

目 录

分报告一：开放条件下中国国民收入增长的结构特征及效率问题研究	1
分报告二：现阶段我国财政政策对经济结构调整“锁定”效应的分析	23
分报告三：结构转型与物价总水平的上涨	40
分报告四：资源约束下从“人口红利”转向“制度红利”的政策选择	52
分报告五：中国经济增速放缓的原因、挑战与对策	64
分报告六：社会性支出与城市居民收入不平等关系研究	82
分报告七：市场、政府与企业的规模分布 ——新的证据	109
分报告八：中央银行的资产负债表与货币政策 ——中国和美国比较	130
分报告九：中国出口产品技术升级的路径探究 ——基于国内增加值视角的经验分析	145
分报告十：自然灾害对财政的影响 ——以基建支出为例	163
分报告十一：国民收入中服务业比重提高的原因分析	186

开放条件下中国国民收入增长的结构特征及效率问题研究^①

摘要：本文在开放条件下通过参数和非参数方法对中国 1981-2010 年国民收入增长状况及其特征进行了核算。结果显示尽管中国国民收入和经济增长取得了举世瞩目的成就，但近年来全要素增长率持续下滑，国民收入增长主要依靠资本投入，持续增长的基础并不牢固。贸易条件的恶化也在一定程度上蚕食了产出对收入增长的贡献。另外本文还对中国要素、产出以及两者价格之间的弹性关系进行了核算，获得了关于中国经济结构的多方面动态特征。这些特征对于中国经济结构调整和政策选择具有一定的参考价值。

一、前言

加入 WTO 之后，随着中国经济越来越多地融入到全球分工体系中，国内经济结构出现了重大变化，国际贸易对经济增长、国民收入增加甚至产业结构调整都产生着日益重要的影响。然而自美国次贷危机和欧洲债务危机爆发以来，中国经济增长面临着日益沉重的压力。全球经济的低迷和国际石油价格的反弹使中国经济面临出口停滞和通胀输入压力；而产业结构不合理、生产高投入、高污染特征和人口红利消失等问题都对经济可持续增长形成挑战。未来中国经济能否继续实现持续较快增长成为各界热议的问题。理论上经济增长是否可持续取决于全要素生产率进步的可持续性。中国经济增长的动力来自何处，全要素生产率又在经济增长中发挥多大作用？这些问题关系到未来增长的可持续性，而要回答这些问题必须对中国经济增长的模式进行研究。

另一个与此相关的问题是经济增长是否意味着收入也实现了同等的增长？尽管经济增长是实现收入增加的主要源泉，但最终决定福利水平的因素不是产出而是收入。在开放经济中，贸易条件的变化可能造成收入增加与产出增长之间出现较大差异。理论上，发展经济学家早就意识到发展中大国在某些极端条件下可能会出现“增产不增收”甚至“贫困化增长”现象，而在现实中经济学家也发现了贸易条件改善收入增长的反例。近年来，中国实际 GDP 增长率全球领先，但贸易条件恶化程度同样引人注目。根据世界银行 WDI 数据库，以 2000 为 100，2010 年中国贸易条件指数仅为 75.7；同为“金砖五国”成员的巴西、印度、南非和俄罗斯的贸易条件指数分别为 86.7、127.2、140.7 和 202.1，即便是贸易条件出现恶化的巴西，其程度相对中国也要缓和的多。^②尽管贸易条件直接影响国民收入，

^①作者分别感谢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)项目成果(10XNJ005)“经济结构调整与全球经济一体化过程中中国宏观经济风险分散现状、渠道、福利分析和分散风险对策研究”和国家自然科学基金青年科学基金资助(71103212)。

^② 本文中贸易条件具体指价格贸易条件。关于中国贸易条件是否恶化，研究者有不同的结论，对该问题

但在中国的政策实践中却被在很大程度上忽略了，究其原因这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 指标那样反映宏观经济状况的改善。然而 Diewert 和 Morrison(1986)发现贸易条件改善与技术进步的效果非常类似。而相关的经济指数理论(Economic Index Theory)研究也发现，贸易条件变动会扭曲实际国内生产总值对国民收入以及居民福利的反映；贸易条件改善时，实际 GDP 增长率会低估实际国民收入增长；而当贸易条件恶化时，实际 GDP 增长率又会高估实际收入增长。近年来的贸易条件恶化究竟给中国国民收入的增长究竟造成了多大的损失？

开放条件下国民收入增长依赖于产出增长或贸易条件改善，而产出增长又依赖于要素投入和全要素生产率的进步。生产要素、全要素生产率和贸易条件对中国产出和收入增长的贡献分别是多少？这些问题的回答对检讨和反思中国经济发展模式具有重要的意义，同时也为评估未来中国经济和收入增长的可持续性提供理论依据。围绕上述问题，本文主要进行了如下工作：首先，我们根据生产理论和经济指数方法，构建了中国 Törnqvist 国内支出价格指数、要素投入指数和国内生产总值指数等指标，核算了贸易条件以及各类因素对国民收入增长的贡献；其次，本文首次在开放背景下通过对中国超越对数形式生产函数的估计，评估了中国全要素生产率进步的特征，并估计了价格因素和要素投入因素之间的相互影响以及二者对产出增长的影响，在一定程度上填补了国内研究的空白。

下文共分为四个部分。第二小节进行相关文献研究，重点说明贸易条件改变如何导致实际 GDP 扭曲收入核算以及开放条件下基于生产理论和经济指数理论的国民收入增长核算方法。第三小节根据中国改革开放以来的数据，通过指数核算方法测算贸易条件及各要素对收入增长的贡献。第四小节通过对总量生产函数进行回归，计算了中国生产函数的各种弹性系数，进而分析了中国收入增长的特点。最后是相关结论和本文未来改进的方向。

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

在 20 世纪 70-80 年代的两次石油危机期间，经济学家关注到石油进口国经济核算指标(特别是 GDP 或 GNP)的异常表现，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 指标不仅无法准确测算一国收入的变化，甚至可能完全扭曲实际收入增减变化的方向。为了便于说明，我们需要首先界定下本文所讨论的国民收入的概念。在相关文献中，名义国民收入等同于名义国民生产总值概念，在忽

的深入讨论超出了本文的范畴，有兴趣的读者请参见相关文献。

略国外要素净收益等假设下，往往将名义 GDP 等同于名义国民收入。在衡量实际国民收入时，需要用价格指数对名义国民收入进行平减，生产理论认为实际国民收入指标侧重于反映消费者福利水平(或者收入购买力)的变化，需要用国内支出价格指数进行平减。具体的，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，由于进口产品需要经过国内运输、分销等环节才能被最终使用，因此生产理论假定进口产品全部为中间产品，用于最终消费和投资的产品全部由国内生产，国内支出价格指数是衡量收入购买力变化的适宜指标。名义国民收入经国内支出价格指数平减后得到实际国民收入，这一定义在相关研究中得到广泛应用，例如 Kohli (2004)，Feenstra , Heston, Timmer, Deng (2009) 和 Feenstra, Ma, Neary, Rao (2012) 等。本文遵从上述定义，在下文中用 GNI 表示国民收入。

(一)贸易条件为什么会扭曲收入核算

Hamada 和 Iwata (1984)、Kohli (2004) 等研究指出了贸易条件改变时实际 GDP 指数可能扭曲收入增减的事实。那么在现有核算体系中，贸易条件变化为什么会扭曲国民收入核算？在现行国民经济核算体系下，用以对名义 GDP 进行缩减的 GDP 平减指数实际上是通过国内支出(最终消费和最终投资)价格指数、出口品价格指数和进口品价格指数通过加权平均得到的，其中进口品价格指数的权重为负值。给定其他条件不变，进口品价格上升(意味着贸易条件恶化)将会导致 GDP 平减指数下降，从而导致以实际 GDP 表示的收入上升，这显然与消费者福利下降的事实相冲突。

与实际 GDP 侧重关注产出变化不同，实际 GNI 更多关注国民收入购买能力的变化。因此在考察国民收入购买力变化时采用的价格指数是国内支出价格指数而非 GDP 平减指数。名义 GDP 等于名义 GNI，如果 GDP 平减指数高于国内支出价格指数就会导致实际 GDP 低于实际 GNI，从而认定为实际 GDP 低估了收入增长；反之则认定为实际 GDP 高估了收入增长。贸易条件对收入核算的扭曲实际上是由于 GDP 平减指数和国内支出价格指数的差别造成的。Kohli (2004) 在一个两国、两种商品的非完全分工模型中说明两种产品在产出和消费中的比例差异越大，GDP 平减指数和国内支出价格指数差异越大，贸易条件的扭曲效果越明显。而且该研究还发现当技术和生产要素不变时，贸易条件改变也可能导致实际 GDP 指数变动，因此开放条件下收入增长核算应该将贸易条件连同资本、劳动和全要素生产率等要素一起纳入到分析框架之内。

(二)开放条件下的收入增长和贸易条件福利效应核算

20世纪80年代中期之后，随着生产理论和经济指数理论的发展，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。^①基于生产理论的研究方法具有以下特点：首先，不是直接测算贸易条件改变对效用水平的影响，而是通过测算贸易条件对国民收入的影响间接反映其福利效用；其次，由于实际GDP不是反映收入变化的完美指标，而且贸易条件改善对实际产出的影响完全类似于技术进步，因此基于生产理论的定量研究的多是以名义GDP为起点，通过构建国内支出价格指数，是实际GDI作为研究对象；第三，核算过程中进、口商品均作为中间产品处理；第四，该方法能够整体分解出所有影响名义收入因素的影响，包括国内价格、全要素生产率、要素投入和贸易条件等；第五，在实证方法上可以采用参数估计方法，也可以采用经济指数方法。

具体来说，基于生产理论的收入核算方法往往以GDP函数为研究起点。在完全竞争、规模报酬不变、边际产出递减和厂商利润最大化假设下，GDP函数可以表示为：

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

其中 z 是名义GDP函数，净产出向量一般被分为用于国内最终使用的产品 D (包含最终消费和最终投资)、出口品 X 和进口品 M ，产品的数量和价格分别用 y_{it} 和 p_{it} 表示， $i \in \{D, X, M\}$ ；要素投入为 x_{jt} ， $j \in \{L, K\}$ ， 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。^②在实证研究中，GDP函数往往采取超越对数函数形式，其优势在于函数形式灵活，可以提供其他形式GDP函数对数的二阶近似，具体形式参见方程(2)。^③

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

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。

1、开放条件下的收入增长和贸易条件福利效应核算：参数估计法

Kohli (1978) 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；Fox和Kohli (1998)、Sun和Fulginiti (2007) 分别采用该方法估计了贸易条件和技术进步对澳大利亚和台湾

^① 20 世纪 50-80 年代中期经济学家主要基于效用理论来研究贸易条件改变的福利效应，相关研究包括 Nicholson (1960)、Krueger 和 Sonnenschein (1967)、Hamada 和 Iwata (1984) 等。尽管这些文献推动了相关研究的发展，但效用理论方法不可避免地存在对消费者偏好进行加总等方面的困难。随着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基于效用理论的研究思路。相关文献在此不再赘述。

^② 下文用于对各变量进行区别的下标中， $i, j \in \{D, M, X\}$ 表示各类产出品； $h, k \in \{L, K\}$ 表示各类要素投入， s_i 和 s_h 分别表示各类产出和收入在总产出中的比例，由于篇幅所限，不再一一标明。

^③ 为保证名义 GDP 函数满足价格齐次性和规模报酬不变等特征，方程(2)中各参数应满足相关参数约束条件，篇幅有限，不在此赘述，详见 Diewert 和 Morrison (1986)、Kohli (2004) 等。

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。^①

$$\left(\dot{z}/z\right)_t = \sum_i s_i \left(\dot{p}_i/p_i\right)_t + \sum_h s_h \left(\dot{x}_h/x_h\right)_t + \mu_t \quad (3)$$

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_t 表示全要素生产率对产出的贡献，各变量均是GDP函数中参数的函数。全要素生产率的变化被定义为方程(4)的形式。除了常数项之外还有两类因素影响全要素生产率的进步：一是产品价格和要素投入的间接影响($\sum_i \delta_{iT} \ln p_{i,t} + \sum_h \phi_{hT} \ln x_{h,t}$)；二是时间因素的直接影响($\phi_{TT} t$)，其中 δ_{iT} 和 ϕ_{hT} 可以被理解为全要素生产率对产品价格和要素投入的半弹性。

$$\mu_t = \partial \ln z_t / \partial t = \beta_T + \sum_i \delta_{iT} \ln p_{i,t} + \sum_h \phi_{hT} \ln x_{h,t} + \phi_{TT} t \quad (4)$$

对GDP函数进行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，各类商品和要素收入在总产出的份额不仅取决于GDP函数的参数，还依赖于要素投入量和产品价格，因此各类商品和要素收入在总产出中的份额，进而各因素对总产出的边际影响是时变的。其次，全要素生产率不仅与要素投入量有关，还与各类产品的价格有关，这为研究全要素生产率的进步提供了新的线索。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。

2、开放条件下的收入增长和贸易条件福利效应核算：经济指数法(非参数估计)

Diewert(1976, 1983)和Diewert和Morrison (1986)对经济指数理论方法的发展起了巨大的推动作用。相对于参数估计法，经济指数方法计算简便，对样本数量要求较低，因此在实证研究中得到广泛采用。在指数方法中，贸易条件改变对收入的影响可以表示为其他因素固定在某个基准水平时，进、出口价格分别取当期值与基期值时得到的两个不同名义产出的比值。该方法源于Fisher和Shell(1972)、Samuelson和Swamy (1974)为了反映价格变化对名义产出而定义的“产出价格指数”。所谓“产出价格指数”是指给定要素投入和生产技术的基准水平，产出价格分别取当期水平和基期水平时名义产出的比值，其他变量的基准水平既可以其基期水平也可以是其当期水平。Diewert(1983)发现，如果选择其他变量的基期水平做基准，那么拉氏产出价格指数将是“产出价格指数”的下限；而如果选择当期水平做基准，那么帕氏价格指数将是“产出价格指数”的上限。

既然帕氏指数和拉氏指数分别提供了“产出价格指数”的上下限，那么两者指数平均得到的Fisher理想函数(Fisher Ideal Index)似乎对经济学家具有更强的吸

^① 上方加点变量表示该变量对时间的导数，下同。

引力，因而在实践中得到了广泛的应用。此外，Fisher理想指数还具有superlative指数特征，可以在一定程度上克服特定名义GDP函数形式对核算结果造成的影响。

^①Diewert和Morrison (1986)给出了各要素对名义产出贡献的Fisher指数核算方程，其中国内支出价格指数可以表示为方程(5)的形式，其他要素的贡献也可以通过类似方法得到。

$$P_{D,t,t-1} \equiv \sqrt{P_{D,t,t-1}^L \times P_{D,t,t-1}^P} = \sqrt{\frac{z(p_{D,t}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t-1}, p_{M,t-1}, x_{L,t-1}, x_{K,t-1}, t-1)} \times \frac{z(p_{D,t}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}{z(p_{D,t-1}, p_{X,t}, p_{M,t}, x_{L,t}, x_{K,t}, t)}} \quad (5)^{\textcircled{2}}$$

$P_{D,t,t-1}^L$ 和 $P_{D,t,t-1}^P$ 分别是拉氏和帕氏国内支出价格指数。尽管方程(5)所定义的指标具有极好统计特征，但在实际核算过程中部分指标无法直接观测到，因此在实践中受到一定的影响。

超越对数形式的GDP函数为解决Fisher指数难以直接计算的问题提供了可行途径。Kohli(1990)证明在超越对数GDP函数假设下，名义GDP指数可以分解为方程(6)的形式：

$$Z_{t,t-1} = P_{D,t,t-1} \cdot x_{L,t,t-1} \cdot x_{K,t,t-1} \cdot R_{t,t-1} \cdot A_{t,t-1} \quad (6)$$

其中 $Z_{t,t-1}$ 为 $t-1$ 期到 t 期的名义GDP指数， $P_{D,t,t-1}$ 同样为国内支出价格指数， $R_{t,t-1}$ 为贸易条件指数， $x_{L,t,t-1}$ 和 $x_{K,t,t-1}$ 分别为劳动投入和资本投入指数， $A_{t,t-1}$ 为全要素生产率指数。作者还进一步指出只要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，仍然可以得到名义GDP指数的分解结果，并且证明上述指数均具有Törnqvist指数形式。Törnqvist指数形式的国内支出价格指数可以由方程(7)得到，贸易条件指数 $R_{t,t-1}$ 、要素投入指数 $x_{j,t,t-1}$ 可以通过方程(8)和(9)形式得到。

$$P_{D,t,t-1} \equiv \exp \left[\sum_i \frac{1}{2} (s_{i,t} + s_{i,t-1}) \ln \frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right], i = \{C, I, G\} \quad (7)$$

$$R_{t,t-1} \equiv \exp \left[\frac{1}{2} (s_{x,t} + s_{x,t-1}) \ln p_{X,t,t-1} - \frac{1}{2} (s_{M,t} + s_{M,t-1}) \ln p_{M,t,t-1} \right] \quad (8)$$

$$x_{h,t,t-1} \equiv \exp \left[\frac{1}{2} (s_{h,t} + s_{h,t-1}) \ln \frac{x_{h,t}}{x_{h,t-1}} \right], h \in \{L, K\} \quad (9)$$

其中其中 $s_{x,t}$ 、 $s_{M,t}$ 和 $s_{h,t}$ 分别表示出口、进口和各类要素收入在总产出中的比例。

在经济指数方法中，名义GDP指数中未被解释的部分被看作是全要素生产率。

^① 在生产理论中，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。

^② 在本方程中基期为上一期，严格说来该指数为链式(Chained)Fisher理想指数，但这并不影响该指数作为superlative指数的性质。

在经济指数方法中，全要素生产率是名义GDP指数中未被解释的部分，因此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和经济指数方法，在具体指标的核算过程中，不以名义GDP的统计数据，而是以计量经济学方法中得到的名义GDP估计值作为分解对象，指标核算过程中需要的参数由计量模型得到，名义GDP的预测值与统计值之间的差被解释为未被解释的全要素生产率，见(Sun和Fulginiti, 2007)。

三、开放条件下中国收入增长核算：投入、全要素生产率和贸易条件

2001 年以来贸易条件的持续恶化给中国实际国民收入造成了多少损失？采取 WDI 数据库所公布的中国国内支出价格指数对名义 GDP 进行平减得到实际 GNI 指数，进而与国家统计局公布的实际 GDP 指数进行对比可以发现，贸易条件恶化导致部分年份实际 GNI 增长率与实际 GDP 增长率差异较大。平均而言，2001 到 2010 年 10 年间，中国实际 GDP 增长率平均为 10.3%，实际 GNI 增长率为 9.4%，低于实际 GDP 增长率约 1 个百分点。样本期间实际 GDP 增长率的标准差为 1.8%，而实际 GNI 的标准差达到 3.7%，见表(1)。

表(1) 中国实际 GDP 与实际 GNI 增长率比较(单位%)^①

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	均值	标准差
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

由此可见贸易条件的持续恶化确实已经对中国国民收入造成了显著的负面影响，不仅在一定程度上造成中国经济“增产不增收现象”，还加大了中国国民收入的波动性。下文中我们将重新构建 Törnqvist 价格指数和数量指数，对中国国民收入增长进行重新核算。

(一) 数据说明

对实际国民收入增长的因素分解需要构建 Törnqvist 价格指数和要素投入指数，各指数构建过程说明如下。如无特别说明，本文原始数据来自 WDI 数据库。

国内支出价格指数($P_{D, t, t-1}$)：虽然 WDI 数据库中有各国国内支出价格指数数据，但收入增长核算需要构建 Törnqvist 指数形式的国内支出价格指数，因此本文自行构建该指数。国内支出被分解为最终消费和资本形成两部分，本文以最终消费和资本形成在总产出中的比例为权重对最终消费价格指数和资本形成价格指数进行加权平均得到 Törnqvist 国内支出价格指数。最终消费价格指数由现价消费支出和固定价格消费支出计算得到，资本形成价格可以通过相同方法得到。

^①表(1)的目的在于评估贸易条件对实际收入的影响，因此采用的数据为 WDI 公布的数据；该表结果与图(2)中基于自行测算的 Törnqvist 指数结果存在一定差异。

国内生产总值平减指数：通过国内支出价格指数、进、出口价格指数可以构建 Törnqvist 国内生产总值平减指数，进、出口价格指数根据进出口价值指数和数量指数计算得到。

劳动和资本投入指数 ($X_{L,t,t-1}$, $X_{K,t,t-1}$)：现有研究对劳动投入数据的取值较为一致，尽管存在一定的缺陷，大多数研究采用《中国统计年鉴》公布的就业人口数。在资本存量的估计方面存在较大分歧，除少数文献依照永续盘存法的基本原理对资本存量数据进行核算(如孙琳琳和任若恩, 2005)外，多数研究采用简化的资本存量估计公式 $K_t = I_t / P_t + (1 - \delta) K_{t-1}$ 进行估计，其中 I_t 是投资， P_t 是投资品价格，

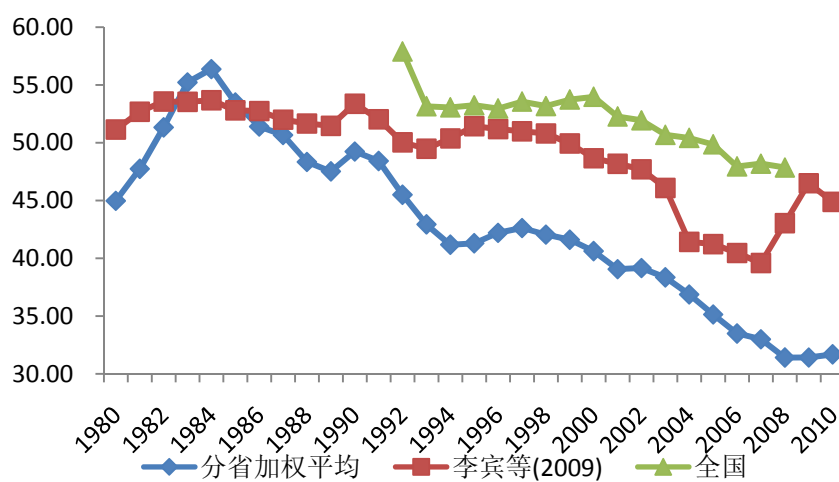
δ 是折旧率。简化的估计方法对数据要求相对较低，便于延展；但准确性可能相对永续盘存法低。该方法涉及到四个方面的工作：初始年份资本存量的设定、历年投资流量指标的选取、价格指数的选取或构造以及折旧率的设定。其中当估计的资本存量序列较长时，初始年份资本存量对后期估计精度造成的影响逐渐减小；但是在其余的三个方面，包括投资流量指标、价格指数和折旧率设定，现有研究存在很大分歧。李宾和曾志雄(2009)对已有研究所采用的资本存量简化估计方法进行了比较，认为 Holz (2006) 的方法更适宜估计中国资本存量数据。本文亦采用该方法并对其进行必要延展。^①

劳动和资本收入在产出中的份额 (s_n)：在规模报酬不变技术假设下，不考虑间接税的影响，劳动收入和资本收入份额之和为1。以劳动收入份额为例，现有文献大致提供了三种估计方法。一是通过生产函数估计劳动和资本的产出弹性，从而得到劳动和资本收入份额，如张军和施少华(2003)、郭庆旺和贾俊雪(2005)；二是利用收入法GDP统计数据核算要素收入份额，如徐现祥和舒元(2009)；三是通过微观家庭调查数据来估计宏观层面劳动收入在总产出中的比重，如李宾等(2009)。第一种方法涉及到生产函数的估计，须以要素投入核算为基础，计算较为繁复，同时估算出来的数据多是在样本期间固定不变的；第二种方法由于经济体中或多或少存在劳动力自我雇佣现象(self-employed)，会导致数据估计有偏(Gollin, 2002和Krueger, 1999)，需要进行相应的调整，但该方法的好处是计算简便；第三种方法涉及到众多统计数据细节的选取和计算，对数据质量要求较高，不免包含一定的误差。

就实际数据而言，虽然通过《中国统计年鉴》“现金流量表(实物表)”中“劳动者报酬”在GDP中的比例可直接计算劳动收入份额，但该数据仅包含1993-2008年样本。徐现祥等(2009)借助分省收入法GDP数据核算全国劳动收入份额可以有效的弥补全国统计数据的不足，且数据相对容易获得。但白重恩和钱震杰(2009)指出该方法所得到2004年劳动收入份额下降一定程度上是由于统计口径的变化，

^① 为稳健起见，本文还采用 Kohli(2003)方法对资本存量进行估计并对照核算结果，比较发现不同方法对核算结果没有造成实质性差异，从而显示了该方法的稳健性。

导致前后数据不可比。李宾等(2009)采用“人均收入乘以人口数”的思路计算劳动收入在总产出中的比重,该方法避免了上述方法中由于统计口径调整造成的影响,但是在核算过程中对数据要求较高,难免存在一定的误差。通过比较发现,上述三种方法在估计劳动收入份额方面存在较大差异,见图(1)。李宾等(2009)的结果在多数年份里远低于根据统计数据得到的结果,但原文作者认为其对劳动收入份额估算的均值与已有文献结果很相近。我们在下文将分别借鉴李宾等(2009)和徐现祥等(2009)两种方法测算要素收入分配比例并就相关结果进行比较,两种方法得到的结果基本一致,见表(2)和附表(1)。



图(1) 劳动收入份额估计(%)^①

(二) 开放条件下中国收入增长核算

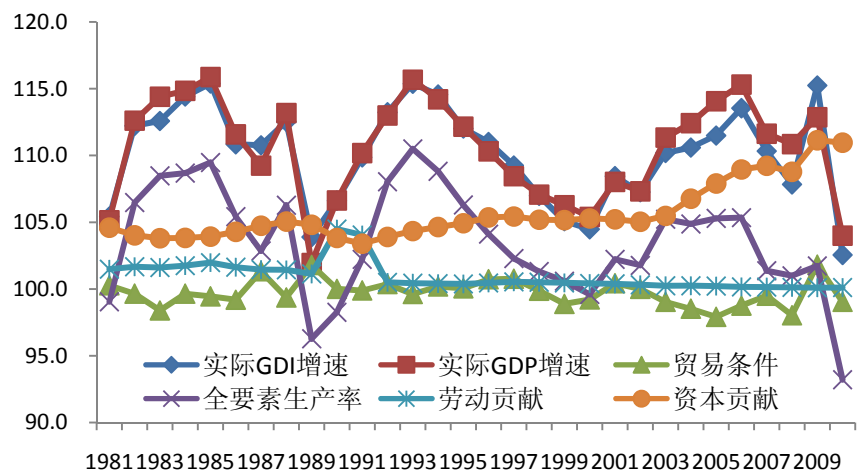
根据方程(6)可以对改革开放以来中国收入增长的绩效进行评估,相关计算结果参见附表(1)。以李宾等(2009)方法构建的劳动收入份额和资本存量数据为例,图(2)显示了改革开放以来中国实际国民收入的增长趋势及其源泉。根据图(2)我们可以发现以下结论:

第一、2003-2010年几乎全部年份实际 GNI 增速低于实际 GDP 增速(2009 年除外),在此期间实际 GDI 指数平均为 109.8%,实际 GDP 指数平均为 111.2%,两者相差约 1.4 个百分点。近年来中国经济一定程度上存在“增产不增收”现象。造成这一现象的主要原因在于贸易条件恶化,在此期间出口价格指数平均为 102%,进口价格指数平均为 105%,导致贸易条件对国民收入的贡献指数约为 99.1%,即每年贸易条件恶化造成国民收入增速降低约 1 个百分点。2009 年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,实际国民收入增速罕见地高于实际 GDP; 2010 年大宗商品价格反弹使得实际国民收入猛烈下降。由于

^① 分省数据加权平均方法参照徐现祥等(2009),由于数据缺失,图中 2008 年数据为 2007 年和 2009 年的均值。李宾等(2009)中 2000 年前数据引自原文,其后数据为本文作者根据其方法自行测算。

中国经济严重依赖对外贸易，如果未来全球经济进入以大宗商品价格快速上涨的滞涨状态，对中国经济增长和国民收入提高将造成较大冲击。

第二、2003 年前后中国国民收入增长源泉出现结构性变化倾向。对方程(6)两边取自然对数可以近似计算各源泉对国民收入增长的贡献份额，见表(2)。以李斌等(2009)方法得到的数据为例，1981-2002 年期间资本、全要素生产率和贸易条件三要素对国民收入增长贡献的份额分别达到 46.8%、40.7%和-0.4%。贸易条件恶化的负面影响也日益加剧。而 2003-2010 年三要素对国民收入增长贡献的份额为 88.4%、19.8%和-10%。这说明 2003 年之后国民收入增长越来越多地倚重资本积累，全要素生产率 2006 年达到极值后出现持续下滑，这不仅降低了国民收入增长的效率，也对中国经济增长的可持续性形成了挑战。



图(2) 中国实际国民收入增长及其源泉(上年=100)

表(2) 各要素对年均实际国民收入增长的贡献份额(%)

时间	贸易条件	基于李宾等(2009)劳动收入份额			基于徐现祥等(2009)劳动收入份额		
		劳动	资本	TFP	劳动	资本	TFP
1981-2010	-2.9	10.0	57.7	35.2	10.8	51.4	40.7
1981-2002	-0.4	13.0	46.8	40.7	13.9	42.5	44.1
2003-2010	-10.0	1.8	88.4	19.8	2.3	76.3	31.4

四、中国名义产出函数的结构特征：基于超越对数形式的 GDP 函数

事实上，对超越对数 GDP 函数进行估计能够了解中国经济的特征提供更多信息，包括产品价格和要素数量对产量和要素价格的影响等。由于超越对数生产函数形式复杂、参数众多，受数据局限，鲜有研究采用该形式对中国的名义 GDP 函数进行参数估计。下文中我们基于李宾等(2009)数据构建方法，对中国超越对数形式的名义 GDP 函数进行估计，进而对中国名义 GDP 函数的弹性特征进行研究。

(一) 超越对数形式 GDP 函数的估计

超越对数 GDP 函数可以采用似不相关(SUR)模型进行估计。在基于完全竞争

假设的超越对数 GDP 函数中，资本、劳动收入和各类产品在总产出中的份额可以表示为方程(10)和(11)。

$$s_{h,t} = (\partial \ln z / \partial \ln x_h)_t = \beta_h + \sum_k \phi_{hk} \ln x_{k,t} + \sum_i \delta_{ih} \ln p_{i,t} + \phi_{ht} t \quad (10)$$

$$s_{i,t} = \partial \ln z_t / \ln p_{i,t} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{j,t} + \sum_h \delta_{ih} \ln x_{h,t} + \delta_{it} t \quad (11)$$

方程(2)、(10)和(11)构成了似不相关模型系统。由于要素收入份额之和与各类产品在总产出中的份额之和为 1，因此方程(10)和(11)分别包含了 1 个和 2 个独立方程，加上方程(2)，共 4 个方程构成了本文关注的似不相关模型体系。在方程估计过程中，我们删去资本收入和进口品份额方程。超越对数名义 GDP 函数自身的性质决定各参数之间存在以下约束关系：

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

方程(2)、(10)和(11)中部分系数相同，共对参数估计形成了 12 个约束条件，在回归过程中需要进行附加约束条件的似不相关回归。

在回归过程中，我们首先对似不相关模型进行无约束回归，并对上述 12 个约束条件进行检验，结果发现在 1%的显著性水平下有 3 个约束条件被拒绝，见表(3)。由于上文中 12 个假设条件来自于超越对数生产函数本身，本文同时提供了包含全部约束条件和剔除 3 个被拒绝约束条件后的似不相关估计结果，见表(4)。在剔除了表(3)中被拒绝的 3 个约束条件后，模型 2 的估计结果对模型 1 中显著的变量估计结果并无颠覆性影响，由于 12 个约束条件来自于理论模型本身，因此下文中的定性分析参照表(4)中模型 1 的参数估计结果进行解释。

表(3) 似不相关模型参数约束检验

原假设	$\chi^2(1)$	Prob.
原假设(1): $\ln z$ 回归方程中的 γ_{DM} 等于 s_D 回归方程中的 γ_{DM}	11.49	0.001
原假设(2): $\ln z$ 回归方程中的 δ_{ML} 等于 s_L 回归方程中的 ϕ_{LL}	8.11	0.004
原假设(3): $\ln z$ 回归方程中的 $\delta_{XT} + \delta_{MT}$ 等于 s_X 回归方程中的 $-\delta_{XT}$	14.45	0.000

表(4) 超越对数生产函数参数估计①

	参数	模型 1	模型 2	参数	模型 1	模型 2
$\ln z$ 方程	α_D	1.636***	1.607***	δ_{DL}	-0.043	-0.015
	α_X	0.835***	0.885***	δ_{ML}	0.025	-0.110
	β_L	0.283*	0.347**	δ_{DT}	-0.013***	-0.011**
	γ_{DD}	0.137**	0.134**	δ_{MT}	-0.005	-0.018**
	γ_{MM}	-0.052	-0.254	ϕ_{LT}	-0.001	-0.003

① 模型 1 是包含全部 12 个约束条件的估计结果，模型 2 是放松了表(3)中被拒绝的 3 个原假设得到的结果。此外，在无约束似不相关估计中模型以 1%的显著性水平拒绝四个方程残差独立的原假设；由于个别方程解释变量和被解释变量中包含非平稳序列，本文还进行了残差平稳性检验，除 $\ln z$ 方程在 5%的显著性水平外，其余方程均在 1%的显著性水平上拒绝非平稳原假设。

	γ_{DM}	0.017	0.092	β_T	0.012	0.017
	ϕ_{LL}	0.070*	0.070*	ϕ_{TT}	-0.001	-0.001
s_L 方程	δ_{ML}	-	0.085*			
s_X 方程	δ_{XT}	-	0.048			
s_D 方程	γ_{DM}	-	0.060			
可决系数	lnz 方程	0.99	0.99	s_M 方程	0.84	0.85
R^2	s_D 方程	0.54	0.56	s_L 方程	0.93	0.93

***, **, * 分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

基于超越对数生产函数，我们得到各要素对国民收入贡献指数(对数形式)的估计值如方程(12)-(14)，在此基础上可以求出各要素对国民收入贡献指数，并且与图(2)中基于经济指数核算方法得到的结果进行比较，如图(3)-(4)。^①

$$\text{全要素生产率: } \widehat{\ln A_{t,t-1}} = \beta_T + \frac{1}{2} \left[\sum_{i=D,M,X} \delta_{iT} \ln(p_{it} p_{i,t-1}) + \sum_{h=L,K} \phi_{hT} \ln(x_{ht} x_{h,t-1}) + \phi_{TT} (2t-1) \right] \quad (12)$$

$$\text{要素投入: } \widehat{\ln x_{h,t,t-1}} = \ln \left(\frac{x_{ht}}{x_{h,t-1}} \right) \left\{ \beta_K + \frac{1}{2} \left[\sum_{k=L,K} \phi_{kK} \ln(x_{kt} x_{k,t-1}) + \sum_{i=D,M,X} \delta_{iK} \ln(p_{it} p_{i,t-1}) + \phi_{KT} (2t-1) \right] \right\} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \text{贸易条件: } \widehat{\ln R_{t,t-1}} &= \sum_{i=M,X} \left\{ \ln \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \right) \left\{ \alpha_i + \frac{1}{2} \left[\gamma_{Dk} \ln(p_{D,t} p_{D,t-1}) + \sum_{h=L,K} \delta_{hT} \ln(x_{ht} x_{h,t-1}) + \delta_{TT} (2t-1) \right] \right\} \right\} \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=M,X} \sum_{j=X,M} \gamma_{ij} (\ln p_{it} \ln p_{jt} - \ln p_{i,t-1} \ln p_{j,t-1}) \end{aligned} \quad (14)$$

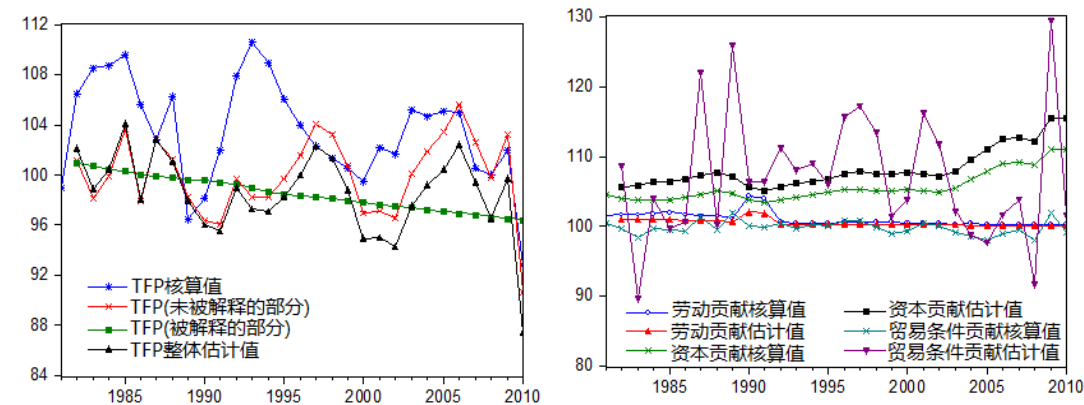
为了验证指数核算方法和参数估计方法得到的结论是否一致，本文在图(3)和图(4)中比较了两种方法得到的相关主要变量。图(3) 比较了全要素生产率对收入增长贡献的结果，“TFP(被解释的部分)”基于方程(12)得到；根据 Sun 和 Fulginiti(2007)，“(TFP 未被解释的部分)”定义为名义国民收入估计方程的残差；而“TFP 整体估计值”则由被解释的部分和未被解释的部分组成。总体来看两种方法得到的结果表现出近似的变化趋势，其中 2000 年之前两种结果在绝对水平上存在一定的差异，此后无论是在绝对水平还是变化趋势上两种结果的一致性都在增强。图(4)与图(3) 表现出相似的特点，两种方法对劳动贡献的测算基本一致；资本贡献的测算结果存在着一致的趋势，但计量模型得到的结果高于核算方法得到的结果且差额相当稳定；对贸易条件效应而言，基于计量模型得到的结果在绝对水平和波动程度上都要高于核算方法得到的结果，但变化趋势仍是一致的。^②

总体来看，两种方法都显示在 2000 年代前半期，全要素生产率经历了一个

^① 在方程(12)-(14)中加^的变量为各变量的估计值。图(3)和图(4)中的估计数据由方程(12)-(14)的结果取指数得到。

^② 此外由于 Törnqvist 指数的离散特征和计量模型变量性连续性假设之间的冲突也会造成两种方法结果之间存在一定的差异。

上升阶段；此后则呈现出较快的下降趋势，这表明 2000 年代中期之后中国经济进入了全要素生产率持续下降状态；除个别年份外，劳动增长对收入增长贡献很小；而资本增长近年来日益成为收入增长主要的源泉；贸易条件恶化已经对国民收入增长造成了负面影响。此外，就全要素生产率而言，能够被计量模型解释的部分相对比较稳定，略呈单边下降趋势，并且只占全要素生产率中的较小部分，这说明全要素生产率的变化绝大部分并非由价格和要素投入变化造成的。



图(3) TFP 收入贡献估计值与核算值比较① 图(4) 其他要素贡献估计值与核算值比较

(二) 基于超越对数的中国产出函数结构特征分析

对名义产出函数进行参数估计还可以为我们了解中国产出函数的结构特征提供部分重要参考信息：一是全要素生产率进步对产出和要素价格的影响；二是各类产品的价格弹性、要素投入弹性特征等。值得说明的是，这里指的全要素生产率是指能够被计量模型解释的部分，虽然只占到全部全要素生产率中的一部分，但是也可以为我们理解中国生产函数特征提供一些有益的信息。

根据名义产出函数的参数可以定性判断全要素生产率对产出和生产要素价格的影响。在超越对数生产函数中，全要素生产率被定义为方程(4)的形式，其中 δ_{iT} 和 ϕ_{hT} 可以被理解全要素生产率对产品价格和要素投入的半弹性。根据方程(10)和(11)， δ_{iT} 和 ϕ_{hT} 还可以分别表示全要素生产率对产品份额和要素收入份额的影响。此外还可以计算全要素生产率对各产品产量、要素收入的影响，进而识别技术进步是否具有产出或要素收入偏向性。定义 $E_{it} = \partial \ln y_i / \partial t$ 表示产量对全要素生产率的半弹性， $E_{ht} = \partial \ln w_h / \partial t$ 表示要素价格对全要素生产率的半弹性，其中 w_h 是相应要素的价格，可以证明在超越对数生产函数中 $E_{it} = \delta_{iT}$ ， $E_{ht} = \phi_{hT}$ 。^② 中国全要素生产率特征估计结果详见表(5)。

表(5) 中国全要素生产率的结构特征

全要素生产率对产出价格的半弹性 $\partial \mu / \partial \ln p_i$	δ_{DT}	-	产量对全要素生产率的半弹性 $\partial \ln y_i / \partial t$	δ_{DT}	-
	δ_{MT}	-		δ_{MT}	-
	δ_{XT}	+		δ_{XT}	+
全要素生产率对要素投入的半弹性 $\partial \mu / \partial \ln x_h$	ϕ_{LT}	na	要素价格对全要素生产率的半弹性 $\partial \ln w_h / \partial t$	ϕ_{LT}	na
	ϕ_{KT}	na		ϕ_{KT}	na

注：表(5)中“-”表示指标为负，“+”表示指标为正，na 表示无显著影响；判断的依据是表(4)中各变量的

① 上年=100，图(4)相同。

② Sun 和 Fulginiti(2007)给出了上述各式的计算结果，篇幅所限，在此不再赘述。

估计值及其显著性水平。虽然表(4)模型 1 中估 δ_{MT} 计系数不显著，但模型 2 中估 δ_{MT} 计系数显著为负，因此本表倾向于不拒绝该变量估计值为负值。

根据表(5)，国内支出价格和进口品价格对全要素生产率进步有负面影响，从而对国民收入产生负冲击；出口品价格上升能推动全要素生产率进步，对国民收入的贡献是正面的。就产出而言，由产品价格和要素投入造成的全要素生产率进步对国内支出品和进口品的产量有负面影响，却刺激出口品产量上升，这在一定程度上表明中国经济全要素生产率进步具有外向型经济偏向特征。

此外，基于产出函数的参数估计还可以测算中国经济中产品价格和要素投入对产量和要素价格的影响。本文的计量模型可以估计产出价格弹性 $E_{ij}=\partial \ln y_i / \partial \ln p_j$ ，要素需求弹性 $E_{kh}=\partial \ln x_k / \partial \ln w_h$ ，产出对要素投入的弹性 $E_{ih}=\partial \ln y_i / \partial \ln x_h$ 以及要素价格对产出价格的弹性 $E_{hi}=\partial \ln w_h / \partial \ln p_i$ 。^①基于本文对超越对数生产函数的基本假设，各弹性指标估算方程见表(6)。^②利用超越对数生产函数估计相关弹性不仅相对简便，同时各弹性指标具有时变特征，更能反映经济特征的变化，具体结果见图(5)–(10)。

表(6) 相关弹性指标的测算公式

产出交叉价格弹性	$E_{ij}=\partial \ln y_i / \partial \ln p_j$	$(\gamma_{ij}+s_i s_j) / s_i, i \neq j$
产出自价格弹性	$E_{ii}=\partial \ln y_i / \partial \ln p_i$	$(\gamma_{ii}+s_i^2-s_i) / s_i, i=j$
要素需求交叉价格弹性	$E_{kh}=\partial \ln x_k / \partial \ln w_h$	$s_h / (\phi_{hk}+s_h s_k), h \neq k$
要素需求自价格弹性	$E_{hh}=\partial \ln x_h / \partial \ln w_h$	$s_h / (\phi_{hh}+s_h^2-s_h), h=k$
产出对要素投入的弹性	$E_{ih}=\partial \ln y_i / \partial \ln x_h$	$(\delta_{ih}+s_i s_h) / s_i$
要素价格对产出价格的弹性	$E_{hi}=\partial \ln w_h / \partial \ln p_i$	$(\delta_{ih}+s_i s_h) / s_h$

通过计算上述弹性指标，我们发现中国经济以下的结构特征值得特别关注：

第一、正的国内支出品自价格弹性(E_{dd})反映了价格上涨和产出增长之间的正相关性，然而近年来国内支出品供给对价格弹性下降的现象也预示着，以拉动内需为主的扩张性需求政策效果正在逐渐削弱。与之前相比，扩张性需求政策的效果更多体现为价格上升而非产出增长。负的出口品自价格弹性(E_{xx})绝对值小于 1 表明该商品缺乏价格弹性，一味降低价格反而会造成收入绝对下降。此外，我们还关注到国内支出品和出口品对进口品价格弹性(E_{dm} 和 E_{xm})多年来持续为负且绝对值呈现增大趋势，表明进口品成本上升对我国经济日益增强的负面影响，详见图(5)和图(6)。

第二、劳动需求价格弹性(E_{ll})和资本需求价格弹性(E_{kk})绝对值大于 1 表明劳动需求和资本需求都是富有弹性的。2010 年劳动需求价格弹性(E_{ll})为-2.2，即实际工资每上升 1%，就业人数将下降 2.2%，影响可见一斑。近年来 E_{ll} 和 E_{kk} 绝

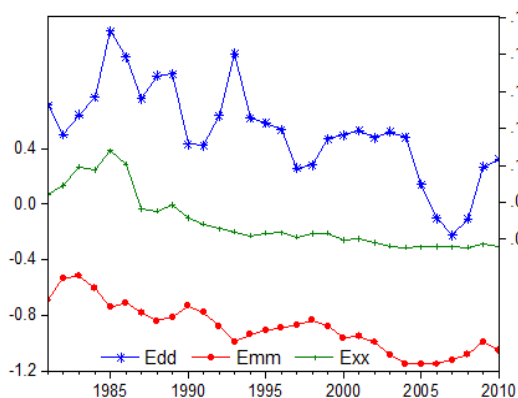
^① 严格说进口品的价格弹性是需求价格弹性而非产出价格弹性，为了叙述方便在不造成误解的情况下，下文将各类商品对价格的弹性统称为产出价格弹性。

^② 各公式的推导都是在其他条件不变的假设下实现的，详见附录(二)。

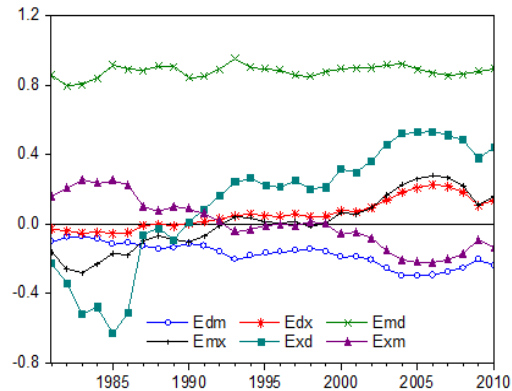
对值不断降低和升高的相反趋势显示劳动需求的价格敏感度在不断下降,而资本需求的价格敏感度不断上升。此外交叉价格弹也表明,当资本品价格上涨时,厂商越来越倾向于使用劳动代替资本;而当劳动成本上升时,厂商用资本替代劳动的倾向则越来越低,详见图(7)和图(8)。

第三、近年来产出对资本的弹性不断上升,而对劳动投入的弹性在不断下降。资本产出效率上升和劳动产出效率下降表明中国产业结构调整应从劳动密集型产业向资本密集型产业过度。此外将产出对劳动的弹性取倒数可以产出增长的就业弹性。本文发现 20 世纪 80 年代中期开始内需和出口部门的就业弹性整体呈现增强趋势,而且内需部门对就业的吸收能力超过出口部门,例如 2010 年内需就业弹性为 3.68,而出口就业弹性仅为 2.65。然而特别值得关注的是 2008 年以来,无论内需部门还是出口部门的就业弹性均出现略微下降的现象,这表明这两个部门对劳动的吸收能力在边际上可能呈现下降,值得政策制定者特被关注,详见图(9)。

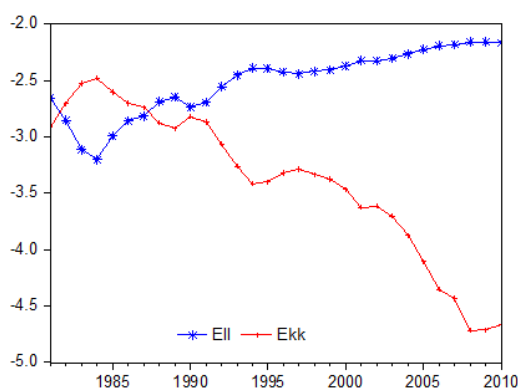
第四、就要素价格对产出价格的弹性而言,国内支出品和出口品价格上涨均会推动劳动和资本价格上涨,但国内支出品价格上涨对资本价格的拉动作用高于对劳动价格的拉动作用;出口品价格上涨的作用却恰恰相反。进口品价格上涨则对资本和劳动价格均造成负面影响。1981-2010 年间,资本价格对国内支出品价格的弹性(E_{kd})均值为 1.05,而劳动价格对国内支出品价格的弹性(E_{ld})为 0.88,其他条件不变时国内支出品价格上涨会恶化劳动者的福利水平,却使资本所有者的福利水平上升。类似的通过 $(E_{hd})^{-1}$ 可以发现资本和劳动价格上涨对国内支出品价格上涨的推动作用相对平稳,样本区间国内支出品价格对劳动成本和资本成本的弹性分别是 1.15 和 0.95,可见国内支出品价格对劳动成本上涨的压力反映相对灵敏,见图(10)。



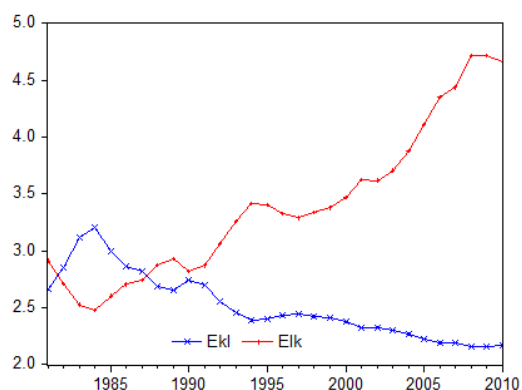
图(5) 各类商品的自价格产出弹性^①



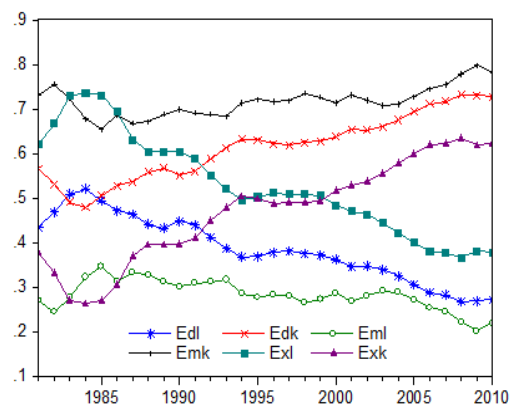
图(6) 各类商品的交叉价格产出弹性



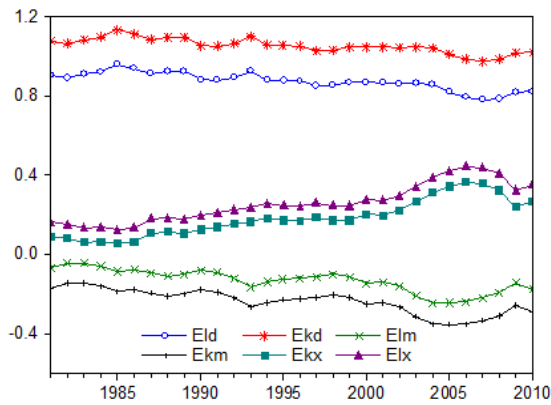
图(7) 要素需求自价格弹性



图(8) 要素需求交叉价格弹性



图(9) 产出对要素投入的弹性



图(10) 要素价格对产出价格的弹性

五、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及其特征进行了核算。从文章计算的结果来看, 尽管中国国民收入和经济增长近年来取得了举世瞩目的

^① 国内支出品价格弹性 E_{dd} 坐标为右轴, E_{mm} 和 E_{xx} 坐标为左轴。

成就，但是国民收入增长主要依靠资本投入，持续增长的基础并不牢固。具体来说包括以下几个方面：

首先，无论是指数核算方法还是计量经济学方法都显示中国全要素生产率在 2000 年代中期之后出现了快速下降现象，并且对实际国民收入增长贡献的份额也出现下降趋势。生产要素投入对国民收入增长贡献也出现结构性分化。劳动力增长对国民收入增长的贡献逐渐降低；资本投入增长对国民收入增长的贡献份额逐年上升，业已成为推动国民收入增长的最主要来源。国民收入增长日益依赖资本投入对中国未来国民收入的持续增长构成了挑战。

第二，2003-2010 年各年实际国民收入增速低于实际产出增速(2009 年除外)，中国经济一定程度上存在“增产不增收”现象。造成“增产不增收”现象的主要原因在于贸易条件恶化，在此期间贸易条件恶化造成国民收入减少每年约 1 个百分点。

第三，国内支出品和进口品价格上涨对全要素生产率进步有负面影响，出口品价格上升则能推动全要素生产率进步。就产量而言，由产品价格和要素投入导致的全要素生产率进步对国内支出品和进口品产量有负面影响，却能刺激出口品产量上升。就整体而言，全要素生产率的变化主要是由除产品价格、要素投入以及时间趋势之外的因素造成的。

第四，国内支出品供给价格弹性呈现下降趋势，扩张性需求政策的效果将因此而削弱。出口产品供给缺乏弹性，一味降低出口价格反而会造成收入绝对下降。进口品价格上升会降低国内支出品和出口品产量，且影响效应呈现增大趋势，进口品成本上升对我国经济的负面影响日益增强。

第五，劳动需求富有弹性，实际工资上涨不利于就业增长。近年来，资本投入的产出效率不断增强而劳动投入的产出效率不断下降，中国经济结构的调整应从劳动密集型产业向资本密集型产业过度。此外从 20 世纪 80 年代中期开始持续增强的内需和出口就业弹性在 2008 年后均出现略微下降的现象，但内需部门吸纳就业的能力仍大于出口部门，显示出扩大内需在就业方面的重大意义。

第六，国内支出品和出口品价格上涨会拉动劳动和资本价格上涨。国内支出品价格上涨对资本价格的拉动作用高于对劳动价格的拉动作用；而出口产品价格变化的结构影响刚好相反。在其他条件不变时，国内支出品价格上涨会导致要素收入分配进一步恶化，降低劳动者相对于资本所有者的福利水平。

在今后的研究中本文尚需在以下几个方面进一步完善。首先，由于理论研究的局限，国民收入的实证研究几乎均基于规模报酬不变和完全竞争生产函数假设，本文也不例外。规模报酬不变和完全竞争假设对于中国是否合理一直存在争论，但在经济学理论研究获得突破之前，实证研究仍只能长期拘泥于该假设。其二，

超越对数生产函数本质上是新古典生产函数,实证研究中没有包含人力资本等其他因素,一个主要的原因是无法直接观察到人力资本的价格或人力资本收入在总产出中的比重。其三,由于资本存量、劳动收入份额等核心变量没有权威统计数据,数据的准确性和样本量偏低造成自由度偏小都对实证结果的准确性造成一定影响。这些都是后续研究需要改进的地方。

参考文献：

- Diewert, W. E. and Morrison, J.C., 1986, "Adjusting Output and Productivity Indexes for Changes in the Terms of Trade," *Economic Journal*, Vol. 96, pp. 659-679.
- Diewert, W. E., 1976, "Exact and Superlative Index Numbers", *Journal of Econometrics*, 4, pp. 115-45.
- Diewert, W.E., 1983, "The Theory of the Output Price Index and the Measurement of Real Output Change", pp. 10149-1113 in *Price Level Measurement*, Diewert, W.E. and Montmarquette, C. (eds.), Ottawa: Statistics Canada.
- Feenstra C. Robert , Ma Hong , Neary J. Peter , Rao D.S. Prasada, 2012, "Who Shrunk China? Puzzles in the Measurement of Real GDP", NBER Working Paper No. 17729.
- Feenstra, C.R., Heston, A., Timmer, P.M., and Deng, H., 2009, "Estimating Real Production and Expenditures Across Countries: A Proposal for Improving the Penn World Tables," *Review of Economics and Statistics*, 91(1), pp. 201-212.
- 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, U., 1998, "GDP Growth, Terms-of-Trade Effects, and Total Factor Productivity ", *Journal of International Trade and Economic Development*, 7, pp. 87-110.
- Gollin, D. , 2002, "Getting Income Shares Right", *Journal of Political Economy*, 110(2), pp. 458-474.
- Hamada Koichi and Iwata Kazumasa, 1984 , "National Income, Terms of Trade and Economic Welfare", *The Economic Journal*, Vol. 94, No. 376, pp. 752-771.
- Holz, C.A., 2006, "New Capital Estimates for China", *China Economic Review*, 17, pp. 142-185.
- Kohli, U., 1978, "A Gross National Product Function and the Derived Demand for Imports and Supply of Exports", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 167-182.
- Kohli, U., 1990, "Growth Accounting in the Open Economy: Parametric and Nonparametric Estimates", *Journal of Economic and Social Measurement* 16, pp. 125-136.
- Kohli, U., 2003, "Growth Accounting in the Open Economy: International Comparisons", *International Review of Economics & Finance*, Volume 12, Issue 4, 2003, PP. 417-435.
- Kohli, U., 2004, "Real GDP, real domestic income, and terms-of-trade changes", *Journal of International Economics*, 62, pp. 83-106.
- Krueger, A. , 1999, "Measuring Labor's Share", *American Economic Review*, 89, pp. 45- 51.
- Krueger, O.A. and Sonnenschein, H., 1967, "The Terms of Trade, the Gains from Trade and Price Divergence", *International Economic Review*, Vol. 8, No. 1, pp. 121-127.
- Nicholson, J.L. 1960, "The effects of international trade on measurement of real national income", *Economic Journal*, vol. 70, No. 279., pp. 608-12.
- Samuelson, P.A. and Swamy, S., 1974, "Invariant Economic Index Numbers and Canonical

Duality: Survey and Synthesis”, *American Economic Review* 64, 566-593.

Sun, Ling and FulginitiLilyan, 2007, “Accounting for Taiwan GDP Growth: Parametric and Nonparametric Estimates”, *Journal of the Chinese Statistical Association*, 45, pp.74-98.

白重恩、钱震杰，2009：《国民收入的要素分配：统计数据背后的故事》，《经济研究》第3期。

郭庆旺、贾俊雪，2005：《中国全要素生产率的估计：1979-2004》，《经济研究》第6期。

李宾、曾志雄，2009：《中国全要素生产率变动的再测算：1978-2007年》，《数量经济技术经济研究》第3期。

孙琳琳、任若恩，2005：《中国资本投入和全要素生产率的估算》，《世界经济》第12期。

徐现祥、舒元，2009：《基于对偶法的中国全要素生产率核算》，《统计研究》第7期。

张军、施少华，2003：《中国经济全要素生产率变动：1952-1998》，《世界经济文汇》第2期。

附录(一)：中国实际国民收入增长核算及其源泉分解

附表(1) 基于 Törnqvist 指数法的中国实际国民收入增长源泉分解(上年=100)^①

时间	Törnqvist 价格指数		产量指数		贸易 条件	基于李宾等(2009)劳动收 入份额数据			基于徐现祥等(2009)劳动 收入份额数据		
	国内 支出	GDP 平减 指数	实际 国民 收入	实际 GDP		劳动 贡献	资本 贡献	全要 素生 产率	劳动 贡献	资本贡 献	全要 素生 产率
1981	103.4	103.7	105.4	105.1	100.3	101.5	104.6	99.1	101.7	104.1	99.3
1982	99.5	99.1	112.2	112.6	99.6	101.7	104.0	106.5	101.8	103.7	106.7
1983	98.8	97.2	112.6	114.4	98.4	101.6	103.8	108.5	101.6	103.8	108.5
1984	103.5	103.1	114.4	114.8	99.6	101.8	103.8	108.7	101.7	104.0	108.6
1985	106.8	106.4	115.4	115.9	99.4	102.0	103.9	109.5	101.9	104.1	109.4
1986	104.4	103.8	110.8	111.6	99.2	101.6	104.3	105.4	101.6	104.3	105.4
1987	105.5	107.0	110.8	109.2	101.3	101.5	104.7	102.9	101.5	104.6	103.0
1988	111.4	110.7	112.5	113.2	99.4	101.4	105.1	106.3	101.5	104.8	106.4
1989	108.3	110.3	103.9	101.9	101.8	101.1	104.8	96.3	101.2	104.5	96.5
1990	104.8	104.8	106.6	106.6	100.0	104.5	103.8	98.3	104.9	103.5	98.2
1991	106.2	105.9	109.9	110.2	99.9	104.0	103.4	102.2	104.4	103.1	102.2
1992	107.8	108.0	113.2	113.0	100.4	100.5	103.9	108.0	100.5	103.6	108.3
1993	116.2	115.8	115.4	115.7	99.6	100.4	104.3	110.5	100.5	103.9	110.9
1994	118.7	119.0	114.6	114.2	100.2	100.4	104.6	108.8	100.5	104.0	109.4
1995	112.4	112.2	112.0	112.2	100.0	100.4	104.9	106.3	100.5	104.1	107.0
1996	105.7	106.4	111.0	110.3	100.7	100.5	105.4	104.1	100.6	104.5	104.9
1997	100.8	101.5	109.3	108.4	100.8	100.5	105.4	102.3	100.7	104.6	103.0
1998	99.1	99.0	107.0	107.1	99.9	100.5	105.2	101.3	100.6	104.4	102.0
1999	100.2	99.1	105.1	106.3	98.9	100.5	105.2	100.6	100.6	104.4	101.2
2000	103.7	102.8	104.5	105.4	99.2	100.4	105.3	99.6	100.5	104.5	100.2
2001	101.8	102.2	108.4	108.0	100.4	100.4	105.2	102.2	100.5	104.5	102.9
2002	103.0	103.0	107.3	107.3	100.0	100.3	105.0	101.8	100.4	104.3	102.4
2003	102.9	101.9	110.2	111.3	99.0	100.2	105.5	105.2	100.3	104.7	105.9
2004	106.4	104.7	110.6	112.4	98.5	100.3	106.8	104.9	100.3	106.1	105.5
2005	104.4	102.0	111.5	114.1	97.9	100.2	107.9	105.3	100.3	107.2	105.9
2006	104.6	103.0	113.5	115.3	98.8	100.2	109.0	105.3	100.2	108.0	106.2
2007	108.4	107.2	110.3	111.6	99.5	100.1	109.2	101.4	100.2	108.3	102.3
2008	109.9	106.9	107.8	110.9	98.0	100.1	108.8	101.0	100.2	107.6	102.1
2009	95.4	97.4	115.2	112.9	101.8	100.1	111.1	101.7	100.2	108.9	103.8
2010	111.0	109.5	102.6	104.0	99.0	100.1	111.0	93.2	100.2	108.6	95.2

^① 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(1)根据官方公布的数据直接计算的结果存在一定差异。

附录(二)：产出弹性和要素需求弹性估计方程

下文以产出价格弹性和要素需求弹性倒数估计为例，其他弹性可以类似计算得到。

1、产出价格弹性估计 $E_{ij} = \frac{\partial \ln y_i}{\partial \ln p_j} = \frac{p_j}{y_i} \frac{\partial y_i}{\partial p_j}$

当 $i \neq j$ 时，根据方程(10) $s_{i,t} = \frac{y_{i,t} p_{i,t}}{z_t} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{j,t} + \sum_h \delta_{ih} \ln x_{h,t} + \delta_{it} t$ ，左右两边

对 p_j 求导数得到 $\frac{\partial y_i}{\partial p_j} \left(\frac{p_i}{z} \right) = \frac{\gamma_{ij}}{p_j} + \frac{y_i p_i}{z^2} y_j$ ，其中利用 $\partial z / \partial p_j = y_j$ ，进一步可以得到

$$\frac{\partial y_i}{\partial p_j} \left(\frac{p_j}{y_i} \right) = \frac{\partial \ln y_i}{\partial \ln p_j} = [\gamma_{ij} + s_i s_j] / s_i。$$

当 $i=j$ 时，方程(10) $s_{i,t} = \frac{y_{i,t} p_{i,t}}{z_t} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{j,t} + \sum_h \delta_{ih} \ln x_{h,t} + \delta_{it} t$ 左右两边对 p_j 求导数

得到 $\frac{\partial y_i}{\partial p_i} \left(\frac{p_i}{z} \right) = \frac{\gamma_{ii}}{p_i} + \frac{y_i p_i y_i}{z^2} - \frac{y_i}{z}$ ，进一步得到 $\frac{\partial y_i}{\partial p_i} \left(\frac{p_i}{y_i} \right) = \left(\frac{\gamma_{ii} + s_i s_i - s_i}{s_i} \right)。$

2、要素需求弹性倒数的估计 $E_{hk} = \frac{\partial \ln w_h}{\partial \ln x_k} = \frac{x_k}{w_h} \frac{\partial w_h}{\partial x_k}$

当 $k \neq h$ 时，由方程 (11) 可得 $\frac{\partial w_h}{\partial x_k} \frac{x_h}{z} - \frac{w_h x_h}{z^2} \frac{\partial z}{\partial x_k} = \frac{\phi_{hk}}{x_k}$ ，进一步得到

$$\frac{\partial w_h}{\partial x_k} \frac{x_k}{w_h} = \left(\frac{w_h x_h w_k}{z^2} + \frac{\phi_{hk}}{x_k} \right) \frac{z x_k}{x_h w_h} = \frac{s_h s_k + \phi_{hk}}{s_h}，即 E_{hk} = \frac{s_h}{s_h s_k + \phi_{hk}}$$

当 $k=h$ 时，由方程 (11) 得到 $\frac{\partial w_h}{\partial x_h} \frac{x_h}{z} + \frac{w_h}{z} - \frac{w_h x_h}{z^2} \frac{\partial z}{\partial x_h} = \frac{\phi_{hh}}{x_h}$ ，进一步可以得到

$$\frac{\partial w_h}{\partial x_h} \frac{x_h}{w_h} = \left(\frac{w_h x_h w_h}{z^2} + \frac{\phi_{hh}}{x_h} - \frac{w_h}{z} \right) \frac{z}{w_h}，即 E_{hh} = \frac{s_h s_h + \phi_{hh} - s_h}{s_h}$$

现阶段我国财政政策对经济结构调整

“锁定”效应的分析

一、现阶段我国经济结构面临的调整压力与当前财政政策的特点

（一）现阶段我国经济结构正面临全方位、多层次的调整压力与机遇

长期以来，中国经济的增长模式始终存在着两个主要约束条件：一是经济增长对投资和出口过度依赖，二是经济增长对要素高强度投入的过度依赖。在 2008 年爆发至今的全球金融危机中，全球经济面临深度调整，外部需求的扩张短期内难以恢复到危机前的水平，随着外需的收缩，曾经严重依赖外需拉动的中国经济减速的压力越来越大；同时，内部规模扩张带来的产能过剩使这一模式难以为继，而资源环境硬约束强化、人口老龄化的逐渐到来和生产要素成本的上升，都对我国由传统的比较优势向新优势转变提出了紧迫要求。中国经济结构调整正面临巨大的国内外环境变化的压力。国内外环境的变化，使得中国经济结构调整面临与日俱增的外部压力和内生动力，被迫调整和自觉调整两种力量正在汇集，形成强大而持久的倒逼机制和正逼机制。

1. 劳动力、土地等要素成本上升导致传统比较优势逐步弱化的压力

我国人口结构正在发生具有深远影响的变化，人口红利持续衰减，劳动力供求总量压力和结构性矛盾并存，其中结构性矛盾逐步上升，就业难、用工荒并存现象长期化。随着廉价劳动力的减少、最低工资标准和农民工工资的大幅提高，与周边一些国家相比，我国劳动力成本低的优势正在逐步消退。从最低工资看，2011 年北京、上海、深圳、河南最低工资标准分别为 1160 元、1280 元、1320 元、1080 元，比 2005 年分别提高 100%、85.5%、91.3%、125%。根据英国经济学人智库(EIU)的数据，十多年来，中国的劳动力成本大幅增长近四倍，单位小时劳动成本由 2000 年的 0.6 美元增加至 2011 年的 2.9 美元。与东南亚国家相比，中国劳动力成本已由 10 年前的偏低转变为偏高，目前相当于泰国的 1.5 倍、菲律宾的 2.5 倍、印尼的 3.5 倍。

从土地价格看，2011 年末，全国主要监测城市地价总水平为 3049 元 / 平方米，是 2005 年末的 2.4 倍，其中，商业服务、住宅、工业地价分别比 2005 年上涨 174%、267%、32.5%。传统比较优势弱化的结果是，原有传统产业（特别是一般加工制造业）向综合成本低的内陆地区或周边国家转移。目前这一势头已经相当明显，如重庆、安徽等地的许多产业是从东部沿海地区转移过来。耐克等

国际品牌逐步把制造工厂更多迁至越南等国。美国寇兹(Coach)公司宣布今后五年中国工厂的订单份额将由 85%降至 45%，日本无印良品(MUJI)公司计划三年内把中国合作工厂从 229 家减至 86 家。这种情况将迫使珠三角、长三角一些地方的产业结构必须进行转型升级，否则就必然会导致这些地区的产业空心化和经济减速的现象。

2. 东部沿海地区遭遇增长困惑和转型压力

在改革开放后相当长一段时间内，中国地区经济呈现不平衡增长格局，全国经济活动持续向东部地区集中，东部地区经济一直保持着高速增长的态势，尤其是珠三角、长三角等地区成为国民经济重要的增长极。近年来，由于要素成本全面上涨、人民币持续升值、金融危机严重影响等，东部地区过去那种以高度消耗资源、高度依赖出口市场、处于产业链低端，以低工资、低成本、低价格为主要竞争优势的传统发展模式受到严峻挑战。例如，2011 年上海和北京规模以上工业增加值增速分别为 7.4%和 7.3%，固定资产投资增速分别为 0.3%和 13.3%，明显低于中部地区 18.2%的工业增速和 28.8%的投资增速。主观上讲，这些地区并不是不想让速度更快些，而是有心无力，发展阶段使然。据美国美世咨询公司 2011 年 7 月发布的全球 214 个城市生活成本调查报告，中国的北京、上海、广州分别列第 20、21、38 位，而美国纽约仅排在第 32 位。高水平的生活成本需要有高水平的产业结构来支撑。当前东部沿海许多地区正在基本完成工业化，需要向后工业化阶段迈进，形成以服务经济为主的经济结构。现实是，一些城市房价上去了，但产业结构没上去。许多东部地区已经到了只有调整、转型、创新才能实现又好又快发展的新阶段，经济结构调整与转型越快，发展的空间越大，发展的速度才能越快。就全国而言，中国经济将从高增长时代进入中速增长时代。更准确地讲，我们可能正从以往两位数为常态的高增长时代转入个位数高增长时代。以往粗放式高增长的宏观环境已经不再具备。

3. 人口老龄化趋势明显加快的压力

2011 年末全国 60 岁及以上人口达到 18499 万人，占总人口的 13.7%，比上年末增加 0.47 个百分点；65 岁及以上人口达到 12288 万人，占总人口的 9.1%，比上年末增加 0.25 个百分点。与 2000 年相比，我国 60 岁以上人口比重上升 3.38 个百分点，65 岁以上人口比重上升 2.14 个百分点，人口老龄化呈现加速趋势。由于生育率持续保持较低水平和老龄化速度加快，15—64 岁劳动年龄人口的比重自 2002 年以来首次出现下降，2011 年为 74.4%，比上年微降 0.1 个百分点。从更长时期的角度看，1990—2010 年，中国人口的年龄中位数从 25 岁上升到 35 岁，而同期美国从 33 岁上升到 37 岁，日本从 37 岁上升到 45 岁。在过去 40 年中，中国的老龄化速度比日本之外的任何国家都快。未富先老的人口结构将对经

济社会发展将会带来广泛而深远的影响。

4. 外需增速下滑与全球世界经济再平衡的压力。

2012 年上半年我国进出口增速仅为个位数 8% 增长，距离 10% 的全年目标存在一定差距。对于形成这样低位增长的原因，在出口方面：一是外部需求的持续疲软。当前世界经济仍处在金融危机之中，主要发达经济体的债务问题严重，失业率居高不下，消费信心低迷，需求严重不足。欧盟作为我第一大出口市场的地位在今年上半年也被美国所取代。然而美国经济回暖的势头也还是不稳固的，对我出口产品需求没有回到以往应有水平。二是我们国家的出口产品的综合成本居高不下，这在一定程度上抑制了出口的快速增长。三是利用外资的减少，外商投资对出口的贡献在减弱。这次国际金融危机表明，原有的世界经济循环模式被打破，全球经济结构失衡亟待解决，再平衡是客观需要，同时也是一个长期过程。从非均衡发展到均衡发展对各国经济都将产生较大影响，非均衡发展的过程通常是一个加速发展的过程，再平衡的过程往往是一个减速发展的过程，对我国经济增长不可避免会带来影响。世界经济再平衡的过程也必然是各国经济结构调整的过程，特别是像中国这样与世界经济紧密联系而又举足轻重的大国经济，推动经济结构调整是我们适应和推动世界经济再平衡的题中应有之义。当然，也要防止一些国家借再平衡名义推行贸易和投资保护主义，那样只会延缓世界经济复苏进程。

5. 避免中等收入陷阱迈入中等发达国家的压力

从国际经验教训看，能否成功避免中等收入陷阱，关键是能否处理好收入分配和科技创新两大问题。日本通过上世纪 60 年代开始的国民收入倍增计划，已经成为一个发达而均富的社会，基尼系数长期低于 0.349。韩国经济从上世纪 60 年代开始起飞，1965 年时基尼系数为 0.34，1980 年达到最高值 0.39，随后逐步下降，1995 年时为 0.28。从技术创新看，日本、韩国都经历了从国外引进、学习借鉴的过程，后来高铁、核电、液晶显示等技术进步表明，日本和韩国都具备了世界领先的自主创新能力。而部分拉美国家则提供了反面教材。正反两方面的案例表明，在迈向高收入国家的过程中要把握好两大要害问题：收入分配要公平，而不能出现贫富悬殊；自主创新能力要增强，而不是总是处于技术追赶、重复引进状态。中国正处于中等收入国家的发展阶段，未来一段时期人均国民收入达到 1 万美元并不太难，但此后向更高收入水平迈进的困难可能会明显加大。我们需要应对多重挑战，其中十分关键的是，合理调整收入分配关系，实现共同富裕；大力增强自主创新能力，建成创新型国家。这正是未来经济结构调整的要害所在。

6. 来自资源和环境变化的压力

中国能源资源禀赋不高，人均占有量远低于世界平均水平。近年来，能源资

源对外依存度不断上升。维护 13 亿人口能源资源永续利用，是一个重大课题，需要在“节流”和“开源”方面下更大功夫，取得更大成效。一方面，要加强节能减排，提高能源资源利用效率，这必然要求调整产业结构和工业内部结构，提高经济和技术水平。同时，要调整进出口结构，更加坚决地抑制高耗能高污染行业出口，防止出现能耗和污染留在国内，绿色产品出口国外，而一些外国人士不理解不领情反而出现指责批评的现象。另一方面，要加强国内能源资源的开发利用，防止对外依存度过高和过快上升，确保处于安全范围。要加大风能、太阳能等新能源开发利用，尤其要学习借鉴美国等国经验，努力攻克页岩气、油砂等非常规能源开发难关，提高能源自给率。如果我们不能在能源利用效率和结构上有一个大的提高，如果不能在能源资源消耗强度和总量上得到有效控制，那么就可能出现像前些年国际上有人提出“谁来养活中国”那样的说法，说不定还会有人提出“谁来满足中国能源资源需求”问题。来自能源资源方面的国际压力将会推动中国的经济结构调整。目前我国温室气体排放总量已居世界第一位，由于我国仍处于工业化、城市化快速推进阶段，而能源以煤为主的结构难以在短期内出现根本性变化，因此温室气体排放总量在今后相当长时期内还会增加，与其他国家的差距可能进一步拉大。在这一过程中，我们所面临的国际压力将持续存在，且有增无减。这在客观上会促使我们加快经济结构和能源结构调整，在为应对气候变化作出积极贡献的同时，赢得自身的发展权利和发展空间。

总而言之，我国已进入只有调整经济结构才能促进持续发展的关键时期。推进经济结构调整是加快经济发展方式转变的重要任务。后国际金融危机时期，世界经济在大调整大变革之中出现了一些新的变化趋势，全面复苏可能是一个缓慢而复杂的过程，原有的增长模式难以为继，科技创新和产业升级孕育着新的突破，国际环境存在许多不确定不稳定因素。这对我国经济结构调整既形成巨大压力和倒逼机制，又提供了新的重大机遇。因此，推进经济结构调整，是解决我国经济发展中不平衡、不协调、不可持续等深层次问题的根本举措，也是巩固当前经济回升向好势头的迫切需要。

（二）当前我国财政政策存在的问题

当前我国经济下行中存在着重要的周期性不利因素，这跟全球其他主要经济体的周期变化是一致的。另一方面，中国经济也正发生重要的结构性变化，这很可能会降低未来经济增长的潜在能力。根据高盛 2012 年上半年研究报告的测算，中国 2012 年以来的经济放缓是由 60% 的周期性因素和 40% 的结构性因素所造成的。虽然结构性因素在本次经济放缓中所占的比例较小，但现在它们对经济的影响效应要比 2008 年至 2009 年金融危机期间更为严重。当时结构性因素在经济下滑中只占 10% 的比例。结构性放缓的问题要通过全面深入的经济结构和金融体制改革

来解决。在解决周期性因素方面，中国政府偏向于推出一系列经济投资刺激计划的预调微调政策来实现保增长、稳增长的目的。这些政策主要瞄准于加大由政府财政和银行信贷支持的基础设施投资，以及继续放松货币政策。

我国当前所推行和实施的财政政策本质上是凯恩斯主义的运用，凯恩斯主义的基本特征一是利用政府投资，二是利用减税的积极财政政策，来进行反经济周期和熨平经济波动的政策操作，已达到稳增长、保增长、促增长的政策目标。而中国政府在推行积极财政政策的时候，主要是偏向于使用扩张型的经济投资计划刺激，主要使用于能够提高生产率，消除增长瓶颈的基础设施建设。这或可称之为“超越凯恩斯主义”的财政政策。然而，对我国近年来所实施的“超越凯恩斯主义”积极财政政策的效果来看，以下四个方面的问题非常突出：

1. 重基础、轻民生，就业压力突出

从投向看，政府投资主要投向“铁公基”等直接拉动GDP 增长的基础项目。在2008和2009年的4万亿元投资计划的构成中，用于农村民生工程 and 农村基础设施的投资为3700 亿元，相对于农村需求，仍是杯水车薪。由于投资交通、基建等项目，带动就业作用有限。

2. 对民间资本启动迹象并不明显

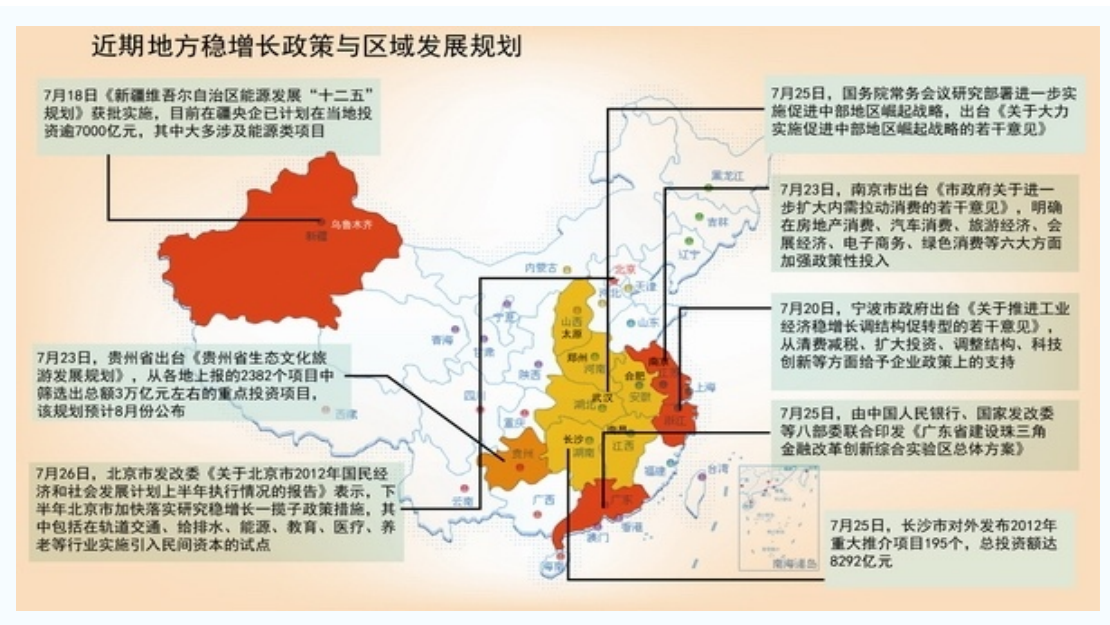
据全国工商联发布的《中国民营经济发展报告（2008~2009）》，多数中央投资只是带动了地方政府和国有企业投资，而带动了银行大规模的信贷投放，广大中小民营企业很难参与其中。统计数据显示，2012年上半年，全社会投资增长中民间投资同比增速仅24.8%，与过去10年平均水平相比处于偏冷区间，不少地方民间投资都呈下降趋势。由于政府通过向公众（企业、居民）和商业银行借款来实行扩张性的财政政策，引起借贷成本上升和借贷资金需求上的竞争，导致民间部门（或非政府部门）支出减少。

3. 地方政府存在强烈的内生投资冲动，加大地方政府债务平台风险

在现有 GDP 政绩考核之下，中国地区间的经济增长竞争非常激烈，造就了地方间招商引资的激烈竞争，造就了各地追求 GDP 的白热化。正是如此，在分析中国经济增长奇迹的原因时，不少经济学家将地区竞争总结为一大重大因素，地区竞争也造成了许多问题，如产能过剩、资源浪费、环境污染等。尽管中国经济转型的号角早已吹响，但在各地一个个区域规划纷纷上升为国家级区域规划的态势下，积累了一系列问题的地区竞争并没有弱化，反而呈现愈演愈烈的局面。在中央政府出台稳增长、保增长政策的“暗示”或者说是“刺激”下，地方政府从争一个个单项的投资，逐步转向争系统的规划，有了规划，政策、土地、资金等也就自然而然。在这些规划上升为国家级规划之后，地方政府在规划之下如何做文章，便需要各地在发展中进行“各显神通”的招商引资竞争。而众多地方政府借

此次经济下行、稳增长提升之机，存在兴起新一轮内在投资冲动的热潮。这就是在国家级区域发展规划密集出台背景下，稳增长、保增长政策所带来的地方政府投资冲动，实际上是地区竞争加剧的表象而已。

在经济增速下滑的背景下，各级地方政府在财政收入、就业等方面的压力都沉重起来。为刺激经济加快发展，多省市的地方政府暂时放下调结构的目标，再次祭出了基建投资的“杀手锏”。然而随着中国经济增速的放缓，一方面，土地收入的“断炊”，土地出让金减少对地方政府最直接的影响无疑是财政创收能力的减弱。随着房地产调控已步入深水区，地方财政一向依赖的土地出让金收入出现“断炊”现象。财政部数据显示，2012年上半年地方政府性基金本级收入13666亿元，同比减少4142亿元，下降23.3%，主要是国有土地使用权出让收入11430亿元，同比减少4342亿元，下降27.5%；另一方面，从中国经济发展长周期来看，财政收入高增长的“黄金十年”已经结束，地方财政吃紧可能成为一种常态。在“稳增长”项目审批提速的背景下，地方财政资金配套压力骤增。目前我国地方政府债务至少在1万亿元以上，现在地方一心想的是如何举债保增长，但对于如何偿还这些债务却没有后顾之忧，这在许多地方政府还处于“吃饭财政”的境况下，无疑将进一步放大地方政府的债务风险。



4. 政府投资对居民消费具有负效应

1998 年以来，我国经济增长在很大程度上是依靠投资来拉动的，而其中部分是靠政府投资实现的。对基础设施建设的投资形成了对建筑材料以及施工机械等的巨大需求，但转化为居民收入的比例不高，且不能增加后续就业。因此，这种政府投资带动后续消费需求扩张的乘数效应不大。同时，由于政府的基础建设

既没有直接的收入，又没有严格的效率考核标准，投资效率难以衡量，在这样的投资体制下，地方经济的投资结构和经济部门结构更加趋同，总量的投资远远高于在一体化的市场体制下的最优均衡值。由于过度投资的存在，大量的资本沉淀在生产能力过剩领域，使得这些年来我国的资本生产率出现了持续而显著的下降趋势。从长期来看，这种以投资拉动为主的经济发展方式会受到各种因素的制约，同时也会导致很多不良后果。

二、财政政策对经济结构影响效应和传导机制的机理分析

（一）财政政策激励下高新技术产业增长促进产业结构调整的原理与传导机制

财政政策激励下高新技术产业的发展，能够对其他产业产生不同程度的带动效应，因而能够促进产业结构调整。财政激励政策、税收优惠政策对高新技术产业发展的作用机理有着显著差异，因此不同政策作用下的高新技术产业对各产业增加值增长和结构变动的影响也应该存在差别。财政政策激励主要通过对高新技术产业的投资和消费增加拉动其产出增长，其中，高新技术产品的消费增长将直接带动其后向关联产业的产出增长。根据主导产业理论，财政政策作用下的高新技术产业对其他产业的影响首先是回顾影响。以高新技术产业的后向关联产业知识密集型服务业为例，2009年，我国知识密集型服务业增加值比上年增长22.4%，劳动生产率比上年增长12.6%。其次，高新技术在前向关联程度较高行业的应用将促进这些行业的设备改造和效率提升，即产生显著的前瞻影响。根据中国投入产出表（2007）的测算，高新技术产业可以有效带动其直接分配系数最大的消费者服务业（0.097）和装备制造业（0.069）的发展。此外，产业结构的调整还能够通过关联程度较大的各产业之间的相互作用进一步放大。

图1显示，税收优惠政策改变了高新技术产业中间投入和增加值的相对价格，使得市场中的创新要素向高新技术产业流动，扩大高新技术产业的投资规模，进而促进高新技术产业发展；税收优惠政策下高新技术产业对产业结构调整效应也是通过改变要素配置实现的。税收优惠使得高新技术产业中使用要素的价格下降，其他行业中要素的价格相对上涨，如图4所示，要素价格上升产生的替代效应使得其他行业要素流向高新技术产业，要素数量的减少使得这些行业增加值增长减缓。但高新技术产业可以通过提高这些行业的技术进步和资本利用率，进而对各行业产出产生促进效应。两种效应的大小最终决定产出变动的方向。要素流动少、效率提升快的行业产出不断增长，而要素流动大、技术提升不明显的行业则会出现增长缓慢或产生负增长，最终实现产业结构调整。

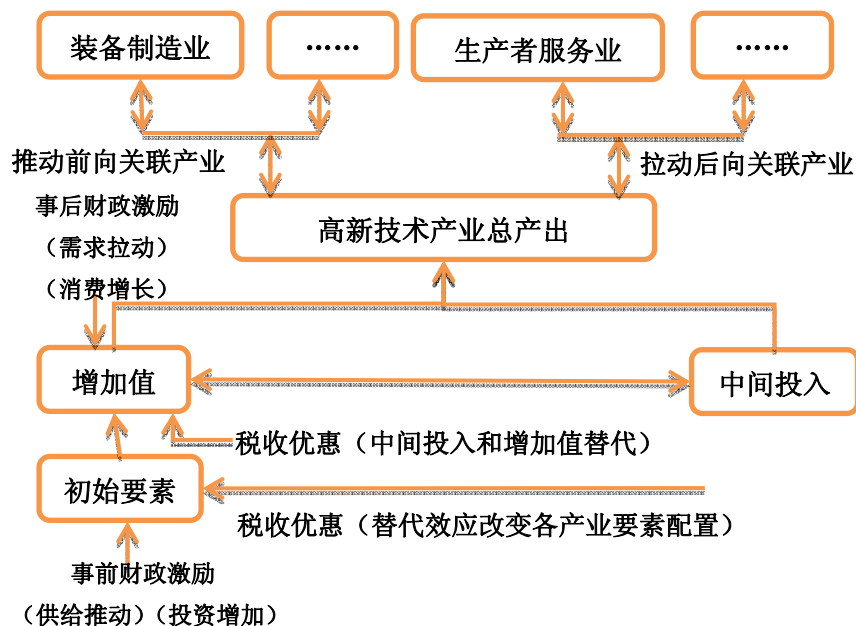


图 1 财税政策作用下的高新技术产业发展与产业结构调整

(二) 财政政策对收入结构的影响机理与传导机制

以按经济性质分类，财政支出可以分为购买性支出和转移性支出。购买性支出由于政府以商品和劳务的购买者身份出现在市场上，与微观主体进行等价交换，因此对社会生产和就业有直接影响，对收入分配只有间接影响，而转移性支出是政府将资金直接转移到领受者手中，不存在任何交换活动，因此对收入分配有直接影响，对社会生产和就业的影响是间接的。不同类型的转移性支出对调节收入差距的作用力度也是不一样的。各类社会保险支出是体现个人收入自我平衡的特点，而财政对社会保险的“保底”支出提高了领受人的收入水平。社会救济支出是典型的使低收入受益的支出，而兴建公共福利设施、开展社会服务以及举办各种福利事业支出，增进每一个社会成员利益，也使低收入者的实际收入增加。财政补贴支出中对每一个社会成员的现金补贴，类似福利支出会使低收入者的收入效应更大，对低收入者的补贴支出可以使其增加收入或减少生活支出，而其他补贴支出对收入分配的影响具有不确定性，如财政对粮食生产的直接补贴可以直接增加领受人的收入，进而间接提高农民收入水平，但可能造成农村自身收入水平差距的扩大。教育和医疗保健支出虽然属于购买性支出，但是财政对教育和医疗保健支出是针对起点公平情况而言的，为最终实现结果公平创造条件，是影响收入差距的重要因素。农产品的生产有特殊性，对农业进行扶持和保护是各国政府所普遍采取的政策，特别我国由于存在较大的城乡差距，财政支农支出又体现了解决城乡之间差距的作用，这样财政支农支出对解决全社会公平能起到重要作用。

行政、国防和投资支出作为购买性支出对收入分配只有间接影响，但不同的购买性支出对收入分配的影响也是不同的，首先从政府采购角度看，政府可以将

所采购商品用于公共产品提供，但在政府采购时，为政府采购进行生产经营的企业和部门其员工的收入就有间接增加的可能性。其次来看政府投资支出，由于政府投资有一定的目的性，对所投资的行业、地区有一定选择，能够接受政府投资的行业和地区的有关人员其收入水平也有可能间接提高。

第三提高政府公务员工资和其他“吃财政饭”的人员工资，直接增加了这部分人的收入。以上三种情况导致有关人员收入水平的提高对全社会收入差距的影响，可以简单分析其原来的收入水平情况，如果这些人原来收入水平比较低，那么提高他们的收入水平有利于社会公平程度的提高，反之则会降低社会公平程度，因此这三种情况，由于受益人的收入水平的不确定性，评价其对收入差距的调节作用可能存在不确定性。

（三）财政政策对投资结构的影响机理与传导机制

财政政策对投资结构的调节是通过产业政策、区域政策和价格政策来实现的。通过对不同产业、不同地区采取不同的税率政策、财政补贴政策及其他的鼓励投资的优惠政策，增强这些产业和区域的投资吸引力。财政政策作为政府实现经济目标，实现资源优化配置的重要工具，在优化投资结构中发挥着重要的作用。政府财政政策，很大程度的反映了政府的偏好。在政府政策配置资源的条件下，资源的流向更能体现政府意图，按照政府的偏好直接和自觉地配置资源，以弥补市场调节的缺陷，避免社会资源的浪费，实现社会资源的最优配置和最优利用。因此政府可以通过政策调整投资结构来引导资源配置，进一步塑造合理化、高度化的产业结构以及协调发展的地区结构。在我国经济增长必须向结构调整要效益的发展阶段，必须重点搞好资源的配置，通过政府引导资源配置，进而引导经济结构的调整，实现经济的持续、快速、稳定的增长。

（1）财政政策对社会投资结构调节的影响。所谓社会投资结构的财政政策是国家通过调整财政分配变量，改变不同经济成分的发展能力和发展动力，促使社会投资结构合理化的财政政策。政府可以根据对客观经济规律的认识，以及对现有社会投资结构的判断，利用财政政策，对一些投资成分的发展能力和发展动力进行干预，以期形成一个合理的社会投资结构。在市场经济条件下，公平竞争是不同投资之间关系的主流，政府应主要采用“中性”财政政策，奉行国民待遇原则，为各类投资提供大体相同的财政环境。当社会投资结构不合理的时候，财政政策直接通过改变财政分配变量，改变财政投资支出的去向，直接体现政府的调节意志，将不合理的社会投资结构矫正过来，直接帮助政策目标的实现。

（2）政府预算对产业投资结构的影响。财政预算作为一种控制财政收支及其差额的机制，在各种财政政策手段中居于核心地位，它能系统地反映政府财政政策的意图和目标。对于产业投资结构调整而言，透过对政府预算支出结构的调整，

可以调节国内经济中的各种比例关系和经济结构。因为政府预算支出增加对整个部门资金的供应,就能促进该部门的发展,而减少对某个部门资金的供应,就能限制该部门的发展,因此,调整政府预算支出结构就能起到调节各种比例关系和调节投资结构的作用,而且这种调节具有直接、迅速的特点。

(3) 政府募集债务对投资结构的影响。政府债务是国家按照有偿的信用原则筹集财政资金的一种形式,用时也是实现宏观调控和财政政策的重要手段。企业投资和银行投资更加注重投资项目的微观效益和偿还能力,这往往和宏观经济目标发生矛盾,而国家通过信用形式筹集的资金可以投资到那些微观经济效益不高,但社会效益和宏观经济效益较高的项目上。如:用于农业、能源、交通和原材料等国民经济的基础产业和薄弱部门的发展,这就能够调节投资结构,促进国民经济结构的合理化。

(4) 政府直接投资对投资结构的影响。政府投资是指财政用于资本项目的建设支出,最终形成各种类型的固定资产。它是进行国家重点建设和其他大中型项目的主要资金来源,也是形成国有资产的主要物质基础。政府投资是影响投资结构的决定性因素,由于政府投资数量大,作用力强,具有远远大于企业和个人投资的乘数效应,他的投入能大大提高全社会的累积水平,促进整个国民经济结构的合理调整,但是如果投资规模较大,超过国家财力和物力的可能,则会造成积累和消费比例的失调,社会投资总供给与社会投资总需求的严重失衡,因此,保证政府投资的适当比例对于投资结构调整具有重要意义

(5) 税收对私人投资的影响。税收从两个方面来影响企业的投资决策:一是对资本的边际收入征税,可能使投资的边际收入下降,抑制了投资行为;二是允许某些资本成本项目进行扣除,产生“节税”,降低资本成本,鼓励了投资行为。因此,在其它条件不变的情况下,任何旨在提高资本成本的税收措施,将抑制投资的增长;而任何旨在使资本成本下降的优惠措施,将刺激投资意愿。

三、对我国当前财政政策对经济结构调整产生“锁定”效应的分析

(一) 当前财政政策和经济结构调整目标之间的矛盾和冲突

1. 财政政策对经济结构影响的传导机制

当前,我国财政政策实质上面临两个基本目标:一是熨平短期经济波动,二是维持经济中长期增长。针对熨平短期经济波动的政策目标来看,主要采用的政策工具是使用稳增长、保增长的投资刺激计划来进行反周期经济刺激计划操作。针对维持经济中长期增长的政策目标来看,主要采用的政策工具是通过采用有效的产业政策和财政政策,来促进经济结构优化调整的,从而实现政策目标。在外部频发经济和金融危机的国际环境背景下,中国的外向型经济格局遭受了历次外部经济与金融危机的冲击,导致外部经济增长动力的缺失和经济增速的下滑。中国政府为了应对这些来源于外部的经济与金融危机冲击的负向影响,通过采用各

种政府投资计划的经济刺激政策工具，来试图进行反周期操作熨平经济的短期波动与遏制下降。然而，中央政府的投资刺激计划在各级地方政府所具有的内生性的投资冲动的放大效应下，对经济结构的调整优化产生了三个方面的负向作用：一是一定程度上导致了产业结构优化升级能力的内生动力的缺失；二是导致了地区和城乡间收入差距的扩大以及收入分配结构一定程度上的恶化；三是加剧了某些产业投资和产能的过剩化和泡沫化，导致了投资结构一定程度的“僵化”效应的产生和投资的扭曲性低效率。而财政政策对经济结构这三个方面的负向作用，很大程度上会造成经济结构优化调整动力的缺失和优化调整能力的“锁定”效应。

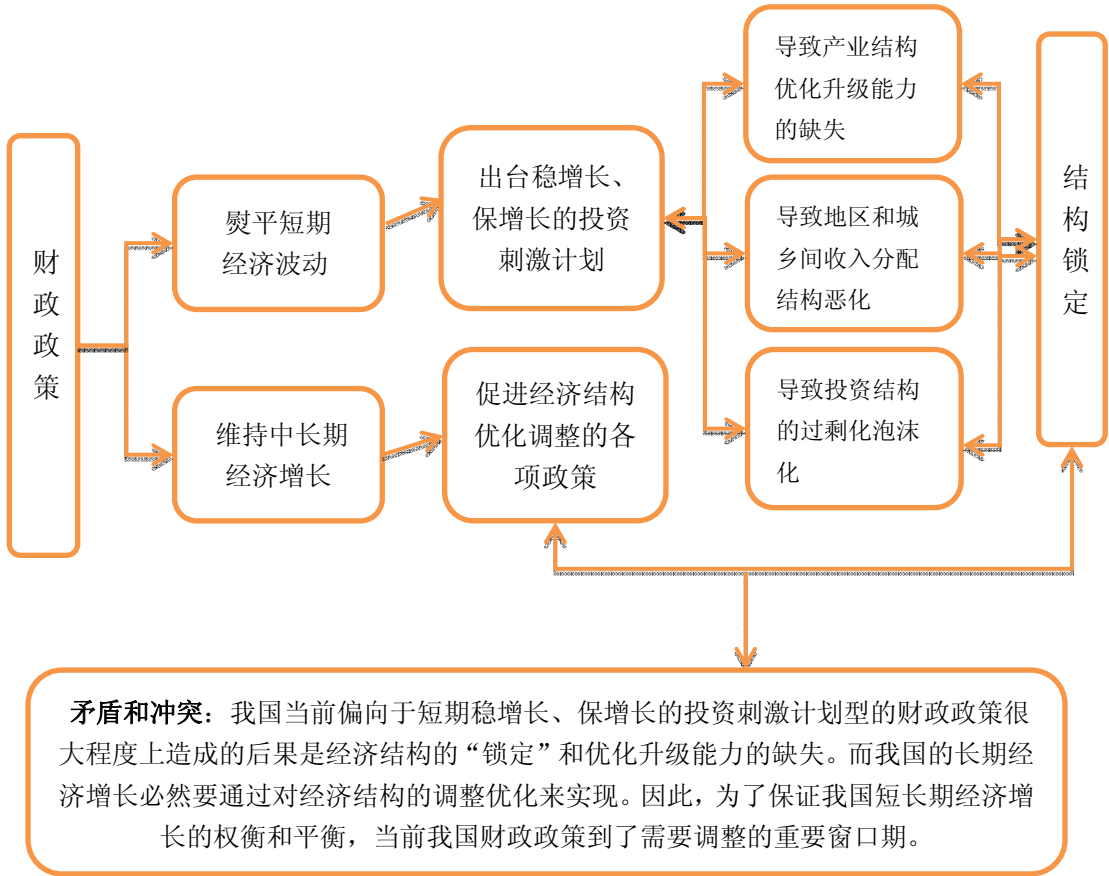


图 2 当前我国财政政策和促进经济结构调整目标之间存在的矛盾和冲突

2. 所造成的矛盾和冲突

当前我国中央和地方政府偏向于短期稳增长、保增长的投资刺激计划型的财政政策，很大程度上造成的后果是经济结构“锁定”效应的发生和优化升级能力的缺失。而我国的长期经济增长必然要通过对经济结构的调整优化来实现。因此，我国当前的财政政策的政策工具和实施目标，必然会导致政策的两大基本目标——熨平短期经济波动和维持经济中长期增长之间，产生根本性的冲突和矛盾。这种根本性的冲突和矛盾在现行的财政政策制度体系、地方政府和中央政府财税分权体制、地方政府和中央政府经济发展目标存在内在冲突的政治体系以及实施手段单一的格局下，难以得到解决，并且存在“固化”的可能。因此，为了保证在

稳增长前提下来促进经济结构调整的重要目标，兼顾我国短期与中长期经济增长的平衡，这就意味着我国财政政策已经到了需要进行调整的重要窗口期。

（二）当前财政政策对经济结构造成“锁定”效应的三个方面表现

1. 我国当前实施的财政政策并没有发挥促进产业结构结构调整优化的作用

我国的积极财政政策为什么没有促进产业结构的调整和优化？关键是，我国积极的财政政策是以短期刺激性投资计划手段为核心的。从大的分类看，各个产业都是竞争性的产业，从公共财政的要求看，财政手段不应该直接介入生产、搞建设，这决定了不能通过政府资金对某一产业的加大投资以直接改变投资结构影响产业结构的调整。而我国1998年以来以国债为核心的积极财政政策，在政府资金的运用上，主要是将投资资金投入大型基础设施建设上，基本是一种单向投入。它符合公共财政建设的性质，却没有发挥影响产业结构调整的作用。其它财政手段的运用也基本上是为保持经济增长速度的短期不下滑为目的，没有将财政政策的各种具体实施手段与产业结构的调整联系起来。这说明，我国积极财政政策是与产业结构调整相脱节的。显然，产业结构的成功转变、升级或优化是我国经济发展的基本要求，也是实行包括财政政策在内的宏观经济政策所应该考虑的基本问题，否则，财政政策的目标的实现就必然打折扣。

毫无疑问，我国自1998年以后，有效需求不足成为这一时期经济运行的主要矛盾。这是我国实施以国债为核心的积极财政政策的实践依据。然而，突出的问题是，经济运行是多种因素集合的复杂过程，有效需求不足的成因是什么？突出表现的内需不足背后还有没有与这一现象不一致的问题？我们认为，从我国经济发展水平的现实看，我国这一时期出现的内需不足是低水平上的内需不足：一是它是以我国产业结构低度化为基础的。从产业素质看，新兴技术特别是信息技术还没有在各产业部门得到广泛运用，各产业劳动者的素质和管理水平相对落后。从结构发展看，劳动密集型产业还占较大优势，在加工贸易型工业中，一方面，制造中间产品和最终产品以及精加工产品的产业比重还不高，不能满足具有消费能力的消费需求；另一方面，由于国际制造业的转移，在一般加工贸易产品的生产中，需要通过大量引进国际先进设备和技术来提高加工贸易类型的制造能力，导致我国生产装备产业失去国内市场需求支撑。从产业组织看，分散、小规模竞争还是普遍现象，大中小型企业的联系还不很密切，从产业与国际市场的联系看，各产业的开放度还不高，产业结构主要还是在寻求封闭式的自我均衡发展，国内生产能力过剩的产业无法通过国际市场释放其能量。二是它是在我国居民收入水平总体上升而收入差距有所扩大中形成的。从我国城乡居民收入看，总体上是上升的，我国基本实现了小康水平，但是，1990年至2011年间收入差距则呈扩大趋势。

以拉动内需为目的的积极财政政策之所以没有达到目的,重要的方面是我们没有把握住内需不足与产业结构不合理的关联,没有注意到内需不足背后的问题:它既有在产品结构上需求不足和供给过剩并存的问题,更有更高层次的产业结构不合理的因素,它既有因我国某些低效率产业和传统技术产业的压缩而挤出一部分过剩劳动力,又有优势产业增长缓慢,劣势产业退出艰难而导致相当部分的居民陷入收入增长缓慢甚至下降的窘境。简言之,在我国现阶段,拉动内需的财政政策之所以乏力,是财政政策与产业结构调整相脱节的结果。改变二者脱节的问题,才能提高政策实施的效果,从根本上改变内需不足的局面。

2. 以稳短期增长为偏向的财政政策加大了某些产业的产能过剩,催大了某些产业泡沫,一定程度上削弱了经济结构调整优化的内生动力

出于应对经济波动以及外部环境变化对我国经济造成负向冲击的目的,我国政府长期偏好于采用短期大规模的投资项目来应对经济波动以及外部冲击,实现经济稳增长、保增长的短期目标。中央政府出台的保增长、稳增长的大规模投资项目,在我国各级地方政府所具有的投资冲动的放大之下,会在那些短期能够创造更多GDP且需要大量固定资产投资的产业部门特别是重化工业部门中形成巨大的产能,进而造成产能过剩。我国各级地方政府出于相对独立的经济利益和经济地位使得他们迫于行政压力、辖区竞争和政绩考核,具有强烈的动机干预企业投资和利用各种优惠政策招商引资,进而增加财政收入、缓解就业压力以显示其政绩。地方政府对企业的不当干预首先表现在生产要素的价格扭曲导致了一些行业过度配置资源。由于地方政府手里掌握着重要的土地生产要素,为了吸引投资,地方政府在实际的管理过程中常以低于市场价格甚至零地价将土地提供给生产企业,变相地向企业提供投资补贴;企业则可以进一步以低价获得的土地作抵押从银行获得投资所需资金或者通过政府很容易地获得投资所需的金融资源,降低自有资金的比例;地方政府为了吸引投资,以牺牲环境为代价,纵容高污染高能耗的企业进行投资和产品生产,甚至提供各种税收优惠、压低电价等来鼓励企业投资,极大地降低了企业的投资成本,扭曲了企业的投资行为,导致了企业的过度产能投资行为,进而导致部分行业的产能过剩。

2008年的全球金融危机使得我国经济遭受剧烈的外部冲击,2008年第四季度的实际经济增长率为6.8%,钢铁、有色金属、水泥等行业更是陷入了严重困境。我国政府为缓解经济危机带来的困难,出台了“4万亿”投资计划、十大产业振兴规划和宽松的货币政策等刺激政策。这给钢铁、建材等行业带来了巨大的市场需求,也因此带动了这些高耗能、高排放行业的盲目投资,使得原本由于重复建设引发的产能过剩问题更加突出。进入21世纪以来,中国一些资本密集型的重化工业领域出现了一定程度的重复建设和产能过剩问题,因此,治理重复建设、抑

制产能过剩成为政府部门进行经济结构调整工作的重中之重任务。对我国1999-2010年重工业和轻工业28个行业的产能利用率进行测算，可发现造纸及纸制品业、石油化工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业这七个产能过剩行业，并且大部分属于重工业领域的结论。从产能利用率的计算结果还可以看出，大部分行业产能利用率的变化呈现出与经济周期波动的一致性；一些对外依存度较高的劳动密集型和技术密集型行业的产能利用率偏高。针对七个产能过剩行业，固定资产投资是产能过剩形成的直接原因。

我国政府出台的保增长、稳增长的大规模投资项目的经济刺激措施，是直接或间接导致了石油、铁矿石等产品泡沫以及房地产行业泡沫再次膨胀的重要原因。当2009年全球经济危机爆发时，大宗商品价格泡沫即将破灭，但是中国政府推出了4万亿元的经济刺激方案，大兴土木，硬生生地把大宗商品将要破灭的泡沫吹得更大。根据《国际混凝土评论》的数据，中国的人均混凝土消费量/人均国民生产总值是全世界最大的，远远地把其他国家甩在身后。这也就是为什么房地产的泡沫已经到了不在调控中循序渐进的破灭就必将突然爆破的地步。2010年，中国建筑业产值的GDP(国内生产总值)占比是20%，固定资产投资GDP占比是50%，国内消费GDP占比却只有34.94%。所不同的是，2010年欧美的债务情况远远好过现在，所以中国的出口需求还可以弥补国内消费的不足。目前欧美的债务问题已全面爆发和蔓延，中国的出口需求已经严重萎缩，以前那种压抑内需，高投资高泡沫的经济增长模式已经无以为继。

3. 现阶段的财政政策加大了城乡和地区间收入分配差距的扩大

我国财政政策对经济增长和收入分配的影响机制是时变的，而且，财政政策的经济增长和收入分配效应的区制转换，与不同财政政策下的政府支出结构的变化紧密相关。具体来看，在1994年1季度至1997年2季度、2001年2季度至2003年2季度以及2005年4季度至2011年4季度期间，我国财政支出在刺激经济增长的同时，短期内有利于缩小居民收入差距，改善了收入分配状况，但长期来看，仍存在扩大收入差距趋势；在1997年3季度至2001年1季度以及2003年3季度至2005年3季度这两段时期里，我国财政支出对经济增长的拉动作用更为显著，但是也较大幅度地扩大了收入分配差距。与此同时，我们还发现，我国财政支出结构的变化有助于解释财政政策对经济增长和收入分配影响机制的变换。当财政支出中社会性支出的增速高于经济性支出的增速时，在保证经济增速的同时，我国财政支出抑制了居民收入分配差距的过分扩大，并且，这种效应多见于紧缩性或稳健性财政政策时期。相反，当财政支出中经济性支出的相对增速更快时，尽管此时财政支出对宏观经济的刺激作用更为显著，居民收入分配状况却明显恶化，并且，这种效

应在扩张性财政政策时期更为多见。总体来看，长期来看财政支出的增加都会导致收入差距的扩大，“鱼与熊掌兼得”的局面很难达到。

（三）产业结构、收入结构和投资结构三者的“嵌套”关系，加剧了财政政策对经济结构的“锁定”效应，加大了解决问题的复杂性

从一国经济结构中不同组成部分的相互作用来看，产业结构、收入结构和投资结构三者之间存在着“嵌套”关系。这种“嵌套”关系表现在：收入结构决定着需求结构，而需求结构又决定着产业结构，产业结构相应地又决定着投资结构，而投资结构反过来又会影响收入结构。事实上，现阶段我国不断扩大的城乡和地区间的收入差距和初次以及再次分配结构的不合理，是导致需求结构不合理、产业结构低端化以及投资结构扭曲化的根本原因。而投资结构的扭曲化又导致了劳动者在国民收入分配格局中的收入份额过低。并且在出口导向战略的发展格局下，出口进一步扭曲了投资结构，而又进一步加剧了劳动者在国民收入分配格局中收入份额过低的现象。这些相互连锁反应且相互循环影响的内在机制，一方面，强化了财政政策对经济结构各方面的“锁定”效应；另一方面，加剧了我国对财政政策进行调整的难度和复杂性。

（四）抓紧利用危机来调整结构的战略机遇期

市场经济有自身的规律，适当的政府干预可以补充市场调节的不足，但过多的政府干预会破坏市场功能，带来经济质量的下降，延缓产业升级和结构转型。因此，我们应该准确把握政府调节与市场调节的力度，政府不要过多地替代市场功能。当前，应利用外部危机，淘汰国内落后产能和缺乏竞争力的企业，提高增长的质量和效能，降低能耗，减少资金投入，提高资金的使用效率，甚至把这些作为考核指标。一个没有经历过经济周期调整的市场，其产业结构必然是逆向调整。2009年以来，我国存在着局部产业结构逆向调节，当前不应继续重复过去的教训。任何政策都不可能让所有企业都生存，一定数量的微观企业倒闭是正常现象。如果宏观政策试图让所有企业生存，这样的正常很可能会危害企业乃至消费者。因此，政府决策者决不能仅凭听到部分地区和部分企业的反映，而去对宏观政策做出重大调整。如果一遇到危机和困难，就大上投资项目，甚至要把经济增速维持在8%甚至9%以上的水平，转变发展方式和调整结构就会成为空话。而且，在过去的历次宏观调控中，每次都只调节中资企业，很少调节外资和外企，最终导致在竞争中大企业和外资企业获利，而对中小企业不利。当政策着眼于中小企业时，却带来信贷和投资的过度扩张。因此，在总量调控和结构调整中，要首先增加对中小微企业的扶持。此外，发达地区经济过去长期高增长，未来发展必然面临率先转变发展方式和结构调整的挑战。面对挑战，发达地区要主动出击，而不是继续寻求投资和信贷扩张支持。

四、稳增长前提下促进经济结构调整的财政政策改革方向

第一，从单一保持总量增长的财政政策向支持结构调整的政策转变。实践证明，若是财政政策只是想试图通过短期内即能阻止经济增长速度下滑，实现经济总量增长来拉动内需的目标，简单和直接的办法就是将财政资金投向基础设施的建设上，并且通过提高税收水平以及加大土地收入，来使财政投资于基础设施建设的规模拉大，大力度投资，阻止经济增幅下滑是能很快见效的。然而一方面经济总量的增幅不完全由对内投资规模所决定，若其它因素反面影响力加大时，再加大政府投资规模必然因为受财政收入的限制而难以实现；另一方面，已连续多年主要靠政府投资来刺激经济增长的空间也是有限的，继续增发政府债务会因为还本付息能力的下降，而加大政府投资风险，减弱投资拉动经济增长的效应，最终会因为经济不能保持持续的快速增长而使拉动内需的目标难以实现。因此，尽管我国目前内需依然不旺，但以保持经济增速为途径的财政政策应当做出调整。从我国目前经济发展的客观态势出发，财政政策的实施在重视经济增长速度的同时，应当重点支持产业结构的调整，用各项财政政策引导产业结构向适应国内外市场发展的方向调整，这不仅能为较长时期的经济快速增长打下合理的结构性基础，也能够从合理的产品结构的供给主导方面影响需求，影响内需的变动。支持结构调整的财政政策最引人注目的是国债的使用问题。国债的使用应把注意力放在能够带动结构调整的关键项目上，放在促进技术创新、加快结构调整的领域中，而不要只关注短期的产出增长。

第二，转移财政投资或财政支出的重点，从基础建设施建设向产业结构升级优化转移。为消除或减轻产业优化升级的产权制度障碍支付成本。我国国有资产总量仍然很大，国有资产涉及国民经济中的战略和核心产业和行业，经过多年改革，国有企业尽管数量和涉及的产业面有所缩小，但仍存在国有资产占据战略和核心产业进而影响产业结构优化升级的问题。如前所述，为产业结构优化升级必须坚定不移地对不合理的产权制度进行。从投资倾斜于国有企业以及基建产业转向投资支持有发展前途中小微企业。这是因为，中小微企业在我国产业结构的转换中将会发挥重要作用。一是新兴高新技术产业是我国产业升级优化的方向，这一产业因资本有机构成高，劳动生产率高，企业员工相对少，多为中小微企业在运作。为支持高新技术发展，财政应当通过相应手段扶植这类中小微企业发展；二是我国生产力发展的多层次性和产业结构不合理较大程度表现在相当多的中小微企业技术落后、管理落后。通过财政资金的加大投入来支持中小微企业的技术进步，有利于通过科技进步促进产业结构的升级换代；三是在我国经济建设的新阶段，能够大量吸纳劳动力的是不断发展起来的中小微企业，通过财政资金投

向的变化带动金融信贷资金流向中小微企业，支持中小微企业的发展，这不仅可以降低失业率，而且可以在提高居民收入水平的同时提高劳动者的技术素质，有利于产业结构的升级优化。采取区别对待的财政调控政策，加大对升级产业中优势企业的支持力度。如加大减税让利幅度，采取适当的税收支出形式，视情况予以一定的财政补贴等。配合产业政策，扩大技术公共产品供给，促进技术扩散。由于现代科学技术出现了科学与技术的混合现象，产业技术开发向技术前端甚至基础科学部分延伸，技术公共产品的供给水平直接影响到技术的扩散速度，影响到产业结构的优化升级。财政投资将扩大技术公共产品的供给作为重要方面，可以推动技术公共产品的各产业共享机制的形成，促进技术扩散，提升产业结构。

第三，减弱财政政策过强的行政性特征，增大经过市场发挥作用的市场性特征。财政政策实施主体是政府，不可避免的倾向使用行政性强的财政手段以显示政绩。财政政策最重要手段。税收、财政支出及国债本身虽带有较强的行政性特征，但是如果将他们以市场运作的方式来运用，必然有利于通过市场的需求结构推进产业结构的调整。为此，要加强财政投融资的改革，将财政融资的良好信誉和金融投资的高效运作有机结合，用以促进产业结构的升级换代。不能靠单一的税收增长和土地收入来维持财政支出，要创新多种财政金融工具，将包括社会保障基金、债务资金在内财政资金由国家政策性银行结合市场机制运作，以此保证财政资金的使用符合市场的需求结构，推动产业结构的升级优化，提高财政资金的使用效果。

第四，财政支出与财政收入的具体手段，可不拘泥于“扩张”或“收缩”的政策性质，可以服从产业结构调整的需要进行不同的扩张或收缩的组合。当前，在总体上实施积极财政政策的前提下，可以将适度扩张的财政支出与相对从紧的财政收入相结合。如适度推行结构性税收减免，减少对基础设施资金的投入，不仅可以相对减少民间的配套资金投入，也减少了政府刺激计划可能产生的“挤出”效应，有利于民间资本按市场需求投资，为调整产品结构和产业结构留下必须的资源和市场发展空间。与此同时，区别不同产业的发展目标积极调整税收政策，优化税制，合理运用减税或增税以及“营改增”的不同税收手段，引导产业结构的调整和资源的合理配置。

结构转型与物价总水平的上涨

摘要：本文利用投入产出数据从经济结构及其变化的角度分析了我国农产品、石油价格与工资上涨作为转型期我国物价总水平上涨中的这一突出现象。指出了产生这一现象的主要原因在于我国高度依赖出口与制造业扩张的经济结构，对这些产品价格与工资上涨对物价总水平的影响进行了分析与测度，并分析了影响程度发生阶段性变化的原因，最后根据分析结果提出了缓解物价上涨的政策建议。

农产品、资源产品价格与工资的上涨是我国经济转型期的一个突出现象。从长期看，这一现象与我国经济转型时期经济结构变化具有密切联系，由此也塑造了我国物价上涨现阶段的结构性的特点。农产品与资源品价格的上涨很大程度上受国际因素的影响，而具有输入性物价上涨的特点，但是在这一外部因素之外，我们关心的是农产品与资源品价格的上涨与我国转型期经济结构变化有什么样的联系。工资成本的持续上升又将对价格结构产生什么样的冲击。本文中，我们将基于投入产出数据，以资源产品中的石油为代表，分析农产品、石油价格与工资上涨的结构性的影响，以及在这种长期趋势的背景下是否能够有针对性的措施以缓解价格长期结构上涨的压力。

一、工业扩展与出口拉动下的农产品与石油价格上涨

考察 90 年代以来我国经济周期变化，可以看到随着经济的衰退，价格涨幅也随之回落，表现出明显的周期性特征。同时，在总体物价变化的背后，可以看出农产品与石油价格往往成为推高价格的主要因素。在我国经济长期快速增长的大背景下，不断考验着农产品与资源产品脆弱的供给能力。

农业增长率普遍低于其它产业的增长率是经济发展与结构转变过程中的一个普遍现象，农业增加值在 GDP 中的份额也呈逐步降低的趋势。2000 年以来我国农业总产值的增长率基本不超过 6%，很多年份不到 5%。这也符合了需求结构中农产品需求份额不断下降的变化趋势。但是，在快速工业化的过程中，如果农业的供给能力比较薄弱，就往往会出现农产品价格在转型过程中长期性的上涨趋势。因此，我国的农产品价格上涨究竟是否属于这种农业生产落后于工业化进程，而具有长期性质呢？

从投入产出表的数据看，一个突出的现象是无论是农产品还是石油，中间使用的份额不断攀升。考虑到农产品可能经过食品加工而被最终使用，而原油也主要经过加工成成品油被最终使用。为此，在投入产出数据中我们需要对其中用于

食品加工与石油加工的量进一步按食品加工与石油加工部门中间使用与最终使用的比例进行分摊。由此大致得出农产品与石油在工业生产与最终消费之间的使用比例。结果表明从 1997 年至 2007 的十年中，中间使用比例逐步提升，相反最终使用比例逐步下降。由此可以判断工业需求的扩张是造成对农产品与石油需求攀升的主要原因。

表 1、 农产品与石油的中间使用与最终使用份额 单位：%

	中间使用比例	重新分摊后比例	最终使用比例	重新分摊后的比例
2007				
农业	0.707	0.553	0.293	0.447
石油和天然气	0.984	0.935	0.016	0.065
2002				
农业	0.572	0.474	0.428	0.526
石油和天然气	0.958	0.913	0.042	0.087
1997				
农业	0.531	0.383	0.469	0.617
石油和天然气	0.903	0.844	0.097	0.156

注：中间使用与最终使用中包含了进口。

进一步，我们可以计算农产品与石油的所有产出最终用于国内最终消费、资本品与出口之间的比例状况。从计算结果可以看出农产品最终用于消费的比重是逐年降低的，用于出口的比重是上升的，而用于资本形成的比重变化较大。石油的最终用途也表现出类似的特点，消费比重略有下降，而出口相应上升，但不如农产品变化更为显著。因此，综合起来可以看出我国农产品与石油产品的需求上升与出口需求密切相关。

表 2、农产品与石油对不同最终需求的依赖程度

单位：万元

	消费拉动的产出	比重	资本形成拉动的产出	比重	出口拉动的产出	比重
2007						
农业	330459244	0.654	62789123	0.124	111751047	0.221
石油和天然气	69997857	0.314	76574999	0.343	76614429	0.343
2002						
农业	206309554	0.702	51065674	0.174	36383370	0.124
石油和天然气	20621080	0.374	19555792	0.355	14978346	0.272
1997						
农业	205834009	0.811	19348863	0.076	28624177	0.113
石油和天然气	10445286	0.365	9828048	0.344	8304932	0.291

注：计算中未扣除中间需求与最终需求中的进口。

另外，利用中日两国最新编制公布的《2007 年中日国际投入产出表》的数据，

可以对上述结果作一个比较。利用该表数据，剔除中间使用中进口品及库存变化的情况下，计算得到重新分摊后的中国农业的中间使用份额为 51.9%，原油为 96.2%，而日本的农业中间使用份额为 41.4%，原油为 89%。日本的中间使用份额明显小于中国的份额，其中农业的份额甚至要低 10 个百分点以上。同时，计算农产品与石油对不同最终需求的依赖程度，用该数据计算的有关中国结果是，农业产出中最终用于消费所占的份额为 61.3%，出口为 17.2%，而日本分别为 86.3% 和 3.9%。石油用于消费和出口的份额中国分别为 34.5% 和 35.4%，而日本分别为 62.9% 和 31.8%。此外，这两类产品用于资本形成的比例中国也远高于日本。

改革开放以来，我国年人均主要农产品产量显著上升。特别是油料、猪牛羊肉、水产品、牛奶，2010 年这四类产品的人均产品量分别为 24.2，45.8，40.2 与 26.7 公斤。与日本相比，日本 2010 年的年人均供给量，肉类的消费是 29.1 公斤，牛奶与乳制品是 86.4 公斤，鸡蛋是 16.6 公斤，鱼类是 29.6 公斤，油脂是 13.5 公斤。除牛奶消费我国偏低之外，我国的人均农产品产量并不低。但是，从《2007 年中日国际投入产出表》数据成品油最终使用中居民消费支出的绝对价值量上看，日本为 458.9 亿美元，而中国为 89.85 亿美元。即使考虑到两国成品油价格的不同，中国的最终消费量也明显低于日本。

综合以上表明，总体上看目前的农产品价格上涨主要原因不在于工业化过程中农业供给能力的滞后，而在于需求的过度。我国农产品与石油价格的攀升在需求面上受工业需求的扩展，以及出口需求的拉动的重要影响。高度依赖出口与制造业扩张的经济结构带来了农产品与石油的过度需求。农产品所面临的消费需求总体上压力不大，但结构上可能面临一些矛盾。因此，从未来发展趋势看，农产品的价格上涨压力随着结构调整的推进，以及供给能力建设可能会逐步缓和，相反，石油需求除了工业需求之外，随着汽车普及，终端消费的增加可能带来石油需求的进一步上升，并在未来长期面临更严峻的价格上涨的压力。

二、农产品、石油价格与工资上涨的影响

农产品、石油价格与工资的上涨作为我国结构转型期的突出特点，对整个物价形势与价格结构，以及不同行业的成本带来重要影响。我们利用 1992 年、1997 年、2002 年和 2007 年的投入产出表数据和投入产出价格影响模型分析测算农产品、原油和工资价格上涨对各部门成本和总体价格水平的影响，并对结构转型中价格影响的变化特点进行分析。

（一）价格影响的测算方法：扩展的投入产出价格影响模型

从影响机制的传导过程来看，原材料等价格上涨往往和工资上涨有着密切的联系。例如，农产品价格上涨引起居民消费价格水平的上涨，也即生活成本的

上涨,从而引起工资水平的上涨,工资水平的上涨会进一步引起生产成本的上升,进而导致价格水平的进一步上涨。一般的投入产出价格影响模型无法体现农产品价格上涨和工资上涨的联动机制。为了反映这一机制对农产品和原油价格上涨的影响,我们在一般模型的基础上,将居民作为一个部门扩展到投入产出矩阵中,构建局部闭的投入产出价格影响模型,可以称之为扩展的投入产出价格影响模型。Fateme Bazzazan & Peter W. J. Batey (2003) 曾建立类似的模型。而我们所建立的模型的特点在于允许工资上涨幅度与居民生活成本上涨幅度不同。

整个国民经济共有 n 各生产部门,假设后 k 个部门的价格由于某种原因发生变动, $\Delta P^2 = (\Delta p_{n-k+1}, \Delta p_{n-k+2}, \dots, \Delta p_n)^T$, 分析后 k 个部门价格变动对前 $n-k$ 个部门价格产生的影响,即价格发生初始变化的部门对其余部门的价格影响。则基本的投入产出价格影响模型为

$$\Delta P^1 = (I - A^{11T})^{-1} A^{21T} \Delta P^2 \quad (2)$$

这里, $\Delta P^1 = (\Delta p_1, \Delta p_2, \dots, \Delta p_{n-k})^T$, 表示受影响的前 $n-k$ 个部门的价格变化程度, A 为直接消耗系数矩阵, 并且

$$A = \begin{bmatrix} A^{11} & A^{12} \\ A^{21} & A^{22} \end{bmatrix} = \left[\begin{array}{ccc|ccc} a_{11} & \cdots & a_{1,n-k} & | & a_{1,n-k+1} & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & | & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{n-k,1} & \cdots & a_{n-k,n-k} & | & a_{n-k,n-k+1} & \cdots & a_{n-k,n} \\ - & - & - & - & - & - & - \\ a_{n-k+1,1} & \cdots & a_{n-k+1,n-k} & | & a_{n-k+1,n-k+1} & \cdots & a_{n-k+1,n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & | & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{n1} & \cdots & a_{n,n-k} & | & a_{n,n-k+1} & \cdots & a_{nn} \end{array} \right]$$

基础的投入产出价格影响模型没有考虑居民部门。但是很多情况下,某种产品价格的上涨导致居民的生活成本提高,会引起劳动者工资水平的提高,从而进一步引起各部门生产成本的提高,造成价格水平的进一步上涨。最典型的的就是农产品,农产品引起的物价上涨往往最终会引起工资水平的相应提高。为了体现这一点,我们建立扩展的投入产出价格影响模型,即局部闭的投入产出价格影响模型。其思想是将居民作为一个部门扩展到投入产出矩阵中,居民部门的行是劳动者的收入(包括劳动者报酬等),居民部门的列为居民的消费向量,部门总数变为 $n+1$, 由此得到扩展的直接消耗系数矩阵 A^* :

$$A^* = \begin{bmatrix} A^{*11} & A^{*12} \\ A^{*21} & A^{*22} \end{bmatrix} = \left[\begin{array}{ccc|ccc} a_{11} & \cdots & a_{1,n-k+1} & | & a_{1,n-k+2} & \cdots & a_{1n+1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & | & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{n-k+1,1} & \cdots & a_{n-k+1,n-k+1} & | & a_{n-k+1,n-k+2} & \cdots & a_{n-k+1,n+1} \\ - & - & - & - & - & - & - \\ a_{n-k+2,1} & \cdots & a_{n-k+2,n-k+1} & | & a_{n-k+1,n-k+2} & \cdots & a_{n-k+1,n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & | & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{n+1,1} & \cdots & a_{n+1,n-k+1} & | & a_{n+1,n-k+2} & \cdots & a_{n+1,n+1} \end{array} \right]$$

此时投入产出价格影响模型为

$$\Delta P^1 = (I - A^{*11T})^{-1} A^{*21T} \Delta P^2$$

Fatemeh Bazzazan & Peter W. J. Batey (2003) 提出了类似的扩展的投入产出价格影响模型。但这个模型假设工资上涨幅度与物价水平上涨幅度相同。为了分析工资上涨幅度与物价水平上涨幅度不同的情况,我们提出如下改进的模型(张红霞, 2008):

$$\Delta P^1 = (I - \hat{\alpha} A^{*11T})^{-1} \hat{\alpha} A^{*21T} \Delta P^2$$

这里, $\hat{\alpha} = \text{diag}(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{n+1})$, $\alpha_j \in [0,1]$ 为阻滞因子, 表示第 j 个部门的价格上涨受到的阻滞程度, 不受阻滞则取值为 1, 完全被阻滞取值为 0。例如在本文的分析中, 我们假设工资上涨幅度是物价上涨幅度的 50%, 对应的居民部门阻滞因子取值为 0.5。

(二) 主要结果

分析测算的主要结果表现在以下方面:

1、从 1992 年到 2007 年, 农产品价格变化对价格总水平的影响呈下降趋势, 而原油价格上涨的影响则呈加强趋势, 但是农产品价格变化对总体物价水平的影响仍然远远高于原油价格上涨的影响。同时注意到原油价格对生产资料价格水平的影响急剧攀升, 已经接近农产品的影响幅度。

农产品、原油价格和工资上涨对总体物价水平的影响测算结果见表 3。

表 3、 农产品和原油价格变化对物价水平的影响 单位: %

	农产品		原油	
	CPI	PPI	CPI	PPI
1992	0.5605	0.3632	0.0428	0.0700
1997	0.5777	0.4325	0.0518	0.0868
2002	0.4129	0.3067	0.0560	0.1029
2007	0.3275	0.2348	0.0854	0.1492

注: 表中, 农产品和原油价格变化的影响为价格上涨 1% 带来的价格总水平变化幅度; 假定工资上涨幅度和居民消费价格水平上涨幅度相同

由表 3 可以看出, 农产品价格上涨 10 个百分点带来的居民消费价格水平的上涨幅度从 1992 年的 5.6% 降为 2007 年的 3.2%, 带来的生产资料价格总水平的上涨幅度从 1992 年的 3.6% 降为 2007 年的 2.3%。原油价格上涨 10 个百分点带来的居民消费价格水平的上涨幅度从 1992 年的 0.4% 提高到 2007 年的 0.8%, 带来的生产资料价格总水平的上涨幅度从 1992 年的 0.7% 提高到 2007 年的 1.5%。同时注意到原油价格对生产资料价格水平的影响要高于对居民消费价格水平的影响, 而且到 2007 年对生产资料价格总水平的影响程度急剧攀升, 已经接近农产

品的影响幅度。

以上的分析结果建立在劳动者收入上涨幅度与劳动者生活成本上涨幅度相同的假定基础上。在实际经济中，由于其他因素的影响，二者的变化幅度可能不同。如果存在阻滞作用，使得生活成本的上涨不会完全转化到收入的上涨上，而只有一部分影响，则物价水平受到的农产品等价格上涨的影响低于上述结果。当收入上涨为生活成本上涨幅度的 50%时，结果如表 4。

表 4 存在阻滞作用时农产品和原油价格上涨的影响 单位：%

	农产品		原油	
	CPI	PPI	CPI	PPI
1992	0.5151	0.2439	0.0291	0.0604
1997	0.5018	0.2685	0.0314	0.0700
2002	0.3472	0.1923	0.0394	0.0888
2007	0.2856	0.1647	0.0634	0.1317

注：假定工资上涨幅度为居民消费价格水平上涨幅度的 50%

可以看出，阻滞作用使得农产品和原油带来的价格上涨幅度有所减小。从居民消费价格看，原油带来的价格上涨受阻滞作用的影响高于农产品受到的影响；从原材料价格来看，原油带来的价格上涨受阻滞作用的影响低于农产品带来的价格上涨受到的阻滞作用的影响。

2、农产品价格上涨会对食品工业、住宿餐饮、纺织、木材加工与家具制造、服装等产业带来较大的成本压力。因此，其影响一方面仍然表现在对价格总水平的较大影响上，另一方面会对我国纺织服装等出口重点行业的比较优势产生较大的削弱。原油天然气价格的上涨除直接带来成品油价格的上升外，对交通运输、化学工业也将带来较大的价格冲击。这会带来企业物流与化学类原材料成本的上升。

农产品与原油价格上涨对不同部门的生产成本产生不同的影响。基于 2007 年度投入产出表的计算主要结果见如下表 5。

表 5 农产品、原油价格上涨对各部门生产成本的影响

农产品价格影响		原油价格影响	
食品制造及烟草加工业	0.535	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.626
纺织业	0.349	燃气生产和供应业	0.567
住宿和餐饮业	0.343	化学工业	0.166
纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业	0.295	交通运输及仓储业	0.163
木材加工及家具制造业	0.294	金属矿采选业	0.128
工艺品及其他制造业	0.269	金属冶炼及压延加工业	0.118
公共管理和社会组织	0.244	非金属矿及其他矿采选业	0.118

教育	0.226	非金属矿物制品业	0.108
研究与试验发展业	0.212	卫生、社会保障和社会福利业	0.107
水利、环境和公共设施管理业	0.203	电力、热力的生产和供应业	0.107
文化、体育和娱乐业	0.197	建筑业	0.106
邮政业	0.196	邮政业	0.100
卫生、社会保障和社会福利业	0.193	金属制品业	0.099
造纸印刷及文教体育用品制造业	0.185	电气机械及器材制造业	0.097
化学工业	0.172	农林牧渔业	0.095

结果表明，受农产品价格上涨成本上涨压力最大的是食品工业，每 10%的农产品价格上涨将带来 5.4%的成本上升压力。此外，受农产品价格上涨影响较大产业还包括住宿餐饮、纺织、木材加工与家具制造、服装等，其影响都在 3%左右。石油价格上涨的直接导致石油加工企业成本的上升，除此之外，交通运输行业与化学工业成本上涨达到 1.6%和 1.7%，其他则主要集中在金属矿与非金属矿采选冶炼行业，也受到较大的成本压力。

3、工资上涨对物价指数会带来较大的冲击。总体来看工资对物价水平的影响从 1997 年开始呈现下降趋势。从 2007 年的数据看，不同部门中，农业部门与水电公用事业的工资上涨对 CPI 的相对影响程度最大，建筑业与制造业工资上涨对 CPI 的相对影响程度较低。在对 PPI 的影响方面，采掘业与水电公用事业工资上涨相对影响较大，而建筑业与服务业影响相对较低。

表 6 工资上涨对物价水平的影响 %

	CPI	PPI
1992	0.4896	0.3498
1997	0.5702	0.4801
2002	0.5025	0.4343
2007	0.4227	0.3584

由表 6 可以看出，工资的上涨无论对于居民消费价格水平还是原材料价格水平都将产生较大的影响，尽管呈下降趋势，其影响程度却远远高于原材料价格变化的影响。

2007 年度，在所有部门工资上涨 10%的情况下，CPI 将上涨 4.2%，而 PPI 将上涨 3.6%。从对 CPI 的影响上看，占劳动报酬份额 24.7%的农业部门工资上涨将带来 CPI1.8%的上涨，占到整个 CPI 上涨幅度的 41.5%。水电气等公用事业占劳动报酬的份额虽然较低，只占 2.2%，但是工资上涨所引起的物价上涨占整个 CPI 上涨幅度的 2.4%。相反，建筑业占劳动报酬份额的 6.7%，但建筑也工资上涨引起的物价上涨只占总的 CPI 上涨幅度的 0.4%。制造业以 28.4%的劳动报酬份额，引起的 CPI 上涨幅度只占 22.1%，要低于服务业以 33.5%的劳动报酬份额，引起

的 CPI 上涨幅度 29.3%。在上述计算中，农业部门工资上涨对物价水平较高的影响程度部分受到了 2007 年投入产出表中农业部门营业盈余并未从劳动报酬中分离出来的影响，但是即使分离出来，农业部门较高的影响程度的结果并不会根本的改变。

从对 PPI 的影响上看，考虑到各部门的劳动报酬份额的大小，采掘业与水电气等公用事业相对影响程度较高，分别占 PPI 涨幅的 13.6%和 4.8%。其次是制造业，占整个 PPI 涨幅的 35.2%。较低的是建筑业和服务业，分别占整个 PPI 涨幅的 0.2%和 20.6%。

表 7 2007 年工资上涨对物价的影响

	CPI	对 CPI 的贡献	与劳动报酬份额之比	PPI	对 PPI 的贡献	与劳动报酬份额之比	劳动报酬份额
	0.423			0.358			
农业	0.176	0.415	1.681	0.092	0.256	1.038	0.247
采掘业	0.018	0.042	0.960	0.049	0.136	3.082	0.044
制造业	0.093	0.221	0.776	0.126	0.352	1.237	0.284
水电气	0.010	0.024	1.094	0.017	0.048	2.155	0.022
建筑业	0.002	0.004	0.063	0.001	0.002	0.032	0.067
服务业	0.124	0.293	0.876	0.074	0.206	0.615	0.335

4、工资上涨不仅带来了整体物价水平的上升，由于产品要素比例的不同，相对价格也发生了改变。价格上涨最大的是农业部门，10%的工资上涨使得农产品价格上涨 7.7%，其次是服务业部门，例如公共管理和社会组织、教育、邮政业、研发等部门。制造业中价格上涨最大的是食品制造、纺织业与服装制造。

表 8 工资上涨对不同部门价格与成本的影响

各部门价格的上升		各部门物耗成本的上升	
农林牧渔业	0.774	食品制造及烟草加工业	0.601
公共管理和社会组织	0.641	农林牧渔业	0.526
教育	0.596	住宿和餐饮业	0.503
邮政业	0.545	纺织业	0.468
食品制造及烟草加工业	0.529	纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品	0.439
研究与试验发展业	0.472	木材加工及家具制造业	0.436
卫生、社会保障和社会福利	0.455	工艺品及其他制造业	0.412
纺织业	0.450	水利环境和公共设施管理	0.383
纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品	0.446	研究与试验发展业	0.376
水利环境和公共设施管理	0.441	文化体育和娱乐业	0.373
综合技术服务业	0.439	公共管理和社会组织	0.365

木材加工及家具制造业	0.427	教育	0.357
工艺品及其他制造业	0.419	居民服务和其他服务业	0.344
住宿和餐饮业	0.418	化学工业	0.344
文化、体育和娱乐业	0.408	卫生社会保障和社会福利	0.342

5、在工资上涨引起的相对价格变化之下，各部门中间物耗的成本也发生相应改变。成本上升压力最大的部门是食品制造，中间物耗成本上升了 6.01%，农业其次，上升了 5.26%。服务业中的住宿与餐饮，以及制造业中的纺织、服装制造、木材加工与家具制造也受到较大的成本上升压力。

工资上涨带来的各部门成本的变化计算结果见上表 8。由于在我们的计算中，工资的变化带来相对价格的改变，而增加值中工资外的剩余部分并未改变。但是，产品名义价值的上升必然带来利润的下降。如果把利润率看作是工资外剩余部分同中间物耗成本之比，那么上述分析中成本上升越大的部门，利润率下降就越多。这就意味着工资上涨的同时，收入分配关系的改变，同样的工资上涨幅度之下，在技术无改变的前提下，这些部门的利润空间受到更大程度的压缩。这也表明，在工资上涨的长期趋势之下，如果再缺乏需求支持，特别是对于某些制造业部门的发展而言，将面临更大的技术变革的压力。

三、农产品、石油和工资等价格影响的因素分析

以上我们分析了农产品和原油价格变化以及工资上涨对物价水平的冲击。从 1992 到 2007 年，它们对物价水平的影响有非常明显的变化趋势，农产品价格变化对总体物价水平的影响呈下降趋势，原油的影响则呈上升趋势，工资的影响从 1997 年起也呈现下降趋势。接下来，我们将利用因素分解方法来分析导致这些趋势的原因。结果见表 9 和表 10。

表 9 农产品和原油价格影响中的因素

	农产品		原油	
	CPI	PPI	CPI	PPI
1997-2002				
总变化	-0.1680	-0.1086	0.0038	0.0161
技术因素	-0.0728	-0.0798	0.0034	0.0054
结构因素	-0.0952	-0.0288	0.0004	0.0107
2002-2007				
总变化	-0.0855	-0.0576	0.0294	0.0464
技术因素	-0.0253	-0.0383	0.0290	0.0346
需求结构因素	-0.0601	-0.0193	0.0004	0.0118

由表 9，从 1997 年到 2002 年，技术因素和居民的需求结构都降低了农产品的价格影响，对于居民消费价格来讲，二者对农产品价格影响的拉低作用相当，

而对于原材料价格来讲，技术因素的作用更大一些。从 2002 年到 2007 年，农产品的价格影响进一步降低，技术因素和结构因素都起到了降低作用，其中对于居民消费价格来讲，需求结构（此时为居民消费结构）对农产品价格影响的拉低作用高于技术因素，而对于原材料价格来讲，技术所起的作用更高一些。

对于原油，在整个发展阶段上（从 1997 到 2007），情况与农产品正好相反，技术因素和需求结构因素同时提高了其对价格的影响程度。其中，对于居民消费价格，技术因素起到决定性的影响，而对于原材料价格，1997 到 2002 年，结构因素的影响高于技术因素，到了 2002-2007，技术因素则占据主导作用。

综合来看，技术和结构都向着降低农产品价格影响的方向演进，同时又提高了原油的价格影响。

表 10 工资价格影响中的因素

	1997-2002		2002-2007	
	CPI	PPI	CPI	PPI
总变化	-0.0932	-0.0591	-0.0797	-0.0759
技术因素	-0.0147	-0.0120	0.0359	0.0447
劳动报酬系数	-0.0440	-0.0304	-0.0873	-0.1055
结构因素	-0.0345	-0.0168	-0.0283	-0.0151

我们将工资上涨对价格的冲击中的影响因素分为技术、劳动报酬系数和结构等三个因素，其中，劳动报酬系数主要体现了劳动生产率的影响（劳动报酬系数由各部门工资水平和劳动生产率构成，由于数据的限制，我们没有将这两个因素分开）。在 1997-2002 年，技术、劳动报酬系数和需求结构都使得工资上涨对价格的影响程度下降，其中，起主要作用的是劳动报酬系数，也就是说，劳动生产率的提高是缓解工资上涨对价格水平的影响的主要因素。对于 CPI 来讲，居民消费结构的变化也在很大程度上缓解了工资上涨的价格影响。

在 2002-2007 这个阶段，工资上涨对价格的影响程度进一步下将，其中，起关键作用的是劳动报酬系数，也即这个因素所体现的劳动生产率。但技术因素的变化却提高了工资的价格影响，也就是说，这个阶段技术的发展方向不利于缓解工资上涨的影响。结构因素降低了工资的影响程度，但其作用较小。

四、简论结论与政策建议

通过上述分析，我们的主要结论与建议在于如下方面：

从我国物价上涨的基本特征角度看，农产品、资源产品与工资的上涨是我国物价变化中的一个显著的结构特征。造成这一现象的主要原因是高度依赖出口与制造业扩张的经济结构带来的对农产品与资源产品的过度需求，而非单纯的供

给能力的不足。无论是农产品还是石油，最终消费明显低于生产中的消耗。因此，在未来发展的趋势上，随着我国经济结构调整的不断推进，生产中消耗比重会相对下降，而最终消费的比重会上升，考虑到我国农产品人均的消费量并不低，随着供给能力的上升，农产品价格上涨的压力会逐步缓解，与之相反的是石油，在生产中消耗下降空间不大的情况下，最终需求还会逐步上升，导致石油短缺的压力在未来时期将难以根本缓解。从政策的层面看，针对农产品主要是保持农业生产稳定的基本条件下，改善农业结构，缓解农产品价格季节性与周期性剧烈变化，提高流通效率；针对石油产品则需要在改善产业结构，提高能源使用效率的同时，积极寻求用新能源替代石油。

从农产品、石油以及工资上涨的影响角度看，农产品价格变化对物价的影响程度也会下降，而石油价格上涨的影响则会上升。在农产品价格上涨与工资上涨的双重冲击之下，纺织、服装、木材加工与家具制造的成本会显著上升，这些行业的比较优势会下降，出口竞争力因而下降，石油价格的上涨则对物流与化学工业带来较大的成本压力。从政策的角度看，如果要继续保持这些行业竞争力，需要相应的政策扶持，推动这些行业主动实现产业结构与技术水平的提升。

工资的上涨将对物价水平带来非常大的冲击，但是工资的上涨又是我国经济转型过程中必然面对的阶段。为了缓解工资上涨对物价水平的压力，关键是在工资上涨的同时，控制农产品、资源产品、水电气等产品价格，因为这些部门工资上涨对总体物价水平带来较大的压力，相反建筑业，制造业，甚至服务业工资上涨对总体物价水平上涨的影响则相对较弱。

从农产品、石油价格与工资上涨对物价水平影响的变动趋势的分析中可以看出，消费结构的提升对于降低农产品对物价水平影响起到了重要作用，而技术的转变则极大降低了农产品对生产成本带来的上涨压力。在技术与结构逐步降低农产品对物价影响的同时，却又提高了石油对总体物价水平的影响。特别是近年来的经济结构变化，加剧了石油对总体物价水平的影响程度。从政策的角度看，为缓解物价上涨压力，需要从根本上继续推动需求导向经济的发展，推动服务业发展与消费升级，工资变化一方面会推动物价水平的上涨，但是从长期看，又会促进消费结构的提升，把解决问题的重点放到技术提升与结构的转变中来，从根本上推动我国逐步走向高增长与低通胀的和谐发展道路。

参考文献

Bazzazan, F. & Batey, P. W. J. The development and empirical testing of extended Input-Output price model [J]. Economic Systems Research, 2003, 15(1):.69-86.

郑超愚, 胡乃武, 中国通货膨胀的历史趋势与结构因素[J]. 北京行政学院学报, 2009 , 1 : 63-68.

张红霞. 对投入产出价格影响模型的发展和改进[J]. 系统工程理论与实践, 2008, 1: 90-94.

国家统计局、日本产业省《2007 年中日国际投入产出表》

国家统计局 各年度《中国投入产出表》

资源约束下从“人口红利”转向“制度红利”的政策选择

摘要：尽管 1980 年代的制度创新曾经极大地释放了中国经济的活力，但由于近二十年制度创新减缓，中国经济增长仍然是主要依靠“人口红利”驱动的粗放式增长模式，这与既定的政策目标是冲突的。中国的粗放式增长模式是不可持续的，因为它面临着劳动人口减少、能源供给不足、环境污染严重和国际贸易摩擦增多等因素的制约。我们认为，即便在短期内继续拥有人口红利，如果制度质量较低或者交易费用较高，中国在国际贸易中的获利也会低于传统国际贸易理论的预期，并且在某些条件下可能低于贸易前的福利水平。我们建议，面临有限资源的约束，中国必须摆脱对人口红利的依赖，在政策选择上通过深化政治和经济体制改革提升制度质量，才能进一步释放经济增长动力，实现可持续发展。

一、导论

一个国家的经济增长方式通常可以分为两种：粗放式增长方式（extensive economic growth）和集约式增长方式（intensive economic growth）。粗放式增长主要依靠增加生产要素的投入数量来实现产出数量，而集约式增长主要依靠技术进步和创新来实现产出数量。一个共识是，从长期来看，粗放式增长模式是不可持续的，因为它投入一产出的效率低、资源消耗多，可持续的增长必须依靠集约式增长模式。中国政府较早地预见到了转变经济增长方式的必要性，并且将其作为政府发展经济的主要目标之一。上个世纪 80 年代初，中国政府就提出了经济增长方式的转变问题，并且 1987 年中共《十三大报告》还明确提出经济发展战略要“从粗放经营为主逐步转上集约经营为主的轨道”¹。尽管政府制定了从粗放式增长到集约式增长的政策目标，但中国经济的增长模式实际上仍然主要是依靠“人口红利”（demographic dividend）驱动的粗放式增长模式。

不可否认，在改革开放初期，即 1980 年代，制度创新驱动了中国经济的快速增长。在农村，家庭联产承包责任制于 1982 年由中央决定在全国范围内推广，促进了粮食产量和农业生产率的提高；与此同时，以农村集体经济组织和个体经济组织为主体的乡镇企业异军突起，小商品市场和中小型制造业迅速繁荣起来。在城市，“包”字进城了，国有企业开始了承包制和股份制改革，改进了国企效率；深圳、珠海、厦门、汕头和海南岛等五个城市先后被划为经济特区，大连、秦皇岛、天津等十四个城市被划为沿海开放城市，一个由外向内辐射的经济开放

¹ 中国共产党第十三次全国代表大会报告《沿着有中国特色的社会主义道路前进》，全文链接为 http://www.gov.cn/test/2007-08/29/content_730445.htm。

格局初步形成。然而，经过了喧嚣的 1980 年代之后，中国的体制改革陷入了瓶颈，无论是经济体制还是政治体制，都在深水区跋涉，制度创新缓慢。回去过去的二十年，除了加入 WTO 等少数案例，我们似乎很难想到堪与联产承包责任制或经济特区相比的重大制度创新。出现这种“改革疲软症”的原因在于，中国的改革路径是“先存量改革，再增量改革”，即先改容易改的，再改难改的。因此，随着时间的推移，改革的成本是递增的，改革的步伐自然放慢了。而且，原有的制度创新所带来的收益也体现了边际报酬递减的技术特征。

基于直觉的上述观察与经济学者的研究结论是一致的。通过对中国经济的全要素生产率（TFP）的增长率进行分解，学者们发现，相对于 1980 年代，1990 年代之后 TFP 的增长率在下降（谢千里等，2001；黄勇峰、任若恩，2002）。这表明，中国经济在 1990 年代更多地依赖于劳动和资本等物质投入，而不是更多地依赖于技术进步和创新。利用 1980—1991 年的宏观数据，董直庆、王林辉（2010）通过计算发现：在 1980 年代，技术进步、资本和劳动三种要素对经济增长的贡献份额分别为 0.298、0.563 和 0.145，而在 1990 年代三者分别是 0.087、0.774 和 0.148。可见，1990 年代技术进步的作用在下降，而物质投入的作用在上升，粗放型增长方式的特征更加明显。无论是资本的投入还是劳动的投入，都与中国庞大的人口红利息息相关。

毫无疑问，至少在经济增长方式上，我们发现既定的政府政策与实际的政府政策在目标上是冲突的。如何理解粗放式增长和集约式增长方式这两种政策目标的冲突？如何走出这种冲突的困境？这是本文要解决的问题。我们首先分析了中国经济增长依赖粗放式增长模式的原因，即资源禀赋（人口红利）、国内环境（改革路径）和国际环境（经济全球化），并指出了粗放式增长的长期代价。然后，我们通过一个简单的理论框架证明，如果制度质量较低或者交易费用较高，那么即便存在人口红利，中国也未必能从国际贸易中获利，这将阻碍长期经济增长。最后，我们提供了中国增长模式走出粗放式道路的政策选择，即通过深化政治和经济体制改革，提升制度质量，才能实现长期可持续发展。

二、“人口红利”驱动的粗放式增长的代价

在驱动中国经济长期增长的生产要素中，人口的贡献显然是不可或缺的。中国是世界上人口数量最多的国家——13.7 亿人口，这是中国最重要的资源禀赋，也是中国经济快速发展的最重要动力之一。根据联合国的预测，中国的劳动年龄人口（15—64 岁）占总人口的比重在 1970 年代中期开始上升，并将在 2015 年达到峰值（9.98 亿）（United Nations, 2009）。庞大的劳动人口减少了中国社会的抚养负担，同时为经济发展输送了大量生力军，因此构成了所谓的“人口红

利”。蔡昉等以人口抚养比作为人口红利的代理指标，发现在 1982—2000 年间人口红利对 GDP 增长率的贡献占 26.8% (Cai and Wang, 2005; 蔡昉, 2010)。人口红利对中国经济高速发展的意义是显而易见的。首先，在 1980 年代，当乡镇企业作为民营经济的重要成份被允许进入市场时，家庭联产承包责任制释放了大量农村剩余劳动力，这些劳动力涌入乡镇企业，促进了农村非农产业的发展。然后，在 1990 年代，当市场化成为中国经济发展的引擎时，剩余劳动力涌入城里，成为“农民工”，促进了城市化和中小民营企业的发展。这是刘易斯“二元经济理论”(Lewis, 1954)的真实写照。人口红利的更重要角色体现在它塑造了中国三十年的经济增长模式。劳动人口多意味着，在国际贸易中，中国在劳动密集型产业拥有显著的比较优势和竞争优势，再加上人均收入约束了国内消费市场，于是中国明智地选择了“出口替代”的发展战略。劳动人口多不仅意味着劳动力成本很低，还意味着储蓄率很高，这使得政府掌握的资本具有相对较低的成本，在赶超战略的驱动下，这两点结合就形成了支持出口替代战略的粗放型经济增长方式，即主要依靠铺新摊子、上新项目和扩大投资规模来实现经济快速增长的道路。换言之，人口红利、出口替代和粗放型经济增长方式构成了一个三位一体的均衡。因此，尽管早在 1987 年中共十三大就提出了转变经济增长方式的理念，但是这一“根本性转变”至今没有完成。

但依靠人口红利的粗放型增长模式是不可持续的。第一，人口红利即将消失，“刘易斯拐点”已经到来。根据联合国的预测，中国的劳动人口总量将在 2015 年开始下降，而超过 65 岁的老龄人口数量则将一直增加到 2030 年左右。这意味着中国的人口红利很快就要开始减少。根据联合国的标准，65 岁以上老龄人口占总人口比例超过 7%即意味着老龄社会。根据国家统计局的数据，中国在 2000 年刚好进入老龄社会。此后，老龄人口比例一路攀升，2009 年达到 8.5%。按照过去十年的增长速度，2015 年中国的老龄人口比重将达到 10%左右。除了劳动人口的绝对数下降，劳动人口的相对数也在下降。伴随农业税的免除以及农村医疗保险、养老保险的推广，再加上城市生活成本的上升，农民外出务工的机会成本明显上升，这导致了连续多年的“民工荒”(秦晓, 2011)。总体上看，劳动力的供给增长速度低于劳动力的需求增长速度，工资成本正在上升，刘易斯拐点已经来临(蔡昉, 2010)。来自中国社科院的一项研究表明，劳动力总量增长对经济增长的边际贡献正在递减，中国不可能长期依赖人口红利(中国经济增长与宏观稳定课题组, 2007)。

第二，有限的能源供给难以支持持续的高速增长。在粗放型增长模式下，高速的经济增长需要高速的能源供给。表 1 显示，作为全球最大的发展中国家，中国生产了全世界最多的能源，消耗了全世界第二多的能源。在 1990—2008 年间，

中国的平均能源使用增长率迅速提高，远超主要发达国家和世界平均水平。对比 1990 年，中国已经从能源出口国变成净进口国。粗放式增长导致能源短缺的突出表现，就是中国南方连续多年缺电。2011 年春季，中国共有 11 个省份缺电。

² 此外，中国消耗的铁矿石、煤、铅、锌、铝、铜、镍等重要原材料数量占全世界的三分之一到二分之一。³

第三，长期的粗放型增长造成了严重的环境污染。相对于集约型增长，粗放型经济增长的基本特征就是高投入、低产出、浪费多、污染重。中国持续多年的粗放型增长不仅给本国带来了巨大的代价，也给全球带来了一定的代价。据专家估计，在整个 20 世纪 90 年代年均 9.8% 的 GDP 增长中约有 4—6 个百分点是环境成本（包括自然资源耗减、生态破坏和污染）。⁴ 表 2 显示，一方面中国是消耗世界最多能源的国家之一，另一方面还是能源使用效率最低的国家之一。每单位能源所产生的 GDP 不仅低于发达国家，而且低于世界平均水平，在全球的排名进入倒数行列。从消耗能源的结果来看，中国在所有主要污染物的排放总量上都高居第一。由于环境污染具有明显的负外部性，因此中国的粗放型增长所导致的污染后果将会引起周边国家和世界其它国家的关注以及不满。

第四，过度的出口替代导致了大量的贸易摩擦。中国廉价的劳动力资源使得中国制造和组装的产品具有显著的成本优势，这成为发达国家将制造业转移到中国等发展中国家的主要原因之一，这也是亚洲新兴经济体（“四小龙”和“四小虎”）在过去的几十年里迅速崛起的关键原因之一。但是，中国在向发达国家输出大量廉价商品的同时，也对当地的低端产品市场和低端就业市场造成了巨大的冲击，再加上环境污染所带来的负外部性以及劳动者权利保护的薄弱，这加剧了中国与发达国家之间的贸易摩擦。截至 2010 年 6 月 30 日，中国所遭遇的反倾销投诉为 119 例，仅次于美国（257 例）和欧盟（149 例），远超过加拿大（36 例）、韩国（37 例）和日本（6 例）等主要发达国家。⁵ 频繁的贸易摩擦恶化了中国面临的国际环境，不利于中国的和平崛起。

² 《十一省缺电记》，《经济观察报》，2011 年 4 月 30 日，<http://www.eeo.com.cn/2011/0430/200329.shtml>。

³ “Crowded out”，*The Economist*, Sep 24th, 2011, <http://www.economist.com/node/21528986>。

⁴ 《环境成本上升当如何遏制》，《经济参考报》，2005 年 7 月 2 日。

⁵ 数据来源于世界贸易组织 2011 年贸易文件
(http://www.wto.org/english/res_e/booksp_e/anrep_e/trade_profiles10_e.pdf)。

表 1：世界主要国家能源使用量

国家	能源生产量	能源使用量	能源使用增长率%	净进口量/使用量
	2008 年	2008 年	1990—2008 年	2008 年
中国	1993.3	2116.4	5.1	5.8
日本	88.7	495.8	0.6	82.1
美国	1706.1	2283.7	0.95	25.3
全世界	12356.8	11897.3	1.8	
中国排名	1	2		
中国/世界	16%	18%		

说明：（1）数据来源于世界银行发展指标（<http://data.worldbank.org/indicator>）；（2）能源单位为百万吨石油当量。

表 2：世界主要国家能源使用结果

国家	单位能源的 GDP	二氧化碳排放量	沼气排放量	一氧化二氮排放量
	2008 年	2007 年	2005 年	2005 年
中国	3.6	6533	995760	566680
日本	8.1	1253.5	53480	23590
美国	5.8	5832.2	810280	456210
全世界	5.5	30649.4	6607490	3787800
中国排名	104	1	1	1
中国/世界		21%	15%	15%

说明：（1）数据来源于世界银行发展指标（<http://data.worldbank.org/indicator>）；（2）能源单位为每千克石油当量，GDP 单位为 2005 年 PPP 美元，二氧化碳单位为百万吨，沼气和一氧化二氮单位为千吨二氧化碳当量。

当然，人口红利并不必然导致过度的能源消耗、严重的环境污染和频繁的国际贸易争端。问题是，当人口红利和出口替代、粗放式增长结合，并且在赶超战略的驱动下，上述严重问题就是必然后果了。与中国相邻的印度，人口数量同样庞大（2011 年 12 亿），但是印度没有造成类似的严重后果。因为印度在发展战略上选择了以服务业为主导，而不是以工业为主导，而且在民主政体和联邦制国家结构下，政府不能推行赶超战略。事实上，印度的最近十年的快速增长主要依靠金融体系创新和私有化（黄亚生，2012）。相对而言，印度的增长模式更加集约化，当然其经济增长速度也低于中国。

三、理论分析：交易费用抵消人口红利

我们接下来将表明，即便中国的人口红利可以维持一段时间，中国在国际贸易中的收益也将低于传统国际贸易理论的预期，并且在一定条件下社会福利水平

在贸易之后可能低于贸易之前。我们首先描述一个标准的赫克歇尔—俄林（Heckscher-Ohlin）贸易模型。假设有两个国家——北方国家和南方国家，有两种要素——资本和劳动，有两种产品——资本密集型产品和劳动密集型产品。又假设北方的资本相对丰裕，而南方的劳动相对丰裕。那么，根据比较优势原理，在南北两方开始贸易之后，北方应该主要生产资本密集型产品，而南方应该主要生产劳动密集型产品，直到两种要素在两国国家的边际报酬都相等，然后两国相互交换产品。国际贸易的结果是，两国的福利水平都提高了。然而，传统贸易理论面临两个难以解释的普遍事实：第一，资本丰裕的发达国家主要和发达国家发生贸易，较少和劳动丰裕的欠发达国家发生贸易；第二，贸易的结果加剧了国家内部和国家之间的收入不平等（Wood, 1997; Kremer and Maskin, 2006）。我们认为，传统国际贸易理论之所以无法解释上述“悖论”，是因为它忽视了制度质量（institutional quality）。因此，我们提出一个包含了制度质量的国际贸易理论⁶，在回答上述两个“悖论”的同时，讨论中国人口红利模式的前景。

我们仍然假设两个国家、两种要素和两种产品，但是额外地假设两个国家具有不同的制度质量，即发达的北方具有更高的制度质量或者更低的交易费用，欠发达的南方具有更低的制度质量或者更高的交易费用。⁷ 我们还假设两国消费者可以在一定程度上流动，但是不能移民。按照比较优势原则，北方主要生产资本密集型产品，而南方主要生产劳动密集型产品，并且两国进行贸易。当南方的制度质量足够低时，产品的国内交易费用⁸超过了产品的出口成本，以至于南方出口的产品在国内的价格高于在国外的价格，但是在国内的利润低于在国外的利润。相反，由于北方具有较高的制度质量或较低的交易费用，其出口的产品在国外的价格高于国内。于是，一些南方的消费者流动到北方购买南方出口的劳动密集型产品和北方生产的资本密集型产品。这种规模经济和竞争效应导致北方市场上两类产品价格都更低。相对于北方市场，南方市场上两类产品价格都更高，市场逐步萎缩。在极端的情形下，两类产品都只在北方销售，北方的资本密集型产品不用出口便获得了出口收益。只要北方市场的价格低于南方，北方就成为两类产品的垄断销售者。

南北两国贸易的结果如何呢？从消费者福利的角度讲，南方消费者的一部分剩余被垄断的北方销售者榨取，因此南方消费者的购买力将随着北方市场的扩大而下降。从生产者福利的角度讲，部分南方消费者到北方市场上购买劳动密集型和资本密集型产品，因此南方市场萎缩，导致南方生产者的利润减少。相对于传

⁶ 本文省略了数学模型。一个简单的正式模型来自马兹晖、聂辉华（2012）。

⁷ 这里的交易费用可以来源于契约不完全（contractual incompleteness）（Hart, 1995），也可以来源于信息不对称。

⁸ 这里的交易费用是广义的，即制度运行的成本，具体表现为税费成本、信息成本、腐败成本、产权保护成本和契约实施成本等等。

统贸易理论，由于南方的消费者剩余和生产者剩余同时减少，南方的社会福利水平将下降；反之，由于北方市场上增加了消费者，北方的社会福利水平将提高。在极端的情形下，较多的社会福利损失可能导致南方的社会福利水平在贸易之后绝对下降。从长远来看，由于南方的消费者购买力下降，生产者利润减少，因此南方缺乏足够的能力进行资本积累和技术创新，无法实现产业结构动态升级，只能继续保持劳动力比较优势，最终陷入低水平的分工陷阱。

我们提出的内含交易费用的国际贸易理论与传统国际贸易理论不同，通过将需求和供给两方面结合得到了一些新的结论。第一，根据我们的理论，当欠发达国家的交易费用很高时，发达国家与欠发达国家之间的双边贸易会减少。欠发达国家主要充当生产基地，成为发达国家的进口对象，但是发达国家很少向欠发达国家出口产品。第二，开放之后，贸易可能使得发达国家和欠发达国家之间的福利水平差距更大，从而加剧了两类国家之间的收入不平等。第三，依赖劳动比较优势的欠发达国家可能在长期中被锁定在低水平的分工链条上。前面两个结论从一个角度解释了传统贸易理论难以解释的两个“悖论”。第三个结论证明，较低的制度质量或者较高的交易费用会侵蚀人口红利带来的好处，这也从另一个角度说明中国目前奉行的人口红利模式是不可持续的。

我们的理论可以进一步拓展到包含多个国家的情况。假如世界上有许多国家，那么存在一种最极端的情况：一个人口最多、交易费用最高的劳动密集型国家为其它所有国家生产产品（“世界工厂”），同时本国居民到其它国家购买产品，结果该国的生产利润极低，消费水平极低，同时能源消耗太多，环境污染严重，而其它国家则凭借“制度红利”坐享其成。在这个意义上，“世界工厂”不是高利润的代名词，而是“打工者”的代名词。

来自真实世界的一些案例支持了我们的理论。相对而言，由于市场经济体制不完善，法治不健全，中国大陆市场上的税收、灰色成本、“攻关”费用和保护知识产权的成本等都高于海外市场，从而导致大陆市场的交易费用高于海外市场，因此一些在国内生产或者组装的“中国制造”产品在海外反而更便宜（聂辉华，2010）。例如，一双耐克运动鞋在国内需要七八百元人民币，而在美国只需要两三百元人民币；阿玛尼西服在国内高达3万元，在美国只需7千元。⁹ 类似的例子不胜枚举。¹⁰ 根据专家估计，由于国内交易费用太高而催生的“海外代购”仅2010年就导致国内厂商损失了大约120亿元的销售额（吴婷，2011）。从生产者剩余的角度看，国内厂商为海外企业“代工”的利润极为微薄。以目前非常流行的iPhone 4为例，在总共360美元的利润中，中国厂商只能分得7美元。

⁹ 《“中国制造”为何国内比国外贵》，《南方日报》，2010年11月30日，A17版。

¹⁰ 又如，《挣得比美国少，物价比美国高，为啥？》，《中国青年报》，2011年6月29日，第9版。

¹¹ 关于交易费用导致的中国在消费者剩余和生产者剩余方面的精确损失目前还难以计算，这无疑是一个值得研究的问题。

四、未来的政策选择：通过改革提升制度质量

传统的国际贸易理论认为，一国的要素丰裕程度决定了比较优势，比较优势决定了劳动分工和贸易模式。假设资本相对于劳动是稀缺的，从而资本密集型产品具有更高的技术含量和利润率。那么根据传统贸易理论，一个国家应该致力于先发展劳动密集型产业，然后逐步积累资本，在国际贸易中学习先进技术，最终逐步实现从劳动密集型到资本密集型的产业结构升级，此即所谓的“动态比较优势理论”。

我们的观点是，制度质量较高的国家，能够降低交易费用和生产成本，从而得到更多的消费者剩余和生产者剩余。在现实世界中，由于契约是不完全的，因此专用性投资会遭遇敲竹杠问题（holdup）。制度质量越高的国家，契约就越是完全，因此专用性投资水平越高，从而生产效率越高（Nunn, 2007）。根据 Nunn（2007）的定义，我们发现那些契约密集度较高的行业（如交通运输设备、通信设备、通用设备、仪器仪表等）通常都是资本密集型行业。当资本相对劳动更为稀缺时，资本密集型行业的平均利润率就高于劳动密集型行业，因此我们大致可以认为契约密集度与利润率是正相关的。这意味着，制度质量越高的国家，在国际分工中能够获得越高的利润，因此这与我们的观点是一致的。尽管我们暂时难以从计量经济学上证实这一观点，但是制度质量与人均收入的正相关关系在经济学文献中已经是不争的事实（例如，Acemoglu 等，2001）。根据新的国际贸易理论，一国要在国际分工中占据有利地位，应该致力于提高本国的制度质量（Nunn, 2007；Levchenko, 2007），充分利用“制度红利”（institutional dividend）。

根据前面的分析，人口红利固然可以帮助一国或地区在国际分工中获得成本优势，从而在短期内依靠进口替代策略或粗放型经济增长方式实现快速的生长。但是，对于中国这样的大国来说，这种增长模式在长期中会给本国和世界带来巨大的成本，因此是不可持续的。而制度是决定经济增长的根本因素，从长期来看制度质量是一国在国际分工中处于优势地位的决定因素。但制度具有持续性和固化特征（Acemoglu, 2005），因此制度质量不太可能在短期内迅速提高。从理论上讲，人口红利与制度红利并不必然是替代的，也可以是互补的，关键是一个国家选择何种发展战略和发展路径。

我们不妨按照两个维度将所有国家或地区分为四类（图 1）：（1）低人口红利、低制度质量（象限 III）；（2）低人口红利、高制度质量（象限 II）；（3）高人口

¹¹ 《警示与奋起：中国自主品牌忧思录》，《经济参考报》，2010 年 11 月 22 日。

红利、低制度质量（象限 IV）；（4）高人口红利、高制度质量（象限 I）。我们用总抚养人口比衡量人口红利，即 0—19 岁的儿童和 65 岁以上的老人数量之和与 20—64 岁的劳动人口数量之比。总抚养人口比越低，表明一国或地区的人口红利越高。总抚养人口比的数据来自联合国的人口统计数据（United Nations, 2011）。然后，我们用营商便利度衡量制度质量，该指标刻画了企业的经营环境，包括开办企业、办理施工许可证、登记财产、获得信贷、保护投资者、纳税、进口跨国贸易、执行合同以及关闭企业等九个方面。营商便利度排名越高，表示制度质量越高。营商便利度指标来自世界银行《营商环境报告 2011》（World Bank, 2011）。

12

不同类型的国家有不同的竞争态势，应该选择不同的发展战略。第一类国家（象限 III）在短期内缺乏劳动力比较优势，在长期中缺乏制度比较优势，因此只能被动卷入国际分工，将处于长期停滞的状态。根据总抚养人口比和营商便利度，这类国家包括阿富汗、尼日尔、安哥拉、民主刚果、乍得等，基本上都是非洲国家。对于第一类国家来说，当务之急是解决生存问题，减少疾病，增加人口的预期寿命，繁衍劳动人口，然后在长期中逐步改善制度质量。第二类国家（象限 II）缺乏劳动力比较优势，但是制度质量较高。这类国家包括法国、瑞士、哥伦比亚、以色列和秘鲁等欧洲和美洲小国。对于第二类国家来说，由于制度质量较高，人口较少，因此人均收入水平较高，但是劳动力比较稀缺，因此在劳动密集型行业缺乏比较优势，比较依赖与欠发达国家之间的国际贸易。这类国家应该巩固已有的制度优势，同时适当鼓励生育，优化人口结构。第三类国家（象限 IV）拥有比较充裕的劳动力，但是制度质量不高，通常都是处于经济和社会转型中的国家，包括俄罗斯、波兰、罗马尼亚、中国、泰国和越南等。这类国家经济起点不高，但是因为拥有大量廉价劳动力，所以发展速度很快，但不足之处是政治、经济和社会制度都处于转型之中，制度质量不高，制约了其长远发展。这类国家如果成功地进行了制度改革，就会升级到第四类国家，从而进入“富国俱乐部”，否则将陷入中等收入国家行列，即遭遇所谓的“中等收入陷阱”（Middle-income trap）。因此，对第三类国家来说，关键是着眼于长远的制度建设，提升制度质量，降低交易费用。第四类国家（象限 I）是理想的“富国俱乐部”，既有比较充裕的劳动人口，又有良好的制度保障，因此在长期中最具竞争力。其中若干人口总数较大的富国是真正的强国。这类国家目前包括新加坡、韩国、加拿大、瑞典、澳大利亚、德国、英国和美国等。值得关注的是，新加坡和韩国都是从第三类国家升级第四类国家，因为它们成功地跳出了“中等收入陷阱”，实现了从依靠人口红利到依靠制度红利的转型。

¹² 由于我们关注的主要问题是国际贸易环境，因此选择了以衡量企业经营环境为主的营商环境指标，而没有选择以衡量政治制度为主的其它制度指标，例如 Polity IV。

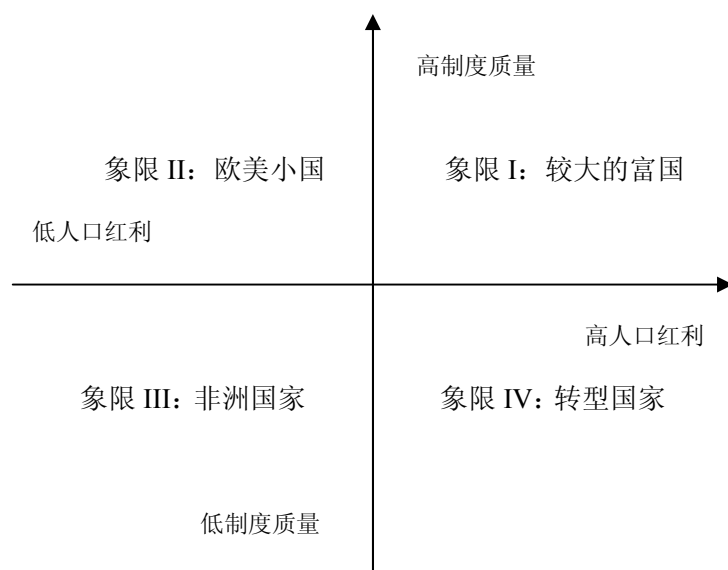


图1 人口红利和制度质量

中国属于第三类国家，即拥有较高的人口红利（总抚养人口比排名第18位），但是具有较低的制度质量（营商便利度排名第79位）。中国目前的人均GDP超过3000美元，正处于人均GDP为3000—5000美元的中等收入国家行列，面临着跳出“中等收入陷阱”的巨大挑战。根据前面的分析，我们推断中国的人口红利只能再维持一段时间，不可能成为长期发展的支持力量。我们必须清醒地看到，一些新兴亚洲国家，例如越南、泰国在劳动力成本方面比中国还低，已经成为发达国家制造业转移的后备基地。另一方面，以美国为代表的科技和经济强国长期控制着高端技术和关键行业的发展，其领导地位短期内难以撼动。从长远来看，中国必须通过提升制度质量来获取国际分工的有利地位，从目前的第四象限升级到第一象限，即在获取制度红利的同时，保持人口的规模优势（即便人口红利有所减少）。否则，中国在丧失了劳动成本优势的同时，也将丧失在高科技和关键技术领域的竞争力。

对于中国来说，提升制度质量的具体途径包括：保护公民财产和权利，保护知识产权和技术创新，遏制官员腐败，提高政府行政效率，推进法治进程，保护契约关系，等等。中国已经在基础设施等硬件投入方面领先于世界很多发展中国家，但是在“软件”投入方面还比较薄弱。要实现这些目标，关键是继续深化政治和经济体制改革，舍此别无它途。一方面，中国应充分利用短期内尚可维持的人口红利，积累资本，提升技术水平，为产业动态升级做好必要准备；另一方面，中国可以将短期内的人口红利和长期中的制度建设结合起来，因为制度建设本身也需要劳动力投入。如果中国能够利用短期优势更快地实现长期优势，从主要依

靠人口红利转向主要依靠制度红利，那么就会跳出“中等收入陷阱”，从此迈入第四类国家行列，并依靠人口优势最终成为富国中的强国。

参考文献

- Acemoglu, Daron, 2005, “Modeling Inefficient Institutions”, Proceedings of 2005 World Congress
- Acemoglu, Daron, Simon Johnson and James A. Robinson, 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 91: 1369-1401.
- Cai, Fang, and Dewen Wang, 2005, “Demographic Transition: Implications for Growth”, in Garnaut and Song, eds., *The China Boom and Its Discontents*, Canberra: Asia Pacific Press.
- Hart, Oliver, 1995, *Firm, Contract and Financial Structure*, New York: Oxford University Press
- Kremer, Michael, and Eric Maskin, 2006, “Globalization and Inequality”, Weatherhead Center for International Affairs, Harvard University, working paper
- Levchenko, Andrei, 2007, “Institutional Quality and International Trade”, *Review of Economic Studies*, 74(3): 791-819.
- Lewis, W. Arthur, 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labor”, *Manchester School of Economic and Social Studies*, 22: 139-91
- Nunn, Nathan, 2007, “Relationship-specificity, Incomplete Contracts and the Pattern of Trade”, *Quarterly Journal of Economics*, 122(2): 569-600.
- United Nations, 2009, “The World Population Prospects: The 2008 Revision”, <http://www.un.org/esa/population/unpop.htm>
- United Nations, 2011, “World Population Prospects: The 2010 Revision”, <http://www.un.org/esa/population/unpop.htm>
- Wood, Adrian, 1997, “Openness and Wage Inequality in Developing Countries: The Latin American Challenge to East Asian Conventional Wisdom”, *World Bank Economic Review*, 11(1): 33-57.
- World Bank, 2011, “Doing Business Report 2011”, <http://www.doingbusiness.org/>
- 蔡昉, 2010, 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》, 《经济研究》, 第4期
- 董直庆、王林辉, 2010, 《我国经济增长来源——来自资本体现式技术进步的经验证据》, 《吉林大学社会科学学报》, 第50卷, 第4期
- 黄亚生, 2012, 《中国模式到底有多独特——基于中国、印度、巴西经济数据的比较分析》, 《深圳大学学报(人文社会科学版)》, 第1期
- 黄勇峰、任若恩, 2002, 《中美两国制造业 TFP 比较研究》, 《经济学季刊》, 第2卷第1期
- 马兹晖、聂辉华, 2012, 《一个内含交易费用的国际贸易模型》, 未发表手稿。

聂辉华，2010，《为什么“中国制造”在美国更便宜？》，《经济学家茶座》，第四辑（总第48辑）。

秦晓，2011，《转向制度和劳动生产率红利》，《中国改革》，第1-2期

吴婷，2011，《商务部与财政部的十年抵牾》，《凤凰周刊》，8月

谢千里、罗斯基、郑玉歆、王莉，200，《所有制形式与中国工业生产率变动趋势》，《数量经济技术经济研究》，第3期

中国经济增长与宏观稳定课题组，2007，《劳动力供给效应与中国经济增长路径转换》，《经济研究》，第10期

中国经济增速放缓的原因、挑战与对策*

摘要：中国当前的经济增速放缓具有长期化趋势：在基准情形下，预计中国“十二五”和“十三五”时期的平均潜在经济增速较 2000~2010 年将分别下滑 2.3 和 4 个百分点。造成经济增速放缓的原因是：总需求中的出口和投资增速显著放缓；低成本优势逐渐消失和全要素生产率增速显著下降；政府对经济增长的推动作用将可能有所减弱。在中国社会仍然具有较强“增长依赖症”的情况下，经济增速的显著降低将严重威胁社会稳定；同时经济增速放缓也会造成社会精英的大量流失。应该从两方面来应对经济增速放缓：一是通过行政体制改革促进转变经济增长方式，在传统的增长动力逐渐衰减的过程中及时为经济增长提供新的动力；二是积极推进社会改革以降低社会稳定对高增长的依赖。

一、引言

改革开放以来，中国经济发展取得了举世瞩目的伟大成就。1978~2011 年平均经济增速高达 9.98%。中国 GDP 总量世界排名由 1978 年的第 10 位跃居至 2010 年的第 2 位，占世界 GDP 比重由 1980 年的 1.9% 稳步升至 2010 年的 9.4%。^①

而在当前，中国经济增长态势发生了显著变化，经济增速出现明显下滑。2008~2011 年的平均经济增速比 2000~2007 年降低了 0.9 个百分点，也比改革开放以来（1978~2011）的长期均值低 0.38 个百分点。2012 年第二季度的经济增速进一步延续了下滑趋势，同比经济增速为 7.6%，创下自 2009 年二季度以来的新低，大幅低于 2000 年以来的季度经济增速均值达 2.3 个百分点。学界普遍认为当前的经济增速放缓具有长期化趋势，中国正处于由高速增长阶段过渡至中速增长阶段的新时期（世界银行，2012 等）。^[1]那么，未来经济增速放缓的程度如何？原因是什么？将带来怎样的挑战？应该如何应对？回答这些问题对于使中国顺利进入平稳、较快、可持续发展的新轨道具有重要意义。

本文首先使用增长核算分析框架考察中国经济增长的当前特征和未来走势。增长核算是分析经济增长源泉和未来经济走势的一种主要方法，其突出优势是可以通过对资本、劳动力、人力资本和全要素生产率（TFP）等经济增长动力的明确计算和分析来深入考察经济增长问题。在对未来经济走势进行预测之后，本文进一步从出口、投资、生产成本、TFP 和政府作用五个方面解释经济增速放缓的原因，然后从社会稳定和国家发展的视角考察经济增速放缓带来的挑战，最后提出应对策略。

二、经济增速放缓：当前特征与未来趋势

*[基金项目] 国家自然科学基金项目（No.70973129）；“新世纪优秀人才支持计划资助”项目。

^① 数据来自 IMF 的 World Economic Outlook Database（2012 年 4 月）。

1、经济增速放缓的当前特征

本小节使用增长核算方法考察中国经济增速放缓的当前特征。计算方法同陈彦斌等（2010），^[2]即采用标准的附加人力资本的增长核算模型将经济增长的源泉分解为资本、劳动、人力资本和 TFP 四个方面。^①计算结果（表 1）表明，当前经济增长放缓是由劳动力和 TFP 这两种增长要素的大幅衰减所导致的。2008~2010 年劳动力和 TFP 平均增速分别是 0.36%和-0.73%，较 2000~2007 年分别下降了 0.33 和 3.5 个百分点，也比 1979 年以来的长期均值低 1.5 和 3.1 个百分点。

此外，如果排除政府所采取的超常刺激政策的影响，当前经济体自发的经济增速会进一步降低。增长核算结果显示，当前经济增长主要是由资本的超常增长而驱动的，2008~2010 年资本增速达到远高于其他历史时期的 19.38%，对经济增长的贡献率高达 97%。而资本的超常增长主要源自于政府为应对国际金融危机而在 2008 年底推出的 4 万亿投资计划以及其他一系列扩大内需的刺激措施：2009 年的实际固定资产投资增速达到远高于以往正常水平的历史最高峰 33.2%，相比之下 1981~2010 年的平均增速仅为 15.7%；2010 年虽然有所回落，但仍然处于 19.2%的历史高位。可以推断，当前经济体自发的投资增速必然会大幅低于实际观测值，这意味着当前自发的经济增速也会明显低于实际观测值。

表 1：增长核算（单位：%）

指标	变量	总时间段	子时间段			
		1979~2010	1979~1989	1990~1999	2000~2007	2008~2010
年均增速	GDP	9.95	9.54	10	10.51	9.76
年均增速 (贡献率)	资本	11.68 (59.3)	8.29 (45.3)	11.06 (58)	14.22 (65.9)	19.38 (97)
	劳动力	1.82 (10.9)	3.52 (21.2)	1.31 (8.3)	0.67 (3.5)	0.36 (1.8)
	人力资本	1.76 (11.4)	3.29 (22.1)	0.83 (5.8)	0.83 (4.6)	1.69 (8.8)
	TFP	2.4 (18.1)	1.95 (10.7)	3.5 (27.8)	2.81 (25.9)	-0.73 (-7.6)

2、经济增速放缓的未来趋势

本小节将对中国“十二五”（2011~2015）和“十三五”（2016~2020）时期的潜在经济增长率进行预测。预测方法是：首先使用类似于 Perkins and Rawsk

（2008）、Lee and Hong（2010）和 Wilson and Stupnytska（2007）^{[3][4][5]}的增长核算预测框架将对经济增长的预测分解为对资本、劳动力、人力资本和 TFP 这四方面增长动力的预测，之后借鉴 Perkins and Rawsk（2008）、Maddison（2007）

^① 具体生产函数为 $Y_t = A_t K_t^\alpha (E_t L_t)^\beta$ ，其中 Y 是总产出（GDP）， K 是总资本存量， E 是人力资本（教育）存量， L 是劳动力存量， A 度量除了资本、人力资本、劳动之外所有对总产出有影响的因素， α 和 β 分别度量资本和附加人力资本的劳动的产出弹性。

和张延群等（2009）^{[3][6][7]}的预测思想，分析决定资本、劳动力、人力资本和 TFP 历史运动轨迹的主要因素在未来将发生何种变化，从而预测其未来走势对于历史运动轨迹的偏离。

按照我们关于未来资本、劳动力、人力资本和 TFP 变化趋势的判断，将未来中国经济的基准情形设定如下：^{①②}（1）中国资本积累速度不断加快的趋势将会终止，资本增速将逐渐回落至长期均值水平：资本存量增速将在“十二五”时期由 2000~2010 年间的平均 15.62% 下滑至 1990~1999 年间的 11.06%，并在“十三五”时期进一步下滑至 1979~1989 年间的 8.29%。（2）未来潜在就业人数的变化趋势与联合国（2010）所预测的劳动年龄人口变化趋势相同（相当于假设未来的趋势劳动参与率和自然失业率不变），即潜在就业人数增速由 2010 年的 0.82% 逐步下降至 2020 年的 -0.21%。（3）假设人力资本存量（趋势值）将延续 1990~2010 时期的变化趋势，“十二五”和“十三五”时期的年平均增速分别较其上个时期^③下降 0.075 个百分点，分别达到 0.73% 和 0.65%。（4）TFP（趋势值）增速在 2000~2010 年已经大幅降低至历史最低水平 2.2%，未来预计难以出现明显改观；再考虑到未来中国仍然属于赶超型的新兴市场经济国家，TFP 增速进一步显著下降的可能性较小。因此假设 2011~2020 年间的 TFP 增速将保持在 2.2%，这接近于 Lee and Hong（2010）和 Kuijs（2009）对同时期 TFP 增速所作的预测（分别是 2.3% 和 2.36%）。^{[4][8]}

此外，我们也设定了偏离基准情形的悲观情形和乐观情形，以考察未来经济增速的下界和上界。^④基于对各种情形的设定，使用与陈彦斌等（2010）^[2]相同的核算公式可以得到，^⑤中国“十二五”和“十三五”时期的潜在平均经济增速将分别位于区间 7.41%~9.49% 和 5.39%~7.8%，基准情形下的潜在增速分别是 8.23% 和 6.5%（表 2）。本文的预测结果在已有研究所显示的预测区间之内：

^① 未来各变量的预测值是根据与过去时期的对比来确定的，Wilson and Stupnytska（2007）^[5]认为应该将这种预测理解为在一系列关于未来的合理假设之下考察经济体的表现。对于预测数值的理论和现实价值，我们认同 Perkins and Rawski（2008）^[3]的看法，即：对于一个基于好的模型（如增长核算模型）所作出的预测，即使其得出的预测结果是完全错误的，也可以深化我们对决定未来经济走势的机制的理解，而且还可以为未来的研究者理解实际经济增速偏离预测值的原因以及进一步改进预测模型提供基准。

^② 为了提高预测的准确性，本文在预测时主要关注中长期经济增长趋势，不考虑短期冲击的影响，因此将潜在增长率作为分析和预测的对象。预测中所使用的就业、人力资本和 TFP 指标也都是相应的 HP 滤波之后的趋势值。

^③ “上个时期”的具体含义是：2000~2010 的上个时期是 1990~1999，“十二五”的上个时期是 2000~2010，“十三五”的上个时期是指“十二五”，以下同。

^④ 悲观情形与基准情形的差别是：（1）资本存量增速在“十二五”和“十三五”时期分别较基准情形下降 1 个百分点。（2）每年的潜在就业人数增速较基准情形下降 0.05 个百分点。（3）TFP 增速将在“十二五”和“十三五”时期延续 1979~1999 年 和 2000~2010 年这两个时间段之间的变化趋势，即年平均增速较上个时期下降 0.3 个百分点。乐观情形与基准情形的差别是：（1）资本存量增速在“十二五”和“十三五”时期分别较基准情形提高 1 个百分点。（2）人力资本增速和 TFP 增速都可以保持 1979~2010 年的平均增速。

^⑤ 计算公式是： $dY_t/Y_t = dA_t/A_t + \alpha dK_t/K_t + (1-\alpha)(dE_t/E_t + dL_t/L_t)$ ，其中 Y 是总产出（GDP）， K 是资本存量， E 是人力资本存量， L 是劳动力数量， A 是 TFP， α 是资本的产出弹性（本文的估计值是 0.4874）。

与世界银行（2012）、Kuijs（2009）和张延群等（2009）^{[1][8][7]}所作的预测比较接近；较之 Wilson and Stupnytska（2007）、Maddison（2007）、Lee and Hong（2010）、Eichengreen, Park and Shin（2011）^{[5][6][4][9]}的预测更加乐观，而相对于 Fogel（2007）^[10]的预测结果则更加悲观（详见表 3）。

根据预测结果可以发现，中国当前的经济增速放缓具有长期化趋势，未来经济增速将出现大幅下滑：在没有出现重大经济波动的基准情形下，中国“十二五”和“十三五”时期的潜在经济增速较 2000~2010 年分别下滑 2.3 和 4 个百分点。即使是在较为乐观的情形下，“十二五”和“十三五”期间的潜在经济增速也将分别下滑 1.1 和 2.7 个百分点；而如果在较为悲观的情形下，则下滑幅度将分别高达 3.1 和 5.2 个百分点。

表 2：2011~2020 年潜在 GDP 增速预测（单位：%）

	1979~1989	1990~1999	2000~2010	预测					
				2011~2015			2016~2020		
				基准	悲观	乐观	基准	悲观	乐观
潜在 GDP	9.68	9.69	10.54	8.23	7.41	9.49	6.5	5.39	7.8
资本	8.29	11.06	15.62	11.06	10.06	12.06	8.29	7.29	9.29
潜在劳动力	3.45	1.41	0.61	0.52	0.47	0.52	-0.14	-0.19	-0.14
人力资本（趋势值）	2.74	0.96	0.8	0.73	0.73	1.52	0.65	0.65	1.52
TFP（趋势值）	2.47	3.09	2.2	2.2	1.9	2.57	2.2	1.6	2.57

表 3：一些代表性研究对未来中国经济的预测

研究者	预测期间	预测值（%）
世界银行（2012）	2011~2015	8.6
	2016~2020	7
Eichengreen, Park and Shin（2011）	2011~2020	6.1~7
	2021~2030	5~6.2
Lee and Hong（2010）	2011~2020	6.09（基准情形） 或 7（改革情形）
张延群、娄峰（2009）	2011~2015	8.3
	2016~2020	6.7
Kuijs（2009）	2010~2015	8.4
	2016~2020	7
Perkins and Rawski（2008）	2006~2015	6~8
	2016~2025	5~7
Maddison（2007）	2003~2030	4.98
Fogel（2007）	2000~2040	8.4
Wilson and Stupnytska（2007）	2006~2015	7.7
	2015~2020	5.4

三、经济增速放缓的原因

本节从三重视角分析我国经济增速放缓的原因。首先，从需求视角分析长期以来拉动中国经济增长最重要的出口需求和投资需求；其次，从生产成本（包括劳动力成本、资金成本和资源环境成本）和 TFP 等供给面因素进行分析；最后，从政府的视角分析未来政府对经济增长的推动作用将可能发生怎样的变化。

1、出口增速由于全球技术进步速度减缓、发达国家深陷债务困境以及中国突出的大国经济特征而大幅下滑。当前中国出口形势出现严重恶化：出口增速由 2000~2007 年的 24.8% 降至 2008~2010 年的 6.5%，大幅下降了 18.3 个百分点；净出口对经济增长的平均贡献率也相应由 10.5% 下降至 -6.9%，大幅下降了 17.4 个百分点。预计在未来出口疲软的状态仍将持续。造成出口增速下滑的原因有以下三方面：

第一，全球技术进步速度减缓从根本上降低全球潜在经济增速，抑制中国外部需求的扩大。上世纪后半段，第三次科技革命推动经济实现了持续较快增长，使得世界经济总体上处于一轮长波经济增长的繁荣期；经济繁荣促使世界市场上消费旺盛，为中国提供了有利的外需环境。而在当前，第三次科技革命技术创新浪潮已经逐渐结束，新的技术创新浪潮尚未出现，^①致使在未来较长时期内世界技术创新难以出现飞跃式、突破性进展，世界经济将步入潜在经济增长率下降的漫长过程。

第二，发达国家深陷债务困境，对中国商品和劳务的需求增速将趋于降低。欧盟和美国长期是中国最主要的两大贸易伙伴；而在当前以及未来较长时期内，严峻的债务问题将使得欧美发达国家对中国商品和劳务的需求不会再保持以往的快速增长，中国难以再依赖发达国家的高消费来实现出口的高增长。

一是发达国家居民部门的还债压力使得居民消费增速大幅下滑，减少了对中国商品和劳务的需求。^②金融危机使发达国家居民的资产负债表严重恶化；因此居民部门在当前和未来较长一段时期内会处于重建储蓄和积累财产以偿还债务的阶段（例如，美国的居民储蓄率已经从 2000~2007 年的平均 2.8% 上升到 2011 年的 4.7% 和 2012 年一季度的 3.9%^③），致使以往的负债型消费模式无法持续，消费陷入疲软。

二是发达国家政府部门的债务困境将对中国出口增长造成严重的不利影响。

^① 一般来说，在技术革命刚刚出现时，技术创新的“蜂聚”现象十分明显，但是目前还没有观察到这一现象：OECD 专利技术申请数量增长率从 1998 年左右就基本处于下滑趋势，而且从 2007 年开始连续出现负增长；各技术领域美国专利商标局 (USPTO) 专利申请的增长率在新世纪以后大幅度下降（中国人民大学经济研究所，2011）。^[11]

^② 此外，发达国家政府为解决消费不振所导致的国内经济增长乏力和失业等问题，也必然更多地采取鼓励出口和抑制进口的措施调整其外部不平衡。

^③ 数据是根据月度数据计算的平均值。

当前欧洲是政府债务困境的重灾区，美国和日本等其他发达国家的债务问题也十分严峻。发达国家的债务困境难以在短期内得到有效解决（中国人民大学经济研究所，2011 等）；^[11]据 IMF 估计，发达国家政府总债务占 GDP 比重在 2011~2017 年都将处于历史高位。^①发达国家的政府债务困境将加剧发达国家甚至全球经济衰退风险，抑制中国出口增长：政府债务困境将迫使发达国家实施更加严格的财政紧缩政策，直接降低了总需求规模；同时高政府债务还限制了政府采用财政政策应对短期经济波动的能力；发达国家政府债务困境将提高金融市场的整体风险，并通过金融加速器效应增大实体经济发展的风险。

第三，当前中国突出的大国经济特征决定了出口规模难以继续高速扩张。经过长期高速发展之后，中国在当前已经具有突出的大国经济特征。根据 Guo and N'Diaye（2009）^[12]的计算，当前中国出口占世界市场的份额在 10% 左右，即使中国未来的实际出口增速保持于中等水平（平均约 15%），那么在 2020 年中国的出口占世界市场的份额也将高达约 15%；而对于日本、韩国等经历过高速出口导向型经济增长的亚洲新型工业化国家，其在各自的历史发展轨迹中占世界市场份额的峰值也仅为 10% 左右。可见，当前中国已经形成庞大的出口规模，未来出口规模的进一步快速增长将可能接近世界市场吸收能力的上限，是国外需求所难以消化的，而且国际贸易市场中竞争的显著加剧和贸易摩擦的大幅增多等诸多限制因素也将会随之出现。因此中国出口导向型战略难以持续，出口规模难以继续高速扩张。

2、投资增速将由于工业化进一步推进的空间明显收窄、投资效率出现恶化趋势和“出口—投资”联动机制的消失而显著放缓。改革开放以来，高投资增速促使中国资本得以快速积累，为经济增长提供了重要的动力源泉。1979-2009 年间中国实际投资年均增速高达 12.24%，是发达国家平均水平的 4 倍多。而在未来，中国投资增速将出现显著放缓，主要原因是：

第一，当前中国工业化进一步提高的空间明显收窄，继续通过提高工业化程度来推动投资的模式难以为继。从世界各国的工业化程度对比来看，中国在 2007 年的工业化率已经显著高于除马来西亚以外的其他国家自 1970 年以来的峰值，进一步提高工业化率的空间有限。另外，从工业化时间来看，上世纪完成工业化的主要经济体，其工业化进程平均耗时 15 至 20 年（中国人民大学经济研究所，2009）。^[13]相比之下，中国的工业化进程从 1978 年起至今已超过 30 年，即便是重化工业化从 1991 年起至今也走过了 20 年，因此，当前中国的工业化进程很可能已经走到后期，进一步提升的潜力不大。

第二，当前中国投资效率出现恶化趋势，低效率投资所带来的低回报将阻

^① 数据来源：IMF World Economic Outlook Database（2012 年 4 月）。

碍投资的增加。以投资和增量产出之比计算得到的增量资本产出率（又称边际资本产出比例）是反映投资效率的一个有效指标，该指标反映了一单位的 GDP 增量需要多少单位的投资来拉动。增量资本产出率越高，意味着投资效率越低。该比率的国际平均水平是 2，而中国的增量资本产出率始终高于国际平均水平，并从 1992 年的 2.4 稳步提高到 2007 年的 4.2。当前该比率由于超常高水平的投资增速而猛增到 2008 年的 6.26、2009 年创纪录的 7.8 和 2010 年的 7.3。由此可见，中国当前投资效率出现了严重的恶化，投资的低回报导致了低投资收益，必然会阻碍投资的增加。

第三，“出口—投资”联动机制的消失使得投资收益降低，从而抑制投资需求。改革开放以来，中国外部需求的快速增长有效弥补了高储蓄所带来的国内消费不足问题，缓解了国内消费不足对投资增长的制约，形成了由外部需求消化生产能力的“出口-投资”联动机制。而在未来，外部需求的大幅萎缩将使中国很难延续这一发展模式。

3、以往的低成本优势将随着人口老龄化加速、储蓄率的高位回落和资源环境承载能力的严重降低而不复存在。

第一，劳动力成本由于人口老龄化加速而显著提高。有利的生产型人口结构使中国改革开放之后劳动年龄人口数量大量增加，压低了劳动力成本。而在当前，快速的人口老龄化推动人口结构步入拐点时期，劳动力供给增速的迅速减小带动劳动力成本进入了长期上升通道：根据联合国（2010）的数据，中国老年人口增长率在当前快速提高，并将于 2018 年达到自 1950 年以来的最大值 5.44%；这导致劳动年龄人口（15 至 64 岁）增长率将会由 2010 年的 0.9% 下降到 2016 年的 0.06%，其后增长率将由正转负。

第二，利率将由于储蓄率的高位回落而趋于升高。改革开放以来，高储蓄为中国经济发展提供了充裕的资金来源，压低了金融市场整体利率，降低了企业的投资成本。从国际对比可见，过去 30 年中国实际贷款利率相对于世界主要经济体长期保持于低水平：1980~2010 年中国平均实际贷款利率低于世界主要发达国家 1 至 6 个百分点。

而在未来，储蓄率将由高位回落，进而带动实际利率上升。具体而言，未来国民储蓄中的家庭、企业和政府储蓄三个部分都将趋于降低。引起居民储蓄率下降的因素主要有：人口红利逐渐消退；房屋价格上涨幅度将逐步趋缓，为买房而储蓄的压力可能会削弱；社会安全网的建设和金融深化将降低居民的预防性储蓄；新一代人的消费观念和信用卡等新消费模式的普及。政府储蓄将存在较大的下降压力：中国当前的税负水平已经处于高位，财政收入难以继续保持过去的高速增长，而政府的消费性支出却可能由于老龄化进程加速和其他民生支出的扩大

保持高速增长。同时，未来劳动报酬、企业支付的财产收入净额等企业成本的提高将降低企业储蓄。

第三，资源环境成本由于资源和环境承载能力的严重降低而显著提高。中国长期粗放型的增长方式伴随着资源的高消耗和污染物的高排放，致使当前和未来面临资源品紧缺和环境恶化问题。^①资源品供给能力的严重削弱会推高资源品价格，增加企业的生产成本。生态环境的恶化和人民对生活环境越来越高的要求也会显著增加企业的生产成本：一是通过在生产过程中强调减少污染，这就需要应用施加额外环保要求的生产技术；二是通过加大对已经造成的污染的治理，这需要政府加强对企业污染排放的税费征收。

4、TFP 增速由于制度红利的衰减和技术进步放缓而显著下降。

第一，当前制度红利由于进一步推进市场化改革的难度和风险大幅提升而步入较长期的衰减阶段。市场化改革通过改变资源配置方式和激发微观主体的积极性而释放出巨大的制度红利，是决定当代中国经济走向的关键因素。然而，当前制度红利出现了明显衰减，中国市场化指数在 1981~1999 年的平均增速是 13.7%，进入 21 世纪以后年增幅则普遍降至 5% 以下，且基本保持递减状态，未来预计也难以改观。^②

究其原因，中国的市场化改革基本遵循“由易到难、由经到政”的路径，前期相对简单、低成本的改革已经走完浅水区，但如何走完深水区仍是未知数。一是政府在改革中的尴尬角色是未来改革的一大阻力。与前期的改革相同，未来进一步的改革仍将是权威政府主导的自上而下的改革，而改革的方向则正是政府逐步退出经济领域。自利性的政府人员必然希望继续利用自己的权力分享市场发展过程中的经济利益，不愿意退出市场。可见市场化改革的进一步推进面临来自改革主导者自身的威胁（张孝德，2011）。^[14]二是当前中国在转型过程中形成了许多具有过渡性特征的体制和与之相适应的既得利益集团，既得利益集团希望将过渡性体制长期化而反对进一步推进改革；因此进一步改革需要打破现有的利益格局，触及大量深层次的利益关系，必然面临更高的难度和风险。

第二，当前技术进步出现放缓，未来也难以出现突破性进展。改革开放初期，关于科技发展和人才培养的政策导向和社会环境发生了重大的有利转变，中国的技术水平从一个低起点开始起步，迅速追赶世界先进水平。而在当前，技术进步趋缓，对经济增长的贡献率也由 1990~1999 年的 14.3% 大幅下降至 2000~2007 年

^① 根据国土资源部（2009）的数据，如不加强勘查和转变经济发展方式，预计在 2020 年，我国 45 种主要矿产中的 19 种将出现不同程度的短缺。同时，当前我国生态环境也已经迅速恶化：例如，2010 年的较清洁海域面积比 2003 年减少了 47.3%，人均二氧化碳排放量国际排名由 1990 年的 88 位上升至 2008 年的 77 位（数据来自联合国千年发展目标指标）。

^② 数据来自陈彦斌等（2010）。^[2]

的 7.9%，^①而且这一趋势预计在未来也将长期持续。

技术进步放缓的原因有三。一是前文所述的世界性技术进步在较长时期内处于低谷。二是中国当前和未来对外部知识和技术的吸收能力由于追赶潜力的减弱而明显减小。中国经济长期以来处于技术发展的追赶阶段，对外部知识和技术的吸收是获取技术进步的主要方式，而吸收能力基本上和追赶潜力（与世界先进国家的收入差距和技术水平的差距）成正比。中国当前与世界先进国家的技术差距和经济差距较之以往已经大幅缩小，这就意味着对外部知识和技术的吸收变得更加困难（冯玉明，2007）。^[15]三是当前中国自主创新能力不足，未来可能也难以获得显著提高。当前中国已经步入技术追赶阶段的后期，并在未来将进一步向世界技术前沿靠近，因此自主创新在技术进步中的重要性大大提高（冯玉明，2007；郭熙保等，2007）。^{[15][16]}然而当前中国自主创新能力严重不足，很多关键核心技术和高端技术设备的对外技术依存度过高，如电子信息领域的对外技术依存度超过 80%。^②自主创新的核心动力来自于私营企业而非政府规划和干预，因此当前和未来中国的技术进步更加依赖于良好的市场环境和私营企业实力的壮大（世界银行，2012）。^[1]而在未来较长时期内，政府很可能仍然对经济运行具有较强的影响力，不利于自主创新能力的提高。

5、政府对经济增长的推动作用将可能有所减弱。改革开放以来，政府为实现经济高速增长强烈意愿的驱动下，运用其强大能力通过推动投资扩张来刺激经济增长。政府推动经济高速增长的强烈意愿来自于经济增长是提高居民生活水平和国家实力的根本，是执政党的执政基础和合法性的有力保障。在推动经济增长强烈意愿的驱动下，权威政府运用其强大能力推动投资扩张：一是政府通过运用对资金、土地、矿产、能源等重要经济资源的支配权降低了企业的各种投资成本；二是政府经常同时采用扩张性的货币政策和财政政策方便地刺激投资增长。

而在未来，政府对经济增长的推动作用将可能有所减弱。未来严峻的民生问题无法再单纯依靠经济增长来解决，政府工作的重心将因此由推动经济增长向社会建设等民生领域转移。同时，市场化改革将是未来中国发展的大趋势，政府对于金融市场、资源品市场和其他经济活动的干预能力将可能在一系列市场化改革过程中有所减弱。

四、经济增速放缓所带来的挑战

中国经济增速放缓确实有助于缓解高增长所带来的资源环境压力，但是我们也要正视经济增速放缓所带来的巨大挑战。

1、我国经济与社会已经长期适应高速增长并形成“高增长依赖症”，即

^① 同上。

^② 数据来自 http://news.xinhuanet.com/fortune/2011-09/20/c_122059853.htm。

经济增长成为缓解各类社会矛盾和维护社会稳定的主要方式，因此经济增速明显的趋势性放缓将严重削弱社会的稳定性，这就是“不断做大的蛋糕不能继续做大的后果”。

第一，经济增长的就业弹性仍将处于低水平，为了解决中国严峻的就业问题，需要保持较高的经济增速。中国经济增长的就业弹性长期以来总体表现出不断下降的趋势：1979~1989年，中国经济增长的就业弹性是0.34；1990-2000年和2000~2010年则分别下降至0.1和0.05。经济增长模式、产业结构、劳动力结构和劳动力市场效率等因素是决定就业弹性走势的主要原因（陆铭等，2011），^[17]而这些因素在中短期内都难以发生根本性改变，因此未来就业弹性也将基本保持于低水平。

在低就业弹性背景下，当前和未来严峻的就业形势要求较高的经济增速。尽管劳动人口增速在当前和未来明显下降，但就业问题仍然十分严峻。这是由于新增大学毕业生人数仍将保持于高位，“大学生就业难”问题仍然突出。2003年全国普通高校毕业生总数为212万，随后屡创新高，2011年这一数字已经增至660万，未来也难以出现大幅下降。此外，产业结构的大幅调整将淘汰掉一大批使用落后生产技术的企业，带来大量的结构性失业人员，这些失业的员工对新技术缺乏了解，即使是在全国范围的“技工荒”逐步扩大的总体态势下也难以实现顺利就业。

第二，在社会建设无法取得突破性进展的情况下，通过高速经济增长改善居民（尤其是中低收入群体）的生活水平仍然是维系社会稳定的最主要途径。当前中国社会建设严重滞后于经济建设，没有充分地发挥其扶助社会弱势群体、促进社会公平、提供基本公共服务、协调利益关系、遏制社会失序等功能。社会建设不足严重降低了居民（尤其是中低收入群体）的福利水平和对社会的满意度，大幅提高了社会动荡风险。如果社会建设无法取得突破性进展，那么只能主要通过快速提高居民部门（尤其是中低收入群体）的收入水平以缓解其对于解决社会建设领域深层次矛盾的迫切程度。可见高居民收入增速对于中国是非常必要的，而这这就要求经济总量保持高速增长。

居民部门在收入分配格局中的弱势地位难以改观，因此只有经济总量保持高速增长才能使居民部门总体可支配收入较快增长。中国收入分配格局近年来出现了明显恶化趋势，居民可支配收入占国民总收入比重在1992至2008年间下降了12个百分点，而企业和政府收入占比则都有显著上升（杨天宇，2012）。^[18]这一现象植根于中国政府的财政压力、产业结构的资本密集化和国有企业的强势市场地位等深层次因素（白重恩等，2009），^[19]未来中短期内难以获得实质性改变；这就意味着未来居民部门在收入分配格局中的弱势地位不但难以改观，甚至还有

可能进一步恶化。因此中国难以通过优化收入分配格局提高居民收入增速，而只有通过经济总量的高速增长才能使居民部门获得较快的收入增长。

此外，在当前和未来居民收入差距依然严峻的情况下，为了快速提高受社会建设不足影响尤其严重的中低收入群体的收入水平，也需要经济总量保持高速增长。中国已经从改革开放初期收入分配较为平等的国家变为当前收入分配严重不平等的国家。^①严峻的收入差距主要来自于社会建设滞后所导致的不公正、不合理的分配制度；在未来分配制度没有明显改善的情况下，就无法通过缩小收入差距提高低收入者的收入增速，而只能通过较高的经济增速把可供分配的总收入迅速做大。

第三，严峻的民生压力需要财政支出快速增长，进而要求经济总量保持快速增长以获取相应的财政收入。在当前和未来较长时期内，中国既需要解决以往由于社会建设不足而长期积累下来的住房、教育、医疗和环境保护等重大民生问题，也需要应对人口老龄化不断加快所带来的民生压力，因此财政支出将保持快速增长。这必然要求相应增加财政收入，在中国政府在收入分配格局中的占比已经处于历史高位的情况下，财政收入的增加无法依靠税率的提高，而只能主要依靠经济增长。

2、宏观调控治理短期经济衰退的能力趋于减弱，经济增速的趋势性放缓将带来更大的社会风险。在发生负面冲击时，将出现实际产出低于潜在产出的短期经济衰退。在未来中国潜在经济增速已经处于较低水平的基础上，实际经济增速在负面冲击下的进一步下降可能导致短期经济增速过低的“阵痛”，进而可能引发难以控制的社会危机；这使得中国不可能完全依赖“看不见的手”来促使经济缓慢地调整至均衡状态，而必须通过宏观调控政策迅速刺激经济恢复。然而“增长放缓和通胀压力高企并存”可能是未来宏观经济的基本特征，未来宏观调控政策在应对经济衰退的同时也必须考虑通胀问题；这将削弱宏观调控政策治理短期经济衰退的能力，也就意味着经济增速的趋势性放缓将带来更大的社会稳定风险。

第一，未来通胀的形成机制将可能发生显著变异，通胀率的长期均值将出现系统性提高，未来经济将可能长期呈现“增长放缓和通胀压力高企并存”的特征。中国未来将面临较大的成本推动和输入型通胀压力：劳动力成本、资源环境成本、农产品价格和国际大宗商品价格在未来可能都趋于上涨。过去有效抑制通胀发生的因素（货币深化和房地产市场高速发展）可能也将出现逆转。综合来看，未来经济将可能长期呈现“增长放缓和通胀压力高企并存”的特征。事实上，这一特征在 2011 年已经初步显现：2011 年中国 GDP 同比增长 9.2%，CPI 同比

^① 根据中国人民大学中国宏观经济分析与预测课题组(2011)年的测算，我国基尼系数在 2010 年高达 0.52，远高于国际警戒线 0.4。

提高 5.4%，而 2009 年和 2010 年这两个指标则分别为 9.2%、-0.7%以及 10.4%、3.3%。

第二，通胀会给中国居民家庭带来严重的财产损失，尤其会对中低收入家庭和弱势群体造成更大的负面影响，大大增加社会不稳定因素。一是在当前中国的居民家庭财产积累水平与结构特征下，通胀会给中国居民家庭造成严重的财产损失。当前中国家庭的财产积累水平较以往有了大幅提高，而财产结构依然以名义资产为主，^①抗通胀能力仍然停留在低水平。因此，通胀将给中国居民部门造成大量的财产缩水，大幅降低社会福利。根据肖争艳等（2012）^[21]的计算，当前持续 10 年 5%通胀下的居民财产缩水所导致的社会福利成本（对消费的补偿比例）平均为 1.8%，与持续 10 年经济增速下滑一个百分点所产生的社会福利成本之比高达 32.9%。二是未来中国通胀将可能由于二元经济结构的长期存在和农产品资本化倾向加剧等因素的作用而仍以食品价格大幅上涨为特征；中低收入家庭和农村居民的食品支出占比相对更高，因而所受到的负面影响更加严重。三是相对于中低收入家庭，富人的资产持有结构更为多元化且实际资产占比更高，因此通胀对中低收入家庭的财产侵蚀更严重，从而进一步拉大中国的贫富差距。^②

第三，在“保增长”和“控通胀”两大政策目标需要兼顾的情况下，宏观调控政策治理短期经济衰退的能力将会被削弱。治理短期经济衰退的宏观调控政策应该是以见效快的总需求管理为主（这也是中国以前惯用的“保增长”措施），而这种调控方式在未来将面临两难困境：如果采用扩张总需求的政策，那么虽然对“保增长”有所裨益，但是会进一步加大居于高位的通胀压力；相反，如果采用收缩总需求的政策，那么虽然将对“控通胀”起到效果，但是可能会进一步降低经济增长率。因此宏观调控必须在“保增长”和“控通胀”两者之间艰难地寻找平衡，治理短期经济衰退的能力从而被严重削弱。

3、经济增速放缓将导致更加严重的社会精英流失，引起物质资本和人力资本的双重流失。

当前中国出现了严重的社会精英流失，以富裕人群和知识精英为主体的第三次移民热潮可能正在形成。^③当前精英群体的流失源自于中国与发达国家在教育水平、法制环境、医疗体系、环境质量、食品安全等方面的显著差距。^④在这种情况下，中国经济的发展活力是留住和吸引精英群体的关键；当前中国经济的活

^① 具体数据详见肖争艳等（2011）。^[20]

^② 具体数据详见肖争艳等（2011）。^[20]

^③ 详见招商银行和贝恩公司联合发布的《2011 中国私人财富报告》、胡润研究院与中国银行私人银行联合发布的《2011 中国私人财富管理白皮书》和中国社科院 2010 年发布的《全球政治与安全》。

^④ 根据招商银行和贝恩公司（2011）的数据，58%的高净值人群愿意进行投资移民的原因是改善子女的受教育情况，43%的人是希望保障财富安全，32%的人是为养老做准备，16%的人是为了海外投资和业务发展便利。

力仍然远强于发达国家，仅有 16%的高净值人士^①是为了海外投资和业务发展便利而考虑移民，而且相当一部分已经移民的高净值人士仍然将其事业重心和相应资产留在国内以谋求发展。^② 而在未来，中国经济增速将显著放缓，同时发达国家逐渐由金融危机的谷底进一步复苏，这将缩小中国与发达国家之间经济增速的差距，削弱中国经济对于精英群体的吸引力，加剧精英群体的流失。社会精英的流失意味着物质资本和人力资本的双重流失，将对国家的发展前途造成严重的不利影响。

五、应对策略

为了应对经济增速放缓压力所带来的挑战，应该着重做好两方面工作：一是确保一定的经济增速，防止出现“硬着陆”。二是增强社会稳定性，降低社会对高增长的依赖。

1、推进行政体制改革以促进经济增长方式转变，将经济增速维持于合意的较快水平。以往的经济增长方式无法再持续，为了将经济增速维持于合意的较快水平，防止出现“硬着陆”，就必须加快转变经济增长方式，在传统增长动力逐渐衰减的过程中及时通过技术进步、制度变革和扩大国内居民消费等途径为经济增长提供新的动力。

行政体制改革正是转变经济增长方式的关键。行政体制改革的核心内容是政府角色与定位的转型，即由发展主义型政府转变为公共服务型政府；这将重新划定政府和市场的边界，避免政府对微观经济的过多干预，促进市场化改革进一步深入推进。行政体制改革对于推动经济增长方式转变的重要意义在于：行政体制改革将经济发展的主导权由政府转移到企业和居民，建立起更加公平高效的市场经济制度，可以从根本上激发经济发展的内在活力，有利于促进技术进步和其他经济运行效率的提高；可以避免由于政府的扭曲性政策而导致的低效率投资和产业结构失衡；可以减少权力寻租、促进机会平等，有利于缓解贫富差距并刺激居民消费等。具体来说，应该从以下几方面推进行政体制改革：

第一，进行政府自身改革。继续深化行政审批制度改革：在进一步清理、减少和调整行政审批事项的同时，强化对审批权力运行的监督和制约，并改进和创新行政审批服务方式，提高审批透明度和效率。完善对地方政府的考核制度：改变以 GDP 为核心的相对目标考核体系，提高地方政府考核体系中的市场经济法制建设、监督管理效率和公共服务水平所占权重。进行财政体制改革：要将财政支出主要应用于公共服务而不是经济建设，大幅提高维护市场秩序、教育与培训、

^① 不同研究机构对高净值的具体数值范围的定义可能有所不同，但都是指的个人净资产很高的富裕阶层。

^② 《瞭望东方周刊》（2011），《南方日报》（2011 年 12 月 13 日，http://www.chinanews.com/cj/2011/12-13/3526884_4.shtml）。

医疗卫生、环境治理、公共文化建设等公共服务性支出所占比重；此外，按照财权与事权相匹配的要求进一步理顺各级政府间财政分配关系，为地方政府的基本公共服务提供相应的财力保证。

第二，进行要素市场改革。逐步推动能源和矿产等资源品价格改革，建立起市场化的资源品价格形成机制，使其能够合理反映市场供求关系、资源稀缺程度和环境污染成本。在保持金融体系稳定的前提下积极推动利率市场化改革，提高金融市场效率，减少金融市场扭曲。

第三，深化垄断行业改革。加快细化与落实鼓励民间投资的政策措施，降低金融、铁路、能源等长期垄断性领域的市场准入门槛，强化市场竞争。

第四，加快推进大型国有企业改革。目前国有企业主要集中于大企业层面，未来应着重针对目前大型国有企业日常经营中严重的非市场因素进行改革，建立现代企业制度，完善公司治理架构，使企业成为真正意义上的市场竞争主体。

2、积极推进社会改革以增强社会的稳定性，降低社会对经济高速增长的依赖。社会建设明显滞后于经济建设是导致中国出现社会架构的稳定性持续降低、对经济增长的依赖性逐步增强的主要原因之一。为了缓解经济增速趋势性放缓所带来的社会风险，就必须加快推进社会改革，弥补社会建设领域的历史欠账，降低社会对经济增速的依赖度。具体来说，应该从调整分配方式、扩大就业、完善社会基本公共服务体系和提高社会管理水平四个方面推进社会改革。

第一，建立体现社会公平的分配方式，着力降低贫富差距。降低贫富差距不仅可以有效缓解社会矛盾，还有助于壮大社会中间阶层，强化社会的自主稳定功能。而且公平的分配方式本身就是构建公正合理社会秩序的关键内容，能够增强人们对社会秩序的满意度和认同感，夯实社会稳定的基础。

应该在初次分配环节，健全工资的正常增长机制，重点提高普通劳动者报酬所占比重；加强对垄断行业工资水平的调控力度；增加收入分配的透明度，坚决取缔非法收入。在二次分配环节，通过税制改革减轻中低收入者的税收负担，加大对高收入者的税收调节。在三次分配环节，进一步引导、规范和促进慈善事业的发展。此外，还应通过引导房地产业规范健康发展和房产税改革等手段调节居民财产分布，逐步改变财产持有严重不平等的格局。

第二，扩大就业和促进再就业。就业是居民改善生活条件的基本途径，同时也是居民接触社会的主要渠道、实现自身价值的最重要手段。因此扩大就业是维持社会稳定的重要保障。

应该深化户籍管理体制改革的，消除城乡二元的就业体制障碍；结合结构性失业人员的特点，提供个性就业指导；对高校毕业生进行就业指导，鼓励毕业生深入农村以及基层就业；鼓励自主创业，积极落实小额担保贷款及贴息等创业扶持

政策；加快就业信息服务体系建设，整合公共就业服务机构，为劳动者提供方便快捷的就业信息。

第三，完善社会基本公共服务体系。社会基本公共服务是指政府在公共教育、社会保障、医疗卫生、住房、公共文化、基础设施等诸多方面向全民提供基本的生活服务和保障。完善基本公共服务对于改善中低收入者尤其是社会弱势群体的福利水平具有极其重要的作用，是社会健康平稳运行的重要支撑。

应该强化对地方政府的基本公共服务绩效考核和行政问责；依据中央与地方管理责任的划分加快完善公共财政体制，保障基本公共服务支出；改革基本公共服务提供方式，引入竞争机制，实现提供主体和提供方式多元化；推进基本公共服务均等化，大力缩小区域和城乡间公共服务水平的差距。

第四，提高社会管理水平，维护社会和谐稳定。社会管理具有协调利益关系和缓解社会矛盾的重要作用：强化社会管理可以使群众利益诉求的表达更加通畅、社会舆情的汇集和分析更加高效，还可以通过灵活和丰富的途径将矛盾及时化解于基层和萌芽。

应该鼓励各类社会组织依法参与社会管理；推进社区建设以完善基层社会管理体系，加强政府管理与基层自主管理的配合与互动；集中社会管理资源重点应对影响面大的社会热点问题。

参考文献

- [1] The World Bank. “China 2030: Building a Modern, Harmonious, and Creative High-Income Society”, 2012.
- [2] 陈彦斌、姚一旻:《中国经济增长的源泉:1978-2007年》,载《经济理论与经济管理》,2010(5)。
- [3] Perkins, D.H. and E. Rawski. “Forecasting China’s Economic Growth to 2025”. in Loren Brandt and Thomas G. Rawski, eds., China’s Great Economic Transformation, Cambridge University Press, 2008.
- [4] Lee, J. and K. Hong. “Economic Growth in Asia: Determinants and Prospects”. Asian Development Bank Working Paper Series No. 220, 2010, September.
- [5] Wilson, D. and A. Stupnytska. “The N-11: More Than an Acronym”. Global Economics Paper No. 153, Goldman Sachs Economic Research, New York, 2007.
- [6] Maddison, A. “Contours of the World Economy, 1-2030 AD”. New York: Oxford University Press, 2007.
- [7] 张延群、娄峰:《中国经济中长期增长潜力分析与预测:2008—2020年》,载《数量经济技术经济研究》,2009(12)。
- [8] Kuijs, L. “Investment and Saving in China”. World Bank China Office Research Working Paper No.1, 2005.
- [9] Eichengreen, B., D. Park and K. Shin. “When Fast Growing Economies Slow Down: International Evidence and Implications for China”. NBER Working Paper 16919, 2011.
- [10] Fogel, R. “Capitalism and Democracy in 2040: Forecasts and Speculations”. NBER Working Paper 13184, 2007.
- [11] 中国人民大学经济研究所:《复苏放缓、风险上扬与结构刚性冲击下的中国宏观经济》,2011。
- [12] Guo K. and P. N’Diaye. “Is China’s Export-Oriented Growth Sustainable?”. IMF working paper, WP/09/172, 2009.
- [13] 中国人民大学经济研究所:《中国宏观经济分析与预测(2009年第三季度)——次高速增长时期的中国经济增长》,2009。
- [14] 张孝德:《拐点转型与中国模式再创新》,载《经济研究参考》,2011(25)。
- [15] 冯玉明:《自主创新:新兴工业化经济体的经验与中国的前景》,载《新华文摘》,2007(11)。
- [16] 郭熙保、肖利平:《技术转移、自主创新与技术追赶方式转变》,载《华中科技大学学报》,2007(4)。
- [17] 陆铭、欧海军:《高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究》,载《世界经济》,2011(12)。
- [18] 杨天宇:《国民收入分配格局对居民消费需求的扩张效应》,载《学习与探索》,2012(2)。
- [19] 白重恩、钱震杰:《谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析》,载《中国

社会科学》，2009（5）。

[20] 肖争艳、程冬、戴轶群：《通货膨胀冲击的财产再分配效应——基于中美两国的比较研究》，载《经济理论与经济管理》，2011（6）。

[21] 肖争艳、姚一旻：《中国通胀与经济增长放缓福利成本的比较研究》，载《经济理论与经济管理》，2012（5）。

China's Economic Growth Rate Slowdown: Reasons, Challenges, and Policy Suggestions

CHEN Yanbin, YAO Yimin

(School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872)

Abstract: China's economic growth slowdown will continue in the future: in the baseline model, the potential economic growth rate will decline by 2.3 and 4 percentage points in the 12th and 13th five-year plan period compared to the 2000~2010 period. The reasons are: the growth rate of export and investment will slow down substantially; low-cost advantage will cease to exist and the growth rate of TFP will decline; government's role in promoting economic growth may be weakened. Under the situation that the society still has strong “growth dependency syndrome” in the future, the large reduction of the economic growth will seriously undermine social stability, and economic growth slowdown will also cause a huge loss of social elites. There are two ways to deal with the challenges of economic growth slowdown: first, transform the economic growth mode by administrative system reform to prevent a "hard landing", and secondly, promote social reform to strengthen social stability and reduce the dependence of the society on economic growth.

Key words: economic growth; growth accounting; growth dependency syndrome; administrative system reform; social reform

社会性支出与城市居民收入不平等关系研究

摘要：过去的研究普遍认为，我国改革开放以来财政支出在结构上不尽合理，一个重要表现就是建设性支出比重相对较高，出现了所谓“支出偏向”现象。那么一个顺其自然的推测就是应该加强社会性支出比重，以矫正这种偏向。问题在于，但从社会性支出看，是否就合理呢？本报告从社会性支出的本质入手，从理论上说，社会性支出属于公共支出范畴，其目的之一就是为了解决平等问题。假如一个地区社会性支出增加，有理由认为该地区的平等程度会增强。鉴于平等的定义很宽泛，本报告选取基尼系数作为平等的一个度量指标，尽管这指标存在很多不足，但从量化角度不失为一个近似度量，并且基尼系数也是经济学家最常用的度量平等的指标。本报告按照标准的基尼系数计算方法，基于公开统计数据，计算了各省市的基尼系数，并且按照我国的财政统计口径，把社会性支出定义为教育支出、医疗卫生支出和社会保障支出。

运用面板数据方法和空间计量经济学方法，本报告的研究结果显示，单纯的从社会性支出和基尼系数之关系看，教育支出和社会保障支出规模与基尼系数显著正相关，而医疗卫生支出和社会性支出和基尼系数的关系不显著，这可以解释为在教育支出和社会保障支出较高的地区，基尼系数反而较高。也就是说，社会性支出增强了一个地区内的不平等！社会性支出的公平导向功能失灵了！我们进一步计算了人均社会性支出的情况，结果发现，实际医疗支出可能会降低不平等，但影响不显著；而人均教育支出较高、社会保障支出较高的地区，基尼系数反而也高。即人均社会性支出同样没有起到促进平等的作用。

本报告进一步测试了地方政府围绕社会性支出展开竞争以及地区财政自主程度对社会性支出平等效应的影响，结果发现，当考虑到这两个因素时，社会性支出和基尼系数之关系表现出某种程度的非线性。首先，当考虑到地方政府围绕社会性支出展开竞争时，邻区社会性支出水平会影响本地区社会性支出和基尼系数的关系。当邻区社会性支出水平较低时，本地区社会性支出会促进不平等；而只有当其他地区社会性支出超过一定规模时，本地区相应社会性支出规模的进一步扩大才会降低基尼系数。其次，当考虑到本地财政自主程度时，如果本地财政自主程度较低，那么本地的社会性支出会促进不平等；反之，只有当本地财政自主度高到一定程度的时候，本地社会性支出增加才会降低不平等程度。

本报告的政策建议如下：

1、改革开放以来，我国各地区的社会性支出及其分类支出基本上没有起到促进地区内平等的作用，恰恰相反，在一定程度上这些社会性支出反而增强了不平等。究其原因，并不是社会性支出过多过少的问题，而是社会性支出并没有真正按照促进平等的目标来进行合理设计。因此，我们建议在社会性支出的预算制定时，必须首先要确定可行的平等目标，然后按此目标设计社会性支出的具体计划。

2、从本报告的研究结论看，各地区教育支出、社会保障支出实际上在增强不平等；而医疗支出在一定程度上促进了平等。因此，在进一步加强医疗的地区公平性投入的同时，必须调整教育支出和社会保障支出的结构，一是教育支出要做到义务教育全国范围均等化；社会保障支出地区内均等化；教育支出和社会保障支出需要和城市化相配套，做到城市化过程

中流动人口在教育和社会保障上的公平待遇。

一、研究背景

改革开放 30 多年来,我国经济取得了举世瞩目的成就,从 1978 到 2010 年,年均经济增长率接近 10%。但是,经济增长的成果并没有普遍惠及大多数人,收入差距持续扩大。根据亚洲开发银行的研究,从 1993 到 2004 年,中国基尼系数上升了 5%以上,在亚洲国家中位居第二(ADB, 2007)。根据程永宏(2007)的研究,1981 年中国基尼系数仅为 0.29,到了 2004 年,中国基尼系数升高到 0.44。而最近几年中国的基尼系数更是在 0.5 左右徘徊,已接近拉美国家的水平。在居民收入分配相对差距扩大的同时,绝对差距也在扩大。1993 到 2004 年,中国 20%的最低收入者收入仅增加了 3.4%,而 20%的最高收入者收入增加了 7.1%。收入不平等不仅会阻碍未来经济增长,更会导致社会矛盾加剧,影响社会稳定,因此调整收入分配已经成为我国现阶段经济发展方式转型的重要问题。

除了区域收入差异和要素分配不公会造成收入分配不平等外,个体间能力、技能以、以及城乡差异也是收入分配不公的重要来源。本文研究的对象主要是后一类收入分配的不平等及其背后的原因城乡收入差距(李实, 2003; 陆铭和陈钊 2004; 万广华等 2005)。除了家庭因素外,社会因素是阻碍个体收入分配差异缩小的重要因素,其中最主要的社会因素是机会在个体之间的机会不平等,包括受教育的机会、享受高质量医疗服务和各类社会保障的机会等。从机会公平的角度来理解我国近些年来收入分配差异不断拉大的事实与我国近些年提倡的包容性增长或包容性发展理念一致。包容性增长强调“参与”和“共享”,“参与”意味着经济发展过程中个体要有平等的机会,“共享”意味着所有个体都能够利用机会共享经济发展的成果(Al i 和 Zhuang 2007)。因此,收入不平等问题的治理不能局限于“切蛋糕”,而更应该注重在增加经济总量的过程中增强弱势群体分享经济增长成果的能力,因此利用公共支出手段提高低收入者参与经济活动的能力不失为一种有效手段。

为了剔除区域收入差异的影响,本文以省内基尼系数的变化为对象,利用省级面板数据研究财政支出在一个地区内收入分配中的作用。同时,考虑到不同类型的支出可能会对收入分配有不同的影响,我们侧重于社会性支出的作用。本文第二部分是一个文献回顾,第三部分描述事实,提出问题。第四部分是实证分析部分,利用空间分析、工具变量方法和系统 GMM 方法研究社会性财政支出与 gini 系数之间的关系;最后一部分是结论。

二、国内外研究现状和趋势

已有文献中，对收入分配的研究非常丰富。这些文献对收入分配的测算、影响因素、地区差异、城乡差异以及与经济增长之间的关系等方面都有涉及。基于政策方面的考虑，财政支出与居民收入分配的关系也受到很多学者的关注。一类文献研究收入不平等对财政支出结构和规模的影响，这常见于公共财政、公共选择和新政治经济学文献中，这超出了本课题的研究范围；另一类文献研究财政支出规模及结构对居民收入分配的影响，这是本课题关注的问题。如莫亚琳和张志超（2011）基于城乡面板数据分析了公共财政支出对收入分配的影响，结果显示财政支出的增加提高了基尼系数。邓旋（2011）认为，由于地方政府财政支出有着“城市偏向”，因而财政支出的增加拉大了城乡收入差距。贾俊雪和宁静（2011）利用微观数据考察地方政府支出结构对居民收入分配的影响，发现财政支出规模总体上恶化了收入分配。

上述结论显然与财政支出对收入分配影响的传统看法不一致，传统观点将财政支出视为收入再分配的手段，更重视教育支出、医疗卫生、救济和抚恤支出、养老保险、医疗保险、失业保险以及政策性补贴等支出类型对收入分配的影响。这类支出都被称为“社会性支出”^①。如 Jones（2007）的研究表明，社会性支出的增加能够显著减少收入不平等。对社会保障的研究表明，社会保障支出会显著降低收入不平等（何立新，2007；何立新和佐藤宏，2008；齐良书，2011）。其中对收入分配有重要影响的是教育支出、医疗卫生支出、农业支出等。文献研究表明，这类支出对收入分配的影响并不明确。如刘穷志（2008）的研究表明，支农支出与支援不发达地区支出对贫穷地区的收入不平等有较好的抑制作用，但是会增加总体的不平等程度；Henriet 和 Rochet（2006）认为教育支出和医疗支出如果通过收入税融资，就具有收入再分配的性质，会降低收入不平等；否则可能会恶化收入分配。由于教育、医疗卫生等支出本身提高了低收入者的人力资本水平，因此从这个角度来讲，政府在教育 and 医疗卫生方面的支出有利于缓解收入分配的不均（Eckstein 和 Zilcha, 1994；金双华，2006；陈安平，2009）。Sylwester（2002）发现在高收入国家，公共教育支出对不平等的负向影响更大。但是，如果同时考虑到教育支出与社会保障支出，公共教育支出也可能对收入不平等具有正向影响（Glomm 和 Kaganovich 2003，2008）。邱伟华（2009）的研究发现，公共教育能够有效地缩小家庭教育投资差距，从而降低收入差异；社会保障则通过减少低收入家庭的劳动供给、增加其有效家庭教育时间来降低收入差异。数值

^①此外，有的学者还将住房支出（比如廉租房的补贴）纳入社会性支出的范畴（中国经济增长与宏观稳定课题组，2006），但是鉴于各省住房支出中社会性支出数据较少，我们不考虑这类支出的作用。

模拟结果显示,在同样的支出水平下公共教育调节收入差异的能力比社会保障更强。并且当存在财政预算约束时,从降低收入差异的角度来看,若财政预算规模较低则应当将资金优先用于公共教育;若财政预算规模较高则应当在公共教育与社会保障之间保持平衡。

与经常性支出相对应的支出是资本性支出,或称经济性支出,如基本建设支出。Ferranti 等(2004)、Calderon 和 Serven(2004)的经验分析发现,在公路、大坝和电信上的公共投资缓解了拉美等国的收入不平等。Ramos 和 Roca-Sagates(2007)对英国的研究则表明,与经常性支出一样,资本性支出也会降低收入不平等,虽然它的作用低于经常性支出。Muinelo 和 Sagales(2011)利用 43 个中高收入和高收入国家的非平衡面板数据证明,公共投资既能促进经济增长,也会削减收入不平等。但 Brakeman 等(2002)却认为政府在基础设施上的投资增加了欧洲的不平等,Banerjee(2004)、Banerjee 和 Somanathan(2007)也得出了类似的结论。对中国的研究支持有一种发现,贾俊雪和宁静(2011)利用微观数据考察地方政府支出结构对居民收入分配的影响,发现资本性支出对收入分配有不利影响;从上述研究我们可以发现,资本性支出对收入分配的影响并不明确。

三、财政分权、社会性支出与收入分配不平等

1. 社会性支出与财政分权

本文将社会性支出定义为教育支出、医疗卫生支出和社会保障支出。根据《中国财政年鉴》的统计口径,教育支出一般包括教育事业费和教育基建支出,但是后者比重较小,因此我们用教育事业费来代表教育支出;医疗支出是指卫生经费支出,主要是卫生事业费;社会保障支出主要包括抚恤和社会福利支出、社会保障补助支出。《中国财政年鉴》中,2006 年以前社会性支出分别给出教育事业费、卫生经费、抚恤和社会福利救济、社会保障补助支出等四项,2007-2010 年给出教育、医疗卫生、社会保障和就业、住房保障支出等四项,其中教育支出包括教育事业费,也包括教育基建支出;社会保障支出包括抚恤和社会福利支出和社会保障补助支出。由于 2007 前后的统计口径有差异,因此教育支出和社会保障支出数据不具有完全可比性。为了统一口径,我们用教育事业费来表示教育支出、将 2007 年前的抚恤和社会福利支出与社会保障补助支出合并,作为社会保障支出,这个数据与 2007 年后的社会保障与就业数据的可比性增强。

图 1 显示了 1998 年以来全国教育支出占全部财政支出的百分比、社会保障支出在财政总支出中的百分比以及医疗卫生支出在财政支出中的百分比。从全国范围来看,教育支出和医疗卫生支出比重都比较高,社会保障比例相对较低。由

于统计口径的变化，图中显示教育、医疗和社会保障支出的比重都有所升高。但是，总体上来说，社会性支出结构没有发生太大的变化。但是，21 世纪医疗，我国社会性支出的规模不断增加。图 2 显示从 2000 年到 2009 年人均教育支出、人均医疗支出和人均社会保障支出规模的变化趋势。无论 2007 年前，还是此后，我国社会性支出规模都持续增长。

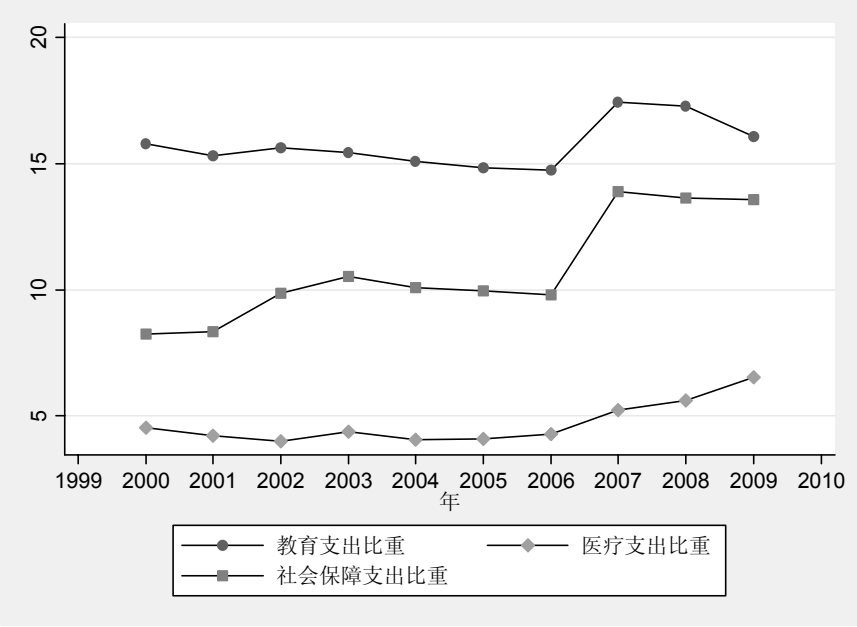


图 1 地方政府社会性支出百分比的变化

来源：中国财政年鉴

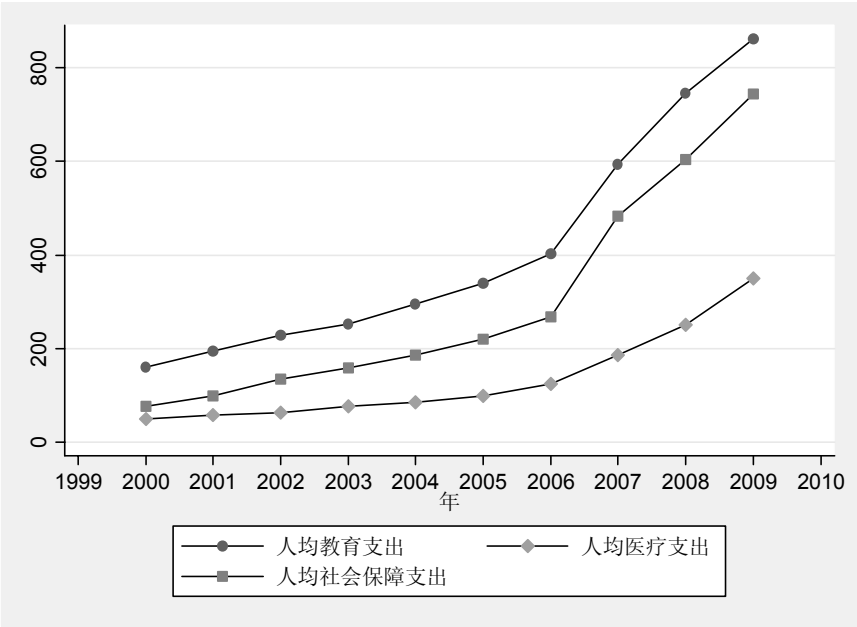


图 2 地方政府社会性支出规模

来源：中国财政年鉴

根据财政联邦主义理论，财政支出的规模与财政分权有关。从以往文献来看，

衡量财政分权的指标主要有以下六种：

财政分权指标

指标 1 (fd1)：各地区财政收入/全国财政收入的百分比

指标 2 (fd2)：各地区人均财政收入/全国人均财政收入的百分比

指标 3 (fd3)：各地区人均财政收入占本地 GDP 的比重/全国人均财政收入与 GDP 的比重

指标 4 (fd4)：各地区财政支出/全国财政支出的百分比

指标 5 (fd5)：各地区人均财政支出/全国人均财政支出的百分比

指标 6 (fd6)：各地区人均财政支出占本地 GDP 的比重/全国人均财政支出与 GDP 的比重。

我们将上述六种指标用图 3-5 分分别进行描述，从收入和支出指标的对比来看，虽然指标 1 和指标 4 比较一致，但是地区财政收入规模和支出规模更多与该地区经济发展程度有关，因此与其它它们是财政分权程度，不如说是事后的结果。而指标 2 与指标 5 是省级人均财政收入和人均财政支出衡量的财政分权程度，虽然北京、天津和上海三个直辖市的支出分权和收入分权程度比较相似，但是对于其他地区来说差异较大，东部发达地区的收入分权程度较高，支出分权程度较低；相反，西部发达地区的支出分权程度较高，收入分权程度较低。指标 3 和指标 6 也存在同样的问题。鉴于上述指标衡量的财政分权程度有较大的差异，在分析时可能存在矛盾的结果。

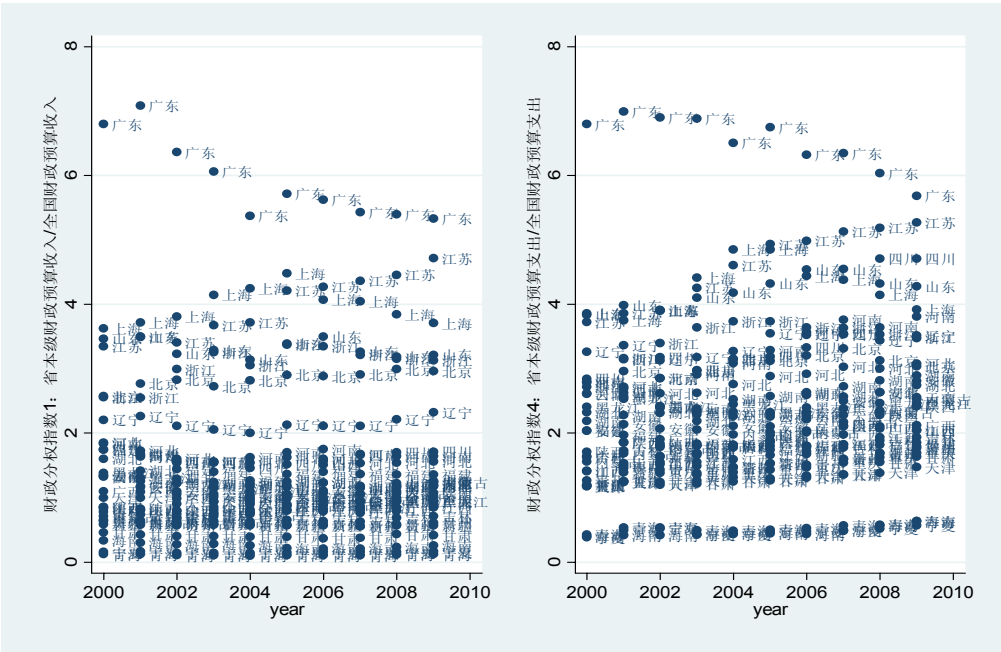


图 3 财政分权指标 fd1 和 fd4 的比较

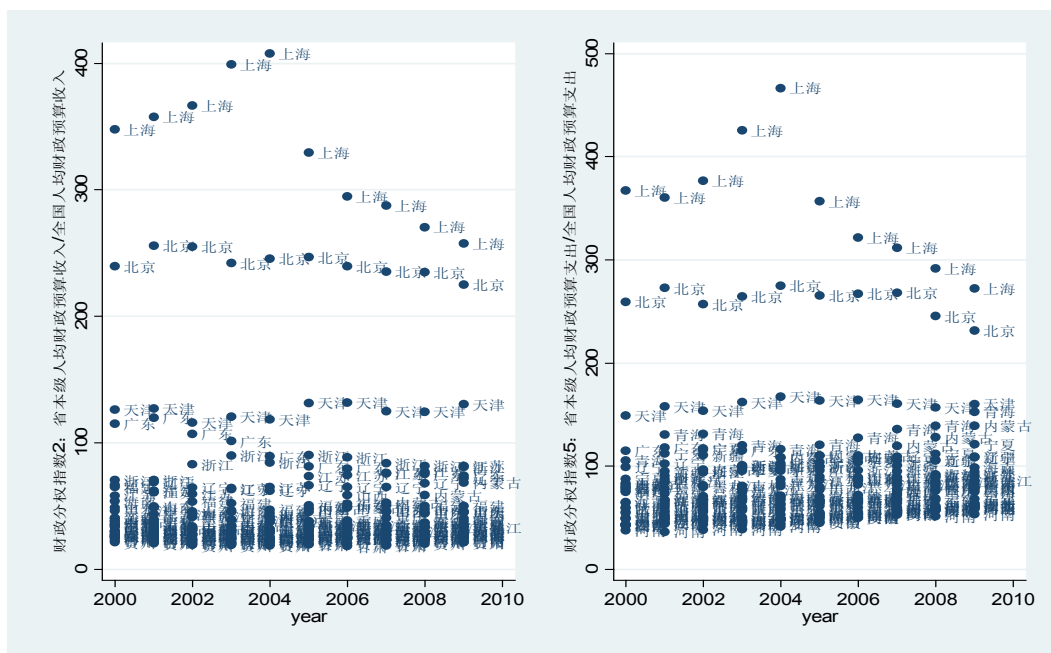


图4 财政分权指标 fd2 和 fd5 的比较

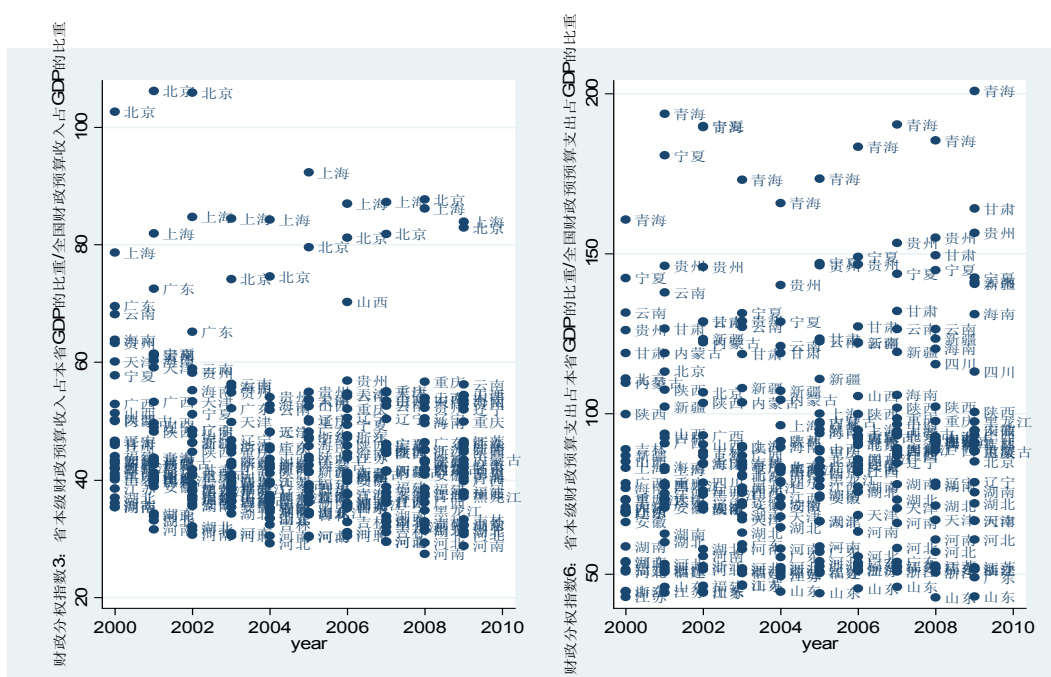


图5 财政分权指标 fd3 和 fd6 的比较

除了上述六个指标，也有其他的指标来衡量财政分权，如 Lin 和 Liu（2000）^②用各地财政收入边际留存率作为衡量地方财政自主程度，但是该指标仅适用于分税制之前的财政包干制，分税制改革后，该指标无法得到，因此财政自主度适

^② Lin, J.Y. and Z., Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", Economic Development and Cultural Change, Vol.49, pp.1~22.

用范围较窄。此外，还有一些学者用预算外收入和支出衡量财政分权程度，但是一般来说，省内预算外收入和支出比重较小，并且预算外收入和支出基本平衡，因此加入预算外收入和支出可能对前六种财政分权程度恐怕没有多大的影响。

最近，陈硕和高琳（2012）^③提出运用省级预算内收入占省本级预算内财政总收入（或总支出，总支出和总支出必相等）的比重度量该地区财政自主度。我们将该指标定义为 fd7。该指标的好处是它既体现了分权随时间变化的特征，也体现了分权的空间和地区差异。

$$\text{指标7(fd7)} = \frac{\text{省本级预算内财政收入}}{\text{省预算内财政总支出}}$$

但是，该指标的分母中省预算内财政总支出中并不都是当地政府购买公共物品和公共服务的支出，其中包括省级政府对中央政府的上解支出，这部分支出实际反映了原来地方政府财政负担的支出转移到中央财政负担，因此需要将一部分财政收入转移给中央政府。为了更准确刻画地方政府的支出负担，我们将分母减去当年地方政府上解中央政府支出的部分。得到财政分权的指标 8（fd8）。显然，fd8 要比 fd7 高。

$$\text{指标7(fd8)} = \frac{\text{省本级预算内财政收入}}{\text{省预算内财政总支出-上解中央支出}}$$

从图 6 和图 7 可以看出，两个指标反映的财政分权程度从空间区域差异上来说是一致的，相对于 fd7，fd8 略高。两个指标既具有时间变化趋势的异质性，也具有地区差异的异质性。因此用本文认为指标 7 和指标 8 是刻画中国财政分权程度的较好指标。

^③ 陈硕，高琳，2012，央地关系：财政分权度量及作用机制再评估，《管理世界》2012 年第 6 期



图 6 财政分权指标 fd7 和 fd8 的比较

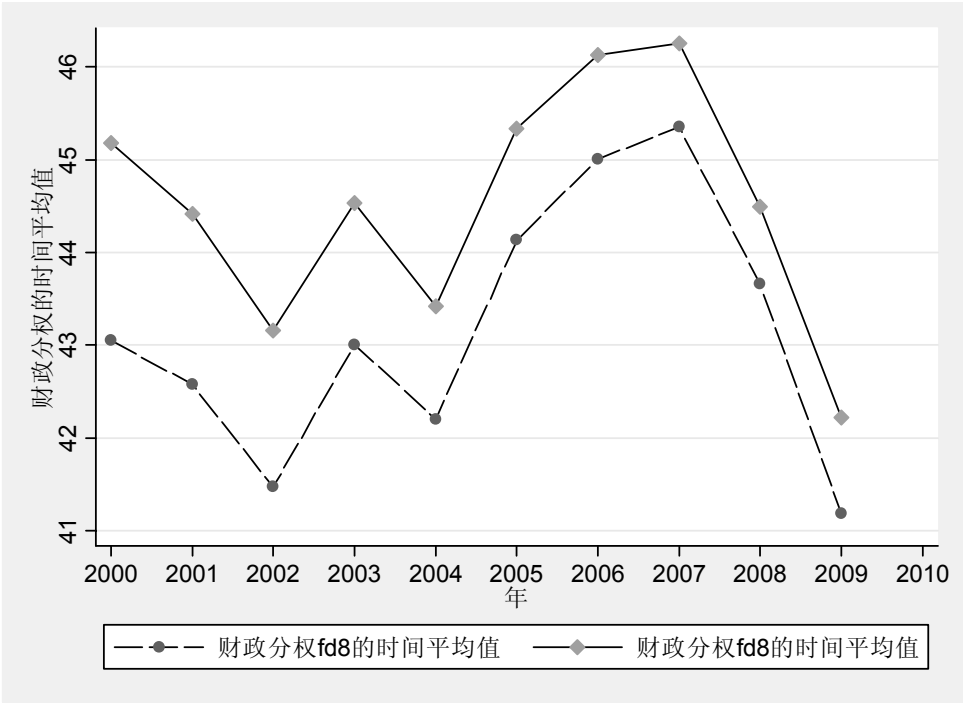


图 7 财政分权 fd7 和 fd8 的时间变化趋势

根据财政分权理论，财政分权程度与地方政府的支出规模有密切关系。如上文定义，社会性支出包括教育、医疗和社会保障支出。本文分别用 $\ln reduper$ 、

lnrmedper、tlnrssper 和 tlnrpubper 表示人均实际教育支出自然对数、人均实际医疗支出自然对数、人均实际社会保障支出自然对数与人均实际社会性支出自然对数，图 8 和图 9 分别显示了这些支出规模与财政分权 fd7 和 fd8 之间的散点图以及二次拟合曲线。我们发现，财政分权与教育支出规模、医疗卫生支出规模、社会保障支出规模和社会性支出规模都呈 U 型。这意味着，当财政分权程度较低时，地方政府财政自主度的升高会导致人均实际社会支出规模下降；只有当财政分权程度超过 40%后，财政自主度的提高才会进一步增加政府对社会性支出的投入。从图 6 的财政分权地区差异来看，发达地区的分权程度更高，这意味着这些地区财政自主程度的提高会使得社会性支出规模进一步增加；低收入地区正好相反，财政自主程度的提高反而会使得社会性支出规模进一步下降。这可能是因为低收入地区的政府更倾向于利用增强的财力进行生产性投资，以在短期内促进经济增长。

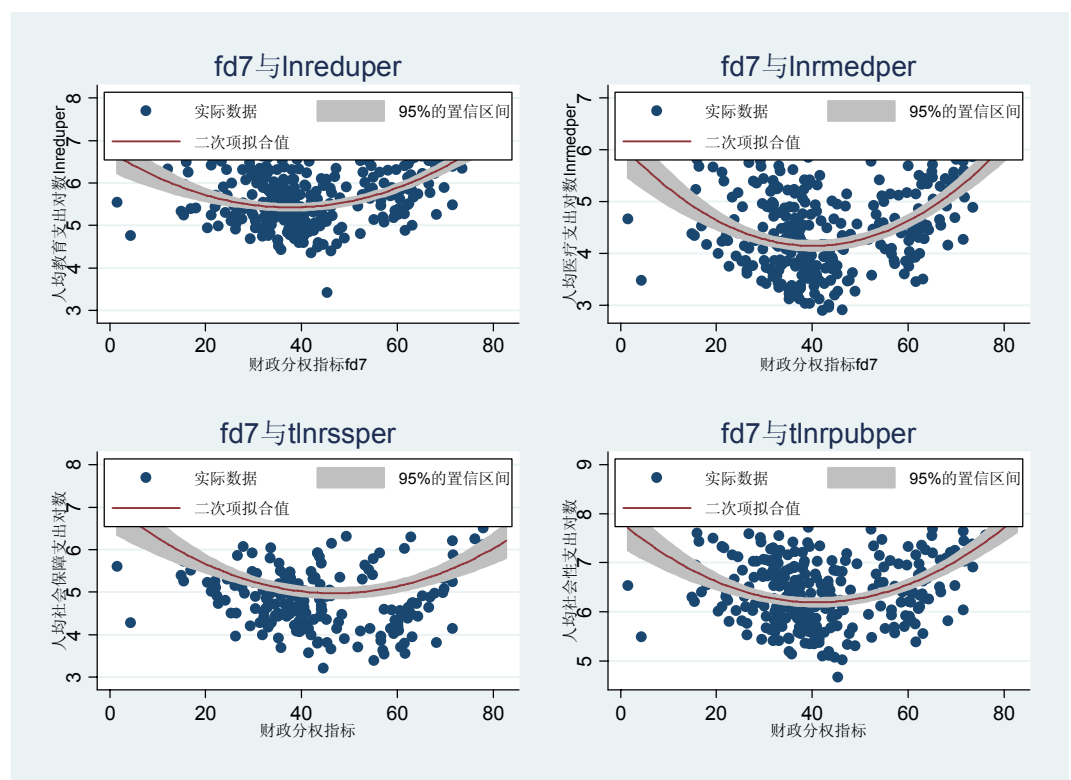


图 8 财政分权 fd7 与社会性支出规模

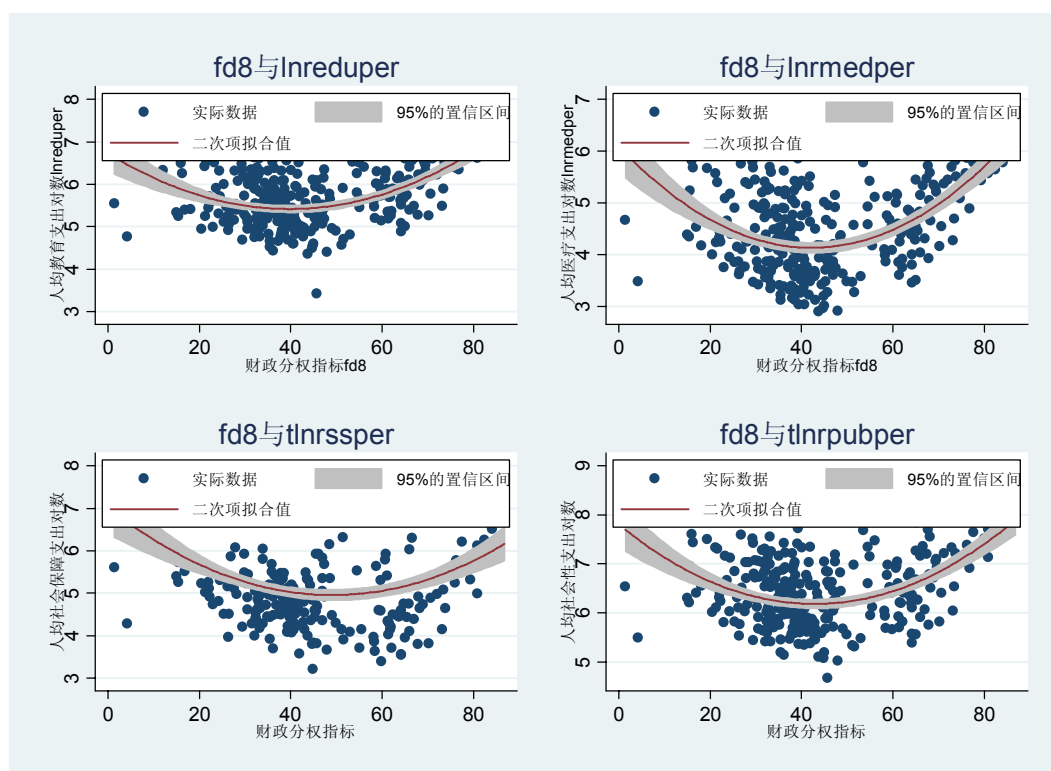


图 9 财政分权 fd8 与社会性支出规模

2. 不平等程度的度量

长期以来，对于我国居民收入分配不平等的研究都是基于全国数据展开。图 1 显示了历年全国基尼系数的变化趋势。我们发现，从 1998 年，全国总的的不平等程度不断升高，到 2010 年，甚至高达 0.5，接近拉美国家的水平。但是这个数字并没有考虑到地区间不平等程度，由于我国幅员辽阔，地区差异很大。区域差异更多与该地区的环境和发展战略选择等因素有关，而省内差异更可能与本地政府公共政策选择有关，因此研究财政政策对收入分配的影响最好是利用省级数据进行研究。

为了进一步研究社会性支出对不平等的影响，我们按照基尼系数的计算原因，基于公开统计数据计算了各省市的省级 gini 系数，以衡量省内不平等程度（具体计算和数据来源参见附录一和二）。由图 10 可以看出，2000 年以来，省内 gini 系数在 2000-2002 年显著升高，随后 2002-2004 年连续两年下降，此后都保持了比较平稳的状态，甚至在 2008 年后有下降的趋势。尽管如此，省级的收入差距程度远低于全国水平，前文已经阐述了理由。

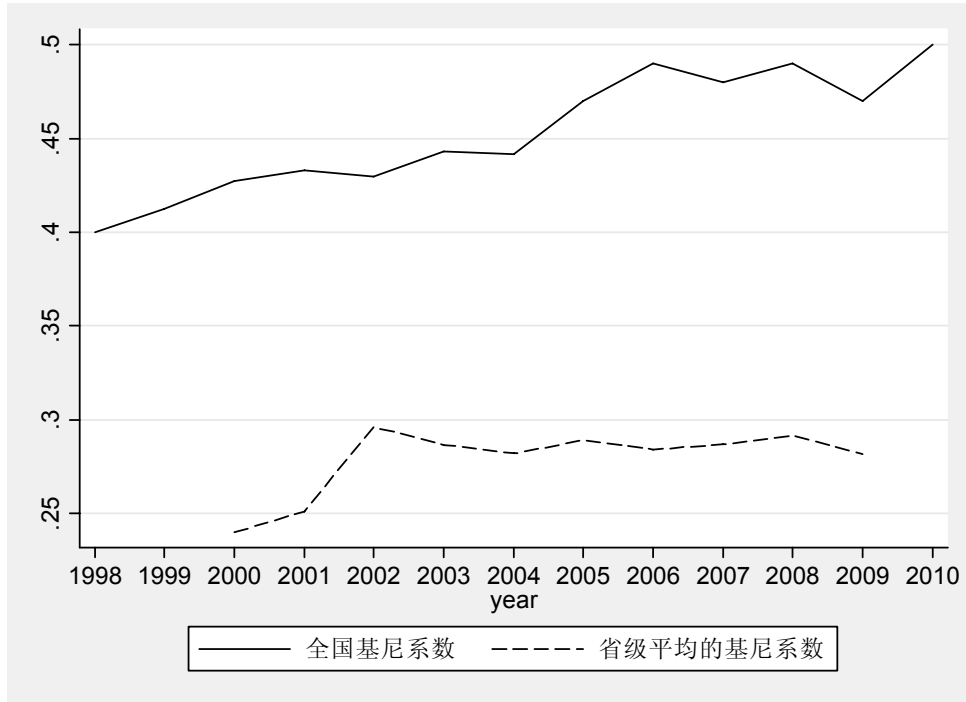


图 10 全国和省级基尼系数

来源：全国基尼系数根据程永红（2007）和网络资源整理，因此只是估计数

由于社会性支出在培育人力资本、增强劳动参与能力、平滑代际消费等方面的作用，这些支出会作用于该地区的收入分配状况。因此，本文认为，教育支出、医疗卫生支出、社会保障支出以及三者之和会影响本地区的收入不平等程度。但是，社会性支出影响收入分配不只与支出规模有关，也与社会性支出的分布有关。支出分布在不同群体间分布的不平等，不但不会降低不平等程度，反而会加剧不平等程度。

四、实证分析

为了检验社会性支出如何影响不平等程度，本文首先构建一个简单的回归方程（1）。其中因变量是各省的基尼系数。解释变量包括：各类人均社会性支出 g 、人均实际 GDP 自然对数 y ，投资占 GDP 的百分比 i 、各地外商直接投资占 GDP 的比重 fdi 、贷款占 GDP 的比重 cr ，初中教育以上人口占 6 岁以上人口的比重 h ，城市化率 ur 、国有企业工业产值占工业总产值的比重 $stata$ 、15-64 岁人口比例 lab ，通货膨胀率 π 以及地区的固定效应 μ 。

$$gini_{it} = f(g_{it}, y_{it}, i_{it}, fdi_{it}, cr_{it}, h_{it}, ur_{it}, stata_{it}, lab_{it}, \pi_{it}, \mu_i) \quad (1)$$

如上文所述，社会性支出包括教育支出，医疗卫生支出、社会保障支出以及三项之和，本文用各类社会性支出的人均实际值自然对数来和占 GDP 的比重表

示支出规模。计算人均支出实际值时，我们设定基期为 2000 年，用各地总的实际支出额除以当地常住人口数量得到人均实际支出值，并取对数。人均实际 GDP 也是以 2000 年基期来计算，并去对数，该变量用来控制地区的收入水平。投资占 GDP 比重反映物质资本的投资率，刻画投资对收入分配的影响。一方面投资可能会导致收益项资本所有者聚集，加剧收入分配不平等；另一方面也可能导致资本收益率下降，劳动生产率升高，反而降低收入不平等，因此它的符号并不确定。外商直接投资 FDI 占比反映政府竞争水平，政府竞争水平越高，资源配置的扭曲程度可能越强，因而会恶化收入分配。贷款占比反映本地金融发展程度，由于我国的金融资源配置扭曲，因而它会加剧不平等状况。6 岁以上人口拥有初中以上教育水平的人口占比反映社会人力资本状况，人力资本水平的提高会降低不平等。城市化水平用各地城镇人口占总人口的比例来衡量，考虑的城乡差异，城市化水平越高，不平等程度会下降。国有企业工业产值比重反映该地区国有经济部门的控制力，相对市场部门，国有经济部门内收入分配较平等，因而国有企业产值比重升高会促进平等。社会中劳动力占比主要用来控制人口结构对收入分配的代际影响，因而他会降低不平等。通货膨胀反映经济波动对收入分配的影响，对收入分配的影响不确定。上述解释变量中，除了财政支出 g 外，收入水平 y 、通货膨胀率 π 是经济条件的控制变量，投资率 i 、外省直接投资比例 fdi 、贷款比重 cr 是政府的政策变量，国有经济部门产值比重 $state$ 、人力资本水平 h 、城市化水平 ur 、劳动力比重 lab 是表示社会经济变量。简单回归结果如表 1 所示。

表 1 模型 (1) 的简单回归结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
自变量	$gini$	$gini$	$gini$	$gini$
g	2.478*** (0.815)	-1.111 (0.775)	1.576*** (0.460)	0.971 (0.888)
y	0.766 (1.187)	5.865*** (1.266)	1.466 (0.964)	3.264** (1.425)
i	-0.0616*** (0.0176)	-0.0631*** (0.0242)	-0.0628*** (0.0173)	-0.0825*** (0.0221)
fdi	0.116 (0.112)	0.203 (0.137)	0.130 (0.112)	0.210 (0.137)
cr	0.0158* (0.00836)	0.0377*** (0.0104)	0.0166** (0.00832)	0.0354*** (0.0105)
$state$	-0.0262 (0.0202)	-0.0329 (0.0269)	-0.0325 (0.0205)	-0.0323 (0.0270)
h	-0.0490** (0.0222)	-0.0473** (0.0235)	-0.0542** (0.0222)	-0.0548** (0.0237)

ur	-0.0913*** (0.0181)	-0.0696*** (0.0192)	-0.0774*** (0.0186)	-0.0721*** (0.0192)
lab	0.0782 (0.105)	0.178 (0.122)	0.0101 (0.104)	0.149 (0.123)
π	0.0492 (0.0649)	0.0532 (0.0657)	0.0537 (0.0640)	0.0518 (0.0659)
常数项	10.17 (7.856)	-29.19** (11.88)	14.21* (8.260)	-12.11 (11.99)
估计方法	re	fe	re	fe
观察值个数	291	291	291	291
个体数量	30	30	30	30
		0.287		0.284
变量 g 的具 体表达式	lnredpper	lnrmedper	tlrnsper	tlrnpubper

注：(1) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量

(2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(3) fe 为固定效应模型估计方法、re 为随机效应估计方法，根据豪斯曼检验判断

一般来说，基尼系数的变化是一个长期的过程，回归中的各项系数与其说是反映社会经济特征、经济状况以至于政府政策的变化对基尼系数变化的影响，不如说是在特定的社会经济条件下和政策下，基尼系数的特征。从结果中我们发现，教育支出和社会保障支出规模的系数显著为正，而医疗卫生支出和社会性支出的系数都不显著，这可以解释为在教育支出和社会保障支出较高的地区，基尼系数反而较高。其他解释变量中，较高收入的地区有较高的基尼系数，投资率较高的地区基尼系数较低、信贷比例较高的地区基尼系数较高、人力资本水平 h 和城市化率 ur 较高的地区基尼系数显著较低。其他变量， fdi 、 $state$ 、 lab 和 π 的系数都不显著。表 2 中对社会性支出比重进行回归，发现财政支出比重的系数都不显著。

表 2 支出比重的回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	gini	gini	gini	gini
自变量				
g	0.321 (0.312)	-0.537 (0.642)	0.140 (0.232)	0.0692 (0.123)
估计方法	fe	fe	fe	fe
Observations	291	291	291	291
Number of id	30	30	30	30
R-squared	0.284	0.283	0.282	0.282
支出 g 的具体变量	edu_gdp	med_gdp	tss_edu	tpub_gdp

简单回归忽略了政策变量，尤其是财政政策的内生性问题。在新政治经济学

文献中，收入分配不平等状况可能会刺激政府进行社会性支出，因此社会性支出与基尼系数之间的关系不是正向的，而是反向的，即基尼系数影响社会性支出。为了解决内生性问题，我们用工具变量法进行回归。基本方程仍未（1），但是假设变量 g 是内生的，它的工具变量是该地区的财政分权程度和空间相关地区的社会性支出规模。

本文基于省级行政区 i 的省会城市和省级行政区 j 的省会城市间的地表距离 d_{ij} 构造距离加权空间变量。当 $d_{ij} \leq 1624 \text{ km}$ 时， $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$ ；当 $d_{ij} > 1624$ 时， $w_{ij} = 0$ 。其中， w_{ij} 是矩阵 w 中的第 i 行第 j 列的元素。在本文中，由于时间 $T=10$ ，地区个数 $N=30$ ，因此面板数据的空间矩阵是一个 $NT \times NT$ 的矩阵 W ，它反映的是研究所关心的在每个年度 T 内 N 个地区的空间关系，具体形式如下：

$$W = \begin{bmatrix} w_{2000} & \cdots & 0 \\ 0 & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & w_{2009} \end{bmatrix}$$

其中， $w_{2000}, \dots, w_{2010}$ 分别表示 2000-2010 年 30 个省级行政区的空间权重矩阵 w 。鉴于本文所采用的基于地表距离的空间关系不会随时间而变化，因此 $w_{2000} = \dots = w_{2010} = w$ 。根据空间加权矩阵，我们计算出社会性支出占 GDP 比重与人均实际社会性支出的 Moran I 指数（表 3）。由此可知，财政支出都存在空间相关性。

表 3：Moran I 指数

变量	I	E(I)	sd(I)	z	p-value*
edu_gdp	0.556	-0.003	0.035	15.829	0.000
med_gdp	0.445	-0.003	0.035	12.733	0.000
tss_gdp	0.469	-0.003	0.035	13.418	0.000
tpub_gdp	0.501	-0.003	0.035	14.291	0.000
lnreduper	0.27	-0.003	0.035	7.704	0.000
lnrmedper	0.291	-0.003	0.036	8.28	0.000
tlnrssper	0.309	-0.003	0.036	8.8	0.000
tlnrpubper	0.26	-0.003	0.036	7.411	0.000

将 $wlnreduper$ 、 $wlnrmedper$ 、 $wtlnrssper$ 和 $wtlnrpubper$ 分别定义为人均实际教育支出、人均实际医疗支出、人均实际社会保障支出和人均实际社会性支出的距离加权的空间变量；将 $wedu_gdp$ 、 $wmed_gdp$ 、 $wtss_gdp$ 和 $wtpub_gdp$ 分别定义为教育支出比重、医疗卫生支出比重、社会保障支出比重与社会性支出比重的距离加权空间变量。人均实际支出对基尼系数的回归结果以及第一阶段的结果见表 4。工具变量的非识别检验、弱识别检验以及过度识别检验显示模型设计是合理的。最终回归结果发现，虽然人均实际医疗支出可能会降低不平等，但影响不

显著，人均教育支出较高、社会保障支出较高的地区，基尼系数反而也高。并且，相对于简单回归方程，通货膨胀系数显著为负，说明经济波动增加反而降低不平等程度。

表 4： 人均社会性支出的工具变量回归结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	gini	gini	gini	gini	gini	gini	gini	gini
g	2.900** (1.457)	3.161** (1.491)	-0.729 (0.814)	-0.676 (0.819)	3.566*** (1.063)	3.566*** (1.063)	4.867*** (1.495)	4.850*** (1.495)
y	0.917 (1.841)	0.693 (1.856)	5.405*** (1.218)	5.306*** (1.214)	-0.743 (1.798)	-0.743 (1.798)	-1.329 (1.986)	-1.313 (1.987)
i	-0.0803*** (0.0235)	-0.0843*** (0.0240)	-0.0688** (0.0278)	-0.0693** (0.0281)	-0.0576** (0.0291)	-0.0576** (0.0291)	-0.0711** (0.0280)	-0.0706** (0.0280)
state	-0.0248 (0.0272)	-0.0265 (0.0274)	-0.0338 (0.0266)	-0.0349 (0.0267)	-0.0462 (0.0285)	-0.0462 (0.0285)	-0.0452 (0.0286)	-0.0450 (0.0285)
fdi	0.148 (0.161)	0.162 (0.163)	0.214 (0.155)	0.226 (0.157)	0.148 (0.121)	0.148 (0.121)	0.123 (0.116)	0.123 (0.116)
cr	0.0278*** (0.00999)	0.0294*** (0.0102)	0.0380*** (0.0100)	0.0387*** (0.0102)	0.0315*** (0.0108)	0.0315*** (0.0108)	0.0338*** (0.0108)	0.0339*** (0.0108)
h	-0.0553*** (0.0152)	-0.0563*** (0.0151)	-0.0495*** (0.0177)	-0.0516*** (0.0177)	-0.0820*** (0.00974)	-0.0820*** (0.00974)	-0.0778*** (0.00894)	-0.0778*** (0.00894)
ur	-0.0731*** (0.0187)	-0.0747*** (0.0188)	-0.0708*** (0.0182)	-0.0713*** (0.0182)	-0.0353* (0.0211)	-0.0353* (0.0211)	-0.0525*** (0.0190)	-0.0527*** (0.0190)
lab	0.137 (0.130)	0.136 (0.130)	0.176 (0.126)	0.179 (0.126)	0.211 (0.128)	0.211 (0.128)	0.295** (0.127)	0.296** (0.127)
π	0.0368 (0.0733)	0.0308 (0.0737)	0.0540 (0.0719)	0.0551 (0.0719)	-0.357*** (0.109)	-0.357*** (0.109)	-0.374*** (0.106)	-0.374*** (0.106)
g 表示的变 量 工具变量非 识别检验	lnreduper 55.063***	lnreduper 53.24***	lnrmedper 83.804***	lnrmedper 82.63***	tlrnsper 50.71***	tlrnsper 50.734***	tlrnpuber 59.051***	tlrnpuber 59.196***
工具变量弱 识别检验	86.499	80.778***	203.502***	202.146***	52.293***	52.321***	172.549***	173.733***
所有工具变 量过度识别 检验	2.35	1.565	0.043	0.437	0.027	0.039	0.463	0.401
观察值个数	291	291	291	291	233	233	233	233
个体数量	30	30	30	30	30	30	30	30
R-squared	0.283	0.281	0.286	0.286	0.210	0.210	0.257	0.257
iv	wlnreduper 和 fd7	wlnredupe 和 fd8	wlnrmedper 和 fd7	wlnrmedpe 和 fd8	wtlrnsper 和 fd7	wtlrnsper 和 fd8	wtlrnpuber 和 fd7	wtlrnpuber 和 fd8
第一阶段回归								

wg	0.599*** (0.0774)	0.6032*** (0.079)	0.7274*** (0.0413)	0.7341*** (0.041)	0.8671*** (0.0849)	0.8655*** (0.0847)	0.8216*** (0.0444)	0.8202*** (0.0442)
fd7	-0.0063** (0.0029)		-0.0044** (0.0021)		0.001 (0.0039)		-0.0019 (0.0018)	
fd8		-0.0056** (0.0027)		-0.0036* (0.002)		0.0001 (0.0039)		-0.002 (0.0019)

注：(1) 非识别检验(Underidentification test)的统计量是 Kleibergen-Paap rk LM 统计量
(2) 弱识别检验 (Weak identification test) 的统计量是 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量
(3) 工具变量的过度识别检验是 Hansen J 统计量
(4) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量
(5) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

将人均实际社会性支出换成社会性支出占 GDP 的比重作为解释变量重新进行回归，得到与上述相似的结论。为节省空间，本文不再完全列出该表，只给出各类社会性支出的系数，我们发现，医疗卫生公共支出较高的地区有较低的收入不平等程度。因此，综合表 4 和表 5 的结果来看，教育支出规模、社会保障支出规模较高的地区不平等程度反而较高，医疗卫生支出较高的地区，不平等程度较低，但是医疗支出在影响收入分配方面作用不强，因而总的社会性支出规模较高的地区不平等程度较高。

表 5 社会性支出比重的工具变量回归结构

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	gini	gini	gini	gini	gini	gini	gini	gini
g	0.0196 (0.487)	0.0940 (0.488)	-1.857** (0.793)	-1.805** (0.792)	2.113*** (0.723)	2.106*** (0.723)	0.713*** (0.258)	0.715*** (0.258)
iv	wedu_gdp 和 fd7	wedu_gdp 和 fd8	wmed_gdp 和 fd7	wmed_gdp 和 fd8	wtss_gdp 和 fd7	Wtss_gdpr 和 fd8	wtpub_gdp 和 fd7	wtpub_gdp 和 fd8

注：(1) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量
(2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

我们进一步讨论工具变量的含义。财政分权与各类财政支出负相关，意味着当地方政府财政自主权增强时，社会性支出规模反而会下降；与本省距离较近地区的社会性支出规模具有显著的溢出效应，当相近省份的社会性支出升高时，本地区的社会性支出规模也会升高。这实际上意味着，本地社会性支出对收入分配影响的程度反映了财政分权和空间财政竞争的作用，但是这种方法并没有直接反映本地区社会性支出对收入分配的影响。为了考察本地政府社会性支出的直接影响，并且考虑到财政分权与空间财政竞争对本地社会性支出的影响，我们构建以下两个模型：

$$gini_{it} = f(g_{it}, wg_{it}, g_{it} \times wg_{it}, y_{it}, i_{it}, state_{it}, fdi_{it}, cr_{it}, h_{it}, ur_{it}, l_{it}, \pi_{it}, \mu_i) \quad (2)$$

$$gini_{it} = f(g_{it}, fd_{it}, fd_{it} \times g_{it}, y_{it}, i_{it}, state_{it}, fdi_{it}, cr_{it}, h_{it}, ur_{it}, l_{it}, \pi_{it}, \mu_i) \quad (3)$$

两个模型中,社会性支出的距离加权空间变量用 wg 表示, fd 依然分别用 $fd7$ 和 $fd8$ 来衡量。方程 (2) 考察了空间财政竞争对本地区收入不平等的影响, 方程 (3) 考察了财政自主度与本地社会性支出交互作用对本地区收入分配的影响。考虑到本地财政支出的内生性, 我们用系统 GMM 对方程 (2) 和方程 (3) 分别进行回归, 结果如表 6 和表 7 所示。从回归结果中来看, 所有社会性支出规模对不平等程度的影响都是正的, 即社会性支出规模越高的地区收入不平等程度反而越强, 较近距离地区的社会性支出和财政自主度提高都会恶化本地区的收入分配状况。但是, 这些并没有考虑财政分权和距离加权的空间财政支出与本地区社会性支出之间的相互作用, fd 与 g 的交叉项、 wg 与 g 交叉项系数都是负的, 并且除了教育支出与 fd 只在 10% 的水平上显著外, 其他系数都在 1% 的置信水平上显著。这个结果意味着本地社会性支出对收入分配的影响与财政分权程度和其他地区社会性支出的规模有关。通过计算, 我们发现, 只有当其他地区社会性支出超过一定规模时, 本地区相应社会性支出规模的进一步扩大才会降低基尼系数, 这是因为在较低的社会性支出水平上, 地方政府对社会性支出的配置更有可能扭曲, 因而本地社会性支出的增加反而恶化本地收入分配。与此相似, 只有当本地财政自主度高到一定程度的时候, 本地社会性支出增加才会降低不平等程度。这也意味着, 在较低的财政自主度下, 社会性支出不利于降低收入不平等程度, 因为这会造成地方政府扭曲财政支出结构, 产生不利于低收入者的财政支出安排。

表 6 方程 (2) 的系统 GMM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	gini	gini	gini	gini
自变量				
g	17.82*** (3.775)	6.244*** (1.882)	6.745*** (2.073)	19.13*** (3.194)
wg	9.959** (3.673)	3.693* (2.146)	6.891* (3.429)	12.91*** (3.555)
$g \times wg$	-2.064*** (0.405)	-0.920*** (0.258)	-0.959*** (0.267)	-2.086*** (0.329)
y	-0.559 (1.768)	2.322 (2.201)	0.212 (2.156)	-1.421 (2.218)
i	-0.0707** (0.0314)	-0.0703** (0.0321)	-0.125** (0.0494)	-0.127*** (0.0449)
$state$	-0.00271	0.00384	-0.0354	-0.0308

	(0.0330)	(0.0302)	(0.0235)	(0.0297)
fdi	0.602*	0.185	0.185	0.236
	(0.307)	(0.357)	(0.301)	(0.279)
cr	-0.00511	-0.000683	0.00537	-0.00886
	(0.00592)	(0.00948)	(0.00710)	(0.00604)
h	-0.0276	-0.0105	-0.0462**	-0.0364*
	(0.0184)	(0.0147)	(0.0179)	(0.0185)
ur	-0.167***	-0.136***	-0.0768	-0.119**
	(0.0468)	(0.0453)	(0.0574)	(0.0492)
lab	0.134	-0.0121	-0.0187	0.147
	(0.144)	(0.202)	(0.218)	(0.184)
π	-0.0303	0.0169	-0.193***	-0.183***
	(0.0373)	(0.0508)	(0.0689)	(0.0557)
常数项	-55.42***	-9.308	-4.073	-72.55***
	(17.74)	(13.83)	(12.73)	(19.69)
AR(1)	-3.93***	-4.18***	-3.28***	-3.85***
AR(2)	0.22	-1.17	-0.2	0.21
Hansen test	25.49	25.91	25.01	25.11
Diff-in-Hansen 检验	外生	外生	外生	外生
g 表示的变量	lnreduper	lnrmedper	tlrnsper	tlrnpuber
Observations	291	291	233	233
Number of id	30	30	30	30

注: (1) 工具变量的过度识别检验是 Hansen J 统计量, 拒绝零假设表示不存在过度识别问题
(2) Diff-in-Hansen 的 Chi-sq 统计量用于检验工具变量是外生的, 不拒绝表示工具变量外生
(2) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量
(3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 7 方程 (3) 的系统 GMM 回归

变量	(1) gini	(2) gini	(3) gini	(4) gini	(5) gini	(6) gini	(7) gini	(8) gini
g	4.096*** (1.087)	4.082** (1.528)	1.485* (0.761)	2.177** (1.002)	5.923*** (0.911)	6.109*** (1.542)	6.930*** (1.040)	7.363*** (1.600)
fd	0.124 (0.118)	0.0323 (0.132)	0.112 (0.0720)	0.118* (0.0695)	0.285*** (0.0614)	0.248** (0.106)	0.332*** (0.0885)	0.326*** (0.0938)
fd*g	-0.0297* (0.0147)	-0.0223 (0.0231)	-0.0368*** (0.0110)	-0.0463*** (0.0128)	-0.0653*** (0.00884)	-0.0669*** (0.0185)	-0.0635*** (0.0127)	-0.0630*** (0.0124)
y	1.794 (2.021)	1.474 (1.933)	4.113*** (0.846)	5.063*** (1.708)	2.091 (1.430)	3.853** (1.760)	0.610 (1.332)	0.970 (1.813)
i	-0.0725 (0.0718)	-0.119*** (0.0358)	-0.0442 (0.0604)	-0.100 (0.0789)	-0.143*** (0.0209)	-0.199*** (0.0669)	-0.134*** (0.0241)	-0.122 (0.0786)
state	0.00536	-0.0440	-0.00402	0.0102	-0.0599***	-0.0556**	-0.0692***	-0.0549*

	(0.0381)	(0.0325)	(0.0216)	(0.0173)	(0.0136)	(0.0248)	(0.0185)	(0.0291)
fdi	0.619	0.216	0.211	0.349**	0.0633	0.137	0.0553	0.262
	(0.402)	(0.255)	(0.259)	(0.160)	(0.0955)	(0.337)	(0.0812)	(0.249)
cr	0.0148	0.0249	0.0118	0.00972	0.0205***	0.0263**	0.0181***	0.0218**
	(0.0133)	(0.0160)	(0.00778)	(0.00815)	(0.00520)	(0.0106)	(0.00496)	(0.00859)
h	-0.0320	-0.0159	0.00126	-0.0136	-0.0391***	-0.0625***	-0.0224***	-0.0401*
	(0.0223)	(0.0167)	(0.0219)	(0.0148)	(0.0121)	(0.0200)	(0.00764)	(0.0221)
ur	-0.155***	-0.107***	-0.104***	-0.104***	-0.0925***	-0.101***	-0.0946***	-0.101***
	(0.0375)	(0.0277)	(0.0197)	(0.0248)	(0.0209)	(0.0340)	(0.0224)	(0.0303)
lab	0.0888	-0.0869	-0.151	-0.107	-0.164*	-0.237	-0.0687	-0.0727
	(0.150)	(0.206)	(0.134)	(0.145)	(0.0810)	(0.151)	(0.0856)	(0.170)
π	0.0470	0.0745	0.0838**	0.0262	-0.263***	-0.284***	-0.310***	-0.312***
	(0.0723)	(0.0718)	(0.0341)	(0.0408)	(0.0544)	(0.0798)	(0.0569)	(0.0950)
常数项	-8.017	11.47	0.790	-10.07	6.464	-0.317	0.674	-6.052
	(18.06)	(12.12)	(12.39)	(10.38)	(9.521)	(9.385)	(11.92)	(10.32)
iv	fd7	fd8	fd7	fd8	fd7	fd8	fd7	fd8
AR(1)	-3.60***	-4.06***	-4.26***	-4.32***	-3.22 ***	-2.73***	-3.24***	-3.28***
AR(2)	-0.74	-1.48	-1.57	-1.42	-0.81	-0.86	-0.38	-0.08
Hansen test	26.64	26.45	24.27	19.43	24.56	26.27	24.80	27.04
Diff-in-Hansen 检验 Chi(2)	外生	外生	外生	外生	外生	外生	外生	外生
g 表示的变量	lnreduper		lnrmedper		tlnrssper		tlnrpubper	
Observations	291	291	291	291	233	233	233	233
Number of id	30	30	30	30	30	30	30	30

注：(1) 工具变量的过度识别检验是 Hansen J 统计量，拒绝零假设表示不存在过度识别问题

(2) Diff-in-Hansen 的 Chi-sq 统计量用于检验工具变量是外生的，不拒绝表示工具变量外生

(2) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量

(3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

五、结论

本文利用中国省级数据研究了地方政府的教育、医疗和社会保障三类社会性财政支出对收入分配的影响。利用工具变量法和系统 GMM 分析发现，社会性支出对收入分配的影响不是线性的，只有在本地较高的财政自主度和其他地区较高的社会性支出时才会降低不平等。这主要是因为在当财政自主度和其他地方教育、医疗和社会保障支出较低时，地方政府倾向于将教育、医疗和社会保障资源投放在少数人身上，由此造成机会不平等，从而进一步恶化收入分配。

因此，未来要更好发挥社会性财政支出在促进收入平等上的作用，不但需要进一步扩大地方政府财政自主度，还需要进行机制设计，促进教育、医疗和社会保障等公共资源配置的合理性。

参考文献

- ADB, 亚洲的分配不均等: 关键指标 2007 专题章节, 亚洲开发银行报告
- Ali, I., and J. Zhuang. 2007. Inclusive Growth toward a Prosperous Asia: Policy Implications. ERD Working Paper No. 97. ADB. Manila.
- Banerjee, A. (2004), "Who is getting the public goods in India? some evidence and some speculation," in Basu, K. (ed.), *India's Emerging Economy: Performance and Prospects in the 1990's and Beyond*. Cambridge: MIT Press.
- Banerjee, A., and R. Somanathan, R. (2007), "The political economy of public goods: Some evidence from India." *Journal of Development Economics* 82, 287-314.
- Brakman, S., Garretsen, H. and van Marrewijk, C. (2002), "Locational competition and agglomeration: The role of government spending," CESifo Working Paper 775.
- Calderon, C., L. and Servén (2004), "The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution." World Bank Policy Research Paper No. 3400.
- Dominique Henriët and Jean-Charles Rochet, 2006, "Is Public Health Insurance as Appropriate Instrument for Redistribution?", *Annals of Economics and Statistics / Annales d'Économie et de Statistique*, No. 83/84, Health, Insurance, Equity, pp. 61-88
- Eckstein, Z. and Zilcha, I. 1994, "The effects of compulsory schooling on growth, income distribution and welfare", *Journal of Public Economics*, 54 (2) : 339 - 359
- Ferranti, D., G. Perry, F. Ferreira, and M. Walton (2004), *Inequality in Latin America: breaking with history?* Washington, DC: The World Bank.
- Glomm, Gerhard and Michael Kaganovich, 2003, "Distributional Effects of Public Education in an Economy with Public Pensions", *International Economic Review*, Vol. 44, No. 3: pp. 917-937
- Jones, R. S. 2007, "Income Inequality, Poverty and Social Spending in Japan", OECD Economics Department Working Papers, No. 556, OECD publishing, © OECD. doi:10.1787/177754708811
- Muñelo, Leonel, Oriol Roca-Sagalés, 2011, "Economic Growth and Inequality: The Role of Fiscal Policies", Departament d'Economia Aplicada, working paper,
- Ramos, Xavier and Oriol Roca-Sagales, 2007, "Long Term Effects of Fiscal Policy on Size and the Distribution of the Pie in the UK", EUI Working Papers RSCAS 2007/39
- Sylwester, Kevin, 2002, "Can education expenditures reduce income inequality?" *Economics of Education Review* 21: 43–52
- 陈安平, "财政分权、城乡收入差距与经济增长", 《财经科学》2009 年第 10 期
- 邓旋, "财政支出规模、结构与城乡收入不平等——基于中国省级面板数据的实证分析", 《经济评论》2011 年第 4 期
- 何立新, "中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应", 《经济研究》2007 年第 3 期。
- 何立新、封进和佐藤宏, "养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据", 《经济

研究》2008 年第 10 期

贾俊雪, 宁静, “地方政府支出规模与结构的居民收入分配效应及制度根源”, 《经济理论与经济管理》2011 年第 8 期

金双华, “财政支出与社会公平关系分析”, 《统计研究》2006 年第 3 期

李实, “中国个人收入分配研究回顾与展望”, 《经济学季刊》2003 年第 2 卷第 2 期

刘穷志, “增长、不平等与贫困: 政府支出均衡激励路径”, 《财贸经济》2008 年第 12 期

陆铭、陈钊, “城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距”, 《经济研究》, 2004 年第 6 期

莫亚琳, 张志超, “城市化进程、公共财政支出与社会收入分配——基于城乡二元结构模型与面板数据计量的分析”, 《数量经济技术经济研究》2011 年第 3 期

齐良书, “新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究”, 《数量经济技术经济研究》2011 年第 8 期。

邱伟华, “公共教育、社会保障与收入分布”, 《财经科学》2009 年第 10 期

万广华、陆铭、陈钊, “全球化与地区间收入差距: 来自中国的证据”, 《中国社会科学》, 2005 年第 3 期

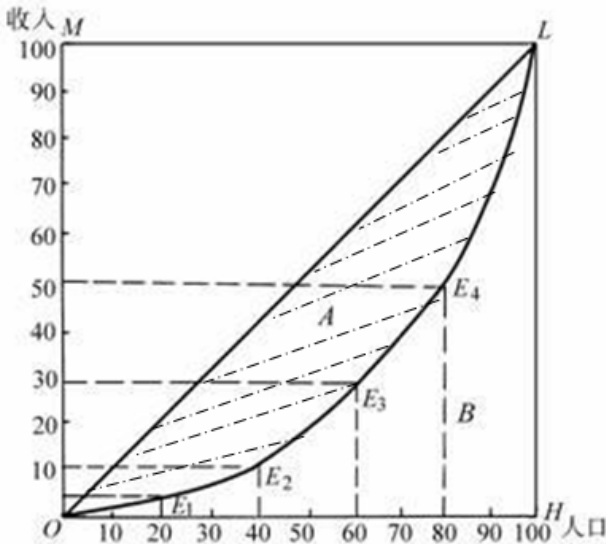
中国经济增长与宏观稳定课题组, “增长失衡与政府责任——基于社会性支出角度的分析”, 《经济研究》2006 年第 10 期

附录一：

各省市 GINI 系数的计算及结果

1. 洛伦兹 (Lorenz) 曲线

洛伦兹曲线的定义如下：做一坐标图，图的纵坐标衡量社会总财富的百分比，将之分为五等份，每一等分为 20% 的社会总财富。在图的横坐标上，将所有家庭从最贫者到最富者从左向右排列，也分为 5 等分，第一个等份代表收入最低的 20% 的家庭。在这个图中，将每一百分的家庭所有拥有的财富的百分比累计起来，并将相应的点画在图中，得到的这条曲线就是洛伦兹曲线。洛伦兹曲线的弯曲程度反映了收入分配的不平等程度。弯曲程度越大，收入分配程度越不平等。



2. 计算 Gini 系数

根据洛伦兹曲线，我们定义 Gini 系数 = A 的面积 / (A 的面积 + B 的面积)。

下面以北京市 2009 年统计数据为例来给出计算 Gini 系数的计算步骤。

表 1 2009 年北京市城镇居民家庭人均可支配收入资料

2009 年北京市城镇居民家庭人均可支配收入资料			
收入水平分组	人口百分比 (%)	收入数百分比 (%)	人口百分比 (%)
低收入	21.99%	9.91%	21.99%
中等收入户	21.28%	25.04%	43.26%

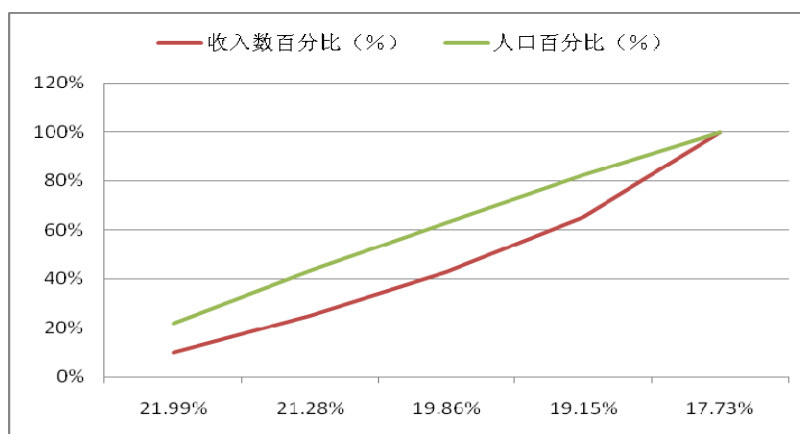
中等偏上收入户	19.86%	42.95%	63.12%
高收入户	19.15%	65.38%	82.27%
最高收入户	17.73%	100.00%	100.00%

数据来源：根据北京市 2010 统计年鉴计算而得。具体说明见附录。

表 2 2009 年北京市（城镇居民）Gini 系数

2009 年北京市（城镇居民）Gini 系数		
A 的面积 + B 的面积	$100\% \times 100\% / 2$	0.50
面积 1	$21.99\% \times 9.91\% / 2 =$	1.09%
面积 2	$21.28\% \times (9.91\% + 25.04\%) / 2 =$	3.72%
面积 3	$19.86\% \times (25.04\% + 42.95\%) / 2 =$	6.75%
面积 4	$19.15\% \times (42.95\% + 65.38\%) / 2 =$	10.37%
面积 5	$17.73\% \times (65.38\% + 100\%) / 2 =$	14.66%
B 的面积		0.37
A 的面积		0.13
Gini 系数	$0.13 / 0.50$	0.2682 或 26.82%

图 1 2009 年北京市（城镇居民）洛伦兹曲线



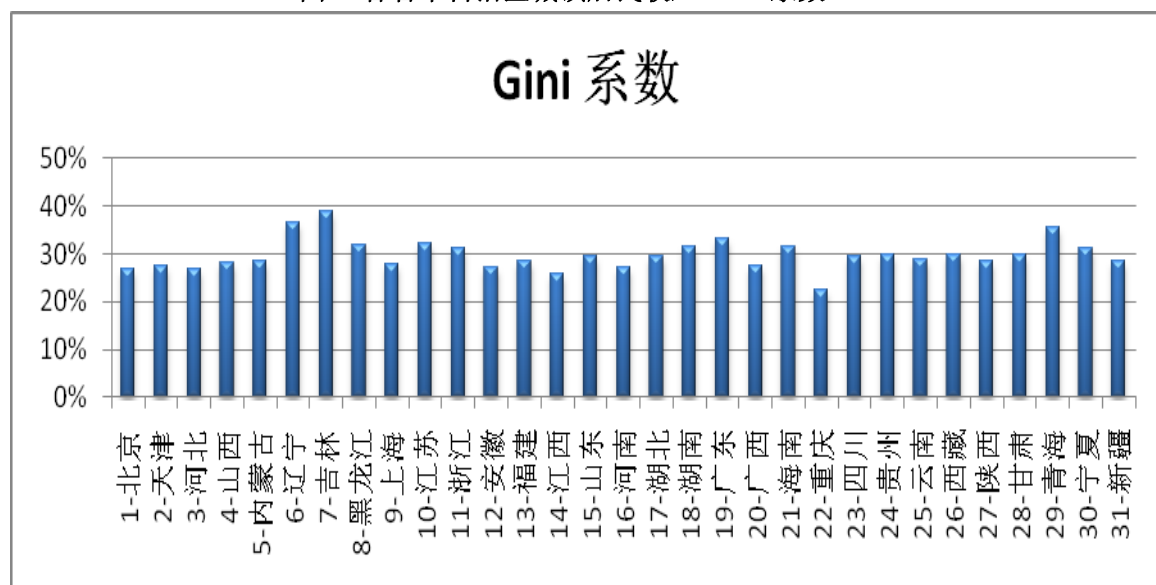
根据公式，我们得出 2009 年各省市自治区城镇居民收入 Gini 系数值，平均值为 29.68%，最小值 22.29%（重庆市），最大值为 38.84（吉林省）。具体见表 3 及图 2。

表 3 各省市自治区城镇居民收入 Gini 系数及排名

省	Gini 系数	排名（值越大代表越不平等）
1-北京	26.82%	28
2-天津	27.37%	25
3-河北	26.71%	29
4-山西	28.14%	22
5-内蒙古	28.47%	19
6-辽宁	36.57%	2

7-吉林	38.84%	1
8-黑龙江	31.76%	6
9-上海	27.75%	23
10-江苏	32.04%	5
11-浙江	30.96%	10
12-安徽	27.19%	26
13-福建	28.42%	20
14-江西	25.62%	30
15-山东	29.36%	16
16-河南	27.19%	27
17-湖北	29.55%	14
18-湖南	31.58%	7
19-广东	33.17%	4
20-广西	27.55%	24
21-海南	31.36%	8
22-重庆	22.29%	31
23-四川	29.38%	15
24-贵州	29.78%	12
25-云南	28.92%	17
26-西藏	29.89%	11
27-陕西	28.30%	21
28-甘肃	29.75%	13
29-青海	35.61%	3
30-宁夏	31.17%	9
31-新疆	28.49%	18

图2 各省市自治区城镇居民收入 Gini 系数



附录二：

各省（市）基尼系数计算数据来源

一、各省数据来源及说明：

1. 数据来源于 2010 年统计年鉴的省市有：北京、天津、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、广东、广西、重庆、四川、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、新疆。

2. 数据来源于 2009 年统计年鉴的省市有：宁夏、贵州、海南、河北（因为无法获得 2010 年的年鉴所以用 2009 年的年鉴替代）。

3. 数据来源于 2006 年统计年鉴的省市有：湖南（2006 年之后的湖南统计年鉴中不含有城镇居民按收入分组之后的相关具体数据，因此在这里采用 2006 年的统计年鉴数据）

二、关于城镇居民收入分组：

一般说来有两种收入分组的方式，一种是分为七组，分别是：1.最低收入户 2.低收入户 3.中等偏下收入户 4.中等收入户 5.中等偏上收入户 6.高收入户 7.最高收入户；另外一种是为分为五组，分别是 1. 低收入组 2.中低收入组 3.中等收入组 4.中高收入组 5.高收入组

1. 按照七等分分组的省市有：天津、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、广东、广西、重庆、云南、西藏、甘肃、青海、新疆、宁夏、贵州、海南、河北、湖南。

2. 按照五等分分组的省市有：北京、上海、四川、陕西

三、关于农村居民收入分组

上面关于城镇各个收入组的相关计算方法同样适用于农村的各个收入组，但是由于只有个别省份如北京等对农村居民有根据不同收入的分组，大部分省市都缺少农村居民的分组数据，或者是按照收入的具体数额进行分组，因此暂时无法对各个省市的农村居民进行相关的分析。

如何计算出城镇各个收入组占城镇人口的比例：

1. 收入组占城镇人口的比例=（该收入组调查户数占总调查户数的比例 x 该收入组平均每户家庭人口）/ 所有收入组调查户数占总调查户数的比例与收入

组平均每户家庭人口的加权和。

例如：以七等分分组为例，设收入组调查户数占总调查户数的比例= α_i ，收入组每

个家庭的平均人口数= β_i ，则收入组占城镇人口的比例 = $\frac{\alpha_i \times \beta_i}{\sum_{i=1}^7 \alpha_i \times \beta_i}$

2. 需要说明的是，个别省份如甘肃、陕西、西藏、云南、贵州、四川、重庆、广东、山东、江苏、辽宁，由于缺少平均每户家庭人口的数据，因此为了计算出相关数据，我们假设了各个收入组的平均每户家庭人口是相等的。

市场、政府与企业的规模分布

——新的证据

摘要：本文通过估计 1998-2009 年间全国及各省企业规模分布的帕累托指数，并对其影响因素进行分析，对杨其静等（2010）的研究结果进行了检验和拓展。在此基础上，进一步考察了阶段性因素对企业规模分布的影响，以及各因素对企业规模分布的影响是否存在跨时差异。研究发现：（1）多年来我国企业的规模分布状况并未遵循 zipf 定律，而是明显向下偏离；尽管随着时间的推移，pareto 指数表现出明显的上升趋势，但这一趋势逐渐逐渐变缓，至 2009 年已趋于停滞。（2）各省的企业规模分布普遍偏离 zipf 定律，且分布状况差别巨大。（3）和前期研究结果比较，两次回归结果总体而言非常接近，说明估计结果是比较稳定的。在各组影响企业规模分布的变量中，国有企业比重、政府财政权力、市场化指数以及地区因素最为稳定和显著。（4）国有企业比重、区域因素等对企业规模分布的作用基本不受国资委成立和金融危机等经济政策和事件的影响，而市场规模和结构、宏观经济形势对企业规模分布的影响在 2003 年前后出现了反转，市场化程度提高对企业规模分布状况的改善在金融危机后被弱化。

一、引言

关于市场因素、政府行为与企业规模分布之间的关系，杨其静等（2010）进行了探索性的研究。该文引入帕累托指数对企业规模分布作了定量的刻画，并在此基础上研究了影响企业规模分布的市场和政府行为因素。该文的研究表明：第一，中国各省的企业规模分布状态都偏离 Zipf 分布，即大型企业在各省占据显著的优势位置而中小企业发展不足；第二，国企比重、城市化水平、开放程度的提高会使得当地的企业规模分布更加偏离 Zipf 分布；第三，政府的财政支出比重越大，对当地市场的干预越强，企业的规模分布也会更加偏离 Zipf 分布，但是政府增加基础建设的投资和对市场秩序的维护，会使得企业规模分布向 Zipf 靠近；第四，虽然随着时间的推移，市场化程度的提高，各省的帕累托指数有上升的趋势，但是东部地区的区位优势似乎在吸引和集聚更多优秀的大型企业，而西部地区可能陷入低水平的 Zipf 分布状态。

杨其静等（2010）使用的是 1999-2005 年全国国有及规模以上非国有工业企业数据，本文则将上述数据区间扩展到 1998-2009 年，且统计口径基本一致（1996、1997 年统计乡及乡以上口径企业数据，使用中需特别注意），在此基础上本文得以完成以下几项工作：（1）考察较长区间内企业规模分布的变化趋势及其含义；

(2) 使用扩展后的同口径数据对上文模型估计结果的稳定性进行检验；(3) 考察较长数据区间内重大经济政策和经济事件对企业规模分布的影响，通过对这些经济政策和经济事件发生的年份设置哑变量，考察各因素对企业规模分布的影响是否存在显著的跨时差异。

本文的结构如下：第一章简要介绍 pareto 指数度量企业规模分布的原理和方法；第二章估计 1998-2009 年间全国和各省企业规模分布的 pareto 指数，并分析其变化趋势和含义；第三章对杨其静等（2010）的模型、估计方法和结论进行回顾，并引入新数据进行估计，通过对新旧估计结果的对比分析原估计结果的稳定性并进行校正；第四章分析数据区间内重大经济政策和经济事件对企业规模分布的影响，以及其他各因素对企业规模分布的影响是否存在显著的跨时差异。

本文的主要结论如下：

(1) 多年来我国企业的规模分布状况并未遵循 zipf 定律，而是明显向下偏离；尽管随着时间的推移，pareto 指数表现出明显的上升趋势，但这一趋势逐渐逐渐变缓，至 2009 年已趋于停滞。这说明现有的改善企业规模分布的机制其效力已经发挥殆尽，企业规模分布的改善已经面临瓶颈，进一步改善需要寻求突破。

(2) 各省的企业规模分布普遍偏离 zipf 定律，且分布状况差别巨大。尽管整体上呈现向上的趋势，但某些省份在上升过程中出现巨大波动，个别省份甚至出现倒退和下探，各省企业规模分布的波动远大于全国整体企业规模分布的波动。这说明各省在发展经济的过程中大企业偏好仍非常明显，且缺少一个弱化对企业自然分布产生不良干扰的长效机制。

(3) 和前期研究结果比较，两次回归结果总体而言非常接近，说明估计结果是比较稳定的。对比显示，在各组影响企业规模分布的变量中，国有企业比重、政府财政权力、市场化指数以及地区因素最为稳定和显著。总体而言，国有企业比重和政府财政权力的增大会促使企业规模分布偏离 zipf 状态，而然随着市场化程度的提高，各省的帕累托指数有上升的趋势，但西部地区可能陷入低水平的 Zipf 分布状态。

(4) 国有企业比重、区域因素等对企业规模分布的作用基本不受国资委成立和金融危机等经济政策和事件的影响，而市场规模和结构、宏观经济形势对企业规模分布的影响在 2003 年前后出现了反转，市场化程度提高对企业规模分布状况的改善在金融危机后被弱化。

二、pareto 指数与企业规模分布

对于企业规模分布的刻画，最常用的指标是帕累托指数（Pareto Exponent）。该指数源于 Pareto 对收入分配状态的考察（Pareto, 1897）。他发现，收入大于等

于某一临界值 x 的人数 N 与 x 的常数次幂成反比，即 $N = \frac{A}{(x+b)^\theta}$ 。其中， θ 为帕

累托指数；而 A 、 b 为常数，且 b 通常设定为 0。随后，该思想被经济学中许多不同领域的学者所接受并加以应用和发展¹。不过，最为著名的当属 Zipf(1949)。

他发现，若以城市人口规模（ S_i ）对城市进行降序排列（ R_i ），那么发达国家的城市人口规模不但服从 Pareto 分布，且帕累托指数 θ 近似于 1。该发现被称为“Zipf 法则”（Zipf's Law），并且大量的自然和社会现象被证实服从该法则，比如分子渗透，城市和企业的规模分布等。

注意，若以 Zipf 分布(即 $\theta = 1$)为参照，那么，（1） $\theta > 1$ 意味着在该经济体中，大型企业势弱而使得企业规模分布显得相对均匀。具体表现为，大型企业的数量较少且（或）规模也较小；而且， θ 越大，这种均匀分布的状态就越突出。反之，若实际的帕累托指数 $\theta < 1$ ，则意味着在该经济体中，大型企业势强而使得企业规模分布呈现出均匀的状态。具体表现为，大型企业的数量较多且（或）规模较大；而且， θ 越小，这种不均匀状态越严重。

此外，还需特别指出，Zipf 分布之所以被普遍视为参照体是因为相关模型基于这样的假设，即被考察对象的微观主体（比如，城市、企业）的成长是一个自然的随机过程（a random process）。换句话说，只有在这种比较自然的生态环境中不同规模的企业在数量和相对规模上才呈现出 Zipf 分布状态。比如，很多经验研究证实，在政府管制较少的发达国家（比如，美国）企业规模分布的帕累托指数大致就等于 1（Axtell, 2001; Luttmer, 2007; Gabaix, 2008）²；反之，当存在着比较严重的妨碍竞争的因素时，该经济体的帕累托指数就会偏离 1。比如，由于存在着各种排斥竞争的因素，发展中国家的帕累托指数显著地小于发达国家（Hernández-Pérez et al, 2006）；而且，即便是发达国家内部，国家干预较强的国家（比如，日本）的帕累托指数也显著地较小（Takayasu and Okuyama, 1998; Ramsden and Kiss-Haypal, 2000）。鉴于此，Zipf 分布通常被视为“一个毫不含糊的靶心（target），是任何经验上准确的企业理论都必须瞄准的对象”（Axtell, 2001, p.1820）。由此，Zipf 法则被当作一个非常有用的诊断工具，因为通过观察企业

1 Gibrat(1931)在理论上假设企业成长是一个独立于其初始规模的随机过程，从而提出企业的规模分布应服从于 $\Pr(S \geq s_i) = (s_0 / s_i)^\theta$ ，其中 s_0 为最小规模企业的规模。

2 由于所采用的理论模型和数据存在一些差异，因此结论也不尽完全相同。比如，Ramsden 和 Kiss-Haypal (2000)估算结果显示中国和美国的帕累托指数分别为 1.2 和 1.25，虽然他们也发现该指数在国家之间存在显著的差异。

规模分布状况可以反推市场中是否存在潜在的妨碍公平竞争的因素。当然,这并不意味着,Zipf 分布在任何情况下都是最优的,尤其是对于中国这样的处于追赶期的、工业化和城市化远未完成的发展中国家。

就世界范围来讲,用帕累托指数来度量企业规模分布并检验其是否符合 Zipf's Law 的研究由来已久³。但是就国内而言,至今对帕累托分布的讨论并不多,实证研究更是只散见于一些讨论城市规模分布的文献。较有影响的有高鸿鹰、武康平(2007)、卜永祥(2007)。尽管目前对帕累托指数运用最广泛的领域是城市经济学,但是从估计方法上讲,帕累托指数用于度量企业规模分布可能比度量城市规模分布更为实用可靠。由于样本规模的限制,用 OLS 方法估计城市规模分布时往往面临偏误(Kwok Tong Soo, 2004),而在大样本下用同样的方法估计企业规模分布则大大减小了偏误产生的风险。在接下来的章节中,本文首先用 OLS 方法估计出 1999-2005 年我国各省企业规模分布的帕累托指数,再在此基础上讨论影响我国企业规模分布的主要因素。

三、1998-2009 中国企业规模分布的帕累托指数

为了估计中国各省国有及规模以上工业企业的规模分布(以下简称“企业规模分布”)的帕累托指数,我们遵循相关文献的一般方法,即采用如下的计量方程:

$$\ln R_i = \ln A - \theta \ln S_i + \varepsilon_i \quad 4$$

其中, R_i 是第 i 个企业在按照企业规模进行降序排列之后的位序; S_i 是第 i 个企业的规模; $\ln A$ 、 ε_i 分别代表常数项和随机误差项;而 θ 就是帕累托指数。值得注意的是,在小样本情况下利用该方程所估计的帕累托指数是有偏的⁵。不过,由于我们使用的是国家统计局 1998-2009 年对全部国有及规模以上非国有企业⁶的总体调查数据,分散到各年、各省的企业数据最少也近千条,因此基本可以排除由于样本量过小所带来的偏误。

3 如 Ijiri & Simon(1964,1967,1971)、Stanley et al.(1995)、Fujiwara et al.(2004)、Axtell(2001)等。方明月(2009)给出了较为详细的综述。

4 把帕累托(1897)的经验结果稍加变形得: $N = \frac{A}{S_i^\alpha}$ 。其中, A 为常数, N 为规模大于等于 S_i 的企业数量。为便于估计,对等式两边取对数得: $\ln N = \ln A - \alpha \ln S_i$ 。在实际估计中,计量方程常常被写作: $\ln R_i = \ln A - \alpha \ln S_i + \varepsilon_i$ 。

5 Soo(2004)指出,由于样本规模的限制,用 OLS 方法估计城市规模分布时往往面临比较严重的偏误。然而,这似乎并没有影响国内学者使用小样本数据来估算中国的城市规模分布的帕累托指数(高鸿鹰、武康平, 2007; 卜永祥, 2007)。

6 统计口径变化: 1998 年以前统计乡及乡以上企业, 1998 年(含)以后为全部国有及规模以上非国有企业。

（一）总体指数

我们分别用年销售额、资产总计和全部从业人员年平均人数作为 S_i 来度量企业规模，相应地，得到帕累托指数 Pareto1、Pareto2、Pareto3。

样本描述统计如下：

表 1. 1998-2009 年全国国有及规模以上非国有企业概况

年度	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
企业数	165118	162033	162885	171256	181557	196222	279092	271796	301831	336705	412212	320778
平均资产总额	65907	72188	77485	79064	80535	86028	78495	90231	96769	105127	99333	120280
平均销售收入	38848	43110	51663	54733	60303	72964	71388	91424	103846	118684	114677	135262
平均从业人数	375	358	330	318	304	293	237	254	244	234	206	217

将上述样本代入帕累托指数回归方程估计得到：

表 2. 1998-2009 年全国企业规模分布帕累托指数

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
pareto1	0.53	0.53	0.54	0.56	0.58	0.62	0.70	0.71	0.72	0.75	0.74	0.74
pareto2	0.58	0.59	0.60	0.61	0.61	0.63	0.65	0.66	0.67	0.68	0.68	0.68
pareto3	0.73	0.71	0.66	0.76	0.77	0.80	0.81	0.84	0.85	0.86	0.86	0.87

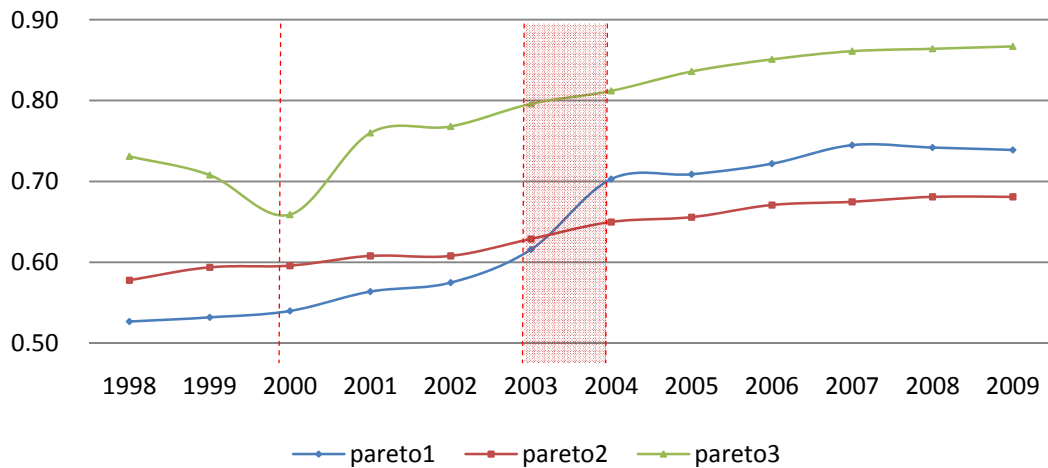


图 1. 1998-2009 年全国企业规模分布 pareto 指数走势图

上图表明：

（1）多年来我国企业的规模分布状况并未遵循 zipf 定律，而是明显向下偏离；

（2）除 pareto3（以从业人员平均数衡量的企业规模分布）在 1998-2000 年间出现短暂的下探外⁷，多年来 pareto 指数显示出稳定的上升趋势；

⁷ 从某种意义上讲，pareto3 下探可能来自于当年中小型国有企业的人员调整，且人员减少的过程中企业资

(3) 除 pareto1 在 2003-2004 年间跃升外, pareto 指数的上升趋势均较为温和;

(4) pareto 指数的上升趋势逐渐逐渐变缓, 至 2009 年已趋于停滞。

(二) 各省指数

可以说, 除了全国性的政策和经济事件冲击, 中国企业成长过程中受各省级政府的影响也很大, 这正符合用 zipf 定律判断企业规模分布状况是否合理时暗含的相关企业处于具有显著特征的同一个“企业生态环境”中的假设。据此, 我们将上述样本对应到各省级行政区, 即可估计出各省各年企业规模分布的帕累托指数。

总体而言, 通过不同指标计算得出的各省 pareto 指数间的关联较强, 其随时间的走势以及同其他省份相同指标的相对大小基本一致, 限于篇幅, 下面仅列示 Pareto1:

表 3. 1998-2009 年由年销售收入度量的各省企业规模分布帕累托指数

年份 省份	Pareto-1											
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
北京	0.43	0.44	0.46	0.48	0.49	0.53	0.54	0.58	0.59	0.65	0.64	0.64
天津	0.50	0.50	0.48	0.52	0.51	0.50	0.56	0.51	0.57	0.57	0.59	0.59
河北	0.60	0.62	0.62	0.63	0.63	0.60	0.64	0.65	0.67	0.66	0.67	0.68
山西	0.62	0.62	0.60	0.61	0.63	0.63	0.57	0.60	0.60	0.65	0.65	0.59
内蒙古	0.56	0.55	0.56	0.57	0.57	0.60	0.62	0.62	0.61	0.60	0.60	0.60
辽宁	0.50	0.54	0.54	0.56	0.59	0.62	0.53	0.61	0.64	0.68	0.68	0.67
吉林	0.47	0.49	0.51	0.51	0.54	0.56	0.50	0.61	0.60	0.64	0.66	0.67
黑龙江	0.50	0.52	0.53	0.53	0.54	0.57	0.50	0.59	0.60	0.62	0.64	0.62
上海	0.63	0.63	0.64	0.65	0.67	0.67	0.68	0.69	0.69	0.68	0.68	0.67
江苏	0.69	0.69	0.69	0.69	0.69	0.69	0.71	0.69	0.68	0.68	0.70	0.70
浙江	0.73	0.74	0.75	0.76	0.76	0.77	0.75	0.75	0.74	0.73	0.71	0.72
安徽	0.62	0.65	0.63	0.62	0.62	0.63	0.64	0.65	0.67	0.67	0.69	0.68
福建	0.64	0.62	0.66	0.64	0.65	0.67	0.69	0.70	0.69	0.68	0.69	0.69
江西	0.52	0.54	0.55	0.56	0.58	0.61	0.61	0.69	0.72	0.74	0.79	0.76
山东	0.64	0.64	0.61	0.60	0.62	0.66	0.68	0.70	0.70	0.69	0.70	0.73
河南	0.62	0.64	0.63	0.63	0.51	0.61	0.67	0.70	0.72	0.74	0.75	0.73
湖北	0.59	0.60	0.60	0.59	0.60	0.62	0.64	0.48	0.65	0.66	0.69	0.65
湖南	0.60	0.63	0.63	0.63	0.63	0.66	0.68	0.71	0.73	0.75	0.75	0.78
广东	0.57	0.64	0.65	0.67	0.67	0.67	0.68	0.66	0.69	0.69	0.68	0.68
广西	0.54	0.56	0.57	0.58	0.59	0.59	0.60	0.62	0.62	0.62	0.63	0.62
海南	0.52	0.51	0.53	0.52	0.56	0.55	0.54	0.52	0.53	0.57	0.61	0.59
重庆	0.57	0.59	0.59	0.61	0.62	0.61	0.62	0.63	0.64	0.63	0.66	0.64
四川	0.62	0.63	0.65	0.65	0.66	0.64	0.64	0.64	0.64	0.66	0.67	0.67
贵州	0.55	0.54	0.58	0.60	0.60	0.61	0.60	0.59	0.59	0.53	0.67	0.64

产和销售额并未出现相应下降, 因而以从业人数衡量的 pareto 指数一定时间内出现下降, 而以销售收入和资产衡量的 pareto 指数则遵从了本来的趋势。

云南	0.54	0.53	0.52	0.52	0.52	0.53	0.59	0.62	0.61	0.65	0.66	0.65
陕西	0.52	0.52	0.53	0.55	0.56	0.57	0.55	0.58	0.61	0.63	0.64	0.63
甘肃	0.48	0.52	0.50	0.49	0.44	0.44	0.56	0.59	0.59	0.59	0.65	0.64
青海	0.49	0.49	0.47	0.49	0.49	0.51	0.49	0.51	0.39	0.51	0.51	0.48
宁夏	0.53	0.53	0.57	0.56	0.57	0.57	0.60	0.62	0.63	0.65	0.65	0.63
新疆	0.50	0.52	0.52	0.51	0.53	0.53	0.58	0.59	0.60	0.65	0.64	0.63

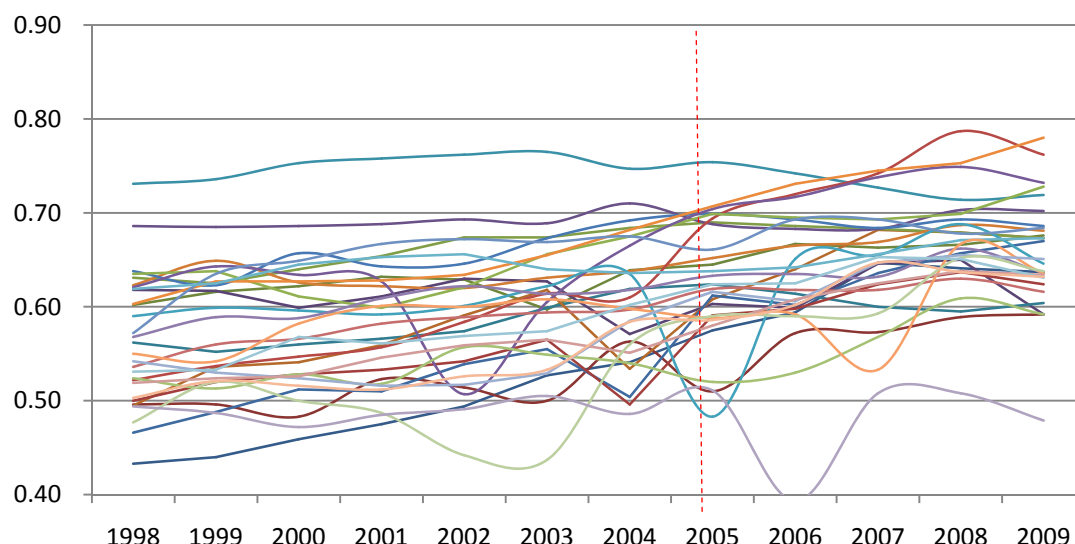


图 2. 1998-2009 年我国各省企业规模分布帕累托指数 (pareto1) 走向

上图表明：

(1) 各省企业规模分布偏离 zipf 定律

1998-2009 年期间我国各省的企业规模分布状况同 Zipf 法则所描述的并不相符，即都明显地小于 1，且大多集中于 0.5-0.7 之间。这说明，各省大型企业在数量和相对规模上都占据了显著的优势地位；

(2) 企业规模分布的省际差异显著

2005 年以前，位于最上方的 4 个省分别是浙江、江苏、广东和安徽，帕累托指数多在 0.7 以上，最下方的 4 个省分别是青海、天津、甘肃和北京，帕累托指数只在 0.4 上下。总体而言，与经济发展水平较高的省份相比，经济发展欠发达省份的帕累托指数普遍较低，即中小型企业的发展显得更加不充分，而当地经济更加倚重于大型企业。

2005 年以后，一些省份的 pareto 指数出现显著下探和波动，另有一些省份的 pareto 指数上升势头较快，从 2006 年开始，pareto 指数走势最上方的四个省份变为湖南、江西、河南和浙江，而最下方的四个省份变为青海、天津、海南和内蒙古。

(3) pareto 指数在波动中延续着明显的上升趋势

除了个别省份和年份之外，各省的帕累托指数随着时间的推移而存在一个明显上升的趋势。尤其值得注意的是，2002 年以前大多数省份的帕累托指数都略

低于 0.5，而之后就变得高于 0.5。这说明，随着时间的推移，尤其是中国加入 WTO 之后，各省妨碍市场竞争，尤其是阻碍中小企业发展的因素在逐渐弱化，中小型工业企业获得更快的发展，从而使得企业的规模分布显得更均匀。当然，这也有可能是 2003 年国资委成立之后，以大型国有企业的并购活动导致大型企业数目减少的结果。

与此同时，一些省份的 pareto 指数在某些年份出现了明显的波动，其中波动最大的是甘肃、贵州、湖北和河南。

四、企业规模分布的影响因素

在本章中，我们将对前期研究（杨其静等（2010））的模型、估计方法和结论进行回顾，并引入新数据进行估计。通过对新旧估计结果的对比分析原估计结果的稳定性并进行校正。

（一）可能影响企业规模分布的因素

虽然帕累托指数及其变化揭示的是企业的规模分布是趋于集中还是分散，但归根结底是企业位序以及不同企业间规模差距变化的结果。因此，那些能够影响企业扩张机会的因素就很可能是影响企业规模分布状态的因素。

（1）市场规模和结构，即特定经济体的购买力的规模、水平和结构。

首先，各省的人均 GDP 水平和城市就业人口比重可以反映各地的市场规模和结构。著名的斯密定理已经指出，市场规模决定分工水平并进而决定企业的规模，即市场规模的扩大将有利于大企业的发展。不过，市场规模的扩大（比如人均 GDP 的增加和城市规模的扩大）也有可能导致消费偏好的多样性，从而为中小企业的生存和快速发展提供了机会。

其次，经济开放程度也会对市场规模和结构造成重大影响。一方面，对于少数有能力参与国际竞争的企业，国际市场为其提供了一个更广阔的发展空间；另一方面，外国企业对本地市场的渗透，可能会对本地企业，尤其是缺乏竞争力的中小企业产生消极影响。

此外，宏观经济的运行态势也会影响当期的市场需求状态。比如，如果市场需求强劲，产销顺利，则企业就将得到快速的发展；但这种机会并不一定为所有的企业平均带来相同力度的影响，从而会影响到企业的规模分布。因此，我们将“产品销售率”作为解释变量引入到计量模型中，以控制不同年份宏观经济环境对企业规模分布的影响。

（2）国企在当地经济中的比重。

我们知道，在中国实施市场化改革之前，作为传统计划经济制度的产物，全国各地已存在着大量的国有企业；即便经历了上世纪 90 年代中期的“抓大放小”

改革之后，国企仍然广泛存在，只不过更集中于大中型企业。同时，经过多次国企下放地方的调整之后，地方政府成为了绝大多数国企的实际控制人。可是，即便在 1992 年社会主义市场经济已被确立为我国改革的方向，国企经历了多次重大改革并已成为了市场的一部分，但作为国家独资或者控股的企业，它们必然还会在相当程度上体现政府意志，并从政府处得到特殊的帮助。因此，国企在当地经济中的比重常常被用作体制变革的代理变量，如张晏、龚六堂（2005），以刻画当地改革的进程和特定的制度环境。

不难理解的是，这一制度因素必然会对其他企业的成长产生重大影响。一方面，作为产业链条中的重要部分，国企可能会对上下游的其他企业产生拉动作用；但另一方面，国企的在位优势及其与政府的特殊关系，也可能对其他企业，尤其是民营企业的发展造成巨大的抑制作用。因此，国企在当地经济中的比重将对其其他企业的成长造成巨大影响，从而会影响到企业的规模分布状态及其变化。

（3）地方政府的行为。

企业总是生活在一个由政府管理的社会中。政府的财政收支行为，各种监管制度和政策不可避免地会对企业的生存和成长产生重大影响。在中国，这一点可能尤为突出。改革开放后，基于 GDP 增长的政绩考核和政治晋升机制极大地刺激了地方政府帮助本地企业甚至直接参与企业事务的冲动（Li and Zhou, 2005；周黎安，2004，2007；王永钦等，2007）；同时，中央-地方财政分权体制又赋予了地方政府丰富的实施该冲动的财政手段，何况地方政府还掌握着大量的行政资源。不过，值得注意的是，1994 年分税制改革在全国范围内基本上统一了税收制度，大大压缩了地方政府通过地方财政收入政策（比如税收优惠）来影响投资和帮助本地企业的空间；但是，地方政府却可在相当程度上按照自己的意志去支配财政收入。不同的财政支出规模，不同的财政支出结构，必然会对不同的企业产生不同的影响，从而会影响企业的规模分布。

（4）市场化程度。

各省的市场秩序的发育状态也是影响企业规模分布状态的另一个重要的综合性因素，因为一个良好的市场环境为各种企业提供一个自由和公平竞争的舞台和成长的土壤；反之，不同的企业可能面临着不同的发展机遇。根据樊纲等人的研究，各省的市场化程度可以通过如下五个方面加以综合评价，即“政府与市场的关系”、“非国有经济的发展”、“产品市场的发育”、“要素市场的发育”以及“市场中介组织和法律制度环境”。因此，我们有必要将樊纲等人编制的各省的“市场化指数”作为解释变量纳入到下面的计量模型中，以便考察其对企业规模分布的影响。

(5) 区域因素。

由于我国幅员辽阔，不同地域的省份的禀赋条件不同，在全国的经济格局中的定位不同，因此各地发展的产业和发展的模式都有所差异，不同区域的企业之间的竞争与合作关系可能相异。这些区位因素都可能影响到各省的企业规模分布状态。

(二) 模型和变量体系

综上所述，我们将要估计的模型为：

$$Pareto_{it} = \alpha \cdot soe_{it} + \sum \beta_i \cdot Mscale_{it} + \sum \gamma_i \cdot Gover_{it} + \varphi \cdot Mindex_{it} + \tau \cdot Local_i + \mu_{it}$$

表 4. 变量定义和计算方法

变量类型	指标类别	变量名称	变量简称	计算公式
被解释变量	帕累托指数	销售额帕累托指数	Pareto-1	OLS
		资产规模帕累托指数	Pareto-2	OLS
		从业人数帕累托指数	Pareto-3	OLS
解释变量	Soe	国企比重	Soe	国有及控股企业数/规模以上企业数
	Mscale	人均 GDP	Pergdp	GDP/人口数
		城市就业人口比重	Popuratio	城市就业人数/总就业数
		产品销售率	Salesratio	工业销售产值 / 工业总产值
		经济开放程度	Open	进出口总额/GDP
	Gover	财政分权变量	Fed	地方财政支出占当地 GDP 的比重 / 全国财政支出占全国 GDP 的比重
		财政支出力度	Fiscal	地方本级财政支出/当地 GDP
		行政管理支出	Admin	行政管理支出/财政支出总额
		基本建设支出	Basicons	基本建设支出/财政支出总额
		科学技术支出	Tech	科学技术支出/财政支出总额
	Mindex	市场化指数	Market	见王晓鲁、樊纲（2007、2011）
	Local	区位的虚拟变量	East Middle	遵循国家的东中西部地区的划分标准 ⁸

其中，被解释变量 *pareto* 指数已由前文估计得出，解释变量原始数据从国泰安经济与金融研究数据库和中经网经济研究数据库获得，并通过上表计算方法得到。需要简单说明的是，之所以将“财政分权变量”（Fed）作为被解释变量之一，是因为该指标及其类似的指标被比较广泛的使用（张晏、龚六堂，2005；周业安，章泉，2008）。不过,我们认为，与“财政支出力度”（Fiscal）类似，Fed 主要还是在刻画了各省级政府可支配财政资源的能力，而不是所谓的“财政分权程度”⁹。

8 西部地区包括四川、贵州、云南、重庆、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古；中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。

9 1994 年分税制改革之后，全国统一了税制，区分了国税和地税的税种和分享比例，因此在原则上已不再存在中央与各省的财政分权程度的差异，而各省财力的差异更多的是来自其经济发展水平、政府借债能力和中央对各省转移支付的差异。在这一个意义上，那些利用 1994 年之后的数据而构造的所谓的“财政分权指标”是值得商榷的。

1998-2009 各变量描述统计如下：

表 5. 1998-2009 各变量描述统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Pareto-1	360	0.62	0.13	0.30	0.92
soe	360	0.30	0.21	0.01	0.84
Pergdp	360	1.53	1.28	0.23	7.83
Popuratio	360	0.31	0.16	0.00	0.85
Salesratio	360	0.98	0.01	0.93	1.01
Open	360	0.31	0.37	0.04	1.67
Fed	360	0.87	0.32	0.43	2.01
Fiscal	360	0.16	0.06	0.06	0.45
Basicons	360	0.11	0.03	0.03	0.21
Admin	360	0.11	0.04	0.03	0.30
Tech	360	0.02	0.01	0.01	0.07
Market	360	5.94	2.11	1.49	11.80

（三）估计方法

面板数据最常用的估计方法是混合估计模型（Pooled OLS）、固定效应模型和随机效应模型。然而，在两步回归中（即，把第一步的估计结果作为第二步估计的被解释变量），如果直接采用上述方法进行估计则可能存在严重问题。因为：第一步的回归结果可能存在误差（测量偏误问题），从而导致第二步的估计结果不是有效的；而且，第二步中异方差问题的存在也可能影响估计结果（Lewis, 2000）。遗憾的是，虽然 Lewis(2000)所提供的 GLS 方法能在多数情况下得出比上述方法更有效的结果，但在面板数据中使用该方法却可能低估标准误；而且，时段越有限，这种低估的可能性越大，即 GLS 仅仅在 T 足够大的情况下能得出一致的估计(Beck and Kats, 1995)。就本文的研究话题来看，这一条件显然是无法满足的。

Beck 和 Kats(1995)发展了一种被称为校正面板标准误 (Panel-corrected standard errors, PCSE) 的 OLS 方法。该方法的基本思想是保留混合 OLS 的估计结果，但对其标准误进行面板修正 (panel corrected)。由于该方法可以有效地处理复杂的面板误差结构，如同步相关、异方差、序列相关等，并且在处理样本量不大的面板数据时尤为有用，从而被认为是面板数据估计方法的一大创新而被广泛运用¹⁰。综上所述，本文将主要报告这种面板校正标准误的 OLS 方法(PCSE)的估计结果。

¹⁰对该方法的具体讨论见 Beck & Kats(1995)；关于估计被解释变量（estimated dependent）的问题见 Lewis（2000）；关于用 PCSE 来估计以帕累托指数为被解释变量的模型的论文见 Kwok Tong Soo, 2004。

（四）估计结果分析

为便于对比与分析，我们用扩展后的数据对杨其静等（2010）的模型进行了估计，结果如下表所示：

表 6. 企业规模分布的决定因素 1998-2009

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Dependent	Pareto1	Pareto1	Pareto1	Pareto1	Pareto1	Pareto2	Pareto3
Method	PCSE-OLS	PCSE-OLS	PCSE-OLS	PCSE-OLS	PCSE-OLS	PCSE-OLS	PCSE-OLS
soe	-0.316*** (0.0365)	-0.431*** (0.0309)	-0.313*** (0.0347)	-0.299*** (0.0340)	-0.304*** (0.0356)	-0.137*** (0.0170)	-0.111*** (0.0312)
pergdp	-0.0102 (0.00723)	0.0146*** (0.00518)	-0.0102 (0.00790)	-0.0130 (0.00795)	-0.0132* (0.00732)	0.00660 (0.00511)	-0.00261 (0.00691)
popuratio	-0.0466 (0.0399)	-0.116*** (0.0349)	-0.0234 (0.0415)	-0.0201 (0.0411)	0.00785 (0.0377)	-0.139*** (0.0269)	-0.0625* (0.0319)
salesratio	-0.235 (0.312)	-0.179 (0.307)	-0.176 (0.316)	-0.172 (0.326)	-0.487 (0.323)	-0.105 (0.225)	-0.234 (0.279)
open	-0.0419*** (0.0109)	0.00310 (0.00832)	-0.0408*** (0.0129)	-0.0351** (0.0138)	-0.0146 (0.0135)	-7.77e-05 (0.00739)	-0.0518*** (0.0102)
fed		-0.0567*** (0.0143)		-0.0359** (0.0165)	-0.0708*** (0.0203)	-0.0671*** (0.0108)	-0.0525*** (0.0110)
admin			0.350*** (0.121)	0.329*** (0.121)	0.252** (0.127)	0.149* (0.0843)	0.268*** (0.0869)
basicons			0.212** (0.107)	0.172 (0.106)	0.142 (0.112)	0.143** (0.0728)	0.276*** (0.0871)
tech			-0.0374 (0.597)	0.0257 (0.602)	0.0805 (0.661)	0.113 (0.433)	-1.574*** (0.531)
market	0.0316*** (0.00539)		0.0305*** (0.00530)	0.0312*** (0.00562)	0.0323*** (0.00560)	0.00897*** (0.00338)	0.0341*** (0.00497)
east					-0.0592*** (0.00999)	-0.0208*** (0.00498)	0.00133 (0.00543)
midle					-0.0217*** (0.00802)	-0.00468 (0.00488)	0.00510 (0.00656)
fiscal	-0.118* (0.0706)		-0.223** (0.0884)				
Constant	0.812*** (0.309)	0.980*** (0.297)	0.709** (0.318)	0.700** (0.328)	1.060*** (0.325)	0.769*** (0.222)	0.883*** (0.287)
Observations	360	360	360	360	360	360	360
R-squared	0.759	0.729	0.765	0.762	0.776	0.694	0.743
Number of id	30	30	30	30	30	30	30

为便于进一步分析，我们从各解释变量的作用方向和显著性两个维度对两次研究的结果11进行简化对比，如下表所示：

表 7. 两次估计结果对比

变量	Pareto1				Pareto2				Pareto3			
	1999-2005		1998-2009		1999-2005		1998-2009		1999-2005		1998-2009	
	方向	显著性	方向	显著性	方向	显著性	方向	显著性	方向	显著性	方向	显著性
soe	-	***	-	***	-	***	-	***	-	*	-	***
pergdp			-	*			+				-	
popuratio	+		+		+	***	-	***	-		-	*
salesratio	-	**	-		-	**	-		-	**	-	

11 模型（5）、（6）、（7）。

open	-	**	-		-	*	-		-	***	-	***
fed	-	***	-	***	-	***	-	***	-	***	-	***
admin	+		+	**	+		+	*	+		+	***
basicons	+		+		+	**	+	**	+	***	+	***
tech	-	***	+		-		+		-	***	-	***
market	+	***	+	***	+	**	+	***	+	***	+	***
east	-	***	-	***	-	***	-	***	-	**	+	
midle	-	***	-	***	-	*	-		-	*	+	

需要说明的是,对上述两个时段的研究仅仅是根据研究时点上数据的可获得性作出的,时段划分的背后并未隐含理论假设。通过对比,一定程度上也对回归结果的稳定性进行了检验。以上对比表明:

第一、两次回归结果总体而言非常接近,说明估计结果是比较稳定的。除了以下几个出现明显偏离的情形外,其余关系在作用方向和显著性水平上差异不大:一是城镇就业人口比重对 **pareto2** 的作用方向;二是政府科技支出对 **pareto1** 的作用方向;三是作为地区虚拟变量的东部、中部地区因素对 **pareto3** 的作用方向。

第二、具体到各组解释变量来看:

(1) 市场结构和规模对 **pareto** 指数的影响效果相应其他几组变量其显著性和稳定性较弱。其中,最为显著且稳定的是随着开放程度的增加,以从业人数度量的帕累托指数 (**pareto3**) 变小了。这意味着,能够利用国际资源且参与国际市场竞争的工业企业主要是那些规模较大的劳动密集型企业,对国际市场的利用带动了这些企业的快速发展。因此,相对于其他维度的企业规模扩张,开放程度的扩大更多地带动了这些企业的就业规模。

(2) 国有企业比重与三个维度的 **pareto** 指数间在两次回归中都表现出负相关,且几乎都在 1%的水平上显著。这说明,国企的普遍规模较大,且大型企业的主要成员就是国企。相对于对上下游相关企业的带动作用,国企凭借自身在位优势对其他企业的抑制作用在企业的规模分布上表现得更为突出。

(3) 地方政府整体的财政行为对企业规模分布的影响非常重大,不论研究时段或企业规模的衡量维度,这种影响都在 1%的水平上显著。随着地方政府支配财政资源的能力的增强,当地企业规模进一步偏离了 **zipf** 分布。尽管从具体的支出细项来看,各财政支出分量的显著性和稳定性较弱(其中,科技支出对 **pareto1** 的作用方向在两次研究中不一致),具体财政行为对企业规模分布的影响还需进一步深入研究,但上述结果已表明,地方政府将大量财政支出用于支持大企业而非中小企业,且这种帮助力度随着地方政府财力的增大而增大。目前的地方财政仍很难被称为真正意义上的“公共财政”。

其中,基础设施建设支出对以资产和从业人数衡量的 **pareto** 指数作用都是正向的,而且除模型 5 外都很显著。这意味着,相对于那些自己有能力克服公共基础设施不便的大型企业而言,政府投资建设的基础设施能大大改善(尤其是劳动

密集型的)中小企业的生存和发展环境,使之有机会与包括大型企业在内的其他企业进行更加公平的竞争。这可增强中小型企业对发展前景的预期而增加投资和有利于中小企业的更快成长,从而使得企业的规模分布变得更均匀一些。

第三、在所有的回归结果中,市场化指数的系数均为正且非常显著。这意味着,一个廉洁的较少直接干预企业行为的政府、一个以非国有企业为主体的市场、良好的产品和要素市场,以及发育良好的市场中介组织和法律制度环境,将有利于所有企业公平竞争和自由成长,从而使得企业分布更接近于 Zipf 分布。

五、阶段性因素与跨时差异

本章分析阶段性因素对企业规模分布的影响,并以重大经济政策和经济事件的发生时点对时间区间进行切割,考察各因素对企业规模分布的影响是否存在跨时差异。

(一) 2003 年国资委成立前后

2003 年以来,以国资委的成立为代表,国有企业的管理和改革出现了新的特征。我们通过下面的模型来考察这一标志性事件的影响在企业规模分布上的表现。

我们在上文模型 7 的基础上通过将整体数据分段回归和加入时间虚拟变量得到了模型 (8) - (10)。其中,模型 (8) 估计 1998-2002 年数据,模型 (9) 估计 2003-2009 年数据,通过对比考察在 2003 年前后各变量对企业规模分布的作用方向和效力有怎样的变化;模型 (10) 在加入时间虚拟变量的基础上对整体数据进行了估计,考察在其他因素不变的情况下,2003 年之后的企业规模分布出现了怎样的趋势。估计结果如下:

表 8. 2003 年前后企业规模分布影响因素研究

模型	(8)	(9)	(10)
Dependent	Pareto1	Pareto1	Pareto1
Method	PCSE	PCSE	PCSE
soe	-0.292*** (0.0310)	-0.515*** (0.0822)	-0.334*** (0.0358)
pergdp	0.0558*** (0.0199)	-0.0317*** (0.00715)	-0.0125* (0.00710)
popuratio	-0.108** (0.0549)	0.110* (0.0562)	0.0149 (0.0386)
salesratio	-0.879*** (0.332)	0.433 (0.424)	-0.223 (0.306)
open	-0.00865 (0.0182)	-0.0381** (0.0186)	-0.0213 (0.0137)
fed	-0.0629*** (0.0241)	-0.0225 (0.0270)	-0.0358* (0.0210)
admin	0.492* (0.279)	0.179 (0.156)	0.274** (0.133)
basicons	-0.167 (0.129)	0.196 (0.167)	0.00428 (0.114)
tech	-2.036**	0.950	-0.669

	(0.813)	(1.045)	(0.708)
market	0.0202***	0.0372***	0.0397***
	(0.00746)	(0.00925)	(0.00594)
east	-0.0615***	-0.0592***	-0.0637***
	(0.0157)	(0.0120)	(0.00937)
midle	-0.0383***	-0.0178**	-0.0231***
	(0.0144)	(0.00897)	(0.00795)
dum2003			-0.0461***
			(0.0148)
Constant	1.522***	0.116	0.789**
	(0.371)	(0.415)	(0.308)
Observations	150	210	360
R-squared	0.776	0.729	0.786
Number of id	30	30	30

表 9. 2003 年前后企业规模分布影响因素对比

变量	Pareto1					
	1998-2002 年		2003-2009 年		1998-2009 年	
	方向	显著性	方向	显著性	方向	显著性
soe	-	***	-	***	-	***
pergdp	+	***	-	***	-	*
popuratio	-	**	+	*	+	
salesratio	-	***	+		-	
open	-		-	**	-	
fed	-	***	-		-	***
admin	+	*	+		+	**
basicons	-		+		+	
tech	-	**	+		+	
market	+	***	+	***	+	***
east	-	***	-	***	-	***
midle	-	***	-	***	-	***

第一、对比回归（8）和回归（9）发现：

（1）国有企业比重、市场化程度以及地区因素对企业规模分布的作用在两个时段内都是显著且方向一致的，且和整体数据回归的结论也相符，说明这几个因素对企业规模分布发生作用的内在机理并未改变，如前文所述。

（2）市场规模和结构对企业规模分布影响在 2003 年前后发生了显著的变化。

2003 年以前，人均 GDP 对 pareto 指数的作用是正向的，说明市场规模的扩大更多为中小企业提供了发展机会，缩小企业在规模上的差距；2003 年之后这一关系出现了变化，大企业更多地抓住了市场规模扩大带来的空间，从而导致大企业规模和中小企业差距的加大。前后作用的反转也降低了人均 GDP 变量在整体回归中的显著性。

城市就业人口比重（popuratio）和宏观经济运行态势（salesratio）对企业规模分布的影响也发生了类似的变化。

（3）2003 年以前，政府财力的增大显著地降低了 pareto 指数，而这一效

应在 2003 年以后变得不显著。这一定程度上说明地方政府财政行为对企业规模分布造成的扭曲有所缓解。

第二、回归 (10) 中, 虚拟变量 dum2003 在 1% 的水平下显著, 说明在其他因素不变的情况下, 2003 年以后 pareto 指数有向下发展的趋势。

(二) 2008 年金融危机前后

2008 年世界金融危机爆发后迅速波及实体经济, 大量工业企业经历了破产、重组和资产业务萎缩, 同时, 危机中暗含的机会也使得不少企业实现了逆市成长。以下, 我们通过模型 (11) - (13), 考察金融危机前后各因素对企业规模分布的影响以及危机之后企业规模分布的变动趋势。

其中, 模型 (11) 估计 1998-2007 年数据, 模型 (12) 估计 2008-2009 年数据, 通过对比考察在 2008 年危机前后各变量对企业规模分布的作用方向和效力有怎样的变化; 模型 (13) 在加入时间虚拟变量的基础上对整体数据进行了估计, 考察在其他因素不变的情况下, 2008 年金融危机发生之后的企业规模分布出现了怎样的趋势。估计结果如下:

表 10. 2008 年前后企业规模分布影响因素研究

模型	(11)	(12)	(13)
Dependent	Pareto1	Pareto1	Pareto1
Method	PCSE	PCSE	PCSE
soe	-0.291*** (0.0328)	-0.659*** (0.111)	-0.297*** (0.0353)
pergdp	-0.00314 (0.0108)	-0.0547*** (0.0104)	-0.0167** (0.00769)
popuratio	-0.0106 (0.0407)	0.259*** (0.00869)	0.0123 (0.0375)
salesratio	-1.054*** (0.347)	1.806*** (0.442)	-0.392 (0.328)
open	-0.0119 (0.0146)	-0.0188 (0.0264)	-0.00984 (0.0136)
fed	-0.114*** (0.0169)	-0.0182 (0.0538)	-0.0717*** (0.0196)
admin	0.302** (0.133)	0.179 (0.289)	0.212 (0.133)
basicons	0.184 (0.115)	0.842** (0.413)	0.121 (0.115)
tech	-0.439 (0.599)	3.994 (2.874)	0.0737 (0.667)
market	0.0297*** (0.00686)	0.0164 (0.0151)	0.0328*** (0.00555)
east	-0.0708*** (0.00963)	-0.0478*** (0.00951)	-0.0599*** (0.00972)
midle	-0.0315*** (0.00817)	-0.0244** (0.0114)	-0.0226*** (0.00783)
dum2008			0.0141 (0.0135)
Constant	1.658*** (0.346)	-1.161*** (0.394)	0.970*** (0.329)
Observations	300	60	360

R-squared	0.782	0.637	0.777
Number of id	30	30	30

表 11. 2008 年前后企业规模分布影响因素对比

变量	Pareto1					
	1998-2008 年		2008-2009 年		1998-2009 年	
	方向	显著性	方向	显著性	方向	显著性
soe	-	***	-	***	-	***
pergdp	-		-	***	-	*
popratio	-		+	***	+	
salesratio	-	***	+	***	-	
open	-		-		-	
fed	-	***	-		-	***
admin	+	**	+		+	**
basicons	+		+	**	+	
tech	-		+		+	
market	+	***	+		+	***
east	-	***	-	***	-	***
midle	-	***	-	**	-	***

第一、对比回归（11）和回归（12）发现：

（1）2008 年以前，宏观经济运行态势（salesratio）与 pareto 指数显著负相关，而 2008 年以后则显著正相关。这说明，金融危机前面临较好的宏观环境时大企业的扩张速度大于中小企业，而危机期间，宏观经济相对向好时中小企业比大企业率先获得复苏，因而企业规模分布趋于 zipf 状态。

（2）2008 年以前，政府财力的增大显著地降低了 pareto 指数，而 2008 年之后这一效应变得不显著。

（3）2008 年以前，市场化指数的提高对 pareto 指数提升的推动明显，而 2008 年以后这一效应变得不显著。这说明金融危机发生后，市场化程度提供对企业规模分布状况的改善力度已不如从前。

第二、回归（13）中，虚拟变量 dum2008 为正但不显著，说明在不考虑通过其他因素传导的情况下，金融危机之后企业规模分布的走势并没有受到影响。dum2008 之所以为正，可能是由于大中型工业企业受到危机冲击更大，从而从整体上缩小了同中小企业间的规模差距，表现为 pareto 指数的增加。不过这一效应并不显著，可以忽略不计。

六、结论

本文通过将杨其静等（2010）的研究区间进行拓展，考察较长区间内企业规模分布的变化趋势及其含义，使用扩展后的同口径数据对前文模型估计结果的稳

定性进行检验，并以重大经济政策和经济事件的发生时点对时间区间进行切割，考察了阶段性因素对企业规模分布的影响，以及各因素对企业规模分布的影响是否存在跨时差异。

本文的结论如下：

（1）多年来我国企业的规模分布状况并未遵循 zipf 定律，而是明显向下偏离；尽管随着时间的推移，pareto 指数表现出明显的上升趋势，但这一趋势逐渐逐渐变缓，至 2009 年已趋于停滞。这说明现有的改善企业规模分布的机制其效力已经发挥殆尽，企业规模分布的改善已经面临瓶颈，进一步改善需要寻求突破。

（2）各省的企业规模分布普遍偏离 zipf 定律，且分布状况差别巨大。尽管整体上呈现向上的趋势，但某些省份在上升过程中出现巨大波动，个别省份甚至出现倒退和下探，各省企业规模分布的波动远大于全国整体企业规模分布的波动。这说明各省在发展经济的过程中大企业偏好仍非常明显，且缺少一个弱化对企业自然分布产生不良干扰的长效机制。

（3）和前期研究结果比较，两次回归结果总体而言非常接近，说明估计结果是比较稳定的。对比显示，在各组影响企业规模分布的变量中，国有企业比重、政府财政权力、市场化指数以及地区因素最为稳定和显著。总体而言，国有企业比重和政府财政权力的增大会促使企业规模分布偏离 zipf 状态，而然随着市场化程度的提高，各省的帕累托指数有上升的趋势，但西部地区可能陷入低水平的 Zipf 分布状态。

（4）国有企业比重、区域因素等对企业规模分布的作用基本不受国资委成立和金融危机等经济政策和事件的影响，而市场规模和结构、宏观经济形势对企业规模分布的影响在 2003 年前后出现了反转，市场化程度提高对企业规模分布状况的改善在金融危机后被弱化。

参考文献:

- [1]. Auerbach, F. 1913, “ Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration ” , *Petermanns Geographische Mitteilungen*, 59: 74-76.
- [2]. Axtell, R.L. 2001, “ Zipf Distribution of U.S. Firms ” , *Science*, 293 (5536) : 1818-1820.
- [3]. Beck, Nathaniel and Jonathan N. Katz. 1995, What To Do (and not to do) With Time-Series Cross-Section Data, *The American Political Science Review*, 89 (3) : 634-647.
- [4]. Gabaix, X. and A. Landier, 2008, “ Why Has CEO Pay Increased So Much? ” *Quarterly Journal of Economics*, 123 (1) : 49-100.
- [5]. Gibrat, Robert. 1931, *Les Inegalites Economiques*, Paris, Librairie du Recueil Sirey.
- [6]. Hernández-Pérez, R., F. Angulo-Brown, and Dionisio Tun, 2006, “ Company size distribution for developing countries ” , *Physica A*, 359: 607 - 618.
- [7]. Lewis, Jeffrey B. and Drew A. Linzer, 2005, “ Estimating Regression Models in Which the Dependent Variable Is Based on Estimates ” , *Political Analysis*, 13 (4) .
- [8]. Lewis, Jeffrey B., 2000, “ Two-stage approaches to regression models in which the dependent variable is based on estimates, ” *Mimeo*, Princeton University.
- [9]. Li, H., and L. Zhou, 2005, “ Political turnover and Economic performance: The Incentive Role of Personnel Control in China, ” *J. Public Economics*, 89 (9-10) , 1743-62.
- [10]. Ramsden, J. J. and Gy. Kiss-Haypál, 2000, “ Company size distribution in different countries ” , *Physica A*, 277: 220-227.
- [11]. Soo, Kwok Tong, 2005, “ Zipf’ s Law for Cities: A Cross Country Investigation, ” *Regional Science and Urban Economics*, 35 (3) : 239-263.
- [12]. Luttmer, Erzo G.J., 2007, “ Selection, Growth, and the Size Distribution of Firms ” , *Quarterly Journal of Economics*, 122 (3) : 1103-1144.
- [13]. Pareto, V., 1897, “ The New Theories of Economics ” , *Journal of Political Economy*, Vol.5, No.4, pp.485-502.
- [14]. Hernández-Pérez, R., et al, 2006, “ Company size distribution for developing countries ” , *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 359: 607 - 618.
- [15]. Takayasu, Hideki, and Kenji Okuyama, 1998, “ Country Dependence on Company Size Distributions and A Numerical Model Based on Competition and Cooperation ” , *Fractals*, 6 (1) : 67-79.
- [16]. Zipf, G.K., 1949, *Human Behavior and the Principal of Least Effort*, Addison-Wesley, Cambridge, MA, pp.498-500.
- [17]. 卜永祥, 2007, 《城市规模分布及城市化决定因素的实证研究: 一个研究综述》, 《金融纵横》第 11 期 9-12 页。
- [18]. 樊纲等, 2011, 《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告》, 经济科学出版社。
- [19]. 方明月, 《中国企业规模分布合理吗? 基于 1995-2005 年工业企业数据的实证研究》, 中

国人民大学硕士论文, 2009。

- [20].高鸿鹰和武康平, 2007,《我国城市规模 Pareto 指数测算及影响因素分析》,《数量经济技术经济研究》第 4 期 43-52 页。
- [21].王永钦等, 2007,《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》,《经济研究》第 1 期 4-16 页。
- [22].王小鲁、樊纲, 2007,《中国的市场化进程及其对经济增长的贡献》,载 Ross Garnaut 和宋立刚主编《中国市场化与经济增长》25-38 页,社会科学文献出版社。
- [23].杨其静、李小斌、方明月, 2010,《市场、政府与企业规模分布——一个经验研究》,《世界经济文汇》第 1 期 1-15 页。
- [24].张晏、龚六堂, 2006,《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第 5 卷第 1 期 75-108 页。
- [25].周黎安, 2004,《晋升博弈中政府官员的激励与合作:兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第 6 期 33-40 页。
- [26].周业安、章泉, 2008,《市场化、 财政分权和中国经济增长》,《中国人民大学学报》第 1 期 34-42 页。

附表：滞后项估计结果 1998-2009

模型	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Dependent	Pareto1	Pareto1	Pareto1	Pareto1	Pareto1
Method	PCSE	PCSE	PCSE	PCSE	PCSE
lagsoe	-0.292*** (0.0361)	-0.418*** (0.0311)	-0.289*** (0.0371)	-0.281*** (0.0363)	-0.288*** (0.0377)
lagpergdp	-0.0175** (0.00842)	0.0129** (0.00611)	-0.0144 (0.00909)	-0.0164* (0.00924)	-0.0167** (0.00827)
lagpopuratio	-0.0335 (0.0419)	-0.112*** (0.0378)	-0.0381 (0.0454)	-0.0361 (0.0452)	-0.00163 (0.0409)
lagsalesratio	0.476 (0.329)	0.459 (0.321)	0.385 (0.354)	0.358 (0.363)	-0.0371 (0.359)
lagopen	-0.0462*** (0.0122)	-0.000597 (0.00870)	-0.0495*** (0.0140)	-0.0456*** (0.0144)	-0.0237* (0.0141)
lagfed		-0.0586*** (0.0136)		-0.0266 (0.0168)	-0.0675*** (0.0206)
lagadmin			0.0345 (0.122)	0.00694 (0.119)	-0.0893 (0.121)
lagbasicons			0.122 (0.113)	0.0850 (0.112)	0.0407 (0.119)
lagtech			-0.494 (0.606)	-0.429 (0.608)	-0.385 (0.672)
lagmarket	0.0354*** (0.00604)		0.0358*** (0.00602)	0.0363*** (0.00631)	0.0375*** (0.00623)
east					-0.0678*** (0.0105)
midle					-0.0275*** (0.00934)
lagfiscal	-0.113 (0.0731)		-0.185** (0.0881)		
Constant	0.112 (0.327)	0.373 (0.311)	0.197 (0.355)	0.220 (0.366)	0.670* (0.361)
Observations	330	330	330	330	330
R-squared	0.745	0.709	0.747	0.745	0.762
Number of id	30	30	30	30	30

中央银行的资产负债表与货币政策*

——中国 and 美国的比较

一、引言

近几十年来,纵观世界各国,许多奉行自由市场经济的国家在遭遇到经济金融危机时,政府都无一例外地出手,采取各种措施对危机进行控制和救助,市场无形之手总会向政府有形之手做出让步。美国的中央银行——美国联邦储备系统(简称美联储)现任主席伯南克(Bernanke, 2008)认为,要准确地评估危机管理的效果有多大是非常困难的,但有一点可以肯定,即如果没有中央银行的介入,危机要严重得多,影响也会深远得多。

金融危机会导致经济萧条,中央银行一般采取宽松的货币政策应对,常规的方法有:

第一、中央银行作为最后贷款人,通过公开市场操作、再贴现或再贷款,向金融机构提供流动性援助。在金融市场发达的国家,中央银行应对危机的常规手段主要是通过参与市场供求运作,提供短期的流动性。一般来说,中央银行为了最大限度地降低在流动性供给过程中其所承受的风险,会要求借入资金的金融机构提供合格资产作为抵押。最后贷款人是现代中央银行的一个重要职责,中央银行随时准备为出现流动性短缺的银行体系注入高能货币。

第二、降低利率和法定存款准备金率。(1)中央银行可以降低贴现利率或再贷款利率。有能力调控的短期利率有隔夜同业拆借利率、证券市场回购利率和逆回购利率等,通过公开市场业务引导货币市场利率接近中央银行的目标利率。以美国为例,联邦基金率是指美国同业拆借市场的利率,也是基准利率,其最主要的是隔夜拆借利率。美联储瞄准并调节同业拆借利率就能直接影响商业银行的资金成本,并且将同业拆借市场上的资金余缺传递给工商企业,进而影响消费、投资和国民经济。作为同业拆借市场的最大的参加者,其作用机制应该是这样的:美联储降低其拆借利率,商业银行之间的拆借就会转向商业银行与美联储之间,因为向美联储拆借的成本低,整个市场的拆借利率都将随之下降。(2)降低商业银行上缴中央银行的法定存款准备金率。目的是放松融资条件,为商业银行提供成本更低和数量更多的资金,由此来支持经济成长。

然而,在发生次贷危机后,美联储在政策上面临到一些非常规的障碍。第一,

*本研究获得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。

金融危机通过信贷风险的蔓延，常规的融资和信贷的萎缩，降低了货币与联邦基金利率之间的联动程度。第二，美联储目标联邦基金利率水平控制在0%-0.25%的范围内，已经足够低了，进一步通过下调利率来刺激经济的可能性和余地很小。第三，虽然降低利率在某种程度上可以降低金融动荡对信贷成本的影响，但因为信贷利差在扩大，商业银行机构贷款更加谨慎、标准更加严格，使货币放松政策无法充分发挥作用，并导致了总体金融条件门槛更高。

与历史上的危机相比，在这次次贷危机中，美联储的反应非常积极和迅速。中央银行的资产负债表的管理成为各国政府抵御危机的重要手段。面对货币政策流动性陷阱困境，美联储努力寻找新的工具和途径来应对，这些创新绝对不只是过去做法在规模上简单两倍或三倍地扩张，而是在美联储的资产负债表结构上进行大胆地尝试和改变。美联储不断创新各种工具以扩大流动性供给的规模，方法由原来供给金融机构流动性的可得性、相关资产的流动性，扩大到货币市场或特定的金融产品市场的流动性。例如，扩大抵押证券的范围，在期限上以长期的替代短期，与其他国家的中央银行进行货币互换，以公开市场操作形式向欧洲中央银行提供紧急的美元流动性等等。目的是改善信贷市场的运行，增加向家庭及企业的信贷供给，引导资金流向微观实体部门。

虽然中美两国国情不同，但是美国作为世界经济的火车头和发动机，在处理经济金融危机中有很多的经验和教训值得借鉴。从中美两国资产负债表的变动来比较两国货币政策的差异，通过量化，能够更加细致和深入地分析两国中央银行货币政策操作体系的基本路径和特点。对此问题的研究，有利于中国人民银行打开思路，结合中国国情创新更多的货币政策工具和方法。

2007年4月开始，美国次贷危机开始显现，2008年9月15日雷曼兄弟轰然倒下，引发了次贷危机的全面爆发和银行倒闭的多米诺骨牌效应。为了更好地观察危机前后资产负债表的变化，本文主要研究的时段为2006-2011年。文章以下结构安排如下：第二部分分析中美两国中央银行的资产负债表的变化。第三部分研究美联储货币政策工具的创新。第四部分比较中美两国的货币政策差异；第五部分为结束语。

二、中美两国中央银行资产负债表的变化

中央银行资产主要可分为贷款和投资两大类，其中贷款和投资又可细分为对政府的贷款和对金融机构的贷款（主要是商业银行），对政府的投资和对外国官方机构的投资。在某些情况下，中央银行有可能对其他部门如私人部门、非金融公共部门和非货币性金融机构）的贷款或投资。中央银行的主要负债项目有中央银行发行的通货（纸币和硬币）、存款（商业银行等金融机构、政府等）和借入

资金（主要指中央银行发行的债券，例如央行票据等）。

（一）美国联邦储备系统资产负债表的变化

美国联邦储备系统是由 12 个地区的联储银行和设在华盛顿特区的总部组成。每一个地区的联储银行都是一个独立的法人，其资本金全部属于所在地区的商业银行成员。美联储每周都会在其官方网站上公布其资产和负债变动的报表（简称 H. 4.1 表）。其中有影响存款性机构储备余额因素的报表，这个报表根据资产和负债的来源部门对资产和负债进行重新分类，编制出来储备余额、超额余额和基础货币等货币政策分析所必需的流动性总量指标，报表提供了美国银行体系中银行储备资金与中央银行资金往来等重要信息，从中可以全面了解美联储所做的工作。所有联储银行合并的资产负债表记录了美联储为了履行中央银行的职能—发行的银行、银行的银行和政府的银行，而进行的各项活动或操作。

2006 年底美联储的资产负债表的格局基本代表了美联储前 50 年的基本结构。资产方由政府债券主导，在负债方由联储的货币发行为主，均占据了所在方约 90% 的份额。国外资产、黄金和资本金等各自占总资产和总负债的比重不足 5%。

从表 1 中，我们可以看出以下特点：

（1）资产和负债的规模扩大，创新工具增加。次贷危机后，无论是总资产还是总负债的规模都迅速膨胀，这其中 2006 年到 2008 年之间的跳跃最大。可以看出，应对次贷危机，从 2008 年开始，在资产方，美联储增加了不少之前从未出现的新的工具，例如商业票据融资便利（CPFF）、资产支持债券贷款便利（TALF）以及对重要金融机构的救助（Maiden Lane LLC）等，而且有些规模还很大，例如抵押支持证券（MBS）。

（2）国债占据了美联储资产的最主要部分。持有证券资产和国债余额呈现明显的先降后升趋势。2006 年至 2008 年末，国债余额减少，占总资产比重也迅速下降，美联储利用短期国债连续操作以降低联邦基金目标利率。2008 年之后，国债余额数量则出现逐年上升趋势，这是由于美联储的政策由应对危机转向了刺激经济，继而采取了大量购入国债的操作。近几十年来，美联储的资产中国库券一直占据最重要的地位。

表 1 次贷危机前后美联储资产负债表项目的变化 （单位：百万美元）

	2006 年 12 月 27 日	2008 年 12 月 24 日	2009 年 12 月 30 日	2010 年 12 月 29 日	2011 年 12 月 28 日
资 产					
1、证券	778,938	496,892	1,844,722	2,155,703	2,613,382
1.1 财政部证券	778,938	476,014	776,587	1,016,102	1,672,092
1.2 联邦机构证券	0	20,878	159,879	147,460	103,994
1.3 抵押支持证券（MBS）	0	0	908,257	992,141	837,295
2、回购协议	36,000	80,000	0	0	0

3、贷款和融资					
3.1 定期拍卖信贷（TAF）		450,219	75,918	0	
3.2 PDCF（Dealer Credit）		38,190	0		
3.3 AMLF		23,993	0		
3.4 TALF（定期资产支持 债券贷款）			47,532	24,704	9,013
3.5 CPFF（商业票据）		331,686	0		
4、紧急贷款（对特殊机构）					
4.1Maiden Lane LLC （贝尔斯登）		26,966	26,667	26,974	7,228
4.2Maiden Lane II LLC （AIG RMBS Holdings）		20,049	15,697	16,197	9,281
4.3Maiden Lane III LLC （AIG-backed CDOS）		28,191	22,660	23,142	17,739
5、中央银行流动性互换			10,272	75	99,823
供给储备资金的因素合计	906,665	2,293,372	2,278,303	2,463,227	2,969,071
负 债					
1、流通中的货币	819,930	886,651	930,122	984,980	1,076,340
2、逆回购	32,126	88,317	70,450	59,246	88,674
3、财政部所持现金	252	233	232	177	128
4、在联邦储备的存款	11,656	426,994	186,889	300,388	165,149
吸收储备资金的因素合计	900,680	1,478,384	1,253,455	1,444,649	1,402,160

资料来源：美联储官方网站

（3）回购操作基本停止，基础货币大幅增长。2009 年至 2011 年回购操作基本停止，这主要是因为超额储备余额的增加。在危机爆发前，金融机构的储备余额在负债方的占比一直较低。但是 2008 年以后“在联邦储备的存款”在总负债中的比重增长迅猛，主要是由于当年 10 月美联储改变了存款准备金没有利息的做法，宣布给存款机构的法定存款准备金和超额储备金账户付息，支付的利率和储蓄基准利率相同，高于银行间隔夜拆借利率，鼓励银行将更多的资金留在美联储统一调配使用。这项政策直接刺激了金融机构在美联储的超额储备的膨胀。美联储成功地扩张了货币基础，为启动量化宽松的货币政策做好资金的准备。

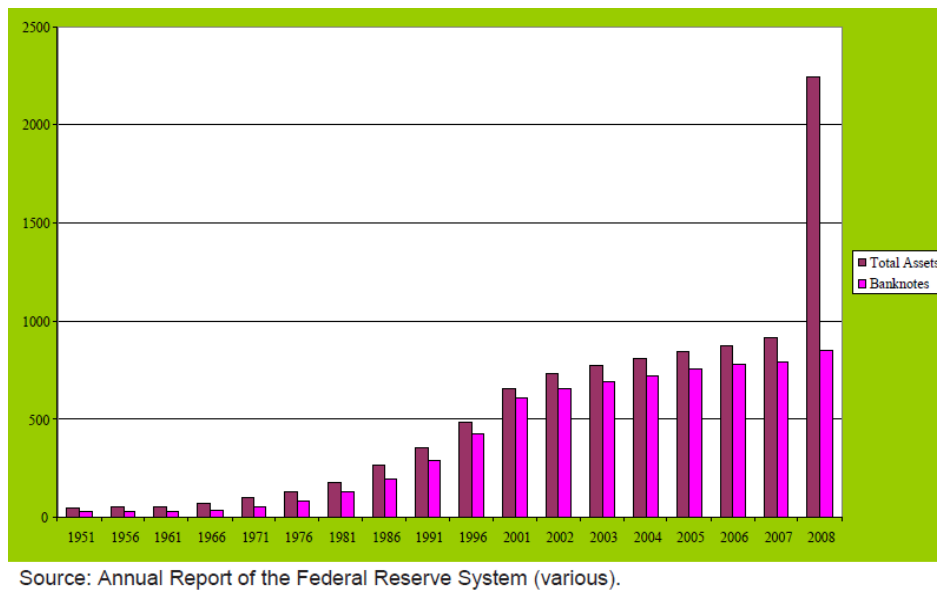


图1 美联储：总资产和通货（单位：10 亿美元）¹

值得关注的是，次贷危机后，虽然美国实行宽松的货币政策，但是流通中的通货的变化并不大（见图1）。美联储没有明显增加流通中的通货，法定存款准备金变动不大，流动性主要银行自愿的方式，以超额准备金的方式留在银行体系内。

（二）中国人民银行资产负债表的变动

次贷危机对中国的影响渠道和深度与美国有着很大的区别。次贷危机发生在美国，是美国金融业多年来放松管制、金融自由化矛盾积累到一定程度的结果。由于中国的资本市场和资本项目没有完全开放，虽然有一些金融机构购买了美国金融市场的产品，但是总体来说数量不大，因此次贷危机对中国经济的影响更多的是在出口方面。

表2 中国人民银行资产负债简表（单位：亿元人民币）

报表项目	2006. 12	2007. 12	2008. 12	2009. 12	2010. 12	2011. 12
1、国外资产	85772. 64	124825. 18	162543. 52	185333. 00	215419. 60	237898. 06
1. 1外汇	84360. 81	115168. 71	149624. 26	175154. 59	206766. 71	232388. 73
1. 2货币黄金	337. 24	337. 24	337. 24	669. 84	669. 84	669. 84
1. 3其他国外资产	1074. 59	9319. 23	12582. 02	9508. 57	7983. 06	4839. 49
2. 对政府债权	2856. 41	16317. 71	16195. 99	15661. 97	15421. 11	15399. 73
2. 1中央政府	2856. 41	16317. 71	16195. 99	15661. 97	15421. 11	15399. 73
3. 对其他存款性公司债权	6516. 71	7862. 80	8432. 50	7161. 92	9485. 70	10247. 54
4. 对其他金融性公司债权	21949. 75	12972. 34	11852. 66	11530. 15	11325. 81	10643. 97

¹此图来自 Peter Stella, The Federal Reserve System Balance sheet: What Happened and Why it matters, IMF working Paper, 2009, WP/09/120

5. 对非金融性公司 债权	66.34	63.59	44.12	43.96	24.99	24.99
6. 其他资产	11412.84	7098.18	8027.20	7804.03	7597.67	6763.31
总资产	128574.69	169139.80	207095.99	227535.02	259274.89	280977.60
1. 储备货币	77757.83	101545.40	129222.33	143985.00	185311.08	224641.76
1.1 货币发行	29138.70	32971.58	37115.76	41555.80	48646.02	55850.07
1.2 其他存款性公 司存款	48223.90	68094.84	91894.72	102280.67	136480.86	168791.68
2. 发行债券	29740.58	34469.13	45779.83	42064.21	40497.23	23336.66
3. 国外负债	926.33	947.28	732.59	761.72	720.08	2699.44
4. 政府存款	10210.65	17121.10	16963.84	21226.36	24277.32	22733.66
5. 自有资金	219.75	219.75	219.75	219.75	219.75	219.75
6. 其他负债	9719.55	14837.14	13586.45	18653.20	7592.23	6437.97
总负债	128574.69	169139.80	207095.99	227535.02	259274.89	280977.60

资料来源：中国人民银行官方网站

2006-2011 年，资产负债表规模迅速扩张，从2006 年到2011 年增幅高达118.53%。资产负债表的变化呈以下特点：

(1) “外汇”资产在总资产中的比重占据了绝对的地位。在资产结构中，外汇资产不仅一直稳居首位，而且在总资产中的占比逐年提高，2006-2011 年，“外汇”资产占总资产的比重从65.61%提升到82.71%，推动总资产规模持续扩张。巨额外汇资产主要是由长期以来实行的“出口导向型”经济发展战略和外汇的强制结售汇制度所决定的。

(2) “对其他存款性公司债权”和“对其他金融性公司债权”所占比重逐年下降，呈现淡出趋势。“对其他存款性公司债权”占比的下降这反映了中国人民银行减少了通过再贷款、再贴现方式进行宏观调控。“对其他金融公司债权”数额和比重均呈下行走势，则说明中央银行对资产管理公司、信托公司等非存贷款金融公司通过资金的调控力度也在削弱。

(3) “储备货币”快速增长，“其他存款性公司存款”是主要资金来源。2006-2011 年，中国人民银行“储备货币”余额增长1.89 倍，基础货币在总负债中的占比从60.47%提升到79.95%，成为中央银行负债的最主要组成部分。

“货币发行”科目余额虽然绝对数额逐年增加，但其在储备货币和总负债中的占比不断降低。“其他存款性公司存款”无论是绝对数额还是所占比重均逐年增加，占据了总负债的半壁江山，成为中央银行贯彻货币政策意图的重要工具。人们在描述通货膨胀的时候，经常说“票子印多了”，但是从中央银行的资产负债表上可以看到，2009 年以来的天量信贷造成的流动性过剩在很大程度上不是由通货贡献的，而是存款货币的扩张造成的。通货和银行储备存款共同构成中央银行的

基础货币，伴随着存款储备增加，货币的乘数作用将扩大。

(4) “发行债券”和“政府存款”规模增大。2006-2010年，中国人民银行为达到冲销外汇资金，发行了大量的中央银行票据，使“发行债券”余额猛增。但自2011年起，发行债券余额下降，主要是由于中国人民银行改用主要以法定存款准备金工具来对冲外汇占款带来的巨额流动性。此外，“政府存款”科目余额走高，主要是因为国库集中收付改革要求预算单位的经常性存款逐步集中到中国人民银行的单一账户中来造成的。

由此看来，从2006年到2011年中国中央银行资产负债表的科目基本没有变化，中国人民银行抵御次贷危机影响采用的货币政策主要基于较为常规的方法。

三、美联储货币政策工具的创新

从美联储资产负债表的变化可以看出，美联储应对次贷危机，推出不少创新性的救援和贷款便利措施，使其资产负债表表的信贷资产项目增添了多项内容。创新性的资产大致可以归为四类：

1、提供给金融机构（例如银行、证券经纪人和货币市场共同基金等）短期贷款（short-term lending program for financial institutions），以支持其流动性需求。这些资产直接或间接给有担保的金融机构，期限不超过90天，风险较小。

提供短期的流动性是中央银行常规的功能，也是应对金融恐慌的主要工具。许多银行不愿意依赖贴现窗口的贷款，主要是忧虑求助于贴现窗口被市场知道后，会导致市场的参与者推断银行出现了问题。为了解决这一问题，2007年下半年，美联储建立了定期拍卖便利(TAF)，通过拍卖机制，给存款机构提供固定数量的长期信用（28天和84天）。由当地储备银行甄别财务健全的存款机构均可能从当地储备银行贴现窗口获得资金，所支付的利率通过拍卖确定。这个机制在很大程度上为借款人提供了匿名保证，确保存款机构能够得到充足的流动性，有助于金融体系的稳定。

在危机过程中，像美国的存款机构一样，拥有大量美元资金需求的外国银行也经历着巨大的流动性压力。这些外国机构涌入到美国资金市场（包括联邦资金市场），加剧了整个市场的忧虑和震荡。作为稳定短期美元资金市场战略的一部分，美联储与14个国家的中央银行签署了货币互换协议，建立起流动性互换业务线。在交换外币中，美联储向外国中央银行提供美元，然后由他们贷款给国内的金融机构。外国中央银行作为美联储的对家，他们对偿还债务负责。美联储从国外合作的中央银行接受等值的美元互换的外国货币，不需要承担汇率和偿还风险。这样在全球范围内缓解了美元融资市场的紧张。

2、目标性贷款项目 (Targeted lending program) 用来解决信贷市场机能衰弱问题。目标性贷款项目主要包括商业票据融资工具 (CPFF) 和定期资产支持证券贷款工具 (TALF) 等, 这些工具的目的在于提升某些关键的信贷市场的功能。与第一项不同, 一些资金主要贷给非金融机构的借款人。

在美国, 对于金融和非金融企业来说, 商业票据市场是一个重要的短期资金来源。雷曼兄弟破产后, 货币基金跌破1美元的面值, 货币市场基金和其他投资者面临着严峻的赎回压力。货币市场基金是商业票据的主要投资者, 它们不再愿意购买商业票据, 特别是较长期限的商业票据, 导致未清偿商业票据余额快速萎缩, 长期商业票据利率大幅上升。在美国, 金融中介发行或者发起的商业票据占有很大比重, 如果金融中介商业票据发行失败, 将使它们无法发挥其在满足企业和居民信贷需求方面的重要作用。为此, 2008年10月, 美联储设立了商业票据融资工具 (CPFF) ——3个月的贷款, 向定期资金市场提供流动性, 由特殊目的公司 (SPV) 直接从合格发行人那里购买无担保的资产支持商业票据, 从而向商业票据发行人提供流动性支持, 利率高于正常市场利率加上前期费用。这个项目取得了很好的效果。

在危机前, 资产证券化市场是家庭和企业贷款的重要管道, 有学者将这个市场称为“影子银行系统”。由于危机起源于资产证券化市场的次级按揭债券 (政府担保的贷款市场除外), 危机爆发后, 这个市场实际上已经停止运营, 信贷资金的来源大大减少。为了解决这个问题, 美联储联合财政部, 发行定期资产支持证券贷款工具 (TALF)。TALF 信贷项目的贷款期限是 3-5 年, 合格投资者可以借到资金购买 AAA 级债券的资产支持证券。这个项目更多地关注于家庭和小企业的信贷, 包括汽车贷款、信用卡贷款、学生贷款、由小企业管理部门担保的贷款等。定期资产支持证券贷款工具 (TALF) 对于重启资产证券化市场起到重要的作用, 随后资产支持证券的利差也降了下来。对于美联储来说, TALF 的信贷风险很低, 因为美联储贷给投资者的钱低于担保和抵押的价值, 而且来自国库的资本提供了额外损失吸收的功能。

相对于美联储给金融机构的短期贷款, CPFF和TALF对于中央银行都是非常规的项目。在过去极端环境下, 中央银行积极应对各种情况, 以适应金融市场的变化。非银行资源的信贷, 例如商业票据市场和证券化市场, 对于美国经济非常重要, 通过对这些市场的支持, 联储已经帮助信贷资金顺畅地流入到实体经济中。这些措施增强了金融机构发放贷款的意愿, 降低了银行间贷款市场上的条件和成本。

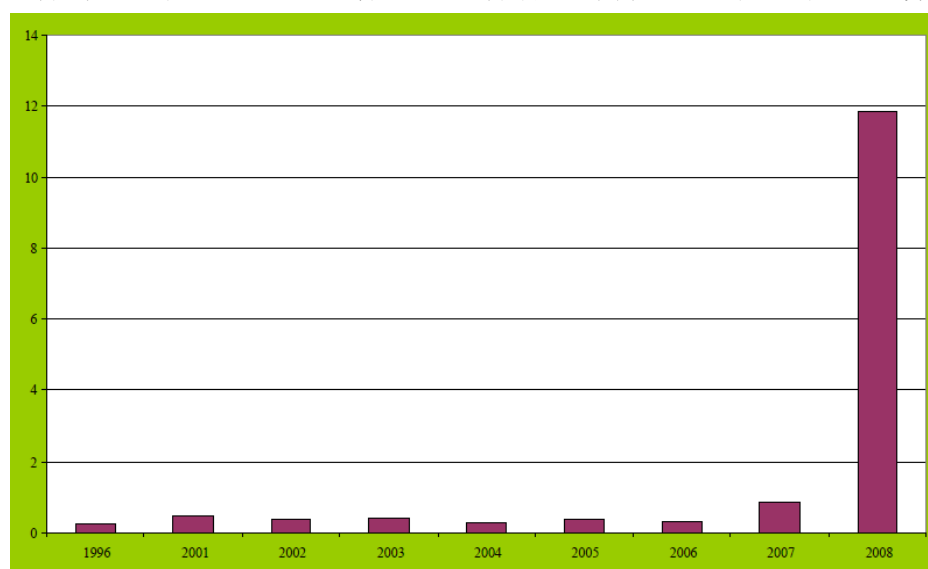
3、持有长期的、适合在市场出售证券 (Longer-term, marketable Securities)。资产创新的另一项重要内容是持有高质量的、适销的证券, 特别

是将国库券、机构债券和机构支持的住房抵押债券（MBS）等长期证券作为美联储配置的资产组合。危机前，美联储基本只持有国库券，但是2008年底以后，美联储开始大量持有政府支持企业的证券（GSE-related securities）。对一些企业资产持有和对一些企业资产持有和抵押贷款支持证券构成了“量化宽松”阶段美联储资产的重要内容。

在危机中，美联储购买债券的主要目的是降低成本和提高家庭和企业信贷的可得性。即便其他资产缩水，美联储持有的长期证券在短期内继续上涨，将持续地主导着资产负债表的资产方。

4、救助重要的机构。美联储直接对特殊的、系统性重要的机构提供了注资。尤其是鼎力支持了财政部，美联储用紧急贷款的授权帮助 JP 摩根收购贝尔斯登，并阻止全球市值最大的美国保险公司 AIG 的违约危机。具体内容表现在美联储的资产负债表的“紧急贷款”中（见表 1）。

从信贷角度来说，这些紧急贷款承载着比传统的中央银行提供的流动性更大的风险。但是，第一，这些贷款的数额低于联储资产负债表的 5%。占比是非常小，风险可控。第二，更加重要的是，对重要金融机构风险的控制可以避免更大的金融危机的发生。因此，政府这样的操作是必要的。不少学者认为，如果在 2008 年下半年美国政府救助的雷曼兄弟投资银行，也许次贷危机就不会像今天这样持久和惨烈，也不会像今天这样各国都付出了巨大的社会经济成本。



Source: Annual Report of the Federal Reserve System (various); Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce; and author's calculations.

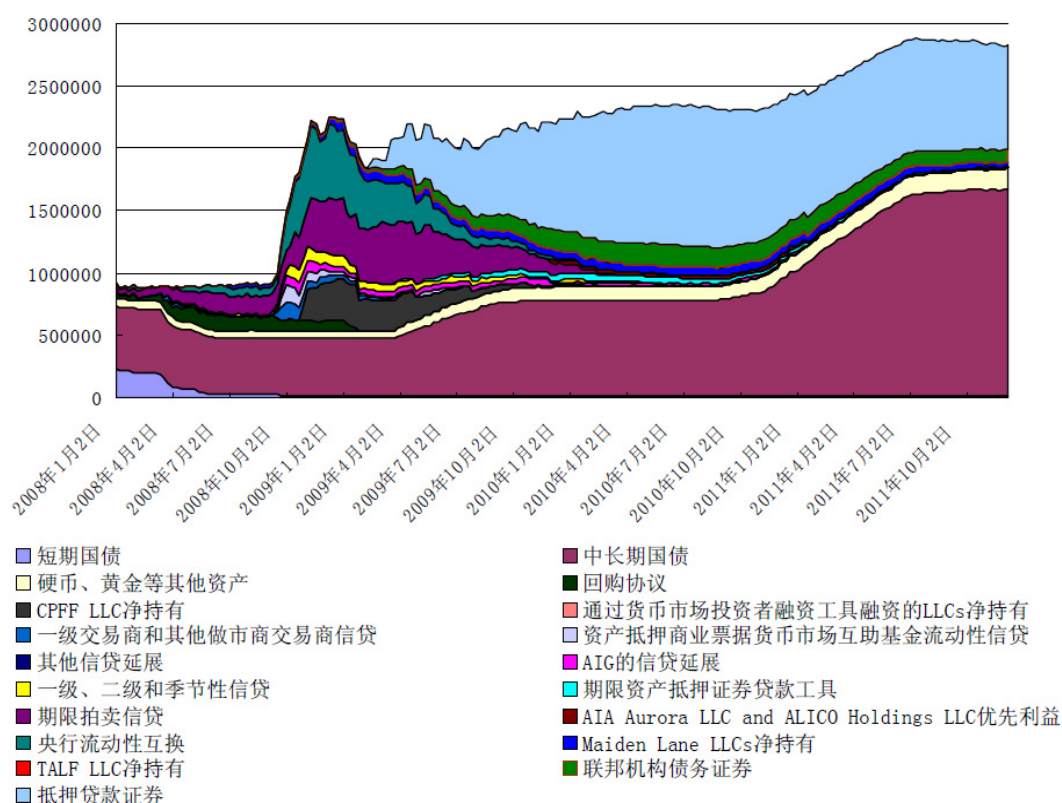
图 2 美联储：政策性资产¹（占 GDP 的比重）²

由图 2 可以看出，次贷危机发生后，美联储的资产负债表扩张很快，政策性资

¹ “政策性资产”是指提供流动性的回购协议加上给存款机构的贷款、其他贷款、中央银行流动性互换和有统一利益体的投资。但是前两项在 2007 年前是没有的。

² 此图来自 Peter Stella, The Federal Reserve System Balance sheet: What Happened and Why it matters, IMF working Paper, 2009, WP/09/120

产比之前呈几何级数翻倍增加。货币政策在数量上的宽松，可以通过新资产项目的出现——刺激基础货币快速上升——资产负债表规模明显膨胀这个路径体现出来。通过中央银行贷款或购买证券使商业银行储备的大量增加，是量化宽松的非常规政策的一个重要特点。量化宽松背后的理念是提供给银行超额的流动性，以帮助银行运用流动性去贷款或购买其他资产。这样的购买应该既可以提高资产价格，也可以增加广义的货币，促使家庭和企业去购买非货币资产，或者在商品和服务（实体经济）方面花费更多。在量化宽松的安排中，中央银行负债的数量充分传达了政策的信息。



资料来源：美联储官方网站，<http://www.federalreserve.gov/econresdata/default.htm>

图3 美联储的资产结构1 （单位：百万美元）

在经济持续衰退的情况下，中央银行不得不将政策利率水平降至最低，甚至降至零的水平。这样流动性陷阱就会出现，货币政策失效，货币政策无法应对金融危机引起的流行性短缺和利差的持续扩大。在这种情况下，根据情况的变化和技术手段的可能性，适时创新的货币政策工具就显得非常必要。概括来说，近几年美联储创新性、非常规的货币政策措施主要有以下特点：第一，中央银行操作对象由金融机构扩大至非金融类公司和个人，突破了传统货币银行学理论中中央银行只与金融机构和政府进行资金往来的观点。第二，中央银行吞吐的证券由短

¹ 许祥云，郭朋，《日本“量化宽松”货币政策中的操作方式及与美联储“量化宽松”的对比》，中国金融学术研究网（www.cfm.com.cn）

期扩展到长期。第三，中央银行购入种类证券后，一般不进行对冲式操作，任凭基础货币增长，以体现量化宽松的政策意图。非常规手段为中央银行为直接解决银行、个人和非金融类公司的外部融资的成本与供给数量所采取的措施，这种融资来源可以是中央银行提供的流动性、信贷、固定收益证券或股票。通过缩小上述经济行为人的外部融资的利差，改善经济中的资金流动状况，影响资产价格。

近些年来，美国联邦银行资产负债表规模翻番，一些指标表明美联储现在是美国最大的银行。它对金融市场危机的反应已经使它从一个美国货币市场参与者进入到最大的、关键的交易者，成为间接地影响世界金融市场体系的重要的金融机构。这种结构性变化使美联储的角色从传统的“最后贷款人”转变为“贷款人、造市人和股东”的混合角色，也就是说，美联储正在多方面充当金融中介和金融市场交易商的角色。只是美联储不以盈利为目的。

中央银行正在从借贷给银行的银行——最终贷款人，变成了私人部门的贷款人。从长期来看，这个转变的后果是什么？值得深思。

四、中美两国货币政策的比较

1、中美两国货币政策结构的差异

从资产角度来讲，中国人民银行与美联储的资产配置截然不同。

首先，美联储最主要的资产是政府债券。美联储用这种方式支持政府的投入。而中国人民银行对政府债权占比较少，说明人民银行通过公开市场操作购进的国债规模和影响力都较为有限。

其次，美联储没有外汇资产。对于美国来讲，美元可以随时发行，中央银行没有必要购买和储备美元，由此美联储也不用担心汇率波动带来的外汇储备缩水的风险。量化宽松和零利率政策实际上意味着，美国将危机的代价转嫁到新兴市场 and 发达国家金融票据持有者的身上。中国的外汇占款巨大且占比逐年升高，人民币没有国际化，对外交往和经济安全都需要储备大量的外汇资产。

第三，美联储货币政策的调控主要依赖创新的非常规方法。具体表现在不仅原有的较为单一的贴现窗口借入资金的结构出现了多元化的特征，而且也使美联储信贷市场的借贷人主体结构出现了多样化，即由原来单一的存款机构扩展到包括初级证券交易商、私人部门（包括公司、合格投资者和投资银行等）、官方资产管理公司和联邦房屋抵押贷款机构等。

从负债结构来看，美联储资金来源与中国人民银行相似，主要为基础货币。流通中货币的数量取决于市场的需求，这里的“市场”包括非美国居民，据估计，超过一半的美国货币被国外持有，这也是美联储“通货”占比比中国人民银行高的原因之一。两国的基础货币的构成存在差异，中国人民银行更多地倚重“其

他存款性公司存款”部分。除此之外，中国人民银行规定不能广泛开展国库现金管理，因此政府存款余额较高。而美联储和国库现金管理效率很高，政府财政存款实时投放于金融市场保值增值，因此其余额仅占总负债的比重很低。

综上所述，美联储资产方最重要的资产科目是政府债权，最重要的负债科目是通货。但中国人民银行正好相反，是高外汇资产与低通货负债，这主要是由中国经济背景和金融发展的特点所决定的。资产负债结构的明显不同反映了中国人民银行与成熟市场经济国家中央银行在货币政策操作方面的差异。也表现出中国人民银行基础货币投放主动权不足，在一定程度上影响了货币政策调控目标的实现。

2、两国货币政策传导渠道的差异

从上面的分析来看，由于美国是市场经济，所以美联储对金融机构和市场的调控能力要好于中国人民银行。但是从实际效果来看，中国金融体制使中国式的调控更立竿见影。这主要是由经济体制不同所带来的差异。

美联储实施量化宽松的货币政策，降低基准利率，给商业银行提供更多的流动性，但是商业银行是否愿意多放款，还要看商业银行对形势的研判和对风险的评估。次贷危机导致美国经济萧条，失业率上升，家庭和企业的风险加大，在这种形势下，即使作为中央银行的美联储鼓励商业银行多贷款，但是由于商业银行大都是私人股份，会从自身的利益出发，提高贷款的门槛，对信贷的发放会很谨慎，而不会主动配合中央银行的政策。所以美联储的量化宽松的货币政策在商业银行这个中枢传导过程中，动力会大大减弱。实际上，次贷危机发生以后，美国的家庭和企业取得贷款的难度加大很多，实体经济难以取得资金。这也是为什么次贷危机后美联储操作的重点并不是通过银行等机构作为桥梁间接影响企业和实体经济，而是直接对企业进行救助和信贷干预的重要原因。

而中国的情况则完全不同。虽然 2003 年四大国有银行的股份制改造使中国商业银行的市场化程度上了一个台阶，但是中国的商业银行还不是真正意义上的市场主体。2009 年，商业银行全力配合国家四万亿的经济刺激计划和“保八”目标，不顾风险，不计成本，开足马力全力贷款，信贷总量陡增了 9.59 万亿，比 2008 年增长约 32%，达到天量。国有控股银行和股份制商业银行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。在某种程度上，中国的商业银行是国家产业政策的一个工具。

虽然在中国银行的资金能够快速地向企业流动，但是这一轮的贷款激增有相当部分是投放在城投、城建（简称“铁公基”，高铁、高速公路、基础设施）等有政府背景的融资平台上。人们一般认为，政府的信誉较高，但地方政府大多只关

注扩大规模，而较少考虑还款来源。在地方政府的土地出让收入大幅度减少的情况下，政府融资平台贷款的风险明显增加。国有企业和政府资金不仅使用效率和监管水平不高，资金浪费较为严重，而且政府热衷于见效快的基建项目，以快速拉动当地经济增长，产能过剩和决策失误都可能导致银行大量的不良资产。

3、中国人民银行流动性对冲的成本问题

多年来，为了应对外汇储备快速增加所带来货币被迫发行的压力，人民银行采取了发行中央银行票据、提高法定准备金率等多种方式进行冲销操作，压低流通中的货币，在回收过剩的流动性、避免恶性通货膨胀方面效果明显。

中国人民银行高外汇资产、高金融机构存款为主要特征的资产负债结构，决定了资产部分的收益低于负债部分的成本，也就是说对冲操作需要国家支付大量的成本来填补亏空。按规定，法定存款准备金利率为1.62%，超额存款准备金利率为0.72%，“其他存款性公司存款”每年需要支付大量存款准备金利息。同时，“发行债券”的央行票据也要支付利息，这些都构成中国人民银行的货币政策成本。此外，中国人民银行“政府存款”余额不能获得投资收益，构成货币政策的另一部分隐性的成本。与负债成本支出相比，中国人民银行的资产收益难以覆盖成本开销。

进一步说，中国的巨额外汇储备主要投资于美国国债和美国政府机构债券，大约占到三分之一。而目前美国的国债收益率超低，可以说基本没有什么收益。外汇储备投资获得的收益低于需要支付的存款准备金利息和中央银行票据利息，而且还要承受人民币升值带来的损失。长期来看，这种模式不可持续，中国需要调整中央银行的资产负债结构。

五、结束语

中国和美国处于不同的发展阶段，政治、经济和金融体制等诸多方面都存在着较大的差异，所以在中央银行的资产负债表和货币政策方面的不同是正常现象。应对次贷危机，美国创新了很多工具和渠道，并取得了较好的效果，值得中国认真借鉴。在这一轮的世界性的经济危机中，中国的货币政策在数量上较多地倚重信贷投放的规模，在价格工具上，灵活地运用了法定存款准备金率和利率的调整等常规工具，总体来说，效果比较明显，但同时我们也看到，中国人民银行的资产负债表也存在着结构问题，在货币政策的操作上忽略成本考量。美国的宏观调控主要依赖于市场的传导和反馈，而中国将市场和部分体制的特点相结合，效果更加直接和快捷。

中国需要今后要结合国情，加强对中央银行资产负债结构的研究，充分评估我国金融体系可承受的程度，提高各项货币政策工具使用的主动意识，创新符合

中国具体实践的货币政策工具。事实已经证明，伴随着外界环境的变化，一些传统的货币政策已经无法适应，不能充分消除经济萧条对信贷条件和实体经济的影响。

中国人民银行需要优化资产负债结构。中央政府积累大量的财力不是中央银行不计成本进行流动性对冲的理由。我们需要考虑投入产出意识，降低货币政策的成本，提高政策的社会和经济的收益。逐步调整外汇占款过大的资产结构。国家需要在战略上鼓励企业利用外汇购买中国经济发展需要的煤炭、石油、黄金等战略资源，布局海外资源的战略性收购规划。同时放宽私人企业和居民出国消费、旅游、留学、投资的用汇限制。在外汇保值和增值方面，企业和个人的动力更足。增加外汇投资渠道和品种，鼓励藏汇于民，藏汇于企业，鼓励企业和个人对外投资和消费。

参考文献

Ben S. Bernanke, Liquidity Provision by the Federal Reserve, Federal Reserve Speech, 2008

Ben S. Bernanke, The Federal Reserve's Balance Sheet: An Update, At the Federal Reserve Board Conference on key Developments in Monetary Policy, Washington, D.C, October, 2009

Peter Stella, The Federal Reserve System Balance sheet: What Happened and Why it matters, IMF working Paper, 2009, WP/09/120

Smaghi, Lorenzo Bini, Conventional and unconventional monetary policy, Keynote lecture at the international center for monetary and Banking studies, Geneva, April 2009

中国人民银行国际司课题组,《中央银行资产负债表及其危机应对能力研究》,《金融发展评论》,2010 年第 11 期,2011 年第 1 期

中国人民银行蚌埠市中心支行课题组,《人民银行资产负债结构对货币政策的影响探析》,《南方金融》,2011 年 第 11 期

中国出口产品技术升级的路径探究

——基于国内增加值视角的经验分析

摘要：本文旨在从出口产品的国内增加值视角，探究未来中国出口产品技术升级的方法与路径。近年来中国对外贸易结构逐步优化，技术密集度高的产品出口比重持续增加，然而在外包和生产分割的国际背景下，通过国内增加值的分解才能真正衡量出口产品中的国内技术含量。为此，本文运用 Koopman 等（2008）计算的中国各行业国内增加值，一方面展现出各行业国内技术含量的变化状况，另一方面又使用中国工业企业数据库和中国海关数据库构建行业特征数据，定量分析国内增加值比重（国内技术含量）变化的影响因素。经验结果表明，行业员工的受教育水平越高，外商投资企业比重越高，该行业技术水平提升越明显，高技术行业的国内增加值比重增长高于其他行业，而加工贸易比重等其他因素均未显著影响国内增加值变动。实现中国出口产品技术升级的主要途径有重视人力资本积累，支持出口企业向价值链高端进行延伸，鼓励外资出口企业建立本土化研发机构，以及促进贸易结构在区域上合理分布。

一、引言

改革开放以来，特别是加入 WTO 以来，中国对外贸易迅猛发展，为中国经济的高速增长做出了巨大贡献，2010 年中国 GDP 已排在世界第二位，而贸易额则高居全球榜首。但与此同时，与对外贸易相关的产业结构、技术结构和国际竞争力是否获得了相应提升，已成为中国各界乃至世界各国关注的焦点问题。一种观点认为，中国实行出口导向战略十分成功，促使中国出口品的附加值不断向高端移动，有效促进了国民经济增长(樊纲等，2006；Lemoine，2010)；而另一种观点认为，中国出口商品以附加值非常低的劳动密集型产品为主，这些产品的出口对产业结构和国际竞争力提升作用甚微（Gaulier 等，2005，2006；Subbaraman 和 Sun，2007）。而一些技术含量较高的出口商品，并非源于中国本身技术水平和产业结构的提升，而是大型跨国公司专门化生产、产业内贸易不断发展的结果（Jarreau 和 Poncet，2009），我国仍然处于全球价值链的最低端，如果按照这样的发展路径，中国充其量也只能成为低水平的“世界工厂”（Lemoine 和 Ünal，2007）。

那么，改革开放以来，中国出口产品的结构发生了怎样的变化，在多大程度上实现了出口产品的技术升级，技术升级的驱动力量是什么，未来进一步实现技

术升级的路径是什么？国内外众多学者围绕这些问题展开了研究。

关于出口产品结构变动和技术升级状况，比较有代表性的研究如下。

Rodrik(2006)通过比较研究的方法对中国的出口结构进行了定量评价，侧重于从不同产品技术含量的角度考察中国贸易结构的分布及变化，其研究表明，中国的出口结构与比其人均收入高三倍国家的出口结构相同。据此，Rodrik认为中国的贸易模式长期以来致力于较高生产率产品的生产。杨汝岱和朱诗娥（2008）使用1978年至2006年的贸易数据进行研究，认为中国对外贸易的产业和技术结构不断优化，国际竞争力持续提升，并呈现较强的阶段性特征。

已有的研究也得出了不一致的结论：根据Koopman等（2008）的测算，中国出口产品的国外要素含量约为50%，而高新技术产品的国外要素含量则高达80%，这就揭示了中国出口产品增加值低、技术含量低等特点。施炳展和李坤望（2009）使用1992年至2004年的贸易数据进行定量研究，认为中国贸易结构并没有明显的改善，提升中国出口产品的国内含量是对外贸易发展的必由之路。施炳展（2010）基于产品内分类视角，认为产品技术复杂度越高，中国出口产品越处于低端位置，因此，中国出口结构水平较低，低于经济发展水平，其出口结构水平具有较大的提升空间。

关于出口结构变化的动因，代表性研究如下。段元萍（1998）指出，一国对外贸易结构转变是其国内生产率发展水平变化的结果，而生产要素的流向、配置及变化是贸易结构转变的直接动因。特别地，在经济全球化深入发展的背景下，很多因素可以导致中国要素禀赋状况迅速变化，从而导致中国出口商品结构发生变化。李辉文（2004）论述了一国改变要素禀赋的两种途径：自身发展导致的变化和国际要素流动导致的变化。江小涓（2004）认为，生产要素，特别是资本和技术等易于流动的要素在各国之间流动和重组，能够较快改变各国原有的要素结构和贸易结构。通过吸收外资和国外技术等渠道，中国在保持劳动力丰裕的同时，迅速累积了资本和技术存量，不断增加出口商品的资本和技术含量。冼国明（2003）的分析表明，跨国投资作为各种要素跨国流动的重要载体，对出口增长与出口结构升级的影响十分显著。江小涓（2007）通过建立各种重要因素的分析框架，预测中国若干重要商品的出口结构升级趋势，其计量结果表明，比较优势、国内产业基础和市场结构、参与全球分工程度是决定一国贸易增长和贸易结构的三类主要因素。中国兼具这些有利因素，在继续保持劳动密集型出口商品竞争力的同时，一些相对技术密集和高附加值商品的出口将较快增长，推动出口商品结构持续升级。

关于技术升级的动力和路径，不同学者之间存在着较大的分歧。林毅夫及其合作者认为，要素禀赋与技术差异是决定国际分工方式与贸易结构的主要因素，

根据中国现实国情，顺应比较优势，应鼓励中国大力发展劳动密集型产品（林毅夫等，1999；鞠建东等，2003）。而杨小凯和张永生（2001）认为通过分工和贸易，促进专业化水平提高和效率改进，才是贸易结构决定的基础和动力，即内生比较优势才是结构优化升级的推动力量，为此，中国需要实行“赶超战略”。也有折中的观点，例如杨汝岱、姚洋（2006，2008）指出，在某一特定时点，世界贸易应基于比较优势形成特定格局，有限赶超就是针对这个贸易格局的赶超。他们构建了有限赶超指数反映一国的贸易结构偏离世界贸易结构的程度，并证明了中国等发展中国家实施有限赶超策略取得了成功。

然而，关于未来中国对外贸易的发展方向，以及实现技术升级的路径问题，以往的研究大多从逻辑出发，根据历史事实和基本经济学原理，得出发展的政策建议。本文将从出口产品国内增加值视角出发，对中国出口产品技术密集度提高的动因进行经验分析，即产品的国内增加值越高，意味着其在国内的生产过程中具有更高的技术水平（或国内技术含量越高），并进一步以行业为单位，用行业特征数据定量分析，探究出口产品国内技术含量变化的影响因素，从而为中国出口产品从根本上实现技术升级指明方向，为进一步优化贸易结构、保持我国对外贸易的可持续发展提供依据。

二、中国出口产品技术密集度提高的经验事实

Lall（2000）使用 SITC 三分位数据将两百多种商品划分为五大类，来表明产品的技术密集度。这五大类产品是：初级产品（PP）；资源密集型产品（RB）；低技术密集型产品（LT）；中技术密集型产品（MT）和高技术密集型产品（HT）。进一步地，全部商品又可以分为十类：RB 包含加工农产品（RB1）和其他资源密集型产品（RB2）；LT 包含纺织品、服装、鞋类（LT1）和其他产品（LT2）；MT 则包含汽车（MT1）、加工产品（MT2）和机械（MT3）；HT 包含电子电气产品（HT1）和其他产品（HT2）。¹

由于 Lall（2000）的划分方法相对科学，而且已有的研究，特别是国际贸易领域的研究大多采用该方法来区分商品的技术密集度，本文也按此方法对全部商品进行分类，通过考察各年份不同技术密集度产品的出口状况，来判定中国出口产品的技术密集度是否提高。

由表 1 可见，在 1990 年，初级产品的出口比重达到了五分之一，低技术产品出口比重达到了 40%，表明在 20 世纪 90 年代初期，中国的出口仍然延续了改革开放之初所呈现的依靠初级产品换取外汇、发展劳动密集型产业的格局。与此

¹ 具体分类方法见附录。

表1 中国出口产品结构（按技术密集度划分，%）

产品 年份	PP	RB			LT			MT				HT		
		RB1	RB2		LT1	LT2		MT1	MT2	MT3		HT1	HT2	
1990	20.14	11.03	4.66	6.37	39.99	29.50	10.49	20.84	5.95	5.33	9.57	5.35	3.67	1.68
1995	9.65	11.11	5.26	5.86	46.05	30.79	15.26	18.85	0.95	7.29	10.61	13.01	10.78	2.23
2000	7.19	8.76	3.81	4.95	40.94	25.63	15.31	19.64	1.52	5.76	12.36	22.39	19.95	2.44
2001	6.78	8.88	3.86	5.03	39.41	24.71	14.70	19.83	1.55	5.06	13.22	24.00	21.84	2.15
2002	5.99	8.44	3.70	4.73	37.89	23.10	14.79	19.77	1.54	4.61	13.61	26.89	24.88	2.01
2003	5.32	8.04	3.33	4.71	34.95	21.42	13.53	20.41	1.60	4.90	13.90	30.32	28.09	2.23
2004	4.57	8.13	3.24	4.89	32.26	18.93	13.33	21.67	1.75	5.88	14.04	32.48	30.01	2.47
2005	4.25	8.31	3.29	5.03	31.27	17.90	13.37	22.04	1.91	5.79	14.34	33.25	30.55	2.70
2006	4.09	8.05	3.38	4.67	31.02	17.43	13.59	22.22	2.05	5.60	14.57	33.72	31.12	2.61
2007	3.48	8.03	3.34	4.69	30.76	16.44	14.32	23.29	2.39	5.99	14.91	33.60	30.68	2.93
2008	3.31	8.65	3.06	5.60	30.28	15.40	14.89	24.66	2.51	5.96	16.19	32.28	29.27	3.01
2009	3.19	7.92	3.16	4.77	29.94	16.60	13.34	23.53	2.10	4.39	17.04	34.55	31.31	3.24
2010	3.14	8.06	3.09	4.97	29.16	15.82	13.34	23.98	2.22	5.20	16.56	34.90	31.61	3.29
2011	3.22	8.60	3.37	5.22	30.15	15.77	14.38	24.45	2.38	5.80	16.27	32.80	29.58	3.22

数据来源：根据联合国 COMTRADE 数据库计算。

同时，中技术产品出口比重为 20%，而高技术产品的出口比重仅为 5%。20 世纪 90 年代以来，中国整体经济发展水平蒸蒸日上，对外贸易结构实现了较大幅度升级，到 1995 年，最显著的变化是初级产品出口比重大幅下降，仅为 9.6%，依靠自然资源发展贸易的格局已不复存在，而高技术产品的出口比重则升至 13%。

从 2000 年之后，中国广大地区的经济和科技实力实现了长足的进步，生产和出口开始呈现出“资本密集”和“高科技化”的趋势，这段时期出口结构的变化趋势比较稳定：初级产品、资源密集型产品和低技术产品的出口比重持续下降，而中技术产品和高技术产品的出口比重持续上升。到 2011 年，初级产品出口比重为 3.2%，资源密集型产品出口比重为 8.6%，低技术产品出口比重降至 30%；中技术产品出口比重则上升至 24.5%，高技术产品比重已达到 32.8%，成为五大类商品中出口比重最高的一类。

通过以上分析，可以揭示出近年来中国出口产品的技术密集度有了大幅提高。进一步地，从表 1 中还可挖掘中国出口结构更细致的变化特征。

首先，2011 年高技术产品出口比重已接近三分之一，但从历史发展来看，2003 年该类产品出口比重已超过 30%，近年来出口比重增幅较缓且出现过小幅波动，这是否意味着在经历了快速发展之后，中国企业在高技术产品出口方面遭遇了瓶颈？进一步加速提高出口产品的技术密集度是否需要从根本上全面提升技术水平？

第二，将高技术产品分为两类，我们发现电子电器产品（HT1）的出口增长

是拉动高技术产品出口比重上升的主要力量从 2004 年之后，HT1 的出口比重一直维持在 30%左右，而其他高技术产品（HT2）的出口比重最高仅达到 3.3%。电子电器产品的生产技术相对成熟、易于模仿和复制，生产过程中加工组装盛行；HT2 则包括航空航天、生物医药、精密仪器等技术含量更高的尖端科技产品。因而中国高技术产品出口主要依赖 HT1 的现实会导致这样的猜想：中国制造业的技术水平并未真正意义上实现升级，而是靠进口关键零部件后加工组装实现的“账面上的”出口产品技术密集度提高。

第三，尽管低技术产品的出口比重连年下降，但比重仍然较高，2011 年达到 30%。实际上，该类产品出口比重下降主要源于纺织服装鞋类（LT1）出口减少，而其他低技术产品（LT2）的出口比重一直未有显著变化。LT2 包括金属、塑料、纸制品、陶瓷，以及家具、玩具等轻工产品，这些产品多年来一直是中国重要的出口产品，占全部出口比重相对稳定。而这些产品大多是高污染、高耗能、附加值低的传统制造业产品，并且容易在国际市场上同进口国同类产品发生竞争、引起贸易摩擦与争端。所以，LT2 的出口比重居高不下揭示出中国出口结构仍存在着进一步优化升级的空间。

由上述分析可以看出，20 世纪 90 年代以来，中国出口商品的技术密集度确实得到了显著提升，但这种提升是否由于国内技术水平的根本提升引发的？从“账面上的”贸易数据无法确知，需要透过国内附加值的视角加以判断。

三、中国出口产品的国内增加值含量及其变化

由前一部分的统计分析可知，近年来中国出口产品的技术密集度获得了提高，一定程度上表明了出口产品结构正在逐步优化。但在外包和生产分割盛行的国际环境下，一件产品的生产可以被分为若干道工序或阶段，也可被拆分为各种零部件，而中国则成为国际外包活动的重要目标国，也是众多跨国公司青睐的投资地。这样，决定一个国家当前和未来在国际分工的地位，不再取决于出口了何种产品，而是取决于该国参与了什么层次的国际分工，即以何种要素、何种层次的要素参与国际分工，对整个价值链的贡献和控制能力的强弱。

因此，若想真正意义上探明中国对外贸易结构升级的程度，还应将产品的“国内增加值”剥离出来，并按不同的贸易方式和企业所有制计算国内外增加值。

表 2 列出了 Koopman 等（2008）使用投入产出表计算的 1997 年到 2007 年，中国一般贸易和加工贸易的国内外增加值。无论是全部商品还是制造业商品，都呈现出相同的特点：对于一般贸易来说，出口产品的国内增加值比重在降低，而对于加工贸易来说，出口产品的国内增加值比重在上升。对于全部商品加工贸易，国内增加值比重从 1997 年的 21%上升至 2007 年的 37.3%，而同期制造业加工贸

易的国内增加值则从 20.7%升值 37%。

表 2 国内外增加值占总出口比重（按贸易方式划分，%）

	一般贸易			加工贸易		
	1997	2002	2007	1997	2002	2007
全部商品						
国外增加值	5.2	10.4	16.0	79.0	74.6	62.7
国内增加值	94.8	89.6	84.0	21.0	25.4	37.3
制造业商品						
国外增加值	5.5	11.0	16.4	79.4	75.2	63.0
国内增加值	94.5	89.0	83.6	20.7	24.8	37.0

数据来源：Koopman 等（2008）表 3

一般贸易的国内增加值比重降低的主要原因在于，随着中国贸易壁垒的逐渐降低，一些国内企业倾向于从国外进口中间产品作为投入，特别是外商投资企业倾向于从母国进口。加工贸易国内增加值比重增加则反映出国内企业技术水平提高的事实：因为 20 世纪 90 年代中期以来，加工贸易所生产的最终产品往往是电子产品等“高技术产品”，中国企业从起初简单的“来料加工”，逐渐发展成能够生产部分中间品的状态，关键零部件国产化的程度不断提升。但显然，37%的国内增加值比重仍然较低，剔除劳动所创造的增加值之后，这一比重将会进一步减少，加工贸易的国内增加值比重仍有大幅上升的空间。

表 3 列出了 2002 年和 2007 年按企业所有制划分的国内增加值占出口比重，从表中数据可以揭示出如下特征。首先，从全部企业来看，加工贸易出口比重略有下降，从 2002 年的 55.7%降至 2007 年的 50%，其中外商独资企业和中外合资企业出口主要依靠加工贸易，而国有、集体和私营企业出口主要依靠非加工贸易，特别是私营企业，加工贸易占其出口比重不足 10%。总体而言，中国一半的出口属于加工贸易，可见其在中国对外贸易中的重要地位，加工贸易的国内增加值比重也成为衡量中国出口产品技术升级的重要指标。

第二，各类企业非加工贸易的国内增加值比重均有所下降，而加工贸易的国内增加值均上升，除国有和私营企业外，以贸易量加权的平均比重均有上升，全部企业的加权平均比重由 2002 年的 53.9%上升至 2007 年的 60.6%。

第三，到 2007 年，外商独资企业的加工贸易出口比重最高，同时该类企业加工贸易的国内增加值比重较低，因此其国内增加值的加权平均比重最低，为 44%，而外商独资企业是中国出口比重最高的企业类型，所以从这个意义上说，外商独资企业已成为阻碍中国出口产品国内增加值显著提高的重要原因。

表 3 国内增加值占出口比重（按企业所有制划分，%）

	加工贸易出口比重	非加工贸易	加工贸易	加权平均	占中国总出口比重
2002 年					
外商独资	87.5	90.1	25.3	33.4	28.9
中外合资	70.5	89.4	24.5	43.6	22.9
国有企业	32.2	89.6	26.4	69.3	38.1
集体企业	27.4	89.6	28.2	72.8	5.8
私营企业	9.0	89.6	26.3	83.9	4.3
全部企业	55.7	89.3	26.1	53.9	100
2007 年					
外商独资	83.0	83.8	36.0	44.1	38.1
中外合资	59.5	83.6	38.7	56.9	17.7
国有企业	25.8	83.4	39.5	72.1	18.9
集体企业	24.0	83.1	42.0	73.3	4.0
私营企业	9.6	84.9	42.0	80.8	21.3
全部企业	50.0	83.9	38.7	60.6	100

数据来源：Koopman 等（2008）表 4

进一步地，将制造业划分为 57 个行业，可以考察细分行业的国内增加值比重的变化。²由表 4 可见，除造船业之外，其他各行业非加工贸易的国内增加值比重在 2002 年到 2007 年之间均呈下降趋势，下降幅度大多在 10%以内，但也有个别行业的降幅高达 30%。另一方面，大多数行业加工贸易的国内增加值比重上升，上升幅度的差异较大。

以贸易额作为权重对加工贸易和非加工贸易加权，可以得到某行业出口产品的（加权）平均国内增加值比重。从 2002 年到 2007 年，全部行业的（加权）平均国内增加值比重上升了 6.7%。2002 年，在 57 个制造业行业中，15 个行业的国内增加值比重小于 50%，到 2007 年，大多数行业的国内增加值均有所提高，只有 10 个行业的国内增加值比重低于 50%，但这 10 个行业的出口占全部出口的 32%，而且大都属于高技术行业，这就揭示出中国出口产品国内增加值比重整体上提高的同时，最能体现技术升级的行业却提高缓慢，甚至国内增加值比重有所减少（如电子元件、测量仪器等）。显然，中国出口产品的技术升级任务远未完成，未来的技术升级路径需要进一步探索。

表 4 我国制造业出口产品的国内增加值比重（单位：%）

行业	2002 年			2007 年			变化		
	非加工	加工	平均	非加工	加工	平均	非加工	加工	平均

² 这是 Koopman 等（2008）的划分方法，同 SITC、HS、ISIC 等方法均不一致，因而本文进行计量分析时首先要解决的问题是将数据资料所涉及的企业或行业同这 57 个行业相匹配。

电信设备	87.5	5.3	12.5	75.2	35.3	43.6	-12.3	30	31.1
造船业	82.3	14.7	17.5	83.9	39.1	43.8	1.6	24.4	26.3
计算机	83.6	18.7	19.3	75.7	33	33.9	-7.9	14.3	14.6
文化和办公设备	79.7	19.3	23.3	74.1	33.1	36.5	-5.6	13.8	13.2
家用电器	88.2	6.8	23.9	82	35.6	51.8	-6.2	28.8	27.9
家用影音设备	82.5	21.3	27	75.9	29.6	32.6	-6.6	8.3	5.6
印刷业和记录媒介的复制	91.1	19.7	31.9	86.4	61	76.5	-4.7	41.3	44.6
塑料	84.4	10.3	36.6	80.8	31.1	55.1	-3.6	20.8	18.5
电子元件	84.6	32.8	38.1	77.5	23.1	32.3	-7.1	-9.7	-5.8
钢	89	12.8	44.3	80.8	51.7	80.8	-8.2	38.9	36.5
发电机	85.2	32	44.3	80.3	51.2	66.6	-4.9	19.2	22.3
其他电子通讯设备	97.8	36	45.3	68	34.7	39.7	-29.8	-1.3	-5.6
橡胶	90.6	12.2	48.9	81.8	27	53.4	-8.8	14.8	4.5
有色金属压力加工	86.2	7.5	49.3	78.6	56.1	71.2	-7.6	48.6	21.9
测量仪器	85.8	32.9	49.5	80	37.8	45.8	-5.8	4.9	-3.7
纸及纸制品	90.8	12.4	51.1	85.5	57.6	69.2	-5.3	45.2	18.1
家具	88.3	12.5	52.5	86.7	56.1	76.2	-1.6	43.6	23.7
文教体育用品	87.5	38.2	52.7	83	45.6	58.4	-4.5	7.4	5.7
有色金属熔炼	88.9	10.6	53.6	76.2	56.4	73.3	-12.7	45.8	19.7
铁合金熔炼	83.6	13	54.8	75.7	53.3	75.6	-7.9	40.3	20.8
合成纤维材料	80.5	37.1	55.2	76.4	34	47.7	-4.1	-3.1	-7.5
汽油提纯与核燃料	79.4	5.5	55.7	68.7	20.1	44.4	-10.7	14.6	-11.3
金属产品	90.3	10.2	55.7	85.1	39.7	70.1	-5.2	29.5	14.4
其他交通设备	86	12.7	55.8	81	54.9	73.8	-5	42.2	18
其他电子机械与设备	88.4	40.1	56.2	80.3	33.7	52.1	-8.1	-6.4	-4.1
特种化工产品	82.9	31.4	58.7	76.7	34	61.6	-6.2	2.6	2.9
其他制造业产品	89.2	31.3	59	86.5	48.1	72.3	-2.7	16.8	13.3
毛纺织品	91.1	8.8	60.1	89.4	57.9	76.9	-1.7	49.1	16.8
油漆、油墨、颜料及相似品	83.5	8.3	61.6	76.5	56.8	72.6	-7	48.5	11
汽车	89.6	10	61.6	84	47.4	75.3	-5.6	37.4	13.7
玻璃及其制品	86.8	16.5	63.6	83.3	59	76.7	-3.5	42.5	13.1
皮毛及相关产品	91.9	40.4	63.9	90.4	40.4	69.2	-1.5	0	5.3
日用化工品	85.3	26.8	64.1	80.8	58.4	73.3	-4.5	31.6	9.2
服装	91.3	34.3	65.6	89.5	53.9	79	-1.8	19.6	13.4
化学纤维	80.2	9.2	65.7	76.4	51.9	62.6	-3.8	42.7	-3.1
其他特种工业设备	89.3	32	66.4	82.5	43	65.2	-6.8	11	-1.2
锅炉、引擎和涡轮机	85.9	13.1	66.5	81.6	38.7	70.6	-4.3	25.6	4.1
其他工业机器	90.1	38.6	67.6	83.6	56.2	75.6	-6.5	17.6	8
炼铁	86.8	11	68.8	75.9	50.6	75.6	-10.9	39.6	6.8
铁路交通设备	83.9	14.6	70.1	77.7	54.1	69	-6.2	39.5	-1.1
木、竹、藤、棕榈 及稻草制品	87.8	11.3	72.8	84.6	58.4	80.4	-3.2	47.1	7.6
编织和钩针编织纤维 及用品	90.6	34.7	72.9	88.2	51.6	82.5	-2.4	16.9	9.6

农、林、牧、渔业机器	85.7	13.9	72.9	80.6	57.7	75.6	-5.1	43.8	2.7
杀虫剂	77	11.5	72.9	73.9	53.6	72.9	-3.1	42.1	0
棕榈织物	89.5	11.7	74.3	86.6	56.8	83.9	-2.9	45.1	9.6
纺织品	90.1	28.9	75.5	88.4	54.9	82.4	-1.7	26	6.9
棉织品	91.8	35.6	75.7	88	45.8	78.9	-3.8	10.2	3.2
耐火材料	90.5	15.4	76.2	86.6	55.1	84.7	-3.9	39.7	8.5
金属冶炼设备	87.2	18.8	78.1	81.2	56.8	77.3	-6	38	-0.8
药品	90.2	24.3	79.1	87.6	37.5	80.3	-2.6	13.2	1.2
陶瓷	88.2	14.8	79.8	83.4	58.2	82	-4.8	43.4	2.2
其他非金属矿物质	90.4	16.7	80.1	86	56.6	83	-4.4	39.9	2.9
化肥	84.4	9.7	81.1	81	57.3	77.9	-3.4	47.6	-3.2
基础化工原料	87.1	43.7	82	80.8	42.5	74.9	-6.3	-1.2	-7.1
轧钢	90.2	40.5	82.3	80	52.9	77.8	-10.2	12.4	-4.5
水泥、石灰及石膏	91	20.3	86	89	52.9	88.4	-2	32.6	2.4
焦炭	91.4	13.2	89.4	89.6	0	89.6	-1.8	-13.2	0.2
全部商品	89.6	25.4	53.9	84	37.3	60.6	-5.6	11.9	6.7

数据来源：根据 Koopman 等（2008）的计算结果整理

四、中国出口产品国内增加值变化的影响因素

（一）计量方法和数据描述

一行业出口产品的国内增加值提高，意味着该行业在国内生产的价值链增长，越来越多的关键中间投入品实现了国产化，即该行业技术水平获得提升。按照这样的逻辑，探究中国出口产品未来的技术升级路径，需要考察哪些因素导致了行业国内增加值比重变化，促进增加值比重上升的因素将成为未来的着力点，政府和企业从这些方面入手推进出口产品的技术升级。

具体的计量方法如下。本文以中国各行业 2002 年至 2007 年国内增加值比重的变化率为被解释变量，由于加工贸易的国内增加值比重最能反映行业技术进步状况，我们首先以此作为被解释变量；为了不遗漏整个行业（包括非加工贸易）的信息，我们还会以加权平均的国内增加值比重作为被解释变量，考察两种增加值变动的影响因素是否存在显著差异。

本文的解释变量包含一系列衡量行业特征的指标，我们依据经典文献中经常使用的变量，并结合本文的研究目的和中国实际，有针对性地选取了行业的加工贸易比重、研发投入、员工教育程度、产值、规模、工资水平、外商投资状况等指标。根据研究需要，我们将选取这些指标 2002 年至 2006 年的平均值，但受到数据可获得性的限制，各个指标的时间范围有所差异。³同时，将根据 Lall（2000）

³ 构造变量时，需要根据两个数据库中的原始数据进行，而中国工业企业数据库在不同年份囊括的变量不同，我们只能根据该数据库中可获得的数据进行整理。具体地，员工受教育水平使用 2004 年的数据；研发

的分类方法，设定高技术行业虚拟变量，并根据需要构造一系列交叉项纳入回归方程之中。我们采用普通最小二乘法（OLS）进行估计。

被解释变量来源于 Koopman 等（2008）的计算结果，即表 4 中展示的增加值比重数据。基于研究目的，本文使用的众多解释变量无法从各种统计年鉴中直接获得，因而我们拟采用企业层面数据进行加总。这样，解释变量的构造是基于中国工业企业数据库和中国海关数据库进行的，前者是以企业为观察点，后者是以对外贸易的每一笔发生额为一个观察点，样本容量大，覆盖的变量众多，目前已成为国内外学者在研究中国问题时广泛关注并使用的两个数据库。

本文定量分析过程中的核心问题就是将各企业归并到行业之中，然后由企业数据“加总”得到相关行业数据。中国工业企业数据库中有企业所属的行业代码，海关数据库中有相应产品的 HS 编号，我们根据代码和编号将相应的观察点归并到 Koopman 等（2008）划分的行业之中，从而构造出包含 57 个样本的行业数据。各变量的描述性统计以及解释变量的预期符号列于表 5 之中。

表 5 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>DVA_P</i>	行业加工贸易的国内增加值比重（%）	11.9	17.7	
<i>DVA_T</i>	行业加权平均国内增加值比重（%）	6.7	11.6	
解释变量				
<i>Processing</i>	行业加工贸易占行业总贸易比重（%）	56.3	67.2	-
<i>Processing_M</i>	行业加工贸易额同加工贸易总额之比（%）	1.8	2.9	-
<i>R&D</i>	行业研发投入的对数值（元）	20.5	31.3	+
<i>College</i>	行业本科以上学历员工比重（%）	3.1	7.5	+
<i>State</i>	行业国有企业出口比重（%）	21.9	31.6	?
<i>Foreign</i>	行业独资企业出口比重（%）	26.3	38.7	+
<i>Joint</i>	行业合资企业出口比重（%）	19.6	28.1	+
<i>Output_PC</i>	行业人均产值的对数值（元）	12.9	15.4	+
<i>Employee</i>	行业员工数目的对数值（人）	14.6	25.7	?
<i>Wage</i>	行业人均工资水平的对数值（元）	2.4	3.6	+
<i>Foreign_Inv</i>	外商投资比重（%）	58.2	77.1	+
<i>High-tec</i>	高技术产业虚拟变量	0.35	0.48	?

资料来源：详见文中所述

（二）经验分析结果

1. 加工贸易国内增加值

我们首先以各行业加工贸易的国内增加值变化作被解释变量进行回归，结果列于表 6 之中。

投入使用 2005 年和 2006 年的平均值；人均产值使用 2002、2003、2006 年的平均值；其余均为 5 年平均值。

第(1)列是基准回归的结果。此时只有两个变量, *College* 和 *Foreign_Inv* 的估计系数显著为正, 回归系数表明: 行业中本科以上学历员工比重每提高 1%, 该行业加工贸易国内增加值变动将提高 0.33%; 外商投资比重每提高 1%, 国内增加值变动将提高 0.05%。这意味着: 一方面, 行业员工的受教育水平能显著提

表 6 加工贸易国内增加值变动的影响因素

被解释变量 解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数	-0.88 (1.02)	-0.92 (1.05)	-0.85 (1.10)	-0.83 (1.02)	-0.79 (0.92)	-0.80 (1.03)
<i>Processing</i>	1.23* (0.71)	1.29 (0.98)	1.20 (0.85)			
<i>Processing_M</i>				1.58 (1.04)	1.36 (0.97)	1.45 (1.12)
<i>R&D</i>	0.02 (0.16)	0.03 (0.15)	0.03 (0.14)	0.10 (0.11)	0.12 (0.17)	0.13 (0.15)
<i>College</i>	0.33*** (0.12)	0.32*** (0.12)	0.36*** (0.12)	0.45*** (0.12)	0.42*** (0.12)	0.40*** (0.12)
<i>State</i>	0.15 (0.10)	0.13 (0.09)	0.18 (0.12)	0.17 (0.15)	0.20 (0.18)	0.24 (0.20)
<i>Foreign</i>	-0.52 (0.87)	-0.46 (0.75)	-0.47 (0.80)			
<i>Joint</i>				-0.33 (0.55)	-0.36 (0.51)	-0.32 (0.47)
<i>Output_PC</i>	1.03 (0.98)	1.12 (1.05)	1.08 (1.02)			
<i>Employment</i>				1.54 (0.99)	1.60 (1.08)	1.67 (1.10)
<i>Wage</i>	0.58 (1.77)	0.49 (1.35)	0.52 (1.18)	0.63 (1.75)	0.71 (1.83)	0.78 (1.92)
<i>Foreign_Inv</i>	0.05** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.03)	0.10** (0.05)	0.06*** (0.02)	0.07*** (0.02)
<i>High-tec</i>		0.25** (0.12)			0.33*** (0.13)	
<i>Processing* College</i>			0.37 (0.35)			0.25 (0.27)
<i>Processing* Foreign_Inv</i>			-0.22 (0.19)			-0.37 (0.35)
调整的 R 平方	0.84	0.85	0.82	0.91	0.94	0.90
<i>D. W.</i>	1.92	1.88	1.87	1.94	2.01	2.05

注: 括号中为标准差。***、**和*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。下表同。

升行业的技术水平，技术升级、行业长期发展需要训练有素的技术工人和管理人员；另一方面，越来越多的外商投资企业推动了中国相关行业的技术进步，外商投资者不再将中国简单地视为生产基地，而同时将其作为研发基地，在进行生产的过程中推动了相关行业的技术升级。

同直觉不符的是，其他的解释变量均不显著，特别地，加工贸易、行业产值、工资水平等并不影响行业国内增加值的变化，并未呈现出加工贸易阻碍技术水平

表 7 全部贸易国内增加值变动的影响因素

被解释变量 解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数	1.52 (1.17)	-0.98 (0.89)	-0.87 (0.92)	-0.79 (0.85)	-0.94 (0.83)	-0.91 (0.78)
<i>Processing</i>	1.16 (0.88)	1.34 (1.02)	1.32 (1.39)			
<i>Processing_M</i>				1.96 (1.99)	1.54 (1.05)	1.88 (1.58)
<i>R&D</i>	0.04 (0.18)	0.06 (0.25)	0.06 (0.28)	0.09 (0.13)	0.17 (0.24)	0.14 (0.18)
<i>College</i>	0.42*** (0.18)	0.53*** (0.22)	0.56*** (0.24)	0.87*** (0.34)	0.90*** (0.29)	0.88*** (0.23)
<i>State</i>	0.16 (0.14)	0.14 (0.10)	0.19 (0.15)	0.13 (0.09)	0.17 (0.12)	0.26 (0.23)
<i>Foreign</i>	-0.38 (0.60)	-0.42 (0.87)	-0.51 (0.90)			
<i>Joint</i>				-0.21 (0.22)	-0.28 (0.44)	-0.36 (0.30)
<i>Output_PC</i>	0.99 (1.05)	1.03 (0.94)	1.12 (1.02)			
<i>Employement</i>				1.47 (1.06)	1.72 (1.45)	1.75 (1.28)
<i>Wage</i>	0.46 (1.02)	0.40 (1.13)	0.58 (2.03)	0.72 (1.56)	0.78 (1.64)	0.77 (1.85)
<i>Foreign_Inv</i>	0.04** (0.19)	0.06*** (0.01)	0.11*** (0.04)	0.09** (0.02)	0.10** (0.03)	0.06*** (0.02)
<i>High-tec</i>		0.29** (0.13)			0.30*** (0.09)	
<i>Processing* College</i>			0.41 (0.15)			0.71 (0.45)
<i>Processing* Foreign_Inv</i>			-0.23 (0.20)			-0.25 (0.14)
调整的 R 平方	0.80	0.84	0.81	0.95	0.92	0.91
<i>D. W.</i>	1.67	1.70	1.74	1.69	1.65	1.80

提升的现象 (Françoise, 2010)。我们的被解释变量是基于 Koopman 等 (2008) 根据中国各产业的投入-产出关系计算的数据, 并将加工贸易和非加工贸易分离, 因而有理由相信, 我们的计量结果具有较强的合理性, 这就证伪了以往的一些研究结论。

第 (2) 列是加入高技术行业虚拟变量后的回归结果。我们发现, *College* 和 *Foreign_Inv* 两个变量仍然显著, 估计系数的取值变化不大, 估计结果是稳健的。与此同时, 虚拟变量 *High-tec* 显著为正, 表明在考察期内, 高技术行业的国内增加值比重增长高于其他行业, 中国出口产品已在技术升级的道路上迈出坚实的一步。

第 (3) 列是加入两个交叉项之后的回归结果。以往的很多研究认为加工贸易会制约中国制造业技术水平提升, 而本文的计量结果则证伪了这一命题。在本文的框架下, 回归方程中纳入的 *College* 和 *Foreign_Inv* 两个变量显著, 因而我们用加工贸易变量 *Processing* 同这两个变量相乘, 将交叉项纳入回归方程之中, 考察基准回归结果是否发生变化, 以及交叉项是否显著。回归结果表明, 两个交叉项均不显著, 并且在控制了诸多因素的条件下, 员工受教育程度和外商投资比重仍然显著。

第 (4) 至 (6) 列是变换解释变量之后的计量结果。我们以行业加工贸易额同全部制造业加工贸易总额之比, 代替行业加工贸易占行业总贸易比重; 以合资企业出口比重替换独资企业出口比重; 以行业员工数目替换行业人均产值, 重新进行回归, 此时, 运行的三组回归结果同之前的结果高度一致, 充分表明我们的计量结果是稳健的。⁴

2. 全部贸易的国内增加值

随后, 我们使用全部贸易的国内增加值 (即表 4 中列出的 “平均增加值”) 变动作被解释变量, 检验国内增加值变动的影响因素是否会因为考察范围的不同而产生差异。

表 7 的 (1) 列仍为基准回归结果, 第 (2)、(3) 列分别是纳入高技术行业虚拟变量以及交叉项之后的结果。尽管被解释变量已经变换为全部贸易的国内增加值变动, 但 *College* 和 *Foreign_Inv* 两个变量仍然显著, 并且此时 *College* 估计系数略大于表 7 中的估计结果, 这意味着员工受教育程度对中国整体出口产品的技术升级发挥了更重要的作用。加工贸易、产值等其他因素仍不显著。

同表 6 一致, 我们变换了三个解释变量, 回归结果列于表 7 的 (4) 至 (6) 列之中。各变量的显著性未发生变化, 意味着我们模型中包含的各因素对中国出口产品国内增加值比重的影响作用是稳健的。

⁴ 实际上, 我们逐一变换解释变量进行回归, 估计结果之间差异不大, 感兴趣的读者可向作者索取各次回归结果。

五、结论及政策建议

从商品进出口额来看,近年来中国对外贸易结构发生了优化,技术密集度高的产品出口比重持续提高。但在外包和生产分割盛行的背景下,需要将产品的增加值分解为国内部分和国外部分。

行业的国内增加值越高,表明国内厂商对该行业产品的生产技术和工艺掌握得更好,特别是对高技术行业而言,国内增加值比重越大,在国内生产的价值链越长,越能获取更多的贸易利益,是技术升级的直接表现。

本文首先展示出各行业国内增加值比重的变化情况,再以其变化率作为被解释变量,以行业的各种特征为解释变量,包括行业的加工贸易比重、员工教育程度、产值、规模、工资水平、外商投资状况等,考察国内增加值比重(国内技术含量)的变化受哪些因素影响,从而为进一步实行赶超战略、促进中国产业的技术升级、提升中国产品出口竞争力、获取更大的贸易利益提供有益的洞察和启示。

通过定量考察中国出口产品国内含量变化的影响因素,本文发现加工贸易、行业产值、规模、工资水平等并不影响其国内增加值的变化,即并不显著影响行业技术水平。特别是加工贸易因素,并未呈现出已有研究所认为的加工贸易阻碍技术水平提升的现象。计量结果表明,一行业员工的受教育水平能显著提升该行业的技术水平,技术升级、行业长期发展需要训练有素的技术工人;一行业外商投资企业比重越高,该行业技术水平提升越明显,这表明越来越多的外商投资企业推动了中国相关行业的技术进步,外商投资者不再将中国简单地视为生产基地,而同时将其作为研发基地,在进行生产的过程中推动了相关技术的进步。与此同时,近年来高技术行业出口产品的国内增加值比重增幅高于其他产品,中国制造业已经依靠高技术行业在技术升级的道路上迈出坚实的一步。

根据以上计量结果,我们得出如下政策含义。

首先,随着世界经济一体化程度的提高,全球竞争突出表现为高科技水平的竞争,由此带来世界产业结构的调整和升级,在世界贸易格局上就表现为各国出口商品结构的知识密集化、技术密集化,在未来竞争中,最具竞争力的产业就是高科技产业或者传统产业的技术密集型生产环节,谁能在高科技产业或生产环节占有一席之地,谁就能成为赢家。

因此,一方面,中国在开展对外贸易的过程中,需要充分利用国际资源,来优化本国的要素结构、提升要素质量,进而优化本国的出口商品结构,而不是一味地出口本国已有的优势商品。只有这样,才能避免“比较优势陷阱”,才能变“静态比较优势”为“动态比较优势”,才能不断提升本国的出口商品结构以及本国在国际分工中的地位另一方面,中国应该根据未来市场需求变化和技术发展

趋势，加强政策支持和规划引导，强化核心关键技术研发，突破重点领域。为促进对外贸易的持续健康发展，获取更大的贸易利益，需要积极地促进对外贸易结构调整，并且做好相应的产业结构调整，积极有序发展新一代信息技术、节能环保、新能源、生物、高端装备制造、新材料等产业，培育一批具有发展潜力的战略性新兴产业。这样才能从根本上实现中国出口产品的技术升级，证中国对外贸易的可持续发展，并获取更大的贸易利益。

第二，支持出口企业向价值链高端进行延伸。价值链越高端的环节，技术含量也就越高。出口产品技术升级就是要向产品的研发、设计、核心零部件制造以及品牌、营销服务等高附加值的环节进行拓展和延伸。出口企业转型需要大量的投入并要承担一定的风险，只做销售的出口企业的经营成本仅占销售总额的5%，而如果要做自主品牌该比例至少要提高到16%，因此国家要通过金融信贷支持出口企业的技术升级和转型。首先银行系统为出口企业技术升级和转型进行风险评估，给予合理的利率优惠；其次政府通过技改资金支持加工贸易企业进行设备改造和更新。

第三、鼓励外资出口企业建立本土化研发机构。外商投资企业是我国出口贸易的主体，外资加工贸易出口额占我国加工贸易出口总额的80%左右。本文的计量结果意味着，外商投资企业对推动出口产品的技术进步具有显著的正向作用，因此，通过政策继续引导和鼓励外资在中国进行附加值和技术含量更高的生产，特别是建立本土化的研发机构。

第四，优化资源配置，促进贸易结构在区域上合理分布。贸易结构的合理布局，有利于出口产品的技术升级。近年来我国中西部城市发展较快，人口众多，资源和劳动力成本优势明显，具备承接东部地区加工贸易的条件，与此同时，随着东部地区的经济发展水平提升，资本充裕，高端技术人才不断积聚，为东部地区出口结构升级提供有利条件。

参考文献:

- [1] 段元萍, 1998, 《出口结构升级的动因、目标及策略》, 《国际商务研究》第4期
- [2] 樊纲、关志雄、姚枝仲, 2006, 《国际贸易结构分析: 贸易品的技术分布》, 《经济研究》第8期。
- [3] 江小涓, 2004, 《全球化中的科技资源重组与中国产业技术竞争力提升》, 中国社会科学出版社。
- [4] 江小涓, 2007, 《我国出口商品结构的决定因素和变化趋势》, 《经济研究》第5期
- [5] 鞠建东、林毅夫、王勇, 2004, 《要素禀赋、专业化分工、贸易的理论与实证——与杨小凯、张永生商榷》, 《经济学(季刊)》第4卷第4期
- [6] 李辉文, 2004, 《现代比较优势理论的动态性质——兼评“比较优势陷阱”》, 《经济评论》第1期。
- [7] 林毅夫、蔡昉、李周, 1999, 《比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释》, 《中国社会科学》第5期
- [8] 施炳展、李坤望, 2009, 《中国贸易结构在改善吗?——基于产品周期理论的分析》, 《财贸经济》第2期
- [9] 施炳展, 2010, 《中国出口结构在优化吗——基于产品内分类的视角》, 《财经科学》第5期。
- [10] 冼国明, 2003, 《中国出口与外商在华直接投资》, 《南开经济研究》第1期。
- [11] 杨汝岱、姚洋, 2006, 《有限赶超和大国经济发展》, 《国际经济评论》第4期。
- [12] 杨汝岱、姚洋, 2008, 《有限赶超与经济增长》, 《经济研究》第8期。
- [13] 杨汝岱、朱诗娥, 2008, 《中国对外贸易结构与竞争力研究: 1978——2006》, 《财贸经济》第2期
- [14] 杨小凯、张永生, 2001, 《新贸易理论、比较利益理论及其经验研究的新成果: 文献综述》, 《经济学(季刊)》第1卷第1期。
- [15] Gaulier G., F. Lemoine & D. Ünal-Kesenci (2006), “China’s Emergence and the Reorganisation of Trade Flows in Asia”, *CEPII Working Paper*, n°2006-05.
- [16] Gaulier G., F. Lemoine & D. Ünal-Kesenci (2005), “China’s Integration in East Asia: Production Sharing, FDI & High-Tech Trade”, *CEPII Working Paper*, n°2005-09, June.
- [17] Hummels, D., J. Ishii and K. Yi. 2001. “The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade,” *Journal of International Economics* 54:75-96.
- [18] Jarreau, Joachim and Sandra Poncet, 2009, “Export Sophistication and Economic Performance: Evidence from Chinese provinces” *CEPII Working Paper* No. 34
- [19] Koopman Robert, Zhi Wang, and Shang-Jin Wei. 2008. “How Much of Chinese Exports is Really Made in China? Assessing Domestic Value-Added When Processing Trade is Pervasive.” *NBER Working Paper* No. 14109.
- [20] Sanjaya Lall, 2000. “The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-98,” *Oxford Development Studies*, pp. 337-369.

- [21] Lemoine Françoise, 2010, “Past Successes and New Challenges: China’s Foreign Trade at a Turning Point.” *China and World Economy*, Vol. 18, No. 3, pp. 1–23.
- [22] Lemoine Françoise and Deniz Ünal, 2007, “China and India in International Trade: from Laggards to Leaders?” *CEPII Working Paper*, n°2007-19
- [23] Rodrik, Dani, 2006, “What’s so Special about China’s Exports?” *China and World Economy*. 14(5): 1-19, September/October.
- [24] Romer, Paul, M. 1990, “Endogenous Technological Change.” *Journal of Political Economy*, 98(part I), pp. S71-S102.
- [25] Wang, Zhi, and Shang-Jin Wei, 2008, “What Accounts for the Rising Sophistication of China’s Exports?” *NBER Working Paper* 13771, February.

附表 出口产品技术密集度划分

类别		SITC 编号
初级产品 (PP)		001,011,022,025,034,036,041,042,043,044,045,054,071,072,074,075,081,091,121,211,212,222,223,232,244,245,246,261,263,268,271,273,274,277,278,291,292,322,333,341,681,682,683,684,685,686,687
资源密集型产品 (RB)	加工农产品 (RB1)	012,014,023,024,035,037,046,047,048,056,058,061,062,073,098,111,112,122,233,247,248,251,264,265,269,423,424,431,621,625,628,633,634,635,641
	其他产品 (RB2)	281,282,286,287,288,289,323,334,335,411,511,514,515,516,522,523,531,532,551,592,661,662,663,664,667,688,689
低技术密集型产品 (LT)	纺织服装鞋类 (LT1)	611,612,613,651,652,654,655,656,657,658,659,831,842,843,844,845,846,847,848,851
	其他产品 (LT2)	642,665,666,673,674,675,676,6679,691,692,693,694,695,696,697,699,821,893,894,895,897,898,899
中技术密集型产品 (MT)	汽车 (MT1)	781,782,783,784,785
	加工产品 (MT2)	266,267,512,513,533,553,554,562,572,582,583,584,585,591,598,653,671,672,678,786,791,882
	机械 (MT3)	711,713,714,721,722,723,724,725,726,727,728,736,737,741,742,743,744,745,749,762,763,772,773,775,793,812,872,873,884,885,951
高技术密集型产品 (HT)	电子电气产品 (HT1)	716,718,751,752,759,761,764,771,774,776,778
	其他产品 (HT2)	524,541,712,792,871,874,881

注：数字为 SITC（第二版）编号，各编号所代表商品名称可参见 Lall（2000）或联合国统计署网站。
<http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regct.asp>

数据来源：Lall（2000）

自然灾害对财政的影响

——以基建支出为例

摘要：基于 2000-2006 年中国 31 个省（直辖市）的面板数据，用联立方程的方法解决现有文献并未考虑到的内生性问题，并引入空间溢出效应之后，本报告评估了灾害对政府基建支出水平的影响。研究发现，若其它变量不变，灾害经济损失占 GDP 的比重每增加 1%，人均基建支出会增加 35 元。我们的发现对政府制定灾后转移支付政策有一定的参考意义。

一、引言

一直以来，灾害是人类生活中无法避免的组成部分。我国是一个灾害频发的国家。数据显示，自 1900 到 2010 的 110 年间，各类灾害共造成 1271 万人口死亡，28 亿人口受灾，以及巨额的财产损失。而从全球角度看，在过去二十多年中，全球自然灾害的发生频率和破坏能力都有恶化的趋势。自 2000 至 2009 年，全球共发生 3852 起自然灾害，直接导致超过 78 万人死亡，近 20 亿人受到影响，经济损失高达 9600 亿美元（附录 1）。¹

	灾害次数	死亡人口	受影响人口	灾害损失（亿美元）
干旱	32	3503534	450274000	237.10
地震	126	875327	68844666	947.13
疫情	10	1561498	9829	无数据
极端天气	11	338	80935880	213.34
洪水	206	6597181	1839907187	1592.49
山体滑坡	53	5144	2241181	18.50
暴风雨	211	173563	430689871	482.49
野火	5	243	56613	1.10

来源：¹EM-DAT: The OFDA/CRED International Disaster Database

不难看出，灾害是自然现象，更是经济现象。如何合理配置资源，以进行有效率的防灾和减灾已经成为全球各国需要面对的问题。从经济的角度看，我们需要理解灾害如何在微观上影响企业和家庭的资源配置，如何从宏观角度影响增长与波动。更为重要的，灾害，尤其是重大灾害影响巨大，旨在应对单个的、偶发风险的正式和非正式保险（informal insurance）都失去作用。应对灾害的主体因而变为政府、尤其是中央政府，因此我们需要理解政府预防和救灾的动机和能力，以及它们与灾害之间的相互关系。

¹ 国际减灾战略全球自然灾害统计 http://jckb.xinhuanet.com/opinion/2011-03/18/content_294705.htm

从微观的角度看,灾害对经济活动的空间配置,对企业的生产函数形式和要素组合的选择,家庭的经济活动组成、风险承担(risk taking)行为,乃至家庭经济资源的城乡配置都有重要影响。从企业的角度看,灾害会从多个方面影响企业。自然灾害的潜在威胁会显著影响企业行为,包括防灾物资准备、抗灾培训、防灾抗灾紧预案机制甚至区位选择等。首先,除了直接的物资损失之外,道路、电力等基础设施的损毁,雇员生产力下降或者通勤障碍等间接损失是灾害影响企业的主要途径。Gordon et al. (1995) 研究表明,地震灾害后,企业超过 1/4 的经济损失是源于道路系统损毁。Leiter et al. (2009) 采用欧洲公司的数据,评估了洪水对公司资本存量、就业率和生产率的影响,发现灾害对资本存量的影响取决于无形资产所占比重,对就业率有正的短期影响,对生产率则有负的短期影响。其次,灾害会影响企业的资源配置方式。例如,Dahlhamer 和 Reshaur (1996), Dahlhamer 和 D' Souza (1997) 以及 Webb (1999) 的研究都证明灾害频发地区的企业会投入更多的资源用于防灾抗灾。Kreibich et al. (2010) 研究发现,经历过重大灾害的企业会投入更多资源用于防灾抗灾或者指定自然灾害紧预案措施,Kreibich 以 2002 年德国易北河大洪水为例,2002 年大洪水后,有洪水紧急预案的企业个数占有所有调查企业的比重由原来的 9% 增长到 71%。第三,在灾害的影响越来越明显的情况下,人们意识到企业在进行区位选择时,应对当地的灾害风险系数进行评估 (Donovan, 2002)²; 2011 年日本强震和海啸后,企业的区位选择称为热门讨论话题³, 另外,研究还发现灾害后的外部援助也给灾区企业带来负面影响。例如,企业在受灾后接受外部援助并不能显著的帮助灾后重建 (Webb, 1999), 甚至外部援助带来更大的债务问题,使得接受外部援助的企业更不容易在灾后恢复到之前的经济效益 (Dahlhamer, 1998)。

长久以来,灾害对居民,尤其是发展中国家农村居民的生产与生活有着长远的影响。例如,有些国家如埃塞俄比亚在 1970 年代至 1990 年代的 20 年时间里,78% 的农村居民遭受因干旱、洪水等引起的歉收 (Dercon 2002)。研究表明,灾害后,居民家庭会缩减支出、变卖资产同时增加借贷 (Ninno et al. , 2001; Paul et al. 2011)。与企业对灾害的反应类似,自然灾害的潜在威胁会显著影响居民的生产行为。由于灾害会给农村居民的收成带来巨大的不确定性,居民会采取多元化 (diversification) 来减低风险。例如,在干旱地区种植收益率低的抗干旱作物。这种以牺牲收益率来降低风险的生产策略显然会减低家庭的收入能力 (Townsend, 1994, Udry, 1994, Morduch 1999, Foster and Rosenzweig 2002)。另外,为了规避灾害的影响,家庭会在城乡之间、气候特征不同的地区之间配置

² "Disaster Risk and Site Selection" (A Grubb & Ellis Company), working paper, 2002.

³ <http://businessfacilities.com/articles/ask-the-expert/handling-natural-disaster-risk-in-site-selection/>

其劳动力资源，以降低灾害对其收入来源的冲击（Wouterse 和 Taylor, 2008; Zahonogo, 2011）。

从宏观的角度看，规模较大的灾害对增长和波动都可能产生重要影响。从增长的角度看，灾害对影响增长的主要因素，例如资本存量、劳动力供给和技术存量都有影响。不过，灾害对增长的影响可能是正面促进、也可能是负面冲击。一方面，灾害降低了资本存量，从而会对经济增长速度产生负面影响。另一方面，灾害之后，重建过程中添置的新技术和新设备又能促进增长。换句话说，灾害从客观上造成了熊彼特所说的“创造性毁灭”的过程。理论分析无法得出清晰的结论，经验研究得出的结论也是不同的。有些文献发现了灾害危及经济增长的证据。例如，Noy and Nualsri (2007) 对 98 个国家的面板数据进行研究，认为灾害对人力资本的影响导致国家长期经济增长率下降；而灾害造成的资本存量损失对经济增长率没有长期影响。Raddatz (2009) 分析了不同类型自然灾害对真实人均 GDP 增长率的影响，发现 90% 的产量损失都集中在灾害发生的年份，气象灾害在长期会导致人均 GDP 降低 0.6%，地质灾害对经济的影响不显著。而另外一些文献则发现了支持创造性毁灭假设。例如，Skidmore and Taya (2002) 用 1960–1990 年每个国家自然灾害发生频率作为解释变量，他们发现灾害反而促进了长期经济增长。Cuaresma et al. (2008) 发现，创造性毁灭大都发生在人均收入较高的国家，对于发展中国家，灾害的发生只会降低知识溢出程度，并减少新科技数量的引进。

从宏观波动的角度看，灾害会影响经济波动幅度、物价总水平和汇率等。例如，通过对 1960–1979 年 26 个国家的 28 次自然灾害的灾前灾后数据进行比较，Albala-Bertrand (1993) 发现灾后各国 GDP 平均增加了 0.4%。另外，Raddatz (2007, 2009)、Noy (2009)、Loayza et al. (2009) 等研究也得出了类似的结论。就灾害对物价水平的影响而言，现有研究没有发现灾害刺激物价水平上升到证据（Albala-Bertrand, 1993; Barro, 2009; Keen 和 Pakko, 2007; Freen et al. 2003）。而在灾害对汇率的影响方面，经验研究的主要结论是，灾害对汇率的影响微乎其微（Keen 和 Pakko, 2007; Freen et al. 2003; Ramcharan, 2007）。

上述研究对我们理解灾害损失大小背后的原因、灾害的影响具有重要意义。但是，上述文献既无法提供清晰明了的机制，来帮助人们形成灾前的预防策略和灾后的救助，也无法帮助人们理解灾前策略和灾害救助之间的相互关系。不难发现，灾害的预防和救助都和政府行为高度相关。首先，在灾害恢复重建方面，如前所述，灾害使得正式的市场保险（例如，商业保险）和非正式的保险制度（自我保险、亲戚朋友组成的社会网络）机制都失去作用，政府的干预因而变得必要而紧迫。而灾害对政府，尤其是受灾害影响较大地区的地方财政有很大影响。在

收入方面，灾害造成的损失会使当地政府税基变小、政府税收减少。与此同时，灾后救助及恢复重建又会使政府支出增加。萎缩的收入加上规模巨大的支出需求会使得地方财政难以为继。因此，规模较大、损害程度严重的灾害需要中央政府乃至国际社会的帮助。在灾害预防方面，由于防灾的措施具有公共物品的性质，因而大多由政府提供（Goodspeed and Haughwout, 2011; Wildasin, 2008）。财政资金因此通过预算安排在各个部门，以达到防灾减灾之目的。第三，也是更为重要的，注意到要承担灾后救助和重建责任之后，政府会有动机利用灾前的行为来减少灾后的损失。例如，城市的防洪设施、淮河中游的“泄洪区”、山体加固等措施都由政府投资，这些投资显然会增加对抗自然灾害的能力，从而能降低灾害带来的损失。

从这三个角度观察，我们注意到现有的研究中，只有 3 篇文献评估了灾害对政府财政的影响。French, Lee and Anderson(2010)用 2000-2005 年佛罗里达州 66 个县的面板数据研究了自然灾害对政府收入的影响。他们的研究表明，因灾造成的财产损失的确降低了地方政府的财产税收入。Mahul and Wang(2011)利用 1989-2008 年越南数据，评估了自然灾害对经济增长和政府财政收支的影响。他们的研究表明，越南每年因灾造成的损失占 GDP 的 1%，中央和各地政府的紧急事故预算远不够应对 5 亿美元以上的恢复重建。Noy and Nualsri(2008)综合考察了灾害对政府收入和支出的两方面影响。利用 panel VAR 方法对 1990-2005 年 22 个发达国家和 20 个发展中国家的季度财政数据进行分析，他们发现面对重大灾害时发达国家的财政行为是税收减少和支出增加，而发展中国家的财政政策则是减少支出和增加财政收入。基于 1975-2008 年中高收入国家的年度数据，Melecky 和 Raddatz(2011)也是运用 panel VAR 方法系统评估了不同类型的自然灾害对政府收支的影响。他们发现：平均而言只有气象灾害发生后政府赤字才会增加，但所有灾害发生都会导致中低收入国家赤字增加；金融体系较发达的国家遭受的实际灾害损失更小、但赤字更大；而保险体系较发达的国家的实际灾害损失和赤字都更小。故保险是减少灾害实际损失和减弱财政影响的最佳方法。

上述研究无疑是灾害研究的重要进展。但这些研究在变量定义、数据完善程度和估计方法合理性等方面仍然有很大的改善空间。例如，政府支出中除救灾支出外，还有大量支出用于教育、医疗、行政管理等方面也会受灾害的影响。救灾支出只占政府支出的一部分，故直接衡量灾害对政府支出影响的做法是大有疑问的。我们因此有必要将基建支出从政府总支出中分离出来。其次，现有的研究较少考虑长期内灾害与所要研究的对象存在反向因果关系。如自然灾害在长期促进经济增长，经济增长的同时也会加强抗灾能力，减少灾害损失。这样一来，如果仍然使用传统 OLS 法，就会高估灾害的影响。第三，现有研究没有考虑邻居灾害

对本地政府支出的影响。在很多情况下，邻居发生的灾害，对本地的基建支出会发生或多或少的影响。显然，若忽略邻近地区的溢出效应，研究中就会存在遗漏变量问题（omitted variable problem），估计结果会因此产生偏误。

由于基建支出在财政数据中是分列的，加上联立方程方法和空间计量方法，基于中国数据的研究对已有研究是一个很好的改进。首先需要说明的是，基建支出是一个典型的政府支出项目。我们因此建立一个“支出决定因素”的回归等式，再将灾害作为一个新的解释变量引入。这样做的理由如下。第一，根据财政部文件，公共基础设施建设支出包括政府对农业、水资源的保护与管理、森林、铁路、交通、电信、能源、国防、以及科教文卫的公共投资。显然，部分这类支出以防灾减灾为目的，例如北京市在 2011 年投资 20 亿进行中小学校舍的加固。而另有部分支出虽然不能做到降低灾害，但却能减弱灾害对社会的破坏作用。例如，如当灾害来临时，更多的公园使得民众有更多的避难场所，而良好的道路体系则有利于救援。第二，防灾减灾投资和灾后恢复重建支出二者是难以区分的，有时甚至是一体的：基础设施因灾毁损给当地提供了一个采用先进技术、建造更具抗灾能力基础设施的机会，受灾当年的恢复重建成为来年的防灾减灾投资。

从中国现实考虑，估计灾害与基建开支之间关系也具有重要意义。随着经济发展水平提升，企业的资本和居民的财富存量都有了迅速提升。灾害造成的损失也因此增加。相应地，政府的减灾支出所带来的边际价值也因此上升。在这样的背景下，评估政府基建支出所带来的减灾效果也具有重要的政策含义。

基于中国 2000 年至 2006 年 31 个省级政府的面板数据，本文研究自然灾害对政府基础设施建设支出的影响，利用联立方程解决已有文献并未考虑到的内生性问题，并考虑邻近地区的空间溢出效应，以解决文献中遗漏变量问题。

本文剩余部分安排如下：第二部分简单介绍灾害和政府的基建支出情况；第三部分建立计量回归模型，对估计方法进行说明并报告数据来源、变量含义和特征；第四部分报告主要发现；第五部分讨论本研究的政策含义。

二、灾害与政府基建支出

需要说明的是，在评估自然灾害⁴影响的文献方面，相较于灾害本身的强度，人们更关心灾害的破坏程度。例如在我国新疆沙漠地带地震频发，但是即使地震的里氏等级极高，由于人迹罕至，其灾害的破坏力几乎为 0。因此本文借鉴已有文献的方法，采用以下 3 个直接损失指标来进行度量：各种自然灾害发生的次数、

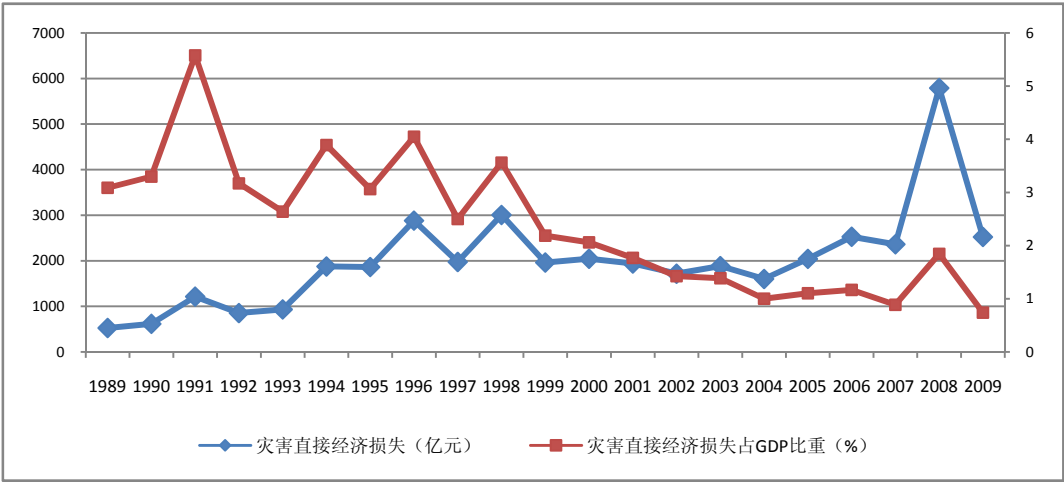
⁴ 《中华人民共和国减灾规划（1998-2010 年）》中，我国的自然灾害按照发生原因分类，主要分为（1）大气圈和水圈灾害：主要包括洪涝、干旱、台风、风暴潮、沙尘暴以及大风、冰雹、暴风雪、低温冻害、巨浪、海啸、赤潮、海冰、海岸侵蚀等；（2）地质、地震灾害：主要包括地震、崩塌、滑坡、泥石流、地面沉降、塌陷、荒漠化等；（3）生物灾害；（4）森林和草原火灾。

造成的人员伤亡程度、物资受损程度，其中，物资受损程度即直接经济损失。一般来说，其他一定的情况下，直接损失指标越大，我们可以认为自然灾害对社会的影响就越强。

(一)、经济损失、死亡人口、受灾人口变动情况

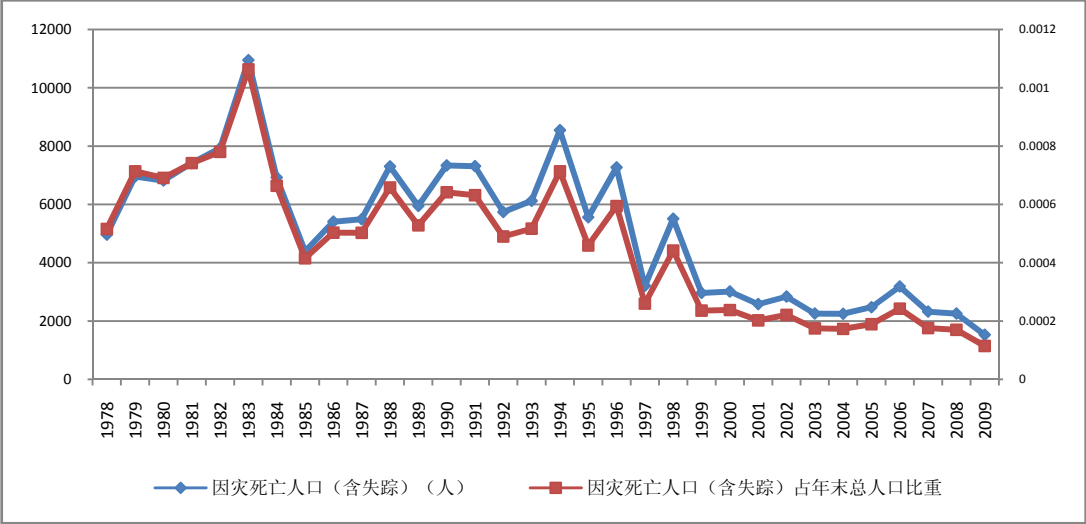
我们首先分析我国历年自然灾害直接经济损失（1989-2009）、因灾死亡人口（含失踪）及受灾人口（1981-2009 年）的情况。根据可得数据，分别绘制折线图如下所示：

图 1 我国历年直接经济损失情况（1989-2009 年）



数据来源：《中国民政统计年鉴 2010 年》⁵

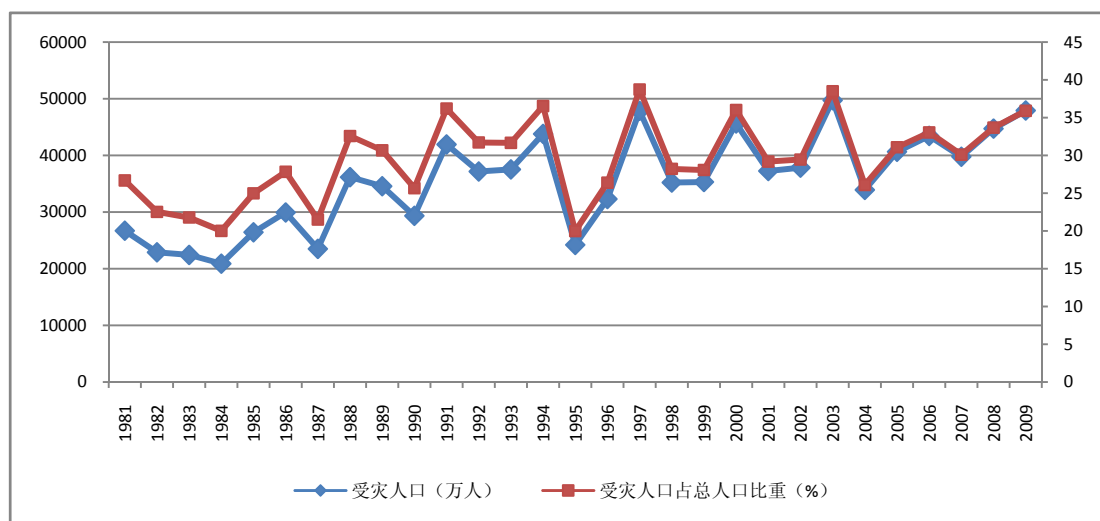
图 2 我国历年因灾死亡人口情况（1979-2009 年）



数据来源：《中国民政统计年鉴 2010 年》

⁵ 由于汶川地震的影响，因此 2008 年的灾害指标皆为去掉四川省地震灾害损失、人员伤亡后计算所得。

图 3 我国历年受灾人口情况（1981-2009 年）



数据来源：《中国民政统计年鉴 2010 年》

从以上图可以看出，直接经济损失的绝对值虽然自 1989 年以来有逐年递增的趋势，但是相对于国内生产总值而言，灾害相对经济损失却逐年递减，1999 年至 2009 年这十年间，灾害相对经济损失的年平均值为 1.34%，远低于上个十年即 1989 至 1999 年间的 3.37%。因灾死亡人口的绝对值和相对值的变动趋势基本一致，呈现缓慢下降态势，1999 至 2009 年间死亡人口占年末总人口年平均为百万分之 1.94，比上个十年的平均值百万分之 5.27 下降约 60%。而受灾人口不论从绝对值的角度还是相对值的角度，都呈现略微上升的趋势，1999 年至 2009 年平均每年 31.92% 的人口受灾，比 1989-1999 年平均值 30.36% 上升 1.5%，比 1981-1989 年的年平均值 25.4% 上升约 6.5%。

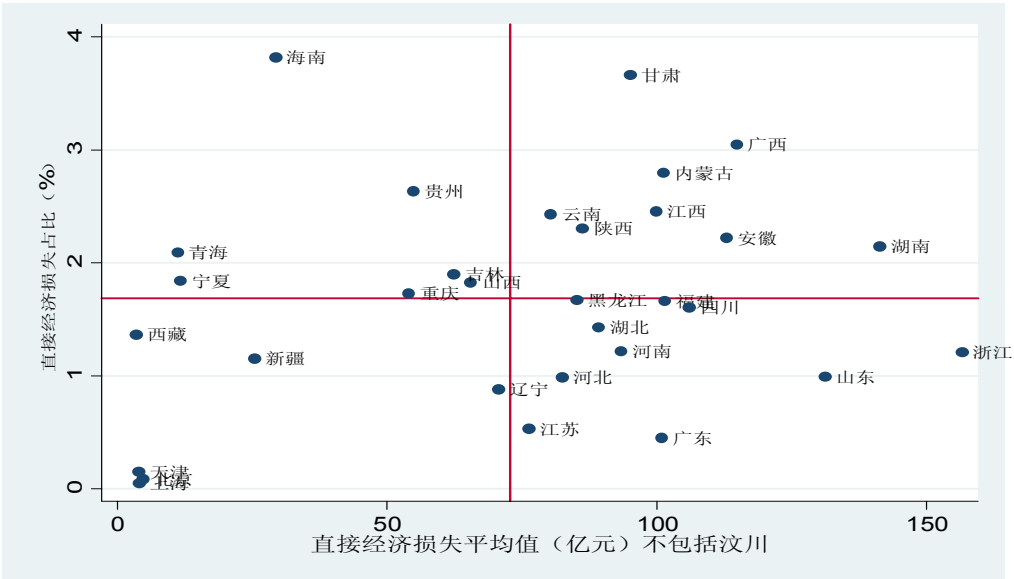
（二）我国自然灾害的地区分布

我国幅员辽阔，共有 31 个省（直辖市），在每个省份，灾害的影响是不一样的。我们分析 2000-2009 年这个时间段里，以“直接经济损失”、“受灾人数”、“因灾死亡人口”这三个指标来度量各个省区市所受灾害影响到程度；并以占 GDP 的比重，以及受灾人数和死亡人口占总人口的比重来度量相对影响程度。

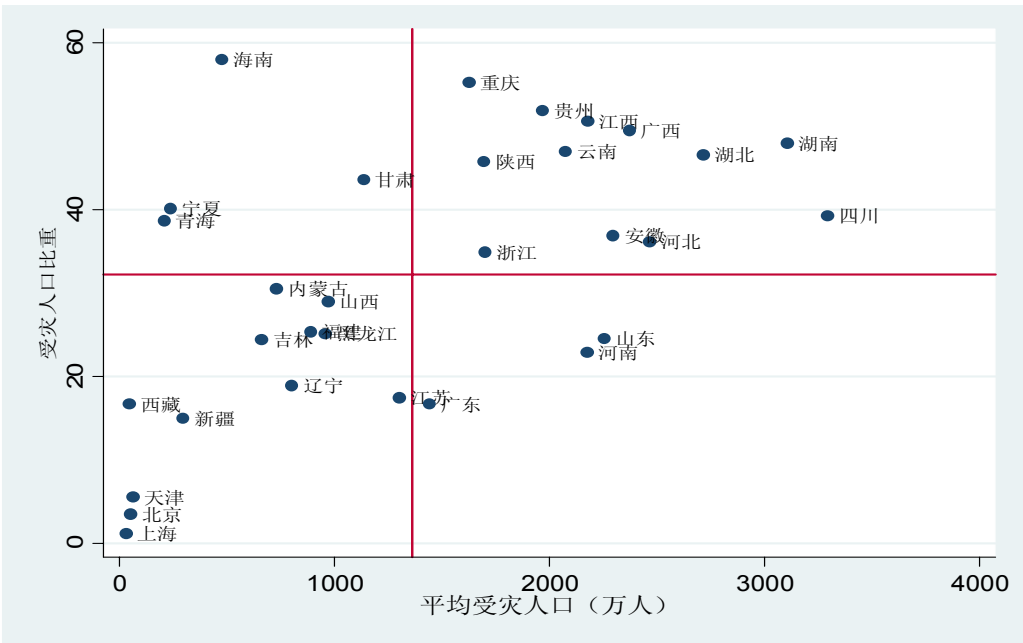
有了绝对值和相对值两个指标，各个地方的灾害损失在全国的相对位置。从绝对值和相对值两个指标看，某个省的灾害损失只能有四个可能：（高、高）、（高、低）、（低、高）和（低、低）。第一个组合（高、高）表明这个地方灾害造成的损失绝对值大，占 GDP 的比重也大。就直接经济损失而言，西藏、青海、宁夏、海南、贵州属于“直接经济损失”不大，但由于经济规模较小，灾害造成的负面影响因而较大，因此属于（低、高）组合。从直接经济损失这个指标看，浙江、山东、广东、江苏等属于灾害大省。由于经济规模较大，灾害损失占 GDP

比重却较低，因此属于（高、低）。属于第四类的有天津、上海、北京；其余属于第二类（图 1）；

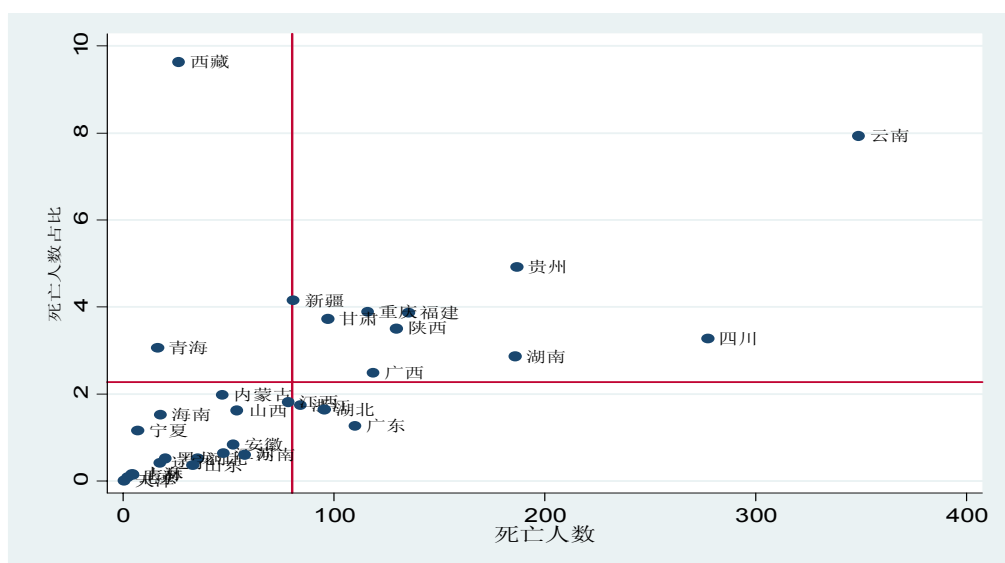
图 1 2000-2009 年各省平均灾害损失（不包括 2008 年汶川地震）



从受灾人口这个指标来看，属于（低、高）组合的有：宁夏、青海、甘肃和贵州等；属于（高、低）组合的有：广东、湖北、浙江、广西；属于（低、低）组合的有天津、上海、北京、西藏。甘肃。广西、安徽和江西等属于（高、高）组合。



从因灾死亡人口这个指标来看，属于（低、高）组合的有：宁夏、青海、海南、西藏；属于（高、低）组合的有：河南、山东、广东、江苏；属于（低、低）组合的有天津、上海、北京；重庆、贵州、河北等属于（高、高）组合的。

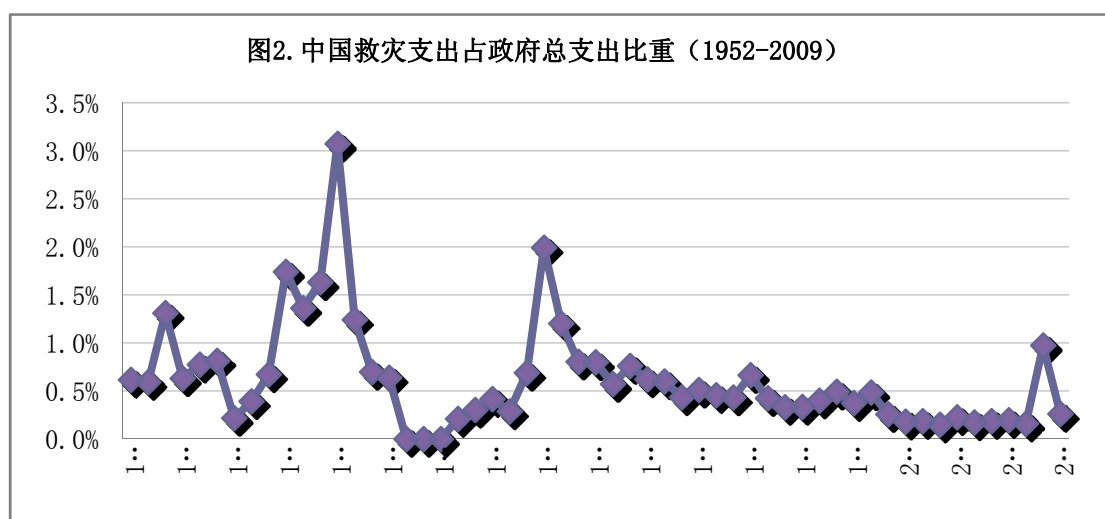


数据来源：《中国民政统计年鉴 2001-2010》

权衡上述三个指标，我们可以发现，北京、天津、上海三个直辖市灾害发生频率、烈度都极低，因此灾害损失、受灾人口的绝对值与相对值都非常低。而中西部地区往往经济落后，虽然灾害发生的次数和强度也较低，但是由于人口稀少，经济落后，因此相对值较高，意味着对社会整体的冲击较大；第三类地区经济发达，虽然所处地理位置导致其灾害频发，但是由于经济基数大、人口庞大，因此整体的影响较小。第二类地区灾害的发生频率、经济发展水平皆为中等，大多数是中部城市。

（三）政府救灾、防灾基建支出：规模与结构

我们知道，灾害发生前后都需要政府干预。如前所述，灾害，尤其是巨灾发生之后，一般意义上的个人和企业，乃至保险体系都可能失去功能。大规模的政府介入是受灾地区恢复生活和生产秩序的重要、甚至是唯一途径。由于地域广大，我国每年都会遭遇这样或那样的灾害，因此救灾支出是政府支出的一个重要项目。如下图所示，救灾支出占政府支出的比重平均为 0.5%左右，有的年份甚至超过了 3%。



数据来源：<http://202.112.118.59:82/> 中经网统计数据库

由于人类的行为是可以减少灾害发生的概率，以及灾害造成的损失，防灾投资一直社会投资的一个组成部分。考虑到防灾投资具有公共物品属性，政府介入灾害预防具有必然性。在我国，包括政府对农业、水资源的保护与管理、森林、铁路、交通、电信、能源、国防、以及科教文卫的公共投资的政府基础设施建设支出中，一部分是直接以防灾减灾为目的。例如北京市在 2011 年投资 20 亿进行中小学校舍的加固以达到更高的防震系数；每年的防洪投资、水土保持、水库修建等建设防止洪涝灾害、地址灾害以及旱灾对经济体的破坏程度。还有一部分支出虽然并不直接以预防灾害为目的，但是在灾害发生时起到减弱灾害破坏强度的作用，如当灾害来临时，更多的公园使得民众有更多的避难场所，而良好的道路体系则有利于救援，民政较高的受教育程度使得其更具备防灾抗灾的意识与能力；因此，道路基础建设支出、城市基础设施建设甚至教育支出都间接的祈祷防灾抗灾的作用。⁶

我们以水利基础建设为例说明。图 4 是 1980-2006 年⁷水利基础建设支出额及其占国家基建支出总额的比重（%）。这一数据表明，我国自进入上世纪 90 年代以来，水利基础建设投资金额迅速上涨，占全国基础建设支出总金额的比重也一度攀升，在 1998 时达到最高值 29.67%⁸，而后这一比例不断下降，到 2006 年时，这一比重下降到 17.08%。但是水利固定资产投资中政府基础建设支出所占的比重却在不断降低，由 2000 年的 94.63%下降到 2009 年的 84.72%，国内贷

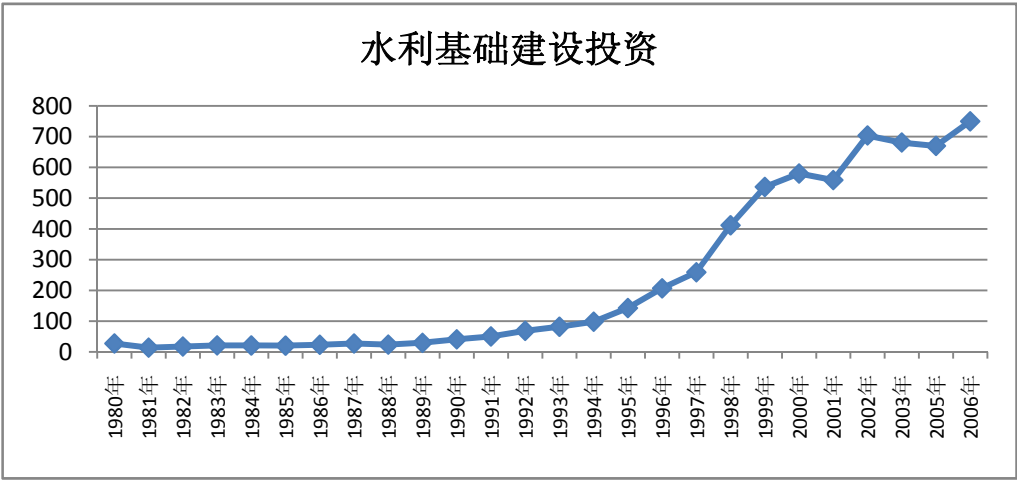
⁶防灾减灾投资和灾后恢复重建支出二者是难以区分，由于基础设施支出的数据是每年公布的，在这一年中，如果出现灾害，则会在当年迫使政府进行灾后重建，增加当年度的基础建设支出金额。同时，受灾当年的恢复重建成为来年的防灾减灾投资。

⁷ 由于财政支出数据分类 2007 年发生变化，不再公布基础建设投资金额，因此图标仅截止到 2006 年。2004 年水利建设投资数据缺失，因此，去掉 2004 年这一观测点。

⁸ 1998 年的高水利建设支出受 1998 年大洪水的影响。

款、利用外资、企业和私人投资等其他形式的水利投资在不断上升,使得水利固定资产投资总额从 2000 年起,以年平均 12.02%的速度不断增长。

图 4: 1980-2006 年水利基础建设投资情况

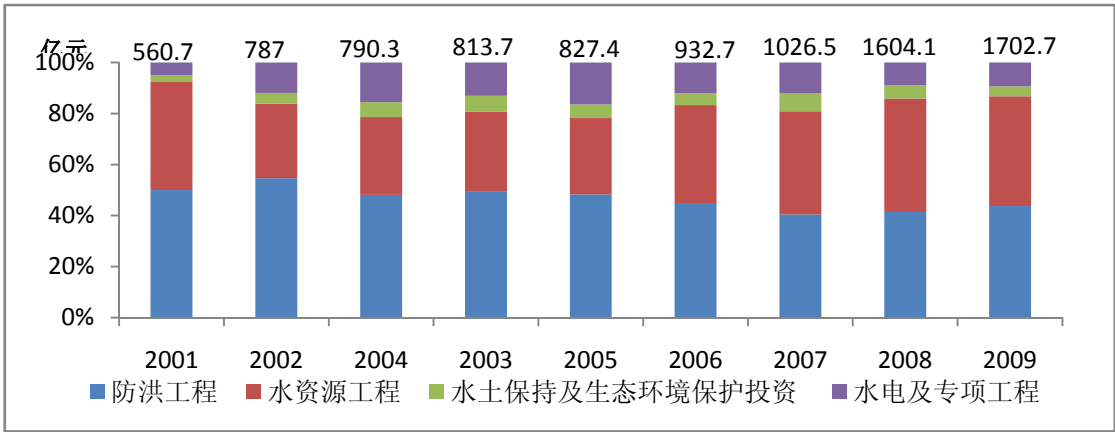


注 1: 2003 年以前的水利基础建设投资额来源于《中国农村统计年鉴 2010》, 2005-2009 年的水利建设投资额来源于中国水利部每年发布的《水利发展统计公报 2005-2009 年版》

注 2: 国家基建支出总额数据来源于《中国财政统计年鉴 2007》

如图 5 所示, 全国各种资金来源的固定资产投资总额从 2001 年的 560.7 亿元攀升至 2009 年的 1702.7 亿元。按投资方向分, 有防洪工程、水资源工程、水土保持及生态资源保护工程以及水电和专业项目工程四大类, 这四类中, 最主要的是防洪工程, 每年都占到将近 50%的比重, 其次为水资源工程(灌溉、供水、除涝)次之, 约占所有水利工程投资的 40%; 水电项目工程投资额增长最快, 占水利固定资产投资总额的比重不断加重, 这九年中, 平均占比约为 11%; 水土保持及生态环境保护投资额度最低, 每年仅占水利固定资产投资总额的 3%-5%。

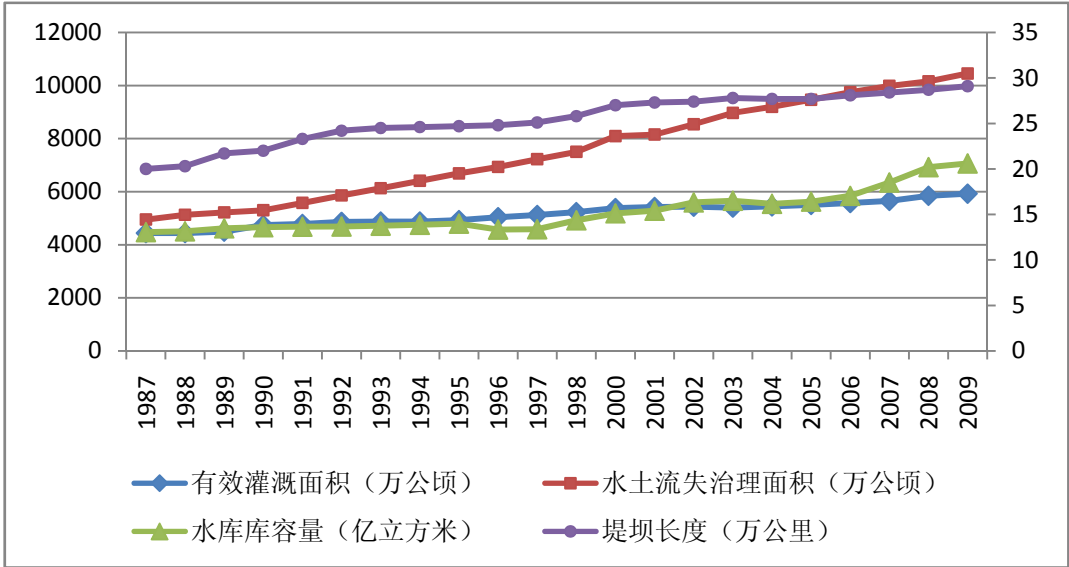
图 5: 2001-2009 年水利固定资产投资金额及投资方向



不断攀升的水利建设投资使得我国防洪、防地质灾害、防旱的能力都有一定程度的提高。例如, 北京通过修建官厅, 密云等水库, 防洪标准超过了千年一遇; 上海市修筑了百年一遇的防洪墙。从全国情况看, 自 1990 年以来, 堤坝保护面积由 1990 年的 3200 万公顷攀升至 2009 年的 4654.7 万公顷, 年增长 72.35 万公

顷；水土流失治理面积由 1990 年的 5300 万公顷增长到 2009 年的 10454.48 万公顷，年平均增长 260 万公顷；全国有效灌溉面积由 47403.1 千公顷增长到 2009 年的 59261 千公顷，平均年增长 624 千公顷；水库容量由 4660 亿立方米增长到 7064.7 亿立方米，增大将近一倍。具体的水利设施数据如下图 6 所示。

图 6：1982-2009 年堤坝、水库、有效灌溉面积、水土流失面积情况



但这些投资与防洪需要之间还有很大差距。全国除港澳台地区共有 672 座城市，有防洪任务的城市 642 座，仅仅有 28% 的城市，即 177 个城市达到国家防洪标准。在财富和生产能力集中的 16 个特大城市中，只有两个城市达标（杨光、王颖和韩学平，2010）。

三.回归等式、变量与数据来源

（一）、回归方程设定

1，影响基建支出的开支水平：传统变量和灾害

鉴于基础设施的重要性，讨论基建支出背后的驱动因素的文献汗牛充栋。根据 Ben C. Arimah (2005) 和 Zheng et al. (2011) 的研究，有以下变量影响基建支出水平。在财政收入方面，人均财政收入 $revenue_{it}$ 和中央转移支付人均实际值（衡量这个省份的财政能力）；财政收入占该省 GDP 的比重（衡量政府规模，政府规模越大，政府越有能力且更倾向于增加基建支出）。在财政支出方面，基建支出与教育支出是政府财政预算的两个最主要方面，在既定的财政预算约束下，较大份额的教育支出必然会使基建支出的金额受到限制。其他变量还包括基础设施基期存量和城市化率。基于边际收益递减，基期基础设施存量很多的省份倾向于对现期基础建设支出较少。城市化率对基建支出有两个相反作用的影响：如果

基础设施的供给存在规模效应,保持其它条件不变,具有较高城市化率的省份倾向于在基建支出上花费更少;如果集聚效应增加了基建支出回报率,则较高城市化率则要求更多的基础设施的供应。

在这些因素之外,自然灾害的发生也会影响政府的基建支出水平。自然灾害作为一个外生冲击,会造成当地基础设施不同程度的毁损,但当地也可借此契机,采用先进技术、建造抗灾能力更强的基础设施。如遭受地震的地区更倾向加大基建支出来建造更结实抗震的房屋,发生洪涝灾害的地区更愿意加大水利工程基建支出,满足这些要求的投资应是更高水平的。故自然灾害造成的损失也是影响基建支出水平的因素。

另外,研究表明,由于受类似的冲击或存在“政策相互依存”因素,基建支出水平可能而受邻近地区发生情况的影响(Case 等,1993; Kelejian and Robinson,1993; Bivand and Szymanski, 1997; Revelli, 2006; Costa-Font and Pons-Novell, 2007; Moscone 等, 2007),例如,对于相邻地区,决定灾害种类及受灾频繁度的自然因素是最相似的,因而相邻地区常会遭受类似的灾害冲击,故地方政府会根据邻近地区自然灾害造成的经济损失来调整本地区的基建支出水平。例如,98 年特大洪水后沿江各省纷纷加高、加固堤坝;汶川地震后,四川周围省份都提高了房屋抗震的标准、加大对房屋改造重建的投资额。这里,我们选取以距离为权重的邻近地区自然灾害经济损失来度量邻居灾害的情况。若邻近地区灾害损失越严重,一个省会觉得它应该采取措施,防患于未然,从而增加基建支出。

另外,由于“政策相互依存”因素的存在,邻居的行为会通过这一传到机制影响本地政府的行为。大量研究表明,地方政府竞争的重点是流动性资源,包括物质资本(如 FDI 等)和人力资本(如高技术人才等)。在其他条件相当的情况下,资源会流向社会固定投资较多的地方。因此,社会固定投资与周边地区的差距越小,越难以吸引流动性资源,因而政府有激励增加基建支出,以期吸引更多流动性资源。这是地区之间“政策相互依存”的影响。为了控制这一空间影响,在回归方程中新的空间变量“社会固定投资与周边地区差距”。

基于以上分析,我们有决定政府基建支出水平的回归等式(1)。

$$\begin{aligned} \text{infras}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{ecodamage}_{it} + \alpha_2 \text{Wgeoecodamage}_{it} + \alpha_3 \text{Wgeoingap}_{it} \\ & + \alpha_4 \text{revenue}_{it} + \alpha_5 \text{central}_{it} + \alpha_6 \text{revrate}_{it} + \alpha_7 \text{educa}_{it} \\ & + \alpha_8 \text{initialroad}_i + \alpha_9 \text{urban}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

2, 基建支出对灾害损失的反向影响

前述分析表明灾害会影响地方政府的基金支出水平。但我们也看到,基建支出也会影响自然灾害发生的概率,以及影响的程度。例如,基建支出的增加使得灾害预警监测能力更强、防灾减灾体系更完善、抗灾能力更强,故遭受相同等级

自然灾害时所受经济损失较少。由此可知，以灾害损失为解释变量、基建支出为被解释变量的独立的计量方程所估计的结果不仅是有偏的，而且是非一致的。解决这一内生性问题的通常方法就是采用联立方程法解决。在方程（1）之外，再建立一个将灾害损失作为被解释变量的回归方程。

解释灾害损失的时间和地区差异，我们需要在“基建支出”这一因素之外，还需考虑其他变量。文献表明，经济发展水平、产业结构人口密度等都是影响灾害损失的关键因素（Cavallo, Powell and Becerra2010）。人均实际 GDP 及其平方项衡量一个地区的经济发展水平。在一定程度上，经济越发达，越易于采用先进技术，更准确地预测灾害，并且灾害发生后也有更多的物资储备去减轻灾害损失。然而从绝对额的角度来看，一个经济体的经济规模越大，那么就有更多的财富暴露于灾害风险之下。故我们推测人均 GDP 对灾害损失的影响是 U 型的。第一产业增加值占 GDP 的比重反映该地区的经济结构，经济结构较单一的地区，灾害造成的经济损失可能会越大。此外，地理位置代表地区间影响灾害发生种类及频数的自然属性，我们用省会纬度作为地理位置的代理变量；人口密度和人口数量作为社会因素的控制变量。

我们由此有了回归等式（2）

$$\begin{aligned} \text{ecodamage}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{infras}_{it} + \beta_2 \text{prGDP}_{it} + \beta_3 \text{prGDP}^2_{it} + \beta_4 \text{first_industry}_{it} + \\ & \beta_5 \text{lat}_i + \beta_6 \text{density}_{it} + \beta_7 \text{population}_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

(i 代表地区，t 代表年份)

（二）、变量含义、来源和描述性统计

我们用 2000-2006 年中国 31 个省（直辖市）的面板数据来检验自然灾害对地方政府基建支出的影响。时间序列与横截面分析相结合比只用这两者之一能更好地提高数据的质量和数量(wooldridge2006)。

表 1. 变量描述性统计

变量	变量解释	单位	个数	均值	标准差	最小值	最大值
infras	人均基建支出	百元	248	2.51	3.64	0.26	21.71
ecodamage	自然灾害直接经济损失占 GDP 比重	%	310	1.88339	3.91316	0	62.4145
Wecodamage (以距离为权重)	邻近地区灾害直接经济损失占 GDP 的比重	%	341	157.511	134.834	0	1320.04
Wgoingap (以距离为权重)	社会固定资产投资与周边地区的差距	%	341	241.870	3851.46	-8287.32	16208.7
revenue	人均财政收入	元/人	310	138.080	101.405	25.1514	569.664
central	人均中央转移支付	元/人	310	1088.85	1125.64	184.956	10581.3
revrate	财政收入占该省	%	341	7.44513	2.21840	4.31506	16.8830

GDP 的比重							
educa	教育支出占财政支出 的比重	%	248	35.6641	23.0819	12.9065	169.119
initialroad	基期（1999 年）道 路面积占省份面积 比	%	341	8.83420	3.15749	4.89	17.66
urban	城市化率	%	301	27.7411	13.9696	6.43206	65.7822
prGDP	人均实际 GDP	元	341	14560.4	11628.7	2532.28	69117.7
first_industry	第一产业增加值占 GDP 比重	%	310	14.4858	7.13477	0.8	37.9
lat	省会纬度	度	341	33.0062	6.98674	19.08	46.4992
density	每平方公里人口数	人/km ²	310	398.053	543.495	2.15	3312.07
population	人口数量	万人	341	4141.43	2632.03	256	9717

四、主要结果

在方程（1）中，灾害造成的直接经济损失作为基建支出的解释变量，而在方程（2），灾害造成的直接经济损失又是由基建支出决定的。进一步分析方程（1），基建支出与随机干扰项是相关的，故灾害经济损失也就与之相关，这就违背了普通最小二乘法(OLS)的估计假设前提——解释变量与随机干扰项无关。这样用 OLS 估计出的系数将会是有偏的，常用的 t 和 F 检验结果也是不可靠的。此外，由于方程（2）中其他解释变量也会通过基建支出来影响灾害经济损失，而在方程（1）估计的参数却没有考虑到这种影响，故也会导致结果产生误差。因此，我们建立联立方程组（SEM），主要使用三阶段最小二乘法（3SLS）的方法进行估计。

在上述联立方程组的模型系统中，灾害经济损失和基建支出都是内生变量，它们由模型系统决定，也对系统产生影响，而除了这两个变量以外的都是外生变量，它们影响系统，但不受系统的影响。上述模型系统是有关灾害经济损失和基建支出这两个内生变量决定因素的一个完备结构方程模型（a complete structural simultaneous equations system）。

考虑到汶川和玉树特殊性，我们认为这是两个极端的观察值(Outliers)，回归中因此不排除了这两个观察值。

回归结果表明，方程（1）中，自然灾害直接经济损失占 GDP 的比重对人均基建支出的影响在 10% 的显著性水平下显著，其正向符号说明灾害经济损失确实对基建支出有正的影响，即保持其它变量不变，灾害经济损失占 GDP 的比重每增加 1%，基建支出增加 35 元/人。在方程（2）中，人均基建支出实际值的回归系数在 5% 的显著性水平下显著，其负向符号说明，基建支出的增加使灾害经济损失减少，即保持其它变量不变，基建支出每增加 100 元/人，灾害经济损失占 GDP

的比重便下降 0.159%。故自然灾害造成的经济损失与基建支出水平确实存在相互影响的内生性关系。

表 2. 联立方程组回归结果

Equation(1)		Equation(2)	
Dependent	Independent	Dependent	Independent
ecodamage	infrase	ecodamage	
Wgeoecodamage	prGDP		
Wgeogingap	prGDP2		
revenue	first_industry		
central	lat		
revrate	density		
edura	population		
initialroad			
urban			
Constant			
是否加入时间效应	是	是否加入时间效应	否
样本量	209	样本量	209
R方	0.808	R方	0.384

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

邻近地区因灾经济损失占比在 10%的显著性水平下显著，且回归系数为正，与我们的预期相符，既保持其它变量不变，邻近地区因灾经济损失占比每增加 1%，当地政府基建支出增加 1.19 元/人。故灾害造成的经济损失确实具有空间溢出效应。社会投资与周边地区差距的回归系数符号与预期相符，即本地区社会投资与周边地区差距越小，人均基建支出越会增加，但统计不显著。

在方程（1）中，中央转移支付人均实际值和人均实际财政收入作为政府财政收入来源的两个组成部分，均在 1%的显著性水平下正向显著，说明财政收入确实正向影响人均基建支出。理论上二者作为地方政府财政收入两个组成部分，边际支出倾向应无较大差异，而回归结果中，地方财政收入每增加 1 元/人，会使基建支出增加 2.8 元/人；中央转移支付每增加 1 元/人，仅会使基建支出增加

0.346 元/人,远小于地方财政收入的边际支出。故中央政府的救灾承诺容易引发道德风险,使得地方政府基建支出不足。基期基础设施存量的回归系数为负,但统计不显著。这可从基建支出的边际收益递减来解释,基期基础设施存量很多的省份倾向于对现期基础建设支出较少。此外,基础设施存量越多,在遭受自然相同程度灾害被破坏的基础设施数量也就越多,政府所需用以恢复基础设施建设的支出也就越多。教育支出对人均基建支出的影响为负,且在 10%的显著性水平下显著,这与我们的预测相符。即在一定的财政预算约束下,教育支出的增加,会使基建支出受到限制。越高的城市化率,即有越多的人生活在城市,会导致人均基建支出的减少,这一回归结果可能是因为基础设施建设存在规模经济,保持其它条件不变,具有较高城市化率的省份倾向于在基建支出上花费更少,但其结果也是不显著的。

在方程(2)中,人均实际 GDP 及其平方项对灾害直接经济损失的影响均在 1%的显著性水平下显著。人均实际 GDP 的负向符号和人均实际 GDP 平方项的正向符号符合我们之前关于人均实际 GDP 与灾害经济损失的关系呈 U 型曲线的假设,即在最小值点以前,随着人均实际 GDP 的增加,自然灾害经济损失将下降,而在最小值点之后,随着人均实际 GDP 的增加,自然灾害经济损失将上升。人口密度的回归系数为正,且在 10%的显著性水平下显著,说明人口密度越大,则自然灾害直接经济损失会越大。第一产业增加值占 GDP 比重的回归系数为正,但统计不显著,说明经济结构单一的经济体抵抗自然灾害的能力越弱。人口数量的回归系数与人口密度的回归系数相反,且在 5%的显著性水平下显著。一个可能的解释是人口数量从一个方面反映了该省份的大小。越大的省份,可以通过省内地区间的援助,使得发生在特定区域自然灾害的经济损失更容易被消化。

五、结论及政策含义

基于 2000-2006 年中国 31 个省(直辖市)的面板数据,用联立方程的方法解决现有文献并未考虑到的内生性问题,并引入空间溢出效应之后,我们评估了灾害对政府基建支出水平的影响。研究发现,第一,若其它变量不变,灾害经济损失占 GDP 的比重每增加 1%,人均基建支出会增加 35 元。第二,若其它变量不变,人均基建支出每增加 100 元,灾害经济损失占 GDP 的比重便下降 0.159%。换言之,要使灾害经济损失占 GDP 的比重下降 1%,人均基建支出需增加 628.93 元。

正如我们在引言部分所说,利用中国的数据估计灾害的损失是一个有益的尝试。加入空间影响,利用联立方程方法,本文的结果对现有文献是一个有益的补充。在文献积累之外,我们的发现对政策制定者有一定的参考作用。首先,由于

灾害发生之后，上级政府（主要是省级或者中央政府）需要评估灾害之后重建需要的资金规模。我们这里的估计结果表明，平均而言，灾害损失占 GDP 比重上升 1 个百分点，地方的人均基建支出需要增加 35 元。

另外，我们的发现对政府的防灾政策也有一定的参考。我们的发现表明，人均基建支出增加 628.93 元，自然灾害直接经济损失占 GDP 的比重可以下降 1% 截至 2011 年我国人口总数约为 13.40 亿人，2010 年的 GDP 为 397983 亿元，若粗略地解释两者的线性关系，基建支出增加 8427.66 亿元，可减少灾害经济损失 3979.83 亿元，产出小于回报 1 倍，故现今政府提出的加大防灾减灾支出、力图使年均因灾直接经济损失占国内生产总值的比例控制在 1.5% 以内的政策单纯从经济的角度来看，是不经济的。

但是，降低自然灾害所带来物资损失仅仅是防灾抗灾的一个方面，减少受灾人口比重、降低灾害死亡人数也是非常重要的，我们还建立受灾人口比重与灾害死亡人口与基础建设的关系。可见，在控制了经济发展程度的基础上，基础设施可以有效地降低死亡人数和受灾人口，每增加 100 元/人基础设施投资，在自然灾害的受灾人口占总人口比重就会降低 1.377%，死亡人口也会减少 6.3 个。

VARIABLES	affectedrate	killed
CONSTRUCTION	-1.377*** (0.361)	-6.258*** (2.325)
GDP	-19.14*** (4.257)	-72.82** (28.23)
GDP ²	2.494** (0.964)	13.11** (6.316)
Constant	52.55*** (3.544)	166.3*** (23.54)
Observations	211	199
R-squared	0.281	0.080

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

参考文献

- Barro, Robert J. 2009. "Rare Disasters, Asset Prices, and Welfare Costs." *American Economic Review*, 99(1): 243–64.
- Wildasin, David E. 2008. Disaster Policies-Some Implications for Public Finance in the U.S. Federation. *Public Finance Review*, Vol. 36, No. 4, 497-518.
- Carlo del Ninno, Paul A. Dorosh, Lisa C. Smith, Dilip K. Roy . “The 1998 Floods in Bangladesh Disaster Impacts, Household Coping Strategies, and Response”, International Food Policy Research Institute (IFPRI) No 122.
- Dahlhamer, J.M. and M.J. D’Souza(1997) “Determinants of Business-Disaster Preparedness in Two U.S. Metropolitan Areas.” *International Journal of Mass Emergencies and Disasters*, 15(2), 265-281
- Morduch, J. 1999. Between the State and the Market: Can Informal Insurance Patch the Safety Net? *The World Bank Research Observer*. Vol. 14. No. 2.
- Dahlhamer, J.M. and L.M. Reshaur (1996). “Businesses and the 1994 Northridge Earthquake: An Analysis of Pre- and Post-Disaster Preparedness.” Preliminary Paper No.240, Disaster Research Center,, University of Delaware, Newark, DE.
- Gary R. Webb, Kathleen J. Tierney and James M. Dahlhamer “Business and Disasters: Empirical Patterns and Unanswered Questions” *Natural Hazards Review*, Vol. 1, No. 2, May 2000, pp. 83-90
- Heidi Kreibich, Isabel Seifert, Annegret H. Thieken, Eric Lindquist, Klaus Wagner and Bruno Merz, ”Recent changes in flood preparedness of private households and businesses in Germany”, *Regional Environmental Change* Volume 11, Number 1, 59-71, DOI: 10.1007/s10113-010-0119-3
- Disaster Risk and Site Selection , “Disaster Risk and Site Selection” The WADLEY – DONOVAN GROUP (A Grubb & Ellis Company) working paper, 2002.
- Dahlhamer, J.M. and K.J. Tierney (1998) “Rebounding from Disruptive Events: Business Recovery Following the Northridge Earthquake.” *Sociological Spectrum*, 18, 121-141
- Howard Kunreuther, “Mitigating disaster losses through insurance”, *Journal of Risk and Uncertainty* ,Volume 12, Numbers 2-3, 171-187,
- Freeman, P.K., M. Keen and M. Mani. 2003. “Dealing with Increased Risk of Natural Disasters: Challenges and Options.” IMF Working Paper 03/197. Washington, D.C., United States:

International Monetary Fund.

Foster, A. and M. Rosenzweig, "Imperfect Commitment, Altruism, and the Family: Evidence from Transfer Behavior in Low-Income Rural Areas," *Review of Economics and Statistics*, 2002, 83, 389–407.

Howard Kunreuther , "Disaster Mitigation and Insurance: Learning from Katrina", *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science* **March 2006** vol. 604 no. 1 **208-227**

Keen, B. and M. Pakko. 2007. "Monetary Policy and Natural Disasters in a DSGE Model: How Should the Fed Have Responded to Hurricane Katrina?" St. Louis Fed: Economics Working Paper 2007-25.

Shitangsu Kumar Paul and Jayant K. Routray, "Household response to cyclone and induced surge in coastal Bangladesh: coping strategies and explanatory variables". *Natural Hazards*, Volume 57, Number 2, 477-499, DOI: 10.1007/s11069-010-9631-5

Ramcharan, R. 2007. "Does the Exchange Rate Regime Matter for Real Shocks? Evidence from Windstorms and Earthquakes." *Journal of International Economics* 73(1): 31–47.

Stefan Dercon, 2002. "Income Risk, Coping Strategies, and Safety Nets," *World Bank Research Observer*, Oxford University Press, vol. 17(2), pages 141-166, September.

Townsend, R., "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, 1994, 62(3), 539–91.

Udry, C., "Risk and Insurance in a Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria," *Review of Economic Studies*, 1994, 61(3), 495–526.

[1]Albala-Bertrand J M. 1993. Political economy of large natural disasters. Oxford, United Kingdom: Clarendon Press.

[2]Barro R. 1997. Determinants of economic growth: A cross-country empirical study. Cambridge, United States: MIT Press.

[3]Cavallo and Noy. I." Catastrophic Natural Disasters and Economic Growth " CESifo Forum 2/2010

[4]Cuaresma, J.C., J. Hlouskova, and M. Obersteiner. 2008."Natural disasters as Creative Destruction? Evidence from Developing Countries." *Economic Inquiry* 46(2): 214-226.

[5]Chul-Kyu Kim."The Effects Of Natural Disasters On Long-Run Economic Growth" michiganjeb.org

- [6]Hallegatte, S. and P. Dumas. 2009. "Can Natural Disasters have Positive Consequences? Investigating the Role of Embodied Technical Change." *Ecological Economics* 68(3): 777-786.
- [7]Hochrainer, S. 2009. "Assessing the Macroeconomic Impacts of Natural Disasters – Are there Any?" World Bank Policy Research Working Paper 4968. Washington, DC, United States: The World Bank.
- [8]Loayza, N., E. Olaberria, J. Rigolini, and L. Christiansen. 2009. "Natural Disasters and Growth-Going Beyond the Averages." World Bank Policy Research Working Paper 4980. Washington, DC, United States: The World Bank.
- [9]Mechler, R. 2009. "Disasters and Economic Welfare: Can National Savings Help Explain Post-disaster Changes in Consumption?" World Bank Policy Research Working Paper 4988. Washington, DC, United States: The World Bank.
- [10]Noy, I. 2009. "The Macroeconomic Consequences of Disasters." *Journal of Development Economics* 88(2): 221-231.
- [11]Noy, I. and A. Nualsri. 2007. "What do Exogenous Shocks tell us about Growth Theories?"University of Hawaii Working Paper 07-28.
- [12] Noy, I. and A. Nualsri.2008. "Fiscal Storms: Public Spending and Revenues in the Aftermath of Natural Disasters." University of Hawaii Working Paper 08-09.
- [13]Raddatz C. 2007. "Are External Shocks Responsible for the Instability of Output in Low-Income Countries?" *Journal of Development Economics* 84(1): 155-187.
- [14] Raddatz C 2009. "The Wrath of God: Macroeconomic Costs of Natural Disasters." Manuscript.
- [15]Skidmore, M. and H. Toya. 2002. Do Natural Disasters Promote Long-run Growth? *Economic Inquiry* 40(4): 664-687.
- [16]Skidmore M, Toya H., 2007. Economic development and the impacts of natural disasters. *Economic Letters* 94; 20-25.
- [17]Strobl, E. 2008. "The Economic Growth Impact of Hurricanes: Evidence from U.S. Coastal Counties." IZA Discussion Papers Series.
- [18]Rodriguez-Oreggia, E., A. de la Fuente, and R. de la Torre et al. 2009. The Impact of Natural Disasters on Human Development and Poverty at the Municipal Level in Mexico. Manuscript.
- [19]Steven P. French Dalbyul Lee and Kristofor Anderson."Estimating the Social and Economic Consequences of Natural Hazards: Fiscal Impact Example"Natural Hazards Rev. 11, 49 (2010);
- [20]Xiaolan Wang, Olivier Mahul. "Fiscal Impact of Natural Disasters in Vietnam"World Bank Policy Research Working Paper4978. Washington, DC, United States: The World Bank.
- [21]Yasuhide Okuyama."Critical Review Of Methodologies On Disaster Impact Estimation"

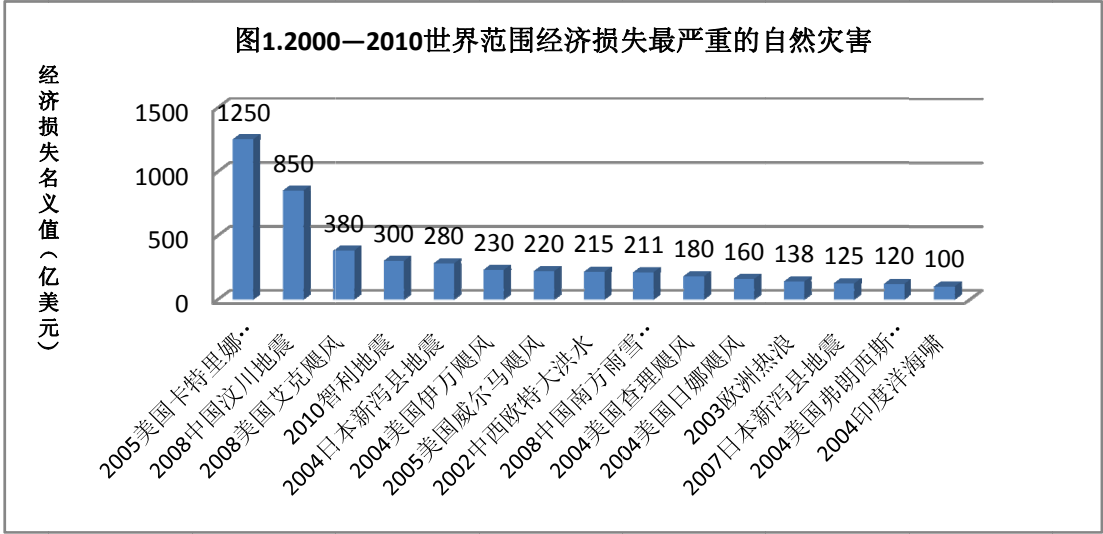
Timothy J. Goodspeed & Andrew Haughwout, 2011. "On the Optimal Design of Disaster Insurance in a Federation," Hunter College Department of Economics Working Papers 436, Hunter College: Department of Economics.

Zahonogo Pam 2011, Migration and agricultural production in Burkina Faso, African Journal of Agricultural Research, Volume 6, Issue 7, 4 April Pages 1844-1852

Wouterse, F. and Taylor, J. E. 2008. Migration and income diversification: evidence from Burkina Faso. World Development , 36(4): 625–640.

杨光、王颖和韩学平，2010 对城市防洪的基本认识与思考--《水利科技与经济》2010 年 11 期

附录 1



数据来源: Munich Re.

国民收入中服务业比重提高的原因分析

摘要：大力发展服务业是经济结构调整和转型的重要方向，但因为服务业也是其他行业的重要中间投入品，服务业的发展也可能在侵蚀其他行业的收入比重，导致整体经济运行成本的提高。利用国民经济核算的资料，我们对近年来服务业在国民收入中所占比重变化的原因进行了初步分析，发现过去几年服务业的整体发展是健康的，服务业占比提高主要是其实际产出增加带来的。但是，与企业经营密切相关的生产服务部门和公共服务部门收入占比提高较快，而且这种提高中有很大一部分是服务价格的相对上涨带来的，这意味着企业经营成本的提高，从而提高了整个实体经济的运行成本。这意味着发展服务业的过程中也要注意服务业内部结构的调整和优化。

一、介绍

近年来，在中国经济中存在这样一个声音，即认为中国经济实业部门（主要指第一和第二产业）的运行成本在提高，其他环节的利润正在侵蚀实体经济。比如，2009 年上市公司总利润为 1.05 万亿元，其中银行类上市公司占据了其中的 40%；到了 2012 年上半年，这个情况更为严重，16 家银行业上市公司营业总收入占全部 A 股上市公司的 11.20%，但实现净利润则占全部 A 股上市公司净利润的 53.98%。而其他被认为侵蚀实体经济利益的行业还包括交通运输、通讯邮电等行业，实际上，从整体国民经济核算的角度来看，这相当于认为是服务业在挤占了第二产业和第一产业的利益。

但与此同时，在我国的经济结构调整和转型中，大力发展服务业也是我们经常提及的调整方向，这意味着服务业具备着很大的发展潜力，可能还要在整体经济中继续挤占第一和第二产业的份额。那么，到底是什么因素导致了这两个看似矛盾现象的共存呢？本文认为，正是近年来服务业内部增长过程中的结构性问题导致了这个现象的存在。以下，本文将通过对国民经济核算数字的分析，来对这个问题进行初步的分析。

二、基本事实和文献综述

根据配第一克拉克定理，在步入中等收入水平以后，随着收入的增长，第三产业在国民收入和劳动力比重中的地位都会上升。提高服务业比重，进一步促进服务业的健康发展，是我国经济结构调整和转型的重要方向，在这点上大家基本上达成了共识。另外，对于服务业内部结构的调整和发展方向，也有不少专家学

者给出了自己的看法。比如一些学者强调了生产性服务业发展及其在经济增长和结构调整中的作用问题(李善同、华而诚, 2002 ;刘培林、宋湛, 2007) , 还有学者通过对比中国和发达国家服务业的发展水平, 对中国经济结构调整中服务业的地位和发展方向提出了自己的观点。(程大中, 2008; 许宪春, 2011)

中国现行对服务业的分类和核算方法是在 2004 年经济普查以后建立起来并延续至今的。2004 年的经济普查大大改变了我国长期以来对于服务业产出核算不足的局面, 重新对服务业在我国国民经济中的地位进行了考察。从 2004 年以来, 随着经济的发展, 服务业(基本等同于国内生产总值核算中的第三产业)在我国经济中的地位就不断上升, 其所占比重从 2004 年的 40.4%提高到了 2009 年的 43.4%(2010 年和 2011 年第三产业比重有所下降, 为 43.1%)。(见表 1)

表 1 国民经济中三次产业比重的变化(2004-2011)

	第一产业	第二产业	第三产业
2004	13.4	46.2	40.4
2005	12.1	47.4	40.5
2006	11.1	48	40.9
2007	10.8	47.3	41.9
2008	10.7	47.5	41.8
2009	10.3	46.3	43.4
2010	10.1	46.8	43.1
2011	10.1	46.8	43.1

数据来源: 中经网数据库。

根据许宪春(2011)的研究, 跟发达经济体服务业以最终消费为主不同, 我国服务业中有很大的产出是作为其他行业的中间投入, 这意味着在现阶段的中国国民经济中, 服务业的扩张有可能增大了其他行业的运行成本。

虽然我们知道通过分析服务业的变化情况有助于我们回答关于中国经济运行成本提高原因这个问题, 但是也需要强调两点:

(1) 在整体经济中, 尤其是服务业中还经常存在未观测经济的问题(也就是地下经济或者灰色经济), (许宪春(2011)) 这些部门的变动也可能会导致整个经济运行中的交易成本上升。尽管也有一些发达经济体和转轨经济体在对这些方面进行探讨性研究, 也有一些中国学者对此进行了试探性研究并产生了不少争论(王小鲁, 2010; 施发启, 2010;)。但是, 即使我们承认这些研究的结果, 我们无法根据这些截面数字来对整个经济灰色收入的变化趋势进行判断, 从而对整个经济在这方面的运行成本有所了解。因此, 我们目前根据国民经济核算结果进行的分析也可能是不全面的, 有一些交易成本的提高可能无法反映出来。

(2) 并不是所有的服务业部门都直接涉及到实体经济的运行成本, 因此我

们需要对服务业部门按照其跟实体经济的关系来进行分类，重点观察那些跟实体经济相关行业的变动情况。这也是本文所着力要做的事情。

接下来，我们还应该注意考察服务业内部结构的变化，到底是哪些服务的发展更为迅速，那些为生产和流通服务的服务行业发展快还是为个体消费提供服务的行业发展更快呢？另外，到底服务业的发展是来自价格的上升（也就是成本提高）还是实际数量的增长（健康发展）呢？这些都是需要我们回答的问题。

三、通过 GDP 核算对第三产业比重和结构变化的分析

3.1 分类别分行业的比重变化

我们首先根据不同服务业部门跟其他产业之间的关系进行分类。在国家统计局网站上，把服务行业分成了四个层次（这个分类最早来源于李成瑞[1986]）：

第一层次：流通部门；第二层次：为生产和生活服务的部门；第三层次：为提高科学文化水平和居民素质服务的部门；第四层次：为社会公共需要服务的部门。

由于自这个分类提出以后国家统计局对部门结构进行了两次调整（1994 年和 2004 年），所以当前国民经济核算中所用的部门与上面的并不一一对应。我们可以对现有的行业在上述方法的基础上稍作改动，变成如下四大部门：

流通部门=交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业、住宿和餐饮业

生产服务部门=金融业、房地产业、租赁和商务服务业、科学研究、技术服务和地质勘查业

生活服务部门=水利、环境和公共设施管理业、居民服务和其他服务业、教育、卫生、社会保障和社会福利业、文化、体育和娱乐业

公共服务部门=公共管理和社会组织业

然后，利用现有的分部门数据，我们可以得到不同类别的第三产业从 2004 年经济普查以来在国民收入中比重的变化情况。

表 2 第三产业中不同类别行业占 GDP 比重变化情况（2004-2009）

服务业分类	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2004-2009 年变动
流通部门	18.6%	18.2%	18.1%	18.0%	18.2%	17.9%	-0.7%
生产服务部门	10.6%	10.7%	11.5%	12.9%	12.5%	13.9%	3.3%
生活服务部门	6.9%	7.0%	6.8%	6.5%	6.4%	6.8%	-0.1%
公共服务部门	3.8%	3.7%	4.1%	4.1%	4.4%	4.4%	0.6%
第三产业合计	40.4%	40.1%	40.9%	41.9%	41.8%	43.4%	3.0%

数据来源：2004-2005 年数据来自《中国统计年鉴 2008》，2006-2009 年数据来自《中国统计年鉴 2011》。不同行业数据按照上文中的分类方法进行了归类。

从表 2 可以看出，虽然整个第三产业占名义 GDP 的比重上升了 3%，但是在第三产业内部，不同类别行业的变化情况差异很大。比重上升最快的生产服务部门，同时公共服务部门比重也有所上升；而流通部门和生活服务部门所占比重均出现了下降。我们知道，生产服务部门和公共服务部门都是跟企业的运行成本息息相关的，所以这两者占比的上升也一定程度上与我们所观察到的实体经济运行成本上升的现象相吻合。

接下来，我们还想进一步看看，在细分行业中，是哪些细分行业为上述经济结构的变化做出了最大的贡献。在表 3 中我们列举了各细分行业从 2004-2009 年占名义 GDP 比重的变化趋势。

表 3 各部门名义国内生产总值占比变化趋势（2004-2009）

行业	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2004-2009 年变动
总计	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	
第一产业	13.39%	12.24%	11.11%	10.77%	10.73%	10.33%	
第二产业	46.23%	47.68%	47.95%	47.34%	47.45%	46.24%	
工业	40.79%	42.15%	42.21%	41.58%	41.48%	39.67%	
采矿业	4.77%	5.63%	5.59%	5.06%	6.25%	4.91%	
制造业	32.37%	32.81%	32.92%	32.91%	32.65%	32.30%	
电力、燃气及水的生产和供应业	3.65%	3.71%	3.71%	3.62%	2.58%	2.46%	
建筑业	5.44%	5.53%	5.74%	5.75%	5.97%	6.57%	
第三产业	40.38%	40.08%	40.94%	41.89%	41.82%	43.43%	3.04%
交通运输、仓储和邮政业	5.82%	5.91%	5.63%	5.49%	5.21%	4.91%	-0.91%
信息传输、计算机服务和软件业	2.65%	2.60%	2.63%	2.52%	2.50%	2.39%	-0.25%
批发和零售业	7.79%	7.39%	7.64%	7.88%	8.34%	8.50%	0.71%
住宿和餐饮业	2.29%	2.29%	2.22%	2.09%	2.11%	2.09%	-0.20%
金融业	3.37%	3.44%	3.74%	4.64%	4.73%	5.21%	1.84%
房地产业	4.49%	4.50%	4.79%	5.20%	4.69%	5.47%	0.98%
租赁和商务服务业	1.64%	1.59%	1.75%	1.77%	1.79%	1.82%	0.17%
科学研究、技术服务和地质勘查业	1.10%	1.12%	1.24%	1.29%	1.27%	1.39%	0.28%
水利、环境和公共设施管理业	0.48%	0.46%	0.44%	0.42%	0.40%	0.43%	-0.05%
居民服务和其他服务业	1.55%	1.71%	1.64%	1.50%	1.47%	1.55%	-0.01%
教育	3.06%	3.09%	2.96%	2.89%	2.83%	3.07%	0.01%
卫生、社会保障和社会福利业	1.64%	1.60%	1.54%	1.51%	1.47%	1.49%	-0.15%
文化、体育和娱乐业	0.65%	0.65%	0.63%	0.61%	0.61%	0.65%	0.00%
公共管理和社会组织	3.84%	3.73%	4.09%	4.07%	4.39%	4.45%	0.61%

数据来源：2004-2005 年数据来自《中国统计年鉴 2008》，2006-2009 年数据来自《中国统计年鉴 2011》。

从表 3 可以看出，在第三产业中，对整体产业结构变化贡献最大（占比变化超过 0.5%）的一共有 5 个行业，其中比重增长最快的是金融业，其次为房地产业，批发和零售业，公共管理和社会组织业；而相比之下，交通运输、仓储和邮政业所占比重有比较大的萎缩。其他产业的比重基本保持稳定。

3.2 不同部门比重变化的原因分解

不同部门在名义 GDP 中所占比重的变化可能来自两个原因，一个是部门实际产量的增加，一个则是价格的相对上涨。下面我们就这些行业的比重上升到底是哪个原因带来的进行分解。

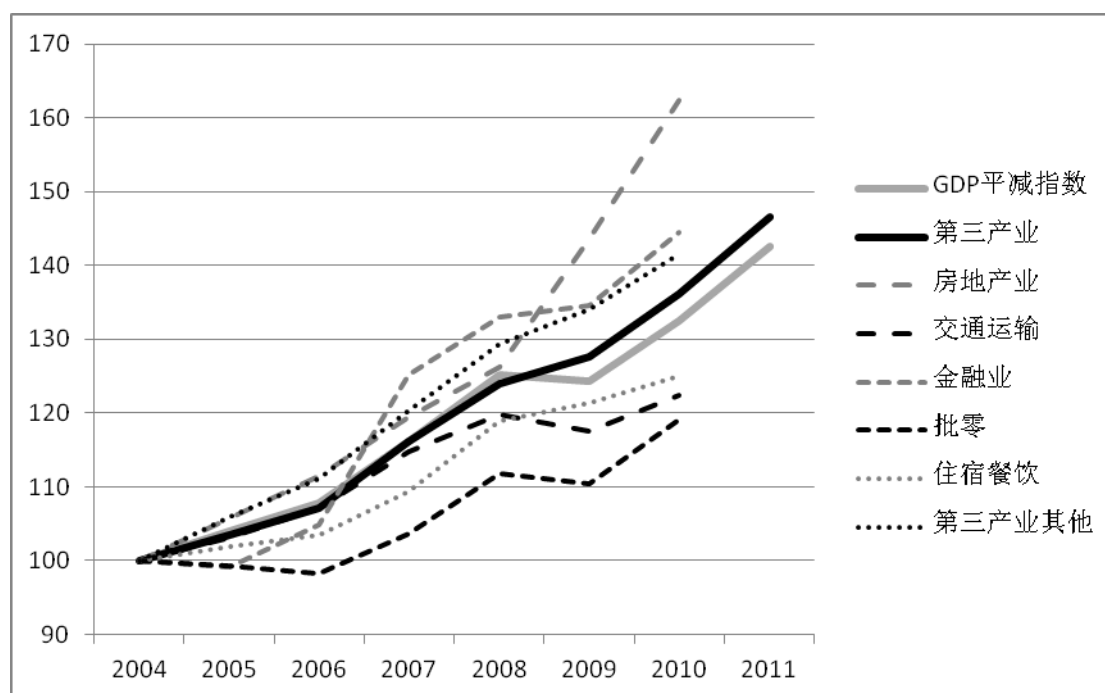
我们利用 GDP 统计中各服务业部门的名义增长率和实际增长率，得到了服务业中各部门的价格指数。通过对比 2004 年到 2010 年主要服务业部门的价格指数走势（见图 1），我们可以发现，根据价格上涨的幅度，服务行业明显可以被分成两组：

第一组是房地产业、金融业和第三产业中的其他行业，其价格涨幅超过了第三产业的整体水平；

第二组则是交通运输仓储邮电业、批发零售业和住宿餐饮业，这三个行业的价格增幅低于第三产业的整体价格增幅，也低于整个国民经济的价格增幅（用 GDP 缩减指数来代表）。

在这里需要强调的是：由于我国目前还没有建立完备的服务业生产者价格指数统计（许宪春，2004；赵同录，2006），所以服务业中各部门的价格指数是通过采纳其他价格指数（主要是消费者价格指数中的分项指数）来替代的，这可能会导致在实际调整过程中的偏误，具体情况可见国家统计局（2003）中关于不变价核算的解释。而这种情况在某些行业中可能更为严重，因此在下面我们还需要对某些特定行业进行更为详尽的分析。

图 1 不同行业的产出价格指数对比（2004=100）



数据来源：中经网数据库

通过对比表 3 和图 1 可以看出,前面所提到的三个比重上升最快的行业也分别是价格水平上升最快的三个行业(注:其中公共管理和社会组织业包含在“其他第三产业”之中)。于是,我们就必然有这样的疑问,到底这些行业在国民经济中收入比重的上升主要是来自其实际产出的提高还是仅仅来自价格的提高呢?在对中国服务业增长的一些较早研究中,就有一些学者认为中国很多服务部门的需求是缺乏价格弹性的,在这些部门中容易存在“成本病”而导致价格的上涨。(程大中,2004)那么,这种情况是否存在,如果存在有多严重呢?

利用不同行业的实际增长率和价格指数,我们可以对不同行业名义比重的上升进行物量增长和价格变动两个维度的分解。得到结果见表 4。

表 4 不同行业比重变化的原因分解

	2004 年比重	2009 年比重	变化量		
				#物量增长 (贡献率)	#价格变动 (贡献率)
金融业	3.37%	5.21%	1.84%	1.44% (79%)	0.39% (21%)
房地产业	4.49%	5.47%	0.98%	0.25% (26%)	0.73% (74%)
批发和零售业	7.79%	8.50%	0.71%	1.79% (251%)	-1.08% (-151%)
第三产业其他行业	16.62%	17.24%	0.62%	-0.63% (-101%)	1.25% (201%)
#公共管理和社会组织业	3.84%	4.45%	0.61%	-0.15% (-24%)	0.75% (124%)
住宿和餐饮业	2.29%	2.09%	-0.20%	-0.15% (74%)	-0.05% (26%)
交通运输、仓储和邮政业	5.82%	4.91%	-0.91%	-0.63% (69%)	-0.28% (31%)
第三产业合计	40.38%	43.43%	3.04%	1.95% (64%)	1.10% (36%)

注:原始数据来源为中经网统计数据库,经作者计算而成。其中“公共管理和社会组织业”没有独立的价格指数,采用的是“第三产业其他产业”的价格指数进行代替。在下文中我们将会对其他估算方法进行说明,也可以得到跟上面类似的结果。

从表 4 我们可以发现,在整个第三产业增长中,有大约 2/3 的增长来自实际产量的增长,而只有 1/3 的增长是来自相对价格的上涨,这说明服务业的发展从整体上来看是健康的,但也说明服务业的相对价格在上涨,存在一定的“成本病”问题。

分行业来看,对住宿餐饮、交通运输仓储邮政这两个比重下降的行业来说,主要的下降原因来自其相对整体经济的产量下降。而对于比重上升的行业来说,不同行业之间存在较大的差异:金融业、批发零售业比重的上升主要来自其实际产量的上升,而房地产业、第三产业其他行业(包括公共管理和社会组织业)则主要来自价格的上涨,其中后者的实际相对产出是萎缩的,其比重的上升完全来自价格上涨。

通过上面的结果,我们可以初步判断,从 2004 年到 2009 年,服务业比重的上涨主要来自于生产服务业,而其中的金融业和房地产业是导致上涨的最重要原因。导致金融业收入增加的主要原因是实际产量的增加(当然,由于金融业在核

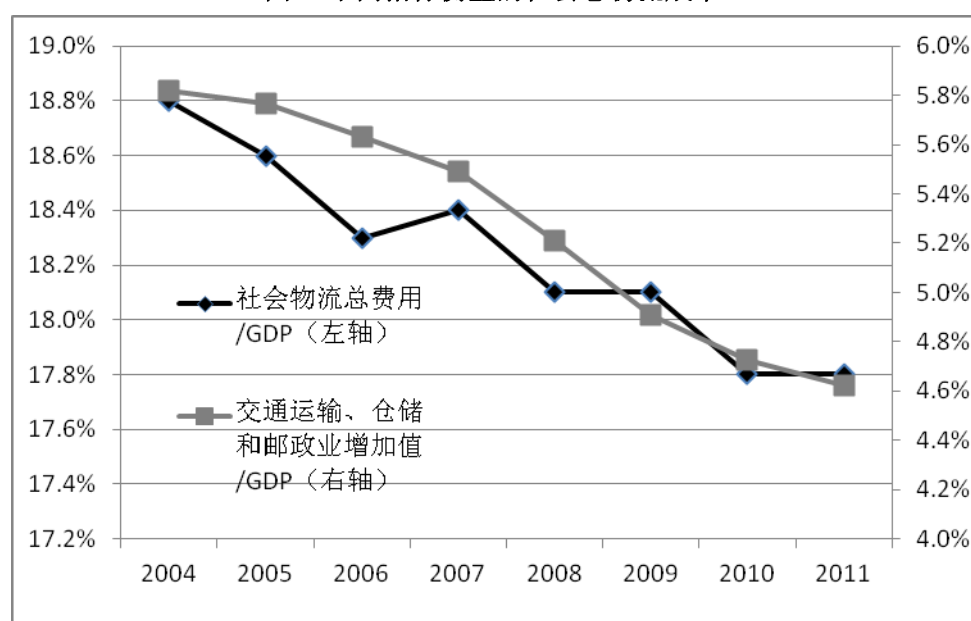
算中的特殊处理，这个结论可能还存在争议，我们将在第四部分利用资金流量表对这个结论进行再次的论证），而导致房地产业收入增加的主要原因是价格上涨。另外一个值得注意的是公共管理和社会组织业（主要由政府部门组成），其收入比例的增加完全是由于价格上涨带来的（同样，因为该部门的产出核算比较特殊，我们也在下面利用其他数据进行再次的论证）。在其他行业中，跟我们预想不同，交通运输仓储邮政业收入比重的下降中，相对价格的下降也起到了一定的作用，也就是说，从整个经济来说，物流成本是相对下降的。

对于前面提到的这三个行业——交通运输业、公共管理和社会组织业、金融业——的分解结果，我们还将下面进行补充说明。

3.3 关于交通运输仓储邮政业的补充说明

首先对交通运输仓储邮政业的情况进行更进一步的分析。除了交通运输仓储邮政业在国民收入中的占比以外，另外一个可以用来分析全社会物流总成本的变量是社会物流总费用/GDP 比值。通过图 2，我们发现，不管用哪个指标，我们基本上发现这两者都在同步下降，说明全社会的物流相对成本正在下降。

图 2 不同指标衡量的社会总物流成本



注：社会物流总费用/GDP 数据来自历年国家发改委发布的《全国物流运行情况通报》。

那为什么我们企业感觉到的物流成本并没有太明显的下降呢？我们需要更为细致的结构分析。反映交通运输业的两大指标是旅游周转量和货物周转量，其中货物周转量是跟企业最为密切相关的。从表 5 可以看出，从货物周转量指标来看，从 2004 年到 2011 年其涨幅要高于实际 GDP 的涨幅，这意味着单位产出所对应的货物运输量在上升，所以企业感觉到的物流成本在上升；另外，不管是在旅客还是货物运输的方式上，成本较低的水路和铁路运输比例都有所下降，而成本

较高的公路运输所占比例则得到了迅速提升，这也是导致整体物流成本提高的一个重要因素。

为了对上述情况有一个更为直观的了解，我们选取了单一最大宗的商品——原煤——的运输来进行说明。对于原煤来说，运输费用占其最终使用成本的很大一部分。从表 6 可以看出，从 2002 年以来，采用成本最低的铁路运输的比例不断走低，直到 2010 年才有所回升，同时原煤的平均运距也在不断提高。上述这两个因素都意味着单位原煤运输成本的提高。所以，虽然整体物流成本在不断下降，但是运输方式和单位产品运距的提高，也说明对于某些产品和某些企业来说运输成本实际上还是上升了。

表 5 交通运输业主要经济指标和结构

年份	国内生产总值指数	交通运输、仓储和邮政业增加值指数	旅客周转量指数	比例		货物周转量指数	比例		
				铁路	公路		铁路	公路	水路
2004	100.0	100.0	100.0	35.0%	53.6%	100.0	27.8%	11.3%	59.7%
2005	111.3	111.2	107.1	34.7%	53.2%	115.6	25.8%	10.8%	61.9%
2006	125.4	122.3	117.7	34.5%	52.8%	127.9	24.7%	11.0%	62.5%
2007	143.2	136.7	132.4	33.4%	53.3%	146.0	23.5%	11.2%	63.4%
2008	157.0	146.7	142.2	33.5%	53.8%	158.8	22.8%	29.8%	45.6%
2009	171.4	152.9	152.3	31.7%	54.4%	175.9	20.7%	30.4%	47.1%
2010	189.3	166.4	171.0	31.4%	53.8%	204.2	19.5%	30.6%	48.2%
2011	206.8		189.7	31.1%	54.1%	229.0	18.5%	32.3%	47.3%

表 6 原煤运输方式和运输距离变化趋势（2001-2010）

	铁路运输比例 (%)	平均运距 (公里)
2001	52.1	558
2002	52.8	567
2003	48.0	574
2004	46.7	576
2005	45.6	595
2006	44.3	601
2007	45.3	607
2008	47.9	622
2009	44.6	639
2010	48.2	642

注：铁路运输比例=国家铁路煤运输量/原煤产量；平均运距=国家铁路运输煤周转量/国家铁路煤运输量。

3.4 关于公共管理和社会组织业的补充说明

在前面的计算中,因为缺乏公共管理和社会组织业的价格指数,我们使用“第三产业其他”的价格指数来代替之。考虑到这样的替代可能会出现偏差,我们根据该部门的核算方法采用其他指标来进行稳健性检验。

按照我国现行的 GDP 核算方法,其他服务业中的非营利性单位,如公共管理和社会组织等,其总产出一般按业务活动支出进行计算,即等于经常性业务支出加虚拟折旧,不计算营业盈余。(国家统计局,2003)

这意味着,主要使用成本法来进行核算。在成本中,工资是一个非常重要的组成部分,因此我们利用该行业从业人员的平均工资指数来代替其产出价格指数。(见表7)我们可以发现,该行业的平均工资指数要从2004年到2009年的涨幅(从100上涨到203.2)要大于前面2.2节中所采用的缩减指数“第三产业其他行业价格指数”,所以这意味着我们在2.2节中得到的结论反而可能低估了该行业的价格涨幅,而高估了该行业的实际产出增加速度。

无论如何,这个结果再次说明,在国民收入核算中,政府部门收入比重的增加主要来自其服务价格的提高。

表7 公共管理和社会组织业从业人员工资指数(2004-2010)

年份	就业人员数(万人)	工资总额(亿元)	平均工资(万元/人)	平均工资指数(2004=100)
2004	1199.0	2072.7	1.729	100
2005	1240.8	2489.6	2.006	116.1
2006	1265.6	2839.7	2.244	129.8
2007	1291.2	3553.8	2.752	159.2
2008	1335.0	4276.0	3.203	185.3
2009	1394.3	4896.8	3.512	203.2
2010	1428.5	5428.8	3.800	219.8

注:数据来源《中国统计年鉴2011》

3.5 小结

在这一节里,我们利用GDP核算结果,分析了服务业收入比重提高的原因。

从2004年到2009年,服务业收入比重的上涨主要来自于生产服务部门(主要由金融业和房地产业引起上涨)和公共服务部门(即政府部门)这两个跟企业运营关系最为密切的部门。这些部门收入比重提高的原因各有不同:导致金融业收入增加的主要原因是实际产量的增加(后面将继续检验这一结论),导致房地产业收入增加的主要原因是价格上涨,而政府部门收入比重的增加则更是完全来自其服务价格的提高。

对于交通运输业的进一步研究发现,虽然整体物流成本在不断下降,但是运

输方式和单位产品运距的提高,也说明对于某些产品和某些企业来说运输成本实际上还是上升了。

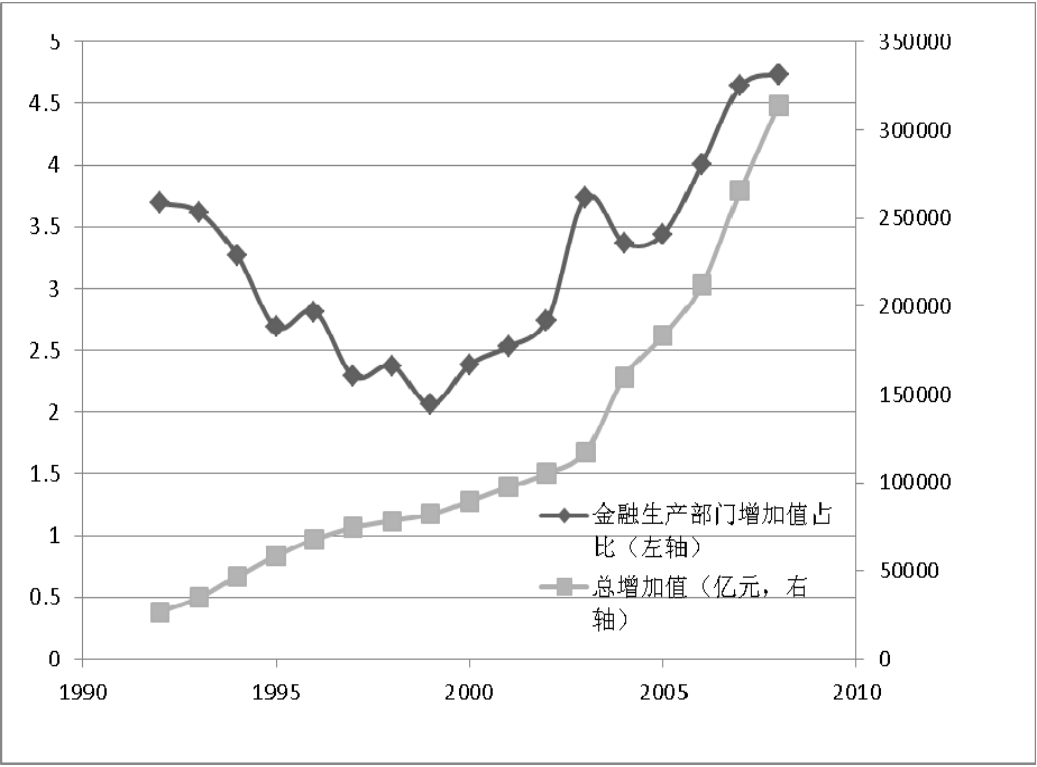
四、通过资金流量表对金融业的分析

在不变价“金融业增加值”的计算上,存在比较多的争议。因为金融服务本身固有的与有形产品不同的特性,难以找到合适的物理单位(physical unit)来度量金融服务的数量,因此也难以定义金融服务的价格,从而也难以计算不变价“金融业增加值”。目前我国使用居民消费价格指数与固定资产投资价格指数的加权平均指数来作为金融业增加值的缩减指数。(李文森,李红玲(2008))显然,这样的方法在测度上肯定存在很多问题,这也可能导致我们前面依据这个方法对金融业增加值比重上升所作的分解存在问题。

尽管从增加值核算的角度对金融行业所作的分析存在一定的问题,但是金融行业作为一个特殊行业,其在整个经济中的地位可以通过国民经济核算中的另外一个表格——资金流量表来展开分析。下面,我们就通过资金流量表来对金融业在新世纪以来在国民经济中所占的地位进行分析。

1. 金融业的产出贡献呈现先降后升的变化趋势。

图 3 金融生产部门增加值比重变动趋势(1992-2008)



全社会的经济活动单位可以分成四个部门，即企业生产部门、政府生产部门、家庭生产部门和金融生产部门，分别对应于资金流量表中的非金融企业部门、政府部门、住户部门和金融机构部门，其中前三部门可以统称为非金融生产部门。图 3 反映了 1992 至 2008 年全社会总增加值的增长趋势和金融生产部门贡献份额的变动趋势。与前文的发现一致，2000 年以后，金融业的产出贡献总体上呈现稳定增长态势。金融服务业在国民收入初次分配中扮演越来越重要的角色。

2. 非金融生产部门劳动报酬份额基本稳定。

如果金融服务业的发展带来的是经济运行成本的高企不下，那么有没有改变实体经济部门国民收入初次分配的格局呢？特别而言，劳动报酬份额是否因此降低，从而恶化了收入分配的不公平现状？我们对各生产部门税后增加值中劳动报酬份额和资本报酬份额进行了计算，结果报告在表 8 和图 4 中。其中，税后增加值是各部门增加值扣除生产税净额后的部分，劳动报酬对应资金流量表中的劳动者报酬“运用”项，资本报酬包括税后增加值扣除劳动报酬后的财产收入和经营性留存部分。2004 年前后，政府生产部门和家庭生产部门的要素报酬份额的大幅变化是因为统计方法的改变所导致的。结果显示，在 1992-2003 以及 2004-2008 期间，企业生产部门和家庭生产部门的劳动报酬份额基本保持稳定，政府生产部门的劳动报酬份额分别在两个时间段中略有上升。另外，政府生产部门和家庭生产部门的劳动报酬份额显著高于企业生产部门。

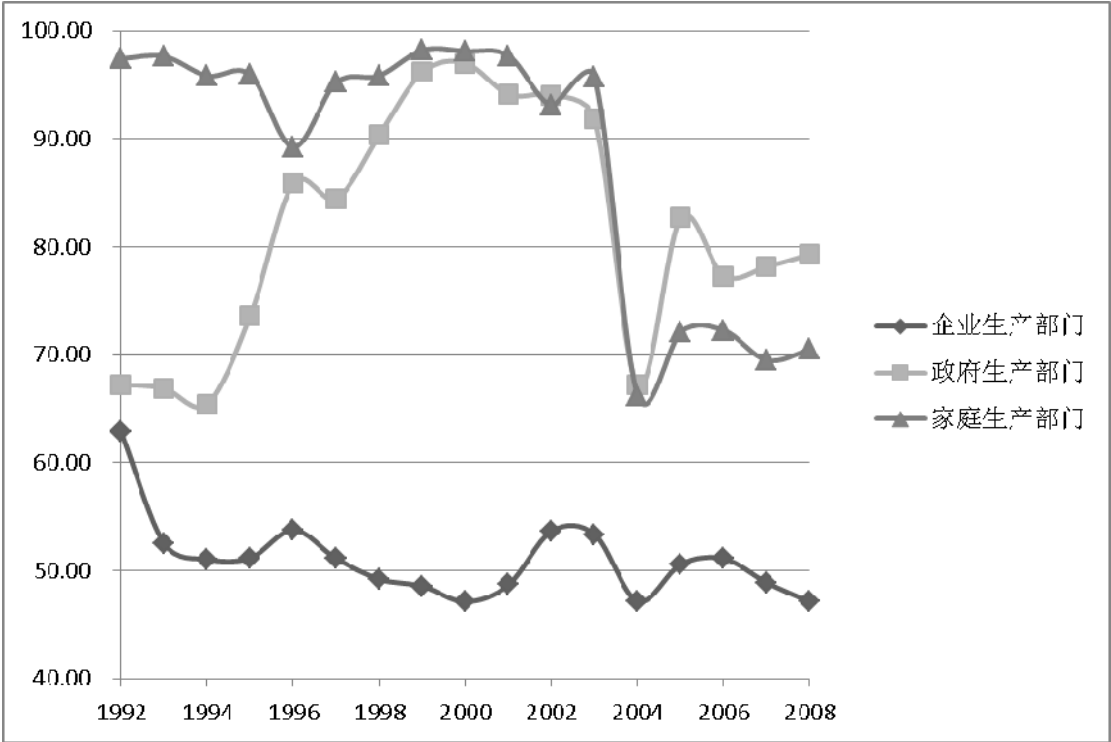
表 8 各部门初次分配格局（%）

年份	企业生产部门		政府生产部门		家庭生产部门		非金融生产部门		金融生产部门		总体	
	劳动 报酬 份额	资 本 报 酬 份额	劳 动 报 酬 份额	资 本 报 酬 份额	劳 动 报 酬 份额	资 本 报 酬 份额	劳动报 酬份额	资本报 酬份额	劳动报 酬份额	资 本 报 酬 份额	劳动报 酬份额	资 本 报 酬 份额
1992	62.88	37.12	67.27	32.73	97.43	2.57	74.67	25.33	27.87	72.13	73.06	26.94
1993	52.56	47.44	66.90	33.10	97.66	2.34	67.60	32.40	28.96	71.04	66.21	33.79
1994	51.05	48.95	65.45	34.55	95.85	4.15	66.78	33.22	38.45	61.55	65.98	34.02
1995	51.17	48.83	73.59	26.41	95.95	4.05	67.09	32.91	41.86	58.14	66.39	33.61
1996	53.79	46.21	85.89	14.11	89.23	10.77	68.61	31.39	44.20	55.80	67.97	32.03
1997	51.13	48.87	84.46	15.54	95.24	4.76	69.28	30.72	63.11	36.89	69.16	30.84
1998	49.21	50.79	90.38	9.62	95.88	4.12	70.17	29.83	66.38	33.62	70.11	29.89
1999	48.57	51.43	96.20	3.80	98.24	1.76	71.91	28.09	64.18	35.82	71.78	28.22
2000	47.12	52.88	97.03	2.97	98.14	1.86	71.34	28.66	66.22	33.78	71.26	28.74
2001	48.70	51.30	94.12	5.88	97.71	2.29	71.57	28.43	52.63	47.37	71.17	28.83
2002	53.67	46.33	94.07	5.93	93.11	6.89	72.34	27.66	44.34	55.66	71.59	28.41
2003	53.35	46.65	91.85	8.15	95.70	4.30	72.83	27.17	37.99	62.01	71.46	28.54
2004	47.17	52.83	67.20	32.80	66.20	33.80	55.74	44.26	42.42	57.58	55.29	44.71
2005	50.59	49.41	82.72	17.28	72.13	27.87	60.96	39.04	45.07	54.93	60.39	39.61
2006	51.11	48.89	77.31	22.69	72.27	27.73	60.79	39.21	35.09	64.91	59.69	40.31

2007	48.89	51.11	78.16	21.84	69.50	30.50	58.84	41.16	29.19	70.81	57.40	42.60
2008	47.10	52.90	79.32	20.68	70.50	29.50	58.14	41.86	33.85	66.15	56.97	43.03

资料来源：作者根据《中国统计年鉴》“资金流量表（实物）”原始数据计算。

图 4 三大非金融生产部门劳动报酬份额变动趋势（1992-2008）



五、结论和政策建议

本文的研究初步显示，服务业的高速增长尽管在一定程度上是经济运行成本上升的结果，但主要还是其实际产出增加所导致的。如果再进一步考虑到服务业的发展不仅意味着服务数量的增加，而且意味着统计数据中所无法体现的服务质量的提高，中国近年来服务业的整体发展态势是健康的。

表 9 中国服务业发展现状的国际比较

	中国	世界	低收入	中低收入	中等收入	中高收入	高收入
人均国民收入（购买力平价调整，2010 年）	7600	11033	1296	3581	6718	9904	37332
服务业增加值比重（%，2010 年）	43	71	50	51	55	56	74
工业增加值比重（%，2010 年）	47	26	25	32	36	37	24
工业对服务业的支撑力	0.91	2.73	2.00	1.59	1.53	1.51	3.08

但是从国际横向比较来看，中国服务业水平与整体经济发展仍然显得极不协

调，严重滞后。以购买力平价计算，中国已经步入了世界中等收入国家行列，但是中国服务业增加值占比却显著低于世界平均水平，甚至低于低收入国家的平均水平。以工业增加值与服务业增加值之比衡量的工业对服务业的支撑力指数，中国也远低于世界平均水平和各收入层次国家的平均水平。从前文中看到，我国交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业、住宿和餐饮业等传统服务业的比重较高，金融业、房地产业、科学研究、技术服务等现代服务业的比重过低。

因此有必要进一步完善市场环境，打破服务业的部门垄断和地域垄断，发挥竞争机制的有效作用，降低经济运行成本；深化服务业的内部改革，提高分工专业化水平，在价格竞争之外满足对服务业质量和效率的市场需求。同时，通过城市化发展与区域功能定位与协调，以及通过国际交流与合作方式引进资本、技术与知识密集型的高端服务业，也是加快我国服务业发展的有效方式。

参考文献:

- 程大中, 2004. 中国服务业增长的特点、原因及影响. 中国社会科学. 2004 年第 2 期.
- 赵同录, 2006. 加快服务业统计改革, 完善 GDP 核算. 统计研究. 2006 年第 9 期.
- 许宪春, 2004. 中国服务业核算及其存在的问题研究. 经济研究. 2004 年第 3 期.
- 许宪春, 2011. 经济结构演变与中国服务业的发展. 统计研究. 2011 年第 5 期.
- 李善同, 华而诚, 2002. 21 世纪的中国服务业. 北京: 经济科学出版社, 2002 年.
- 刘培林, 宋湛, 2007. 服务业与制造业企业法人绩效比较. 经济研究. 2007 年第 1 期.
- 施发启, 2010. 也评王小鲁博士的《灰色收入与国民收入分配》. 中国统计信息网, http://www.stats.gov.cn/tjfx/grgd/t20100825_402667408.htm
- 王小鲁, 2010. 灰色收入与国民收入分配. 《比较》总第 48 辑. 北京: 中信出版社, 2010 年 5 月.
- 李成瑞主编, 1986. 统计工作手册. 北京: 中国财政经济出版社, 1986 年. 该分类还见于国家统计局网站 http://www.stats.gov.cn/tjzd/tjzbjs/t20020327_14293.htm
- 李文森, 李红玲, 2008. “金融业增加值”核算的相关问题. 统计研究. 2008 年第 2 期.
- 国家统计局, 2003. 中国国民经济核算体系 (2002). 北京: 中国统计出版社, 2003 年 3 月.