷ 各年承诺净利润总额)；（4）若 A 公司未能在 2015 年 12 月 31 日前实现 IPO，则 A 公司及其董事长将被要求回购我方所持的全部或部分股权，回购价格为我方实际投资款加上以每年 10% 利率计算的复合收益。

面，不仅每年在深沪两市IPO的机会非常有限^①，而且证监会实行严格的发行审查制度，使得企业基本面之外的东西也可能成为影响企业能否获得IPO机会的重要因素。综合这些制度因素，我们不难想象到，在中国那些寻求PE/VC的公司不仅要承担高额的融资成本，而且还会因为IPO的巨大不确定性而面临巨大的融资风险。鉴于此，我们不禁要问：那些优质的企业会选择PE/VC吗？对于那些PE/VC资助公司来说，PE/VC的主要贡献真的是发现了其巨大的发展潜力并为之提供了管理营销等帮助吗？

为此，我们利用2011年前在中国深市创业板上市的公司数据来考察：在中国当前的政治经济制度环境下，我们不得不担心PE/VC与目标企业之间会发生严重的逆向选择和道德风险行为。下文分为如下几个部分。第一部分是文献综述和研究假说，第二部分是

一、文献综述

关于 PE/VC 对目标公司的影响，实证研究无非是试图回答如下几个核心问题：（1）PE/VC 会选择高效率的企业作为投资对象吗？（2）PE/VC 真的会提高目标公司的效率吗？（并可进一步追问：效率的提高是来自 PE/VC 事前的筛选还是事后的监督？）（3）目标公司的高效率能持续存在吗？由于美国的 PE/VC 最发达、数据最丰富，因此相关的实证研究也最多，而且大多数实证研究给出了比较肯定的答案。比如，Brav 和 Gompers（1997）利用 IPO 发生在 1972-1992 年期间的美国上市公司数据发现，相对于其他公司，VC 资助公司在上市之后具有更高的平均加权回报率，而且股价也有更好的表现。另外，Puri 和 Zarutskie（2011）将美国人口普查局记录企业生命周期的纵向商业数据库（1975-2000 年）与其他来源的反映风险投资的两个数据库结合在一起。他们发现，相对于其他公司，VC 资助公司的销售额更大，尽管利润率未必更高；更重要的是，后者在企业存续时间上的累计失败率更低，尤其是在接受 VC 投资之后的 5 年内失败率要低得多。不过，至今为止，最全面的实证研究来自于 Chemmanur 和 Krishnan（2011）。他们利用美国人口普查局纵向研究数据库（1972-2000 年）中的制造业企业数据发

^① 2011 年全年在深沪上市公司数(A、B 股)也就是 279 家。然而，截止 2011 年底，证监会发审委排队待审的申请 IPO 的公司就超过了 550 家（其中又有相当多的是银行、国企等政府优先考虑的对象）。不仅如此，根据清科公司在《中国创业暨私募股权投资市场 2011 全年数据回顾》中报告，2008-2011 年累积的创业投资案例就近 4 千起，其中 2011 年就发生了 1505 起。即便以每个目标公司包含 3 起 PE/VC 投资，所涉及的公司数量也是数倍于每年 IPO 的企业数量。

现，相较于其他公司，VC 资助公司在任何时点上都具有更高的全要素生产率（TFP），因为：VC 会选择 TFP 更高的企业作为投资对象；而且，那些有 VC，尤其是有著名 VC 参与的公司，在 VC 参与之后 TFP 还会更大幅度的提升；另外，即便 VC 退出之后，这些 VC 资助公司也有更高的 TFP。

由于国内 PE/VC 发展时间较短，微观数据缺乏，因此关于 PE/VC 对其投资企业影响的实证研究非常稀少。邓尧刚（2010）以深圳创业板上截至 2010 年 4 月 15 日上市的 65 家公司为研究样本，分析了风险投资对于上市公司发行市盈率的影响，得出的主要结论有：风险投资越是积极地参与公司治理，公司的发行市盈率越高；现阶段我国风险投资行业发展还不成熟，尚不能有效地发掘企业的投资价值。谢添和聂路明（2011）仍以 IPO 定价为研究对象，其结论是：风险投资对创业板企业 IPO 抑价率有正相关的影响。郑庆伟和胡日东（2010）以中小企业为样本，同样研究了发行价和市盈率的情况，结论是，基于美国资本市场的研究表明风险投资具有认证功能，但我国资本市场并未发现风险投资具有该项特征。可见，国内对 PE/VC 对目标企业影响的研究还非常不足，更多地集中在对目标公司上市当期的股市表现。

二、研究假说

正如前面所言，在中国现有的政治经济生态下，我们有理由推测在 PE/VC 行业及其最活跃的创业板市场存在着两大困境。

困境1：扭曲的高市盈率 IPO 市场必然极大地刺激众多的创业型企业寻求 IPO 的冲动，而严格的发行审核制度又使得那些与监管部门有特殊关系的 PE/VC 成为寻求 IPO 机会的创业型企业的追捧对象。换句话说，PE/VC 核心竞争力的主要来源既不是掌握资金的规模，也不是帮助企业提升资源整合和管理水平的能力，而是与政府相关部门的特殊关系。

困境2：尽管 PE/VC 希望找到优质的企业，但扭曲的信贷市场推高了 PE/VC 的融资成本，使得优质企业担心引入 PE/VC 会使其承担巨大的融资成本和风险而对企业发展不利，因此，注重未来发展的优质企业未必愿意引入 PE/VC，何况这些企业往往并不缺乏资金。结果，在创业板市场上存在着严重的逆向选择和道德风险行为，即相对于优质企业，那些次优企业更看重 PE/VC 与监管部门的特殊关系，更愿意引入 PE/VC 投资，并且在事后会更积极地与 PE/VC 进行合谋（比如，进行财务包装，与监管部门搞关系），以期获得高溢价 IPO 的好处，而非进行企业能力方

面的建设。

基于上述推断并结合数据的可获得性^①，我们给出三个可供检验的假设：

H1：即使 PE/VC 资助公司在 IPO 之前报告的绩效未必会逊色于其他公司，但是在 IPO 之后这些公司的业绩或者成长性较差，而且更有可能发生业绩变脸行为。

H2：在 IPO 时，相对于其他公司，PE/VC 资助公司的股价（发行价和上市首日交易价）表现较差。

三、研究设计

（一）、样本描述与指标选择

本文以创业板截止 2011 年 12 月 31 日的 281 家上市公司作为研究对象^②。股东和实际控制人的数据来自于锐思数据库，CEO 离职及高管减持数据来自国泰安数据库，而其他数据都来自于 Wind 数据库。当然，大量的原始数据都经过了手工摘取和整理。

1. 创业板上市公司的分布

本文特别关注 PE/VC 在 281 家创业板上市公司中的参与情况。在 IPO 时，如果公司前十大股东之中有 PE/VC，则该公司就被称为 PE/VC 资助公司，共计 193 家（占 68.7%）；如果前十大股东中有多个 PE/VC，则该公司就被称为多 PE/VC 资助公司，共计 122 家——每家公司拥有 PE/VC 的数量的均值为 3.16，中位数为 3，众数为 2，最大值为 9。另外，总共有 43 家经验 PE/VC（即在多个公司中有投资的 PE/VC）在 89 家目标公司中有投资。尽管深证创投公司所投资的目标公司多达 14，但这些经验 PE/VC 资助的公司数目均值为 2.81 个，中位数为 2，众数为 2。

我们设计了四变量来刻画 PE/VC 在创业板上市公司中的参与情况：（1）公司中是否有 PE/VC 持股的虚拟变量，有则为 1，否则为 0；（2）上市公司是否引入经验 PE/VC，有为 1，否则为 0；（3）上市公司所引入的 PE/VC 数量；（4）在一

^① 我们即无法获得创业板上市的 PE/VC 资助公司在引入 PE/VC 之前的相关数据，更无法获得那些拟在创业板 IPO 而未获批准的公司的相关数据。尽管创业板上市公司 IPO 之前三年辅导期的财务数据是公开的，但这些财务数据可能已是经过财务包装的数据。因此，我们难以直接通过考察“哪些公司当初引入了 PE/VC”和“PE/VC 资助公司更容易获得 IPO”等问题来检验在 PE/VC 与目标公司相互选择过程中是否存在逆向选择问题。

^② 深证创业板市场于 2009 年 10 月 23 日举行了开板仪式；10 月 30 日首批 28 家公司挂牌上市交易。

家上市公司中所有 PE/VC 持有股份的比例。总体而言，每家创业板上市公司前十大股东各自的持股比例平均为 5.95%，而每个 PE/VC 在目标公司的平均的持股比例为 7.55%。

我们再来看看创业板上市公司的行业分布情况（见表 1）。显然，制造业和信息技术业即是创业板上市公司也是 PE/VC 投资的主要行业。具体而言，在 281 家创业板上市公司中，制造业有 192 家，占比 68.33%；在 PE/VC 资助的 193 家公司中，制造业有 135 家，占比 69.95%；在涉及多 PE/VC 投资的 122 家公司中，制造业有 82 家，占比 67.21%。此外，信息产业有 54 家公司，其中 31 家是 PE/VC 资助公司。

表1 创业板上市公司的行业分布情况

	所有公司	PE/VC 资助公司	多 PE/VC 资助公司
农、林、牧、渔业	5	2	2
制造业	192	135	82
信息技术业	54	31	18
社会服务业	12	10	8
传播与文化产业	8	6	4
其他行业合计	10	9	8
总计	281	193	122

注：“其他行业”中每个行业的公司数均不超过三个

除了PE/VC之外，公司股东实际控制人的性质也会对公司行为（包括是否引入PE/VC, 及其与PE/VC的关系）产生影响。为此，我们设计了三个指标：（1）实际控制人是否为国家（国资委、中央国家机关、中央国有企业），是为1，否则为0；（2）只要有一名实际控制人具有政府任职经历、人大代表资格或者国企背景，则为1，否则为0；（3）国有股占总股本的比例。

2. 上市前后的业绩及其变化

由于企业的净利润受到税收、财务因素（债务结构、利率、折旧）和非主营业务成本收益的影响，因此使用与主营业务相关的指标来反映企业的经营效率及其变化可能更为准确。为此，我们收集了上市公司上市前后和当年，以及上市之后半年的主营业务收入、毛利润，并以此得到收入增长率，毛利润率及其变化值。

3. IPO 时的股价变现

为了刻画投资者对上市公司价值的评价，我们选用了公司股票在一级市场上的首发价格及其市盈率，和在二级市场上首个公开交易日的收盘价（上市首日价格）及其市盈率。

4. 财务指标和宏观经济

为了研究的需要，我们还引入我们从公司层面控制了资产规模、财务杠杆、资产周转率、发行数量和行业因素。

此外，由于宏观经济形势和股市的表现也会影响到上市公司的业绩和股价，因此我们还有必要引入反应宏观经济经济形势指标（比如，GDP增长率、固定资产投资增长率及CPI）和创业板综合指数。

表2 变量设定

	变量分类	变量名称	变量说明
被解释变量	业绩 (PERF) 与成长性 (GROW)	IPO-interest	上市当年毛利润率=毛利/主营业务收入
		inrerest_change	毛利率变化=上市当年毛利率-上市前一年毛利率
		interst_gro	毛利率增长率=毛利率变化/上市当年毛利率
		income_change	收入增长率=（上市当年主营业务收入-上市前一年主营业务收入）/上市当年主营业务收入
	股价表现 Stock	price	发行价
		IPO-price	首日收盘价
		IPO-pe	上市首日市盈率
解释变量	股权性质	PEVC_1	前十大股东有 PE/VC 为 1，否则为 0
		PEVC_2	公司有经验 PE/VC 资助的为 1，否则为 0
		PEVC_num	PE/VC 数量
		PEVE_shr	总持股比例
		gov1	实际控制人为国资委、中央机关、央企时为 1，否则为 0
		gov2	实际控制人具有政府任职、人大代表资格、国企背景时为 1，否则
		gov_shr	国有股占比
	公司财务	IPO_1 interst	上市前一年毛利率
		IPO_1 asset	上市前一年的总资产
		IPO_1 income	市前一年的总收入
		asset	上市当年总资产
		lever	上市当年财务杠杆
		IPO_1per asset	上市前一年每股净资产
		IPO_1per interst	上市前一年每股净利润
	ECO	gdp	GDP 增长率
		cpi	消费者物价指数
	其他控制变量	IPO_index	上市首日股指
		IPO-size	发行数量
		行业	

值得一提的是，由于创业板上市公司是2009年10月31日以至2011年12月的时间内，持续地有企业上市，因而数据极度不平衡，因此本文关于时间因素的处理，由于我们研究的样本的特殊性，样本数量少且时间短，尤其是上市时间不一，在，不适应进行面板回归。我们采取了以IPO时间为基准的处理方式，考察每个公司上市当年、上市前年、上市后半年等时期的经营状况。这样做的好处是，既可以完善处理不平衡的数据，又可以恰当地对比分析上市当期各公司的绩效表现。

（二）模型设计

为了检验假设1（H1），即PE/VC资助的公司是否比其他企业业绩更优，更具成长性。为此，我们设计了两个计量方程。

方程1：

$$IPO_interest = \alpha + aEXPLAIN + bFIRM_{IPO} + cECO_{IPO} + \varepsilon \quad (1)$$

其中， $IPO_interest$ 表示IPO当年的公司主营业务毛利润率。主要的解释变量 $EXPLAIN$ 包含两类：（1）反应PE/VC在公司中的参与情况的变量，比如，是否有PE/VC，PE/VC数量，是否有经验PE/VC，PE/VC总持股比例；（2）公司实际控制人的特征，比如，实际控制人是否是国家，实际控制人政治背景，国有股比例。同时，考虑到公司业绩还会受到其资产规模，杠杆水平以及所属行业等因素的影响，因此我们把这些变量归入 $FIRM_{IPO}$ 之中。此外，公司毛利润率还可能受到宏观经济形势的影响，因此在模型中也需要防止相应的控制变量 ECO_{IPO} （比如，GDP增长率，CPI）。需要注意的是，当我们使用“是否有经验PE/VC”（PEVC_2）的虚拟变量作为主要的解释变量时，样本将限定在PE/VC资助公司之内。

方程2：

$$GROW_{IPO} = \alpha + aEXPLAIN + bPERF_{IPO-} + cFIRM_{IPO} + dECO_{IPO} + \varepsilon \quad (2)$$

其中， $GROW_{IPO}$ 表示毛利润率变化，毛利润率增长率和主营业务增长率。在解释变量中，除了模型1中的那些变量外，我们还有必要在解释变量中相应地引入上市前一年的毛利润率或者主营业务收入，因为公司绩效的变化受到其前一期业绩的影响。比如，公司上市前年的毛利润过高，从而使得毛利润率的进一步提高变得很可能。

为了检验假设2（H2），即PE/VC与上市公司之间的逆向选择行为和道德风险行为会影响到公司股票的市场表现，因此我们设计了方程3：

$$STOCK_{IPO} = \alpha + aEXPLAIN + bFIRM_{IPO-1} + cINDEX_{IPO} + \varepsilon \quad (3)$$

其中， $STOCK_{IPO}$ 包括发行价，发行市盈率，上市首日收盘价及其市盈率。在解释变量中， $FIRM_{IPO-1}$ 包含公司上市前一年的资产规模，杠杆水平，每股净资产，每股净利润，以及毛利润率。除此之外，我们还有必要引入公司股票发行日的收盘股指 $INDEX_{IPO}$ ，以便消除市场行情的股价的影响。

四、数据描述与初步分析

表 3 是创业板上市公司上市前一年，上市当年，上市六个月的主要业绩以及 IPO 的股价的全样本统计性描述。从中我们可以发现几个重要的现象：第一，公司上市前后的毛利润率很高，但上市后的毛利润率却不敌上市前；第二，IPO 的上市首日市盈率平均达到 79 倍多，而有的上市公司甚至高达 493 倍，即便是最小市盈率也高达 21。

表3 全样本的基本面情况分析

变量	观测数	均值	中位数	最小值	最大值
上市前一年毛利润	280	42.87%	40.33%	13.51%	92.89%
上市前一年总资产	281	38472.15	28489.41	6851.593	279384.9
上市前一年营业收入	281	31129.23	24385.5	7218.124	162584.3
上市当年毛利润率	281	42.20%	39.96%	9.36%	93.87%
上市当年毛利率变化值	280	-0.71%	-0.49%	-27.39%	23.26%
上市当年毛利率增长率	281	-1.62%	-1.35%	-49.27%	87.45%
上市当年收入增长率	281	29.45%	25.16%	-43.99%	182.13%
上市当年总资产	281	107295.3	89675.15	29162.51	589597.2
首发价格	281	31.7	27	9	110
上市首日市盈率	280	79.47746	71.855	21.06	493.23
上市 6 个月后毛利率	236	42.37%	39.38%	7.77%	93.85%

为了初步而直观地了解 PE/VC 对公司业绩的影响，我们按照“有无 PE/VC”、“有无经验 PE/VC”、和“PE/VC 数量是否唯一”对样本进行了划分，并在此基础上统计性描述了上市前一年业绩、上市当年业绩和 IPO 的股价表现（见表 4、5 和 6）。

首先，看看创业板上市公司在上市之前一年的情况。从表 4，我们可以清楚地观察到这样 3 个现象：（1）与其他公司相比，那些 PE/VC 资助公司的平均资产规模和主营业务收入较大，但毛利润率的均值低 1.1 个百分点，中位数更是低 3.2 个百分点；（2）与那些只引入了一个 PE/VC 的公司相比，那些引入了两个以上 PE/VC 的公司的总资产和总收入较大，但是毛利润率的均值低 2.16 个百分点，中位数更是严重地低 6 个百分点；（3）在所有 PE/VC 资助公司中，那些引入了经验 PE/VC 的公司在上市前一年的资产规模、销售收入和毛利润率都显得更优秀一点。

表4 创业板上市公司上市前1年公司业绩的统计性描述

变量	分组标准	组别	观测数	均值	中位数	最小值	最大值
上市前一年 毛利率	有无 PE/VC	有 PE/VC	192	42.52%	37.84%	13.51%	92.89%
		无 PE/VC	88	43.63%	41.08%	14.82%	82.93%
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	42.92%	37.19%	13.88%	89.28%
		无经验 PE/VC	102	42.16%	38.68%	13.51%	92.89%
	PE/VC 数量	仅有一个	70	43.88%	42.21%	13.51%	92.89%
		有多个	122	41.73%	36.18%	13.88%	89.28%
上市前一年 总资产	有无 PE/VC	有 PE/VC	193	40214.28	29570.75	7245.30	279384.9
		无 PE/VC	88	34651.34	25503.35	6851.59	217047.9
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	41405.3	33209.84	9662.23	156892.8
		无经验 PE/VC	103	39173.59	28448.13	7245.30	279384.9
	PE/VC 数量	仅有一个	71	35492.83	25813.85	7245.30	279384.9
		有多个	122	42962.01	34419.39	9662.23	191501.1
上市前一年 总收入	有无 PE/VC	有 PE/VC	193	32121.08	25088.79	7218.12	162584.3
		无 PE/VC	88	28953.93	23269.56	7514.77	102376.9
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	32947.32	24869.98	7867.58	162584.3
		无经验 PE/VC	103	31399.11	25088.79	7218.12	130426.4
	PE/VC 数量	仅有一个	71	27211.67	22072.55	7218.12	112731.9
		有多个	122	34978.19	27967.38	7867.58	162584.3

现在，我们再来不同的创业板上市公司上市之后的业绩变化。从表5中，我们可以发现，PE/VC 资助公司、多 PE/VC 资助公司和经验 PE/VC 资助公司在上市当年的毛利润率、资产规模和总收入等方面的表现，与这些公司在上市前一年的表现基本相同。不仅如此，我们还发现：（1）相对于上市之前一年，尽管那些无 PE/VC 资助的公司在上市当年的毛利润率只略微增长了 0.024 个百分点，但却要显著地好于那些 PE/VC 资助公司，因为后者的毛利润率均值下降了 1.05 个百分点，尽管这些公司的总收入有更快的增长；（2）在所有的 PE/VC 资助公司中，那些多 PE/VC 资助公司的毛利润率均值更是下降了 1.41 个百分点，而单一 PE/VC 资助公司和经验 PE/VC 资助公司的毛利润率下降幅度较小，分别为 0.41 和 0.78 个百分点。

表5 创业板上市公司上市当年业绩及其变化的统计性描述

变量	划分标准	样本	观测数	均值	中位数	最小值	最大值
上市当年利 润率	有无 PE/VC	PE/VC 资助	193	41.53%	37.62%	9.36%	93.87%
		无 PE/VC 资助	88	43.66%	41.98%	13.39%	90.29%
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	42.15%	37.47%	9.36%	90.88%
		无经验 PE/VC	103	40.99%	37.72%	13.21%	93.87%
	PE/VC 数量	仅有一个	71	43.59%	40.91%	13.21%	93.87%

		有多个	122	40.33%	36.71%	9.36%	90.88%
上市当年毛利率变化值	有无 PE/VC	有 PE/VC	193	-1.05%	-0.53%	-27.39%	12.87%
		无 PE/VC	88	0.024%	-0.41%	-7.98%	23.26%
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	-0.78%	-0.46%	-12.44%	7.67%
		无经验 PE/VC	103	-1.28%	-0.82%	-27.39%	12.87%
	PE/VC 数量	仅有一个	70	-0.41%	0.13%	-9.74%	12.87%
		有多个	122	-1.41%	-0.77%	-27.39%	9.49%
上市当年毛利率增长率	有无 PE/VC	PE/VC 资助	193	-2.78%	-1.84%	-49.27%	37.73%
		无 PE/VC 资助	88	0.93%	-0.86%	-22.05%	87.45%
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	-1.83%	-1.21%	-49.27%	30.93%
		无经验 PE/VC	103	-3.62%	-2.65%	-37.53%	37.73%
	PE/VC 数量	仅有一个	71	-1.25%	0.51%	-25.40%	30.93%
		有多个	122	-3.67%	-2.91%	-49.27%	37.73%
上市当年收入增长率	有无 PE/VC	有 PE/VC	193	31.27%	25.23%	-22.69%	182.13%
		无 PE/VC	88	25.45%	24.96%	-43.99%	91.85%
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	29.47%	24.34%	-22.69%	182.13%
		无经验 PE/VC	103	32.85%	25.54%	-18.07%	129.03%
	PE/VC 数量	仅有一个	71	31.00%	25.75%	-18.39%	121.96%
		有多个	122	31.43%	24.76%	-22.69%	182.13%
上市当年总资产	有无 PE/VC	有 PE/VC	193	113531.5	95704.33	29162.51	589597.2
		无 PE/VC	88	93618.19	75897.84	30365.67	251839.9
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	116622.50	101468.63	29162.50	332405.4
		无经验 PE/VC	103	110830.56	94623.97	30731.75	589597.2
	PE/VC 数量	仅有一个	71	101789.21	87571.66	30731.75	589597.2
		有多个	122	120365.07	102909.85	29162.50	332405.4

最后，我们再来看看不同的上市公司股价的表现。在表 6 中，一个比较重要的现象是：所有的创业板上市公司上市首日交易的市盈率都非常高(>79)，尤其是多 PE/VC 资助公司的首日交易的市盈率均值大于了 91，而最大值竟然大于 207。

表 6 创业板上市公司上市时的股价表现

变量	划分标准	样本	观测数	均值	中位数	最小值	最大值
首发价格	有无 PE/VC	有 PE/VC	193	31.82	27.8	10.8	95
		无 PE/VC	88	31.42	26.5	9	110
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	32.98	28	11	95
		无经验 PE/VC	103	30.81	26	10.8	71.88

	PE/VC 数量	仅有一个	71	33.2869	28.2	10.8	87.5
		有多个	88	34.1652	31.15	11.3	95
上市首日市 盈率	有无 PE/VC	有 PE/VC	193	79.6175	72.01	22	207.32
		无 PE/VC	88	79.1719	67.45	21.06	493.23
	有无经验 PE/VC	有经验 PE/VC	90	81.58851	72.02	23.86	189.65
		无经验 PE/VC	103	82.94386	80.87	22	207.32
	PE/VC 数量	仅有一个	71	81.43634	78.06	23.56	184.62
		有多个	88	91.02667	83.93	47.1	207.32

通过上述统计性描述数据的分析，我们可以得到这样一个初步判断，即：PE/VC 主要是和那些质量较差的公司相结合，以至于这些公司不仅上市前的毛利润率较低，而且在上市之后还往往发生业绩变脸现象；与此同时，那些质量最差的公司往往会引入多个 PE/VC 并与之合谋进行包装，甚至合谋操纵股市，以至于这些公司股票上市首日市盈率出奇的高，尽管这类公司的质量最差。不过，我们也发现那些经验 PE/VC 资助的公司质量较好。这可能是经验 PE/VC 不仅在发现和培育创业型企业方面已经积累起更多的专业能力，而且他们也更关心自己的声誉。

五、深入探究与回归分析

为了进一步验证我们的假设，在这一部分当中我们将使用前文介绍的 4 个计量方程，对因变量进行回归，回归思路分为四个部分，依次研究上市当年的公司经营表现、上市前后的经营变化、上市时的股价表现和上市之后公司高管的离职和减持行为。

（一）、IPO 当年经营表现和成长性

我们首先通过方程（1）的回归结果来看看 PE/VC 资助公司在上市当年毛利润率的表现（见表 7）。

第 1-3 列是基于全样本的回归结果。第 1 列主要检验控股股东的国有性质（gov1）是否对上市公司上市当年的毛利润率产生影响。检验结果显示，尽管 gov1 的回归系数为负，但是并不显著。因此，在下面的检验中，我们就仅仅以“控股股东的政治背景”（gov2）和“国有股占比”（gov_shr）来作为刻画公司控股股东性质的变量。

第 2 列显示，PEVC_1 的回归系数为负，即 PE/VC 资助公司对上市当年的毛

利润率有负面影响。不过，这种关系不显著。与之不同，第 3 列的回归结果显示，上市公司引入 PE/VC 的数量越多，上市公司上市当年的毛利润率越低，而且这种关系在 5%的水平上显著。比如，相对于那些没有引入 PE/VC 的上市公司而言，引入了一个 PE/VC 的上市公司的上市当年毛利润率要低 1.78 个百分点。

第 4 列的回归结果显示，当我们把样本缩小到那些 PE/VC 资助公司的范围内，PE/VC-num 的回归系数扩大为-0.0229，即相对于引入了 $n (\geq 1)$ 个 PE/VC 的上市公司而言，引入了 $n+1$ 个 PE/VC 的上市公司在上市当年的毛利润率将下降 2.29 个百分点。这意味着，相对于是否引入 PE/VC 而言，PE/VC 的数量更能够从负面显示或者影响公司的价值。

与前面的情况有所不同，第 5 列的回归结果显示，公司引入经验 PE/VC 对公司上市当年的毛利润率具有正的影响。不过，这种关系不是特别显著。

表 7 创业板上市公司上市当年毛利润率情况

	上市当年利润率 IPO-interest				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否有 PE/VC 持股 PEVC_1	-0.0167 (0.427)			-0.0229* (0.057)	
PE/VC 数量 PEVC_num					
是否有经验 PE PEVC_2					
总持股比例 PEVE_shr					
实际控制人是否国家 gov1	-0.0537 (0.297)				0.008 (0.749)
实际控制人政治背景 gov2	0.0312 (0.156)	-0.0328 (0.134)	-0.040 (0.159)	-0.0376 (0.192)	
国有股占比 gov_shr	0.0304 (0.789)	0.0177 (0.874)	0.0365 (0.778)	0.0460 (0.623)	
上市当年总资产 asset	0.1005** (0.025)	0.1005** (0.027)	0.111** (0.014)	0.108* (0.067)	0.1006* (0.093)
上市当年财务杠杆 lever	-0.437*** (0.000)	-0.428*** (0.000)	-0.426*** (0.000)	-0.432*** (0.000)	-0.433*** (0.000)
行业	control	control	control	control	control
GDP 增长率	-1.990 (0.332)	-1.754 (0.396)	-1.946 (0.342)	-2.744 (0.293)	-2.313 (0.378)
cpi	-0.916 (0.511)	-0.915 (0.512)	-0.663 (0.633)	-10.164 (0.928)	-0.279 (0.878)
样本数	276	276	276	189	189
R^2	0.2767	0.2805	0.2924	0.2732	0.2581

注：***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10%的检验。

现在,我们再通过方程 2 的回归结果来看看 PE/VC 资助企业上市前后的业绩变化(见表 8)。当观察各种因素对上市公司毛利率变化的影响时,我们发现了不同于方程 1 回归结果的第一个特征,即上市公司实际控制人的政治背景对公司毛利润率的增長具有负面影响,而且这种影响是显著的。

更重要的是,表 8 的回归结果还显示,在控制了公司上市前的规模、毛利润率、杠杆水平和当年的经济增长率、通货膨胀率等因素之后,我们会发现:不仅公司引入 PE/VC 的数量与公司上市当年的毛利率变化存在显著的负相关关系,而且公司是否引入 PE/VC 的虚拟变量也与公司上市后的毛利率变化存在显著的相关系数更大的负相关关系。比如,当被解释变量为上市当年毛利率增长率时,PE/VC-num 的回归系数为-0.0101(见第 5 列),而 PEVC-1 的回归系数为-0.0349(见第 4 列)。

另外,第 1-6 列的回归结果还显示,上市前 1 年的毛利率水平会对公司上市当年的毛利率变化和增长率可能造成显著的负面影响。对这一现象有两种解释:

(1) 前期的毛利率很高,只有毛利率的增加自然就变得困难一些;(2) 公司上市前年的业绩在很大程度上是包装出来的,因此前期利润率越高,就意味着财务包装程度越严重,因此上市后“业绩变脸”的现象就越严重。

最后,第 3 和 6 列的回归结果显示,在以 PE/VC 资助公司作为样本的回归中,尽管公司引入经验 PE/VC 对公司上市当年的毛利润率变化或者增长率具有负面影响,但这种影响不显著。

据此,我们可以判断,PE/VC 的持股、实际控制人的政治背景为公司上市提供了政治上的便利,使得这些实际经营状况并不够好的公司,得以凭借政治管理上市,并且 PE/VC 数量越多,可以提供的政治关联越多,从而更差的公司都可以上市。

表 8 创业板上市公司上市当年的毛利润率变化情况

	上市当年毛利润率 变化			上市当年毛利润率 增长率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否有 PE/VC 持股 PEVC_1	-0.0117*			-0.0349*		
	* (0.047)			* (0.028)		
PE/VC 数量 PEVC_num		-0.0042**			-0.0101*	
		* (0.009)			* (0.022)	
是否有经验 PE PEVC_2			-0.0029			-0.0128
			(0.634)			(0.426)
实际控制人政 治背景 gov2	-0.0132*	-0.0129**	-0.0135*	-0.0337*	-0.0324*	-0.029
	* (0.028)	(0.030)	(0.057)	* (0.037)	* (0.044)	(0.104)

上市前年毛利 IPO_linterest	-0.0317* (0.073)	-0.0351 ** (0.047)	-0.218 (0.265)	-0.0273 (0.563)	-0.0352 (0.458)	-0.0253 (0.610)
上市当年总资产 asset	0.0144 (0.258)	0.0172 (0.178)	0.0172 (0.254)	-0.0078 (0.819)	-0.0035 (0.917)	0.006 (0.877)
上市当年财务 杠杆 lever	-0.0205 (0.288)	-0.0223 (0.246)	-0.0388* (0.094)	-0.0325 (0.529)	-0.0370 (0.474)	-0.0747 (0.210)
GDP 增长率	0.906 (0.120)	0.747 (0.196)	0.944 (0.156)	2.075 (0.185)	1.637 (0.293)	1.753 (0.306)
cpi	-1.583** * (0.000)	-1.481*** (0.000)	-1.331** * (0.004)	-4.573** * (0.000)	-4.308** * (0.000)	-3.891** * (0.001)
行业	control	control	control	control	control	control
样本数	276	276	189	276	276	189
R ²	0.1271	0.1367	0.0992	0.1360	0.1375	0.1103

(二) IPO 当期股价表现

接下来，我们考察三个维度的变量对于公司上市时股市表现的影响，选用上市首日收盘价、上市首日市盈率以及一级市场的发行价。回归结果如表 9 所示，并且我们可以从中发现：（1）尽管是否有 PE/VC 持股对公司发行价、公开交易首日收盘价并无显著影响，但 PE/VC 数量和 PE/VC 总持股比例却对公开交易首日收盘价具有显著的负面影响，尤其是 PE/VC 总持股比例每增加 1 个百分点，创业板上市公司的首日收盘价就下降 0.096-0.105 元。（2）然而，PE/VC 数量对公司股票的发行价却又比较显著的正影响。其中可能的原因是，PE/VC 往往就是一级市场的投资者，而且即便不是直接的投资者，他们在资本市场上也有很多合作者，因此一个公司引入的 PE/VC 数量越多，在股票发行的一级市场上就越有可能得到支持。另外，表 9 还非常清楚地显示了这个现象，即创业板上市公司实际控制人的国家性质将对公司股票的发行价、公开交易首日收盘价及其市盈率都有显著地正面影响。这说明大众对于这些公司的国有背景持看好的态度，甚至于可能看好它们的政治背景超于看重其盈利能力。

表 9 股价情况

	首日收盘价						上市首日 市盈率	发行价
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否有 PE/VC 持股	0.0005 (0.972)						0.0164 (0.492)	
PE/VC 数量	-0.0077* (0.089)				-0.0131** (0.028)			0.0077* (0.089)
经验 PE/VC					-0.00584 (0.745)			

PE/VC 总持股比例	-0.096** (0.043)				-0.105** (0.045)			
实际控制人是否国家	0.106*** (0.008)	0.104*** (0.008)	0.108*** (0.006)		0.128*** (0.004)	0.138*** (0.002)	0.110* (0.060)	0.104*** (0.008)
实际控制人政治背景	0.0072 (0.660)							
每股净资产	0.0328*** (0.000)	0.0320*** (0.000)	0.0317*** (0.000)	0.0316*** (0.000)	0.0307*** (0.000)	0.030*** (0.000)	0.0092** (0.050)	0.0317*** (0.000)
每股利润	0.0347 (0.211)	0.0381 (0.166)	0.0328 (0.230)	0.0356 (0.190)	0.0248 (0.436)	0.0282 (0.377)	-0.0568 (0.163)	0.0328 (0.230)
资产规模	-0.0106 (0.862)	-0.0126 (0.835)	0.0056 (0.926)	-0.0001 (0.998)	0.0421 (0.576)	0.0245 (0.741)	0.0874 (0.329)	0.0056 (0.926)
杠杆率	-0.196*** (0.000)	-0.199*** (0.000)	-0.201*** (0.000)	-0.201*** (0.000)	-0.204*** (0.002)	-0.201*** (0.003)	-0.135* (0.080)	-0.201*** (0.000)
发行数量	-0.0086 (0.989)	-0.0266 (0.967)	-0.0058 (0.993)	0.0616 (0.922)	-0.416 (0.574)	-0.266 (0.722)	-0.100 (0.285)	-0.0058 (0.993)
上市首日股指	0.714*** (0.000)	0.716*** (0.000)	0.701*** (0.000)	0.717*** (0.000)	0.716*** (0.003)	0.747*** (0.002)	1.504*** (0.000)	0.701*** (0.000)
行业	control	control	control	control	control	control	control	control
样本数量	277	277	277	277	190	190	276	277
R ²	0.6622	0.6712	0.6749	0.6764	0.6858	0.6853	0.2062	0.6749

六、结论

我们利用中国创业板上市公司的数据发现：与那些无 PE/VC 资助的公司相比，（1）PE/VC 资助公司，尤其是多 PE/VC 资助公司，不仅在上市当年的毛利润率较低，而且与上市前一年毛利润率相比还有所下降，甚至是上市前财务数据越好，上市后业绩“变脸”越严重；（2）PE/VC 资助公司，尤其是多 PE/VC 资助公司在二级市场上首日收盘价表现较差。

究其原因，就在于中国当前的政治经济生态很不易于 PE/VC 和创业型企业的成长。一则，金融市场管制和民间金融机构的缺乏，导致民间借贷市场利率飙升，直接或间接地推高了 PE/VC 自身的融资成本，进而必然向目标企业索取高昂的保留收益。二则，以深沪交易所为代表的中国证券市场存在严重缺陷：一方面，高市盈率的股票发行刺激着企业 IPO 的冲动；另一方面，不仅每年在深沪两市 IPO 的机会非常有限，而且证监会实行严格的发行审查制度，使得企业基本面之外的东西也可能成为影响企业能否获得 IPO 机会的重要因素。结果，在中国当前的政治经济生态下，PE/VC 未必是真正的优质企业的发掘者；相反，PE/VC 与创业板上市公司之间存在事前的逆向选择和事后的道德风险行为。

参考文献

1. 邓尧刚: “风险投资对于上市公司发行市盈率的影响研究——基于创业板上市公司的实证分析”, 《改革与开放》, 2010 (9)。
2. 夏斌 (主编): 《中国私募基金 (2011)》, 中国人民大学出版社 2012 年 3 月第一版。
3. 谢添、聂路明: “我国风险投资对创业板企业 IPO 定价效率影响的实证研究”, 《中小企业管理与科技》, 2011 (6)。
4. 郑庆伟、胡日东: ” 风险投资与我国中小企业 IPO 实证检验 “, 《求索》, 2010 (8)。
5. Baker, M. and P. Gompers, 1999, ‘Executive Ownership and Control in Newly Public Firms: The Role of Venture Capitalists’, Harvard Business School working paper.
6. Brav, A., and Gompers, P., 1997, ‘Myth or reality? The long-run underperformance of initial public offerings: evidence from venture- and non venture-capital-backed companies’ . *Journal of Finance* 52, 1791-1821.
7. Chemmanur, T., Krishnan, K., Nandy, D. 2011, ‘How does venture capital financing Improve efficiency in private firms? A look beneath the surface’ . *Review of Financial Studies*, forthcoming.
8. Puri, Manju, and Rebecca Zarutskie., 2011, ‘On the Lifecycle Dynamics of Venture-Capital- and Non-Venture-Capital-Financed Firms’ . *Journal of Finance*, forthcoming.