

资本价格扭曲、融资约束与中国工业生产率的增长

摘要： 本文考察了资本要素价格扭曲和融资约束对我国工业企业生产率变化的影响。结果表明，尽管市场退出机制仍然呈现出优胜劣汰的基本特征，但要素市场扭曲以及融资约束在一定程度上弱化了低生产率企业的退出效应。对在位企业生产率的分析表明，高生产率企业面临着更强的融资约束，而这可能是导致市场退出效应弱化的直接原因。此外，要素市场扭曲以及融资约束也抑制了在位企业生产率的增长。

一、引言

除企业自身的研发努力外，基于市场竞争基础上的企业演化和资源再配置。这种资源再配置效应一方面表现为竞争所导致的在位企业间市场份额的重新分配，另一方面也来自于行业内的进入与退出效应。在这种资源再配置机制的研究中，企业生产效率上的异质性通常被认为是决定资源再配置基本特征的关键变量：生产效率低下的企业将在市场的动态变化中被淘汰，而市场份额的重新分配和新企业的进入效应将使资源集中于高效率企业的生产中，并由此推动经济整体效率的逐步改善（Jovanovic, 1982; Ericson 和 Pakes, 1995; Melitz; 2003; Asplund 和 Nocke, 2006）。

我国生产率的测算与分解也引起了许多学者的关注。除以宏观数据为基础的生产率测算之外（郭庆旺和贾俊雪，2005; Zheng 等，2008; 鲁晓东和连玉君，2012），一些学者也开始关注要素再配置对 TFP 变化的影响。例如，姚洋（1998）考察了非国有经济成分兴起对我国工业企业技术效率的影响，并认为非国有成分的增加可以通过市场竞争和技术扩散提高全体企业的效率。肖耿和涂正革（2005）检查了企业要素投入配置效率对 TFP 增长的影响。谢千里等（2008）则探讨了不同所有制类型企业在生产率表现上的差异，并研究了不同地区生产率水平的收敛趋势。李玉红等（2008）以及聂辉华和贾瑞雪（2011）分解了我国工业企业生产率，并在此基础上考察了在位企业间的要素再配置以及市场进入和退出机制对生产率变化的影响。

市场资源再配置效应对生产率的促进作用在很大程度上受到要素市场有效性的影响。如果要素市场存在较为明显的扭曲，则生产率的提高可能受到抑制。对于在位企业而言，要素价格的负向扭曲将显著影响企业要素使用的情况，并更多地依赖廉价要素的使用来获取利润，而不是投资于风险较高的技术研发。此外，如果要素市场的扭曲主要源自政府的行政性干预，则政企关联将成为资源配置的关键性影响因素，而这会诱导企业将更多资源用于政治寻租，而不是自身能力

的建设。在资源配置扭曲的背景下,信贷约束还有可能改变市场退出机制的效果。如果信贷约束更多地集中于高效率企业,那么这种信贷配给的异质性分布将提高高效率企业由于资金短缺而退出市场的风险,从而抑制市场淘汰机制对生产率的正面推进作用。基于这些可能存在的负面影响,本文将在考察我国工业企业生产率变化趋势的基础上,进一步讨论资本要素价格扭曲和信贷约束对工业企业效率增长的具体影响。

二、生产率的测算

测算全要素生产率的最简便方法是在对生产函数参数进行 OLS 估计的基础上计算索洛剩余。然而,应用企业微观数据进行估计时,受企业进入和退出的影响,传统的估计方法会受到样本选择问题的干扰。由于生产函数的估计只能基于可观测的在位企业样本,而作为进入误差项的生产率往往对企业的进入与退出存在潜在影响,因而对生产函数的 OLS 估计往往存在样本选择所导致的内生性偏误。另一个潜在的干扰是要素投入决策的联立性问题,即企业往往会提前预期到生产率的某些变化趋势,而这会进一步影响企业的要素投入。为克服这些内生性问题所导致的不利影响,Olley 和 Pakes (1996) 提出以投资作为缓解联立性问题的工具变量,并通过附加企业退出的概率方程来解决样本选择的内生性问题。本文将在这一 OP 方法的基础上估计企业的 TFP。

与参数法估计的常用设定一样,本文假设企业的生产函数具有 C-D 型特征:

$$Y = e^{f(X,\varepsilon)} K^\alpha L^\beta M^\gamma \quad (1)$$

其中, Y 、 K 、 L 和 M 分别为企业产出、资本、中间品和劳动投入; X 为控制变量,包括了企业的所有制特征以及行业、省份和时间虚拟变量。

假设 $f(X,\varepsilon)$ 具有线性形式,则在 (1) 式取对数的基础上,可以得到如下计量方程:

$$\ln Y_{it} = a_0 + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln M_{it} + aX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本文在 OP 方法的基础上,使用 1998-2007 年中国工业企业的微观数据对 (2) 式进行了估计。在具体操作时,企业要素投入分别以职工人数、固定资产和工业中间投入来衡量,产出变量则使用了企业的工业总产值。由于在 OP 估计中,还需要使用固定资产投资作为工具变量,本文采用永续盘存法,并将折旧率设定为 15% 估算了企业的固定资产投资。为剔除价格因素的影响,本文以 2000 年为基期,分别使用工业品出厂价格指数和固定资产投资价格指数对工业总产值、工业中间投入和固定资产进行了调整。在控制变量的设置中,需要说明的是企业所有制特征的度量。在所有制类型的界定上,大致有两种思路。第一种思路是根据企业的

注册类型类进行鉴别。这种方法的一个缺陷在于，企业实际的资本构成在经营过程中往往会有所变动。例如，某些国企的注册类型是国有企业，但很可能在国企改革过程中成为私营企业。使用注册类型设定企业所有制变量无法体现出企业实际类型的变化。另一种思路则是根据企业实收资本的实际构成来设定企业类型变量。例如，余明桂、潘红波（2010）根据实收资本中国家资产比重是否超过 50% 来判定一个企业是否属于国有企业类型；白重恩等（2006）则直接使用企业实收资本中国家资本所占比重来反映企业的所有制性质；Cull、Xu 和 Zhu（2009）则根据实收资本中所占比例最高的投资主体类型来设置虚拟变量。本文采用了 Cull、Xu 和 Zhu（2009）的处理方法。但是，一些企业个体存在多个投资主体类型实收资本占比相等的情况。对于这些观测值，本文进一步结合企业注册类型来设定虚拟变量。

在样本的构建中，本文对数据进行了如下处理：（1）剔除了变量数据缺失的样本；（2）剔除工业总产值和工业销售额为负或 0 的样本；（3）剔除工业中间投入为负或 0 的样本；（4）剔除了职工人数小于 8 人的企业样本；（5）剔除了企业实收资本为 0 或负，以及与构成数据不相匹配的样本；（6）剔除了台湾和香港两个地区的企业样本；（7）在对变量进行价格处理时，如果省际价格指数缺失，则以全国的价格指数代替。经过上述处理，共得到样本 1917432 个。

表 1 生产函数的估计结果

	OP	OLS	固定效应	LP
固定资产	0.060*** (39.12)	0.033*** (83.71)	0.038*** (43.15)	0.018*** (24.88)
劳动	0.064*** (89.72)	0.076*** (114.54)	0.125*** (77.59)	0.058*** (136.81)
中间投入	0.871*** (592.83)	0.865*** (791.49)	0.717*** (254.53)	0.922*** (649.49)
国有	-0.110*** (-41.67)	-0.107*** (-68.36)	-0.002 (-0.67)	-0.129*** (-68.52)
集体	-0.005*** (-3.41)	-0.004*** (-3.35)	-0.001 (-0.37)	4.038E-04 (0.32)
私营	-0.008*** (-6.11)	-0.006*** (-6.09)	0.009*** (3.50)	-0.001 (-0.74)
法人	-0.003** (-2.09)	0.003*** (3.25)	0.004* (1.69)	0.001 (0.98)
外资	0.034*** (18.35)	0.036*** (28.55)	0.004* (1.76)	0.026*** (17.48)

* 出于篇幅的考虑，这里没有列出其他控制变量的估计结果。

表 1 列举了四种不同方法所得到的估计结果。从中可以看出，较 OP 方法而

言，其余三种方法对资本要素的产出弹性均存在不同程度的低估。造成这种现象的原因可能在于，OLS 和固定效应估计存在资本与误差项相关以及样本选择的内生性问题，LP 方法虽然考虑到了前一个内生性问题，但并未对样本选择偏误进行修正。由于通常假设企业资本要素的使用与生产率成正相关关系，因而内生性问题的存在会导致资本要素系数估计值的低估。

根据 OP 方法的估计结果，在估计（2）式系数的基础上，可以通过求解 $\exp(\ln Y - \hat{\alpha} \ln K - \hat{\beta} \ln L - \hat{\gamma} \ln M)$ 来测算企业的 TFP。表 2 展示了工业企业全要素生产率的平均值。

表 2 企业 TFP 的加权平均值

	工业	在位企业	新进入	下年退出	国有	集体	私营	法人	外商投资	港澳台
1998	1.935	1.928	—	1.963	1.818	2.026	1.997	2.087	2.085	1.915
1999	2.002	2.003	2.049	1.993	1.911	2.040	2.017	2.045	2.059	2.024
2000	2.017	2.017	2.030	2.018	1.929	2.048	2.025	2.055	2.066	2.031
2001	2.039	2.037	2.047	2.045	1.950	2.058	2.044	2.070	2.098	2.054
2002	2.072	2.074	2.019	2.067	1.994	2.084	2.066	2.098	2.137	2.107
2003	2.105	2.105	2.060	2.108	2.038	2.122	2.098	2.126	2.166	2.093
2004	2.001	1.987	—	2.150	1.923	2.035	1.973	2.036	2.035	2.064
2005	2.186	2.187	2.112	2.197	2.134	2.246	2.165	2.213	2.243	2.159
2006	2.224	2.227	2.124	2.228	2.208	2.273	2.204	2.246	2.294	2.176
2007	2.277	2.270	2.187	2.307	2.269	2.341	2.261	2.299	2.298	2.247

表 2 除展示了不同所有制企业的平均生产率，还将企业划分为在位、新进入以及下年退出三个类型进行比较。在中国工业企业数据库中，法人代码是企业被赋予的唯一不变代码，而这成为我们识别企业状态的关键变量。理论上说，如果数据库中统计了全部企业样本，那么通过法人代码的变化可以准确判断企业的进入与退出情况。然而，实际的情况较为复杂。这主要是因为数据的统计主要针对的是全部国有企业和规模以上非国有企业。因此，在两种情况下法人代码的变更与实际的进入与退出不符。第一种情况是国有企业改制。对于规模以下国有企业而言，改制前这些企业在统计范围之内，但改制为非国有企业后，则可能由于规模的下降而在数据库中消失，但企业本身并未退出。第二种情况是非国有企业的规模变化。这些企业由规模以下变为规模以上在数据上会形成虚假的“进入”，而由规模以上变为规模以下会形成虚假的“退出”。考虑到这些可能出现的干扰因素，在判定企业是否为新进入企业时，本文采用了以下两个步骤：（1）企业法人代码是否在前一年均未出现过；（2）对于代码在前一年未出现的企业，进一步检查其开业年是否与当年年份相吻合。在使用这两个标准进行判定时，我们发现 60 万个观测样本符合第一个标准的要求，但在进行开业年对报告期的对比时，

仅有 81991 个样本符合第二个标准的要求。造成这种现象的主要原因可能在于许多规模以下企业之前并未纳入数据库的统计口径之内,但随着企业规模的扩张而在之后的某年进入统计范围之内;另一种可能是企业改制或重组以后更换了企业名称和代码。而在企业退出状态的识别上,本文则采取以下两个标准:(1)企业代码在前一年存在,但在当年消失;(2)为了尽可能排除虚假的退出,进一步检查之后所有样本期内企业代码是否重新出现,如果出现,则不认为事前的代码消失代表企业的退出。另外,在改制和企业的兼并重组上,借鉴李玉红等(2008)的处理方法,只要改制时未成立新企业,那么企业的代码就不变,故可以将这些企业视为存活企业;如果改制或企业间的兼并重组形成了新的企业,则原企业代码会消失,而新企业会被赋予新的法人代码,在确认开业年与报告期一致以后,这些企业将被视为进入企业,而原企业视为退出。

从表 2 可以看出,我国工业企业的全要素生产率呈现出逐渐上升的趋势。在 1998-2007 年间,TFP 的年均增长速度为 1.82%。在不同所有制企业之间进行比较可以发现:(1)国有企业的平均生产率整体上略低于私营企业和法人企业,但并未存在非常显著差异;(2)外资企业较国有企业和私营企业而言则拥有生产率上的显著优势;(3)与在位企业相比,新进入企业在生产效率上并没有显著高于在位企业,在 2006 和 2007 年新进入企业的 TFP 均值甚至低于在位企业;(4)从退出企业的情况来看,这些企业的 TFP 均值也并未显著低于在位企业。最后两点暗示在,在市场资源在配置的过程中,可能存在着阻碍和扭曲进入与退出机制的潜在因素。聂辉华和贾瑞雪(2011)对我国工业企业生产率增长的分解在一定程度上印证了这一猜测。在同样适用销售额进行加权平均的基础上,他们的测算表明,我国工业企业 TFP 总体上的年均增长率为 1.8%,而其中由企业进入和退出所贡献的 TFP 增长率为-0.2%,而在位企业内部的 TFP 增长率则达到 2.4%。这一分解结果也表明进入与退出机制并未在我国工业企业 TFP 增长中起到根本性的推动作用。值得注意的是,他们的测算同时表明,市场份额在在位企业之间的重新配置对 TFP 增长率的影响为-1.360,这意味着竞争下的市场份额变化以及企业间的兼并重组也并未实现资源的优化配置。

三、资本要素价格扭曲与融资约束

测算要素价格扭曲的常用方法大致可以分为三类。第一类是基于生产函数的测算,即在估计生产函数的基础上进一步计算要素的边际产出,并将其与要素价格相比较来体现要素价格偏离要素边际贡献的程度(如 Hsieh 和 Klenow, 2009)。第二种方法是依据生产可能性前沿进行的测算。通常可以预期的是,受要素价格扭曲的影响,企业要素的使用将无法达到最优状态,从而导致资源配置的扭曲,

而实际生产对前沿面的偏离就成为反映要素价格扭曲程度的指标（如 Wang, 2003）。第三种方法则是测算要素的影子价格，而实际价格对影子价格的偏离就反映了要素价格的扭曲程度（如 Atkinson 和 Halvorsen, 1980）。

本文将在之前生产函数估计的基础上进行资本要素价格扭曲的测算。借鉴 Hsieh 和 Klenow（2009）的处理方法，如果企业 i 所面临的资本价格为 r_i ，则企业利润最大化下将有：

$$MPK_i = \lambda_i r_i \quad (3)$$

其中，参数 λ_i 反映了资本价格的扭曲程度。如果 $\lambda_i > 1$ ，则存在着资本价格的低估；如果 $\lambda_i < 1$ ，则资本要素价格被高估；如果 $\lambda_i = 1$ ，则不存在资本要素的价格扭曲。

然而，依据（3）式所测算的资本价格扭曲程度并不能完整地体现企业所面临的融资约束。理论上，企业的融资约束是指企业在外部融资时面临比使用内部资金更高的成本。在不完美的信贷市场中，企业的外部融资成本表现在两个方面。首先，企业的违约风险使得资本要素的供给方倾向于提高实际的利率水平。其次，受逆向选择因素的影响，资金供给方除利率的价格调整外，还会实施信贷配给，从而形成企业资本要素投入的硬性上限约束（Stiglitz 和 Weiss, 1981）。因此，如果完美市场中的资本价格为 \bar{r} ，而 $r_i = \mu_i \bar{r}$ ，则企业面临的信贷约束将表现为 $\lambda_i \mu_i$ 。为理解这一信贷约束和资本要素价格扭曲之间的差异，可以对比现实中不同所有制类型企业的融资环境。我国信贷市场中长期存在着所有制歧视的特征，即国有企业更容易以较低的融资成本获得更多的银行信贷。对于这类企业而言，资本要素价格的扭曲在很大程度上源于资本价格的低估（低于市场平均水平）。而对于民营企业而言，其信贷规模和期限往往都无法同国有企业相比，并且通常需要承受更高的贷款利率。对于这些企业而言，资本要素价格的扭曲主要来自于信贷配给所导致的数量约束。从数据测算结果来看，即使这两类企业面临的资本价格扭曲程度相同，但他们所面临的融资约束程度可能存在显著差异。

表 3 我国工业企业的平均资本边际产出

	工业	国有	集体	私营	法人	外资	港澳台
1998	0.409	0.158	0.485	0.618	0.594	0.309	0.254
1999	0.535	0.193	0.657	0.678	0.552	0.449	0.537
2000	0.579	0.198	0.682	0.679	0.582	0.482	0.598
2001	0.657	0.225	0.733	0.752	0.614	0.541	0.618
2002	0.682	0.232	0.742	0.768	0.642	0.546	0.671
2003	0.764	0.270	0.836	0.814	0.708	0.656	0.726
2004	0.546	0.226	0.680	0.650	0.565	0.529	0.582
2005	0.923	0.375	1.065	0.965	0.891	0.796	0.866

2006	0.984	0.447	1.135	1.012	0.928	0.849	0.920
2007	1.105	0.526	1.306	1.146	1.053	0.931	1.010

在之前生产函数的估计基础上，我们可以直接计算出每个企业的资本边际产出。从表 3 的计算结果可以看出，所有类型企业的资本边际产出均呈现出稳定的上升趋势。在不同所有制类型的企业之间进行对比可以发现，国有企业的资本边际产出最低，而集体和私营企业资本的边际产出最高。造成这种现象的原因可能有两个。首先，国有企业和外资企业通常拥有较高的资本密集程度。从资本劳动比来看，国有企业和外资企业分别为 17.842 和 20.037，而集体和私营企业则分别为 5.918 和 6.518。这种技术上的资本偏向型倾向使得这些企业的资本边际产出低于其他企业。其次，较国有企业和外企而言，民营企业往往面临着更强的信贷约束。受边际报酬递减规律的影响，这种资本要素使用上的限制也使得集体企业和私营企业的资本边际产出高于其他类型的企业。

为测算企业资本要素价格的扭曲程度，还需要对资本要素的实际价格进行测算。但是，在中国工业企业数据库中，并没有提供企业信贷方面的详细数据。为解决这一问题，一般的处理方法是选取企业的利息支出与负债总额的比值来近似地进行衡量（盛仕斌和徐海，1999；史晋川和赵自芳，2007；施炳展和冼国明，2012）。在具体的测算中，借鉴施炳展和冼国明，（2012）的方法，如果企业利率值高于 0.05，则将其作为企业资本的实际价格；反之，则以各类所有制企业各年贷款的平均利率代替该企业利率。表 4 列举了各年工业企业资本要素价格的均值。

表 4 工业企业的平均资本价格

	工业	国有	集体	私营	法人	外资	港澳台
1998	0.057	0.046	0.060	0.077	0.070	0.053	0.050
1999	0.059	0.036	0.076	0.074	0.064	0.034	0.036
2000	0.054	0.031	0.072	0.062	0.060	0.043	0.035
2001	0.050	0.029	0.066	0.058	0.054	0.031	0.029
2002	0.048	0.027	0.067	0.052	0.053	0.023	0.026
2003	0.055	0.033	0.071	0.058	0.066	0.028	0.029
2004	0.033	0.023	0.045	0.047	0.041	0.016	0.014
2005	0.051	0.026	0.052	0.055	0.064	0.026	0.020
2006	0.051	0.027	0.048	0.057	0.058	0.025	0.020
2007	0.057	0.028	0.051	0.063	0.065	0.029	0.022

从表 4 可以看出，国有企业、外资和港澳台资企业的平均资本价格要显著低于其他三类企业。计算各年利率的总体平均利率可知，国有、集体、私营、法人、

外资以及港澳台这六类企业的平均利率水平分别为：0.030、0.066、0.059、0.061、0.028 和 0.025。这说明，利率从低到高依次是港澳台资企业、外资企业、国有企业、私营企业、法人企业和集体企业。造成这种现象的原因可能在于，一方面，受政企关联的影响，我国信贷体系对国有企业融资存在偏向；另一方面，地方政府间的招商引资竞争也使得国有、外资和港澳台资企业面临较为宽松的金融政策。

结合表 3 和表 4 的数据，可以进一步根据公式（3）来计算企业资本要素价格的扭曲程度。总体来看，国有、集体、私营、法人、外资以及港澳台这六类企业的平均资本价格扭曲程度分别为：11.143、18.083、22.444、19.212、31.183 和 39.464。从这一计算结果可以看出，资本价格负向扭曲从高到低依次是：港澳台资企业、外资企业、私营企业、法人企业、集体企业和国有企业。值得注意的是，国有企业资本要素价格的扭曲程度从平均水平来看却是最低的。造成这种现象的原因在于，正如前文所指出的，资本价格扭曲的成因既可能是信贷配给下的融资约束，也可能是实际贷款利率的人为压低。受融资约束的制约，民营企业在资本要素使用上的扭曲甚至可能超过国有企业。为了对这一问题进行说明，我们可以以国有企业和私营企业为例来进行进一步的对比。在这一分析过程中，需要进一步对参数 μ 进行测算。在此过程中，我们以各年市场利率均值来体现完美市场中的一般利率水平。具体结果如表 5 所示。

表 5 国有与私营企业资本价格扭曲和融资约束情况

	国有			私营		
	λ	μ	$\lambda\mu$	λ	μ	$\lambda\mu$
1998	3.490	0.875	2.997	9.602	1.460	11.732
1999	6.348	0.688	3.660	11.442	1.410	12.878
2000	7.588	0.591	3.756	14.097	1.176	12.891
2001	9.792	0.542	4.276	17.237	1.103	14.280
2002	10.459	0.511	4.419	19.924	0.989	14.596
2003	10.540	0.625	5.132	19.261	1.105	15.470
2004	11.837	0.432	4.300	17.162	0.896	12.348
2005	18.252	0.502	7.125	24.415	1.054	18.332
2006	21.116	0.504	8.487	25.058	1.087	19.223
2007	23.798	0.535	9.992	25.823	1.201	21.769

表 5 中， λ 代表通常意义上的资本要素价格扭曲。它体现了企业资本边际产出与实际资本价格的差距。 μ 为企业个体利率与市场平均利率水平的比值。它可以用来反映企业融资所面临的利率上浮或下调幅度。 $\lambda\mu$ 作为企业外部融资约束

的度量指标，体现了企业外部融资成本超过内部资金使用成本的程度。¹ 从计算结果来看，国有企业的利率水平显著低于市场平均水平。在 2005 年之后，该利率水平大致只有市场平均利率的一般。相比而言，私营企业所承受的资本价格则显著高于市场平均水平。除此之外，从信贷约束的对比上来看，私营企业面临的融资约束程度显著高于国有企业。因此，表 5 清晰地展示国有企业与私营企业尽管在资本要素价格上均表现出低估的特征，但两种价格扭曲的成因有根本差异。对于国有企业而言，导致资本价格负向扭曲的主要原因在于政企关联和宽松的金融政策背景下利率的人为压低；而从私营企业角度来看，资本边际产出高于实际资本价格的主要原因在于信贷配给下资本要素的使用限制。

四、资本要素价格扭曲、融资约束与生产率的动态变化

（一）要素价格扭曲及融资约束对生产率的影响

从生产率变化的基本机制来看，要素价格扭曲和融资约束对于企业的进入与退出行为，企业的技术进步投入以及市场竞争格局都会产生一定的负面影响。这具体表现在：

首先，资本价格的负向扭曲使得在信贷资金获取上拥有优势的企业更倾向于依赖廉价要素的使用来获取利润，并且在投资上也将倾向于将资金更多地用于固定资产投资，而不是进行技术研发，因为地方政府间招商引资竞争所引发的土地价格扭曲和基础设施补贴意味着企业投资能够获得直接的经济利益。相比而言，受研发能力和国外已有的先进技术专利壁垒的制约，R&D 对于我国企业而言具有较高风险，而不完善的知识产权保护也降低了企业在技术研发方面的投资收益率。

其次，由于政府控制了关键性要素的定价权力，因而政治关联程度直接决定了企业的融资约束。在此背景下，企业倾向于通过寻租活动与政府官员建立政治联系，并由此以较低成本获取生产要素。余明桂等（2010）的研究表明，政治关联对于发展中国家企业的成长具有显著影响，原因就在于拥有政治关系的企业能够从掌握要素定价与配置权利的政府官员手中获取廉价的要素供给。在此背景下，企业必须考虑将资金用于政治寻租还是通过自主研发来实现企业成长（杨其静，2011）。在要素价格低估的背景下，政治寻租所能产生的直接收益必然抑制企业将资金用于风险较高的技术研发，并进而挤占企业的 R&D 投资。

第三，在资源配置扭曲的背景下，信贷约束将改变企业退出机制并抑制生产率的提高。如果低效率企业能够凭借政企关联获取信贷资金支持，而高效率企业

¹ 根据 Modigliani 和 Miller（1958）的理论，在完美的信贷市场中，企业内部融资和外部融资是等价的。因此，理想状态下，企业内部资金的使用成本应该与外部资金使用成本相等。

面临较强的信贷约束，那么竞争中的资金短缺可能反而使得高效率企业更容易退出市场，而这实际上抑制了市场竞争的优胜劣汰机制对生产率的推进作用。此外，由于企业的固定资产投资以及研发支出往往要求企业在一定时期内进行连续的资金投入（如维持研发团队），因此融资约束也制约了在位企业进行技术研发的动力。

（二）指标选取和样本数据的处理

在前文研究中，本文已经介绍了企业 TFP、资本要素价格扭曲、融资约束以及所有制特征等关键指标的获取方法。在下面的计量研究中，我们将进一步加入如下变量：

（1）要素市场的发育程度。除从企业层面对资本要素价格扭曲和融资约束程度进行测算外，还可以考虑从市场整体的发育情况来体现要素市场的扭曲程度。为此，我们选取了樊纲、王小鲁和朱恒鹏（2011）确立的市场化指数下的要素市场发育程度指标进行分析。

（2）市场结构。本文引入赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）来体现行业的市场结构，并以企业总资产的自然对数来反映企业规模，以便衡量企业个体的市场势力。在 HHI 指数的计算中，行业的划分以四分位行业代码为基础。

（3）企业年龄。该指标选取的是报告期年份-企业开业年+1 的对数值。

（4）利润率，即企业利润总额与工业销售产值之比。

（5）资产负债率，即企业全部负债与总资产之比。

（6）企业研发支出。在数据处理上，以企业工业销售额对该变量进行了标准化处理。

（7）企业规模。企业固定资产规模、职工人数、工业总产值以及总资产均可以作为企业规模的衡量变量。但在下文的分析中，生产率这一关键变量与固定资产规模、职工人数、工业总产值高度相关，因而选取这些变量可能产生较为严重的共线性问题。因此，本文最终选取企业总资产的对数值来反映企业的规模。

在样本构建中，为排除统计错误、异常值和极端值对计量结果的影响，本文对数据进一步做了如下处理：（1）剔除了关键变量（如企业利息支出）缺失的样本；（2）根据企业生产率的测算结果，剔除了前后各 0.5% 的观测值，以排除 tfp 测算中的异常值和极端值；（3）剔除了利润率大于或等于 1 的不合理观测值；（4）剔除企业研发支出、补贴收入、总资产和总负债为负值的样本。经过这些处理，共得到 999762 个样本观测值。

（三）退出与生产率：市场层面的分析

为检验要素市场扭曲、生产率与企业退出行为之间的关系，这里以企业是否在下年退出为被解释变量进行了计量分析。使用 Probit 估计所得结果如表 6 所示。

表6 要素市场扭曲、企业生产率与退出概率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TFP	-0.028*** (-17.45)	-0.043*** (-23.50)	-0.029*** (-16.95)	0.002 (0.43)	-0.032*** (-7.13)
国有	-0.023*** (-12.98)	-0.070*** (-27.17)	-0.022*** (-12.96)	-0.022*** (-12.49)	-0.068*** (-25.16)
集体	0.087*** (44.31)	0.087*** (44.13)	0.087*** (44.31)	0.087*** (44.28)	0.087*** (44.13)
私营	0.050*** (33.06)	0.050*** (33.13)	0.050*** (33.06)	0.050*** (33.04)	0.050*** (33.12)
法人	0.058*** (35.04)	0.058*** (35.14)	0.058*** (35.04)	0.058*** (35.04)	0.058*** (35.14)
外资	-0.011*** (-6.03)	-0.011*** (-5.80)	-0.011*** (-6.03)	-0.011*** (-5.94)	-0.011*** (-5.78)
补贴	-0.028*** (-28.08)	-0.028*** (-27.75)	-0.031*** (-9.14)	-0.028*** (-27.98)	-0.028*** (-7.97)
要素市场发育程度	-0.020*** (-35.76)	-0.020*** (-35.61)	-0.020*** (-35.74)	-0.016*** (-19.57)	-0.019*** (-22.68)
规模	-0.013*** (-61.79)	-0.013*** (-62.59)	-0.013*** (-61.80)	-0.013*** (-61.94)	-0.013*** (-62.61)
利润率	2.44E-5 (-0.86)	2.43E-5 (-0.81)	2.45E-5 (-0.86)	2.63E-5 (-0.92)	2.48E-5 (-0.83)
资产负债率	-5.02E-7 (-1.59)	-4.65E-7 (-1.60)	-5.02E-7 (-1.59)	-4.94E-7 (-1.59)	-4.64E-7 (-1.60)
年龄	0.012*** (28.38)	0.012*** (28.84)	0.012*** (28.39)	0.012*** (28.51)	0.012*** (28.86)
HHI	0.044*** (4.21)	0.044*** (4.22)	0.044*** (4.21)	0.044*** (4.18)	0.044*** (4.21)
国有*TFP		0.082*** (21.09)			0.079*** (19.28)
补贴*TFP			0.005 (1.02)		2.72E-04 (0.05)
要素市场发育程度*TFP				-0.007*** (-7.93)	-0.002** (-2.40)

* 估计时控制了省份、时间和行业因素，但因篇幅限制，未报告估计结果。

从以上估计结果可以发现：(1) 企业生产率与退出概率基本呈现出负相关关系，这说明企业的退出机制仍表现出优胜劣汰的基本特征；(2) 从企业所有制特征来看，首先，集体企业、私营企业和法人企业较其他几类企业有更高的退出概率，而国有企业最不易退出；其次从国有企业虚拟变量与 TFP 的交叉项来看，符号显著为正，这说明在国有企业的退出过程中，生产率所起的作用相对于其他类型企业而言呈现出弱化的特点；(3) 从要素市场发育指数与 TFP 交叉项的估计结

果来看，在要素市场发育程度较高的地区，企业生产率的变化对企业退出概率有更强的边际影响，这反过来说明要素市场的扭曲实际上在一定程度上阻碍了低生产率企业的退出。

（四）退出与生产率：企业个体层面的分析

在以上计量分析的基础上，本文进一步从企业个体层面考察融资约束对企业退出行为的影响。相关估计结果如表 7 所示。

表 7 融资约束与企业的退出行为

	(1)	(2)	(3)
Tfp	-0.027*** (-12.68)	-0.031*** (-14.08)	-0.047*** (-18.39)
国有	0.001*** (0.44)	0.001 (0.28)	-0.045*** (-12.87)
集体	0.087*** (32.33)	0.087*** (32.37)	0.087*** (32.22)
私营	0.051*** (23.95)	0.051*** (23.97)	0.051*** (23.99)
法人	0.058*** (25.29)	0.058*** (25.29)	0.058*** (25.32)
外资	-0.009*** (-3.43)	-0.009*** (-3.43)	-0.009*** (-3.30)
补贴	-0.023*** (-19.26)	-0.023*** (-19.88)	-0.027*** (-6.65)
融资约束	1.63E-04*** (12.65)	3.651E-04*** (-5.79)	4.121E-04*** (-6.52)
规模	-0.012*** (-38.78)	-0.013*** (-39.44)	-0.013*** (-39.77)
利润率	-1.543E-04 (-0.91)	-1.422E-04 (-0.84)	-1.927E (-1.11)
资产负债率	-5.55E-06 (-1.55)	-5.69E-06 (-1.57)	-5.57E-06 (-1.56)
年龄	0.011*** (22.66)	0.011*** (22.67)	0.011*** (22.99)
HHI	0.039*** (3.07)	0.039*** (3.05)	0.039*** (3.06)
国有*tfp			0.076*** (15.52)
补贴*tfp			0.006 (1.07)
融资约束*tfp		0.001*** (8.65)	0.001*** (9.70)

* 同表 6。

在估计时，本文在估计结果（1）的基础上依次加入了各交叉项。对比表 7 与表 6 的结果可以发现，之前的分析结果没有出现根本性的变化。首先，企业生产率与退出概率之间仍呈现出显著的负相关关系，这说明低效率的企业有更高的可能被市场淘汰。表 7 与表 6 估计时的最大区别在于省际层面的要素市场发育指数被替换为企业个体所面临的融资约束。直觉上来说，如果低效率企业反而能够较为容易地获得银行信贷支持，那么其退出时点可能会被认为延迟；反之，如果高效率企业面临较强的信贷约束，那么这些企业由于资金短缺的限制未必会呈现出比低效率企业更高的生存能力。表 7 的估计结果在一定程度上验证了这一推测。观察融资约束与 TFP 交叉项的边际效应估计值可以发现，该边际效应显著为正。结合生产率本身的系数符合可知，这意味着融资约束实际上弱化了生产率在决定企业退出概率中的作用。实际上，在对我国信贷资金配置的所有制歧视的研究中，许多研究表明信贷资金被更多地配置给了效率较低的国有企业，而效率较高的非国有企业则面临着更强的信贷约束（卢峰和姚洋，2004；张军和金煜，2005；Ge 和 Qiu，2007；Cull、Xu 和 Zhu，2009）。结合这些研究的基本结论可以推测，我国企业融资约束在不同生产率企业间的异质性分布是弱化生产率与企业退出关联的主要原因之一。

（五）在位企业生产率的变化

除对企业退出行为的影响外，要素价格扭曲和融资约束还可能干扰在位企业生产率的变化。为对这一推测进行检验，本文进一步考虑资本价格扭曲和融资约束对在位企业生产率即其增长率的影响。在面板数据估计中，为了减弱截面个体非观测效应可能引起的内生性问题，通常采用固定效应或随机效应模型进行估计。但是，固定效应的估计以变量的组内均值差分为基础，而这会消除不随时间变化的变量的影响。在本文研究所使用的样本中，大量的企业的所有制性质始终保持不变。在固定效应估计下，组内均值差分将消除这些企业的所有制差异，从而无法体现出所有制性质对企业行为的影响。出于对这一负面影响的考虑，这里以随机效应进行了估计。

表 8 要素价格扭曲、融资约束与在位企业生产率

	lnTFP	lnTFP	Δ lnTFP	Δ lnTFP
资本价格扭曲	4.656E-04*** (65.84)		-2.335E-04*** (-33.70)	
融资约束		0.001*** (77.90)		-4.572E-04*** (-39.48)
研发支出	0.130*** (4.89)	0.129*** (4.88)	0.073*** (2.58)	0.074*** (2.62)
国有	-0.027*** (-9.65)	-0.034*** (-12.20)	0.001 (0.19)	0.004 (1.59)

集体	0.020*** (7.82)	0.010*** (3.90)	-0.005*** (-2.14)	3.71E-04 (0.16)
法人	0.018*** (9.42)	0.008*** (4.18)	-0.008*** (-4.73)	-0.003 (-1.55)
私营	0.019*** (10.06)	0.008*** (4.57)	-0.007*** (-4.17)	-0.001 (-0.86)
外资	0.023*** (10.14)	0.020*** (8.59)	-0.002 (-1.12)	1.751E-04 (-0.08)
企业规模	-0.002*** (-6.23)	-0.001*** (-2.93)	-0.004*** (-12.51)	-0.004*** (-14.37)
资本收益率	0.004*** (13.00)	0.004*** (13.02)	0.002*** (5.44)	0.002*** (5.47)
HHI 指数	0.050*** (2.84)	0.049*** (2.79)	-0.009 (-0.54)	-0.008 (-0.52)
企业年龄	-0.012*** (-18.52)	-0.012*** (-18.91)	-0.011*** (-19.53)	-0.011*** (-19.37)

* 同表 6。

表 8 前两列估计结果分别反映了资本价格扭曲和融资约束对企业 TFP 对数值的影响，而后两列则展示了资本价格扭曲和融资约束对企业 TFP 增长率的影响。由于资本价格扭曲和融资约束高度相关，因此在估计过程中没有考虑将两个变量同时加入计量方程的情况。此外，为了缓解可能存在的内生性问题，资本价格扭曲、融资约束、企业研发支出、资本收益率这些变量均滞后一阶。

从表 8 的估计结果可以发现，面临更强资本价格扭曲或融资约束的企业具有更高的生产率。这进一步支撑了前文基于表 7 估计结果的推断，即信贷资金更倾向于配置给效率较低的企业。联系国有企业虚拟变量的系数估计值符号来看，造成这一资源配置结果的主要原因很有可能是政企关联背景下的所有制歧视。而从企业生产率的变化趋势来看，由于 $\Delta \ln TFP$ 近似等于企业生产率的增长率，因此最后两列估计结果表明，资本价格扭曲和融资约束也阻碍了在位企业生产率的提高。

五、结语

本文测算了我国工业企业的生产率、资本要素价格扭曲以及融资约束程度，并在此基础上分析了资本要素价格扭曲和融资约束对生产率增长的影响。本文的主要结论在于：

(1) 在 1998-2007 年间，我国工业企业 TFP 的年均增长速度为 1.82%。与在位企业相比，新进入的企业与退出企业的 TFP 均值与在位企业相比并未存在非常显著的差异。这暗示着在位企业生产效率的提高是工业企业总体生产率增长的主

要原因。

(2) 国有企业、外资企业以及港澳台资企业在资本要素价格的扭曲上与其他类型企业有显著不同的特征。以国有企业和私营企业的对比为例，资本价格的人为低估是导致国有企业资本要素价格扭曲的主要原因，而私营企业所面临的融资约束则是导致该类企业资本边际产出与要素价格想背离的主要原因。

(3) 要素市场的扭曲不仅仅表现在价格的人为低估和信贷约束的存在，还反映在高生产率企业面临更强的融资约束。

(4) 资本要素价格扭曲和融资约束一方面弱化了生产率在企业退出中的实际作用，从而抑制了市场优胜劣汰机制对于生产率增长的正面效应，另一方面还制约了在位企业生产率的增长。

参考文献：

白重恩、路江涌和陶志刚（2006）：《国有企业改制效果的实证研究》，《经济研究》第 8 期。

樊纲、王小鲁和朱恒鹏（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。

方军雄（2007）：《所有制、制度环境与信贷资金配置》，《经济研究》第 12 期。

郭庆旺、贾俊雪（2005）：《中国全要素生产率估算》，《经济研究》第 6 期。

李玉红等（2008）：《企业演化：中国工业生产率增长的重要途径》，《经济研究》第 6 期。

鲁晓东、连玉军（2012）：《中国工业企业全要素生产率估计：1999-2007》，《经济学（季刊）》第 2 期。

聂辉华、贾瑞雪（2011）：《中国制造业企业生产率与资源误置》，《世界经济》第 7 期。

盛仕斌、徐海（1999）：《要素价格扭曲的就业效应研究》，《经济研究》第 5 期。

施炳展、冼国明（2012）：《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》，《中国工业经济》第 2 期。

史晋川、赵自芳（2007）：《所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析》，《统计研究》第 6 期。

肖耿、涂正革（2005）：《中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析》，《经济研究》第 3 期。

谢千里等（2008）：《中国工业生产率的增长与收敛》，《经济学（季刊）》第 3 期。

杨其静（2011）：《企业成长：政治关联还是能力建设？》，《经济研究》第 10 期。

姚洋（1998）：《非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响》，《经济研究》第 12 期。

余明桂等（2010）：《政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性》，《经济研究》第 3 期。

张军、金煜（2005）：《中国的金融深化和生产率关系的再检验：1987-2001》，《经济研究》第11期。

Asplund, M. and Nocke, V. 2006. "Firm Turnover in Imperfectly Competitive Market." *Review of Economic Studies*, Vol.73, 295-327.

Atkinson, S.E. and Halvorsen, R. 1980. "A Test of Relative and Absolute Price Efficiency in Regulated Utilities." *Review of Economics and Statistics*, Vol.62, 81-88.

Cull R., L.C. Xu and T. Zhu, 2009, "Formal Finance and Trade Credit during China's Transition", *Journal of Finance Intermediation*, Vol.18, pp. 173-192.

Ericson, R. and Pakes, A. 1995. "Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work." *Review of Economic Studies*, Vol.62, 53-82.

Ge, Y. and J. Qiu, 2007, "Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit", *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp. 513-530.

Jovanovic, B. 1982. "Selection and the Evolution of Industry." *Econometrica*, Vol.50, 649-670.

Melitz, M.J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, Vol.71, 1695-1725.

Modigliani, F. and Miller, M.H. 1958. "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment." *American Economic Review*, Vol.48, 261-297.

Olley, S. and Pakes, A. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." Vol.64, 1263-1297.

Stiglitz, J.E. and Weiss A. 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71, pp. 393-410.

Wang, Hung-Jen. 2003. "A Stochastic Frontier Analysis of Financing Constraints on Investment: The Case of Financial Liberalization in Taiwan." *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.21, 406-419.

Zheng, J., Bigsten, A. and Hu, A., 2008, "Can China's Growth be Sustained? A Productivity Perspective", *World Development*, Vol. 37, No. 4, pp. 874-888, 2009.

中国出口增长潜力预测

内容摘要：以国际贸易的引力模型为基础，本文构建了中国出口决定影响因素的计量方程，以此对中国未来出口增长潜力进行预测。根据预测，2013年至2017年各年的出口增长率介于9%到15%之间，到2017年中国出口总额可达3.35万亿美元至3.88万亿美元之间，即使按照最“悲观”的预期进行预测，中国出口在短期内仍能保持较快的增长，到2017年，出口额将是2011年的1.8倍。与此同时，未来五年的出口依存度将维持在26%至31%之间。中国对美出口在未来短期内即会出现缓慢增长的态势，而对欧盟和日本的出口将保持强劲的增长势头。香港、东盟和印度等亚洲经济体未来仍将是公司产品重要的销售市场，特别是印度，在其经济迅猛发展的条件下，将会日益扩大从中国进口。在中长期内，中国对外贸易将走向中低速平稳增长的轨道，2020年至2060年的年均增长率将从10%逐渐降至6%，2060年中国出口总额将超过一百万亿美元，出口依存度将降至17%左右，内外平衡发展的目标有望实现。

本文的政策含义是明显的，在倡导扩大内需、实现内外平衡发展的条件下，决不能忽视出口的作用，至少在本文所预测的未来近五十年时间里，仍然要重视出口对中国经济增长的拉动作用，在重视内需的同时不能使对外贸易偏废，仍然要积极参与国际分工，从外部市场获取更多的利益。各类贸易伙伴的市场都十分重要，中国企业在不断提升产品竞争力、积极开拓市场的条件下，将会实现本文所预测的对新兴市场出口快速增长的局面，同时避免所预测的对美国等发达国家出口疲软的状况。为实现内外平衡的经济发展路径，中国政府需要进行科学合理的规划与指导，各界在调整经济结构、促进产业升级的过程中不懈努力，一同促进健康和谐的经济增长模式在中长期实现。

一、引言

中国对外贸易的高速增长吸引了世界的目光。以加入WTO为契机，遵循比较优势、积极参与国际分工使中国大获其益，为国家的经济发展奠定了重要基础，2010年中国GDP已位居世界第二，而贸易额则高居世界首位。“中国制造”极大地影响了中国经济，也成为世界各国竞相关注的焦点，人们会很自然地思考，经过多年持续高速增长，中国对外贸易，特别是出口贸易尚存多大潜力。中国的出口依存度在2006年达到了36%的顶峰（表1），国内各界开始关注中国经济过分依赖外部市场、贸易条件不断恶化以及巨额外汇储备等问题（Subbaraman 和Sun, 2007; Lemoine, 2010; Gaulier 等, 2010）。在全球经济危机的冲击下，中国出口贸易也受到了严重的负面影响，长期依靠出口导向的模式受到了更为严重的批判，那么未来中国出口贸易的前景如何，在全球经济形势尚不明朗的情况下，

中国出口贸易的高速增长还能维持多久,增长率的变化趋势如何?本文旨在通过构建刻画中国出口贸易发展的计量模型,利用国际组织对全球经济社会发展进行预测的权威数据,对未来中国出口贸易的发展趋势进行预测,以期用科学的方法得出可信的结果,为各界提供中国出口贸易发展的明朗预期。

预测贸易流量的常用方法是依据贸易额本身的时间序列预测方法(Krugman和Baldwin, 1987; Faik 和Lastrapes, 1989),但时间序列预测仅是依据数据本身的变化特征对变量的未来走势进行预测,不依据经济模型,不具有理论基础。这种预测固然有其合理性,并且部分预测结果具有一定的准确性,但现实中国际贸易的发展会受到一系列因素的影响,如果不探求规律性的影响机制,而只从数据在时间维度上的变化出发,将会无法考虑到贸易流量变化的重要影响因素,这种缺乏理论基础的预测即使在事后被证明具有较高的精度,对于刻画贸易流量的变化机制、揭示国际贸易的发展规律也没有任何帮助。本文将另辟蹊径,使用国际贸易实证研究中较为成熟的引力模型构建出口方程,并依据现实状况,在模型中纳入中国对外贸易发展的特有影响因素,对中国出口潜力进行预测。

国际贸易引力模型的思想来源于自然科学中的“万有引力法则”,根据该模型,两国间的贸易流量规模同双方的经济总量成正比,同双边距离成反比(Tinbergen, 1962)。但双边贸易流量显然不会只受经济规模和地理距离的影响,在后续的研究中,学者们在贸易引力模型中逐渐纳入了更多变量:Linnemann (1966)加入了人口因素;Leamer (1974)加入了人均收入;Bergstrand (1985)纳入了汇率因素;Bergstrand(1989)考虑了是否属于同一个经济组织;Wei (1996)加入了是否拥有共同语言或文化;Mayer 等(2008)考察了历史上的殖民关系。引力模型由于形式简洁、直观,在国际贸易的实证研究中获得广泛使用,而且其估计结果十分令人满意:关键变量的估计系数同预期相符并且显著;在基础模型中新纳入的各变量的估计系数也大多同预期相符,为现实中双边贸易流量的影响机制提供了有益的诠释。

不过,由于是借鉴自然科学的思想而构建方程,贸易引力模型自诞生以来一直被认为缺乏理论基础。直到 Anderson (1979)使用一个不变替代弹性(CES)的效用函数为引力模型提供了微观基础,才解决了该计量模型没有理论基础的问题。此后,Helpman 和 Krugman (1985)、Deardorff (1998)、Evenett 和 Keller (2002)、Anderson 和 van Wincoop (2003)、Yu (2010)均尝试从不同角度出发,为引力模型寻找经济意义上的理论基础。

如今,引力模型在国际贸易实证研究中获得成功,新纳入的各变量也阐明了不同作者考察的特定问题,并且由于其被解释变量是贸易额,所以可以预测贸易潜力。但目前使用引力模型进行预测的文献均是使用模型的拟合值与真实贸易额

相比较，以此来判断相关经济体的贸易潜力（盛斌和廖明中，2004），属于“事后预测”，而进行“事前预测”需要各解释变量的相应预测值，因此利用贸易引力模型进行“事前预测”的文献十分鲜见。本文的目标即是对中国出口的未来发展潜力进行科学合理的预测，借助贸易引力模型这一具有理论基础的实证方法进行“事前预测”。各解释变量的预测值使用国际组织发布的权威数据或根据现实情况进行预测，从而具备了进行“事前预测”的条件。受数据可获得性的限制，为保证数据质量和预测精度，本文的重点在于短期预测，随后进行的中长期预测仅展现出中国出口发展的未来趋势。

相比已有文献，我们进行的出口潜力预测是真正意义上的“事前预测”，而且具有理论基础，在基本的贸易引力模型中加入中国出口发展进程中特定的诸因素，更为精准全面地刻画了中国对外贸易的发展路径和影响因素。另外，本文使用的样本包含了可获得数据的全部贸易伙伴，从而使计量分析过程囊括了最为全面的信息。因此，我们的预测过程更为科学严谨，预测结果更为可信。

除引言外，本文其余部分安排如下。第二部分介绍计量方法并描述数据，第三部分是对中国出口方程的估计，并使用估计结果对历史出口状况进行拟合，第四部分是对中国出口总量的预测，包括基于 IMF 数据的短期预测和基于 OECD 数据的中长期预测，第五部分是对重要贸易伙伴出口额的预测，第六部分是结论性评述。

二、计量方法与数据

（一）计量方法

本文构建的中国出口方程以国际贸易的引力模型为基础，基本的贸易引力模型以双边贸易额为被解释变量，以贸易双方的GDP和双边距离作为解释变量，可以将其以对数形式表述如下：

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

本文旨在预测中国出口增长潜力，因而（1）式中的 $Export_{it}$ 表示时期 t 中国对贸易伙伴 i 的出口额。 GDP_C_t 为 t 时期中国的GDP， GDP_P_{it} 为 t 时期贸易伙伴 i 的GDP， $Dist_i$ 为中国同贸易伙伴 i 之间的距离。^①

由于中国出口还会受到诸多因素的影响，综合贸易理论和中国对外贸易发展的现实情况，我们在基本引力模型的基础上加入更多变量，同时为尽量避免多重共线性，我们又舍弃了经济意义上相近的一些变量，最终构造中国出口方程如下：

^① $Dist_i$ 不随时间变化，因而同截面固定效应完全共线。在进行计量分析时，为了加入截面固定效应，我们使用距离乘以燃油价格指数构造“可变”的双边距离变量 $Wdist_{it}$ 。

$$\log(\text{Export}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{GDP}_{-C_t}) + \beta_2 \log(\text{GDP}_{-P_{it}}) + \beta_3 \log(\text{Dist}_i) \\ + \beta_4 \text{Border}_i + \beta_5 \text{Population}_{it} + \beta_6 \text{Tariff}_{it} + \beta_7 \text{Barrier}_{it} + \beta_8 \text{PTA}_{it} + \beta_9 \text{WTO}_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 Border_i 为边界虚拟变量，作为双边距离的补充，该变量也反映了地理因素决定的贸易成本，若贸易伙伴同中国有共同边界，则赋值为 1，否则为 0。中国出口增长显然要受到国外需求的影响， $\text{GDP}_{-P_{it}}$ 可以表示贸易伙伴的需求规模，但与此同时，人口因素也会对贸易伙伴对中国产品的需求产生重要影响，众多的人口或高速的人口增长意味着庞大的市场规模或市场规模的扩张，因而在 (2) 式还加入了变量 Population_{it} ，该变量为伙伴 i 在时期 t 的人口增长率。

贸易伙伴设置的贸易壁垒是中国出口的重要限制因素。一方面，传统的关税壁垒直接抬高中国出口产品的价格，另一方面，反倾销、反补贴、保障措施等非关税壁垒会以各种形式阻碍中国产品进入贸易伙伴市场。关税的削减和非关税壁垒的减少会促进中国出口增长。在 (2) 式中， Tariff_{it} 为伙伴 i 在时期 t 的平均关税水平，用以控制关税壁垒的影响； Barrier_{it} 为伙伴 i 在时期 t 对中国发起的反倾销数量，由于反倾销已成为中国产品在世界市场上面临的最重要非关税壁垒（王孝松和谢申祥，2009），因此我们使用该变量控制非关税壁垒对中国出口的影响。

此外，我们还将控制中国入世和参与特惠贸易协定两方面因素。 WTO_t 为虚拟变量，中国入世之后的年份设定为 1，之前为 0，这可以控制中国入世对出口带来的显著促进作用；WTO 倡导的多边谈判涉及成员众多、利益协调难度很大，因而众多经济体转而组成特惠贸易协定，在小范围内推动贸易发展（巴格瓦蒂，2003），近年来中国政府也积极推动特惠贸易协定的建立，以进一步开拓市场、促进贸易发展， PTA_{it} 即控制特惠贸易协定的影响作用，如果在时期 t ，中国和贸易伙伴 i 签订了特惠贸易协定，则该值为 1，否则为 0。^②

（二）数据描述

以扩展的引力模型 (2) 式作为出口决定方程，本文使用 1995 年至 2011 年中国同 189 个贸易伙伴的面板数据进行定量分析，并在此基础上预测 2012 年至 2060 年的出口额，其中 2012 年至 2017 年的短期预测为研究重点。选取 1995 年作为起始年份，是因为经过改革开放以来的多年发展，中国出口贸易显著增长、贸易流向不断多元化，从 1995 年开始，中国产品销往世界上几乎全部国家（地区），也恰好在当时，中国产品开始愈发频繁地遭遇各种贸易壁垒，WTO 也是在 1995 年成立，以 95 年为起始点可以考察中国入世效应；2011 年的数据是截止本文写作时能获得

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

的最新数据。我们将中国全部的贸易伙伴都纳入到计量模型中来，从而获得最全面的出口信息，但一些贸易伙伴的关键变量（如GDP、关税水平等）无法获得，我们只能将其剔除，最终的样本包含了189个贸易伙伴。

被解释变量为中国对特定贸易伙伴的出口额，来源于联合国Comtrade数据库。^③由表1可见，在每一年度，样本包含的中国出口额占中国出口总额比重很高，介于97%至98%之间，损失的出口额信息只占很小的比重。

表 1 中国出口概览及样本情况

年份	出口总额	出口增长率	出口依存度	样本出口额	样本额/总额
1995	148.78	22.95	20.44	144.32	97.00
1996	151.05	1.53	17.64	146.86	97.23
1997	182.79	21.01	19.19	177.68	97.20
1998	183.81	0.56	18.03	178.69	97.21
1999	194.93	6.05	17.99	189.85	97.39
2000	249.20	27.84	20.79	242.60	97.35
2001	266.10	6.78	20.09	259.47	97.51
2002	325.60	22.36	22.40	317.13	97.40
2003	438.23	34.59	26.71	426.48	97.32
2004	593.33	35.39	30.72	576.74	97.21
2005	761.95	28.42	33.76	741.69	97.34
2006	968.94	27.17	35.72	943.42	97.37
2007	1220.06	25.92	34.92	1190.59	97.58
2008	1430.69	17.26	31.64	1397.35	97.67
2009	1201.65	-16.01	24.08	1173.56	97.66
2010	1577.76	31.30	26.60	1538.66	97.52
2011	1898.39	20.32	25.94	1850.46	97.48

注：出口额单位为十亿美元，其余均为百分比。

资料来源：根据联合国 Comtrade 数据库和世界银行统计数据整理而得。

解释变量方面，本文使用的GDP和关税数据来源于世界银行数据库，人口增长率通过该数据库中的人口数量计算而得；^④地理距离和边界虚拟变量来源于CEPII的Gravity Dataset数据库；^⑤为构造“可变”的双边距离，我们使用国际货币基金组织（IMF）提供的原油价格指数与双边地理距离相乘；^⑥反倾销诉讼数目来自于Brandies大学Bown教授建立的全球反倾销数据库；^⑦特惠贸易协定数据来源于WTO官方网站，我们根据网站提供的各协定参与者名单为变量PTA赋值。

^③ 网址为 <http://comtrade.un.org/db/dqQuickQuery.aspx>。

^④ 网址为 <http://data.worldbank.org/>，一些国家的部分关税数据无法获得，我们从这些国家相关政府部门的网站查找相应数据作为补充。

^⑤ 网址为 <http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/gravity.htm>。

^⑥ 原油价格数据来源于 <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>。

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

⑧

各变量的含义、描述性统计和预期符号参见表2。

表 2 变量描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	预期符号
被解释变量				
<i>Export</i>	中国对贸易伙伴出口额(美元)	3.5e9	1.72e10	
<i>Log(Export)</i>	中国对贸易伙伴出口额对数值(美元)	18.720	2.959	
解释变量				
<i>Log(GDP_C)</i>	中国GDP对数值(百万美元)	28.309	0.706	+
<i>Log(GDP_P)</i>	贸易伙伴GDP对数值(百万美元)	23.371	2.427	+
<i>Log(Dist)</i>	中国同贸易伙伴地理距离对数值(公里)	9.026	0.506	-
<i>Log(Wdist)</i>	经燃油价格加权的地理距离对数值	8.647	0.823	-
<i>Border</i>	中国同贸易伙伴是否有共同边界	0.074	0.262	+
<i>Population</i>	贸易伙伴的人口增长率(%)	1.492	1.488	+
<i>Tariff</i>	贸易伙伴的平均关税水平	0.096	0.076	-
<i>Barrier</i>	贸易伙伴对华发起反倾销诉讼次数	0.207	1.165	-
<i>PTA</i>	中国同贸易伙伴是否签订了特惠贸易协定	0.023	0.151	+
<i>WTO</i>	中国入世虚拟变量(2002年以后=1)	0.588	0.492	+

资料来源：详见文中所述

三、中国出口方程的估计

(一) 出口方程估计结果

本文对中国未来出口额的预测是基于出口方程进行的，因此模型形式是否合理直接决定着预测的准确性和有效性。对出口方程的初步估计结果列于表 3 之中。为检验计量结果的稳健性，我们在(1)至(4)列的回归中逐步添加解释变量，其中第(4)列纳入了(2)式中的全部解释变量。我们发现，贸易引力模型中核心解释变量的估计结果十分稳健，均在1%的水平上显著且符号与预期相符：中国和贸易伙伴的GDP均对中国出口具有显著的正向影响，而地理距离对中国出口产生了显著的负向影响。从系数取值范围来看，中国出口额对本国GDP的弹性介于0.9到1.2之间，而中国出口额对贸易伙伴GDP的弹性介于0.93到0.95之间，在前三次估计中，中国自身经济增长因素对出口贸易的影响均大于贸易伙伴的需求因素，当纳入全部解释变量时，需求因素的影响反而略大于中国自身因素的影响。地理距离对中国出口的影响较大，当未控制其他因素时，中国出口额对地理距离的弹性为-0.687，在控制了人口增长、贸易壁垒和特惠贸易协定等因素之后，出口对距离的弹性为-0.414，说明在运输和通讯技术高度发展的今天，

⑧ 网址为 <http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>。

地理距离仍然构成了非常重要的贸易成本（Anderson 和 van Wincoop, 2004），显著抑制了中国出口贸易。

在第（2）列的回归中，我们加入了边界虚拟变量和人口增长率。两个变量的估计系数均显著为正，意味着中国企业倾向于向边境接壤国家出口产品，也表明贸易伙伴的人口增长率的确是影响其对中国产品需求的重要因素，贸易伙伴的人口增长率每提高 1%，中国对其出口额会增加 0.11%。第（3）列又加入两个贸易壁垒变量，计量结果表明贸易伙伴的关税水平越高，中国对其出口额越小；而非关税壁垒（反倾销申诉次数）估计系数为负却不显著，表明贸易伙伴非关税壁垒对中国出口的抑制作用让位于其他影响因素。第（4）列又加入特惠贸易协定和中国入世两个虚拟变量，估计系数均显著为正，一方面说明加入 WTO 使中国进入了对外贸易发展的新时代，出口增长率迅速提高，另一方面说明中国加入的特惠贸易协定（例如同东盟签订的 FTA）切实削减了贸易伙伴的贸易壁垒，显著促进中国出口增长。

计量方程在整体上是显著的，模型的拟合优度较高，介于 0.78 到 0.8 之间，且随纳入的解释变量增加而逐渐提高。

表 3 出口方程估计结果 (I)

	(1)	(2)	(3)	(4)
常数	-30.50*** (1.090)	-32.91*** (1.111)	-32.88*** (1.120)	-26.60*** (1.652)
<i>Log(GDP_C)</i>	1.190*** (0.035)	1.181*** (0.035)	1.164*** (0.035)	0.933*** (0.057)
<i>Log(GDP_P)</i>	0.933*** (0.010)	0.947*** (0.010)	0.950*** (0.011)	0.950*** (0.011)
<i>Log(Dist)</i>	-0.687*** (0.049)	-0.456** (0.057)	-0.415*** (0.059)	-0.414*** (0.058)
<i>Border</i>		0.834*** (0.109)	0.862*** (0.110)	0.863*** (0.110)
<i>Population</i>		0.106*** (0.016)	0.105*** (0.016)	0.105*** (0.016)
<i>Tariff</i>			-0.202** (0.094)	-0.203** (0.095)
<i>Barrier</i>			-0.026 (0.022)	-0.028 (0.022)
<i>PTA</i>				0.440*** (0.164)
<i>WTO</i>				0.414*** (0.080)
固定效应	无	无	无	无
调整的 R^2	0.785	0.792	0.793	0.795

<i>F</i> 统计量	3797.1	2374.5	1700.7	1503.7
观测值数量	3109	3109	3109	3109

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

在表 3 的出口方程中存在 *Dist* 和 *Border* 两个不随时间变化的变量，因此在 (1) 至 (4) 列的回归中无法加入截面固定效应。人们对早期引力模型的批判之一便是其使用截面数据进行回归，无法使用固定效应，而不同的截面可能存在着十分重要的个体特征，方程中纳入的解释变量无法全面衡量，会存在遗漏变量问题。使用面板数据估计引力模型的重要作用之一便是可以加入固定效应 (Egger, 2002)，将遗漏的重要解释变量吸收进来，因此我们又在出口方程中纳入截面固定效应重新进行回归。

表 4 出口方程估计结果 (II)

	(5)	(6)	(7)	(8)
常数	-29.81*** (0.778)	-24.58*** (1.112)	-27.11*** (0.437)	-22.57*** (0.592)
<i>Log(GDP_C)</i>	1.026*** (0.036)	0.771*** (0.053)	0.971*** (0.021)	0.765*** (0.028)
<i>Log(GDP_P)</i>	0.824*** (0.045)	0.776*** (0.045)	0.776*** (0.028)	0.719*** (0.027)
<i>Log(Wdist)</i>		-0.363*** (0.056)		-0.308*** (0.029)
<i>Population</i>	0.018 (0.011)	0.016 (0.011)	0.015*** (0.005)	0.013*** (0.005)
<i>Tariff</i>	-0.632* (0.397)	-0.634* (0.398)	-0.715** (0.348)	-0.714** (0.342)
<i>Barrier</i>	0.012 (0.015)	0.010 (0.015)	-0.019*** (0.006)	-0.018*** (0.005)
<i>PTA</i>	0.389*** (0.090)	0.409*** (0.090)	0.246*** (0.036)	0.254*** (0.033)
<i>WTO</i>	0.417*** (0.036)	0.357*** (0.037)	0.385*** (0.019)	0.335*** (0.019)
估计方法	PLS	PLS	EGLS	EGLS
固定效应	有	有	有	有
调整的 <i>R</i> ²	0.958	0.959	0.960	0.961
<i>F</i> 统计量	370.8	374.4	15204.7	17086.1
观测值数量	3109	3109	3109	3109

最简单的做法是在估计 (2) 式时加入截面固定效应，同时将 *Dist* 和 *Border* 两个变量去掉，表 4 的第 (5) 列便是这样估计的结果。此时各变量的估计系数大多是在取值范围上略有变化，关税 *Tariff* 的显著性水平有所下降，仅在 10%

的水平上显著。变化最为明显的是人口增长率 *Population*，此时该变量的估计系数为正但不显著，可能的原因在于，截面固定效应中包含了贸易伙伴的种种特征，人口因素也包含其中，因而贸易伙伴的市场规模因素被固定效应吸收了，表现出显著性水平大幅下降。

为了在加入固定效应的同时考察地理距离的影响作用，可以构造“可变”的地理距离变量，我们使用 IMF 发布的原油价格指数与地理距离相乘，构建加权的地理距离 *Wdist*。^⑨第（6）列的估计结果表明，加权的地理距离所反映的贸易成本仍然是中国出口的重要影响因素，出口额对该贸易成本的弹性为-0.36。绝大多数的截面固定效应均显著，计量方程的拟合优度比未加固定效应时显著提高，达到 0.96 的水平。

进一步地，为了克服可能存在的异方差问题，我们又使用广义最小二乘法（EGLS）进行估计，表 4 的（7）、（8）两列同（5）、（6）两列相对应，纳入的解释变量相同，只是估计方法为 EGLS。此时，GDP 和距离变量仍然显著且符号同预期相符，*PTA* 和 *WTO* 两个虚拟变量仍然显著为正。与（5）、（6）列估计结果的差异在于，此时人口增长率 *Population* 和关税 *Tariff* 均在 1% 的水平上显著，而且在前面估计一直不显著的非关税壁垒变量 *Barrier* 在 1% 的水平上显著，这表明反倾销措施显著抑制了中国产品出口，是中国对外贸易发展过程中不容忽视的问题。（7）、（8）两个计量方程的拟合优度比（5）、（6）略有提高，而 *F* 统计量大幅提高，我们初步认为这两个计量模型的形式更为合理。这就是说，在校正了截面异方差问题之后，模型中所纳入解释变量的估计系数均显著且与预期相符。

（二）出口方程对历史数据的拟合情况

表 5 根据计量方程拟合的出口额（十亿美元）

年份	项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1995	拟合值	83.50	73.76	73.38	72.4	103.04	106.08	110.8	112.79
	拟合值/真实值	0.58	0.51	0.51	0.50	0.71	0.74	0.77	0.78
1996	拟合值	100.55	90.32	88.66	84.26	126.61	132.83	135.00	139.57
	拟合值/真实值	0.68	0.62	0.60	0.57	0.86	0.90	0.92	0.95
1997	拟合值	111.36	100.02	97.77	90.51	141.23	141.23	149.87	149.19
	拟合值/真实值	0.63	0.56	0.55	0.51	0.79	0.79	0.84	0.84
1998	拟合值	115.53	104.51	103.55	94.51	144.31	123.65	152.39	133.13
	拟合值/真实值	0.65	0.58	0.58	0.53	0.81	0.69	0.85	0.75
1999	拟合值	131.2	116.90	111.86	100.28	160.89	151.74	170.54	161.73
	拟合值/真实值	0.69	0.62	0.59	0.53	0.85	0.80	0.90	0.85
2000	拟合值	153.55	137.07	130.09	113.96	185.31	200.32	194.96	207.57

^⑨ IMF 发布的是月度原油价格指数，我们取每年 12 个月的简单平均作为年度指数（2005 年为 100），并使用 GDP 平减指数进行了平减。

	拟合值/真实值	0.63	0.57	0.54	0.47	0.76	0.83	0.80	0.86
2001	拟合值	167.58	151.12	141.27	120.75	203.28	203.01	213.46	212.79
	拟合值/真实值	0.65	0.58	0.54	0.47	0.78	0.78	0.82	0.82
2002	拟合值	192.73	173.79	161.47	204.05	347.66	321.70	352.04	329.51
	拟合值/真实值	0.61	0.55	0.51	0.64	1.10	1.01	1.11	1.04
2003	拟合值	248.41	224.23	208.96	256.75	421.59	397.31	423.44	402.55
	拟合值/真实值	0.58	0.53	0.49	0.60	0.99	0.93	0.99	0.94
2004	拟合值	336.43	306.61	291.76	346.25	539.17	534.92	529.56	525.74
	拟合值/真实值	0.58	0.53	0.51	0.60	0.93	0.93	0.92	0.91
2005	拟合值	431.68	399.91	388.97	445.84	653.22	703.03	638.73	679.69
	拟合值/真实值	0.58	0.54	0.52	0.60	0.88	0.95	0.86	0.92
2006	拟合值	572.17	542.2	526.44	578.43	841.63	922.81	812.01	877.82
	拟合值/真实值	0.61	0.57	0.56	0.61	0.89	0.98	0.86	0.93
2007	拟合值	855.83	829.4	776.93	802.5	1174.66	1175.4	1169.09	1170.82
	拟合值/真实值	0.72	0.70	0.65	0.67	0.99	0.99	0.98	0.98
2008	拟合值	1255.13	1223.6	1149.28	1118.91	1378.71	1376.42	1380.24	1405.28
	拟合值/真实值	0.90	0.88	0.82	0.80	0.99	0.99	0.99	1.01
2009	拟合值	1332.55	1268.19	1189.42	1131.86	1132.09	1129.8	1154.67	1160.21
	拟合值/真实值	1.14	1.08	1.01	0.96	0.96	0.96	0.98	0.99
2010	拟合值	1764.34	1821.12	1767.17	1620.62	1554.25	1559.83	1560.22	1568.67
	拟合值/真实值	1.15	1.18	1.15	1.05	1.01	1.01	1.01	1.02
2011	拟合值	2468.69	2536.36	2461.75	2151.35	1879.72	1882.39	1890.34	1889.51
	拟合值/真实值	1.33	1.37	1.33	1.16	1.02	1.02	1.02	1.02
平均	拟合值/真实值	0.81	0.84	0.88	0.90	0.96	0.96	0.96	0.97

表 6 根据计量方程拟合的出口增长率 (%)

	实际 增长率	样本 增长率	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1996	1.52	1.76	20.42	22.45	20.82	16.37	22.87	25.22	21.84	23.74
1997	21.02	20.99	10.74	10.74	10.28	7.42	11.55	6.32	11.01	6.89
1998	0.56	0.57	3.75	4.49	5.91	4.41	2.18	-12.45	1.68	-10.76
1999	6.05	6.24	13.56	11.86	8.03	6.11	11.49	22.72	11.91	21.48
2000	27.84	27.79	17.04	17.25	16.29	13.64	15.18	32.02	14.32	28.34
2001	6.78	6.95	9.13	10.25	8.60	5.96	9.70	1.34	9.49	2.51
2002	22.36	22.23	15.01	15.00	14.30	68.98	71.03	58.47	64.92	54.85
2003	34.59	34.48	28.89	29.02	29.41	25.83	21.27	23.50	20.28	22.17
2004	35.39	35.23	35.43	36.74	39.62	34.86	27.89	34.64	25.06	30.60
2005	28.42	28.60	28.31	30.43	33.32	28.76	21.15	31.43	20.62	29.28
2006	27.16	27.20	32.55	35.58	35.34	29.74	28.84	31.26	27.13	29.15
2007	25.92	26.20	49.58	52.97	47.58	38.74	39.57	27.37	43.97	33.38
2008	17.26	17.37	46.66	47.53	47.93	39.43	17.37	17.10	18.06	20.03
2009	-16.01	-16.02	6.17	3.64	3.49	1.16	-17.89	-17.92	-16.34	-17.44
2010	31.3	31.11	32.40	43.60	48.57	43.18	37.29	38.06	35.12	35.21

2011	20.32	20.26	39.92	39.27	39.30	32.75	20.94	20.68	21.16	20.45
平均	18.16	18.19	24.35	25.68	25.55	24.83	21.28	21.24	20.64	20.62

我们基于贸易引力模型构建了出口方程，方程的估计结果令人满意，因此可以利用所构建的出口方程对未来中国出口潜力进行预测。在进行正式的预测，即“事前预测”之前，我们先考察模型对中国历史出口额的拟合情况。

在对出口方程进行估计之后，可以得到中国在各年份向每个贸易伙伴出口额的拟合值，将每一年向全部贸易伙伴的出口额相加，得到该年出口额的拟合值（即“事后预测”值）。使用八种计量模型分别进行预测，各年度的拟合值，以及拟合值同真实值之比列于表 5 之中。

由表 5 可见，未加固定效应的计量模型（第 1 至 4 列）存在着拟合值偏低的情况，在较早的年份，拟合的出口额仅占实际出口额的 50%至 60%之间，尽管拟合值与真实值之比不断提高，但直到 2008 年拟合值仍小于真实值。加入固定效应之后，拟合值规模显著增大，但仍然存在“前低后高”的特征。1995 年，拟合值与真实值之比介于 0.7 至 0.8 之间，随后在波动中提高，2002 年贸易额的拟合值徒增高峰，超过 1；此后至 2009 年，该比重略有下降，绝大多数介于 0.86 至 1 之间；2010 年和 2011 年，比值略大于 1。从整个考察期来看，未加固定效应时，拟合值与真实值之比的平均值在 0.8 至 0.9 之间，加入固定效应时，该比值的平均值为 0.96 左右，拟合值与真实值更为接近。

利用出口方程，除进行出口额预测之外，还可以对出口增长率进行预测。从表 6 可见，未加固定效应的计量模型对单个年份的出口增长率预测情况并不理想，很多时候存在对现实中出口波动的“放大效应”，即在出口增长率高的年份，拟合值的增长率更高，而在实际增长率低的年份，拟合值的增长率更低。加入固定效应之后，对增长率的预测精度有所提高，但在较早的年份，“放大效应”仍然比较明显，从 2004 年之后，这四个模型，特别是模型（7）和模型（8）的预测值同真实值趋于一致。从整个考察期来看，模型（7）和模型（8）预测的增长率平均值与实际增长率较为接近。这样的结果表明，使用适当的模型形式，谨慎地利用出口方程进行“事前预测”，能够得到较为准确可信的预测值，可以为评估中国出口增长潜力提供一定的洞察和启示。

综合表 5 和表 6 的拟合结果，可以认为模型（7）和模型（8）的预测结果更为合理。从拟合值与真实值比较来看，这两个模型在各年份的离差相对较小；从平均增长率来看，这两个模型与真实值最为接近；从各年份的增长率来看，这两个模型对现实出口波动的“放大效应”相对较小。由此，我们将使用模型（7）和模型（8），即包含截面固定效应且使用 EGLS 方法估计的出口方程来预测未来出口额。

四、中国出口总量预测

（一）基于 IMF 数据的短期预测

基于出口方程进行“事前预测”需要获得全部解释变量的预测值，而对一些解释变量进行预测十分困难，这正是鲜有使用引力模型对贸易流量进行“事前预测”的重要原因。对于本文计量模型中使用的解释变量而言，对 189 个贸易伙伴的 GDP 和人口进行预测，是一项浩繁的系统工程，单个研究者或研究机构无法展开，而重要国际组织的系统预测恰好为我们提供了权威可信的预测数据。

IMF 的“世界经济展望 (World Economic Outlook)”数据库对世界各国 GDP 进行短期预测，由于该系统在预测时考虑了众多理论和现实因素，所以被认为是 GDP 预测的权威数据。2012 年 4 月发布的报告预测了 2012 年至 2017 年的 GDP，我们以此作为样本外 GDP 观测值。^⑩联合国人口署对世界各国人口进行的预测也具有权威性，该部门倾向于进行长期预测，但在短期内会根据现实情况对预测进行修正，我们使用的人口数据来源于人口署 2010 年发布的《世界人口展望(World Population Prospect)》。^⑪模型(8)中的解释变量包含“可变”的地理距离 $Wdist$ ，需要未来原油价格的预测值，我们使用了美国能源信息局 (EIA) 的预测。^⑫

除此之外，还有各国的关税水平和对华反倾销数量需要预测。关税方面，我们基于两种假设进行预测。第一种是“乐观预测”，即假设 2012 年至 2017 年 WTO 各成员严格按照关税减让安排，使用最惠国关税 (MFN Tariff)；第二种是“悲观预测”，在全球经济持续低迷、贸易保护主义抬头的形势下，各国关税水平在短期内达到减让表中规定的上限 (Tariff Binding)。^⑬反倾销数量方面，考察期内未曾对中国发起反倾销的贸易伙伴，其日后反倾销数量设定为 0，发起过反倾销的贸易伙伴，未来各年反倾销数量为前 17 年的平均值。^⑭

为保证预测结果的合理性与可信性，我们分四种情形进行预测。如上文所述，我们对关税进行了“乐观”和“悲观”两种预期，同样地，对未来 GDP 增长也存在不同的预期。我们发现 IMF 对未来数年世界经济预期的预期比较乐观，给出的 GDP 预测值普遍较高，^⑮但目前全球经济仍然笼罩在危机的阴影中，特别是发达

^⑩ 数据来源于 <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28>。

^⑪ 该报告预测了 2010 年到 2100 年世界主要国家的人口数量，网址为 <http://esa.un.org/unpd/wpp/Excel-Data/population.htm>。

^⑫ 网址为 <http://www.eia.gov/analysis/projection-data.cfm#annualproj>。

^⑬ WTO 成员关税减让表来源：

http://www.wto.org/english/tratop_e/schedules_e/goods_schedules_table_e.htm。对于非 WTO 成员，我们假定 2012 年至 2017 年的关税水平与 2011 年相同。

^⑭ 2012 年的预测值为 1995 至 2011 年的平均值，依此类推。样本考察期为 17 年，所以未来各年的预测值为前 17 年的平均值。根据我们的研究，反倾销在各年度的分布近似于 Poisson 分布或负二项分布，不适宜使用时间序列方法进行预测，所以我们仅使用了算术平均值作为预测值。

^⑮ 限于篇幅，本文没有对所使用的预测值进行描述性统计，感兴趣的作者可按照相应网址下载或向作者索取原始数据。

经济体的经济绩效一直不见起色，因此我们基于“悲观预期”对 IMF 的预测值进行了调整。^⑥这样，根据对关税和 GDP 的不同预期，可分为四种情形进行预测（表 7）。

表 7 预测的四种情形

	关税	GDP
情形一	上限	低速增长
情形二	上限	IMF 预测增长率
情形三	最惠国	低速增长
情形四	最惠国	IMF 预测增长率

表 8 出口额及出口依存度预测

模型	情形	项目	2012	2013	2014	2015	2016	2017
模 型 (7)	情形一	出口额	2147.28	2377.68	2613.55	2828.91	3086.90	3380.16
		出口增长率		10.73	9.92	8.24	9.12	9.50
		出口依存度	26.87	27.09	27.11	26.74	26.61	26.59
	情形二	出口额	2175.16	2432.70	2745.30	3072.27	3422.20	3721.98
		出口增长率		11.84	12.85	11.91	11.39	8.76
		出口依存度	27.22	27.72	28.47	29.04	29.50	29.27
	情形三	出口额	2149.91	2351.57	2617.77	2871.43	3210.26	3508.49
		出口增长率		9.38	11.32	9.69	11.80	9.29
		出口依存度	26.90	26.79	27.15	27.14	27.68	27.60
	情形四	出口额	2154.84	2472.68	2837.89	3188.37	3525.70	3839.84
		出口增长率		14.75	14.77	12.35	10.58	8.91
		出口依存度	26.96	28.17	29.43	30.13	30.40	30.20
模 型 (8)	情形一	出口额	2144.96	2338.86	2589.82	2841.30	3076.84	3350.37
		出口增长率		9.04	10.73	9.71	8.29	8.89
		出口依存度	26.84	26.65	26.86	26.85	26.53	26.35
	情形二	出口额	2183.57	2452.80	2751.31	3074.59	3430.32	3741.11
		出口增长率		12.33	12.17	11.75	11.57	9.06
		出口依存度	27.32	27.95	28.54	29.06	29.57	29.43
	情形三	出口额	2168.15	2410.55	2682.22	2947.76	3260.51	3552.33
		出口增长率		11.18	11.27	9.90	10.61	8.95
		出口依存度	27.13	27.46	27.82	27.86	28.11	27.94
	情形四	出口额	2198.50	2522.78	2864.87	3207.51	3549.75	3882.36
		出口增长率		14.75	13.56	11.96	10.67	9.37
		出口依存度	27.51	28.74	29.71	30.31	30.60	30.54

^⑥ 调整的方法是根据公式 $\frac{g_{jt}^{\max} - g_{it}}{g_{it}} = \frac{g_j^{\max} - g_{it}^*}{g_{it}^*}$ 求出 g_{it}^* 作为第 t 年经济体 i 调整后的 GDP 增长率。其中

g_{jt}^{\max} 为第 j 组贸易伙伴在第 t 年 GDP 增长率的^{最大值}， g_{it} 为经济体 i 在第 t 年的增长率， g_{jt}^{\max} 为作者设定的第 j 组贸易伙伴增长率的上限。全部贸易伙伴分为三组，其中发达经济体增速的上限为 3%，新兴经济体增速的上限为 10%，其他经济体增速上限为 5%。中国的 GDP 预测值未作调整，仍按 IMF 发布的数据赋值。

注：出口额单位为十亿美元，出口增长率和出口依存度为百分比。

表 8 展示了根据出口方程预测的未来五年中国出口总额。情形四是最为“乐观”的估计方法，而情形一是最为“悲观”的估计方法。根据模型（7）的预测，在世界各国的增长率符合 IMF 预测、并且各国贯彻 WTO 关税减让原则进一步削减关税的情况下，2013 年至 2017 年各年的出口增长率介于 9%到 15%之间，到 2017 年中国出口总额已达 3.8 万亿美元。而在全球经济持续低迷，并且关税水平未削减的情况下，中国各年出口增长率可维持在 10%左右，2017 年的出口额为 3.38 万亿美元。两种折中的情形下，预测值分别为 3.5 万亿和 3.7 万亿美元。模型（8）的估计结果同模型（7）没有显著差异，情形一的预测值为 3.35 万亿美元，情形四为 3.88 万亿美元。结合 IMF 预测的 GDP 数据，可以计算未来五年的出口依存度，根据我们的预测结果，出口依存度将维持在 26%至 31%之间，与近年来的实际值持平。这样的估计结果表明，即使按照最“悲观”的预期进行预测，中国出口在短期内仍能保持较快的增长，到 2017 年，出口额将是 2011 年的 1.8 倍。

（二）基于 OECD 数据的中长期预测

基于 IMF 发布的 GDP 短期预测数据和联合国人口署发布的人口预测数据，我们预测了 2012 年至 2017 年的中国出口增长潜力，为今后五年的对外贸易发展走势提供了明朗的预期。但中国各界似乎对出口的长期走势非常关注，我们在此利用 OECD 统计署对 GDP 的较长期预测值来估算中国出口在中长期的发展前景。

OECD 于 2012 年 6 月发布的《经济展望 (Economic Outlook)》预测了包括中国在内的 40 个国家 2012 年至 2060 年的 GDP，这 40 个国家包括 OECD 成员和中国、巴西、俄罗斯、印度、印尼、南非等新兴市场国家。^⑦受数据可获得性的限制，我们只能预测出中国向样本中所包含的 39 个贸易伙伴的长期出口额，再除以向这些国家的出口额占出口总额比重。^⑧关税水平采用“悲观预期”方法，假定各国的关税水平为其减让表中的上限；反倾销发起数目仍使用移动平均值；人口预测值仍使用联合国人口署发布的《世界人口展望》。综上，由于受到各方面约束，本文进行的长期预测只能展示出中国出口在未来四十余年的走势，对所预测的具体数值进行解读时需要非常谨慎。

表 9 报告了 2020 年至 2060 年中国出口额预测值，根据我们的预测，2020 年中国出口额将达到 4.18 万亿美元的规模，相比于近年来的增长速度，此后的 40 年间将维持中低速增长，且增速日趋缓和，2050 年至 2060 年间的年均增长率将在 6.5%左右。即使在这种温和增长的态势下，2060 年中国出口额将达到 103

^⑦ 数据来源：<http://stats.oecd.org/>。

^⑧ 从 1995 年至 2011 年，中国向样本中包含的 39 个国家的出口额占对世界出口总额的 60%到 67%之间。进行长期“事前预测”时，对样本国家的出口份额是未知的，也需要预测，我们取 17 年份的平均值来推测未来中国出口总额。

万亿美元的水平，为 2020 年的 24 倍，为 2011 年的 54 倍。届时，中国的出口依存度将降至 17% 左右，低于 20% 的出口依存度正是当前政府期望的结果，经过大力发展内需、调整经济结构的努力，若能在半个世纪的时间内实现此目标，则可以真正实现内外平衡、在保持出口增长的同时降低对外部市场的依赖程度。

表 9 中长期出口额预测（十亿美元）

模型	项目	2020	2030	2040	2050	2060
模型(7)	贸易额	4176	10444	24499	51920	103093
	增长率	9.6	8.9	7.8	7.1	6.4
模型(8)	贸易额	4183	10654	25223	53952	107129
	增长率	9.8	9.0	7.9	7.1	6.5

注：增长率为 10 年平均值。

五、中国向特定贸易伙伴出口预测

利用本文设定的出口方程，可以对中国向样本中包含的每一个贸易伙伴的出口额进行预测，我们选择出最重要的贸易伙伴，预测 2012 年至 2017 年中国对这些伙伴的出口额。

在进行预测之前，我们仍然先考察出口方程对历史出口额的拟合情况。由表 10 可见，对单个贸易伙伴的拟合值仍然呈现出“前低后高”的状况，即在较早的年份，拟合值与真实值之比小于 1，随着时间推移该比值持续上升。对于部分贸易伙伴，近几年的比值有过大的嫌疑（例如日本、加拿大和香港），也有部分贸易伙伴的比值在 2011 年仍小于 1（例如印度）。针对这种状况，我们采取一些方法进行矫正。一是采用“悲观预期”方法进行预测，即控制 GDP 增长率的上限，二是用拟合值与真实值之比的 17 年平均值对预测值进行平减，即使用出口额的预测值除以该比值的平均值作为最终的预测结果。

表 10 向特定贸易伙伴出口的拟合值（十亿美元）

		1995	2000	2005	2009	2010	2011	17 年平均
美国	拟合值	18.7	43.5	148	339	412	501	161.9
	拟合值/真实值	0.76	0.83	0.91	1.53	1.45	1.54	1.24
欧盟	拟合值	19.3	31.8	137	305	386	533	150.9
	拟合值/真实值	0.95	0.78	0.94	1.29	1.24	1.50	1.15
日本	拟合值	19.2	30.7	87.4	183	251	344	95.3
	拟合值/真实值	0.67	0.74	1.04	1.87	2.07	2.32	1.37
香港	拟合值	20.2	39.9	121	268	350	489	137.4
	拟合值/真实值	0.56	0.90	0.98	1.61	1.61	1.82	1.28
东盟	拟合值	8.7	15.5	40.5	112	162	233	58.4
	拟合值/真实值	0.88	0.92	0.74	1.08	1.20	1.41	1.08
印度	拟合值	0.79	1.83	8.27	23.7	34.9	47.1	11.15

	拟合值/真实值	1.03	1.17	0.93	0.80	0.85	0.93	0.86
澳大利亚	拟合值	1.32	2.60	11.3	27.9	40.3	60.7	14.17
	拟合值/真实值	0.81	0.76	1.02	1.35	1.48	1.79	1.31
加拿大	拟合值	1.25	2.62	10.6	24.2	33.5	47.0	12.3
	拟合值/真实值	0.82	0.83	0.91	1.37	1.51	1.86	1.25

表 11 向特定贸易伙伴出口额预测

贸易伙伴	2012	2013	2014	2015	2016	2017
美国	377.2	399.1 (5.79)	418.6 (4.90)	435.9 (4.12)	457.7 (5.01)	480.7 (5.03)
欧盟	358.6	401.9 (12.09)	450.2 (12.01)	495.5 (10.07)	540.9 (9.15)	590.1 (9.11)
日本	174.8	202.4 (15.79)	233.5 (15.34)	262.2 (12.32)	294.4 (12.28)	327.8 (11.33)
香港	339.8	380.3 (11.90)	424.8 (11.70)	470.6 (10.79)	521.8 (10.89)	575.8 (10.34)
东盟	224.1	245.3 (9.47)	269.1 (9.69)	293.7 (9.15)	320.9 (9.25)	348.0 (8.47)
印度	49.5	59.1 (19.30)	70.7 (19.69)	84.4 (19.38)	99.2 (17.60)	116.0 (16.94)
澳大利亚	39.9	41.6 (4.32)	43.9 (5.52)	46.9 (6.81)	49.9 (6.37)	52.7 (5.53)
加拿大	29.1	30.9 (6.32)	33.7 (8.92)	36.1 (7.17)	38.5 (6.69)	40.9 (6.27)

注：单位为十亿美元，括号中为增长率。

对特定贸易伙伴的出口预测值列于表 11 之中。未来五年中国对美出口的增长率将维持在 5% 的水平，2017 年的出口额将到达 4800 亿美元。同样是发达经济体，欧盟和日本的市场在未来将更有潜力，中国对这两个经济体的出口将维持在较高的水平，到 2017 年，对欧盟出口额将接近 6000 亿美元，对日出口也将超过 3000 亿美元。究其原因，美国对中国实施了十分严厉的非关税壁垒，这一因素纳入了计量模型，因而对美出口的预测值将会显著受到抑制。日本和欧盟对华实施的非关税壁垒数量相对较少，特别是日本，考察期内仅对中国发起过 1 次反倾销诉讼，这一因素纳入计量模型使中国对日出口具有较快增长的预期。

香港对于中国出口产品而言非常重要，在短期内这一状况仍将持续，根据我们的预测，未来五年对香港出口的增长率将维持在 11% 左右，2017 年对香港出口额将超过对美出口额。对东盟出口将维持在较高的增长水平，较高品质的最终产品出口将是中国对东盟出口增长的重要推动力量（Gaulier 等，2011）。中国对印度的出口增长速度在未来五年将保持在接近 20% 的水平，2017 年对印出口额将超过一千亿美元，这种预测结果的成因在于，印度作为新兴经济体的重要代表，IMF 预测的 GDP 增速很高，需求因素显著提高了中国对印出口的预测值。

澳大利亚和加拿大这两个传统的发达国家在未来五年对中国产品的需求较为平稳，中国对这两国的出口增长率将介于 4%至 9%之间，到 2017 年的出口额未有显著增长。

六、结论性评述

以国际贸易的引力模型为基础，本文构建了中国出口决定影响因素的计量方程，以此对中国未来出口增长潜力进行预测。我们在计量模型中纳入双边经济增长、地理及经济距离、人口增长、贸易壁垒、特惠贸易协定等因素，使用国际组织发布的关于 GDP 和人口的权威预测数据，估算出 2012 年至 2017 年中国出口总额及中国向特定贸易伙伴的出口额，同时也对中国出口增长的长期趋势进行了初步预测。

本文构建的出口方程的估计系数符合理论预期，对历史数据的拟合程度较好，使用该方程可以得到较为可信的预测结果。根据预测，2013 年至 2017 年各年的出口增长率介于 9%到 15%之间，到 2017 年中国出口总额可达 3.35 万亿美元至 3.88 万亿美元之间，即使按照最“悲观”的预期进行预测，中国出口在短期内仍能保持较快的增长，到 2017 年，出口额将是 2011 年的 1.8 倍。与此同时，未来五年的出口依存度将维持在 26%至 31%之间。

受美国经济增长缓慢以及美国对华实施贸易壁垒等因素的影响，中国对美出口在未来短期内即会出现缓慢增长的态势，而对欧盟和日本的出口将保持强劲的增长势头。香港、东盟和印度等亚洲经济体未来仍将是 中国产品重要的销售市场，特别是印度，在其经济迅猛发展的条件下，将会日益扩大从中国进口。

在全球经济形势尚不明朗的情况下，我们预测在中长期内中国对外贸易将走向中低速平稳增长的轨道，2020 年至 2060 年的年均增长率将从 10%逐渐降至 6%，2060 年中国出口总额将超过一百万亿美元，出口依存度将降至 17%左右，内外平衡发展的目标有望实现。

本文的预测将 为 界提供中国未来，特别是短期内出口增长潜力的明朗预期：根据我们的预测，中国出口尚有潜力可挖，即使在全球经济持续低迷、贸易保护主义抬头的背景下，中国出口在短期内仍能保持较快的增长速度，在长期将实现中低速持续增长，出口对拉动经济增长仍具有十分重要的贡献。

本文的政策含义是明显的，在倡导扩大内需、实现内外平衡发展的条件下，决不能忽视出口的作用，至少在本文所预测的未来近五十年时间里，仍然要重视出口对中国经济增长的拉动作用，在重视内需的同时不能使对外贸易偏废，仍然要积极参与国际分工，从外部市场获取更多的利益。

从出口流向来看，美国市场的潜力日趋减小，尽管这只是预测，但给我们敲

响了警钟，如何应对贸易壁垒、巩固已有的重要市场，是摆在中国各界面前的重要课题。印度等新兴国家的市场潜力巨大，但同样需要中国各界积极开拓，提升出口产品的竞争力，否则乐观的预期结果将无法达到。

最后，我们预测出 2060 年中国将拥有较大的出口规模和更趋合理的出口依存度，这正是中国各界的预期目标，果真如此，便实现了内外平衡的经济发展路径。由此，需要政府进行科学合理的规划与指导，各界在调整经济结构、促进产业升级的过程中不懈努力，这样，更为健康和谐的经济增长模式在中长期将有望实现。

参考文献：

- 巴格瓦蒂·贾格迪什，2003，《现代自由贸易》（中译本），中信出版社
- 盛斌、廖明中，2004，“中国的贸易流量与出口潜力：引力模型的研究”，《世界经济》第 2 期
- 王孝松、谢申祥，2009，“中国究竟为何遭遇反倾销——基于跨国跨行业数据的经验分析”，《管理世界》第 12 期
- Anderson, J. “A Theoretical Foundation of the Gravity Model.” *American Economic Review* 69 (1), 1979.
- Anderson, J. and van Wincoop, E., 2003, “Gravity with Gravitas : A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review* , 93: 170~ 1921
- Anderson, J. and van Wincoop E., 2004. “Trade Costs,” *Journal of Economic Literature*, 42, 691-751.
- Bergstrand, J. “The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence.” *The Review of Economics and Statistics* 20, 1985.
- Bergstrand, J. “The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor Proportions Theory in International Trade.” *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71, 143-153.
- Deardorff, A. “Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?” in J. A. Frankel ed., *The Rationalization of the World Economy*. Chicago: The University Of Chicago Press, 1998.
- Egger, P., 2002, “An Econometric View on the Estimation of Gravity Models and the Calculation of Trade Potentials.” *The World Economy*, Vol. 29(2), pp. 297-312.
- Evenett, S. and Keller, W., 2002, “On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation”, *Journal of Political Economy*, 110 (2): 281~ 316
- Faik K. and Lastrapes, W.D., 1989. “Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: a VAR Approach.” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 4, pp 708- 714.
- Lemoine F., 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.

Gaulier G., F. Lemoine, D. Ünal, “China’ s New Growth Strategy and Its Impact on International Trade.” Conference on Industry Level Analysis of Globalization and its Consequences, Vienna, 26-28 May 2010

Gaulier G., F Lemoine and D Ünal,2011, “China’s foreign trade in the perspective of a more balanced economic growth”, *CEPII Working Paper*, No 2011 – 201

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

Krugman,P. and R. Baldwin,1987. “The Persistence of the U.S. Trade Deficit.” *Brookings Papers on Economic Activity*.

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

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

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

Subbaraman Rob and Sun Mingchun (2007), “China’ s Re-emergence in the World Economy: Assessing the Implications” . *Lehman Brothers Working Paper*. January, 2007

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

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

Yu M., 2010, “Trade, Democracy, and the Gravity Equation,” *Journal of Development Economics*, 91(2), 289-300.

人口老龄化与中国制造业竞争力的变化

内容提要：中国正面临以人口老龄化为主的结构转变时期，这将对中国制造业的低成本优势产生重要影响。在借鉴国际经验的基础上，本文详细讨论了人口老龄化对中国制造业部门低成本优势的影响渠道与机制。通过分析，我们认为，从短期视角来看，人口老龄化所带来的劳动力供求关系的变化以及劳动力成本的持续上升，并不会从根本上改变中国制造业的低成本优势，不会对中国制造业的出口造成根本性的冲击。相反，人口老龄化将对中国制造业竞争力的转型升级可能会形成倒逼机制，一定程度上将有利于中国制造业部门的结构调整与优化。但从长期来看，人口老龄化对中国制造业竞争力提升带来的挑战不容忽视，中国政府必须积极采取措施来应对其带来的负面效应。

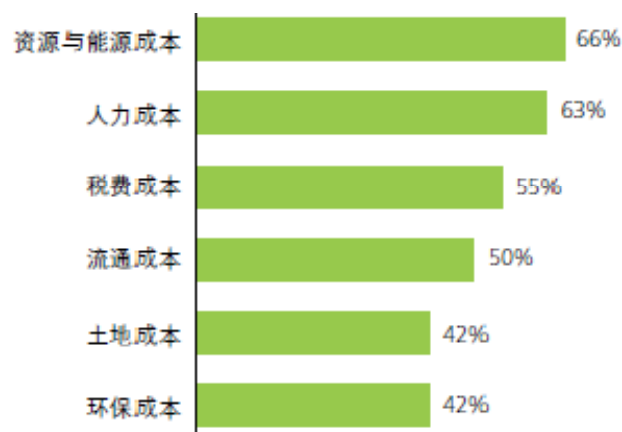
一、引言

随着中国经济的高速发展及其在全球经济一体化中地位的提升，中国制造业在世界范围的竞争力有目共睹。上世纪 70 年代以来，受日本广场协议、亚洲金融危机和美国 IT 泡沫破灭的影响，中国良好基础设施、大量廉价劳动力的比较优势不断凸显，从发达经济体转移出来的传统制造环节加速向中国积聚，形成了现阶段的分工体系，该分工体系反过来又巩固了中国的制造业领域优势。2010 年，中国在全球制造业产值中的比重上升到 19.8%，超过美国的 19.4%，成为世界制造业第一大国。相当长的时间以来，低成本的劳动力禀赋被广泛认为是中国制造业竞争力中最为重要的因素。相应地，随着人口老龄化带来的劳动力资源短缺以及中国劳动力成本的增加，这已经成为中国制造业未来发展所面临的**最大挑战之一**。

近年来，中国制造业的发展进程中面临不少新问题，其中最为突出的就是中国制造的成本上升问题，特别是人工成本上升幅度较大较急，给制造业企业特别是出口制造业企业的发展带来了一系列问题。2002 年，中国制造业的平均小时工资为 64 美分，仅相当于美国工人平均小时工资（21.64 美元）的 3%。自那以后，中国的人工成本开始加速提升。目前，中国制造业的小时工资大约等于发达经济平均水平的 10-15%。其中，城市薪资上升更快。2011 年中国城市的雇员的平均年薪为 5500 美元，比上年增长 13%，比 5 年前增长 77%。这期间，中国政策方面也在发生着变化。中国政府的政策转向包容性增长，特别是鼓励广大劳动者分享经济增长之果。2008 年，中国修订了《劳动法》；2008-2011 年间，中国法定的最低工资水平逐步加快提升，2012 年各地的增长幅度平均在 20%以上；“十二五”规划要求，大幅度增加劳动所得在整个国民收入中的比重。

根据德勤 2011 年的中国制造业竞争力的调查报告，中国当前制造业企业所

面临的各项成本上升因素中，人力成本上升因素是仅次于资源与能源成本上升因素的第二位重要因素，其中，有 63%的制造业企业选择将人力成本上升因素视作是影响企业竞争力的核心因素（见图 1）。最近中国政府提出计划要在 2015 年将中国工人的平均薪资提升 80%以上，这将在一定程度上进一步使得中国在劳动密集型的制造业领域竞争优势下降，特别在近年来一些东南亚国家的人均工资只有中国人均工资的一半甚至三分之一的情况下。众多跨国集团，计划降低在中国采购，并有意将服装鞋帽等劳动力密集型行业的制造加工环节转移至东南亚。



数据来源：德勤中国制造业竞争力调查2011

图 1 中国当前各项成本上升对制造业企业发展的影响

这种情形下，随着市场与政策双重效应的综合发力，必将推动中国制造业的人工成本更快增长。中国与发达国家在人工成本方面的差距，大体从开放之初的 100 倍，收缩为目前的 10 倍；再进一步收缩为 5 倍，甚至 3 倍，其所花费的时间可能比专家估计过的还要快。这就引起了喜忧参半的讨论。一方面，经济增长就是以人均所得的持续提高来定义的。中国人工的加快提高，本来就是经济增长的目标。但另一方面，中国制造业的“低成本”竞争优势会不会因此加快消失？支持中国制造业国际竞争力的引擎会不会动力减弱？全球制造业的布局和投资重点会不会发生重大转移与重新调整？

当前，尤其有必要针对全球制造业发展过程中出现的一些重要新动向，给予足够的重视。一是美日等发达国家重新认识到制造业对国家经济发展的重要作用，纷纷采取措施推动制造业回归与复兴。二是中国以外的传统出口大国及发展中国家在多种内外因素作用下，对制造业的吸引力有所增强。三是世界各国围绕科技、产业制高点的竞争日趋激烈，发达国家纷纷加大对节能环保、新能源、信息、生物等新兴产业的投入与扶持，试图通过新兴产业领域的率先突破，巩固其在高端制造环节的固有优势；各新兴经济体也加强了新技术新产业战略部署，努力抢占产业发展制高点。这些新动向无不提醒我们，未来全球制造业竞争正呈现出更为

复杂的形势，全球产业分工正酝酿着局部调整，中国制造业部门既面临着来自传统制造业领域的成本竞争，也面临发达经济体和新兴经济体加快布局高端制造业的发展压力，现有比较优势发挥作用的空间已越来越小，中国长期依赖中低端制造和出口带动制造业的局面应该加快调整。需要在继续发挥传统比较优势的同时，积极顺应全球产业变革的新趋势，着力促进制造业转型升级，发展战略性新兴产业和其他先进制造业。

二、国际经验比较

从已有国家在面临人口老龄化对制造业发展所带来的一系列问题和挑战的解决思路与效果来看，主要有欧盟经验和日本经验，其中，我们认为，前者是相对比较失败的经验，而后者则是相对比较成功的经验。

1、欧盟经验

欧盟是世界上最早进入人口老龄化的地区，人口老化现象严重，未来欧盟国家人口年龄结构将会继续发生很大变化，这种变化会对经济和社会发展产生一系列深远影响。持续的低生育率和不断增加的人口预期寿命是造成欧盟人口老龄化的两个最根本原因

人口老龄化对欧盟的制造业发展产生较大的负面效应。二战后欧洲各国纷纷选择“福利社会”作为国家发展的目标模式，以高福利为特征的社会保障制度引人注目。由于二战后婴儿潮带来的人口增长，以及欧洲经济的持续发展，高福利主义导致的财政支付压力没有立即显现出来。但是，随着欧洲人口老龄化、经济增长速度放缓，高福利主义带来的老龄化刚性、持续的财政支出压力开始凸显，表现为巨额的财政赤字及政府债务规模，即财政的脆弱性。欧盟五国由于巨大的财政支出需要，在维持高债务（财政赤字及政府借债）水平的同时，不得不实行高税率政策。2007年，欧盟的税收占GDP的比重达到了39.8%，相对于美国和日本的可比数据，它高出大约12个百分点。欧洲在保持着高昂的税收规模时，也保持着全球数一数二的个人所得税税率。欧洲的个人所得税率普遍很高，意大利、德国、法国的最高个人所得税税率均逾40%，相比之下，美国的最高个人所得税税率只有35%。高税率政策使得欧盟内部各国的制造企业不堪重负，迫使这些制造业企业迁移到税率较低的国家以及外包到成本较低的发展中国家，使得多数欧盟国家的工业制造业的衰退和空心化。

因此，人口老龄化所造成的高财政支出和高税率，严重削弱了欧洲制造业企业的国际竞争力。当面临经济衰退的时候，欧盟各国反而不得不进一步依赖政府投融资来推动经济发展，从而需要进一步提高税率。这就造成欧盟五国在制造业竞争力的培育方面陷入了恶性循环，导致了欧盟各国经济危机的频繁发生。

2、日本经验

自20世纪50年代以来，随着日本工业化、人口城市化的迅速发展，日本人口结构出现了新的变动。在生育率和死亡率不断下降的同时，日本人口增长速度明显放缓，甚至还出现了负增长，人口老龄化成为日本现阶段主要的人口问题之一。日本已进入人口减少及超老龄化阶段。日本是世界上人口老龄化最严重的国家，也是人口负增长的国家。由于人口再生产惯性，这种趋势将长期持续下去。这已经对日本的人口结构造成了深刻影响，从而对日本经济发展造成了深远的影响。

在人口相对有限的老龄化背景下，有学者认为日本经济发展将会面临一场漫长的“老龄化经济衰退”。但是，我们认为，对日本的消费、生产、储蓄、投资、国际金融和贸易绩效来说，人口老龄化的影响绝非始终是消极的。人口老龄化所造成的巨大的社会和结构性变迁不仅会造成种种新的挑战，而且还有新的经济机遇。这里的关键是，日本的老龄化过程受到了该国大规模的保健革命在物质上的刺激。由于日本人口“健康地老化”的格局，而且在一个丰裕的信息时代经济体中就业，对身体不再是严酷考验，所以日本年龄较大的群体也可能对经济生活做出富有成果的贡献。因此，虽然几乎肯定会影响日本特殊的老龄化进程的人口停滞和衰败，可能会使总的经济增长速度放慢，但是老龄化并不一定会阻碍日本人均收入的不断提高及其经济能力的增强。

日本的人口老龄化对产业结构的调整优化产生了积极作用。人口老龄化带动老年产业的发展，有利于经济的持续发展。就业的长期稳定增长主要取决于经济持续增长能力，因此日本政府在20世纪90年代以来的经济增长政策中都将解决失业问题作为重要的政策目标之一。从日本分三大产业就业人口数量上能够清晰地看出日本战后产业结构转变的过程。从日本1950-2005年分三大产业就业人口数量及比重可以看出，1950年日本三大产业就业人口比重分别为48.6%、21.8%、29.6%，从事农业、林业、渔业的就业人口占整个就业人口的一半左右。当时日本65岁以上老年人口所占比重不到5%。到1960年第三产业就业人口比重已经达到38.3%，超过第一产业的就业人口比重。在20世纪60-70年代，日本拥有丰富的劳动力资源，特别是第一产业中拥有大量的劳动力。人口老龄化将带动第三产业的发展，有利于调整国民经济的产业结构，并且能够促进劳动力的产业转移，实际上是促进剩余劳动力向第三产业转移，实现了劳动力就业的产业结构调整。根据日本统计局的统计数据，到2005年第一产业就业人口仅占15岁以上就业人口总数的4.9%，而第三产业的就业人口比重已经达到68.5%。在人口老龄化促进发展的第三产业中，除了医疗和保险等部分行业外，社区家庭和个人服务业领域的就业门槛低，资金投入少，吸纳劳动力较多，因而比较适合剩余劳动力和下岗再就业劳动力(特别是其中的女性)的就业。日本政府通过大力发展第三产业，特别是服

务行业的快速发展，带动了第三产业就业人口比重的不断上升，也缓解了日本劳动力需求下降的矛盾，促进了日本经济的发展。

日本的人口老龄化对制造业竞争力的转型升级也产生了积极的促进作用。在人口老龄化所带来的劳动力人口减少以及劳动力成本大幅度上升的情形下，日本政府积极采取各种产业发展与引导政策以及人力资本培育政策来应对人口老龄化对制造业部门竞争力的消极作用，取得了相当的成效。其主要表现在以下三个方面：

(1) 积极鼓励国家主导产业的转型升级。以纺织业为代表的轻工业占比继续下降，1955年纺织业产值占全部制造业产值的比重为16.2%，1970年降为6.4%，1985年继续下降为3.1%。以能源消耗为主的钢铁、石化等重化工业(不含机械类)产值在全部制造业产值中的比重逐步平缓下降，1975年为31.2%，1985年时约为27%。而技术含量较高的汽车、家电、机械等组装加工业的比重呈现明显扩大趋势，1955年为14.6%，1985年时已经占到约40%，取代了原来的重化工业在制造业中“一股独大”的龙头地位。以汽车等为代表的机械类制造业产品增长迅速。汽车(含轿车、商用车)产量迅速上升，1974年年产量为654.8万辆，1990年达到为1347.5万辆，16年增加了20倍，年均增长125%。一般产业机械产值以年均41%的速度增加，1975年产值为37309.83亿日元，到了1990年则为102272.64亿日元。半导体、集成电路等新兴产业也加速发展，1974—1990年间，半导体集成电路产值增长了45倍多，达到了1990年的16611.72亿日元。而以消耗能源为主、技术含量相对较低的粗钢等产品生产呈上下波动继而持续下降趋势。1974—1979年为上下波动期，1974年粗钢产值为71507.86亿日元，1977年下降为64380.2亿日元，1979年又上升为75443.61亿日元，从1980年开始粗钢的产值就一路下滑了，从1980年的71432.54亿日元一直下降到1990年的52493.16亿日元，下降了26.5%。

(2) 积极鼓励制造业出口技术含量的提升。根据美国普查局经济计划和协调处的数据，1975年全球尖端技术出口额占世界技术出口总额的比重平均为20%，当时的日本还处于较低的水平，仅为19.8%，而美国为26%，英国为25.2%，西德为22.2%。到了1984年，日本已经成为全球尖端技术出口最高的国家，占比达到32.1%，而美国、英国、西德分别为30.4%、27.6%和27%。制造业技术含量的变化在产品出口中也有同样体现，到20世纪80年代中期时已经占到70%以上。据《帕尔格雷夫世界历史统计》数据，1974—1990年间，日本汽车出口额从19310亿日元逐年增加到1990年的76850亿日元，增加了2.88倍。同期一般机械产品出口额从34420亿日元增加到19321亿日元，增长了近5.6倍。而同期钢铁产品出口额从31490亿日元却逐年下降到18080亿日元，下降了43%。并且钢铁产品出口额为同年(1990年)汽车出口额的23.5%，一般机械出口额的9.4%。到了20世纪80年代，

日本已经成为世界工业机器人的主要供应商，电子计算机主机产量也从1975年的8.4万台急剧上升到1980年的17.7万台，1985年2026.5万台，1990年3292.3万台，分别比1975年增加了1.1倍、240.25倍和290倍。随后日本还在具有战略意义的半导体集成电路领域一路领先，1990年半导体集成电路产量达到15450.2万台，成为世界最大的集成电路生产国。这说明日本代表性制造业产品结构随着人口老龄化所带来的劳动力供求关系和结构的变化，也发生明显变化，产品技术含量明显提高。

(3) 积极鼓励制造业的对外直接投资。人口老龄化一定程度上刺激了日本制造业的对外投资。1974-1991年，制造业对外直接投资累计906.84亿美元，是1950-1973年制造业累计对外直接投资的28倍。特别是自1985年“广场协议”签订以后，日本加快了海外直接投资的步伐，1985-1991年仅7年，日本制造业对外直接投资累计718.76亿美元，是1974-1984年11年累计额的3.8倍以上，是1951-1984年34年累计额的近3.3倍。

3、启示

从以上两个国家的经验来看，有如下两点启示：第一，如果忽略人口老龄化对制造业的出口优势所带来的挑战，而任由市场自身的力量来应对人口老龄化对制造业出口优势所带来的挑战，长期来看，必将造成一国制造业的逐步外移，从而造成该国的产业“空洞化”，最终导致该国经济可持续发展能力的减弱；第二，如果一国积极采取有效的产业政策来应对人口老龄化对制造业的出口优势所带来的挑战，鼓励该国产业结构的升级优化，鼓励出口产业由低端的劳动密集型产业向高附加值的资本密集型产业逐步转型，则有可能缓解或者化解人口老龄化对制造业出口优势的挑战，使得经济发展进入一个更高的发展水平阶段。

三、人口老龄化背景下制造业劳动力供求关系的变化

2011年2月，国家统计局披露的《2011年中国人口总量及结构变化情况》显示，中国城镇人口占比已经超过50%。不过，同时公布的劳动人口比重的转折性变化趋势，却更为引人注目。这份报告显示15-64岁劳动年龄人口的比重自2002年以来首次出现下降。这可能是一个重要的转折点，它意味着中国制造业增长所依赖的人口红利正在渐渐走向尾声。

中国的总和生育率自20世纪90年代以来一直低于2.1的替代水平，目前仅为1.4，甚至低于发达国家的平均水平。长期处于低生育水平，终究导致人口年龄结构发生根本性的变化，15-64岁劳动年龄人口增长速度明显递减，并预计于2015年达到峰值9.96亿之后绝对减少。这种人口结构变化在劳动力市场上的表现，就是自2004年沿海地区出现“民工荒”以来，劳动力短缺已经成为全国性

现象，2011 年以来的制造业“招工难”问题前所未有地成为企业普遍遭遇的困难。在劳动力供给增速减慢的同时，经济增长仍然保持着对劳动力的强劲需求，城镇就业继续迅速增长。如果把劳动年龄人口作为劳动力供给的代理指标，把进入城市的农民工(调查显示他们的失业率很低)和城镇居民就业人员作为劳动力需求的代理指标，可以看到在 2002-2010 年期间，劳动力供给的年平均增长率为 1.1%，而劳动力需求的年平均增长率高达 2.6%。

劳动力供求关系的变化，将会改变了中国资源禀赋长期存在的劳动力无限供给的特征，农业中的劳动边际生产力不再像理论假设的那么低下，工资不再由生存水平决定，而是更加敏感地受到供求关系的影响。从表 1 中的数据可以看到，首先，农民工工资在多年徘徊不变之后，2003 年以来提高明显加速，在 2003 年-2010 年期间保持实际年增长率 10.8%。其次，就使用较多的非熟练工人的制造业看，该行业的工资在 2003 年-2008 年期间的年度实际增长率分别为 10.5%。最后，从农业中工人的工资变化看，在 2003 年-2011 年期间，粮食生产中雇员工资平均每年增长 15.3%，棉花生产工资年增长 11.7%，在规模养猪中就业的工人工资年增长 19.4%。按照发展经济学的定义，这种劳动力短缺的出现和普通劳动者工资持续上涨的现象，就意味着中国已经迎来其刘易斯转折点。虽然关于这个判断以及刘易斯模型在中国的适用性，存在着不同观点，但是，上述变化对中国经济增长的巨大挑战值得给予高度重视。

表 1 劳动力供给和需求存量变化(万人, %)

	城镇农民工 (1)	城镇居民就业 (2)	劳动年龄人口 (3)	需求-供给比例 (1+2) / (3)	需求-供给弹性 $\Delta(1+2) / \Delta(3)$
2002	10009	24091	90069	37.9	--
2003	10889	24569	91397	38.8	2.7
2004	11303	25003	92890	39.1	1.46
2005	12025	25430	94352	39.7	2.01
2006	12631	25947	95234	40.5	3.21
2007	13094	26492	96010	41.2	3.21
2008	13423	26848	96760	41.6	2.22
2009	13894	27224	97424	42.2	3.06
2010	14627	27230	98034	42.7	2.87

资料来源：根据《中国统计年鉴》(历年)、《中国农村住户调查年鉴》(历年)、《中国人口统计年鉴》(历年)和都阳、胡英《分城乡劳动年龄人口预测》(2011 年)数据推算得到。

1、人口老龄化对劳动参与率的影响

改革开放以来，由于中国劳动者工资收入普遍偏低、投资市场环境不完善、劳动者就业意愿的不断增加、教育观念较为落后、工资与工龄挂钩以及社会保障制度不完善等因素的影响，中国的劳动参与率一直处于较高水平，但近年来呈下

降趋势。近期，中国统计局发布的数据显示，在15-19岁这个年龄段中，劳动参与率的比重下降最快，从67.05%下降到34.14%，下降了32.91%，这主要是由于中国教育的发展，九年义务教育以及大学的扩招导致劳动者受教育时间的延长。而在20-24岁这个年龄段劳动力参与的比重就下降的慢了，特别是25-29、30-34、35-39、40-44这几组年龄段的变化都不是很大了，而且劳动参与率也比较高，基本上都在90%以上，但是从45-49、50-54、55-59、60-64这个年龄段开始，劳动参与率是逐年下降，直到65岁以上，劳动参与率基本上保持在20%左右，但是近年来由于老年人口生活质量的提高，人们寿命的提高，老年人口劳动参与率有多提高，这个主要体现在60-64这个年龄段，虽然在65以上也有，但是不是很明显。从总的趋势来看，劳动参与率是下降的，从1990年的78.87%下降到了2010年的70.02%。从劳动参与率我们可以看出，随着人口老龄化程度的逐步加深，老年人口劳动参与率将逐渐加大，中老年人口结构比重将逐渐趋于缓和，老年人口的增加对中国就业人口产生的效应逐步显著和强化起来。

2、人口老龄化对农民工劳动力流动的影响

中国老龄化中一个非常值得重视的现象是中国农村的老龄化超前于城镇。21世纪前40年，农村人口老龄化的程度和速度始终高于城镇。2000年农村的老龄化水平为10.92%，比城镇高1.24个百分点。2020年农村老龄化水平提前突破20%，比城镇高5个百分点。2030年全国老龄化速度达到最快时，农村和城镇老龄化程度分别达到29%和22%，差距也达到最大，相差7个百分点，农村将率先进入重度人口老龄化的平台期，农村也将成为中国经受人口老龄化大潮冲击最严重的地区^①。农村老龄化速度的加快必定会影响农村剩余劳动力向城镇转移的数量与质量。进一步来看，根据中国家庭金融调查的数据显示，外出农民工平均年龄相对较低，一直保持在28岁左右，16-40岁年龄段外出农民工人数占全部外出农民工的85%以上。此外，由于农村老龄化速度的加快，外出农民工40岁以上人员所占比重一直在上升，由2001年的12.7%增加到2011年的14.8%。农民工是中国劳动力群体中最具年龄优势的群体，但随着农村人口老龄化的加快，一方面，外出务工的农民工的数量将不断减少。另一方面，外出务工的农民工中，高龄农民工的比重增加必然会降低生产效率，故而企业倾向于雇佣年轻的农民工劳动力。根据2011年外出务工的农民工情况看，从事制造业和建筑业的人员比重占全部人员的50.2%。而从事制造业和建筑业对农民工接受新技能和身体素质要求较高，在这方面高龄农民工一般不具有优势。

3、劳动力供求关系变化对制造业劳动力需求的影响

中国制造业就业人数的统计截至到2002年，大约为8300万人。制造业城镇

^①数据来源：《中国人口老龄化的形势与问题》报告（2007）。

职工数与城乡就业数，高度相关，2002年制造业城镇职工数占总就业数的35%，城镇制造业职工数近几年的增长幅度约为4%左右，也有部分年份在减少。假设中国制造业与城镇制造业具有类似的特征，每年按照城镇就业人数同比例变化，到2008年，制造业就业人口应该接近1亿。2011年，制造业就业人口达到1亿多。按照目前的就业弹性推算，如果未来GDP增长速度为年平均10%，制造业部门的劳动力需求将增长4.7%，而在GDP增长速度为8%的情况下，每年制造业部门对劳动力的需求将为3.7%。据此，我们来对中国制造业部门的就业人数规模进行预测。我们预测，2012年至2021年未来9年间，我国制造业就业人数会从2012年的10565万人缓慢上升到2021年的11288万人，很有可能不会出现迅速增加的情形（参见表2）。因此，在中国制造业部门的就业人员规模不会大规模增长的情形下，我们认为，人口老龄化所带来的劳动力供求关系的变化，可能对中国制造业部门的劳动力需求不会产生根本性的制约作用，也就是说，从劳动力人口的绝对供给规模来看，人口老龄化所带来的劳动力供给的相对缩小并不会对中国制造业部门发展造成重要的制约性作用。

相反，很多学者并没有充分重视中国劳动力供应中巨大的结构性变化——低端劳动力的枯竭与中端劳动力供给过剩。事实上，很多低端劳动力供应的下降并非因为需求增长过快导致的，而是因为中国教育在近20年的高速发展导致传统低端劳动力潜在供给在经过高中、大专、本科以及研究生教育之后，转换为教育存量和潜在的中高端新增劳动力。例如，中国高中及以上学历占适龄流动人口的比重从1995年的2.5%上升到2011年的14.5%，总量直接增加了接近1亿人口，而大专以上的占比则从0.5%上升到5.3%。这种变化是导致目前大专以上的需求供给比从2006年的1.05下降到目前的0.9，大专和本科生学历的失业率高达13.4%和11.9%的核心原因。因此，目前中国教育的发展虽然加速了刘易斯拐点的提前到来，但是这时的刘易斯拐点并不意味着中国人口红利的消失，这只是意味着中国用中高端劳动力的失业替代了低端劳动力的失业和农村剩余劳动力。而且，这只是意味着人口红利的形式发生转移，即从农村剩余劳动力转移型的人口红利转变为具有人力资本的人口红利，从低端劳动力转移带来的人口红利向具有人力资本中端层次的人口红利的转移。只要中国产业逐步进行升级，大量廉价的具有高等教育的劳动力被有效利用将使资源再配置的效应，将会再度显现。中国中高端制造业的兴起将进一步显化中国教育大国与人口大国产生的叠加效应，这或许将进一步孕育出中国在中高端制造业上的新的国际比较优势^②。

^②参见刘元春主笔的《2012-2013年中国宏观经济报告：迈向新复苏和新结构、超越新常态的中国宏观经济》，

下载网址：<http://se.ruc.edu.cn/default1.asp>

表2 中国制造业就业人数与预测人数

年份	就业人数 (万人)	预测值 (万人)	年份	就业人数 (万人)	预测值 (万人)
2000	8043	8976	2011	9939	10309
2001	8083	9226	2012		10566
2002	8307	9137	2013		10661
2003	8518	9392	2014		10452
2004	8719	9636	2015		10585
2005	9176	9734	2016		10795
2006	9578	9552	2017		11073
2007	9904	9684	2018		10943
2008	9815	9885	2019		11226
2009	9844	10149	2020		11246
2010	9924	10040	2021		11288

资料来源：《中国统计年鉴》以及张丽杰《中国制造业就业人数的波动预测》（《统计与决策》，2012年第3期）。

四、人口老龄化对中国制造业部门低成本优势的影响

1、人口老龄化将对中国制造业部门的低成本国际贸易优势将产生重要影响

改革开放 30 余年来，中国经济得以迅速发展的一个重要原因是中国低廉充裕的劳动力供给在国际竞争中处于优势地位，以劳动密集型产业为主的加工制造业对经济发展有着不可替代的重要作用。经济改革提高了劳动力资源的配置效率并且充分发挥了中国劳动力资源充足的比较优势（特别是农村劳动力），人口学将这种由充足的劳动力资源所带来的比较优势称为“人口红利”。当人口经过出生率的下降之后，少年儿童抚养比下降而老年抚养比在相当一段时间内又没有上升，因此，劳动适龄人口在总人口中占有相当高的比重。因此，其劳动密集型产业部门在国际市场具有巨大的出口贸易比较优势。

然而，“人口红利”只是一种暂时现象，不可能长时间维持。换言之，在其他条件相同的情况下，劳动力供给总量将会长期地、持续地减少。也就是说，人口老龄化将会使中国劳动力资源在国际市场上的比较优势逐渐弱化。一方面，人口老龄化导致了劳动力供给的下降，从数量上弱化了这一优势。经济发展对劳动力的需求越来越多，根据供求关系原理，劳动力供给数量的下降将导致劳动力报酬的提高，劳动成本相应增加，从而从根本上削弱中国的竞争优势。另一方面，人口老龄化总体而言降低了劳动生产率，从质量上弱化了这一优势。劳动密集型产业更注重从业人员的耐受力 and 适应性，由于青壮年人口的逐渐减少，企业不得不雇佣越来越多年龄偏大的劳动者，而这些劳动者随着年龄的增长，身体机能也

会随之退化，体力、脑力都处于衰退状态，不仅不能胜任现有工作，而且在企业引进新技术、新设备时，也不能尽快接受新技术、学会操作新设备，重新培训的费用较高，这在很大程度上降低了劳动生产率，进而直接影响了制造业的竞争力提升。

中国的人口红利将在不久的将来即将逐渐消失，这意味着与其他发展中国家（如印度、越南、墨西哥等等）相比，中国的劳动力稀缺问题将更加显著，并将导致在国际市场上的比较优势大规模调整。如果由于人口老龄化的影响导致中国在劳动力价格方面的比较优势消失殆尽，那么国际社会对劳动密集型制造业产业和产品出口的大量需求将会转移至其他劳动力成本更低的国家和地区。这将不利于中国的出口需求和相应的投资需求的增长。因此，人口老龄化也意味着出口导向型部门和其他相关部门的劳动力需求的减少。这种变化将促使整个社会转变经济增长方式——从依赖传统要素（劳动力、资本、土地和其他自然资源）日益增多的投入转变为推动技术进步。从老龄化加速的程度来看，我们对这种转变的需求已日益紧迫。同时，人口老龄化将推动制造业部门的产业升级，以实现从工业化到后工业化社会的转变。劳动密集型产品出口的减少需要通过城市化和服务业的发展来弥补和抵消。所以说，人口红利的消失未必是件坏事，因为这样将会促进我们充分认识经济增长模式转变和产业结构升级的必要性。由此可见，人口老龄化对我们在全球市场的比较优势将产生负面影响，但同时也从人口结构变化角度为经济增长模式转变和产业结构升级带来了压力和动力。

2、人口老龄化今后一段时期内对中国制造业国际竞争力的负面效应有限

(1) 中国制造业内仍具有低成本优势

首先，在一段时期内，中国劳动力仍具较大竞争优势：一方面，劳动力工资水平较低、劳动力丰富的优势仍将持续。长期以来，丰富而且廉价的劳动力资源一直是中国参与国际经济竞争的禀赋优势，依靠这一优势，中国出口了大量劳动相对密集产品，走上了以劳动密集型为主要特征的制造业立国的发展道路。未来20年，中国还将处于二元经济的不发达阶段，农业富余劳动力还需要持续实现转移，劳动力总量庞大、供给充足的现象将长期存在。同时受中国制造业仍处于国际分工低端、利润水平低下等因素的制约，劳动力工资水平仍然较低，而且这一现象也将长期存在。从人口的角度看，中国的人口峰值将在三、四十年间出现，这说明中国劳动力丰富的基本国情短期内不会出现根本改变。另一方面，与国际相比，劳动力具有一定的比较优势。从出口看，近几年中国出口每年以20%—30%的速度在增长，成本优势主要体现在劳动力成本低廉方面，中国劳动力成本仅为发达国家的2%—4%。从工资水平的国际比较看，中国制造业雇员工资仍处于较低水平，较之于发达国家，目前制造业雇员工资水平大约是英国的1/27，日本

的 1/22，美国的 1/21；较之于新兴国家，大约是韩国的 1/13，新加坡的 1/12；较之于发展中国家，大约是马来西亚的 1/4，墨西哥的 1/3。而从职工工资占国内生产总值比重来看，中国的这一数字由 1990 年的 15.8% 下降到 2009 年的 10.1%，下降了 5.7 个百分点，这说明工资劳动者在增加值的分配比重偏小。再从国际比较看，中国绝对数量的劳动力成本上升速度还是比较小的，仍具有比较优势。预计到 2015 年，中国劳动力成本也仅将达到西欧国家的 38%，与其他发展中国家相比，中国也仍然享有一定的劳动力低成本优势，例如中国制造业的工资水平仅为墨西哥的 25%。

其次，中国制造业的低成本优势不仅仅来源于劳动力的低成本优势，也来源于完整的产业体系，独一无二的产业链配套能力、巨大的国内需求市场以及相对稳定宏观经济环境这四个方面的因素。因此，在未来一段时间里，由于中国制造业的规模经济优势，以及中国在基础设施、研发能力方面的优势，外资进入中国制造业易于找到原材料或配套产品的供应商，中国制造业的竞争力还将继续保持。而且，自 2008 年以来，东南亚各国的工资也均处于上升通道，因此，中国的低端制造业因此不会很快向东南亚这样的发展中国家转移，而中国的中高端制造业可能会持续吸引更多资本。

第一，完整产业体系所赋予的独一无二的范围经济效益。目前，中国拥有 39 个工业大类，191 个中类，525 个小类，是全世界唯一拥有联合国产业分类中全部工业门类的国家，从而形成了一个举世无双、行业齐全的工业体系，中国产业界藉此赢得了独一无二的巨大范围经济效益，成为中国竞争力的重要源泉，而这种效益是其他大多数国家不可能具备的。

第二，完整的产业配套能力。中国制造业的低成本优势也来源于产业集聚效应所带来产业链和产品链的采购成本、交通成本以及交易成本的降低，这就是中国制造业所具有的较强的完整产业链的综合配套优势，很对产品的制造业企业在珠三角或长三角的周边地区可以采购自己所需的几乎所有零部件。这一产业链的配套优势不仅是大多数发展中国家所缺乏的，不少经济发达国家也不完全具备。

第三，依托巨大国内市场取得开放环境下的全球市场主动权。中国已经跃居世界第二经济大国，多种商品进出口、生产、国内销售的规模为世界之最，巨大的市场为中国制造业带来了可观的规模效益，也意味着中国产业的自主创新更有可能依托国内市场迅猛成长，中国标准比其他大多数国家同行更有可能成为国际标准。

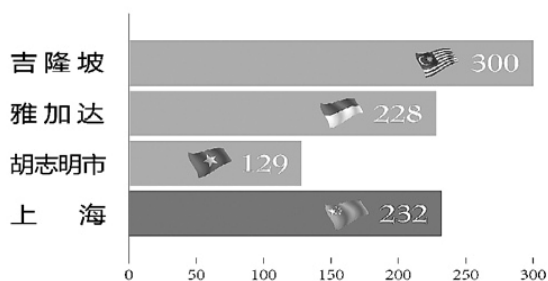
第四，较高的宏观经济稳定性。与其他新兴市场经济体相比，中国的宏观经济稳定性明显高得多。就是与许多发达国家相比，近 20 年来中国宏观经济稳定性也要高出一截。这种稳定性在国际收支和财政收支方面表现得尤其充分。较高

的宏观经济稳定性从几个方面赋予中国产业额外的竞争力。首先，在一个更可预期的环境中，企业规划的风险显然要低得多。其次，尽管越南、印度等后发国家的货币贬值被视为其出口制造业面对“中国制造”的优势之一，但我们不必认为货币贬值就一定能够赋予一国出口更强的竞争力，因为货币大幅度贬值通常意味着输入型通货膨胀压力猛增。这不仅直接干扰企业经营，更损害居民生活水平而容易引爆更多的工潮。最后，由于发展中国家外向型企业常常高度依赖外币融资，资产构成中本币计价比例却要高得多，本币大幅度贬值还会显著恶化其资产负债结构，严重时会导致企业大面积破产倒闭。

更为重要的是，由于资源的全球性上涨导致绝大多数发展中国家的劳动力成本均呈现上涨态势，而且，福利主义在全球的蔓延，以及各国人民对更好生活水平追求的愿望已经被永久的唤醒，全球的发展中国家的劳动力工资均处于一个上升的通道。比如，继 2012 年 4 月泰国将曼谷等 7 个府的日最低工资提高到 300 泰铢(约合 9.79 美元)后，2013 年 1 月 1 日起，此标准的适用范围将扩大至泰国全国。印尼当局宣布，自 2013 年 1 月 1 日起，首都雅加达的月最低工资将从 153 万印尼盾上调 44%至 220 万印尼盾(约合 228 美元)。越南政府宣布，从明年 1 月 1 日起，越南将分 4 个不同地区，把每月最低工资标准提高为 165 万越南盾至 235 万越南盾之间(约合 79 美元到 113 美元)，河内市和胡志明市的月最低工资可能提高 35%，达到 270 万盾(约合 129 美元)。2013 年 1 月起，马来西亚首次引入最低工资制度，首都吉隆坡的月最低工资将为 900 林吉特(约合 300 美元)。东南亚劳动密集型行业，已经习惯于依赖月工资不到 200 美元的劳工，工资上涨过快可能导致相关国家低劳动力成本优势提前结束。因此，在全球多数发展中国家的劳动力工资普遍出现上涨的格局下，中国劳动力工资的持续上涨未必会削弱中国制造业的低成本贸易比较优势。

东南亚部分城市2013年月最低工资标准

单位：美元



注：泰国2013年日最低工资约为9.79美元，无月最低工资规定。

中国上海最低工资为2012年标准。

由于以上这些因素的同时存在，其他发展中国家很难具备作为“世界工厂”的优势条件。一是难以有替代者承接如此大规模的转移。二是我国劳动力素质不断提高正在成为经济竞争的新优势。从人力资源总量上看，我国在未来 10 年中

仍占绝对优势。尤其是中西部地区劳动力成本在一个时期内将保持相对低于东部地区的水平，尚有劳动力供给潜力可以挖掘，传统的中国劳动要素禀赋的优势，还将在中国中西部延续一个时期。因此，劳动密集型制造业的一定份额会转移到其他发展中国家，但是中国作为这类产品制造者的“世界工厂”地位不可能短期内被替代。

(2) 劳动力工资持续上升一段时期内并不会削弱中国制造业的低成本优势

近十年来，制造业的平均工资水平在中国国民经济 19 个部门中仅列第 14 位，是最低的五个部门之一。作为一个就业人口 3491.9 万，约占全国城镇就业总数的 27.77%，同时创造了整个国家近 1/3GDP（2008 年为 32.65%）的重要产业部门，制造业的工资水平对居民收入、劳动报酬水平以及国内消费的扩张具有举足轻重的作用。同时，2012 年制造业出口占中国出口总额的 85.8%。制造业劳动报酬水平也是提高制造业产业竞争力。

中国制造业的单位产出劳动力成本仍然具有绝对优势。考察制造业竞争力，要综合考虑劳动力成本和劳动生产率的关系。如果前者的增长率超过后者，产品竞争力会下降；反之则反是。因此，我们采用国际劳工组织（1999 年）建议的“单位产出劳动力成本”（Unit Labor Cost, ULC）指标来测算。1999-2011 年，中国制造业小时劳动报酬和劳动生产率呈现以下变化特征：小时劳动生产率和小时劳动报酬都呈较快增长态势，但制造业小时劳动生产率年均增长 15.16%，比小时劳动报酬增速（13.81%）高出 1.35 个百分点。制造业单位产出劳动力成本在 1999-2004 年间逐年下降；2004 年之后虽开始呈上升趋势，但是 2011 年仅为 1999 年的 88.9%。

与发达国家及地区相比，中国制造业单位产出劳动力成本具有绝对优势。2011 年，中国制造业的 ULC 是美国的 30.35%，中国香港的 48.23%，日本的 31.73%，德国的 19.24%，英国的 25.79%，意大利的 24.56%，法国的 27.44%，荷兰的 22.58%，韩国的 22.69%，新加坡的 20.07%，中国台湾的 53.98%，俄罗斯的 22.22%。与发展中国家相比，中国制造业单位产出劳动力成本也是最低的。2011 年，中国制造业单位产出劳动力成本是巴西的 13.74%，墨西哥的 30.85%，印度的 30.27%，印尼的 78.21%，菲律宾的 14.44%，泰国的 62.84%。

从动态上看，中国制造业的劳动力成本优势在不断强化中。2002-2011 年中国制造业的 ULC 不升反降。然而，中国 FDI 主要来源地、主要贸易伙伴以及吸引外资、出口商品的主要竞争国的 ULC 却出现了不同程度的增长。1999 年以来，制造业劳动报酬水平年递增 10%以上，但 ULC 仍呈下降趋势，2011 年的 ULC 甚至不及 1999 年的 90%。主要原因是制造业劳动生产率的提高大大超过了劳动报酬的增长，劳动报酬占产业附加值比重持续下降。通过国际比较发现，中国制造业

的相对单位产出劳动力成本（RUIC）不仅具有绝对优势，而且优势在继续强化。

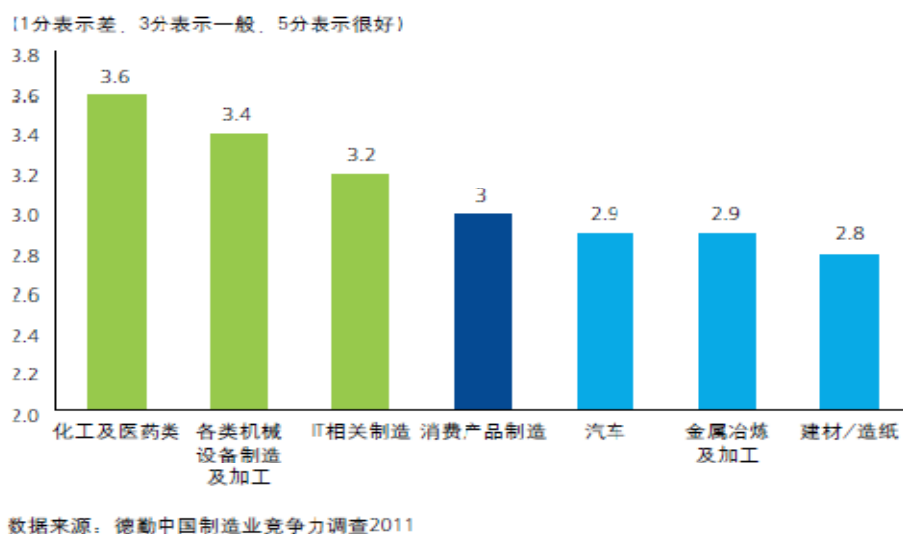


图 1 中国在劳动力素质以及可得性方面的表现

资本密集型比劳动密集型劳动力成本低。分行业看，制造业中劳动密集型行业的 ULC 及其增速均大于资本密集型行业。ULC 有所上升，这是由于近年来劳动密集型行业的劳动报酬在原有较低基数基础上增速大于劳动生产率增长；而资本密集型行业的 ULC 基本上仍呈下降趋势。1999-2011 年，中国制造业 ULC 年均增速为负数，表明近十年来，中国制造业单位产出劳动力成本在下降，产业竞争力因此进一步提高。但就劳动密集型与资本密集型产业看，趋势各不相同。我们把制造业中的纺织业，纺织服装、鞋、帽制造业，皮革、毛皮、羽毛（绒），木材加工及木、竹、藤，家具制造业，造纸和纸制品制造业，文教体育用品制造业，非金属矿物制品业列为劳动密集型行业，其余算作资本密集型行业。按广义劳动力成本（工资+非工资费用）计算的分行业的制造业 ULC 结果显示，2011 年，制造业的 ULC 为 0.283，其中，劳动密集型行业的均值为 0.324，而资本密集型行业的均值为 0.225，比劳动密集型行业低 0.99。

劳动报酬上升对利润率的影响逐年下降。近年来，反对进一步提高制造业劳动报酬水平的一个重要观点是中国制造业尤其是劳动密集型行业已经利润微薄，提高劳动报酬将会导致大量企业倒闭，工人失业，劳资两亏。就静态而论，提高劳动报酬对制造业企业的利润率有明显影响。其中，劳动密集型行业利润率受劳动成本影响要大于资本密集型。以 2011 年为例，人均劳动报酬提高 10%，劳动密集型行业的利润率将下降 8.6%-29.7%；而资本密集型行业的利润率将下降 3.8%-17.6%。经计算发现，劳动报酬上升对利润率影响逐年下降。就影响最大的文教体育用品行业来看，同样劳动报酬提高 10%，行业利润率下降幅度会从 2006 年的 41.4%降低到 2011 年的 29.7%。这说明中国企业对于劳动力成本变化，有较大调整适应能力。从动态看，现有的劳动报酬上升幅度尚未对企业利润造成负面

影响。2006-2011 年间制造业劳动报酬年均增速超过 10%，但是，除石油加工、炼焦及核燃料、黑色金属冶炼及压延、有色金属冶炼及压延三个行业外，制造业其他行业利润总额和利润率都在增长。这说明，到目前为止，提高劳动报酬尚未导致制造业企业利润总额和利润率下降。相反，伴随着不同行业劳动报酬的较快增长，企业的利润总额和利润率也在迅速增长，而且利润总额的增速还高于劳动报酬的增速。因此，从长期看，合理地逐步提高劳动报酬不仅不会对制造业企业利润率和利润总额带来消极影响，反而会促进企业利润总额增长和利润率提高。

因此，劳动力成本的上升不会显著削弱中国制造业部门的国际贸易竞争力。劳动报酬与中国制造业国际贸易竞争力之间也不存在此消彼长的关系。近十年的数据说明，劳动密集型制造业的国际贸易竞争力随着劳动报酬水平的提高而增长；伴随着劳动报酬增长，资本密集型制造业的国际贸易竞争力上升与下降的行业数目前基本上平分秋色。就其国际贸易竞争力下降最大的行业而论，其 ULC 是下降的。劳动报酬仅仅是影响制造业国际贸易竞争力的一个因素，认为劳动报酬水平的提高将导致制造业国际贸易竞争力下降的说法是没有根据的，其影响的方向及程度还取决于国内外其他众多因素的共同作用。

进一步我们使用贸易竞争指数 (TC) 考察 2001-2011 年的制造业贸易竞争力变化情况，在此期间内，制造业不同行业的劳动报酬年均增长都超过了 10%。2011 年劳动密集型行业的 TC 指数都大于 0。其中，纺织业，木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业，造纸和纸制品业具有强竞争力；皮革、皮毛、羽毛（绒）及制品业、文教体育用品业具有较强竞争力；而纺织服装、鞋、帽制造业，家具制造业具有很强竞争力。从 TC 指数的变化看，中国劳动密集型行业 2001-2011 年的 TC 指数基本上为正增长。除了家具制造业 TC 指数微小下调外，其他七个劳动密集型行业的竞争力都进一步提高了。虽然从制造业不同行业看，TC 的变化有正有负，但是，TC 变化为负的那些行业基本上并没根本改变原来的竞争力状况。到目前为止，中国制造业劳动报酬上升，不仅没有削弱反而在一定程度上促进了劳动密集型制造业国际贸易竞争力的提高，而资本密集型制造业的国际贸易竞争力变化与劳动报酬水平变化，并不存在直接关系。

(3) 长期来看，人口老龄化并不会对中国制造业竞争力提升构成人力资源方面的约束

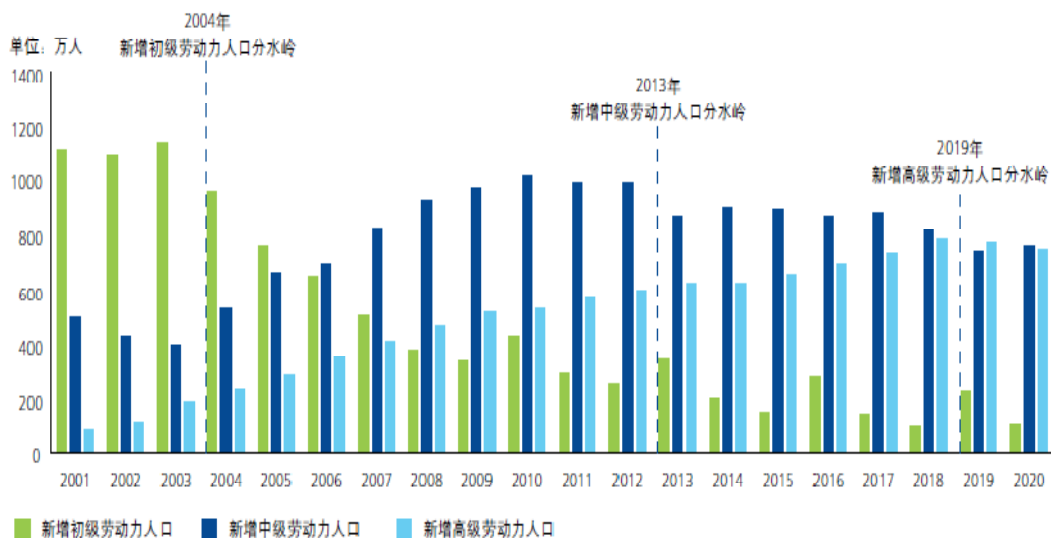
根据 2000-2010 年期间的人均受教育年限以及劳动年龄人口增长速度预测，2020 年中国 25 岁及以上人口的平均受教育年限达到 8.63 年，届时中国人力资本总量仍将占全部 12 个国家总量的 45%。这个预测有两个含义。其一，今后 10 年中国人力资本总量仍然将保持巨大的优势。劳动密集型制造业的一定份额虽然会转移到其他发展中国家，但是，中国作为这类产品制造者的地位不可能完全被

替代,甚至不可能在很大程度上被替代。其二,中国保持制造业大国地位的关键,是人力资本积累或教育发展的速度和质量。人口老龄化转变是一个不可逆的过程,第一次人口红利终究要消失,但是劳动力素质可以加快提高,第二次人口红利可以是无限量的。

中国现代产业发展的重点在城市,未来的高端制造业以及与高端制造业相配套的现代生产性服务业将越来越多地依托城市发展,农村乡镇企业、个体私营企业将通过产业区域聚集不断向城市集中。中国城市就业目前为 3.59 亿,在规模生产和机械化发展支持下,农业生产需要的劳动力预计将不断减少,有分析认为大约在 8000 万到 1 亿之间。这意味着制造业、服务业未来潜在的劳动力供给总量约为 3 亿人左右,相当于其目前吸纳的劳动力总量的 84%。这表明中国工业化、城市化的人力资源潜力巨大。如果再考虑到劳动者素质提高和劳动生产率提高的因素,则可以认为,人口老龄化不会对中国制造业部门的竞争力提升构成人力资源方面的约束。

未来 10 年内,中国每年将向社会提供大约 1500 万到 1600 万左右具有高中以上教育程度的劳动力人口,其中具有大学专科及以上教育能力的新增劳动力人口大概在 600 万至 800 万之间(见图 3)。在 2011 至 2020 年间,中国总共将提供超过 6900 万具有大专及以上学历的劳动力大军,这相当于一个法国的总人口。从时间上看,具有大学专科及以上教育程度的新增劳动力在 2019 年之前每年都将持续增加,具有高中教育水平的中级劳动力新增人口则会在 2012 年达到顶峰后开始下降,而教育程度较低的初级劳动力供应则早在 2004 年已经开始逐年递减(见图 3)。预计在未来 10 年时间里,对劳动力素质有较高要求的 IT、机械设备、化工等制造企业将会享受到充足的劳动力供给与低廉的劳动力价格,但对传统的劳动力密集型制造业,例如服装、鞋帽、简单制成品等类项而言,劳动力短缺及劳动力成本上涨的问题将日趋严重。

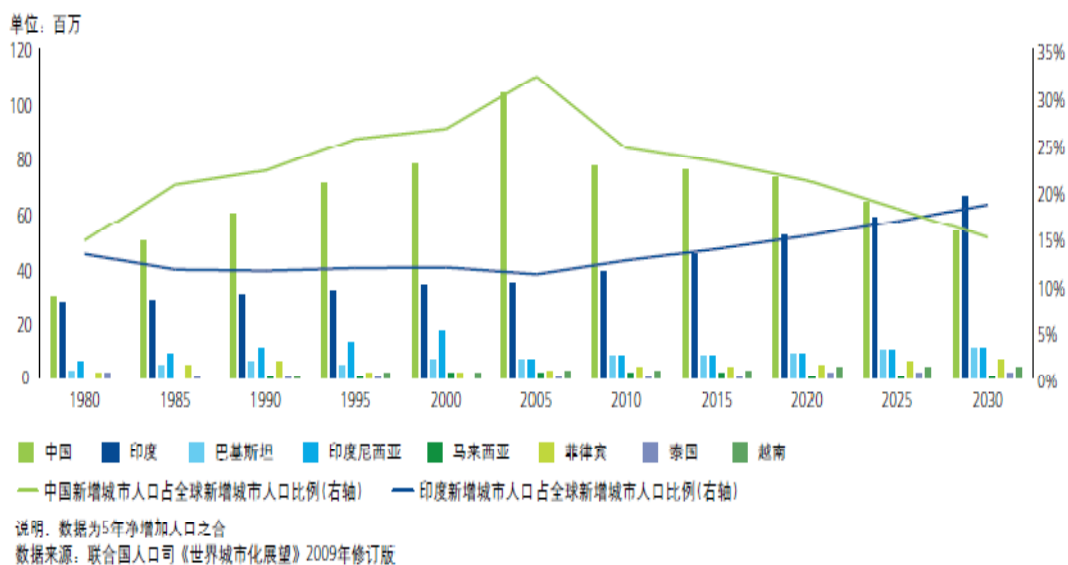
此外,通过分析中国的城市化进程速度,我们认为,未来 20 年时间里中国城市的人口增长规模仍将保持这种优势,可以为中国制造部门的工业现代化、信息化发展提供优质的劳动力和人力资本来源。根据联合国全球城市化报告,中国新增的城市人口在过去的 30 年中一直占据世界新增城市人口第一的位置,在 2000 至 2005 年间新增城市人口达到最高峰 1.05 亿,平均每年净增加两千万人,约占全世界新增城市人口的 32%,在 2006 至 2010 年,中国新增城市人口保持在每年 1,500 万左右,约占世界新增城市人口的 24%,在单一国家中排名世界首位,而在未来的 10 年时间里,中国新增城市人口仍将保持这一规模直到 2025 年左右才会开始缓慢减少(见图 4)。



新增初级劳动力人口：16周岁未进入高中或相等水平教育机构的初次劳动人口
 新增中级劳动力人口：19周岁完成高中或相等水平教育机构的学业但未进入大专及以上学历或相等水平教育机构的初次劳动人口
 新增高级劳动力人口：22周岁完成大专及以上学历的初次劳动人口

数据来源：中国国家统计局，中国教育部，世界银行，联合国人口司，德勤研究

图 2 中国新增劳动力人口变化趋势



说明：数据为5年净增加人口之合
 数据来源：联合国人口司《世界城市化展望》2009年修订版

图 3 中国与部分亚洲国家新增城市人口对比及预测数据

3、不要高估人口老龄化对中国制造业持久比较优势的负面效应，应注重内外需市场的平衡对中国制造业竞争力的影响

我们认为，不要低估中国制造业持久的低成本比较优势，也不要轻易就得出“中国制造没戏了”的简单结论。在生产率较快提高的前提下，工资上升不但不会令中国制造业丧失市场竞争力，反而有可能让国内市场变得越来越厚实，使其成为培育具有较高品质的中国制造能力的一个规模极其巨大的温床。

从中国现实情形来看，迄今为止，中国平均工资的快速增长，基本反映出的是劳动生产率的提升。2000年-2011年间，中国的劳动生产率每年平均增长10%，比美国的2%快了5倍。然而，中国劳动生产率的绝对水平当然大大低于美国和其他发达国家，因此，生产率的变动率就具有更高的加速效应。对中国2008年以后引人注目的“工资通胀”，其背后真正的推手其实是中国制造业生产率相对较快的进步率。因此，中国现阶段中基本反映生产率变动的工资较快增长，对制造业的成本结构与利润边际，既不会也不可能产生实质性的损害。由于中国地区间的产业转移和承接还有极大的潜力，更由于中国制造业部门的学习曲线还有较快上升空间，也使得中国制造业还可能具有的长期竞争优势。包括老龄化在内的人口类型的转变，对中国制造业发展当然有长期的重要影响。但是，至少这并没有构成对中国制造业竞争优势的现实威胁。观察过中国农村现状的人都明白，超小的农业经营规模中还“储蓄”着巨大的劳动力供给，伴随着城市化和农地流转的进程，只要相关政策措施到位，这部分劳动力和人力资源的潜力还将得到进一步释放。

从实际角度来看，真正限制中国制造业竞争力提升和持续发展的因素是国内和国外的市场需求。**从外需角度来看**，在当前，最现实的问题就是全球复苏的步子缓慢。从2008年金融危机冲击中国以来，已经观察到，每当发达经济体复苏的步子稍稍加快，中国沿海工业的订单就上升，招工难的问题就突出，制造业的增长就强劲。问题是，这些接单工业产生的经济能量，包括由此带动的进口，看来还不足以拉动欧美和日本经济的全面复苏。这并不值得奇怪，现在要指望总量7万多亿美元的中国经济，就能够把欧盟（16万亿美元）、美国（15万亿美元）、日本（约6万亿美元）都拉起来，这是不现实的。如果加上印度和其他新兴市场，力量确实大了很多，对全球增长的边际贡献更大，但怎么看还是作用有限。如何确保后金融危机时期全球经济的强劲增长，对中国经济而言，一个可能的方向，就是把一部分中国制造出口的能力，转过来为国内的消费市场提供产品服务。**从内需角度来看**，国内持续扩大的城乡间以及不同阶层间的收入不平等严重抑制了中国内需的扩张和结构升级，这反过来会对中国制造业的转型升级形成根本性的制约效应。一方面，中国缓慢扩张的内需市场规模将会对中国制造业部门的持续扩张造成重要的制约作用，甚至在部分制造业行业形成巨大的产能过剩；另一方面，中国内需结构调整的滞后将难以对制造业的创新研发投入和品牌开发形成有效的支持平台，限制中国制造业企业的升级能力。

五、充分重视人口老龄化对中国制造业发展的积极影响

中国制造业今后将会面临更加激烈的全球竞争，倒逼中国制造业的转型升

级。美国奥巴马总统发表执政期间第三次国情咨文，确定 2012 大选竞选主题，并提出由美国制造、本土能源、劳工技术训练与美国价值等 4 大支柱，建构国家永续经营建设的蓝图，把“流失”的“美国制造”夺回来，这是奥巴马政府欲重振美国经济的重要“轴心”。“美国制造”回归声势浩大，“中国制造”又将何去何从？这是摆在中国面前的重大挑战。这是一个不进则退的世界发展机遇期，全球制造业格局正在发生变化，美国未来新的竞争优势无疑来自于“美国制造”的重振，美国雄心勃勃，正在利用巨大的创新优势和全球资源的整合能力强势回归，“中国制造”如何实现优势再造？对于中国而言，未来随着中国劳动力成本上升、人民币升值以及环境和资源等瓶颈意味着中国生产要素价格重估的开始，中国低成本的优势将逐步消失，如果中国不能真正建立起国家的创新基础，不能尽快提高全要素生产率，又逐步失去了低成本的优势，将会导致低端制造和高端制造优势的双重流失，这是中国未来十年最大的挑战。因此，加大科研和新技术领域投资，加快实施“制造强国”和“科技强国”战略进而实现中国整体转型已经没有延误的理由。随着中国人口结构的老龄化趋势加快以及劳动力成本的大幅度提升，中国或许即将失去昔日的低端产品的“世界工厂”地位，但我们应当更加期待的是，通过采取各种积极的应对措施，中国制造业将在新一轮的全球化浪潮中实现重生。

理性看待劳动力成本上涨对中国经济以及制造业发展的影响，应重视其积极方面。低工资水平在给中国带来劳动力比较优势的同时，也带来了许多负面效应。从长期看，低劳动力成本严重制约了中国产业结构升级和技术进步，使不少企业失去了加大科研投入、优化产业结构、提高劳动生产率和产品技术含量的动力。同时，劳动者所得太低，必然导致整个社会收入结构不合理，消费需求不足，产能严重过剩，进而导致市场和生产结构的扭曲和畸形化，使社会生产资源得不到合理有效的分配。与此同时，也应该看到，劳动力成本上涨在给企业生产经营带来消极影响的同时，也产生了一些积极作用。第一，“用工荒”倒逼中国经济加大转型力度，劳动力成本的持续上升会改变生产要素投入比例，增大资金、技术等生产要素的投入，有利于产业结构优化升级和提升产品附加值；第二，可以促使企业加强新产品研发力度，强化品牌意识，提高管理水平，提高产品附加值，增强自主创新能力，通过提高企业竞争力来应对劳动力成本压力；第三，劳动力成本上升也可以直接刺激国内消费的增长，劳动力成本上涨意味着居民收入增加，而收入增加将直接增强消费能力。相关研究表明，中国居民人均可支配收入每提高 1%，将带动居民消费支出提高将近 0.73 个百分点，劳动力工资的上涨将有效释放国内的消费需求潜力。

人口老龄化将会对中国制造业部门装备产业和自动化设备产业的发展创造

一个良好发展机会。基于代际交叠增长模型的人口结构变化影响分析显示，在假定技术进步增长率、资本在初次分配中所占份额、全社会折旧率以及消费折现率等其他因素保持不变，人口增长率（或劳动力增长率）的下降将导致均衡状态下的单位有效劳动资本存量有所增加。这一点在中国经济过去 10 年间的变化中可以得到验证。根据中国国家统计局数据，1999—2010 年是中国人口老龄化迅速发展的时期。12 年中 65 岁以上人口比重由 6.70% 提高到 8.87%，累计上升 2.17 个百分点，年均提高 0.18 个百分点。由于工业总产值的不断增长，对劳动力的就业需求仍在持续扩大，同期实际就业累计增长 54.1%，年均增长 3.7%。相比之下，全社会固定资产投资增长就要快得多。同期固定资产净值名义增长 3.82 倍，实际增长 3.61 倍；年均增速快于就业增速达 10 个百分点左右（参见表 3）。受不同增长形势的影响，单位产值的固定资产净值基本稳定，但实际的单位产值就业出现显著下降，由 1999 年的亿元产值 877 人减少到 111 人。降幅达 87.3%。为此，1999-2010 年期间，工业制造业部门的人均实际资产净值由 7 万元提高到 21 万元。升幅达 2.1 倍（参见表 4）。以上情况表明，在中国劳动力供给增长逐渐趋缓的背景下，单位劳动力的资本投入水平迅速上升。今后由于老龄化因素的影响下，中国的就业增长可能进一步趋缓，但是在中国经济仍将在未来 20 年内保持 6%-7% 的“次高速”增长的条件，单位劳动的资本存量将明显上升。从企业层面来看，为消除劳动力供给不足带来的生产下降压力，制造业部门企业用于自动化生产的设备产业投入，必然明显增加。全社会投资需求以及由此引发的机械装备需求具有较大增长空间。

表 3 中国工业部门产值、就业和投资增长

	工业总产值增长 (%)		固定资产净值增长 (%)		就业人数 实际增长 (%)
	名义	实际	名义	实际	
1999	7.3	5.5	12.6	12.9	-6.3
2000	17.8	11.9	6.9	5.4	-4.2
2001	11.4	16	7.3	8	-2.1
2002	16.1	17.1	7.4	7.6	1.5
2003	28.4	22.8	12.2	10	4.1
2004	41.8	36.7	20.4	16.5	15.2
2005	24.7	26.2	13	17.4	4.1
2006	25.8	28.1	18.5	18.6	6.7
2007	28	27.9	17.4	14.7	7
2008	25.2	20.8	22.6	17	12.2
2009	8.1	22.1	13.4	26.6	-0.1
2010	27.4	14.2	17.6	10.8	8.1
累计	931.3	837.5	381.9	364.2	54.1
年均	21.5	20.5	14	13.6	3.7

资料来源：《中国统计年鉴》

表 4 单位劳动力固定资产净值的变化

	单位工业产值固定 资产净值 (元/元)		单位产值劳动投入 (人/亿元)		单位劳动固定资产 净值 (万元/人)		65 岁以 上人口比重 (%)
	名义	实际	名义	实际	名义	实际	
1998	0.65	0.62	914.7	877.2	7.07	7.09	6.70
1999	0.68	0.67	798.4	779.3	8.50	8.54	6.90
2000	0.62	0.63	648.9	667.1	9.50	9.39	6.96
2001	0.59	0.58	570.1	562.7	10.41	10.37	7.10
2002	0.55	0.54	498.4	487.4	11.02	10.99	7.30
2003	0.48	0.48	404.1	413.4	11.87	11.61	7.50
2004	0.41	0.41	328.3	348.3	12.40	11.75	7.60
2005	0.37	0.38	274.1	287.5	13.46	13.25	7.70
2006	0.35	0.35	232.4	239.4	14.94	14.72	7.90
2007	0.32	0.32	194.4	200.4	16.40	15.78	8.10
2008	0.31	0.31	174.2	186.2	17.91	16.45	8.30
2009	0.33	0.32	161.1	152.4	20.33	20.83	8.50
2010	0.30	0.31	136.6	144.1	22.13	21.36	8.87
累计增减	-0.34	-0.31	-778.1	-733.0	15.05	14.27	2.17
年均增减	-0.03	-0.03	-64.8	-61.1	1.25	1.19	0.18

资料来源：中国国家统计局

因此，在中国人口老龄化的推动效应下，制造业部门不同行业将发生分化，生产装备设备和自动化设备行业迎来大发展的良机。从供给面来看，劳动密集型的低端产业将因为劳动力供应的减缓逐渐失去竞争优势。由于劳动力的供给将在未来几年见顶（其中年轻劳动力的总数将会继续下降），而低端劳动力的工资水平又会因为刘易斯拐点的到来而加速上涨，过去依赖于低廉劳动力成本而获得竞争优势的低端制造业将会承受持续的成本压力，而其生产率进步空间越来越有限。不断上升的单位劳动力成本将挤压其利润，削弱其竞争力。因此，从劳动力成本优势转向技术或品牌优势将是这些行业不得不选择的道路。相应的，机器设备制造及自动化等行业面临机会，将会持续增长。鉴于劳动力供应的减少，制造商将会使用更多的机器设备、更多的自动化技术来完成过去需要人来完成的工作。而低端产业的升级也涉及到在机器设备和自动化上更多的投资。因此，我们预计这两个行业将在未来面临旺盛的需求，可持续保持增长

六、应对政策

考虑到内外部条件的变化，我国应积极培育形成新的国际竞争优势，赋予“世界工厂”新的内涵。未来一段时期内，维护中国制造业大国地位，将主要体现在两个方面。一方面，沿海发达地区加快制造业升级，通过技术进步实现全要素生产率的继续改善。另一方面，中西部地区承接劳动密集型产业，继续转移农业剩

余劳动力，以获得资源重新配置效率。然而，正如人口红利的充分利用需要相应的制度条件一样，保持中国制造业大国的地位，提升制造业的产业链，需要创造与经济发展新阶段相适应的各项制度条件和有效的政策措施。

1、通过积极鼓励制造业的区域间转移，来缓解人口老龄化对中国制造业可能造成的负面效应

中国作为一个大国经济的最重要特征，是地区之间在资源禀赋和发展阶段上的巨大差异。换句话说，中西部地区可以具备所有雁阵模型要求的承接产业转移的条件，从而为中国制造业部门中劳动密集型产业的低成本竞争优势的维持，提供战略空间。撇开中国地区之间巨大的发展差异不说，仅人口转变上的差异就可以为上述论断提供有力论据。由于生育率下降是经济社会发展的结果，中国地区之间在发展阶段上的差异，也导致中西部地区在人口转变过程中处于相对滞后的阶段。例如，2010年第六次人口普查数据显示，全国人口自然增长率（出生率减死亡率）为5.05%，东部地区平均为4.68%，中部地区平均为4.73%，西部地区为6.78%。相应地，剔除人口流动的因素之后，即主要按照户籍人口进行比较的话，中西部地区的人口抚养比也仍然低于东部地区。可见，在人口红利总体而言即将消失的同时，中西部地区尚有潜力可以挖掘。

首先，劳动力供给潜力在中西部地区。目前沿海地区的农民工很大部分来自于中西部地区。例如，2010年全部1.53亿离开本乡镇6个月及以上的农民工中，中西部地区占68.2%，农民工中跨省流动的比例，中部地区为69.1%，西部地区为56.9%，其中大量的是流向东部地区。更广义地说，东部地区内部的劳动力流动，也表现为从不发达地区到发达地区的模式。由于户籍制度的制约，农民工在年龄偏大以后通常退出跨地区打工的行列，很大一部分返回家乡务农，使得农业劳动力绝大多数在40岁以上。因此，挖掘劳动力供给潜力，主要是依靠中西部地区制造业发展，进一步推动农业劳动力的区域内转移。

其次，中西部地区劳动力成本将保持相对低于东部地区。可以想象到，那些年龄偏大的农业剩余劳动力，一旦在家乡就可以找到非农就业机会，一定会乐于接受大大低于东部地区的工资水平。这是因为中西部地区较低的生活费用，以及劳动者无需克服跨地区流动的物质费用和心理成本，都等同于提高了实际工资率。近年来虽然出现了农民工工资在地区间的趋同现象，但是从趋势上看，未来沿海地区的工资上涨速度将快于中西部地区。例如，以工资争议为主要内容的劳动争议案件，70%以上都发生在沿海地区，超过这类地区就业的比重，意味着中西部地区劳动者对工资的满意程度，是大大高于东部地区的。

再次，中西部地区已经具备发展制造业的条件。除去劳动力在数量、技能和成本上的优势之外，西部大开发战略、中部崛起战略以及东北等老工业基地振兴

战略的实施，显著改善了中西部地区的交通运输、能源电力等基础设施，制约产业发展的瓶颈因素得以逐步消除。而且，随着居民收入水平的提高和消费需求在经济增长中拉动作用的增大，以及中西部地区产业聚集和配套的强烈需求增长，未来的制造业越来越具有内需的性质，长距离运输的必要性和成本也会降低。这些都创造了这些地区加快工业化进程的物质条件。

因此，通过积极促进劳动密集型制造业的区域间转移，对于中国制造业部门的资源重新配置效率仍有巨大的提高潜力。这将会为缓解中国的人口老龄化提供非常有效的缓解空间和解决措施。按照户籍人口计算，中西部地区的人口抚养比仍然低于东部地区，意味着中西部地区仍有人口红利潜力可以挖掘。虽然大量中西部地区劳动力在沿海地区打工，但是，现行户籍制度使得他们不能成为打工地的市民和稳定的劳动力供给，目前部分地区进行的户籍制度改革也仅仅局限于本省居民。因此，一旦劳动密集型产业实现了向中西部地区的转移，仍然可以预期获得新的劳动力供给和资源重新配置效率。为此，需要加快以农民工的市民化为主要取向的户籍制度改革，尽快消除仍然存在的劳动力流动制度障碍。

2、通过全面鼓励人力资本的增长，来应对人口老龄化对中国制造业竞争力的可能负面效应

在中国人口老龄化的冲击之下，应当正视劳动力年龄结构老化和“人口红利”逐渐消失的客观形势，根据劳动力年龄结构的变化调整现有产业结构，减少劳动密集型产业，增加知识和技术密集型产业，同时转变经济增长方式，促进社会全面发展，在人口结构变化的形势下提高制造业部门的国际竞争力。通过人力资本积累，促进中国制造业部门技术效率的提升将日益成为促进中国制造业部门竞争提升——全要素生产率提升的主要来源，从而有助于实现中国制造业在全球价值链的升级。当前中国人力资本方面所面临的挑战之一是劳动者的人力资本存量较低，即劳动年龄人口随着年龄的提高，受教育程度降低。例如，中国 60 岁劳动年龄人口受教育年限比 20 岁人口低 2.9 年。在 20 岁年龄组，中国人口的受教育年限比美国低 3.6 年，而在 60 岁年龄组比美国低 7.6 年。另一个挑战在于，由于劳动力短缺以及低端劳动者工资提高较快，降低了教育的相对回报率。例如，接受过高中教育农民工的相对教育收益率，从 2001 年较之初中高出 25.9%，下降到 2010 年仅高 16.9%。这导致家庭不愿意子女升学，甚至许多孩子未完成义务教育便辍学。政府应该继续扩大高等教育规模以加大高中教育激励，把高中教育纳入义务教育范畴，降低家庭承担的教育成本，同时加大对包括农民工在内的在职劳动者的培训力度，力争在较短的时间内明显提高劳动者技能。

首先，创造有利于人力资本积累的政策环境。归根结底，中国已经接近于人口红利消失的转折点，劳动力数量不再具有绝对的优势，保持单位劳动力成本优

势的关键则在于劳动者受教育水平和技能的不断提升。在劳动力短缺的条件下，非熟练劳动者就业机会增加了，工资水平也上涨了，都会产生不利于继续在学和升学的导向。这是一种典型的劳动力市场失灵表现，要求政府发挥更积极的作用。在教育和培训的供给方面，政府应该增加公共投入，降低家庭和个人的教育（培训）支出比重。同时，通过劳动力市场制度建设，政府可以矫正失灵的市场信号，提高人力资本回报率，引导家庭和个人对人力资本投资。同时，要通过劳动力市场制度建设，矫正失灵的市场信号，提高人力资本回报率，引导家庭和个人对人力资本投资。要加快相关行业技术人才的培养，把教育培训和市场需求紧密结合，紧贴市场需求变化趋势，引导各类院校做好专业人才的培养，加大紧缺技工的培训力度，使之更好适应产业升级的人才需要。

其次，创造有利于提高劳动生产率的政策环境。正如单位劳动力成本的计算方式（即劳动力成本与劳动生产率的比率）所显示的那样，在由工资表示的劳动力成本不可避免提高的情况下，劳动生产率提高越快，单位劳动力成本提高越慢，劳动力优势得以保持。然而，提高劳动力生产率不能仅仅依靠提高资本劳动比，即用资本替代劳动，而更根本的办法是提高全要素生产率。因为在劳动力短缺条件下，资本劳动比的提高是受到资本报酬递减规律限制的，而全要素生产率的提高才具有可持续性。在这方面，日本 1990 年人口红利消失之后的经济增长状况，对中国是一个重要的教训。在 1991-2000 年期间，日本劳动生产率的提高中，资本深化的贡献率高达 94%，而全要素生产率的贡献率为-15%。对于超越人口红利的经济体来说，没有经济体中特别是制造业部门的全要素生产率的提高，就不能保持经济的可持续增长。这就是为什么日本经历了 20 年经济增长停滞的原因之一。中西部地区将会承接劳动密集型产业，但是不应该重复沿海地区早期工业化的模式，良好的政策环境是关键。对政府来说，创造一个允许企业进入和退出，并藉此机制扩大有效率企业的规模，提高其比重，淘汰无效率企业，比直接代替企业进行产业或技术选择，要有效得多。

最后，由于数量庞大的人力资源是中国目前最大的竞争优势，也是经济持续增长的主要源泉和动力，因此，在未来劳动力人口数量无法持续增长的情况下，我们要保持劳动力资源的竞争优势，则劳动力素质的提高就变得至关重要。因此，必须积极鼓励各经济行为主体对人力资本的投资，大力开发人力资源就必然成为保持中国制造业部门竞争力提升与经济持续快速增长的重要战略举措。从应对人口老龄化挑战的角度来说，也应将提高人口素质作为人口政策的重心，从而将人力资源数量优势转化为人力资源质量优势。

目前，从受教育水平、受教育机会、教育资源的占有等各方面来看，农村人口（包括进城务工人员及其子女）都远远落后于城市人口。而农村劳动力正是城

镇劳动供给的主要来源，因此，务必应当充分开发利用城镇现有教育资源（特别是高中阶段教育的富余学额），在不断强化素质教育效果和保证全面接受各阶段教育的同时，逐步放开对外来人口子女在城镇接受各阶段教育的限制，采取公平考试、择优录取的原则，逐步实现外来人口子女在城镇接受各阶段教育，有针对性地培养适合不同城镇未来社会经济发展的技能人才，推进劳动力队伍的知识化、合理化，使更高素质的劳动力资源成为增强中国制造业国际产业竞争力的核心要素。

3、通过清除企业新技术使用的各项制度性障碍，促进中国制造业部门全要素生产率提升的技术效率源泉

改善技术效率有赖于企业的各种创新行为，做出适合自身效率最大化的管理模式和技术选择，而政府在其中如何一项微观经济活动中，都不宜越俎代庖。政府应该做的，是通过创造一种平等的竞争环境，利用市场自发调节的力量，让无效率的企业退出经营，而让有效率的生存、发展和扩大规模，同时消除不利于新技术采用的各种制度障碍。目前，由于国有企业垄断等政策因素，不能按照效率原则使企业自由进入、退出、扩张和萎缩，造成效率损失。例如，虽然国有企业获得最优惠贷款等发展环境，而非国有经济面临的竞争环境十分不利，前者的平均资本回报率仍比私人企业要低 1/3 以上。因此，应着眼于实现各种经济成分平等竞争，对国有经济发挥作用的领域进行重新界定，并改变产业政策的实施办法。

参考文献：

- 蔡昉，《劳动力供给与中国制造业的新竞争力来源》，中国发展观察，2012 年第 4 期。
- 德勤机构报告，《中国未来五年仍将是全球第一制造大国》，2011 年 12 月。
- 柳清瑞、金刚，《人口红利转变、老龄化与提高退休年龄》，人口与发展，2011 年第 4 期
- 侯建明、周英华，《日本人口老龄化对经济发展的影响》，现代日本经济，2010 年第 4 期
- 田雪原，《“中等收入陷阱”的人口老龄化视角》，中州学刊，2013 年第 1 期
- 熊爱宗，《人口老龄化：悬在欧洲经济上方的利剑》，中国财经报，2011 年 12 月 1 日。
- 世界银行，《欧盟 11 国地区定期经济报告》，2013 年
- 赵晓、滕启尊，《中国制造竞争红利仍在》，华夏时报，2013 年 01 月 26 日版 B 版。
- 张丽杰，《中国制造业就业人数的波动预测》，统计与决策，2012 年第 3 期。

我国政府资产负债表长期风险影响因素分析

摘要：对中国国家资产负债表的研究显示，中国政府净资产占 GDP 的比重大约在 50%-80% 之间。我们分别从负债和资产两个方面对政府资产负债表的潜在风险因素进行了分析，发现老龄化是负债方的最大风险，而经营性国有资产杠杆率的提高则是资产方的最大风险，而且资产方的风险不容忽视。以应对养老金缺口为例，我们比较了主要经济体在面对政府资产负债表危机时的政策空间。目前更高的政府净资产、更宽松的退休政策、更高的居民储蓄率等现象，意味着中国政府能够在应对诸如养老金缺口等资产负债表危机时有更多的自由度来选择一条更适合中国实际的资产负债表演进道路。

介绍

上世纪最后二十年，随着大批新兴经济体爆发金融危机，不少学者越来越多地关注主权经济风险，但主要局限于对新兴经济体的研究。而随着 2008 年全球金融危机的爆发，学者们也开始越来越多地把对国家整体经济风险的关注范围扩展到发达经济体。后来爆发的欧债危机，则让大家更加深刻地认识到，对于政府宏观政策的长期后果必须予以更多的关注。作为可以衡量一个国家整体经济风险，并体现宏观政策长期后果的研究方法，国家资产负债表的研究这几年也越来越多的引起了大家的关注。

这个领域的开创性工作，始于 Goldsmith (1962) 对于美国国家资产负债表的研究。越来越多的国家开始重视对于国家资产负债表的研究。后来，不少西方发达经济体都开始编制官方的国家资产负债表并采用其作为指导经济政策的一个衡量标准。比如英国国家统计局 (Office for National Statistics, ONS) 从 1975 年起开始每年发布国家资产负债表和部门资产负债表。1997 年，英国政府开始执行财政政策的金箴规则 (golden rule)，即不通过发行国债来弥补经常性赤字，把经常性支出和投资性支出分开，保证经常项目平衡，从而使得政府的长期偿债能力可持续。这意味着英国政府开始使用政府资产负债表平衡来作为长期财政政策的指导原则。而不同国家在发布本国的资产负债表的时候，都会考虑到本国的一些特殊因素而体现出不同的侧重点。比如加拿大的政府资产负债表中会强调政府控制的公共养老基金，这部分基金的计入能够极大改变该国政府的财政状况；澳大利亚作为一个资源丰富的国家，则在其国家资产负债表中强调了自然资源的价值；日本的公共债务规模庞大，则日本政府的报告中更多强调公共债务的可持续性问题。

在国内，虽然一直以来中国政府的不同部门也在对政府部门和国有企业的资产负债情况进行了统计，也有一些部门对某些重要因素进行了关注，但是这些数字并没有被进行全面的整合。

去年，关于中国的国家资产负债表研究成为了一个热门话题，比较有影响力的是三份研究成果，分别是中国银行研究小组（曹远征等，2012）、复旦研究小组（马骏等，2012）、社科院团队（李扬等，2012a, 2012b）。总体上来说，这三个团队的研究各有侧重点，中国银行和复旦的团队更多关注养老金等隐性负债对政府资产负债表的长期压力，社科院团队更多关注现有资产负债状况的形成路径和现实意义。但是，从结论上来看，这三个报告在衡量中国政府的资产负债表时，基本上形成一致，都认为由于政府掌握着巨额国有资产，所以在中短期内，中国发生主权债务风险的概率很低；而在中长期里，随着各种或有负债的逐步显性化，政府资产负债表中的负债项将可能上升，从而带来风险。

在下文中，我们将围绕着中国政府部门的资产负债表来展开分析。第一部分将对中国政府资产负债表的现状进行分析；第二和第三部分分别从负债和资产两个方面研究主要的潜在风险因素；第四部分对中国政府应对资产负债表潜在风险的政策空间进行了国际比较。

一、中国政府资产负债表的历史发展和现状

在这一部分，我们先简单总结一下已有结果中对于中国政府资产负债表的一些主要分析结论。

(1) 中国银行研究小组（曹远征等，2012）对中央政府的负债进行了较为深入的计算，他们的计算结果认为，2008年，中国政府部门的净资产为17.6万亿元，占当年GDP的56%。

而到了2010年，中央政府直接显性债务为7.59万亿，直接隐性债务中养老金债务为16.48万亿，以上两项直接债务占GDP比重2010年达到了60.5%。而在或有债务（隐性债务）中，铁道部债务2万亿（2011年底），政策性金融债托管余额6.5万亿（2012年4月），地方政府性债务余额10.7万亿（国家审计署2011年6月的104号公告中数据，截止2010年底），上述隐性负债如果有10%转化为真实负债，则为GDP的4.4%；而如果转化率更高的话，则中央政府的真实负债率会急速上升。所以他们认为，如果处理不好，中国政府或有债务的短期偿债压力将会逐步显现。

(2) 复旦研究小组（马骏等，2012）报告中计算出2010年中国中央政府的净资产为16.6万亿元，地方政府则为13.3万亿元，分别占GDP的41%和46%。

该报告使用了两个口径来计算中国政府2010年的债务水平，其中政府狭义

负债与 GDP 之比为 20.1%；政府广义债务与 GDP 之比则达 51.5%。（政府狭义债务界定为国债与四大资产管理公司（AMC）债务，政府广义债务是在其狭义债务的基础上加入地方政府债务与铁道部债务。）

另外，该报告中还分别考察了一些大家所关心的问题，如养老金支付缺口、环保成本、地方融资平台和铁路债务等对国家财政的影响，计算结果显示，2013-2050 年养老金累计支付缺口将相当于 2011 年 GDP 的 83%，而医疗费用上升带来的财政补贴累计相当于 2011 年 GDP 的 45%，相对来说，地方债和铁路债带来的压力只占 2011 年 GDP 的 5%，环保成本则为 10%左右。而在养老金收支缺口中，短期内，缺口压力来自于转轨压力；而长期则来自于人口老龄化带来的压力。也就是说，这份报告认为，国家资产负债表面临的中长期风险主要来自老龄化带来的养老金支付缺口以及医疗补贴上升。

（3）社科院团队（李扬等，2012a, 2012b）对中国政府资产的计算结果是，在不考虑资源性资产的前提下，2010 年窄口径政府净资产为 19.6 万亿元，约占 2010 年 GDP 的 49%。

报告与前两个报告最大的不同是对政府所拥有的资源性资产进行了估值，他们的计算结果显示，2010 年，在宽口径下，包括国土资源性资产（44.3 万亿）和行政事业单位的国有资产（7.8 万亿）后，政府净资产为 69.6 万亿元；而如果把国土资源的价值用土地出让金（2.8 万亿）替代，同时考虑到行政事业单位的资产多为固定资产，可变现性不强，对这部分资产进行剔除后，则窄口径下的政府净资产为 19.6 万亿元。与前面两个报告不同的是，这个报告强调，中国资产负债表中值得注意的是企业负债在整个社会经济中的突出地位。

政府所持有的资产主要分成经营类和非经营类资产两大部分。我们在表 1 中对中国政府所持有的国有资产数量的变化趋势进行了简单总结。通过表 1 我们可以发现两个趋势：（1）政府所持有的经营性资产（国有企业权益）占全部国有资产的比重在 1990-2002 年间不断下降，这体现了中国政府在经济中的职能转变（2003 年以后没有同口径的可比数据）。（2）国企在整个国民经济中的地位（最后一栏“政府持有国企权益/GDP”比重）2007 年前后发生了转折，在 2007 年以前处于单调下降，而 2008 年金融危机爆发以后则出现了上升趋势。

表 1 国有资产统计（1990-2011），单位：万亿元

年份	全部国有资产 (1)	政府持有国有企业权益 (2)	(2)/(1), %	全部国有资产 /GDP, %	政府持有 国企权益 /GDP, %
1990	2.3	1.6	72.2	121.7	87.8
1991	2.7	1.8	68.1	123.3	84.0
1992	3.1	2.2	70.2	114.0	80.0
1993	3.5	2.4	68.7	98.9	67.9

1994	4.3	3.0	69.4	89.1	61.8
1995	5.7	3.6	63.8	93.9	60.0
1996	6.6	4.0	61.4	92.6	56.9
1997	7.2	4.4	61.4	91.4	56.1
1998	8.2	4.8	58.4	97.4	56.9
1999	9.1	5.3	58.6	101.4	59.4
2000	9.9	5.8	58.2	99.6	58.0
2001	10.9	6.0	54.7	99.7	54.6
2002	11.8	6.5	55.3	98.3	54.4
2003		7.0			51.8
2004		7.7			48.4
2005		8.8			47.5
2006		9.6			44.5
2007		11.2			42.2
2008		13.4			42.8
2009		15.7			46.2
2010		18.5			46.2
2011		23.1			48.8

注：2001-2010 年数据来自 Li and Lin(2011)并利用中国财政年鉴的数据进行补充，2011 年数据来自马骏等（2012）

接下来是对经营性资产的分析，我们采用政府在国有企业中权益比重的变化来衡量政府经营性资产（国有企业）的变化趋势，一个明显的趋势就是在 2004 年和 2005 年完成银行改革以后，国有企业的股权结构正趋于多元化。

表 2 政府在国有企业资产中的权益变动（2001-2011）

年份	净资产总额	政府权益总额	政府权益比重
2001	6.1	6.0	97%
2002	6.7	6.5	98%
2003	7.1	7.0	99%
2004	7.7	7.7	100%
2005	8.7	8.8	100%
2006	9.8	9.6	98%
2007	14.5	11.2	78%
2008	16.6	13.4	81%
2009	19.9	15.7	79%
2010	23.4	18.5	79%
2011	32.0	23.1	72%

注：2001-2010 年数据来自《中国财政年鉴 2011》，2011 年数据来自马骏等（2012）

综上所述，现有的几份报告显示，从总量来看，中国政府净资产占 GDP 的比重大约在 50%-80%之间。而从结构来看，政府所持有的经营性资产占全部国有资产的比重在不断下降，而国企在整个国民经济中的地位 2007 年前后发生了转折，

也就是说在 2008 年金融危机爆发以后国企相对于整体经济出现了较大规模的扩张。

二、政府债务负担风险因素分析

前面已经对中国政府资产负债表的现状进行了简单介绍。下面我们就分别从债务和资产这两个方面对其中的风险因素进行分析。

2.1 老龄化对于养老基金的影响

前面我们已经提到，对于未来中国政府资产负债表来说，一个最大的潜在压力是人口老龄化带来的养老金缺口问题。事实上，在上个世纪 90 年代开始，当西方国家开始老龄化的时候，对西方国家可能因为人口老龄化所带来的财政压力，已经有了广泛的研究。这些研究后来促成了西方国家对于养老保障体系的改革，如提高退休年龄，对于养老金支柱的改变等等。而同期，对于中国可能因为养老金制度改革和人口老龄化带来的养老金缺口问题，国内外学者也进行了大量研究。如 World Bank (1997) 指出 1994 年中国养老金隐性负担占 GDP 的 46%-69%，Wang 等 (2004) 利用动态 CGE 模型计算出，2000 年隐性债务相当于 GDP 的 46%-48.3%；刘昌平 (2008) 通过养老金收支模型计算出，2006 年隐性债务占 GDP 比重在 59.9%-116.2%

在去年发布的几个国家资产负债表报告中，马骏等 (2012) 对养老金缺口对政府负债的影响进行了比较仔细的分析。他们把 2013 年到 2050 年城镇部门养老金累计缺口进行折现后发现，这个累计缺口相当于 2011 年 GDP 的 83%，其中城镇企业职工养老金统筹账户累计缺口为 69%，而机关事业单位养老金累计缺口为 14%。短期内，养老金缺口压力来自于转轨压力；而长期则来自于人口老龄化带来的压力。

人口老龄化带来的养老金缺口主要表现在如下几个方面：(1) 人口老龄化带来退休人员和在职缴费人员数量之比的大幅提高；(2) 目前养老金体系中的要求替代率平均达到 30% 以上，但是养老金统筹账户的实际缴费率却不到工资的 20%，两者相比会出现缺口；(3) 养老金转轨成本，即原来没有缴纳养老金的退休人员，需要为他们的养老金缴纳额外的费用；(4) 没有缴纳养老金的机关事业单位退休人员随着老龄化社会的带来而增加，这会给养老金带来额外负担。

老龄化带来的政府财政压力是一个全球性问题，我们首先从跨国比较的角度来对此进行简单分析。表 3 中列示了各国的老龄化速度。可以发现，中国的老龄化速度虽然很快，但是到 2030 年前，中国都比所有的主要发达经济体年轻；即使到了 2050 年，也不及发达经济体老龄化的平均水平（仅高于三个最年轻的发达经济体：澳大利亚、英国和美国）。当然，如果我们仅仅是在主要新兴经济体

中进行比较的话，中国的老龄化问题则是最严重的，到 2050 年，中国将会超越俄罗斯成为金砖五国中老龄化最为严重的国家。通过对老龄化预测的对比，虽然中国面临着快速老龄化的问题，但是横向来看，中国的老龄化问题并不是独一无二的。

表 3 主要经济体人口老龄化速度比较（65 岁以上人口占总人口比重）

国家	2010	2020	2030	2050
澳大利亚	13.4%	16.5%	19.8%	24.4%
加拿大	14.1%	18.3%	23.3%	26.2%
法国	16.8%	20.5%	23.6%	26.3%
德国	20.4%	23.2%	28.6%	32.8%
日本	22.7%	28.3%	30.5%	37.2%
韩国	11.1%	15.7%	23.8%	35.3%
西班牙	17.0%	18.9%	23.1%	33.1%
英国	16.6%	18.7%	21.1%	24.2%
美国	13.1%	16.2%	19.8%	21.2%
OECD 经济体平均	16.1%	19.6%	23.8%	29.0%
巴西	7.0%	9.6%	13.6%	22.8%
中国	8.2%	11.9%	16.2%	25.2%
印度	4.9%	6.2%	8.0%	12.8%
俄罗斯	12.8%	14.8%	18.4%	22.0%
南非	4.6%	6.2%	7.8%	10.1%
BRICS 平均	7.5%	9.7%	12.8%	18.6%

注：数据来源于 World Population Prospects, the 2010 Revision。

但是，虽然横向来看中国老龄化问题并不是独一无二的，但是如果不进行适当的改革，由于中国的老龄化速度很快，中国由于老龄化所带来的财政支出负担将会迅速增长。我们在表 4 中也分析了主要发达和新兴经济体预测由于养老金增加所带来的额外（相对于今天的）财政压力。我们可以发现，由于迅速的老龄化，中国政府需要额外支出的养老金累计数额在主要经济体中名列前茅，仅次于人口老龄化速度最快的韩国、人口结构恶化的俄罗斯，并和巴西相差不大。这个分析显示，虽然中国的老龄化问题并不是最严重的，但是中国政府仍然是主要大国中最需要对此问题进行提前准备的经济体。

表 4 养老金增加带来的额外财政压力比较

经济体	养老金额外支出金额贴现值/GDP	
	2010-2030	2031-2050
澳大利亚	5.8	17.9
加拿大	18.6	24.7
法国	-5.8	5.1
德国	6.1	24.2
日本	1.7	4.8

韩国	36.5	116
西班牙	8	25.6
英国	-3	15.6
美国	12.8	25.1
OECD 经济体	9.1	26.7
巴西	5.1	65.9
中国	27.3	67.4
印度	0	-1.9
俄罗斯	31.6	72.3
南非	8.9	17
新兴经济体	6.7	41.1

注：数据来源于 IMF（2011），计算方法为把历年养老金相对于基年的额外支出金额进行贴现所得。

而事实上，目前所有的财政支出和养老金支付预测都是根据现有的人口模型得到的结果。而一些研究也显示，现有人口模型的一些错误可能会让预测结果发生很大的改变。比如联合国人口展望数据库在 2011 年就对中国的人口预测进行过一次大幅修正。（蔡泳，2012）

在人口预测方面可能出现的两个偏差就是长寿风险（IMF，2012）和过早的老龄化（对总和生育率的高估，比如郭志刚（2011）就认为以往的人口数据高估了出生水平而低估了预期寿命），这些都可能导致人口老龄化速度和规模的大幅提前，从而恶化政府的资产负债表。

2.2 地方政府债务和铁道部债务

地方政府债务和铁道部债务是目前被提及得比较多的政府潜在债务问题。但是即使采用较高的统计口径（假定为社科院报告的 14.7 万亿地方政府债务，加上 2 万亿的铁道部债务），这两个债务加总之和为 16.7 万亿。考虑到这些债务主要用于投资，背后都有对应的资产，所以跟国外地方政府的净债务状况并不相同。相比于中国政府的净资产规模（不同的估算从 16 万亿到 20 万亿不等），除非这些债务大规模违约，否则都不至于导致中国政府的主权债务危机。

2.3 新农保对财政负担不大

另外，在前面所提到的各份报告中，都没有认真提及农村居民养老保险所可能带来的债务负担。

2009 年我国新型农村社会养老保险开始在局部地区进行试点，到 2011 年将试点扩大到全国 60% 的县级地区中的农村，而到了 2012 年则开始覆盖全国。我国新型农村养老保险的基本原则是“保基本、广覆盖、有弹性、可持续”，也就是说，新农保是一个救济性质的养老保险，难以单独承担农村养老的重任，农村养老还必须与家庭等其他养老方式结合起来才行。这一个性质决定了，其所引起的

政府负担不应该太大。事实上，一些研究也显示，即使把目前新农保的保障水平适当提高，目前的新农保体系不会给政府增加太多负担。（如蒋云赞（2011）运用代际核算的方法，测算出目前的新农保体系不会给政府增加太多负担，其覆盖面扩大的快慢对财政体系的负担基本也没有影响；即使把全国的基础养老金都适当提高，从目前的每月 55 元提高至上海市每月 135 元的水平，给政府增加的负担不会过多。）

2.4 小结

总体来说，人口老龄化是中长期政府在负债方面所面临的巨大风险，而虽然中国的老龄化问题并不是最严重的，但是中国的老龄化速度比较快（仅次于韩国），所以中国政府仍然是主要大国中最需要对此问题进行提前准备的经济体。相比之下，地方政府债和铁道部债除非发生极端情况，否则都不会导致中国政府的主权债务危机。

三、政府资产估值风险因素分析

现有的几份报告都集中于分析中国政府资产负债表的负债一侧，而对于资产一侧的风险提及较少。下面我们就集中分析一下政府资产中所可能存在的一些风险因素。这些风险因素主要集中于现有资产的估值风险上。我们分别从政府的经营性资产和非经营性资产这两个方面对风险进行描述。

3.1 政府经营性资产整体杠杆率上升的风险

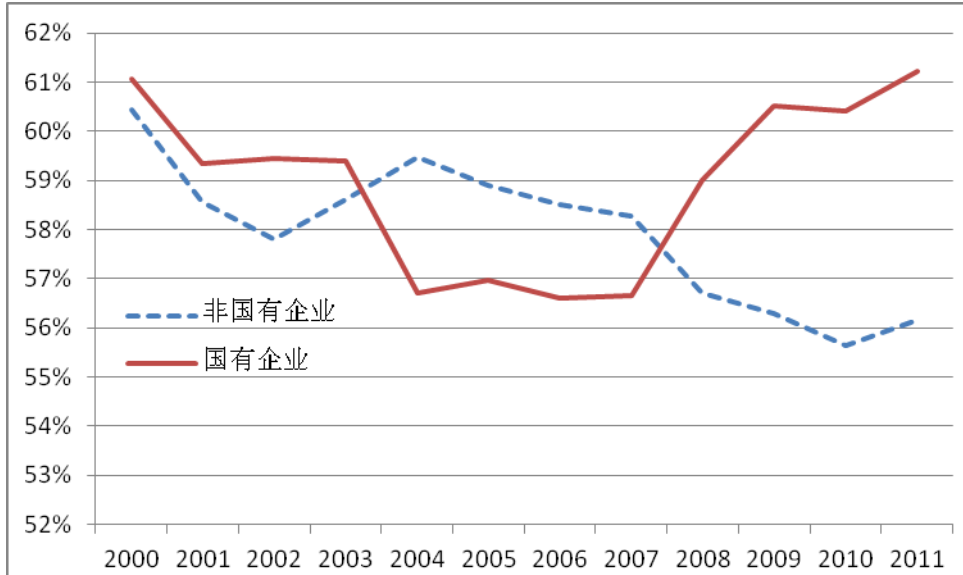
我们在前面已经看到，金融危机以来，国有企业在整个经济体中所占比重上升了。事实上，这种比重上升来源于在危机发生后，国有企业杠杆率的大幅上升。

（1）国有非金融企业的资产风险

正如李扬等（2012b）所指出的那样，与其他经济体相比，中国资产负债表的一个显著特点就是非金融企业债务占 GDP 的比重较高，即主要的杠杆体现在企业部门。如果经济出现大幅波动，企业部门的高杠杆可能会导致实体经济资产负债表质量的恶化。为了说明国有非金融企业的杠杆情况，我们在图 1 中对比了国有工业企业和非国有工业企业资产负债率的变化情况。需要关注的是，虽然在 2003 年以前，国有企业的杠杆率要高于非国有企业，但是在金融危机之前（2007 年以前），这个情况已经发生了很大的改变，国有企业的杠杆率从 2004 年到 2007 年一直维持在 57% 以下，比非国有企业还低了接近 2%。但是这个趋势在 2008 年以后发生了很大的改变。2008 年以来，非国有企业的杠杆率不断走低，这符合经济增速下降条件下的一般规律；但与此同时，国有企业的杠杆率提高，并已经大幅高于非国有企业 5 个百分点以上。实际上，我们进一步的分析还可以发现（见附表 1 和 2），这种提高主要来自于原来就资产负债率很高的行业。这说明，虽

然国有企业在经济中的地位上升了，但是这种上升是以提高杠杆率为代价的，在全球经济不景气并导致中国经济增速下滑的背景下，这种逆向调节可能会带来很大的风险。

图 1 历年国有和非国有工业企业资产负债率的对比（2000-2011）



数据来源：中国财政年鉴 2007 和 2011

（2） 国有金融企业资产的估值风险

国有资产中很大一部分来源于政府控股的金融企业。金融企业的资产价值是最容易受到经济波动影响的。在现行对国有资产的统计中，政府净资产中的很大一部分来源于国有金融企业。如按照李扬等（2012）的报告，2010 年底，在窄口径的主权资产总额 20 万亿元中，金融行业的国有总资产 8.2 万亿，占到了 40%；而按照马骏等（2012）的报告，在政府所持有的国有企业权益（2011 年底估算为 23 万亿）中，仅仅是央属的上市金融企业和未上市银行就占到了 4 万亿元，约占 20%，如果算上地方政府所属的金融企业，这个数字必然会更高。这说明，政府净资产中有约 30%左右是高波动性的金融企业资产。

（3） 国有金融和非金融企业的交互影响

在一个银行融资仍然非常重要的经济体中，实体经济企业的价值波动风险最终将会传导到银行系统中。而在金融危机以后的这一波国企扩张中，来自国有金融机构的贷款是最主要的融资来源，这意味着前面所述的国有非金融企业所面临的资产价值风险将会传导到同为国有资产的国有金融企业中。以上两个因素叠加，实质上意味着政府本身所控股的经营性资产的总体杠杆率在上升，而且国企内部的金融企业和非金融企业的交互联系加大，这两者结合起来都说明了政府经营性资产的整体风险在加大。

3.2 政府非经营性资产的估值风险

除了经营性资产以外，政府资产的另外一个重要组成部分就是非经营性资产。

马骏等（2012）认为，虽然中央政府和地方政府净资产占 GDP 的比重在 2010 年分别为 GDP 的 41%和 46%，但是这些资产中有很多不容易变现的非经营性资产，这可能会导致国有资产的流动性和偿债能力的缺失。此外，李扬等（2012）的报告中也同样提到了这一点。

事实上，通过表 5 我们可以发现，2010 年，行政单位和事业单位的净资产中固定资产所占的比重都超过了 3/4，这确实体现了非经营性资产的估值风险问题。

表 5 行政事业单位资产负债表（2010，单位：亿元）

	行政单位	事业单位
资产	30037	87206
#固定资产	15479	43203
#基本建设基金占用	3429	22459
负债	10158	30768
净资产	19879	56439
固定资产/净资产	77.9%	76.5%

数据来源：中国会计年鉴 2011

3.3 小结

总体来说，目前政府资产负债表中的资产部分所存在的估值风险问题可能更值得我们关注。

在经营性资产方面，虽然金融危机发生以来，国有企业在整个经济中的地位上升了，但是这种上升是以在中国经济增速下滑的背景下，通过提高杠杆率这种逆向调节方式为代价带来的，这种扩张可能意味着未来很大的风险。而且，由于国有非金融企业所面临的资产价值风险将会传导到同为国有资产的国有金融企业中，带来更大的风险。总体上来看，金融危机以后，政府整个经营性资产部门的总体杠杆率在提升，而且国企内部的金融企业和非金融企业的交互联系加大，这两者结合起来都导致政府经营性资产的整体风险在加大。

在非经营性资产方面，虽然非经营性资产有了很大的增长，但是其中大部分资产为固定资产的现实也意味着非经营性资产的变现能力很弱，估值风险也不小。

四、应对主权资产负债表恶化的政策空间对比

通过前面的分析，我们已经发现，中国政府目前的整体资产负债表虽然存在

一些潜在的风险，但是从总量上和短期内来看是非常健康的。但是，从长期来看，老龄化等问题可能会成为困扰政府资产负债表的问题。为了面对这些问题，不同学者也已经提出了很多政策建议。下面，我们就简单对比一下主要经济体之间在应对主权资产负债表恶化时的政策空间。

为了更加有的放矢，我们主要针对作为主权资产负债表中最大的或有负债部分——养老金缺口——进行了分析。

为了应对养老金缺口，可以使用的政策手段包括：注入政府资产、提高退休年龄、提高政府支出中社保支出的比重、降低替代率等等。

4.1 政府净资产对比

为了比较政府注入资产的能力，我们首先来比较一下不同经济体的政府净资产。

在前面对已有研究成果进行介绍的时候，我们就已经总结道，现有的几份报告对于中国政府净资产的估计大约都在 GDP 的 50%-80% 之间。然后，我们对比一下对政府资产负债表进行了比较详细披露的两个西方主要经济体——英国和加拿大的情况。但是在这次金融危机后，不论是英国还是加拿大，其政府净资产都出现了大幅的下降。在危机之前，两国政府净资产均为正值，而从 2008 年开始，两国的政府净资产都出现了大幅下降，到了 2011 年，两国政府净资产占 GDP 的比重都下降到了-14% 左右。虽然英国和加拿大已经算是西方主要经济体中财政表现不错的经济体，但是其净资产数量依然跟中国政府目前的状况存在很大的距离。（当然，我们也不能盲目乐观，需要注意到前面所涉及的中国国有企业资产的估值风险问题。）

表 6 英国和加拿大政府净资产的变化（单位：10 亿当地货币）

年份	英国			加拿大		
	政府净资产	GDP	政府净资产/GDP	政府净资产	GDP	政府净资产/GDP
2002	313.2	1068.6	29.3%			
2003	335.2	1136.6	29.5%			
2004	352.8	1199.9	29.4%			
2005	369.5	1262.7	29.3%			
2006	395.2	1333.2	29.6%			
2007	422	1412.1	29.9%			
2008	321.3	1440.9	22.3%			
2009	137	1401.9	9.8%	-126.052	1564.8	-8.1%
2010	-10.1	1466.6	-0.7%	-174.912	1664.8	-10.5%
2011	-196.5	1516.3	-13.0%	-252.468	1762.4	-14.3%

数据来源：英国国家统计局（Office for National Statistics）和加拿大统计局（Statistics Canada）

4.2 提高退休年龄的空间

随着人口寿命的延长和工作强度的降低，西方各国最常用的应对养老金压力的手段是提高退休年龄。我们在表 7 中对比了主要发达经济体和金砖五国的退休年龄，以及改革方向。通过金砖国家内部的横向对比可以发现，中国的退休年龄低于金砖国家的平均值；而在预期寿命方面，虽然中国依然显著低于发达经济体，但是已经显著高于金砖国家的平均水平。这说明，横向来说，中国的退休制度依然是宽松的。另外，如果我们利用六普的人口预期寿命数据，中国女性工人的退休金领取时间（27.4 年）是表中所列国家中最高的，而且男性和女性（干部）的退休金领取时间也已经达到了 OECD 国家的平均水平，并大大高于金砖五国的平均值。这个数字并不是说目前我们马上就要进行退休年龄的改革（而且从短期内的赡养比来看，目前改革的动力也并不是那么迫切），而是说明中国的退休政策其实是很宽松的，政策调整具有空间。

表 7 各国退休年龄现状和改革对比

经济体	预期寿命		法定退休年龄		退休年龄变化趋势
	男性	女性	男性	女性	
澳大利亚	79.5	84.0	65	64	2014 年前女性提高到 65 岁；从 2017 年到 2023 年逐步提高到 67 岁。
加拿大	78.6	83.2	65	65	
法国	78.1	84.8	60	60	2018 年提高到 62
德国	77.5	82.6	65	65	2029 年提高到 67
日本	79.6	86.4	64	62	2013 年男性提高到 65, 2018 年女性提高到 65
韩国	77.4	84.3	60	60	2033 年提高到 65
西班牙	78.7	84.7	65	65	
英国	78.5	82.4	65	60.5	2020 年女性提高到 65；然后在 2044 年同步提高到 68
美国	75.9	80.7	66	66	2027 年前提高到 67
OECD 国家平均	76.7	82.1	64.4	63.1	
巴西	69.7	76.7	65	60	
中国	71.6	75.0	60	55/50	
印度	63.6	66.7	58	58	
俄罗斯	63.0	74.9	60	55	
南非	51.4	52.8	60	60	
金砖五国平均	63.9	69.2	60.6	57.6/56.6	

注：

1. 各国退休年龄数据来自 OECD(2011)，为 2011 年数据；各国预期寿命数据来自 WDI，为 2010 年数据。
2. 中国女性退休年龄为干部 55 岁，工人 50 岁。
3. 为了统一数据来源这里使用了 WDI 的中国人口数据；实际上，根据第六次人口普查的公告，中国男性和女性的平均寿命已经提高到了 72.38 岁和 77.27 岁。

4.3 居民储蓄率高和正处于城镇化进程

我们在表 8 中还对比了不同国家的城镇化水平、居民储蓄率等指标。中国具有所有主要经济体中最高的居民储蓄率（不论是总储蓄率还是净储蓄率），即使跟人口结构相仿的国家相比，中国的储蓄率依然远远高于其他经济体。这说明，中国居民在退休以后所可以承受的公共养老金替代率相对于其他经济体来说可以更低。

另外，作为一个转型经济体，中国还面临着如城镇化这样的人口结构大转变。中国目前最主要的养老金体系是城镇社保体系，但是目前农民工进入城镇社保体系的途径依然存在不少制度性障碍，使得农民工真实进入城镇职工养老保险的比例不高。如果能够排除这些障碍，从中期来看，农民工进入到城镇养老体系将可以扩大缴费人群，从而提高城镇养老保险体系的可持续性。而相比之下，其他经济体（即使包括其他金砖国家）的城市化水平已经很高，并不具备这样的一个后发优势。因此，如果能够更好地引导城镇化的进程，将会在中期内缓解城镇养老体系的缺口恶化问题，从而减轻政府负债恶化的压力。

表 8 主要经济体关键宏观变量比较

国家	城镇人口比重	老年人口赡养率	国内总储蓄率 (2001-2011)	净国民储蓄率 (2001-2010)
澳大利亚	89.2	20.3	25.8	6.5
加拿大	80.7	20.8	23.6	8.8
法国	85.7	26.4	19.2	6.2
德国	73.9	31.2	23.2	7.6
日本	91.1	36.9	23.0	6.7
韩国	83.2	15.9	31.5	18.2
西班牙	77.4	25.3	23.4	6.7
英国	79.6	25.6	14.3	3.0
美国	82.4	20.0	13.3	1.3
OECD 平均	79.7	22.4	19.0	5.3
巴西	84.6	10.6	19.1	5.4
中国	50.5	11.5	47.8	37.9
印度	31.3	7.7	29.6	22.3
俄罗斯	73.8	17.7	32.5	22.1
南非	62.0	7.3	18.6	2.6
BRICS 平均	60.4	11.0	29.5	18.0

数据来源：WDI 数据库

4.4 财政支出结构调整空间

在关于中国政府财政支出的讨论中，李扬等（2012）通过跟其他经济体对比，发现无论是与发达经济体还是新兴经济体相比，中国政府在经济事务方面的支出

比例均明显偏高。这个说明，作为一个建设型政府，中国政府的支出结构跟很多其他经济体存在差异。从养老金支出的角度来看，我们在表 9 中对比了主要经济体公共养老金支出占 GDP 的比重（2020 年以后的均为预测数字）。结合表 8 中关于老年人口赡养率的数字，我们就可以发现，中国公共养老金支出占 GDP 的比重明显低于退休人口比例相当的其他新兴经济体（俄罗斯和巴西）。从财政支出的角度来看，相比其他经济体，为了应对老龄化问题，中国政府在支出结构调整方面所具有的空间也是相对较大的。

表 9 主要国家公共养老金支出占 GDP 比重（预测）

经济体	2010	2020	2030	2040	2050
澳大利亚	4.7	4.9	5.5	6	6.2
加拿大	4.9	6	6.8	6.6	6.3
法国	13.3	12.6	13.4	13.8	13.6
德国	10.6	10.7	11.7	12.3	12.5
日本	10	10.3	9.8	10.4	10.7
韩国	1.7	3.4	6.2	9.6	12.5
西班牙	9.2	9.8	9.7	10.8	12.4
英国	6.3	5.7	6.7	7.5	7.6
美国	6.8	7.4	8.5	8.6	8.3
发达经济体	8.4	8.7	9.6	10.4	11
巴西	9.1	9	10.4	13.4	16.8
中国	3.4	4.7	6.7	7.9	9.2
印度	1	1	1	0.9	0.7
俄罗斯	8.1	10	11.2	12.9	14.9
南非	1.9	2.4	2.8	3	3.5
新兴经济体	5.6	5.8	6.5	7.3	8.3

数据来源：IMF（2011）

4.4 小结

综上，我们对为了应对养老金缺口而可以使用的政策手段进行了跨国对比，我们发现，相比了其他主要经济体（主要发达经济体和其他金砖国家），中国具有更高的政府净资产、更宽松的退休政策、更高的居民储蓄率、更低的城市化水平、更多的财政结构调整空间，这些都意味着相比其他政府，中国政府在应对资产负债表的潜在风险时（以养老金为例）具有更高的政策空间。

最后需要指出的是，在这一部分里，我们只是强调，相比于其他国家来说，中国政府在应付资产负债表潜在风险时的政策空间是很大的。但是，这并不意味着我们认为其他国家的政策就是最优的，就是中国政府的模仿对象。实际上，对于更宽裕政策空间的解读应该是，这意味着我们有更多的自由来选择一条适合中国经济实际的资产负债表演进路径。

五、总结

近年来对于中国国家资产负债表的研究得到了很多关注，已有的研究结果显示，中国政府净资产占 GDP 的比重大约在 50%-80%之间。从资产结构来看，政府所持有的经营性资产占全部国有资产的比重在不断下降，同时国有企业的股权结构正趋于多元化。从相对于整体经济的规模来说，国有资产在整个国民经济中的地位 2007 年前后发生了转折，在 2008 年金融危机爆发以后国有资产出现了较大规模的扩张。

然后我们分别从负债和资产两个方面对政府资产负债表的潜在风险因素进行了分析，发现老龄化是负债方的最大风险，而经营性国有资产杠杆率的提高则是资产方的最大风险。

在负债方面，人口老龄化是中长期政府在负债方面所面临的重大风险。虽然横向来看，中国的老龄化问题并不是最严重的，但是中国的老龄化速度比较快（仅次于韩国），所以中国政府仍然是主要大国中最需要对此问题进行提前准备的经济体之一。相比之下，地方政府债和铁道部债除非发生极端情况，否则都不会导致中国政府的大规模债务危机。

在资产方面，目前政府资产负债表中的资产部分所存在的估值风险问题值得我们关注。我们从经营性资产和非经营性资产两个方面出发进行分析。在经营性资产方面，金融危机发生以来，在中国经济增速下滑的背景下，国有企业通过提高杠杆率这种逆向调节方式为代价进行扩张，这种扩张可能意味着未来很大的风险。而且，这种风险通过国有金融企业进行了放大。总体上来看，金融危机以后，政府整个经营性资产部门的总体杠杆率在提升，而且国企内部的金融企业和非金融企业的交互联系加大，这两者结合起来都导致政府经营性资产的整体风险在加大。在非经营性资产方面，虽然非经营性资产有了很大的增长，但是其中大部分资产为固定资产的现实也意味着非经营性资产的变现能力很弱，估值风险也不小。

最后，我们比较了主要经济体在面对政府资产负债表危机时的政策空间。以应对养老金缺口为例，由于中国具有更高的政府净资产、更宽松的退休政策、更高的居民储蓄率、更低的城市化水平、更多的财政结构调整空间，这意味着中国政府能够在应对养老金缺口时有更多的自由度来选择一条更适合中国实际的道路。

附表1 国有与非国有企业资产负债率对比——资产负债率最高的六个工业行业对比

行业	1999		2007		2009		2011	
	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有
黑色金属冶炼及压延加工业	66.0%	58.9%	64.3%	58.8%	65.4%	62.6%	68.0%	67.3%
电力、热力的生产和供应业	60.3%	58.1%	65.4%	57.6%	67.4%	64.7%	68.5%	66.2%
废弃资源和废旧材料回收加工业			67.3%	57.7%	69.5%	62.3%	63.8%	71.7%
石油加工、炼焦及核燃料加工业	60.9%	56.2%	66.3%	51.8%	65.2%	61.0%	68.2%	59.9%
有色金属冶炼及压延加工业	61.9%	70.3%	58.5%	58.5%	58.6%	61.5%	60.9%	64.3%
化学纤维制造业	61.5%	63.1%	64.5%	49.6%	61.6%	57.6%	62.0%	61.7%
平均	62.1%	61.3%	64.4%	55.7%	64.6%	61.6%	65.2%	65.2%

附表2 国有与非国有企业资产负债率对比——资产负债率最低的六个工业行业对比

行业	1999		2007		2009		2011	
	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有
烟草制品业	69.5%	47.1%	35.8%	24.7%	42.2%	23.8%	51.3%	24.2%
医药制造业	55.4%	62.7%	48.7%	49.6%	46.0%	47.7%	42.4%	45.8%
非金属矿采选业	56.4%	63.0%	47.9%	56.3%	46.1%	52.9%	45.4%	46.6%
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	61.6%	75.3%	52.5%	60.1%	47.6%	63.6%	44.9%	62.9%
有色金属矿采选业	51.1%	67.9%	46.4%	49.8%	46.2%	49.1%	44.2%	51.5%
印刷业和记录媒介的复制行业	55.5%	56.7%	52.7%	47.4%	51.1%	39.8%	50.0%	38.9%
平均	58.3%	62.1%	47.3%	48.0%	46.5%	46.1%	46.4%	45.0%

参考文献

- [1] Goldsmith, W. R., "The Nation Wealth of the United States in the Postwar Period." Princeton University Press, New Jersey, 1962.
- [2] IMF, 2011. "The Challenge of Public Pension Reform in Advanced and Emerging Economies." IMF report, www.imf.org/external/np/pp/eng/2011/122811.pdf
- [3] IMF, 2012. "the financial impact of longevity risk." Chapter 4 in Global Financial Stability Report, April 2012.
- [4] Li, Shiyu and Shanglin Lin, 2011, "The size and structure of China's government debt", The Social Science Journal, Vol. 48, 2011, 527-542.
- [5] OECD(2011), Pensions at a Glance 2011: Retirement-Income Systems in OECD and G20 Countries (www.oecd.org/els/social/pensions/PAG).
- [6] Wang, Yan, Dianqing Xu, Zhi Wang and Fan Zhai, "Implicit pension debt, transitional cost, options and impact of China's pension reform", World Bank Working Paper, 2001.
- [7] World Bank, 1997. Old age security: pension reform in China, in China 2020 series, Washington, D.C., 1997.
- [8] 蔡泳,2012.《联合国预测:中国快速走向老龄化》,《国际经济评论》2012年1月,73-81.
- [9] 曹远征,钟红,廖淑萍,叶蓁,2012a.《重塑国家资产负债能力》,《财经》杂志(2012年6月11日)324期.
- [10] 郭志刚,2011.《六普结果表明以往人口估计和预测严重失误》,《中国人口科学》,2011年第6期
- [11] 蒋云赞:《我国新型农村养老保险对财政体系可持续性的影响研究——基于代际核算方法的模拟分析》,《财经研究》,2011,(12),4-15.
- [12] 李扬,张晓晶,常欣,汤铎铎,李成.《中国主权资产负债表及其风险评估(上)》.《经济研究》,2012年第6期,4-19.
- [13] 李扬,张晓晶,常欣,汤铎铎,李成.《中国主权资产负债表及其风险评估(下)》.《经济研究》,2012年第6期,4--21.
- [14] 刘昌平,《可持续发展的中国城镇基本养老保险制度研究》,中国社会科学出版社,2008.
- [15] 马骏,张晓蓉,李治国,等.2012b.《中国国家资产负债表研究》,北京:社会科学文献出版社,2012年12月.

食品价格上涨对我国城镇各阶层居民社会福利的影响

内容摘要：本文基于 CHNS 数据库 2004 和 2009 年的数据，利用 QAIDS 模型估计了食品价格上涨对我国各地区、不同阶层城镇居民社会福利的影响。与国内外文献相比，本文的估计方法既可以处理食品间的替代效应，又不需要假定消费者的预算份额方程是线性的，因此更加准确。本文发现：（1）食品价格上涨对城镇居民的社会福利造成了严重的负向冲击。（2）低收入者不但受食品价格冲击导致的社会福利损失更大，而且也更难以通过替代效应来进行缓冲。（3）不同省份的家庭受到的冲击有较大差别。经济较发达的省区和农业大省的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小。这些结论说明，食品价格上涨对不同群体社会福利的影响具有异质性，如果政府和国内外救助机构能够根据上述情况有针对性地制定补贴或救助计划，将会更有效地减少某些地区城镇低收入家庭所受到的负向冲击，增进城镇居民整体的社会福利。

一、引言

本文的主要目的是研究食品价格上涨对我国城镇各阶层居民社会福利的影响。近年来，全球食品价格持续上涨。根据联合国粮农组织（FAO）的统计数据，从2004年到2011年，全球食品价格上涨了105%，2011年食品价格指数更是高达231点，超过2008年的峰值并达到了一个历史新高（参见图1）。中国是一个13亿人口的农产品消费大国和进口大国，很难摆脱全球食品价格上涨的影响。根据国家统计局提供的居民食品消费价格指数，2011年1月与2004年1月相比，中国的食品价格上涨了73%，其中粮食价格上涨了87%，肉类价格上涨101%，蛋类价格上涨了95%。而在此期间的CPI指数只上涨了22%，食品价格指数的涨幅远远高于CPI的增长（参见图2）。

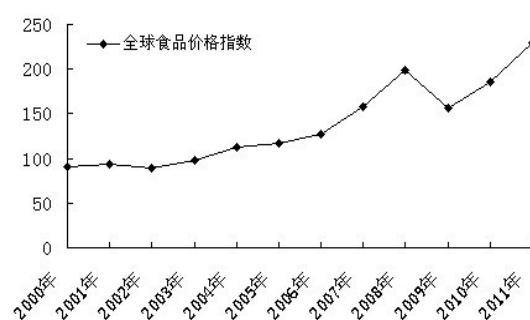


图1 全球食品价格指数

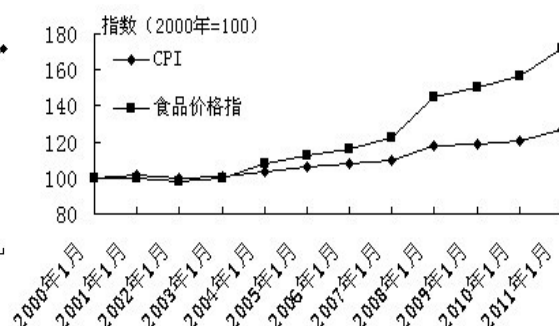


图2 中国食品价格指数和居民消费指数

由于食品是人类生活的必需品之一，食品价格的上涨必然会对不同社会阶层的消费和社会福利产生负面的影响，尤其是对于发展中国家食品的净购买者来说更是如此。我国做为一个发展中的大国，绝大多数城镇居民都是食品的净购买者，也必然受到食品价格上涨的负面冲击。更重要的是，我国城镇居民的恩格尔系数虽然在

2010年已经下降到35.7%，但各地区和各阶层的恩格尔系数有很大差别。2010年，城镇最高收入户和高收入户的恩格尔系数仅为26.9%和32.2%，而最低收入户和低收入户的恩格尔系数高达46.2%和44.1%；城镇居民恩格尔系数最低的内蒙和北京分别为31.3%和31.4%，最高的海南和西藏分别为44.9%和49.9%。这意味着，食品价格上涨对不同地区和城镇各阶层居民社会福利的冲击是很不相同的。

深入考察此次食品价格上涨对城镇各地区、各阶层居民造成的社会福利损失，对于政府制定有针对性的补贴政策，和国内外各类慈善或救助机构设计更有效的社会救助项目，都有重要意义。然而现有的国内外文献在研究食品价格上涨时，主要集中于研究食品涨价的原因。专门研究食品价格上涨与不同阶层居民社会福利之间关系的文献，在国内外都不多见。国内有一些文献研究了总体的通货膨胀（大多以CPI为指标）的福利成本（如龚六堂等，2005；陈彦斌、马莉莉，2007；陈昆亭、郑文凤，2007）^①，然而这类研究只能测算通货膨胀给全社会带来的福利损失，无法反映不同地区、不同社会阶层在通货膨胀时福利损失的差别。而且，这类研究只能测算出总体通货膨胀对社会福利的影响，而不能测算出某种生活必需品（如食品）的价格上涨对社会福利的影响。此外，这些关于通货膨胀福利成本的研究，都普遍忽略了价格变化时不同消费品之间的替代效应，即消费者有可能用较便宜的消费品代替较昂贵的消费品。如前所述，我国食品价格的上涨幅度要大大高于通货膨胀率，而且低收入阶层的恩格尔系数也远高于高收入阶层，在这种情况下，总体通货膨胀的社会福利成本并不能反映低收入阶层的社会福利损失，这不利于决策者正确估计通货膨胀对居民社会福利的影响程度。

本文基于中国健康与营养调查（CHNS）数据库2004-2009年的微观数据，估计了中国2004年以来食品价格上涨对不同地区城镇各阶层居民社会福利的影响，并考虑到了食品价格上涨时不同食品之间的替代效应，从而弥补了国内文献在这方面的缺陷。而与绝大多数国外文献相比，本文的创新主要体现在方法上。国外估计食品价格上涨影响居民社会福利的文献，主要运用了两类方法，一类是以消费支出或营养摄入作为居民社会福利的代理变量，通过回归分析或数值模拟来检验食品价格与居民社会福利的关系，这种方法忽略了不同食品之间的可替代性，结果并不可靠；另一类是运用各种需求系统模型研究食品价格与社会福利的关系，如线性支出系统模型（LES）、扩展的线性支出系统模型（ELES）和几乎理想需求系统模型（AIDS），这些模型都可以处理不同食品之间的可替代性问题，但这些模型都必须假定消费者的预算份额方程是线性的，而这可能与事实不符。本文运用最近发展起来的二次几乎理想需求系统模型（QUAIDS）估计食品价格对居民社会福利的影响，这种方法既

^① 严格地说，本文的研究对象与上述关于通货膨胀福利成本的文献并不相同。本文关注的是食品价格上涨对消费者需求和消费者福利的影响，而通货膨胀的福利成本研究则关注的是通货膨胀对持有货币者的非货币性收益的影响(Craig & Roeheteau, 2005)。由于研究对象不同，这两类研究的结果是不能直接比较的。

可以处理不同食品间的可替代性问题，又不需要假定消费者的预算份额方程是线性的，因此估计结果比国外文献使用的其他各类方法更加准确。

本文其余部分结构安排如下：第二部分为相关文献评述，第三部分具体介绍了二次几乎理想需求系统（QUAIDS），第四部分介绍了经验分析方法和数据，第五部分报告了经验结果并进行分析，第六部分为结论性评述。

二、文献评述

按照估计方法的不同，研究食品价格波动与居民社会福利之间关系的文献可以分为以下两类：

（一）计量回归和数值模拟方法。简单地说，计量回归方法就是以社会福利为因变量，以食品价格和其他影响社会福利的因素为自变量，运用各种计量方法进行回归分析。运用该方法的关键是准确衡量居民的社会福利。Friedman et al. (2011) 用巴基斯坦居民在食品价格变动前后的营养摄入变化来衡量居民的社会福利变动，而Budd(1993)、Barrett & Dorosh(1996)和Minot & Dewina(2010)都是利用价格变化和商品消费数量（或份额）信息估算出的消费者剩余来衡量居民的社会福利。此类方法虽然便于计算，但是难以反映价格变化时不同消费品之间的可替代性。而且，只有在效用函数是拟线性的特殊情况下，才能精确计算出消费者剩余，在计算时还需要假定消费者收入不变，这都是难以符合现实情况的。而已经有文献证明，中国的城镇居民在食品价格上涨时确实在用较便宜的食品来代替较昂贵的食品(Jensen & Miller, 2008)。因此，上述计量回归方法并不适于研究中国食品价格上涨与居民社会福利的关系。

此外，在最近的一篇文献中，陈彦斌和陈军（2013）对传统的通货膨胀福利成本模型进行了扩展，使之可以研究异质性家庭（即不同阶层的家庭）在通货膨胀中的福利成本。然而该方法与传统的通货膨胀福利成本模型和上述计量回归方法一样，也没有考虑价格变化时不同消费品之间的可替代性。

（二）需求系统模型。该方法利用等价变量(Equivalent Variation, 简称 EV)和补偿变量(Compensation Variation, 简称 CV)衡量消费者福利。两者都是对价格变化引起的福利变化的合理度量。等价变量是以价格变化前的旧均衡状态为基准，要使旧均衡状态下消费者的效用与价格变化后的新均衡状态等价，就必须在价格变化前从他手中取走一定货币，那么取走的货币数量就成为等价变量。补偿变量则是以新均衡状态为基准，要使消费者的效用同他在旧均衡状态一样，必须要补偿给他一定的货币，那么，补偿的货币数量就称为补偿变量。要计算这两个变量，需要准确估计收入弹性和价格弹性，这就需要用到各种需求系统模型。最早的需求系统模型是1954年英国经济学家Stone在Stone-Geary效用函数基础上提出的线性支出系

统模型(LES), 这种需求系统把消费行为看成一个有机整体, 在预算约束条件下, 根据效用最大化原则求解马歇尔需求函数。然而, LES 模型是基于 Stone-Geary 效用函数, 该方法难以处理劣等品问题, 忽略了商品之间的相互影响, 因此在计算收入弹性时并不准确。随后 Barten(1965) 和 Theil(1965) 提出了 Rotterdam 模型, Christeansen et al(1975) 提出了超越对数模型, 这些模型都企图克服 LES 模型的不足, 但是都存在局限性。如 Rotterdam 模型需要假定固定参数, 这使它只适用于 C-D 生产函数; 而超越对数模型则缺乏足够的理论基础。Lluch(1973) 在 LES 的基础上提出了扩展的线性支出系统模型(ELES), 该方法一度被广泛应用于研究消费结构问题。Deaton 和 Muelbauer(1980) 提出了几乎理想需求系统模型(AIDS), 该模型既有超越对数模型那样灵活的函数形式, 又有令人满意的理论基础, 因此可以一阶逼近任何一种需求系统模型。该模型取代了 ELES 模型的地位, 成为近三十年广泛应用的需求系统模型。AIDS 模型假设消费者行为满足 PIGLOG (Price-Independent Generalized Logarithmic) 型需求函数, 预算份额是总消费支出的线性函数。在给定效用体系的水平上, 该模型将需求表述为消费品价格和数量的函数, 当消费品价格上涨时, 需要一笔额外的货币来弥补消费者效用的减少, 以使消费者效用在价格上涨前后保持相等。目前国外研究食品价格上涨与居民社会福利之间关系的文献, 主要基于 AIDS 模型。如 Deaton(1989) 和 Ackah & Appleton(2007) 分别研究了粮食价格上涨对泰国和加纳消费者福利的影响, 不过, 这两项研究的时段是上世纪 80 年代和 90 年代。对 2004 年以来这一轮食品价格上涨对居民社会福利影响的研究, 同样是主要基于 AIDS 模型, 如 Leyaro et al. (2009)、Vu & Glewwe(2011)、Wood et al (2011) 分别研究了坦桑尼亚、越南、墨西哥的食品价格上涨对当地居民社会福利的影响。

虽然 AIDS 模型得到了广泛应用, 但 Banks et al(1997) 指出, 如果消费者的预算份额方程是非线性的, 那么使用 AIDS 模型会有一些误差, 他们进一步将 AIDS 扩展为二次几乎理想需求系统模型(QUAIDS), 在该模型中, 预算份额的二次方是总消费支出的函数。对此的直观解释是, 在总消费支出较低时, 二次项代表的是奢侈品; 而在总消费支出较高时, 二次项代表生活必需品。这意味着, 与 AIDS 模型相比, QUAIDS 能够反映同种商品对某些收入群体可能是奢侈品, 而对另外一些收入群体可能是必需品的现象, 从而更加符合现实。范金等(2011) 利用中国的数据, 对 QUAIDS、AIDS、LES 等六种常见的消费需求系统模型进行了实证分析, 发现 QUAIDS 模型的估计结果是表现最优的。该方法已经在国内外开始应用于研究居民消费支出问题(如吴蓓蓓等, 2012), 但很少用于研究居民社会福利问题。目前笔者仅见到 Cranfield & Haq(2010) 和 Alem(2011) 两篇未发表的文献, 分别研究了全球的和埃塞俄比亚的食品价格上涨对居民社会福利的影响, 而这两项研究各有缺陷。Cranfield & Haq(2010)

利用的是1996年114个国家的宏观数据,虽然样本范围较广,但由于宏观数据的限制,该研究完全忽略了食品价格上涨对不同地区、不同阶层居民社会福利的影响;而Alem(2011)则只是依据贫困线研究了食品价格上涨对埃塞俄比亚城镇贫困和非贫困阶层社会福利的影响,而且他也没有考虑地区差别问题,这就大大削弱了该研究的政策含义,不利于政府和救助机构对各阶层制定有针对性的补贴政策。

相比之下,本文基于CHNS数据库提供的微观数据,利用QUAIDS模型研究了食品价格上涨对中国不同地区、多个阶层城镇居民社会福利的影响。本文的创新主要体现在三个方面:第一,利用QUAIDS模型,本文解决了食品价格上涨时不同食品之间的可替代性问题;第二,本文运用的QUAIDS模型不需要假定消费者的预算份额方程是线性的,从而减少了计算误差;第三,本文基于CHNS微观数据,详细计算了食品价格冲击对9个省区中5大社会阶层城镇居民的福利影响。因此,本文不但在计算方法上与国内外绝大多数文献相比更加可靠,而且即使与运用相同方法的两篇国外文献相比,本文的估计结果也更加准确,政策含义也更强、更有针对性。

三、二次几乎理想需求系统 (QUAIDS 模型)

(一) 补偿变量的计算

本文研究食品价格上涨对中国城镇居民社会福利的影响,需要用到补偿变量(CV)。即在价格发生变化之后,消费者要补偿一定数量的货币以保持自己原有的效用不变。该变量需要通过家庭预算份额、价格变化和价格弹性来计算。首先,补偿变量可以通过以下间接效用函数来表示:

$$U(x^0 + CV, p^1) = U(x^0, p^0) \quad (1)$$

其中 x 代表家庭支出, p 是消费品价格的向量形式。上标 0 和 1 分代表价格变化前和价格变化后的时期。(1)式中的补偿变量 CV 还可以用家庭支出函数 $e(p, u)$ 来表示,其中 u 代表效用:

$$CV = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0) \quad (2)$$

若价格变化后居民的社会福利下降,则 CV 为正值,若福利上升,则 CV 为负值。(2)式是隐函数形式,无法直接计算,只能用泰勒展开式做近似计算。如果我们不考虑价格变化时不同消费品之间的可替代性,只考虑商品价格变化对 CV 的一阶影响,可以对家庭支出函数做一阶泰勒展开(Friedman and Levinsohn, 2002)来计算补偿变量 CV:

$$\Delta \ln e \approx \sum_{i=1}^n w_i \Delta \ln p_i \quad (3)$$

其中 w_i 表示在价格变化之前第 i 种商品消费支出占总支出的份额, $\Delta \ln p_i$ 表示第 i 种商品价格变化的比例。然而, 当一种商品的价格上升时, 家庭会寻找其他的替代商品, 使该商品的消费量下降, 替代商品的消费量上升。因此, 如果不考虑商品之间的替代效应, 仅仅用一阶近似的方式估算食品价格上涨对社会福利的影响, 将会高估社会福利损失, 造成估计结果的不准确。所以, 我们需要对家庭支出函数做二阶近似, 用二阶泰勒级数展开, 这种处理方式就包括了商品间的替代效应:

$$\Delta \ln e \approx \sum_{i=1}^n w_i \Delta \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j w_i \varepsilon_{ij}^* \Delta \ln p_i \Delta \ln p_j \quad (4)$$

该方程比上述方程多了一项 ε_{ij}^* , 即补偿价格弹性, 该价格弹性即为希克斯补偿需求价格弹性。要估计补偿变量 CV, 关键是要准确计算补偿价格弹性 ε_{ij}^* , 计算该弹性需要利用 QUAIDS 模型。

(二) QUAIDS 模型

二次几乎理想需求系统 (QUAIDS 模型) 是由 Banks 等 (1997) 在几乎理想需求系统 (AIDS 模型) 的基础上进行的扩展。与 AIDS 模型相比, QUAIDS 能够反映同种商品对某些收入群体可能是奢侈品, 而对另外一些收入群体可能是必需品的现象。根据 Banks 等的思路, QUAIDS 模型的效用函数形式为:

$$\ln U = \left\{ \left[\frac{\ln x - \ln a(p)}{b(p)} \right] + \lambda(p) \right\}^{-1} \quad (5)$$

其中, x 是总消费支出, p 是消费品价格的向量形式, $a(p)$ 是价格 p 的一次齐次性函数, $b(p)$ 和 $\lambda(p)$ 是价格 p 的零次齐次函数。与 AIDS 模型一样, $\ln a(p)$ 是超越对数函数形式:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (6)$$

而 $b(p)$ 则是 C-D 型价格集合形式:

$$b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \quad (7)$$

其中 i 和 j 代表各类商品, $i, j=1, \dots, n$ 。函数 $\lambda(p)$ 的形式为:

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i, \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (8)$$

根据罗伊恒等式求解, 可得消费支出份额方程为:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (9)$$

其中, w_i 是商品 i 的消费支出份额, α_i 表示第 i 种商品的边际消费倾向, p_j 表示第 j 种商品的价格指数, γ_{ij} 表示 i 商品的消费方程中 j 商品价格的变动百分比对 i 商品消费支出的影响, x 为人均总消费支出, $a(p)$ 为综合价格指数。本文研究食品价格对社会福利的影响, 除了考虑各类食品价格的影响之外, 还需要引入社会经济变量集合 (设为 z_h), 以控制家庭之间的偏好结构差异和异质性。此时上述消费支出份额方程可改写为:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 + \sum_{h=1}^l \theta_{ih} z_h \quad (10)$$

其中, $z_h = (z_1, \dots, z_l)$ 为社会经济变量的向量形式。这一模型仍然满足微观经济学对经济人 (家庭) 的三个基本约束, 即可加性、零次齐次性和对称性。为了推导出消费支出弹性和需求价格弹性的计算公式, 首先我们将 w_i 分别对 $\ln x$ 和 $\ln p_j$ 求偏导数:

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \frac{x}{a(p)} \right\} \quad (11)$$

$$\mu_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (12)$$

由 (11) 式可以得到消费支出弹性的计算公式:

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\mu_i}{w_i} \quad (13)$$

由 (12) 式可以得到马歇尔 (非补偿的) 需求价格弹性公式:

$$\varepsilon_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (14)$$

其中 δ_{ij} 是克罗内克函数 (Kronecker delta), 若 $i=j$ 则 $\delta_{ij}=1$, 若 $i \neq j$ 则 $\delta_{ij}=0$ 。然后利用斯勒茨基方程求解, 可以得到希克斯 (补偿) 需求函数的价格弹性为:

$$\varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij}^u + \varepsilon_i w_i \quad (15)$$

求出了希克斯 (补偿) 需求函数的价格弹性之后, 我们就可以根据 (4) 式估计食品价格上涨前后的补偿变量 CV, 从而得出食品价格上涨对居民社会福利的影响。

四、估计方法和数据

(一) QUAIDS 模型的估计方法

形如（10）式的消费支出份额方程可以用两种方法来估计，一是最大似然估计，二是非线性似不相关回归，其中后者可以通过可迭代的广义非线性最小二乘法求得。在大多数情况下，这两种估计方法的结果基本相同(Poi, 2008)。但是相对来说，非线性似不相关回归在估计过程中可以更方便地应用 Stata 软件。正因为该方法的计算过程比较简单，因此大多数研究者都采用似不相关回归来估计 QUAIDS 模型 (Poi, 2008; Wood et al., 2010)。本文也将采用非线性似不相关回归来估计食品价格上涨对中国城镇居民社会福利的影响。

非线性似不相关回归可以被看做是似不相关回归方法的扩展，该方法可以用于研究参数相互影响的多个方程的系统，并考虑到回归方程间残差的相关性，用广义最小二乘法 (GLS) 估计。第 i 个家庭的消费支出份额方程可以表示为：

$$\begin{aligned} w_{i1} &= f_1(x_i, \beta) + u_{i1} \\ w_{i2} &= f_2(x_i, \beta) + u_{i2} \\ &\dots \\ w_{iM} &= f_M(x_i, \beta) + u_{iM} \end{aligned} \tag{16}$$

方程中 $m = 1, \dots, M$ 表示食品的种类， x 表示系统中所有外生变量所组成的向量， β 是 $1 \times k$ 阶参数向量。如果各方程的残差间存在相关性，可以通过联立 M 个方程以得到更准确的参数估计值。用广义非线性最小二乘法估计（16）式，参数估计值可以通过 $M \times M$ 阶正定矩阵 $\Sigma = E(u'_{ij}, u_i)$ 表示如下：

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \{W_i - f(X_i, \beta)\} \Sigma^{-1} \{W_i - f(X_i, \beta)\}' \tag{17}$$

通过对正定矩阵之逆矩阵的乔洛斯基 (Cholesky) 分解，我们可以将（17）式中的多变量广义非线性最小二乘参数估计值转化成单变量非线性最小二乘估计值，这时就可以通过可迭代的广义最小二乘估计法求得参数值。需要指出的是，当我们用似不相关方法估计 QUAIDS 模型时，残差项的协方差矩阵很可能是奇异矩阵 (Alem, 2011)，此时我们就需要消去一个消费支出份额方程，被消去方程的参数可以用剩下的 $M-1$ 个方程来表示。对此 Barten (1969) 指出，消去哪一个方程与最终的估计结果无关。

（二）数据来源和描述统计

为了能够以家庭为单位获得城镇家庭的收入、各种食品价格的数据，本文使用了中国健康与营养调查数据库 (CHNS) 的微观数据。CHNS 是由美国北卡罗来纳大学卡罗纳人口中心、美国营养与食品安全局、中国疾病预防控制中心联合进行的，该调查一共进行了 8 次，分别是 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年，其目的是为了研究国家和地方政策对于居民营养和健康的影响。调查范围涉及中国的辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州 9

个省（自治区）。我国在2000-2004年食品价格较稳定，没有大的波动，而食品价格从2004年开始上涨，特别是2008年食品价格出现大幅上涨。因此，本研究从CHNS2009和CHNS 2004中选择相同的城镇家庭，CHNS 2004中共调查城镇家庭1453户，这些家庭出现在CHNS2009 中的有1424户，剔除数据缺失的家庭后，有效家庭为1407户。我们将以这些家庭为样本来研究食品价格上涨对城镇居民社会福利的影响。

本文以CHNS数据库中提供的“家庭三天食品实际总消费数量”和社区调查数据中的“食品价格”数据为基础。家庭三天食品消费量调查采用的是食物存量法，该方法首先用称重法和记账法详细记录家户连续三日的食物购进量、废弃量以及就餐人数，然后再根据食物存量变化来计算家庭三日的进食量和家庭每人/每日的食物消费量。而社区的食品价格的调查采用询问法，选取有代表性的食品，向社区领导和商贩询问食品的自由市场价格和大商场的零售价。本文选取的是食品的自由市场价格。

CHNS 调查均用食品代码代替食品名称，CHNS2004 和 CHNS 2009 均使用 2002 年版的《中国食物成分表》中的代码。我们通过《中国食物成分表（2002）》找到各代码对应的食品，完成食品代码和食品名称的转换，进而将食品消费量和价格进行匹配，得到家庭的食品消费金额和各类食品的消费份额。根据研究需要将 CHNS 中所调查的城镇家庭按家庭收入的高低分为五个阶层，每阶层各占 20%，依次为最低收入阶层、低收入阶层、中等收入阶层、高收入阶层和最高收入阶层。本文将分析这五个阶层受食品价格的影响。

CHNS调查中有41种食品的数据。我们根据常用食品分类方法和本文研究的需要，将这40多种食品分为8大类：粮食类、蔬菜类、水果类、肉禽制品类、奶制品类、蛋类、水产类及其他。划分食品大类的方法可以减少分析变量的个数，减少分析难度。对于各大类食品的价格，我们以各大类中所含食品的支出份额为权重对所含食品的价格进行加权平均而得出。

本文假设家庭的主要决策是由户主做出的，户主的特征，如年龄、教育程度、职业、婚姻状况等都对家庭的食品消费偏好产生影响。因此本文将家庭规模、户主年龄、婚姻、教育程度和职业作为控制变量，这些变量均以 CHNS 调查中的数据采集方式为依据。家庭规模即为家庭成员的数量，用数据 1, 2, ..., n 表示；户主婚姻状态，用 1 代表未婚，2 代表已婚，3 代表离婚，4 代表丧偶，5 代表分居；户主教育程度即为户主的最高学历，从 1-6 数值越大教育程度越高，1 代表小学，2 代表初中，3 代表高中，4 代表技术学校或中专，5 代表大专或大学，6 代表硕士及以上。户主职业，用数值 1-7 表示，数值越大职业的技术性越低，1 代表高级专业技术人员（如医生、教授、工程师等），2 代表一般专业技术人员（护士、教师等），3 代表行政人员（如政府官员、行政干部、村干部等），4 代表办公室一般工作人员，5 代表

农民、渔民、猎人，6代表熟练工人，7代表非技术工人或非熟练工人。表1给出了本文主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
主食类份额	0.37	0.14	0.43	0.14	0.39	0.14	0.38	0.13	0.35	0.14	0.30	0.13
蔬菜类份额	0.29	0.13	0.26	0.14	0.31	0.12	0.31	0.11	0.29	0.12	0.30	0.13
瓜果类份额	0.05	0.08	0.02	0.06	0.03	0.05	0.04	0.07	0.05	0.07	0.10	0.12
肉禽类份额	0.09	0.08	0.08	0.09	0.08	0.08	0.08	0.06	0.10	0.08	0.09	0.08
奶制品份额	0.03	0.07	0.02	0.06	0.03	0.10	0.03	0.06	0.03	0.07	0.04	0.07
蛋类份额	0.03	0.04	0.04	0.05	0.03	0.04	0.03	0.04	0.03	0.05	0.03	0.03
水产类份额	0.03	0.05	0.02	0.05	0.03	0.05	0.03	0.05	0.03	0.05	0.04	0.06
其他类份额	0.10	0.08	0.12	0.09	0.10	0.07	0.09	0.05	0.10	0.08	0.11	0.10
食品支出	9.05	0.61	8.51	0.73	8.97	0.55	9.17	0.44	9.25	0.42	9.37	0.43
家庭规模	2.91	1.29	2.86	1.42	3.05	1.28	3.08	1.19	2.93	1.41	2.64	1.06
户主年龄	53.27	13.61	56.63	16.42	52.68	13.06	53.18	13.04	52.04	12.34	51.82	12.31
户主学历	2.77	1.47	2.62	1.65	2.67	1.54	2.60	1.35	2.94	1.37	2.95	1.43
户主婚姻	2.24	0.72	2.40	0.84	2.27	0.83	2.17	0.62	2.19	0.61	2.19	0.62
户主职业	5.62	3.31	6.61	3.64	5.46	3.31	6.04	3.37	5.09	3.13	5.23	3.05
观察值	1407		280		283		281		280		283	

五、实证结果与分析

本文的估计程序是，首先根据（13）式求出消费支出的价格弹性，然后根据（14）和（15）式估计马歇尔（非补偿）价格弹性和希克斯（补偿）价格弹性，再根据（4）式估计食品价格上涨前后的补偿变量 CV，从而得出食品价格上涨对居民社会福利的影响。表2是我国城镇家庭各阶层消费支出价格弹性的估计结果。从整体上看，所有城镇家庭的蔬菜类、瓜果类、肉禽类和水产类的支出弹性都大于1，而主食类、奶制品、蛋类和其他的支出弹性都小于1。这说明，当收入上升时，家庭要消费较多瓜果类和水产类食品，而较少地购买主食类和鸡蛋类食品。但对于不同阶层，收入上升对食品消费量的影响是不同的。随着收入从最低收入阶层到最高收入阶层的递增，蛋类和水产品的支出弹性呈递增趋势，瓜果、肉类和奶类的支出弹性呈递减趋势，而主食和蔬菜的支出弹性变化不大。这说明主食和蔬菜类食品的消费量比较固定，不会随着收入的增减而发生变化，瓜果、肉类和奶类的消费则随着收入的增加而减少，而蛋类和水产类的消费将随着收入的增加而增加。

表2 支出弹性

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
主食	0.90***	0.01	0.99***	0.00	1.11***	0.02	0.87***	0.01	1.07***	0.00	0.96***	0.01
菜	1.07***	0.00	1.13***	0.06	0.77***	0.02	1.14***	0.02	1.14***	0.01	1.12***	0.01
瓜果	1.27***	0.03	1.08***	0.04	1.35***	0.05	1.35***	0.09	1.17***	0.03	0.80***	0.03
肉	1.08***	0.01	1.23***	0.09	1.27***	0.06	1.44***	0.19	0.66***	0.06	1.08***	0.01
奶	0.99***	0.00	1.19***	0.05	0.70***	0.09	1.06***	0.02	0.72***	0.11	0.92***	0.01
蛋	0.61***	0.03	0.66***	0.15	0.31***	0.26	0.21***	0.11	0.68***	0.05	1.13***	0.02
水产品	1.18***	0.07	0.88***	0.08	1.00***	0.00	1.01***	0.00	1.08***	0.01	1.20***	0.12
其他	0.91***	0.01	0.62***	0.15	1.44***	0.07	0.95***	0.01	0.78***	0.02	0.89***	0.01
观察值	1407		280		283		281		280		283	

备注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著

通过支出弹性可进一步求出非补偿价格弹性和补偿价格弹性。表3、表4分别列出了各阶层城镇家庭非补偿价格弹性和补偿价格弹性的估计结果。从表3和表4可以看出，所有阶层家庭的补偿价格弹性均为负，并且所有家庭的非补偿价格弹性估计值在5%的置信水平上均显著，这说明当食品价格上升时，所有家庭的食品消费量都会减少。奶制品、蛋类和其他类食品的非补偿价格弹性均大于1，这意味着当所有食品的价格以相同的幅度上升时，奶制品、蛋类和其他类食品的需求量会以更大的幅度下降。蔬菜、水果、肉类和水产品的非补偿价格弹性小于1，表明这些食品是缺乏弹性的，即这些食品因价格变化引起的需求量变化会小于其自身价格的变化幅度。从表3的估计结果中还可以看出，随着收入从最低收入阶层到最高收入阶层的递增，奶类、蛋类、水产类和其他类食品的非补偿价格弹性（绝对值）不断下降，而主食类、蔬菜、水果和肉类的非补偿价格弹性在各阶层之间差距不大。这个结果说明，当所有食品的价格以相同幅度上升时，低收入者对奶类、蛋类、水产类和其他类食品的需求量会下降得更多，而高收入者对上述食品的需求量将只有小幅度的下降。

从表4可以看出，补偿价格弹性的绝对值普遍小于非补偿价格弹性的绝对值，这说明当食品价格上涨时，消费者会用较廉价食品替代较昂贵的食品，这样就减少了对较昂贵食品的消费量，使得补偿价格弹性和非补偿价格弹性之间存在差异，这将会减少食品价格变动的影响。为了具体揭示食品之间的替代效应，我们在表5中列出了各种食品间的补偿价格弹性。从表5可知，各食品间存在相互替代或互补的关系，如肉类和蛋类、水产类的补偿价格弹性为正，即肉类分别与蛋类和水产类互为替代品；而肉类和主食类的补偿价格弹性为负，即二者互为互补品。表4和表5的计算结果证实了Jensen & Miller (2008)的结论，即中国城镇居民在食品价格上涨时确实存在食品消费的替代效应。因此，在研究食品价格的福利影响时，不

能只看食品自身价格的变化，还要考虑不同食品间的替代效应，这正是以 QUAIDS 方法为代表的需求系统模型的优点。

表 3 马歇尔（非补偿性）自价格弹性

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
主食	-1.22***	0.01	-1.01***	0.00	-0.86***	0.03	-1.20***	0.01	-0.89***	0.01	-1.07***	0.01
菜	-0.93***	0.00	-0.91***	0.04	-1.14***	0.01	-0.90***	0.01	-0.90***	0.01	-0.92***	0.01
瓜果	-0.84***	0.04	-0.93***	0.04	-0.74***	0.04	-0.69**	0.08	-0.84***	0.03	-1.15***	0.02
肉	-0.90***	0.02	-0.79***	0.08	-0.80***	0.04	-0.61**	0.17	-1.31**	0.05	-0.93***	0.01
奶	-1.01***	0.00	-1.70***	0.07	-1.38**	0.11	-0.91***	0.03	-1.44**	0.16	-1.11***	0.02
蛋	-1.72***	0.06	-1.46**	0.21	-1.77**	0.29	-2.00**	0.14	-1.43**	0.06	-0.84***	0.02
水产品	-0.89***	0.11	-0.84***	0.10	-1.00***	0.00	-0.98***	0.00	-0.90***	0.02	-0.77**	0.14
其他	-1.14***	0.01	-1.42**	0.17	-0.60**	0.06	-1.06***	0.01	-1.25***	0.02	-1.12***	0.01
观察值	1407		280		283		281		280		283	

备注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

表 4 希克斯（补偿性）自价格弹性

	所有		最低		低		中		高		最高	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
主食	-0.98***	0.02	-0.70***	0.08	-0.53**	0.02	-0.95***	0.03	-0.64***	0.01	-0.84***	0.02
菜	-0.68***	0.01	-0.67***	0.04	-0.95**	0.04	-0.63***	0.01	-0.64***	0.01	-0.66***	0.01
瓜果	-0.73***	0.04	-0.83***	0.02	-0.65**	0.03	-0.59**	0.07	-0.72***	0.02	-1.02***	0.04
肉	-0.81***	0.01	-0.71***	0.06	-0.70**	0.03	-0.51**	0.16	-1.23**	0.06	-0.83***	0.01
奶	-0.91***	0.01	-1.62***	0.05	-1.28***	0.13	-0.80***	0.03	-1.34**	0.17	-1.03***	0.02
蛋	-1.69***	0.06	-1.42**	0.22	-1.74***	0.30	-1.93**	0.15	-1.40**	0.07	-0.80***	0.02
水产品	-0.82***	0.11	-0.79***	0.08	-0.94**	0.01	-0.92***	0.01	-0.83***	0.01	-0.70**	0.14
其他	-1.05***	0.01	-1.33**	0.20	-0.50***	0.05	-0.96***	0.02	-1.16***	0.03	-1.02***	0.02
观察值	1407		280		283		281		280		283	

备注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

表 5 各食品之间的希克斯（补偿性）价格弹性（以所有家庭为例）

	主食	菜	瓜果	肉	奶	蛋	水产品	其他
主食	-0.98***	0.11***	-0.02***	-0.04***	-0.12***	-0.15***	-0.11***	-0.06***
菜	0.44***	-0.68***	0.21***	0.19***	0.26***	0.18***	0.20***	0.22***
瓜果	0.61**	0.58**	-0.73**	0.46**	0.71**	0.56**	0.56**	0.55**
肉	0.45***	0.33***	0.22***	-0.81***	0.27***	0.19***	0.20***	0.23***
奶	0.24***	0.23***	0.10***	0.08***	-0.91***	0.03***	0.05***	0.09***
蛋	-0.69**	-0.25***	-0.41***	-0.43***	-1.65***	-1.69***	-0.63**	-0.53**
水产品	0.70**	0.46**	0.37**	0.33**	0.50**	0.38**	-0.82**	0.39**

其他	0.03***	0.12***	-0.02***	-0.03***	-0.11***	-0.14***	-0.10***	-1.05***
----	---------	---------	----------	----------	----------	----------	----------	----------

备注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著

利用2004年和2009年的食品价格数据，和2004年的居民补偿价格弹性数据，我们可以得到不同阶层家庭的补偿变量（CV）的估计结果，该结果即为食品价格上涨对各阶层社会福利的影响。表6列出了9个省区城镇居民各阶层社会福利的相对变化。我们首先利用（3）式得到食品价格对居民社会福利的一阶影响，即 CV_1 ；然后利用（4）式得到二阶影响，即 CV_2 。2004-2009年间，所有家庭的一阶福利变化的平均值为34.48%。这说明，我国城镇居民需要补偿34.48%的食品开支，才能达到与价格变化前相同的福利水平。不过，一阶影响没有考虑价格变化时各食品之间的相互替代，高估了社会福利的损失，因此我们需要关注食品价格对社会福利的二阶影响。如前所述，如果居民用较廉价的食物代替较昂贵的食物，则 CV_2 显然将低于 CV_1 。从表6可以看出，所有地区和阶层的 CV_2 都低于 CV_1 ，这再次证明替代效应是客观存在的。根据 CV_2 的计算结果，在这5年中城镇居民因食品价格上涨而导致的平均社会福利损失，约为食品支出的30.51%。根据国家统计局提供的数据，2004年到2009年间居民消费价格指数（CPI）累计上涨12.76%，而城镇居民受食品价格上涨而损失的福利（30.51%）远大于期间CPI的上涨。

从各阶层的情况来看，几乎所有地区的 CV_1 还是 CV_2 都出现了随收入上升而下降的情况。也就是说，收入越高的家庭，因食品价格上涨的冲击而带来的社会福利损失越小；而收入越低的家庭，受食品价格上涨而导致的福利损失越大。最高收入阶层和最低收入阶层之间的福利变化差距的一阶影响约为1.5%，而二阶影响则接近6%。这说明，最低收入阶层要比最高收入阶层多支出6%的食品开支去维持价格上涨前的消费水平。同时，各阶层一阶影响和二阶影响的差距也不同，收入越高二者差距就越小，这说明收入越高的阶层越有能力用较便宜的食物代替较昂贵的食物。这个结果意味着，收入较低的阶层消费的食物中价格较低的生活必需品比重较大，当食物涨价时，此类食物难以用价格更低的食品来代替；而收入较高的阶层消费的高价食物比重较大，因此在食物涨价时，用价格较低的食物来代替高价食物的可能性也更高。这说明，低收入者不但受食物价格冲击导致的社会福利损失更大，而且也更难以通过替代效应来进行缓冲。

表6 2004-2009年各省区不同层次家庭福利的相对变化

	CV	所有	最低收入	低收入	中等收入	高收入	最高收入
辽宁	一阶影响	31.74%	32.81%	32.01%	32.15%	30.91%	30.82%
	二阶影响	27.60%	30.23%	30.80%	27.80%	23.33%	25.72%
黑龙江	一阶影响	30.01%	29.98%	34.24%	30.24%	29.78%	30.15%
	二阶影响	25.87%	27.93%	32.69%	26.74%	24.77%	25.75%

江苏	一阶影响	32.35%	31.72%	32.47%	32.42%	32.64%	32.50%
	二阶影响	28.77%	31.24%	29.00%	28.99%	26.04%	22.12%
山东	一阶影响	32.66%	32.46%	32.91%	32.36%	32.29%	33.26%
	二阶影响	28.41%	30.25%	30.58%	29.48%	30.48%	24.58%
河南	一阶影响	37.64%	39.42%	39.18%	37.26%	36.93%	35.33%
	二阶影响	34.59%	33.57%	34.21%	33.48%	25.91%	26.92%
湖北	一阶影响	36.00%	36.69%	36.93%	36.04%	35.86%	34.40%
	二阶影响	31.80%	35.43%	34.03%	35.05%	32.98%	28.48%
湖南	一阶影响	41.04%	41.04%	40.88%	41.07%	40.53%	41.67%
	二阶影响	36.45%	37.33%	40.53%	37.62%	36.93%	32.54%
广西	一阶影响	37.50%	39.08%	39.13%	37.21%	37.44%	34.60%
	二阶影响	33.93%	34.44%	36.79%	34.85%	33.45%	31.93%
贵州	一阶影响	31.38%	33.77%	31.02%	31.41%	30.29%	30.39%
	二阶影响	27.19%	32.30%	30.95%	30.41%	28.61%	22.85%
各省平均	一阶影响	34.48%	35.22%	35.42%	34.46%	34.08%	33.68%
	二阶影响	30.51%	32.53%	33.29%	31.60%	29.17%	26.77%

从各省区的情况来看，东北和东部沿海省份的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小；而大多数中西部省份的城镇居民受食品价格上涨的冲击较大。其中湖南城镇居民的社会福利损失最多，达到了 36.45%，超过平均值 6 个百分点以上。但贵州城镇居民的社会福利损失相对较低，仅为 27.19%，还低于沿海各省，这可能与当地居民的食品消费结构和食品贸易成本有关。各省的分阶层情况也有差异。其中辽宁、黑龙江、湖南和广西的城镇各阶层社会福利损失差距较小，其他省区的各阶层社会福利损失差距较大，尤其是在江苏和贵州，最低收入阶层和最高收入阶层的福利损失差距都接近 10 个百分点。总的来看，经济较发达的省区和农业大省的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小。而各省区不同阶层的差别，则真实地反映了这些省区内部城镇居民不同阶层的社会福利差距，从结果来看，似乎与各省区的经济特征关系不大，这方面的原因还需要进一步研究。由于 CHNS 数据库本身的局限，我们只能列出 9 个省区城镇居民不同阶层的社会福利损失情况，将来如果数据可得性进一步改善，我们还可以用同样的方法计算出更多省区城镇居民不同阶层的社会福利损失情况。

六、简要结论

本文采用 CHNS 数据库的 2004 年和 2009 年的数据，以 QUAIDS 模型为估计方法，计算了 2004-2009 年食品价格上涨对我国各地区、不同阶层城镇居民福利的影响。与国内外文献相比，本文的估计方法既可以处理不同食品间的可替代性问题，又不

需要假定消费者的预算份额方程是线性的。而且，本文的数据来源更加广泛，可以反映 9 个省区中 5 大社会阶层的社会福利变化。因此，本文的估计结果与已有文献相比更加准确。通过上述研究，我们可以得到以下结论：

1. 2004-2009 年的食品价格上涨对城镇居民的社会福利造成了严重的负向冲击。总计在这 5 年中城镇居民因食品价格上涨而导致的平均社会福利损失，约为食品支出的 30.51%，超过了在这期间居民消费价格指数（CPI）的上涨幅度。

2. 从各阶层的情况来看，家庭收入越低，因食品价格上涨而导致的社会福利损失越大。同时，各阶层食品替代效应的情况也不相同。家庭收入越低，食品价格上涨的一阶影响和二阶影响的差距就越大。这意味着，低收入者不但受食品价格冲击导致的社会福利损失更大，而且也更难以通过替代效应来进行缓冲。

3. 从各地区的情况来看，不同省份的家庭受到的冲击也有较大差别。经济较发达的省区和农业大省的城镇居民，受食品价格上涨的冲击较小。而本文对各省区不同阶层居民的估计结果，则真实地反映了这些省区内部城镇居民不同阶层的社会福利差距，此类差别的产生原因还需要进一步研究。

上述结果表明，食品价格上涨对我国不同地区、不同阶层城镇居民的冲击程度是不同的。因此，如果政府和国内外各类慈善或救助机构，能够根据上述情况有针对性地制定各种补贴或救助计划，将会更有效地减少某些地区城镇低收入家庭所受到的负向冲击，防止城镇贫困家庭的境况恶化，从而起到减轻贫困、增进城镇居民社会福利的作用。

参考文献

- 陈昆亭、郑文凤：《中国通货膨胀的福利成本》，《世界经济文汇》第 6 期。
- 陈彦斌、陈军，2013：《中国通货膨胀的财产再分配效应》，《经济研究》即将发表。
- 陈彦斌、马莉莉，2007：《中国通货膨胀的福利成本研究》，《经济研究》第 4 期。
- 范金、王亮、坂本博，2011：《几种中国农村居民食品消费需求模型的比较研究》，《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 龚六堂、邹恒甫、叶海云，2005：《通货膨胀与社会福利损失》，《财经问题研究》第 8 期。
- 吴蓓蓓、陈永福、于法稳，2012：《基于收入分成 QUAIDS 模型的广东省城镇居民家庭食品消费行为分析》，《中国农村观察》第 4 期。
- Ackah, C. and S. Appleton, 2007, "Food Price Changes and Consumer Welfare in Ghana in the 1990s", School of Economics, University of Nottingham: *CREDIT Research Paper 07/03*.
- Alem, Yonas. 2011, "The impact of food price inflation on consumer welfare in Ethiopia: A quadratic almost demand system approach", In Alem, Yonas. *Essays on Shocks, Welfare, and Poverty Dynamics: Microeconomic Evidence from Ethiopia*, University of Gothenburg.
- Banks, J., Blundell, R., Lewbel, A., 1997, "Quadratic engel curves and consumer demand", *Review*

of *Economics and Statistics*, 79, 527–539.

Barrett, C. B., and P. A. Dorosh. 1996, “Farmers’ welfare and changing food prices: Nonparametric evidence from rice in Madagascar”, *American Journal of Agricultural Economics*, 78, 656–669.

Barten, A.P. 1965, “Consumer demand functions under conditions of almost additive preferences”, *Econometrica*, 32(1-2), 1-38.

Barten, A. P. 1969, “Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations”, *European Economic Review* 1(1), 7-73.

Budd, J. W. 1993, “Changing food prices and rural welfare: A nonparametric examination of the Côte d’Ivoire”, *Economic Development and Cultural Change* 41, 587–603.

Christensen, L., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. 1975, “Transcendental logarithmic utility functions”, *American Economics Review*, 65(3), 367-383.

Craig, Ben, Guillaume Rocheteau, 2005, “Rethinking the Welfare Cost of Inflation”, Federal Reserve Bank of Cleveland, working paper.

Cranfield, J., & Haq, Z, 2010, “What impact has food price inflation had on consumer welfare? A global analysis”, Paper presented at the AARES-2010 conference.

Deaton, A. S. and Muellbauer, J. 1980, “An almost ideal demand system”, *American Economic Review*, 70(3), 312-326.

Deaton, A. 1989. “Rice prices and income distribution in Thailand: A non-parametric analysis.” *Economic Journal*, 99 (1), 1–37.

Friedman, J., S.Y. Hong, and X. Hou. 2011, “The impact of the food price crisis consumption and caloric availability in Pakistan”, Health, Nutrition and Population (HNP) Discussion Paper, No.66305, The World Bank.

Friedman, J. & Levinsohn, J. 2002, “The distributional impacts of Indonesia’s financial crisis on household: A “Rapid Response” methodology”, *The World Bank Economic Review*, 16(3), 397-423.

Jensen, R.T. and N.H. Miller. 2008, “The Impact of the World Food Price Crisis on Nutrition in China”, Working Paper Series from Harvard University, John F. Kennedy School of Government.

Leyaro, V., O. Morrissey, and T. Owens, 2009, “Food price changes and consumer welfare in Tanzania 1991-2007”, School of Economics, University of Nottingham: *CREDIT Research Paper 10/01*.

Lluch, C. 1973, “The extended linear expenditure system”, *European Economic Review*, 4(1):21-32.

Minot, N., and R. Dewina. 2010, “Impact of food price changes on household welfare in Ghana”, paper prepared for the U.K. Department for International Development.

Poi, B. P. 2008, “Demand-system estimation: Update”, *The Stata Journal*, 8(4), 554-556.

Theil, H. 1965, “The information approach to demand analysis”, *Econometrica*, 33(1), 67-87.

Vu, Linh. & Paul Glewwe, 2011, “Impacts of rising food prices on poverty and welfare in Vietnam”, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 36(1), 14–27

Wood, B., Nelson, C., Nogueira. 2010, “Food price crisis: Welfare impact on Mexican households”, Paper presented at the International Agricultural Trade Research Consortium Research Symposium Seattle, Washington, June 22-23, 2009.

中国城市规模效应检验

摘要：中国城市发展过去很迅速，但仍低于同类国家相似时期城市化速度，以及同样发展水平国家城市化水平，城市化仍然是未来增长动力所在。但是，长期以来对城市规模发展合理方向并不清楚。此时，检验中国不同城市规模效应有理论验证和政策指导的双重意义。本文通过对中国城市数据的检验，发现在中国城市规模效应存在以下特征：城市人口、就业人口与城市人均 GDP 和平均薪酬显著正相关，而城市人口密度对人均 GDP（薪酬）影响则呈现先升后降的趋势。总体上说，我国城市经济效应偏小，行政力量带来的财政和金融资源配置差异是导致这一结果的一个原因，另一个原因在于我国城市并未出现市场经济发展所应有的专业分工扩展现象。城市规模扩大导致了污染排放上的集约效应，但会对公共资源产生拥挤效应。这几个简单的结论说明，我国城市发展并未完全按照国外已有发达国家的发展经验进行，行政力量在其中起到一定作用，并导致资源配置非效率、行业发展的规模效应和地理空间的集约效应不很明显。同时，具有负外部性的公共资源拥挤效应存在，可能说明财政支出方向上更多注重发展而少关注民生，是我国城市发展中的问题。

一、问题提出与文献综述

中国的城市化虽然快速发展，但仍然滞后于经济发展水平。并且，中国对于发展大、中、小型城市的方向问题上存在经济与环境上的矛盾。一方面，大城市普遍有更高的人均收入和生产力，从经济角度看应该更大发展；另一方面，大城市经常表现出人口过于拥挤、污染严重和资源不足，导致一些政策在限制大城市规模进一步扩大。在 1995 年之后，限制大城市规模、合理发展中小城市的大的国家方针似乎一直没有变化，这从户籍制度的松紧度可见一斑，近两年北京的限购商品房等政策也可以反映该思路。本文简单回顾已有研究中发现的城市规模、人口密度和产出等经济问题的关系，并结合中国城市层面数据，根据基于中国现实出发的理论预测，验证中国的城市规模效应，意在发现中国城市发展中的问题，并指导未来城市发展规划。

对于人口规模带来的经济效应讨论由来已久，人口集中带来的经济效应主要集中在对城市功能的讨论上。城市已经是所有国家获得快速产业和经济增长的因素。大多数制造业和服务业产品在城市地区更有效率生产，因为企业可以更容易地从先进公司那里学习先进技术和管理经验，并且可以更容易地获得有技能的工人以及交通服务和其他中间投入。早在斯密（1776）和马歇尔（1890）时代，就已经提到在越大的城市和人口密度越高的地区人均生产力和工资越高的现象，这被越来越多的实证研究证实（Rosenthal and Strange, 2004），实证结果显示生

产力与就业人口密度间弹性大概为 4-10%。Ciccone and Hall (1996)的研究显示,使用美国州级数据发现就业密度增加一倍,人均生产力提高 6%,就业密度差异能够解释的州级产出变异程度的一半以上。Roca and Puga (2012)猜想大城市工资更高来自三个原因:素质较高的人进入城市带来的选择性工资差异、在当地的静态比较优势和边工作边学习的机会。他们验证得出初始能力差异并不重要,但城市提供了好的外部环境和学习环境,使得能够更快地提高人力资本。Glaeser et al (1992)认为地区竞争和城市多样化而不是专业化鼓励了产业及就业增长,认为行业间知识溢出效应更重要。Cingano and Schivardi (2004)使用企业和地区层面数据结合验证认为专业化分工和规模优势才是全要素生产率增长来源。Serafinelli (2012)验证了在好公司工作过的员工会给目前就业的差公司带来好的业绩提高,这进一步证明了知识溢出效应。总之,知识外溢、专业分工、规模效应等是城市更高产出的来源。

如果城市越大越好,密度越大越好,那么显然不符合现实,因为现实中无论哪些国家都是有大小城市,并且人口密度大带来的拥堵普遍被认为是典型的负外部性。一些对城市规模的研究显示出了影响城市大小的可能因素。Henderson (1974)的理论模型表明城市最优规模基于外部环境,是一个可能存在多个水平均衡的一般均衡。Glaeser, Scheinkman and Shleifer (1995)研究 1960 年城市特征对 1960-1980 这段时间城市发展影响,发现城市人口与收入同步增长,二者争相关于城市的初始教育程度、负相关于初始失业率与制造业就业份额。政府支出与种族隔离等对城市规模增长无关。

城市的发展还和很多话题相关。城市化一般能提高一国粮食安全,因为农村劳动力进入城市,农业部门最终将小农生产变为现代农业,大规模生产并且对农地进行更多投资,农民教育提高并能够更多进行机械化操作。同时,一些研究显示城市化过程由于更有效率地利用建筑用地从而节省了大量耕地。赵俊超、朱喜 (2006)回顾了韩国等国家城市化过程中对应的耕地扩张。但在中国,虽然农村户籍人口有所减少,甚至实际居住在农村的人口更少,但我国耕地总量并未实现扩张。他们认为我国农村人口迁入城市并未带来耕地扩张,原因在于人口迁入并未减少现有农村建筑面积。一个可能的原因在于宅基地的转让并不顺畅,另外对农村的土地仍有依赖感和安全感,因此农民工最终仍然要返回农村。此外,城市发展还和一国收入分配相关:城市发展早期城乡差距会拉大并随后下降。根据已有国家经验,如韩国、斯里兰卡和台湾,城乡差距都已经很小,而中国目前仍然很大,也意味着城市化仍在中间阶段而已。

城市的过大发展经常也带来城市病,如交通拥堵、空气污染、医疗教育等公共资源紧张等问题。正因如此,目前城市的发展有新的趋势,即在交通条件允许

的情况下的城市功能和规模分散化的趋势。在发达国家和地区，大城市更多地变成承载金融和服务的中心，而制造业产品生产则分散到中小城市，这些城市高度专业化在某一个领域(Garcia-López, 2010)。城市土地价格提高也是一个促成大城市功能分散化的因素，如 Combes et al (2011)等验证认为人口增加提高了土地价格等城市成本。基础设施在城市新发展和专业化分工中提供了必要的条件。Blonigen and Cristea (2012)证实空运的发展对城市规模和专业分工的显著促进作用。Baum-Snow (2007)论证了高速公路对城市分散化的作用。Baum-Snow et al (2012)检验中国数据发现高速公路促进了大城市人口向外围扩张，但铁路没有相应作用。

对于中国的城市问题专门研究也由来已久。自从严格的人口流动政策逐步放开后，中国经历了快速的城市化过程。但是，根据 Henderson(2009)报告中的国际对比，中国的城市人口增长速度(3.5%)小于同期发展中国家经济快速发展时期的增长速度(5-6%)，对应的中国2009年的城市化水平(46%)低于对应相似实际人均收入的国家的城市化水平(55%)。也就是说，中国的城市发展仍然滞后经济发展需要。Henderson(2009)的报告认为：中国有太多的城市，而城市规模效应不够。Au and Henderson (2005)用城市统计年鉴数据检验发现，很大程度由于移民管制，导致中国大多数城市过小。同时，中国的城市专业分工也不够，没有体现出过多的行业规模优势。中国城市发展和行政等级非常一致，行政等级高的省会城市，人均固定资产投资是县级市的4倍以上，主要是由于这些城市更容易获得资本和财政资源，这些资源优势吸引企业和移民进入大城市，导致大城市人口增长更迅速，甚至过度拥挤，而中小城市则规模过小。

中国学者对中国的研究中，高鸿鹰和武康平(2007)使用OLS方法检验发现集聚效应与城市规模成正比，这个研究比较笼统。金相郁(2006)发现：传统工业大城市的城市化经济效应并不明显，而新兴工业城市的城市化经济较明显。该文还发现特大城市和超大城市的城市规模效率并不明显，而大中小城市的城市规模效率较明显。傅十和和洪俊杰(2008)用企业层面数据检验发现我国不同企业在不同规模城市的集聚效应不同，表现为：小型企业在中等城市和大城市中显著得益于行业内集聚经济，在超大和特大城市中显著得益于跨行业集聚经济，中型企业在大城市、特大城市和超大城市中显著得益于行业内集聚经济，但只在特大城市中显著得益于行业间集聚经济；大型企业即使在特大和超大城市中也很少得益于行业间集聚经济。王小鲁(2010)探讨了中国城市发展规模问题，和Henderson的众多研究一样，认为中国大城市过少，未来至少要增加上百座百万以上城市。

也有一些学者对中国的城市规模与经济回报的单调正相关性提出质疑。蒋涛

和沈正平（2007）提出人均收入和城市规模可能有倒 U 型关系，这和 Au and Henderson (2005)的研究结论一致。李文宇（2011）发现随着城市人口、面积和经济总量的增长，其气候适宜度及绿化率总体上呈下降趋势，而消费潜力、劳动力需求、城市集中度及城市污染呈上升趋势。即我国中心城市的规模扩张是以宜居程度下降为代价的，产生了拥挤效应。

在中国，城市化还能对日益严重的老龄化问题提供经济支持。刘昌平（2001）认为城市化是解决农村老龄化的关键，因为城市化能够提高所有人包括农村人收入，减少劳动力市场扭曲，提高收入水平也有利于提高正规养老保障。

本文的结构和内容如下：第二部分我们基于已有理论和现实从逻辑上分析中国城市规模效应的可能结果；第三部分描述本文分析所用的中国数据，并描述所使用基本变量的变化趋势，以及所用方法和潜在计量问题；第四部分进行以回归分析为主的假设检验；第五部分讨论城市规模和其他经济社会指标间的关系；最后总结全文。

二、中国城市规模效应的简单逻辑分析

城市带来的经济效应主要来自三个方面：规模效应、专业化分工效应、技术溢出效应，这些都能够带来显著的人均生产力提升。更靠近市场带来的交易成本的下降，以及城市大规模多样化的需求带来的创新灵感，这些都是这三个主要效应的具体体现的一部分。城市化过程、一定规模城市的形成更多的是市场自发过程，政府在基础设施、法制建设等公共品方面进行投入，伴随着一定程度的城市规划，这些可以说是过去发达国家城市发展的经验。中国的城市化和经济发展间的关系总的来说不能脱离这些经验。中国能保持人均收入持续每年 10%以上增长，很大程度来自每年超过 1%的城市化增长。但是，中国的一些特殊国情使得中国城市化的规模效应可能表现出与之前发达国家稍有不同的特征。

具体地说，中国的城市发展由于历史和制度原因可能导致城市的经济效应受到限制：

第一，由于历史原因，我国对劳动力流动和城市户口获得是逐步放开的，对城市人口盲目扩大可能导致贫民窟等问题的担忧导致城市发展有诸多规划。这些规划导致我国整体上城市发展较慢，受到限制较多。人们获得城市户口条件不是根据居住和工作年限等经济需求因素，而是根据政府政策。这可能导致经济效应上的偏差。总体上来讲，城市规模可能会偏小，达不到城市最优规模。

第二，城市间发展不平衡问题研究。大城市如首都和省会城市积聚了大量政治资源、经济资源和文化资源，导致吸引力不断提高，相应地下级城市资源偏少，对人口吸引力偏小。整体上，可能导致大城市超过最优经济规模，而小城市规模

不够。在 2010 年，我国县级以上城市最小人口规模只有不到 2 万人，最大超过 1500 万，在建设面积上也有相似的悬殊差距。同样的，人均 GDP 水平、人均财政支出、人均金融借贷水平的两极之差都有数百倍。

第三，我国国有企业仍占有较大经济比重，同时，占就业人口第二比重的教育行业基本属于国家体制内运营。城市内部国有单位人员有类似铁饭碗的编制特点，使得劳动力跨行业以及行业内部流动收到限制，行业内互相学习能力有限。即，在我国，知识溢出效应可能受到限制。知识外溢受限将影响专业化分工发展。另外，地区间政府主导的竞争也可能导致地区城市内部专业化分工不足。

总之，我国城市发展由于诸多限制可能存在经济效应不足的可能，原因在于几个重要的带来城市经济效应的因素在当前条件下很难得到充分获取。当然，城市的实际经济效应需要数据的进一步验证。

三、数据与方法

(一) 数据来源与基本统计

本文所用的主要数据来自 1999-2010 年各年中国城市统计年鉴。包含经济产出、人口、就业、产业结构、行政面积、人口密度、污染排放等经济社会指标。共有 287 个城市进入分析样本。

表 1 描述了本文用到的城市变量的基本统计。这些数据显示：从人口、GDP、吸引投资等经济指标到医院病床、污染排放等社会指标，城市之间都存在总量上的巨大差别。GDP 的标准误大概为均值的 2.5 倍，而人均 GDP 的标准误不到均值一倍，说明人均指标相对平均。我们使用了市辖区的经济数据，而不是全市数据。原因在于，首先市辖区经济指标可以单独统计获得数据，另外，市辖区主要是城市区，而市辖区之外的其他地区则包含了农村，稀释了城市功能。

表 1： 城市数据基本描述

变量	观测数	均值	标准误	最小值	最大值
市辖区年底人口（万人）	3330	122.545	152.892	1.57	1542.77
市辖区年末单位从业人员数	3327	24.905	48.377	0.81	696.25
市辖区登记失业人员数	3316	13716.09	22775.93	0	289817
市辖区第一产业从业人员数	1921	0.300	1.051	0	22.84
市辖区第二产业从业人员数	2000	16.418	211.615	0.1	9438
市辖区第三产业从业人员数	2000	12.275	29.413	0.66	481.84
市辖区就业集中度	3325	0.186	0.083	0.080	0.817
市辖区人口密度	3327	1048.912	1037.737	13	14052.41
市辖区 GDP	3297	4189568	1.04E+07	93600	1.70E+08
市辖区人均 GDP	2790	26450.48	21476.52	0	249040
市辖区第一产业占 GDP 比重	3323	8.636	8.645	0.07	60.47
市辖区第二产业占 GDP 比重	3323	50.049	12.835	8.05	92.3

市辖区第三产业占 GDP 比重	3323	41.314	10.460	7.3	83.3
市辖区工业企业数	3038	391.435	1039.961	0.11	16380
市辖区工业总产值	3325	6224882	1.69E+07	4990	2.97E+08
市辖区从业人员平均数	2800	14.546	42.708	0	1719
市辖区内资企业工业产值	3319	3947301	8293779	2105	1.14E+08
市辖区港澳台企业工业产值	3037	826752	3419078	0	5.32E+07
市辖区外商投资企业工业产值	3095	1630767	7006917	0	1.30E+08
市辖区固定资产投资总额	3042	1990400	4564257	0	5.81E+07
市辖区当年实际使用 FDI	3089	27251.01	82666.49	0	1112143
市辖区地方财政一般预算收入	2238	543041.7	1638784	2220	2.87E+07
市辖区地方财政一般预算支出	2238	852040.9	1983427	10669	3.30E+07
市辖区科学支出	2235	20121.41	101735.1	0	2153111
市辖区教育支出	2237	131121.4	275026.2	0	4502155
市辖区年末金融机构贷款余额	2284	7163165	2.17E+07	0	3.41E+08
市辖区平均在岗职工数	3325	16109.82	366914.6	0.93	1.82E+07
市辖区平均工资	3319	20987.12	56694.32	1969.57	2354668
市辖区医院数	3325	271.69	2966.144	0	139467.6
市辖区病床数	3325	6232.341	8942.931	0	99969
市辖区医生数	3326	3473.063	5262.256	0	62533
人均绿化面积	1999	408.6267	1806.756	0	48267
建成区绿化率	3057	41.91538	490.6815	0	27150
人均废水排放	2272	27.70925	65.60361	0.311469	1566.816
人均 SO2 排放	2271	222.581	343.9368	0.013225	4533.665
人均工业烟尘排放	2272	92.09894	151.7304	0.150801	2268.451
人均工业产值	3324	32148.38	81590.75	194.8487	1190444

（二）简单描述

我们可以从简单图形观察关心变量与城市规模关系。

（1）产出与人口（就业）规模

图 1 和图 2 显示，人口和就业规模与 GDP 总量呈明显正相关关系，但是从人均 GDP 角度看则不明显。

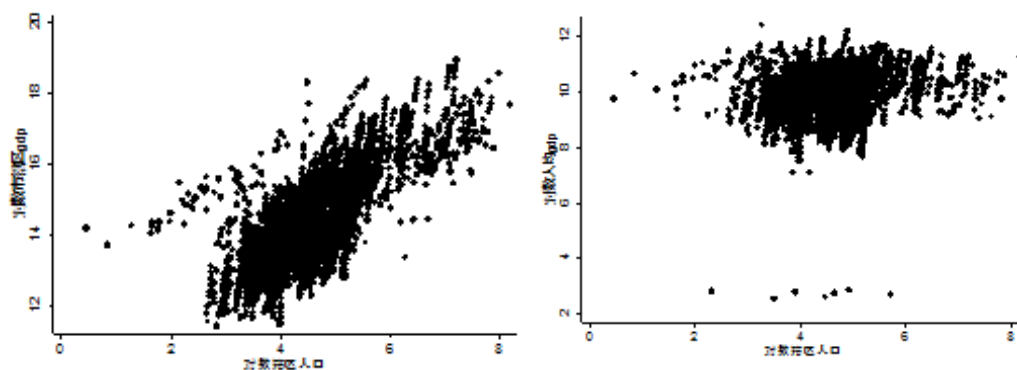


图 1 总人口与 GDP 和人均 GDP

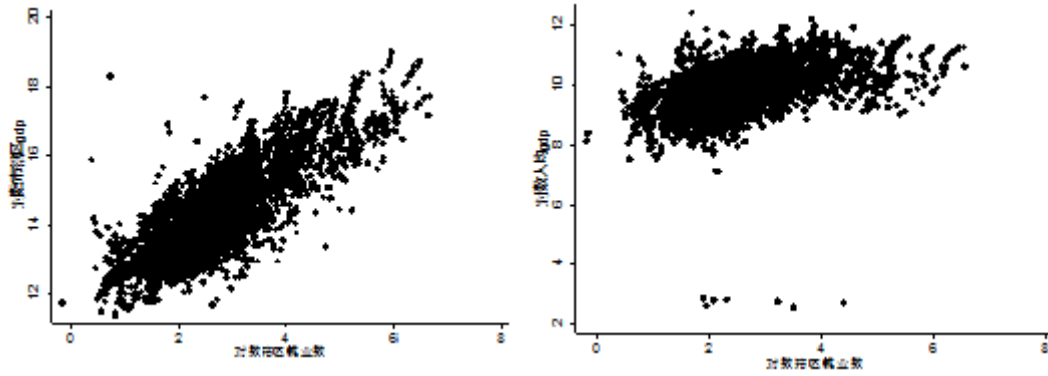


图 2 总就业与 GDP 和人均 GDP

(2) 产出与建筑面积

观察物理空间代表的城市规模和产出关系，可以看到仍然存在总量正相关，人均 GDP 和建筑规模相关性较小的简单图形关系。

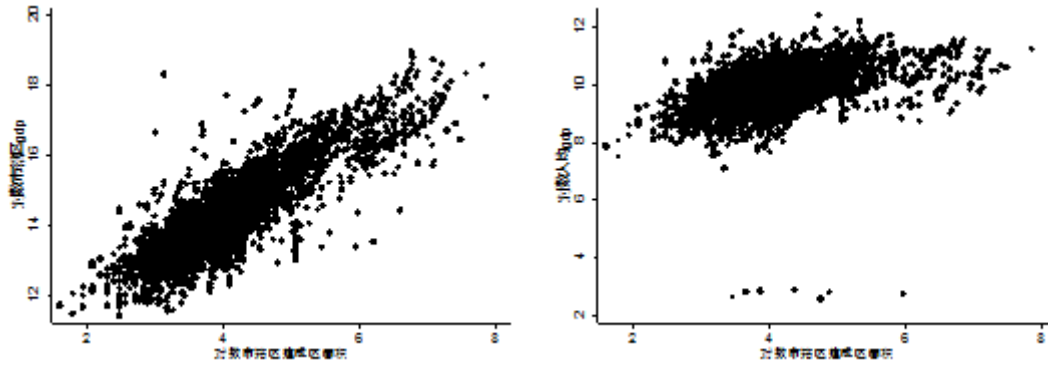


图 3 建筑面积与 GDP 和人均 GDP

(3) 产出与人口密度

人口密度是集聚效应的另一个指标，图 4 显示，人口密度大的城市 GDP 总量偏高，但人均 GDP 没有太明显的正相关。

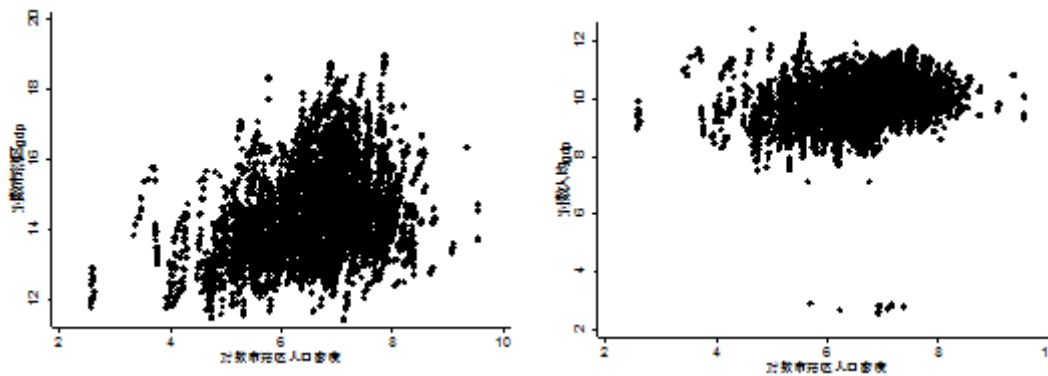


图 4 人口密度与 GDP 和人均 GDP

(4) 产出与产业结构

专业化分工和规模效应被认为是另一个集聚效应来源，我们使用就业人口在不同行业中比重分布平方和为行业集中度指标，代表城市的专业化分工程度。容易想象，此指标最大值为 1，最小值为 $1/n$ ， n 为行业数量。图 5 中右图显示，集中度与人均 GDP 没有明显正相关。

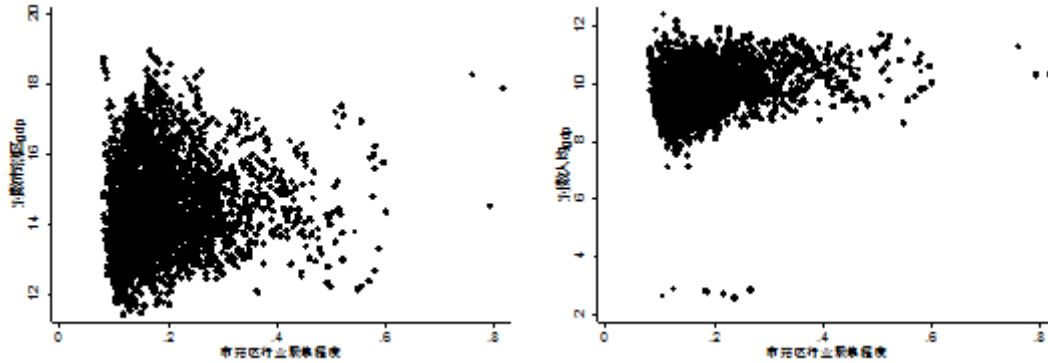


图 5 行业集中度与 GDP 和人均 GDP

(三) 方法

为了观察产出变量和城市规模间的关系，我们借鉴已有研究中的方法，进行产出与城市规模间关系的简单分析，并尝试分析影响路径。

陈彦光和周一星（2003）认为城市规模和产出应该服从对数线性关系，即幂指数模型，并指出了弹性一般大于 1。这个模型指出了产出与城市规模的正相关关系，但稍显笼统，没有考虑规模负外部性，即城市规模大到一定程度后可能不再有正的集聚效用，否则城市将会越来越大没有尽头。Au and Henderson (2005) 指出了城市的这种负外部性，每个城市的规模与产出间可能存在倒 U 型关系，因为每个城市有自己的外部条件限制，他们的倒 U 型规律的顶点可能不同。以上两个计量方程形式设定我们都将采用分别检验。

在验证城市规模的产出效应时，Combes et al (2009) 指出了集聚效应可能的两个内生性问题：越高生产力的城市越吸引更多人流入、越高生产力的城市越吸引技术劳动者，即数量和质量维度的两重内生性。为了控制遗漏变量等内生性问题的影响，主要使用控制固定效应的面板数据模型。

本文有几个主要待验证目标：首先，我们分别检验 287 个城市市辖区的规模产出效应，采用幂指数函数和二次函数形式，控制城市固定效应；之后，我们尝试观察几个影响集聚效应的路径；最后，我们也验证其他经济社会变量随规模或人口密度如何改变。

四、实证结果

(一) 基本检验

如上文所述，有两种统计关系值得检验：幂指数关系和倒 U 型关系。表 2 列出了以分别以人均 GDP 和职工平均工资为被解释变量的固定效应模型结果。我们也对 30 个省会城市进行了单独检验。结果显示：总人口、总就业和总的建筑面积越大的城市，人均 GDP 也越高，这意味着城市的规模效应存在。以人口为例，人口增加一倍，人均 GDP 会提高 10%。这对省会城市同样适用，并且效应更大，但这个数值绝对数并不是特别大。但是，人口密度的效应并不明显，甚至对工资的弹性系数为显著的负。这意味着，城市扩张的地理空间并未节省，更多地是简单的扩张规模。另外，虽然没有列出，就业人口密度对人均 GDP 具有不显著影响，对人均薪酬具有负向影响，这与国外研究结论很不一致。

为节省空间，我们没有列出非省会城市结果。非省会城市结果和省会城市结果类似，但是在系数绝对值上要小。比如，人均 GDP 对总人口的弹性估计值为 8.4%，工资弹性系数为 19.76%，远小于省会城市规模效应。

表 2 双曲线形式方程估计

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
对数人口	0.101**	0.044	0.422***	0.137	0.254***	0.034	1.167***	0.168
常数项	9.438***	0.198	8.015***	0.784	8.572***	0.152	3.325***	0.956
样本数	2789		285		3319		345	
R2	0.0021		0.0359		0.0178		0.1329	
对数就业	0.493***	0.068	0.881***	0.156	0.049	0.044	0.329	0.212
常数项	8.615***	0.176	6.630***	0.674	9.572***	0.115	8.543***	0.919
样本数	2788		285		2788		345	
R2	0.0206		0.1111		0.0004		0.0076	
对数建筑面积	0.967***	0.047	1.106***	0.080	1.066***	0.028	1.432***	0.101
常数项	5.919***	0.189	4.353***	0.440	5.377***	0.114	2.215***	0.546
	2502		255		3031		315	
	0.163		0.4566		0.3415		0.4127	
对数人口密度	-0.053	0.05	0.099	0.111	-0.158***	0.036	-0.283**	0.127
常数项	10.3***	0.329	9.7***	0.799	10.7***	0.235	12***	0.917
	2787		285		3317		345	
	0.0004		0.0031		0.0063		0.0154	

注：(1) 代表全部城市，以人均 GDP 对数为被解释变量；(2) 代表省会城市，以人均 GDP 为被解释变量；(3) 代表全部城市，以就业人员平均工资对数为被解释变量；(4) 代表省会城市，以就业人员平均工资对数为被解释变量。**, ***代表 5%和 1%显著性水平。

表 3 列出了使用倒 U 型曲线即二次方程形式估计的结果，以发现最优产出对应的城市规模。从总人口和总就业量上看，并没有明显的倒 U 型规律，不论对全部城市还是省会城市。但是，人口密度则呈现出了倒 U 型关系，不论对全部、省会还是非省会城市都是如此。人口密度过大会导致人均 GDP 和平均工资下降，倒 U 型曲线的顶点在样本取值范围内，说明部分城市人口密度过高，而部分城市过低。

表 3 倒 U 形式方程估计

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
对数人口	-1.228***	0.190	-3.590***	0.944	-1.812***	0.145	-3.317***	1.205
平方项	0.183***	0.025	0.388***	0.090	0.269***	0.018	0.427***	0.114
常数项	11.613***	0.361	18.04***	2.457	12.271***	0.293	14.76***	3.185
样本数	2789		285		3319		345	
R2	0.0223		0.1011		0.0824		0.1702	
对数就业	0.430**	0.177	1.285	0.897	0.123	0.134	0.001	1.181
平方项	0.013	0.033	-0.046	0.101	-0.014	0.024	0.036***	0.128
常数项	8.680***	0.244	5.771***	1.994	9.486***	0.187	9.26***	2.704
样本数	2788		285		3318		345	
R2	0.0207		0.1118		0.0005		0.0078	
对数建筑面积	1.972***	0.226	-1.428**	0.639	1.299***	0.140	1.635**	0.802
平方项	-0.121***	0.027	0.236***	0.059	-0.028*	0.017	-0.019	0.074
常数项	3.917***	0.480	11.05***	1.728	4.917***	0.295	1.681	2.175
	2502		255		3031		315	
	0.1707		0.4927		0.3422		0.4128	
对数人口密度	1.316***	0.452	-1.294	1.252	0.952***	0.353	-1.691	1.489
平方项	-0.098***	0.032	0.096	0.086	-0.080***	0.025	0.100	0.106
常数项	5.589***	1.558	14.71***	4.535	6.954***	1.219	16.9***	5.243
	2787		285		3317		345	
	0.0042		0.008		0.0096		0.0182	

注：(1) 代表全部城市，以人均 GDP 对数为被解释变量；(2) 代表省会城市，以人均 GDP 为被解释变量；(3) 代表全部城市，以就业人员平均工资对数为被解释变量；(4) 代表省会城市，以就业人员平均工资对数为被解释变量。*，**，***代表 10%，5%和 1%显著性水平。

(二) 路径分析

从以上简单回归分析中，我们可以发现城市集聚效应的几个描述性现象：人口、就业规模和占地面积越大的城市，其人均 GDP 和薪资越高，而人口密度则呈现倒 U 型规律。这意味着，规模越大的城市，收入越高，但城市发展过程中并没有实现规模越大、地理空间越集约的结果。

从以往研究中，我们可以猜测几个可能的原因解释以上简单事实。第一，一个可能的原因是，规模较大的城市，往往都是省会城市，它们有较好的财政资源

和获得金融支持的途径，这使得他们可以扩大收入，并且不是很节约地发展物理空间；第二，当然不能排除规模效应和专业化分工的可能，虽然上文的图形描述未看到规模效应，但控制固定效应的回归分析可以进行再次检验；第三，部分就业密度人口较大的城市可能由于工业集中，比如代工厂发达吸引了大量就业和人口，但付给工人的工资可能不高，这导致平均薪酬和人口密度的倒 U 型关系。

我们使用简单的面板数据固定效应模型分析这几个可能路径的真伪。表 4 给出了回归结果。

表 4 几个路径的检验

	人均财政支出		人均贷款		人口		就业	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
省会城市	0.223**	0.089	1.344***	0.080	1.325***	0.119	1.955***	0.146
	集中度							
省会城市	-0.043***	0.014	对数人口	-0.002	0.003	对数人口密度	0.001	0.003
	第二产业就业比重				第二产业产值比重			
对数人口密度	1.308***	0.378		-0.439	0.330			

注：*，**，***代表 10%，5%和 1%显著性水平。

对第一个问题的检验发现，省会城市平均比非省会城市高 22%的人均财政支出，高 134%的人均贷款，高 132%的人口，以及高 195%的就业总量。这证明了中国的城市规模梯层具有和行政等级类似的梯层，行政中心具有更高的财政和金融渠道，从而吸引更多人口和就业，并且规模扩张的效率并不高。

对第二路径，我们使用行业集中度为被解释变量，行业集中度越高代表行业专业化分工越明显。检验发现，中国并没有在大城市和密度高的城市体现出专业化分工优势。

第三个路径的检验发现，人口密度越高的城市，第二产业就业比重越高，而产值未必高。

这几个路径检验说明：全国资本市场整合缓慢，劳动力市场虽然相对好，但仍然没有达到国外研究应该出现的专业化分工和集约现象。财政均等化也有待提高。大城市尤其是省会城市由于优势资源吸引了过多人口和就业，可能导致城市发展两极分化。

五、其他问题的讨论

人口总量、人口密度等城市规模指标也对其他经济指标产生影响，重要的外部影响有污染，房价，能耗，失业、交通、公共设施、医疗等等。本文数据让我们能够检验人口规模对污染、失业、医疗公共资源的影响。表 5 总结了这几个目标的验证结果。

表 5 几个其他指标检验

	人均废水排放		人均二氧化硫排放		人均工业烟尘排放	
对数人口	-113.989***	3.898	-534.576***	14.073	-215.075***	7.555
	失业率					
对数人口	0.004	0.004				
	人均医院数		人均病床数		人均医生数	
对数人口	-0.342	3.245	-117.479***	2.164	-62.021***	1.196

表 5 的结果显示，规模优势降低了人均污染，起到了集约效果。同时，城市规模扩大没有明显提高失业率。当然，对于失业率指标，我们采用了登记失业率，这可能是不合理的，但目前只有此指标公布。最后，人口规模扩大可能显著减少人均公共资源，如人均病床数和医生数量。

六、总结

本文通过对中国城市数据的分析，发现在中国城市规模效应存在以下特征：城市人口、就业人口与城市人均 GDP 和平均薪酬显著正相关，而城市人口密度对人均 GDP（薪酬）影响则呈现先升后降的趋势。行政力量带来的财政和金融优势是导致这一结果的一个原因。同时，我国城市并未出现自然发展所应有的专业分工扩展现象。城市规模扩大导致了污染排放上的集约效应，但会对公共资源产生拥堵效应。

这几个简单的结论说明，我国城市发展并未完全按照国外已有发达国家的发展经验进行，行政力量在其中起到一定作用，并导致行业发展的规模效应和地理空间的集约效应不很明显。同时，具有负外部性的公共资源拥挤效应存在，可能说明过去财政支出方向上更多注重发展而少关注民生，是我国城市发展中的问题。

以上结论更多地从相关分析视角出发，观察了直观的城市经济效应和路径的可能关系，深入的控制更多统计学问题的研究可以检验这些结论的稳健性，将在之后继续展开研究。

参考文献

- Au, C.C. and J.V. Henderson, 2005, How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China, <http://www.econ.brown.edu/faculty/henderson/papers/China402.pdf>, Journal of Development Economics, forthcoming
- Au, Chun-Chung and J. Vernon Henderson, 2005, Are Chinese Cities Too Small? Brown University, working paper.
- Baum-Snow, Nathaniel, Loren Brandt, J. Vernon Henderson, Matthew A. Turner and Qinghua Zhang, 2012, Roads, Railroads and Decentralization of Chinese Cities, Brown University, working paper
- Baum-Snow, Nathaniel, 2007, Did Highways Cause Suburbanization, Quarterly Journal of Economics 122(2), 775-805.
- Blonigen, Bruce A. and Anca D. Cristea, 2012, Airports and Urban Growth: Evidence from a Quasi-Natural Policy Experiment. NBER Working Paper No. 18278
- Ciccone, Antonio and Robert E. Hall, Productivity and the Density of Economic Activity, the American Economic Review, 86(1), 54-70.
- Cingano, Federico and Fabiano Schivardi, 2004, Identifying the Sources of Local Productivity Growth, Journal of the European Economic Association, vol.2, n.4, 720-742
- Combes, Pierre Philippe, Gilles Duranton, Laurent Gobillon and Sébastien Roux, 2009, Estimating agglomeration economies with history, geology, and worker effects, University of Aix Marseille, working paper
- Combes, PierrePhilippe, Gilles Duranton and Laurent Gobillon, 2011, the Costs of Agglomeration: Land Prices in French Cities, working paper
- Garcia-López, Miquel-Àngel, 2010, Population suburbanization in Barcelona, 1991–2005: Is its spatial structure changing? Journal of Housing Economics, 19, 119–132
- Glaeser, Edward L., Jose A. Scheinkman and Andrei Shleifer, 1995, Economic growth in a cross-section of cities, Journal of Monetary Economics, 36, 117-143.
- Glaeser, Edward L., Hedi D. Kallal, José A. Scheinkman and Andrei Shleifer, Growth in Cities, Journal of Political Economy, Vol. 100, No. 6, Centennial Issue (Dec., 1992), pp. 1126-1152
- Henderson, J.V., 1974, the Size and Types of Cities, American Economic Review, 64, 640-656.
- Henderson, J.V., 2009, Urbanization in China: Policy Issues and Options, China Economic Research and Advisory Programme, report
- Henderson, Vernon and Randy Becker, 2000, Political Economy of City Sizes and Formation, Journal of Urban Economics, 48(3), 453–484
- Roca, Jorge De la and Diego Puga, 2012, Learning by working in big cities, New York University, working paper

Rosenthal, Stuart S. and William C. Strange. 2004. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. In Vernon Henderson and JacquesFrançois Thisse (eds.) Handbook of Regional and Urban Economics, volume 4. Amsterdam: NorthHolland, 2119–2171.

Serafinelli, Michel, 2012, Good Firms, Worker Flows and Productivity, UC Berkeley, Department of Economics, working paper

陈彦光, 周一星, 城市规模—产出关系的分形性质与分维特征——对城市规模—产出幂指数模型的验证与发展, 《经济地理》2003年第4期.

傅十和, 洪俊杰, 企业规模、城市规模与集聚经济——对中国制造业企业普查数据的实证分析, 《经济研究》2008年第11期.

高鸿鹰, 武康平, 集聚效应、集聚效率与城市规模分布变化, 《统计研究》2007年第3期.

蒋涛, 沈正平, 集聚经济与最优城市规模探讨, 《人文地理》2007年第6期.

金相郁, 中国城市规模效率的实证分析:1990-2001年, 《财贸经济》2006年第6期.

李文宇, 我国中心城市规模与宜居程度关系研究——基于26个省会城市面板数据的分析, 《西部论坛》2011年第1期.

王小鲁, 中国城市化路径与城市规模的经济分析, 《经济研究》2010年第10期.

赵俊超, 朱喜. 在城市化进程中实现耕地增加——一个大胆而具有现实可行性的构想. 科学学研究, 2006年第1期.

能源外部性的区域间投入产出分析

内容提要:随着我国经济的高速发展,经济-能源-环境之间的相互制约关系越发突出。长期以来由于我国能源价格形成机制与能源市场供需结构的特殊情况,能源生产和消费中的外部性造成了福利的不合意分配以及能源市场的效率缺乏。本研究使用区域间投入产出模型估算了我国由于原煤燃烧导致的温室效应外部性对我国各省市造成的社会成本大小,分析了由于商品和服务调入调出贸易引起外部性的跨区域转移现象,并模拟了对产生社会外部成本的经济活动征收矫正税后我国一般物价水平的变动情况,最后根据所得结果为我国的能源外部性矫正政策提供建议。

1. 引言

外部性是市场失灵的重要原因之一。在我国,能源生产和消费过程中存在的外部性导致了一系列的问题——如对不可再生资源代际留存价值的低估导致化石能源的过度生产,对环境和地质承载力的忽视导致部分矿区产生严重的污染和地面塌陷,而搭便车者的存在又使得能够减轻环境负荷的可再生能源产业无法得到充足的投入。随着整体经济的快速发展,我国的能源生产量和消费量也呈现出快速增长趋势,这使得我国面临的由能源外部性引起的环境问题也越来越突出,而这些环境问题对经济造成的制约亦越来越明显。

根据欧盟对不同能源生产消费过程的分析,化石能源燃烧排放温室气体所带来的外部社会成本是能源外部性的最重要组成部分(秦萍等, 2012)。随着气候变化问题在国际国内社会越来越受到重视,我国政府提出适合本国发展现状的温室气体排放控制计划,并且将节能减排的具体目标落实到中长期发展规划当中。考虑到我国相关能源环境政策实行统筹规划、分解执行的制度背景以及我国各地区经济发展不平衡的现实特点,节能减排目标在不同地区之间如何进行分配成为政策制定备受关注的一个问题,而对这个问题的讨论不可避免会涉及到不同地区对能源外部性负担程度的差别。

从经济福利的角度看,能源外部性引起的两个潜在问题是生产消费的无效率以及外部社会成本和外部社会价值的不合意分配——外部性的扭曲导致引起环境污染的能源被超额生产的同时也造成对环境友好的能源生产不足,使得经济无法达到社会最优状况;而外部性导致福利的不合意分配则是因为欠发达的能源输出地区往往承担能源活动的外部不经济,而相对发达的能源输入地区则能够享受到能源消费带来的外部经济(周曙东等, 2012)。

对能源外部性问题进行矫正的常见政策包括配额制度和矫正性税收，然而无论是使用哪一种政策手段，制定政策的基本出发点都是相关政策成本效益比较。因此，在为了解决能源外部性而制定政策时，必须要充分考虑以下两个问题：一是现有能源外部性对整体经济扭曲的程度以及对不同经济参与者的影响如何？二是所实施的政策成本有多大？基于我国能源生产消费的现实特点和解决能源外部性的政策需求，本研究试图对我国最主要的一次能源产品——原煤——在消费过程中引起的主要外部社会成本——引起温室效应——进行经济价值评估，并定量核算能源外部性伴随着跨区域贸易在各省市区之间的转移量，然后模拟了实施外部性内在化的矫正性税收方案对宏观经济的影响，为相关的政策制定提供科学依据。

本文由五部分组成，除本部分引言外，其余部分结构安排如下：第二部分对相关文献进行评述，第三部分是理论模型和数据的介绍，第四部分报告实证结果并进行分析讨论，第五部分为结论性评述。

2. 文献评述

目前针对能源外部性的研究主要集中在对煤炭生产消费过程以及火力发电过程的分析。美国国家资源委员会在 2009 年的一项研究中估算了 2005 年煤炭燃烧的外部成本，其结果认为该项成本的经济价值成本超过 620 亿美元。美国研究者在 2011 年进行的另一项研究则认为煤炭每年造成的真实社会成本高达 5,000 亿美元，刨除实际支出的经济成本后，该研究估算出煤炭的外部成本价格约为 18 美分/千瓦时。2011 年的另一份研究报告则通过计算得出煤炭的真实成本是其零售价格 1.7 倍的结论，也就是说煤炭生产和消费过程中超过 40% 的外部社会成本并没有体现于其价格中，因此现有的煤炭市场价格导致煤炭的过度开采和消费。为了完善我国煤炭价格的形成机制，使煤炭价格充分反映其真实的社会成本，郜晔昕与陈庆秋（2012）核算了煤矿建设、煤炭开采和煤炭运输等环节造成的环境与社会负外部性成本，其结果发现我国 2008 年由煤炭生产造成的直接负外部性价值约为 462 亿元人民币，折合每吨超过 18 元，而这些外部性成本主要通过煤矿地质灾害、产地三废排放、职业病和矿难等方式由生产方承担。

针对火力发电过程的外部性成本研究则主要集中在欧美发达国家。Lee 等（1995）和 Rowe 等（1995）分别采用自下而上的方法来全面估算电力生产过程中的全生命周期外部性成本，其研究边界包括能源资源开采、运输、发电等不同环境所造成的外部性成本，但是受到当时的环境视角所限，这两项研究并没有考虑发电过程引起的气候变化外部性。欧洲委员会和美国能源部等在 2005 年开展的 ExterneE 项目则分别估算了欧盟国家使用煤炭、石油和天然气进行火力发电的

外部性成本。与以前的研究相比，ExternE 项目首次将气候变化的外部成本纳入核算范围，根据其核算结果，将气候变化带来的外部性成本纳入核算以后使得能源外部性成本明显增加。此外，欧盟的研究结果也发现一般而言使用煤炭进行发电的社会成本比使用石油和天然气更高。秦萍等(2012)则基于欧盟的研究结果，综合考虑我国使用煤炭和天然气发电的过程中由于开采、矿难、废水排放、地面坍塌、煤层气排放、运输、燃烧排放等环节的成本，推算出我国火力发电的外部性成本。

由于我国能源资源空间分布不平衡的特点和我国节能减排政策的统筹规划、分解执行的原则，一些学者对能源贸易引起的污染转移进行了研究。王寿兵等(2010)针对省级煤炭贸易引起的污染迁移进行了实证分析，其结果表明 2006 年山西省由于省际煤炭贸易而多产生的工业废水量、化学需氧量、石油类和工业固体废物分别超过为 4.4 亿吨、6.8 万吨、0.2 万吨和 0.3 亿吨，而山东省由于省际煤炭贸易而少产生的工业废水量、化学需氧量、石油类和工业固体废物则分别超过 3.9 亿吨、4.8 万吨、0.1 万吨和 0.1 万吨。根据其定量分析结果，能源贸易引起的外部性在造成资源枯竭的同时也引起了过度的环境排放，因此需要通过正确评估环境外部成本并将其内在化来使能源价格可以反映资源的稀缺性和环境代价。周曙东等(2012)则基于二次能源的省际调配对各省能源消费的二氧化碳排放进行了计算，其结果认为将二次能源调配纳入考虑后传统能源大省的排放总量将会下降，而东部沿海省份的排放量则会相应上升。

由于在均衡经济当中买者和卖者分别通过降低支付价格和避免支付成本而将第三方付出的社会成本转化为自身的福利，上述研究试图评估能源生产和使用过程中外部性的直接承担者——在上述研究中事实上是能源输出地区除了能源生产者以外的所有个体——所承担的社会成本的大小。但是，能源市场只是构成整体经济一般均衡系统的一个部分，因此能源外部性会通过商品交易活动在所有市场（包括但不限于能源市场）的参与者之间进行分配。例如一个食品购买者虽然没有直接参与能源市场，因此没有从能源的外部性中直接获益，但是他或她仍然可能通过食品生产商在能源市场上的交易而受到能源外部性的影响，例如食品生产者可能因为避免支付能源外部成本而降低了食品生产成本并导致食品价格下降。因此，能源外部性成本的分摊与能源直接生产者和消费者从外部性成本的规避当中的获益并不完全等价，所以说上述研究对外部性的分析仅仅是对外部性“发放了税单”，而不是将外部性的“归宿”进行了分解。考虑到能源外部性通过商品贸易进行传递的特性，需要从一般均衡的角度去分析能源外部性的在不同市场参与者之间的转移现象并确定不同经济个体由能源外部性所造成的真实影响（成升魁等，2008；何永秀等，2009；杨超等，2011）。区域间投入产出模

型由于具有一般均衡的特点并可以全面反映系统中各个区域和部门之间的经济关联，因此是进行外部性区域转移分析的一种合适工具（徐瑛，2007）。姚亮与刘晶茹（2010）使用区域间投入产出模型对1997年中国八大经济区域间的伴随着商品流外部性转移现象进行了分析，其研究结果发现北部沿海区域和中部区域承接了其他区域的二氧化碳负荷的转移而成为负外部性的实际承担者。

3. 模型与数据

3.1. 区域间投入产出模型

将各区域的投入产出表通过对跨区域商品贸易流的跟踪而关联起来的区域间投入产出表可以全面系统地反应各个区域和部门之间的经济关联，进而对所关注多个区域的产业结构、技术差异等因素进行分析，并可用于模拟外生性冲击在不同区域之间造成影响的传播效应（姚亮与刘晶茹，2010）。由于在区域间投入产出模型中任意一个区域内的特定生产部门和区域内的其他所有生产部门都是非竞争性的关系，因此在模型中通常以包含区域标签的生产部门为基本分析单元。因此，我们可以通过对典型基本分析单元的要素平衡来跟踪外部性在生产部门之间或者区域之间的转移。

假设把所分析的经济系统包含 n 个基本分析单元，对其中的第 i 个基本分析单元而言，可以列出如下的外部性平衡方程：

$$f_i + \sum_{j=1}^n e_j \times p_j \times x_{j,i} = e_i \times p_i \times y_i,$$

在该方程中 f_i 为第 i 个基本分析单元进行生产所引起的外部性（针对气候变化，既可以是温室气体排放量，也可以是其造成的外部社会成本）， e_j 和 e_i 分别是第 j 和第 i 个基本分析单元产出的隐含外部性强度（用以衡量单位产品生产过程中所引起的直接和间接外部性的程度）， p_i 和 p_j 分别是第 j 和第 i 个基本分析单元产出的价格， $x_{j,i}$ 为第 i 个基本分析单元在生产过程中所使用的来自于第 j 个基本分析单元的投入品的数量， y_i 则为第 i 个分析单元的总产出的数量。由于所分析经济系统中具有 n 个基本分析单元，因此可以整理出所有基本分析单元的外部性平衡方程并将其整合成矩阵方程形式：

$$F + E\hat{P}X = E\hat{P}\hat{Y},$$

其中 F 和 E 为 n 行 1 列的直接外部性强度和隐含外部性强度向量， \hat{P} 和 \hat{Y} 为以 n 个基本分析单元的产出价格和总产出数量为对角元素的 n 阶列对角矩阵， X 为区域间投入产出表中的 n 阶中间投入矩阵。在已经建立多区域投入产出表的基础上，可以获得 $\hat{P}X$ 和 $E\hat{P}\hat{Y}$ 两个矩阵乘积的数据，而直接外部性强度向量则通常通过能源环境统计数据和经济总量数据计算得到，因此可以通过上式计算隐含外部性强度向量：

$$E = F(\widehat{PY} - \widehat{PX})^{-1},$$

进而结合区域间投入产出表中的跨区域商品服务贸易流可以计算出由于跨区域贸易导致的隐含外部性转移情况。具体而言，就是可以定量确定出由于某个地区的消费活动所引起的其他任意地区的能源外部性。

为了矫正外部性对经济活动的扭曲，可以采用将外部性内在化的方式，其中最常见的政策就是对造成外部性的活动征收相当于社会外部成本的矫正税或者提供相应的矫正补贴。假设需要分析针对能源负外部性的矫正税对整体经济造成的影响，首先需要根据投入产出模型的基本原理列出典型基本分析单元（i）在征收矫正税之前的投入产出经济流平衡如下：

$$p_i \times y_i = \sum_{j=1}^n (p_j \times x_{j,i}) + v_i,$$

其中 v_i 为第 i 个基本分析单元的增加值，其中包括劳动者报酬、固定资产折旧、营业盈余和不含能源税的其他生产税净额。

在基本分析单元经济流的平衡基础上，参考林伯强和王锋（2010）的研究，引入投入产出价格模型三个基本假设条件如下：第一，忽略企业可能采取的通过技术改进以降低物耗和成本的措施；第二，认为劳动者报酬、固定资产折旧、营业盈余和不含能源税的其他生产税净额不会发生变化，因此这四个增加值项目也不对价格带来变化；第三，忽略由于市场需求变动对产品价格产生的影响，即认为对产品的需求是缺乏弹性的。因此，对上述经济系统征收矫正税将会导致市场中的经济流平衡改变为：

$$p_i' \times y_i = \sum_{j=1}^n (p_j' \times x_{j,i}) + v_i + \delta \times f_i,$$

其中 p_i' 和 p_j' 分别为基本分析单元 i 和 j 在征税后的产品价格， δ 为对能源外部性征收的矫正税税率。将上述两个方程相减，可以得到：

$$(p_i' - p_i) \times y_i = \sum_{j=1}^n ((p_j' - p_j) \times x_{j,i}) + \delta \times f_i,$$

上述方程两边同时除以 $p_i y_i$ 可以得到：

$$\frac{(p_i' - p_i)}{p_i} = \sum_{j=1}^n \left(\frac{p_j' - p_j}{p_j} \times \frac{p_j \times x_{j,i}}{p_i \times y_i} \right) + \delta \times \frac{f_i}{p_i \times y_i},$$

引入相对价格变动 $\partial_i = \frac{(p_i' - p_i)}{p_i}$ 、直接消耗系数 $m_{ji} = \frac{p_j \times x_{j,i}}{p_i \times y_i}$ 和直接排放强度

$d_i = \frac{f_i}{p_i \times y_i}$ ，可以将上述方程简化为：

$$\partial_i = \sum_{j=1}^n m_{j,i} \partial_j + \delta_i d_i.$$

将其整理成矩阵形式：

$$\Delta = M^t \Delta + \widehat{T} \Delta + T, \quad (6)$$

其中 $\Delta = \begin{bmatrix} \partial_1 \\ \vdots \\ \partial_n \end{bmatrix}$, $M = \begin{bmatrix} m_{1,1} & \dots & m_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{n,1} & \dots & m_{n,n} \end{bmatrix}$, $T = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \vdots \\ \delta_n \end{bmatrix}$, 而 \hat{T} 为 T 的对角化矩阵。根据

上述矩阵方程式可以求解出：

$$\Delta = (I - M^t - \hat{T})^{-1} T,$$

其中 I 为 n 阶单位矩阵。据此可以进一步计算

$$Z = \Delta^t A / B,$$

式中 Z 表示物价水平指标变化率, $A = \begin{bmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_n \end{bmatrix}$ 表示相应的一篮子商品价值向量, B

为相应的一篮子商品的价值之和。当 A 分别为居民消费品向量、中间投入产品向量、出口产品向量和整体产出向量, Z 可近似表示消费者价格指数、生产者价格指数、出口产品价格和国内生产总值平减指数的变化率。

3.2. 数据来源及说明

本研究采用国家信息中心编制的 2007 年中国区域间投入产出表(张亚雄与齐舒畅, 2012), 表格中包含全国除了西藏、台湾、香港和澳门以外的所有 30 个省级行政单位, 每个行政单位包含 10 个经济部门, 因此本表格包含 300 个基本分析单元。表 1 中列出本研究所采用的 10 个经济部门和中国 2007 年投入产出表中的 42 个经济部门的对应关系。

表 1-本研究经济部门划分与中国 2007 年投入产出表 42 部门对应关系

序号	10 部门名称	42 部门行业
1	农林牧渔业	农林牧渔业
2	煤炭开采和洗选业	煤炭开采和洗选业
3	工业和其他采选业	食品制造及烟草加工业; 纺织业; 纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业; 木材加工及家具制造业; 造纸印刷及文教体育用品制造业; 化学工业; 非金属矿物制品业; 金属冶炼及压延加工业; 金属制品业; 通用、专用设备制造业; 交通运输设备制造业; 电气机械及器材制造业; 通信设备、计算机及其他电子设备制造业; 仪器仪表及文化办公用机械制造业; 工艺品及其他制造业; 废品废料
4	石油加工和炼焦	石油加工、炼焦及核燃料加工业
5	电力、热力生产和供应业	电力、热力的生产和供应业
6	燃气和水的生产和供应业	燃气生产和供应业; 水的生产和供应业
7	交通运输及仓储业	交通运输及仓储业
8	批发和零售业	批发和零售业
9	建筑业	建筑业

10	其他行业	邮政业；信息传输、计算机服务和软件业；住宿和餐饮业；金融业；房地产业；租赁和商务服务业；研究与试验发展业；综合技术服务业；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；公共管理和社会组织
----	------	--

根据欧盟的研究，在各种一次能源当中原煤所引起的外部性强度最大，而在原煤生产和消费过程中所造成的社会外部成本主要来源于其燃烧过程中的二氧化碳排放，因此本研究将以原煤燃烧过程中引起的二氧化碳排放带来的温室效应外部性作为能源外部性的分析对象，分析 2007 年能源外部性伴随着跨区域贸易所造成的转移现象。各省市 2007 年的原煤使用量从《中国能源统计年鉴 2008》中地区的实物能源平衡表中获得，而原煤燃烧的排放因子根据 IPCC 在 2006 年报告计算为 1.98 吨二氧化碳/吨原煤（IPCC，2006）。关于二氧化碳排放引起的外部成本的经济价值，本研究采用秦萍等（2012）提出的 20 美元/吨二氧化碳。而汇率水平采用 OANDA 数据库所提供的 2007 年全年日均汇率中间价 7.61 元/美元。

4. 结果与分析

4.1. 能源外部性的社会成本及其跨区域转移量

表 2 列出了我国 2007 年 30 个省市区的直接与隐含外部性主要统计数据。根据该表，当年平均每个省市区由于原煤燃烧所引起的直接二氧化碳排放量为 2.11 亿吨，同时平均跨区域贸易流中的隐含二氧化碳转移达到 3.24 亿吨，这说明能源外部性的跨区域转移现象是非常显著的。表中的转移系数描述了隐含排放强度和直接排放强度的比值，该系数越大说明一个地区从跨区域贸易中得到的环境收益（能源外部性账户盈余）越大，反之该值越小则说明该地区从跨区域贸易中遭受的环境损失（能源外部性账户赤字）越大。从统计数据可以看出，直接二氧化碳排放强度较大的地区（如山西、河北、贵州等省）大多数属于能源外部性的净调出者，这些地区从外部性的跨区域转移中获得了能源外部性账户的赤字。与之相反，直接二氧化碳排放强度较小的地区（如北京、上海、广东等省市）却往往是能源外部性的净调入者，也就是说这些地区从外部性的跨区域转移中实现了能源外部性账户的盈余。这样的现象导致通过直接二氧化碳排放量来衡量的各个地区的排放责任时会夸大资源型地区的责任而低估经济发达地区的责任。此外，直接排放强度最高的宁夏虽然其隐含排放强度仍然是 30 省市区中最高的，但是其隐含排放强度（5.73 吨/万元）不足其直接排放强度（11.73 吨/万元）的一半，这说明该地区超过一半的原煤燃烧所生产的产品最终输出到其他地区进行消费。而直接排放强度（0.58 吨/万元）最低的北京，由于通过调入外地产品与服务来

满足本地消费，其隐含排放强度(1.47 吨/万元)则高于广东、广西等 5 个省份。

表 2-中国 2007 年 30 省市区能源外部性主要统计数据

	排放量 (亿吨)	隐含调入 (亿吨)	隐含调出 (亿吨)	隐含排放 量(亿吨)	排放强度 (吨/万元 产值)	隐含排放强 度(吨/万元 产值)	转移 系数
北京	0.54	1.71	0.87	1.37	0.58	1.47	2.55
天津	0.67	1.38	1.25	0.80	1.33	1.58	1.19
河北	4.42	5.10	6.85	2.68	3.23	1.95	0.61
山西	6.50	0.69	4.56	2.64	11.34	4.60	0.41
内蒙古	3.68	0.71	3.12	1.27	6.03	2.08	0.35
辽宁	2.64	1.56	1.71	2.48	2.39	2.25	0.94
吉林	1.57	1.20	1.48	1.29	2.97	2.44	0.82
黑龙江	2.24	2.20	3.59	0.85	3.17	1.21	0.38
上海	0.80	2.42	1.05	2.18	0.66	1.79	2.72
江苏	3.65	3.99	2.19	5.45	1.42	2.12	1.49
浙江	2.54	4.62	2.05	5.11	1.35	2.72	2.01
安徽	1.87	1.65	2.28	1.25	2.54	1.69	0.67
福建	1.18	1.19	0.53	1.84	1.28	1.99	1.55
江西	0.92	1.62	0.60	1.94	1.68	3.53	2.11
山东	6.75	3.65	0.49	9.91	2.60	3.82	1.47
河南	5.26	2.21	3.49	3.98	3.50	2.65	0.76
湖北	1.84	1.37	0.36	2.84	2.00	3.08	1.54
湖南	1.87	1.10	1.18	1.79	2.03	1.95	0.96
广东	2.39	3.84	2.20	4.03	0.77	1.30	1.69
广西	0.86	0.70	0.78	0.79	1.45	1.32	0.91
海南	0.08	0.13	0.04	0.18	0.67	1.44	2.16
重庆	0.82	1.09	0.97	0.94	1.99	2.28	1.14
四川	1.89	1.25	0.51	2.63	1.80	2.50	1.39
贵州	2.21	0.38	1.68	0.91	8.06	3.32	0.41
云南	1.47	0.67	1.13	1.02	3.11	2.14	0.69
陕西	1.53	1.23	2.15	0.61	2.80	1.12	0.40
甘肃	0.83	0.17	0.02	0.98	3.09	3.64	1.18
青海	0.20	0.05	0.01	0.24	2.53	3.06	1.21
宁夏	1.04	0.23	0.76	0.51	11.73	5.73	0.49
新疆	0.97	0.42	0.63	0.76	2.76	2.15	0.78
最大值	6.75	5.10	6.85	9.91	11.73	5.73	2.72
最小值	0.08	0.05	0.01	0.18	0.58	1.12	0.35
平均值	2.11	1.62	1.62	2.11	3.03	2.43	1.17
中间值	1.71	1.24	1.15	1.33	2.46	2.15	1.05

图 1 描述了 30 个省市区通过跨区域商品和服务贸易的能源外部性价值净调入值。从图中可见山西、内蒙古、河北、黑龙江、贵州、河南等省区是温室效应

负外部性的主要承受方,也就是说这些地区通过原煤消耗生产商品供给其他地区消费而使二氧化碳排放留在本地。与之相反的是负外部性账户的主要盈余方为山东、浙江、江苏、广东、上海、湖北、江西、北京等省市,他们通过调入商品的方式避免了本地区的二氧化碳排放,并把排放责任转嫁给其他地区。

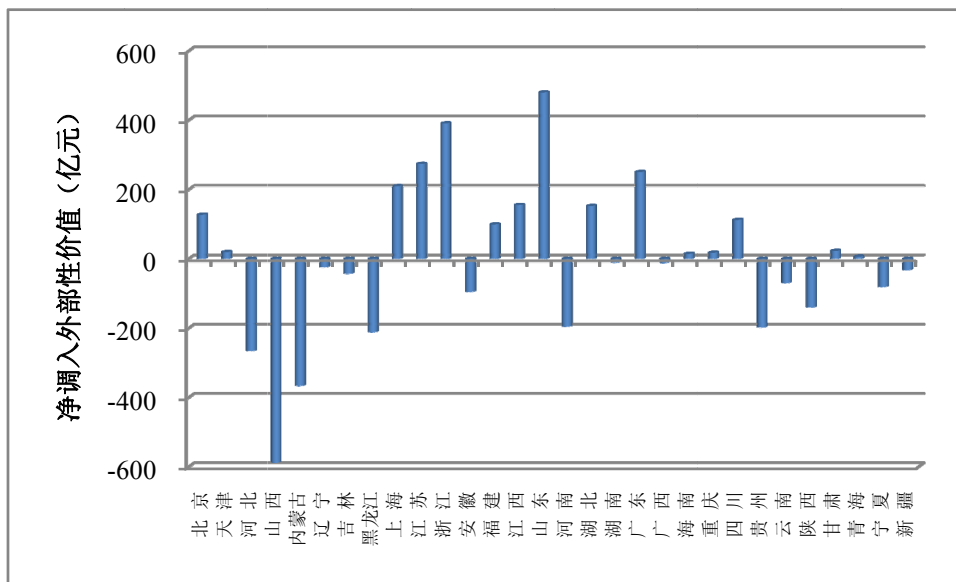


图 1-中国 2007 年 30 省市区净调入能源外部性价值

与其他研究方法相比,区域间投入产出模型的主要优势在于可以对外部性的转移进行结构追踪,也就是说不但可以确定各个地区的二氧化碳排放的隐含调入调出总量,还可以确定其调入来源地和调出目的地,同时还能够对调入调出贸易流的商品结构进行分析。下面我们以内蒙古和山西这两个典型能源外部性账户赤字地区以及北京和广东这两个典型能源外部性账户盈余地区为例,具体分析这四个省市区的能源外部性空间转移结构。

图 2 描述了山西省的隐含贸易目的地结构和输出商品和服务的产业结构。从图中可见河北是山西隐含能源外部性调出的最主要目的地,山西超过四成的负外部性输出是为了向河北供应产品和服务,除了河北以外,山西最主要的隐含能源外部性调出目的地还有浙江、山东和江苏。从输出商品和服务的产业结构角度看,山西省的最主要输出品为工业和其他采选业产品(37%),其次为煤炭开采和选洗产品(13%)和批发零售商品(14%),此外,电力和热力的生产和供应以及建筑业对外转移的二氧化碳排放也分别占山西省对外转移量的 10%。

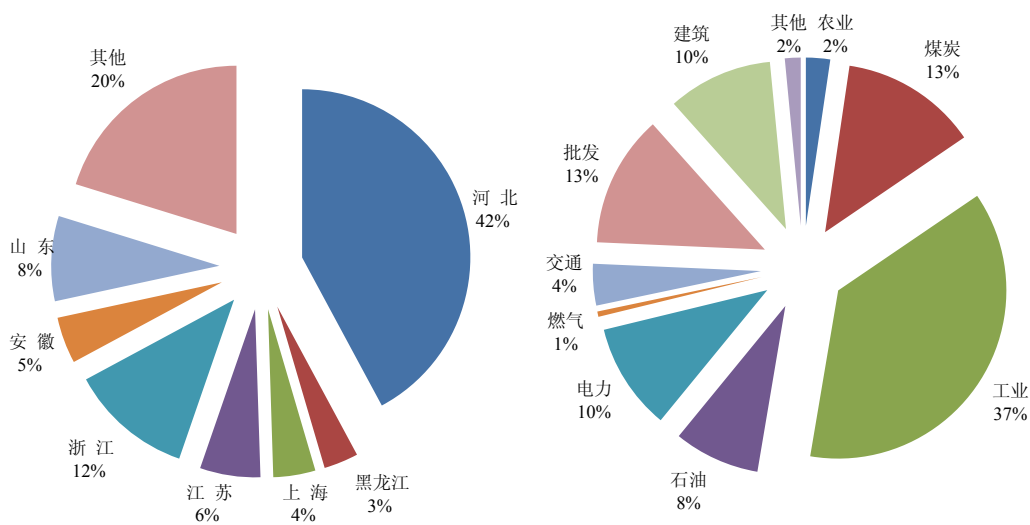


图 2-山西省 2007 年隐含能源外部性调出目的地结构与调出产业结构

与山西省相比，内蒙古自治区的隐含外部性调出目的地更加平衡，最主要省份山东省只调入该地区输出隐含二氧化碳排放总量的 16%，其他重要的贸易目的地还包括浙江、河北、江苏和江西，分别占内蒙古输出隐含排放总量的 12%、11%、7%和 7%。然而内蒙古输出产品服务的产业结构相对单一，约 45%的隐含二氧化碳排放是通过工业和其他采选业产品的调出来实现对外转移的，其次则为建筑业（16%）、批发零售业（11%）和交通运输和仓储业（11%）。通过对比，可以发现内蒙古与山西的一个重大差别在于内蒙古通过电力热力输出的隐含二氧化碳排放量对其输出转移而言重要性非常小，这意味着同为煤炭资源丰富地区，内蒙古的电力基础设施的建设和山西相比还有很大的改进余地。

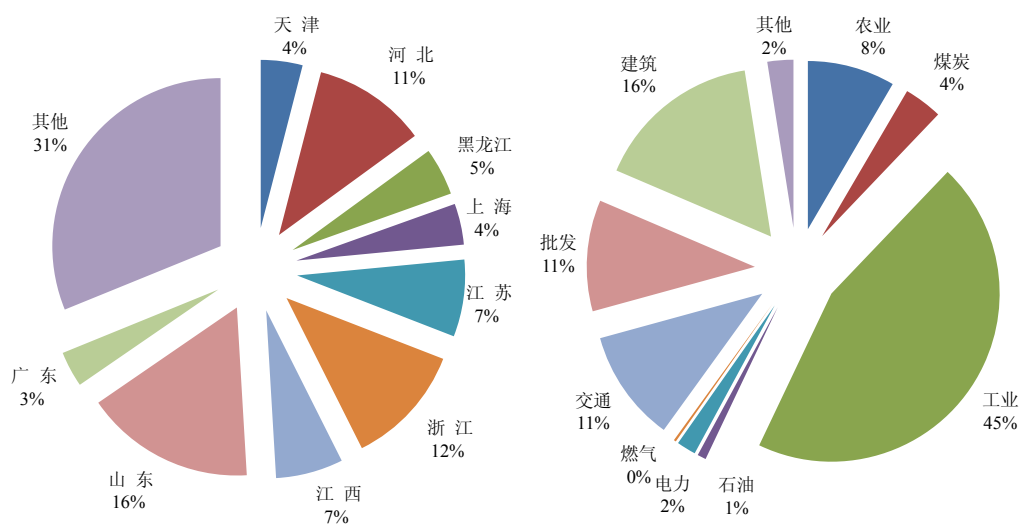


图 3-内蒙古自治区 2007 年隐含能源外部性调出目的地结构与调出产业结构

对北京而言，河北是其负外部性转移的最主要目的地，约 44%的调入隐含二氧化碳流是通过从河北省调入商品和服务来实现的，此外，天津作为北京第二大的隐含能源外部性调入来源地输入了北京接近五分之一的隐含二氧化碳流。从输入商品的行业结构上看，超过 80%的隐含二氧化碳对外转移排放是通过工业和其他采选业（41%）、批发零售业（24%）和建筑业（16%）实现的，此外，电力热力输入也为北京市的隐含二氧化碳对外转移做出了较大的贡献（7%）。

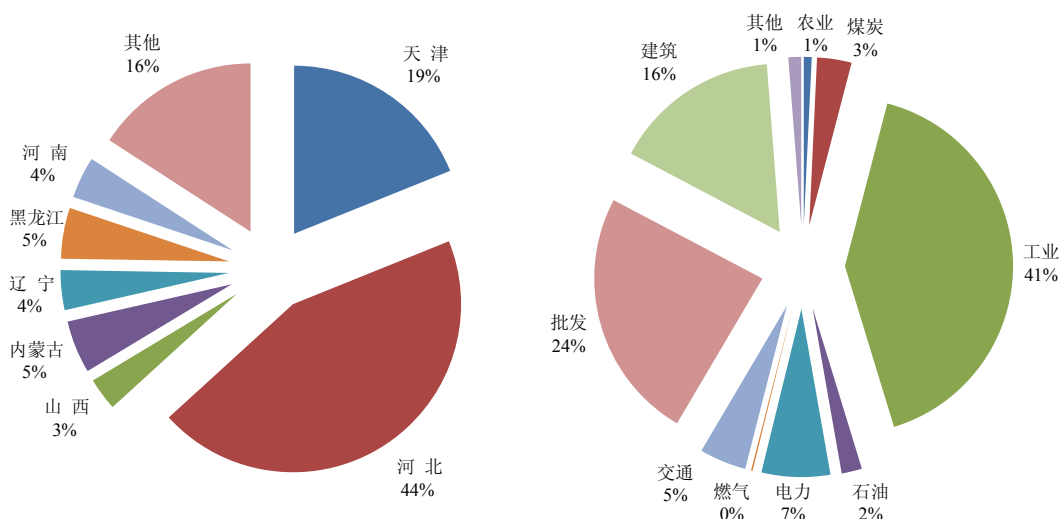


图 4-北京市 2007 年隐含能源外部性调入来源地结构与调入产业结构

广东的隐含二氧化碳对外转移则体现出来源地结构平衡和输入产业结构集

中的特点。从来源地区来看，广东并没有占主导地位的输入地区，但河北（11%）、湖南（10%）、浙江（8%）、江苏（7%）、广西（6%）、河南（6%）、福建（6%）六个省份对广东的隐含二氧化碳排放输入量均超过其总输入量的 5%。但从输入产业结构上看，超过 80%的隐含二氧化碳排放量对外转移是通过对其他地区生产的工业和其他采选业产品的调入来实现的。

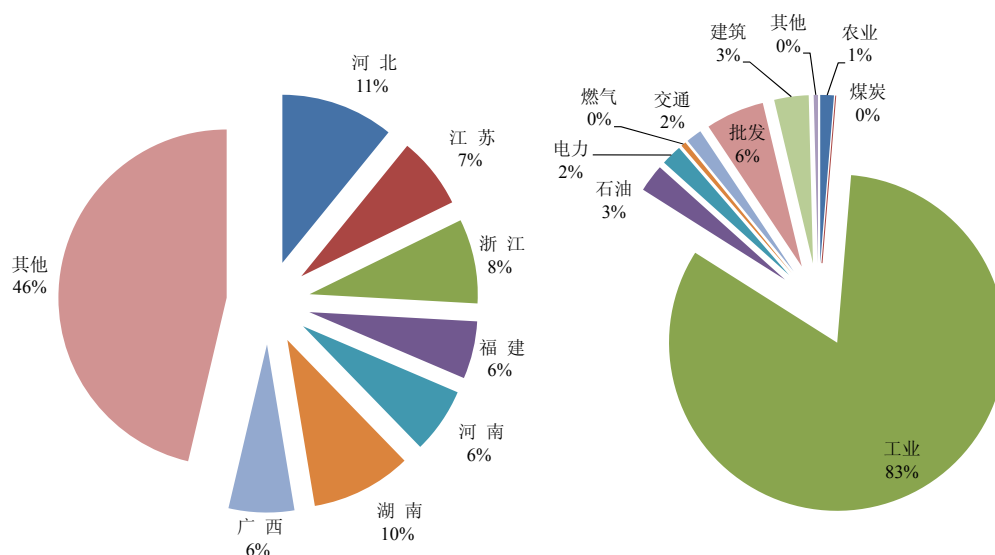


图 5-广东省 2007 年隐含能源外部性调入来源地结构与调入产业结构

4. 2. 征收能源外部性矫正税对物价水平的影响

表 3 中列出对我国原煤燃烧排放的二氧化碳征收 20 美元/吨的矫正税来实现能源外部性进行内在化时各省市消费者价格指数、生产者价格指数、出口产品价格和国内生产总值平减指数的变化情况。从表中可见，征税后所有 30 个省市平均消费者价格指数上升 3.28%，且农村居民消费者价格指数上升程度都小于城市居民的消费者价格指数，说明原煤的消费通过生产活动转嫁给城市消费者的程度要高于转嫁给农村消费者的程度。此外，30 个省市生产者价格水平平均上升 5.30%，可见原煤总体而言对生产的贡献要高于对消费的消费。而征收矫正税后出口产品价格平均上升 5.57%，国内生产总值平减指数则平均上升 5.80%，此外，在 30 个省市中，各类价格指数上升最大的均为山东省，而指数上升最小的分别为海南省（消费者价格指数、生产者价格指数和出口产品价格指数）和北京市（国内生产总值平减指数）。

表 3-征收矫正税后我国 30 个省市各类价格指数变化情况

	CPI	CPIr	CPIu	PPI	EP	GDPd
北京	2.33%	1.86%	2.37%	4.03%	1.72%	4.16%
天津	1.82%	1.42%	1.86%	4.23%	2.81%	4.92%

河北	3.32%	2.86%	3.53%	8.08%	12.70%	7.18%
山西	4.23%	4.43%	4.15%	5.63%	4.35%	5.89%
内蒙古	3.15%	2.77%	3.26%	4.33%	4.65%	4.98%
辽宁	2.92%	2.68%	2.97%	4.67%	5.89%	4.71%
吉林	1.99%	1.55%	2.13%	3.51%	4.04%	4.34%
黑龙江	2.29%	2.48%	2.24%	3.53%	2.07%	4.46%
上海	2.29%	1.44%	2.34%	4.75%	4.27%	4.82%
江苏	4.68%	4.13%	4.88%	9.73%	14.05%	8.40%
浙江	5.79%	5.56%	5.86%	10.70%	15.68%	9.17%
安徽	1.98%	1.75%	2.09%	5.11%	3.77%	4.98%
福建	2.52%	2.39%	2.57%	4.58%	4.52%	4.73%
江西	2.96%	2.78%	3.09%	4.42%	1.26%	4.80%
山东	8.79%	7.06%	9.39%	16.63%	18.49%	14.42%
河南	5.20%	4.44%	5.60%	7.75%	11.07%	7.23%
湖北	4.50%	4.38%	4.55%	3.97%	4.67%	4.41%
湖南	3.34%	3.28%	3.36%	4.36%	5.10%	4.62%
广东	4.97%	4.76%	5.00%	7.45%	9.48%	6.46%
广西	1.67%	1.59%	1.71%	3.36%	2.62%	4.33%
海南	0.95%	0.99%	0.93%	1.57%	0.31%	5.36%
重庆	2.08%	1.84%	2.15%	4.40%	4.73%	5.05%
四川	4.51%	4.24%	4.66%	3.84%	5.01%	4.45%
贵州	2.63%	2.54%	2.67%	4.58%	4.88%	5.68%
云南	2.57%	2.56%	2.58%	3.30%	2.73%	4.69%
陕西	2.72%	2.43%	2.82%	5.35%	2.93%	5.87%
甘肃	6.12%	6.57%	5.91%	2.83%	2.13%	5.42%
青海	1.15%	1.00%	1.21%	2.66%	2.42%	6.35%
宁夏	3.08%	3.08%	3.08%	6.16%	7.64%	6.95%
新疆	1.87%	1.60%	1.97%	3.62%	1.20%	5.06%
最大值	8.79%	7.06%	9.39%	16.63%	18.49%	14.42%
最小值	0.95%	0.99%	0.93%	1.57%	0.31%	4.16%
平均值	3.28%	3.02%	3.37%	5.30%	5.57%	5.80%
中间值	2.82%	2.62%	2.90%	4.41%	4.44%	5.02%

为了分析矫正税和物价水平变动之间的关系，本研究对各地区的直接和隐含二氧化碳排放量与各类物价指数的变动的相关关系进行了分析。下图描述了各地区直接/体现二氧化碳排放量和征收矫正税后的物价指数变动之间的相关关系。从图中可见，体现二氧化碳排放量和物价水平变动之间线性相关性明显大于直接二氧化碳排放量与物价水平变化之间的相关性，说明通过隐含外部性的负担程度来衡量一个地区对于外部性的真实责任（即外部性内在化以后所应当承担的责任）

比使用直接外部性的负担程度而言更有优势。从经济学角度看，这是因为直接外部性的负担只是社会外部成本的“账单”分摊，而隐含外部性的负担才是社会外部成本的真正“归宿”。

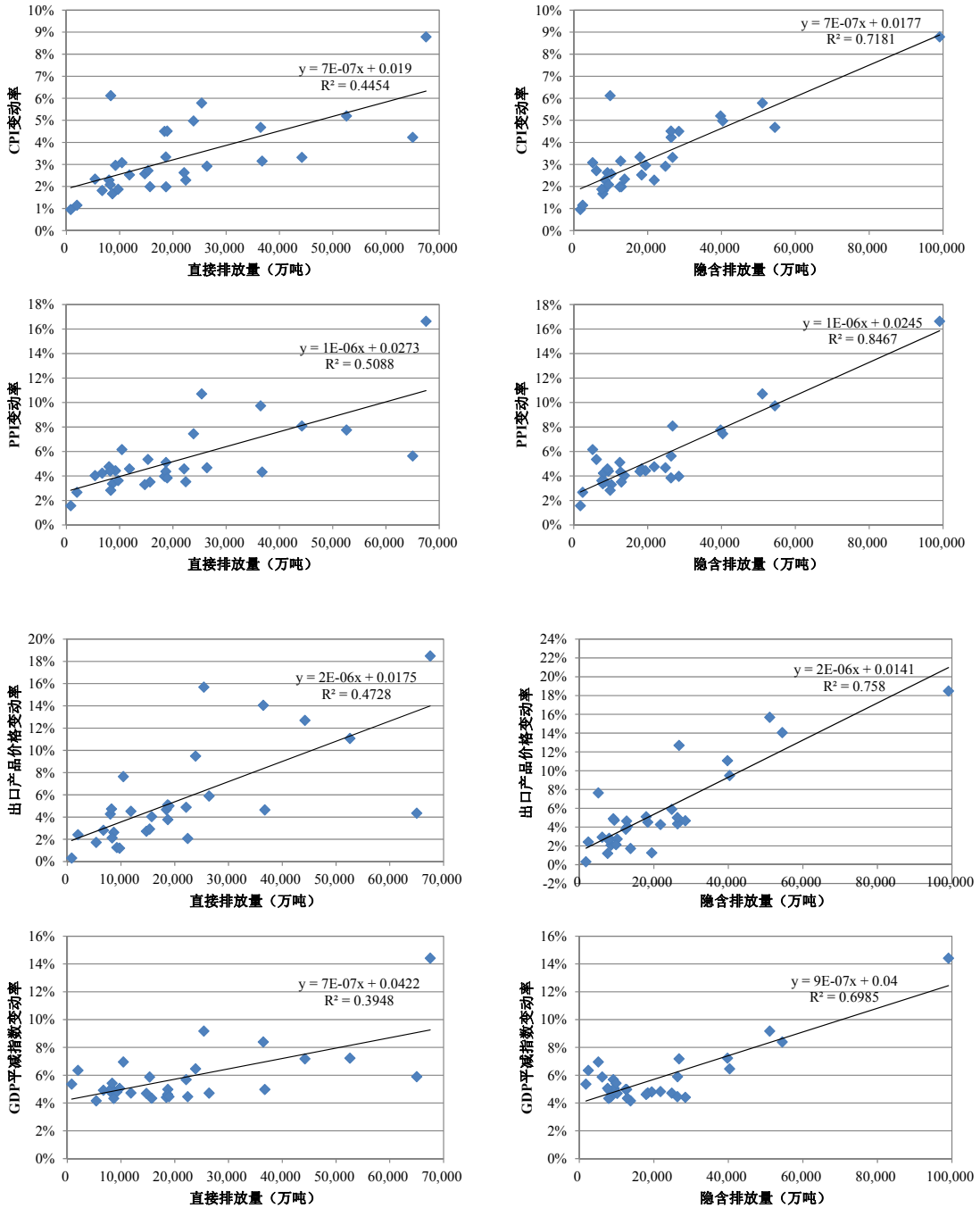


图 6-中国 2007 年 30 省市区直接/体现排放量与各类价格指数关系

5. 结论性评述

在商品的生产过程中，土地、资本、劳动等生产要素的投入通过租金、工资

等经济成本的支付而成为商品成本的一部分，最终在商品价格中得到体现，因此价格可以有效引导市场做出相关生产要素的配置。然而，能源产品作为一种特殊的商品，在其生产和使用过程中会对产生外部性，而这种外部性的存在使得环境质量作为一种真实的社会投入无法反应在商品的经济成本当中，因此市场失灵会造成能源产品的均衡供给量无法达到社会最优。通常而言，能源的环境成本作为一种负外部性的存在导致生产者无需支付生产活动的真实成本，引起能源的过度使用。在这种情况下，政府可以通过干预手段对外部性就行矫正，使社会福利得以改进。由于外部社会价值输出和外部社会成本输入会对不同地区社会福利造成不同的影响，在纠正外部性问题时需要特别关注区域差别与区域平衡。特别地，在我国节能减排政策由中央确定控制目标并将任务细分到各省市区的政策制度下，对外部社会成本和外部社会价值在不同地区之间的分摊进行研究是实现节能减排义务合理分配的必要前提。

由于区域之间紧密的贸易往来，使得环境外部性通过商品的交易在我国各省市之间进行转移，根据本研究的结果发现，我国各区域之间的隐含二氧化碳贸易流对各个地区的真实环境排放造成了明显的影响。二氧化碳直接排放强度较大的资源型地区常常通过资源加工产品的输出作为其直接能源调出的补充，因此，其二氧化碳直接排放强度将高估该地区经济活动对环境造成的影响。与之相反，二氧化碳直接排放强度较小的相对发达地区往往是一些资源贫乏省市，因此这些地区经常通过资源加工产品的调入来补充其直接能源调入的不足，这导致二氧化碳直接排放强度低估了这些地区对环境造成的影响。由于各个地区在整体经济中的分工不同，使用直接二氧化碳排放无法真正反映各个地区之间的技术和管理水平差异。传统的基于直接能耗和直接排放的政策将环境外部性归咎于使用能源使用者，却忽略了对商品消费的需求才是能源使用的根本原因这一事实。从本研究的结果出发，我们认为应该重新审视基于直接排放强度的节能减排政策，特别是对节能减排任务的分配政策。

本研究的实证结果在以下两个方面将服务于我国相关能源环境政策的制定：一方面，核算能源外部性对各地区的实际影响并分析能源外部性的空间转移路径能够为中央政府制定环境补偿性专项拨款预算及相关政策提供数据基础；另一方面，研究矫正税收对宏观经济价格水平的影响可以对我国实施相关政策的效果进行预测，并以此作为能源税和环境税政策制定的基础。

参考文献：

1. IPCC, 2006. Eggleston HS, Buendia L, Miwa K, Ngara T, Tanabe K, editors. 2006 IPCC guidelines for national greenhouse gas inventories. Prepared by the National Greenhouse Gas Inventories Programme. Japan: IGES.
2. Lee, R., A. Krupnick, et al., 1995. Estimating Externalities of Electric Fuel Cycles. Washington, DC: McGaw-Hill/Utility Data Institute
3. National Research Council, 2010. Hidden Costs of Energy: Unpriced Consequences of Energy Production and Use. Washington, D.C: The National Academies Press
4. Rowe, R.D., C.M. Lang, L.G. Chestnut, D.A. Latimer, R.A. Rae, S.M. Bernow, and D.E. White., 1995. New York State Environmental Externalities Cost Study. Oceana, NY: Empire State Electric Energy Research Operation
5. 秦萍等，“能源改革的新逻辑”，中国人民大学能源经济系工作报告
6. 周曙东、赵明正、王传星、李斌，“基于二次能源省际调配的中国分省 CO2 排放量计算”，《中国人口·资源与环境》2012 年第 6 期
7. 郜晔昕、陈庆秋，“关于我国煤炭价格机制优化的建议——基于煤炭生产负外部性的分析”，《市场经济与价格》2012 年第 4 期
8. 王寿兵、许博、陈雅敏、柏红霞、王祥荣、樊正球，“省际煤炭贸易中的污染转移评估方法及实证”，《中国人口·资源与环境》2010 年第 11 期
9. 姚亮、刘晶茹，“中国八大区域间碳排放转移研究”，《中国人口·资源与环境》2010 年第 12 期
10. 徐瑛，“资源税调整的区域效应分析——基于区域间投入产出模型的分析”，《华中师范大学学报（人文社会科学版）》2007 年第 5 期
11. 成升魁、徐增让、沈镭，“中国省级煤炭资源流动的时空演变及驱动力”，《地理学报》2008 年第 6 期
12. 何永秀、张松磊、刘硕、陶卫君、王跃锦，“中国电价调整经济影响的投入产出分析”，《华北电力大学学报》2009 年第 2 期
13. 杨超、王锋、门明，“征收碳税对二氧化碳减排及宏观经济的影响分析”，《统计研究》2011 年第 7 期
14. 《中国能源统计年鉴 2008》，中国统计出版社，2008

人口老龄化会影响创新吗？

一、引言

自 1978 年改革开放以来到现在，中国经济已经实现了持续三十多年的强势增长，取得了举世瞩目的成就。1978 到 2011 年间，中国的平均经济增速高达 9.98%，总 GDP 排名由 1978 年的第 10 位跃居至 2010 年的第 2 位，占世界经济的比重由 1980 年的 1.9% 上升至 2010 年的 9.4%。伴随经济发展的同时，人民生活水平也日益提高，已经由低收入国家发展为中等偏上收入国家。

然而许多学者也意识到中国现在的发展模式存在自身的问题，因而是不可持续的。尤其是，被现代经济增长理论视为增长源泉的技术进步，在中国三十多年的发展中所做的贡献还远远偏低。陈彦斌、姚一旻（2009）从经济增长模式角度比较了中国和八国集团（G8）中的部分大国，发现中国的资本贡献率过高，而衡量创新和技术的重要指标 TFP 的贡献率过低。1978-2007 年间，TFP 对中国经济增长的贡献率为 21.2%。而作为发达国家的美、法、德等国家 TFP 对经济增长的贡献率在超过 60% 的年份都大于 30%，在超过 29% 的年份内贡献率都大于 50%。中国的出口增长一直依靠利用进口元器件、设备和技术进行加工的低附加值、低劳动成本的制造业。

中国已经意识到这些问题并且正在谋求经济增长方式的改变，试图减少对技术含量低、耗费资源大的制造业的依赖，加大对科学、技术以及创新的投入来拓展中国的相对优势，完成从“中国制造”向“中国创造”的转变。科学技术创新将成为中国未来经济增长的发动机。正因为技术进步在经济发展中是如此之重要，党的十八大强调指出：科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑，必须摆在国家发展全局的核心位置。国务院 2006 年 2 月 9 日发布《国家中长期科学和技术发展规划纲要（2006—2020 年）》，目标就是要将中国建设成创新型国家。

然而，长期的计划生育政策，使得中国的整体人口结构越来越明显地呈现倒金字塔形：第六次全国人口普查表明我国 60 岁及以上人口已达 13.26%，其中 65 岁及以上人口总人口的 8.87%，这充分表明我国已经步入了老龄化社会。因此，一个自然而重要的问题就是，人口结构的老龄化会不会影响我国进入创新型国家行列这一目标的实现？

学术界对于人口老龄化对创新和经济增长的影响存在两种看法。悲观主义者认为由于精力、认知能力的下降，以及知识结构的陈旧，再加上创新激励的不足，

老年人往往缺乏创新力。因此老年劳动力比例的增加，会成为科技创新的一大阻碍。要保持高的创新力，就必须有足够多的有着前沿专业知识的年轻劳动力。老龄化不仅会严重阻碍中国实现进入创新型国家行列这一目标，而且会通过创新大大降低中国的经济增长。乐观主义者则认为老龄化对创新的负面影响可能没有想象中的那么大。一方面，老员工可以将自己的丰富经验传授和分享给年轻员工，从而促进年轻员工的创新力。另一方面，人口老龄化会给年轻人留出更多的人力资本投资的机会，从而刺激年轻人的创新，缓解老年人创新不足带来的负效用（Fougère, M. and M., Mérette）。

本报告将探讨人口年龄结构和创新之间的内在联系。第二节将从微观和宏观两个层面上回顾已有的实证证据，总结证据中人口老龄化对创新的影响。第三节着重讨论注老龄化对创新的影响机制，从认知能力、人力资本和创新激励三个方面来阐述老龄化对创新的影响渠道。第四节结合中国人口老龄化状况，针对中国老龄化对创新的影响进行理论和实证分析。

二、发达国家人口老龄化对创新影响的证据与启示

本节主要总结已有文献中研究人口老龄化对创新影响的实证证据。研究基本上都使用发达国家——尤其是美国和德国——的数据进行研究。实证证据来源于两个层面。微观层面的证据主要考察创新者个人年龄和专利之间的关系。2.1 节中详细讨论微观层面的证据。宏观层面的证据主要考察劳动力年龄结构对企业、区域和国家层面的全要素生产力（TFP）的影响。2.2 节着重讨论宏观层面的证据。2.3 节针对发达国家实证经验的发现提出了老龄化对中国创新的启示。

2.1 创新者年龄和专利之间的关系

本小节总结创新的一个主要指标——专利的数量与质量——和发明者年龄之间的关系。文献主要有两大发现。第一，年龄—发明曲线是一个倒U型曲线。许多重大发明都集中在30-50岁之间。第二，知识密集型的行业内的创新和伟大的创新，更多的是由年轻人来完成的。而在经验依赖型的领域，创新高峰比较晚，并且在职业生涯的晚期也会比较稳定。

2.1.1 倒U型的年龄——发明曲线。

发明者年龄和专利数量之间的关系。 研究发明者年龄和专利数量之间关系的代表性研究是 Jones（2005b）。该文章收集了美国1975-1995年间包括每个专利申请者年龄等的相关专利数据。其对年龄和专利数目相关关系的研究表明，发明者的年龄中位数在1975-1995年间都非常稳定的保持在48岁。

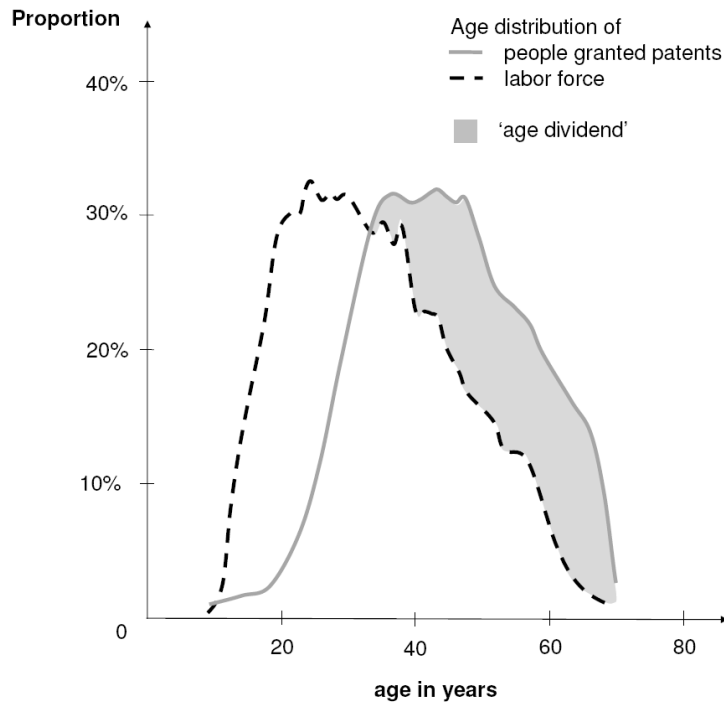


图 2-1-1 美国 1995 年专利持有者的年龄分布和美国整个劳动力的年龄分布（来源：Jones 2005）

从图 2-1-1 可知：年龄——发明曲线呈现出明显的倒 U 型特征，发明的高峰期在 30-50 岁之间。Henseke and Tivig (2008) 基于德国相关数据的研究结果也证实了同样的倒 U 型曲线的结论。他们发现发明者的平均年龄是 45.9 岁，中位数年龄是 44 岁。其所用数据来自 2003 年对 410 位德国发明家进行的逐个调研。Giuri et al. (2007, p. 1111) 以及 Mariani and Romanelli (2007, p. 1132) 使用一个名为 PatVal 的调查数据的研究也支持倒 U 型的结论。PatVal 数据库不仅包含每一个专利申请者从 1988 年-1998 年间的所有专利申请情况，还包含了专利申请者的年龄等等个人基本情况信息，因而能够精确地刻画个体创新能力如何随着年龄的变化而变化。

发明者年龄和专利质量之间的关系。 Hoisl (2007a) 利用 PatVal 数据库中 3,000 个德国发明者在欧洲专利局申请的 35,210 个专利的数据重点研究了发明者年龄与发明质量之间的关系。文章假设高质量的发明更可能给将来的发明提供基础，且专利质量用一段时间内（比如专利公布的五年内）被引用的次数来度量。研究表明，专利质量遵循著名的倒 U 型规律。专利质量在 50 岁之前是增加的，超过 50 岁后缓慢的下降。

2.1.2 年龄——发明曲线的行业特征

文献的另一重大发现是年龄——发明曲线具有明显的行业特征：知识密集型的行业内的创新和伟大的创新，更多的是由年轻人来完成的。而在经验依赖型的

领域，创新的高峰期来的更晚，并且在职业生涯的晚期也会比较稳定。比如，Henseke and Tivig (2008) 基于德国相关数据的研究结果发现，在知识密集型行业中，比如信息、光学和生物行业，年龄-发明曲线严重向左倾斜，其中大多数发明都是 50 岁前完成，而最好的绩效出现在 35-40 岁之间。与之形成鲜明对比的是在经验密集型行业中，比如农业和冶金，高峰出现在 40 岁晚期，而在 60 岁左右还出现一个小高峰。而 Giuri et al. (2007, p. 1111) 以及 Mariani and Romanelli (2007, p. 1132) 利用 PatVal 的调查数据的研究结果也支持类似的结论。

2.2 年龄结构对 TFP 的影响

上节详述了个人年龄对创新的影响情况，而公司或者国家层面的研究并不把创新归于某个工人，而是归于一组具有一定年龄结构的工人。这使得我们能够识别个人在专利数目等等这些直接贡献之外的间接贡献。一个年老员工可能通过和年轻员工分享经验使得年轻员工更能够创造新产品 (see e. g. Hetze and Kuhn 2007; Kuhn and Hetze 2007)。同样，年轻员工通过与年老员工分享新思想和新知识也可能会促使年老员工把他们的经验转化为可专利化和可市场化的产品。这样，老年人和年轻人的技能共同转化为创新。这些间接的效果是我们在研究个人层面数据时没法兼顾的。下面将从劳动力年龄结构与企业、区域和国家层面生产力影响进行细致的分析与总结。

2.2.1 劳动力年龄结构和企业生产力

企业是生产力推动力的微观个体，且提升生产力的投资决策均是企业层面决策。因此有大量的文献从企业生产力层面来研究其与员工年龄结构之间的关系 (Skirbekk 2004; Schneider 2006)。和上一节类似，这类文献的两个主要发现也是年龄对生产力的效用遵循典型的倒 U 型关系以及具有明显的行业特征。此外，该类文献的另一个重要发现是年龄对不同性质的创新具有显著不同的影响：有年轻雇员的企业更能产生根本性创新，渐进性创新则不太依赖于员工的年龄结构。

劳动力年龄结构和企业生产力的倒 U 型关系

对劳动力年龄结构和企业生产力之间关系的研究分为两类。第一类研究着重刻画企业的生产函数，认为企业的产出是企业的资本和物质投入，以及各种不同类型的劳动力投入的函数。多数研究得出年龄对生产力的效应是典型的倒 U 型关系，工人在三十或四十多岁时对公司的生产力贡献最大。和青壮年工人相比，老年工人对公司生产力的贡献相对较小 (Skirbekk 2004; Schneider 2006)。第二类研究刻画企业的全要素生产力和企业员工年龄结构的关系。Ilmakunnas et al. (2004, p. 262) 对芬兰的公司研究表明生产力先上升，到 40 岁左右达

到最大值，然后缓慢下降。同样的研究结果也见于 Malmberg et al. (2008)和 Daveri and Maliranta(2007)等。

劳动力年龄结构对企业生产力影响的行业特性

有大量的证据显示高科技企业——也就是生产技术密集型产品的企业——的生产力和劳动力的年龄结构高度相关，而其他传统类型的企业的生产力则和劳动力的年龄结构无关。Daveri and Maliranta (2007)从员工工龄的角度出发，得出以下结论：在芬兰的高科技行业（比如电子行业）中，生产力先是随着工人进入此行业时间的增加而增长；当工人进入此行业的时间超过一定年限后，生产力开始下降。相比之下，在传统的行业，比如林业和机器制造业，并没有发现生产力在工人的工龄超过一定时间后下降的趋势。Ilmakunnas and Maliranta (2007)的研究发现，在信息和通讯技术行业（ICT 行业），解雇 49 岁以上的年老工人会提高生产力，而解雇青壮年劳动力则会降低生产力。并且，这一效应在 ICT 行业尤其突出，是其他传统行业的两倍。

劳动力年龄结构对不同性质的创新的影响

企业的创新一般来说分为两类，一类是根本性创新，比如推出全新产品或者进行全新的市场创新；另一类是渐进性创新，即对已有的产品进行改善。Schneider (2008)利用 2004 年德国 1,000 家企业的数据对雇员平均年龄的增加与企业推出新产品的概率进行了深入研究。结果表明：根本性创新发生的概率在员工平均年龄为 40 岁时达到最大，而后会逐渐降低。而渐进性创新发生的概率则在 30 岁到 50 岁之间保持为一个常数。这表明，有年轻雇员的企业更能产生根本性创新，而渐进性创新则不太依赖于员工的年龄结构。

2.2.3 劳动力/人口的年龄结构和国家及区域的技术进步

以上企业层面的研究将焦点放在年龄结构和企业生产力上。从国家层面研究劳动力结构对全要素生产率影响的经典文章是 Feyrer (2008)。文章对 87 个国家 1960 -1990 年大面板数据的研究表明，劳动力人口结构的变化和全要素生产率有很强且显著的相关性。40-49 岁的员工对全要素生产力的贡献最大，而其他年龄段的人口对 TFP 的贡献则相对较小或者几乎没有。如果现在 30-39 岁的人口比 40-49 岁的人口多 5%，那么十年以后，40-49 的人口比例就会增加 5%，而这会导致平均每个工人的人均年产出增加 16%。Werdning (2008)对 OECD 国家经济和人口数据的分析再次证明了各年龄段劳动力与其对全要素生产力贡献之间存在倒 U 形结构，且 40~49 岁年龄段劳动力对全要素生产力贡献最大（见图 2-2-3）。

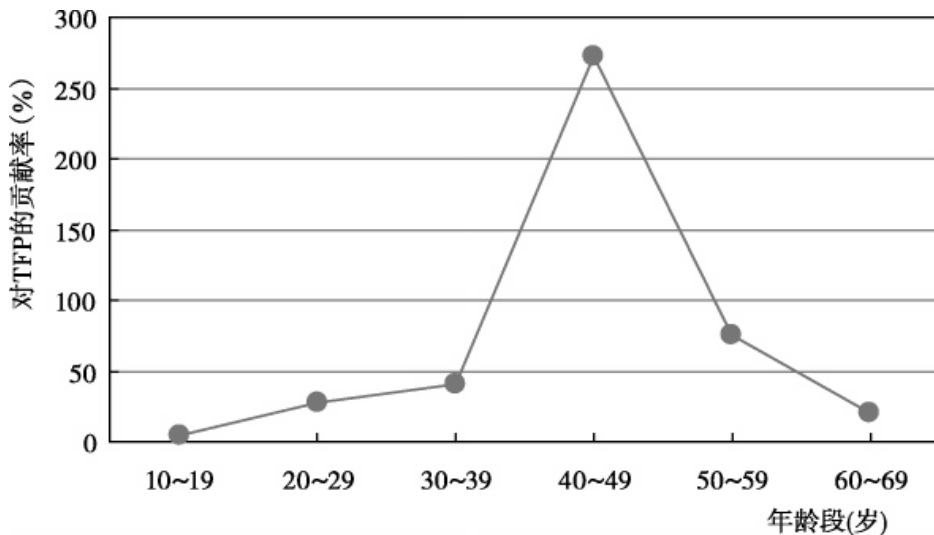


图 2-2-3

Prskawetz et al. (2007) 和 Fent et al. (2008) 研究了欧盟 25 个国家在 1995 年到 2005 年对新技术的采用。在这段时间内，欧盟的很多技术进步来源于美国的技术转移，因此对新技术的采用很大部分解释了技术的总进步。结果表明，15-29 岁的人口越多，就越容易采用前沿技术，而那些壮年和老年人口比例更大的国家采用前沿技术的比例则更低。

另一类文献则认为创新型企业的出现是技术进步的主要推动力。Bönte 等 (2007) 对德国各个地区的数据的研究发现，知识密集型（高科技）的新企业的创立和地区的年龄结构高度相关。而其他类型的企业的创立则和地区的年龄结构无关。特别的，他们发现，20 岁左右的人口比例越大，40 到 50 岁的人口比例越大，区域的创新就越大。这里创新用新成立的高科技企业的数目来表示。总结起来，从加总的层面来研究年龄结构和创新的影响使得研究能够包含个人对创新做出的更多的间接的贡献，包括知识传递和知识、经验的溢出效应。加总层面的主要发现：

- 第一， 年龄结构和创新之间存在倒 U 型关系。创新可以企业的生产力、对新技术的采用、公司创新的概率，创新型企业的创立或者国家的 TFP 等来衡量。这个结论在公司、国家和区域层面都有证据支持。
- 第二， 高科技企业的生产力和劳动力的年龄结构高度相关，而其他类型企业的生产力和劳动力的年龄结构基本无关。
- 第三， 根本性的创新更多的是年轻人完成的，而渐进性创新则和年龄结构基本无关。

2.3 对中国的启示

从实证经验的主要发现来看，虽然人口老龄化对创新有显著的影响，但影响只是针对高技术行业内的创新以及根本性的创新而言的。而对非高技术行业内的创新以及那些非根本性的创新，人口老龄化并没有显著的影响。鉴于中国现阶段还处于向创新型社会转变的过度时期，多数创新还是低质量的创新，非高技术行业所占比重仍然还很大，人口老龄化对中国现阶段总体创新的影响应该不会有发达国家那么大。但是随着中国向创新型社会的转变，老龄化对中国创新的影响可能会慢慢显著起来。

三、人口老龄化对创新的影响机制

第二节总结了人口老龄化对创新影响的实证证据。而这一节，我们着重探讨人口老龄化对创新的影响机制。通过现存的文献分析，我们梳理了三个基本假说以及相关证据，来试图阐明：老龄化确实可以通过以下三个机制影响个人的创新，一是老年人认识能力的下降，二是老年人人力资本的下降，三是老年人创新激励的缺乏。

3.1 认知能力的视角

认知能力是指人脑加工、储存和提取信息的能力，即人们对事物的构成、性能与他物的关系、发展的动力、发展方向以及基本规律的把握能力。它是人们成功的完成活动最重要的心理条件。知觉、记忆、注意、思维和想象的能力都被认为是认知能力 (Ilmakunnas et al., 2004)。

老龄衰竭理论(deficit theory of aging)认为人们的体能和认知能力都会随年龄的增加而衰(详见 Sturman, 2001 的综述), Verhaegen and Salthouse (1997) 的研究表明人们的推理能力, 记忆能力以及计算速度等都会在 50 岁后显著降低。Kanfer and Ackerman (2004) 的研究则表明人们的可变智力 (fluid intelligence) 会随着年龄的增加而降低。可变智力衡量的是人类发现复杂关系的能力, 也即人获得新概念和在新的环境中显示一般“聪明”与适应性的能力。因此, 可变智力的下降影会影响到知识的重组从而负面地影响新思想的形成。

年老员工不断降低的认知能力导致他们的创新能力更低, 除非他们长期的从业经验和高水平工作知识能抵消其心智能力下降而产生的负效应。然而不幸的是, 工作经验在最初几年能提升生产力, 但是当达到一定时间后, 经验就再也不能产生效益了 (Ilmakunnas 等 2004)。

3.2 人力资本的视角

人力资本的概念最早由 20 世纪 60 年代美国经济学家 Schultz 明确提出, 指由投资形成的个体拥有的知识、技能和能力。Becker 发展了人力资本理论, 对人力资本的研究从微观经济学扩大到人的行为的广泛范畴的研究。他指出: 教育和经验是人力资本概念的关键特征, 教育增加个体的信息、知识、技能的存量; 经验包括工作经验, 也包括在职的实践性学习及培训等非正式教育。拥有更多或高质量的人力资本会获得更多想要的收益。

人力资本与创新密切相关。技术发明需要创新者的人力资本存量必须与技术前沿保持的足够紧密。创新者的人力资本存量离技术前沿越远, 则其有新创新、新发现的可能性也就越小 (Evenson and Kislav, 1976; Kortum, 1997)。Nelson 和 Phelps (1966) 认为一个国家引进和使用新技术的能力来自国内的人力资本

存量；人力资本越高，技术进步进程越明显。当今技术进步异常迅速，这使得技术前沿不停向外移。因此，如果个人的人力资本保持不变，其创新的可能性也就越小。最典型的一个例子是高等教育；很显然，个人因高等教育积累起来的人力资本很快会远离技术前沿，因而在创新上能够发挥的作用会越来越小。为此，个人必须不停地进行人力资本积累，以紧跟技术前沿。

那么，人力资本积累和年龄的关系如何呢？就个体而言，人力资本存量表现出一定的变化规律：随着年龄的增长，人力资本存量由少到多，逐步增加，到某一年龄达到顶峰，然后再逐渐下降，最后耗竭殆尽。不同个体的人力资本存量都体现出这一变化规律，所不同的只是因自身素质以及环境不同，个体人力资本存量达到顶峰的值以及达到顶峰的年龄会有所不同。向志强(2003)将人力资本存量随年龄变化的规律称为人力资本存量的生命周期。

人力资本存量的变化规律由以下两个原因造成。一方面，老年人在人力资本积累中比年轻人更有劣势。人力资本存量的增加主要来自两个方面：首先，接受正规教育获得基础知识以及综合素质的提高，为形成其它类型人力资本奠定基础；然后，通过“干中学”以及在职培训等途径获取直接用于生产产品与服务的专业知识和技能。对于公司提供的正式训练，老年人有两类劣势。首先，有研究发现学习能力会随着年龄的增长而降低(Verhaegen and Salthouse, 1997)；因此，相对于年轻人而言，相同程度的正式训练给老年人带来的人力资本积累会更少。其次，老年人相对于年轻人而言会更少有动机去积累人力资本；这是因为学习是一种有成本的投资，而老年人受益的时间相对于年轻人而言会更短，因此他们的学习动机更弱。对于无成本的干中学而言，撇开学习能力不说，老年人通常不会被安排在紧随技术前沿的职位，而是被安排在那些不需要采用前沿技术的岗位(Friedberg, 2001.)因此，不管是通过正式的训练，还是非正式的干中学，老年人积累人力资本的速度都应该比年轻人要慢。

而另一方面，老年人人力资本流失的速度更快。第一，人的体力和精力受到生命周期的作用，随着年龄增长，学习新知识、新技能或从事繁复工作的能力逐渐下降；第二，科学技术创新将逐步淘汰原来掌握的知识和技能。知识前沿的不断外扩使得老年人原来积累起来的知识越来越过时。

然而，从人力资本角度来看，老龄化并不一定成为生产力增长率的拖延因素。首先，从第二次工业革命以后创新变得更加困难，教育正逐渐变成创新的有利条件。Martin(2008)研究发现教育成就(educational attainments)的世代效应(cohort effects)对TFP水平及其TFP增长率来说是重要的影响因素。其次，接受充足教育的人群其认知能力(对创新活动非常重要)的顶峰出现在他们事业生命中的较后期，而顶峰之后相对于没受教育的人群其认知能力较为稳定；最后，

年老员工基于经验和知识积累而具有比年轻员工所不具备的优势。由此，假若年老受教育员工仍作为劳动力，老龄化就并不会滞后经济的发展。此外，一个年老受过教育的劳动人口可能通过推进组织发展以对生产力增长率有不成比例的贡献程度。经验和知识丰富的员工可以对如何改善体系内部冲突以及部门间关系提供指导并提高生产力增长率，以抵消在其他方面减少的生产力 (Salthouse and Maurer, 1996)。

3.3 激励的视角

创新不仅取决于创新者的能力，而且取决于创新者的激励。有理由相信年轻人更有创新的激励。经济学中著名的职业生涯考虑 (career concern) 理论为此提供了很好的理论支撑。年轻人在职业生涯的初期会非常有动力努力把业绩做好。这是因为，如果他们在初期的业绩很好，他们就向市场发出一个信号，表明他们是能力很高的人。这样，很快他们就可以在市场上找到高工资的工作，或者原来的公司为了留住他们会给他们匹配一个高工资。在余下的很长的一段职业生涯里面，他们都会因为初期的努力而获利。而老龄人则会有更少的职业生涯关注，因此会缺乏动机干活。这是因为，一方面，他们在之前的职业生涯的业绩表现已经给市场发出足够准确的信息来表明他们是不是高能力的；另一方面，他们的职业生涯也很快就结束了，因此他们只能在余下的很短的职业生涯里面获利 (详见 Gibbons and Murphy, 1992)。

四、中国的老龄化对创新的影响

本节着重探讨中国人口结构老龄化对创新的影响。本节采用专利数量作为创新的一个度量，实证分析老龄化是否并且在多大程度上影响了中国的创新。根据 Hu and Mathews (2008) 的文章，影响创新的其他重要因素还有研发投入，人力资本和人均 GDP。因此，我们还将分别考察这些因素对中国创新的影响。在进入回归分析之前，我们先总结一下中国的创新现状。

4.1 研发投入的现状

我们从中国的研发支出占 GDP 的比重、中国科技人力资源占总人口的比重以及研发支出中用于研究的比重三个方面考察中国的研发投入的现状。

中国的研发强度

研发强度定义为研发支出占 GDP 的比例。中国的研发强度在快速增长，而发达国家的研发强度则比较平稳地维持在 2.2% 左右。中国的研发强度到 2009 年已经达到 1.7%，已经达到世界平均水平，稍高于亚洲的平均水平，远高于发展中国家的平均水平，并且正在逼近发达国家的平均水平。

相对于目前人们的生活水平中，中国的研发强度是比较高的。在金砖五国中，

中国的研发强度是最高的，而且增速也是最快的。其他四个国家中，巴西的研发强度比较平稳的维持在 1.1% 左右，俄罗斯的研发强度维持在 1.25% 左右，印度的研发强度维持在 0.75% 左右，而南非的则维持在 0.9% 左右。只有中国从 2002 年的 1.07% 快速增长到 2009 年的 1.70%。

中国科技人力资源

为提升科技水平，中国在调动丰富的人力资源以及增强劳动力的创造性方面付诸了巨大而有成效的努力。中国每百万人中拥有的研究人员总数，虽然还远远低于美国和欧盟，但是在快速增长，增长的速度远超美国、欧盟和日本（见图 4-1-1）。

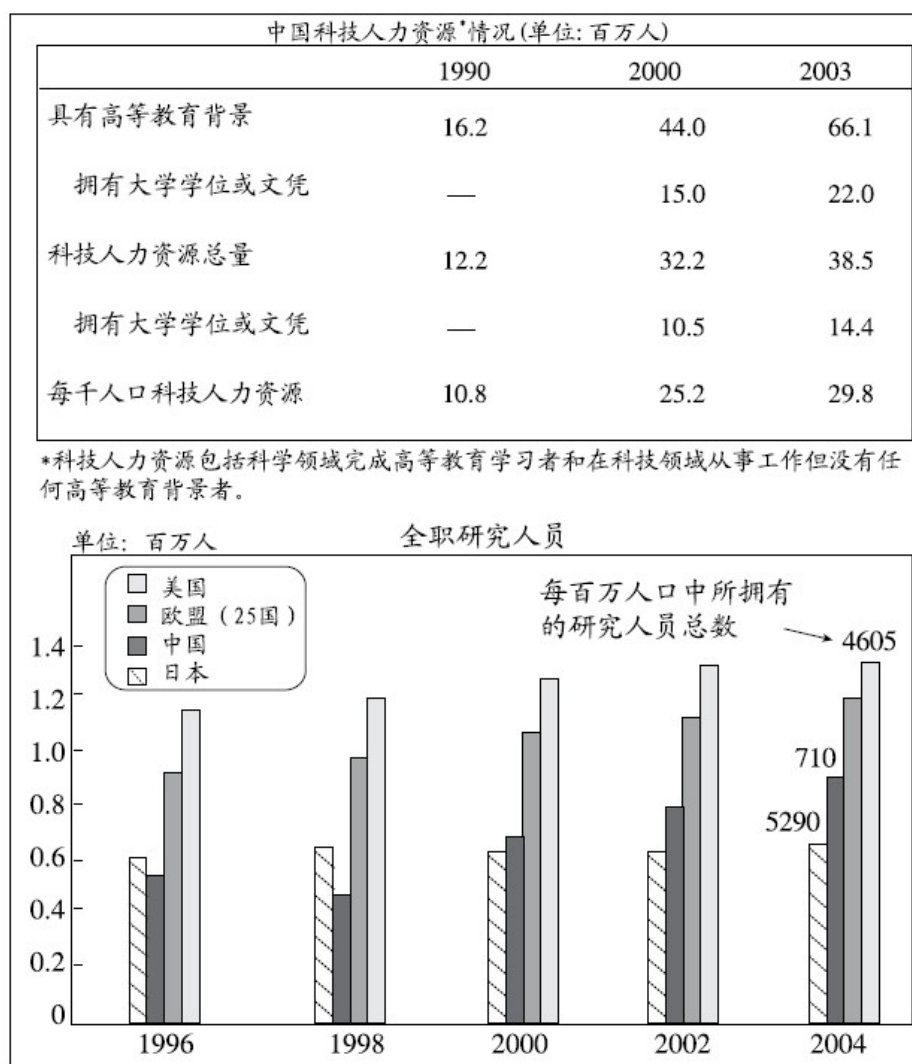


图 4-1-1. 中国科技人力资源及研究人员储备情况。数据来源：中国人口普查数据及教育统计；OECD

研究支出的比例

在研发支出中，研究所占比例过少，研究主要集中在实验开发，超过 70%。基础研究和应用研究投入仅占研发总支出的 25%，其中基础研究更是只有可怜的水平。

4.2 研发成果的现状

我国已实现了连年增长的科研投入,这说明部分度量了我国用于创新的资源正在连续增长。本小节考察研究成果之一,也就是专利的现状。

首先,从专利数量上来看,我国三项专利数目的申请数和授权数显著上升。但也必须清醒看到,从专利类型的分布看,主要还是实用新型专利和外观设计专利为主。而代表根本性创新的发明专利的申请量和授权量所占比例仍然很低,尤其是授权数量在三类专利中比重较低的不利状况多年来没有得到根本改善(见图4-2-1和图4-2-2)。

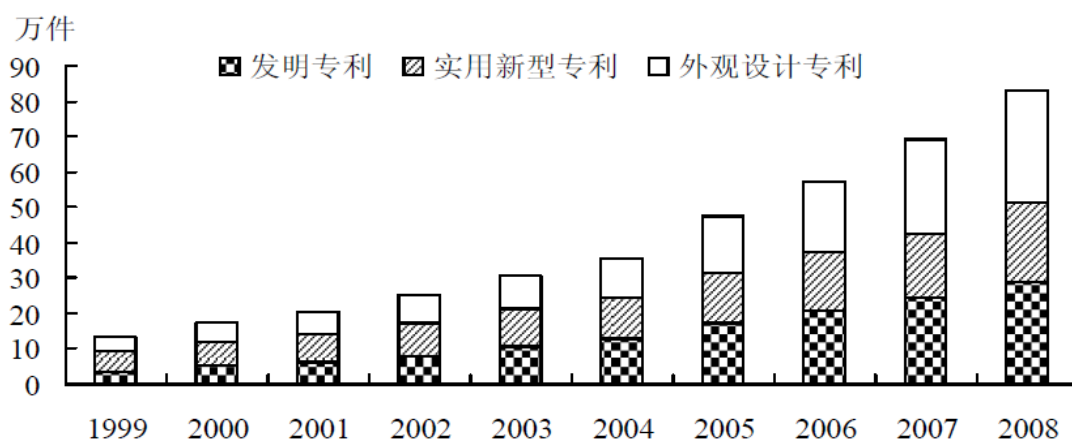


图 4-2-1 我国专利类型构成

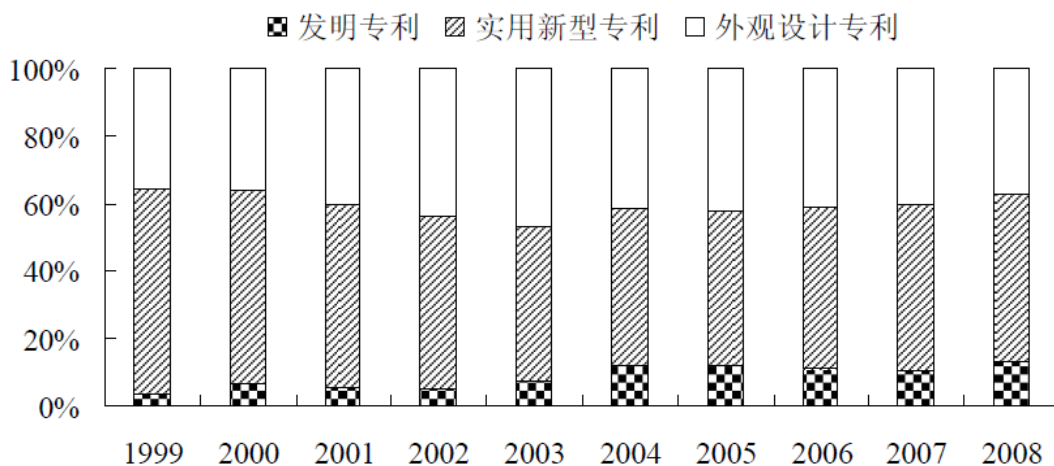


图 4-2-2 我国专利类型构成比例

其次,中国企业技术创新能力存在产业差异。陈小洪(2007)将我国的产业分为几类:有较强技术开发能力、综合实力亦较强的产业,如钢铁、石化;有较较强的技术开发能力,综合实力达到中等水平的产业,如通讯设备业;有中等或较强(根据产品不同有异)的技术开发能力,亦有一定的综合实力的产业,如发电设

备、电子 II 终端(TV、PC)业;有一定技术能力,但企业实力尚弱的产业,如液晶;轿车业代表企业技术能力有待提高,但企业实力相对较好。

4.3 中国老龄化对创新的影响

这节我们着重分析老龄化对创新的影响。除了老龄化以外,本节还考察研发投入、人均 GDP,人力资本和贸易依存度对创新的影响。而我们之所以要引入这些因素,是因为贺京同、李峰(2007)利用经典估计贝叶斯平均方法对可能影响中国自主创新的因素进行了全面的分析,在上百万次回归的基础上,发现在事先列出的 20 个可能的解释变量中,本地区试验发展支出、人均 GDP、贸易依存度出对创新产出的解释能力最强。由于贺京同、李峰(2007)事先列出的二十多个变量没有包括人均资本存量,所以他的结果中没有人均资本存量。但是有大量证据显示人均资本存量能够显著影响创新(Frosch 2011),因此我们的研究也将包括这一变量。

我们运用随机效应模型对除西藏外的 30 个省市 2002 至 2009 年的平衡面板数据进行计量分析。针对科研创新这一指标,我们采用包含发明、实用性,外观设计专利授权数量作为代理变量,以此来表征各个时点,每一地区的“创新”状况。(根据中国统计资料的实际情况,遵循研究惯例,采用国内外众多学者(Feldman,1994;Bode,2004;吴玉鸣,2006 等)普遍采用的专利申请授权数作为技术创新能力的评价标准。)

大量实证研究结果发现,知识生产函数确实存在,而且作为一个经验模型,知识生产函数为研究地方化知识流动的特性及其对区域创新的影响提供了有效的经验模型框架。基于以上认识,本文采用改进的Griliches-Jaffe知识生产函数的柯布一道格拉斯形式,即:

$$Q_i = A_i \cdot K_i^\alpha \cdot H_i^\beta \cdot \varepsilon_i$$

其中, Q 为科技创新产,本文中采用专利数量代表; K 为 R&D 经费投入; H 为人力资本; ε_i 为随机误差项; i 代表各观测单元(本文指 30 个省市); 常数项 A 表示,去除人力资本和科研投入之外的技术创新能力,在本文中,将引入人均 GDP 和贸易依存度两个因素来表征这一影响。

杰菲(Jaffe,1989)认为知识生产函数的适用范围非常广泛,除了可用于度量企业和科研机构的投入产出效率外,还可以拓展到区域和国家间创新水平和创新效率的比较研究。首先,不同创新系统间产出弹性的差异将随着系统本身内在特征的不同而变化,因此可以通过考察具有代表性的变量来找出这些差异的成因。其次,生产函数的常数项与研发产出有着相同的维度,如果能够将创新活动的产出表示为某一度量(比如专利授权数、新产品数等),则常数项的估计不受汇率和价格水平的影响,而产出弹性本身也是无量纲的,不会受到创新系统投入价格水平的不同

及其变化率变动的的影响。

在具体面板计量的过程中，有两个问题需要明确：第一，对于人力资本存量的估算；第二，对于随机效应模型的选择。

对于人力资本估算，本文采用教育年限法：仿照一般的方法(如彭国华, 2005)就业人员受教育程度构成：文盲半文盲；小学；初中；高中；大专及以上（大学专科；大学本科；研究生），其平均受教育年数分别定为1.5、6、3、3、3.5年，然后根据相应的数据计算出各年份的劳动力平均接受教育年数。¹

把各年份平均接受教育年数转换成人力资本存量时，需要知道各个接受教育阶段的回报率，但是由于中国统计制度的不完善和相关统计数据的缺乏，在国内并没有一个得到普遍承认的分教育阶段的教育回报率的数据，本文仿照彭国华(2005)采用被广泛引用的国外学者Psacharopoulos(1994)及最新的Psacharopoulos et al(2004)对中国教育回报率的估计数据：中国教育回报率在小学教育阶段为0.18，中学教育阶段为0.134，高等教育阶段为0.151，则教育年数在0-6年之间的教育回报率为0.18，6-12年之间为0.134，12年以上为0.151。如果受教育年数平均为13.5，则人均人力资本的计算方法就为 $Lnh=0.18*6+0.134*6+0.151*1.5$ 。最后我们就可以利用以上数据计算出人力资本 $H=\exp(Lnh)*L$ 。

第二，关于随机效应模型的选取。事实上，由于对于创新过程，我们如同“黑箱”一般，对其机制并不十分了解，因而粗略的认定地区或时间对于创新有某种趋势效应，是不合适的，基于此种认知，我们使用随机效应来代表这中对于机制的“无知”。为了更精确地确定到底是使用固定效用模型还是随机效用模型，我们进行了Hausman检验，结果表明应该采用随机效用模型进行估计。

当然，在计量处理时需要用价格平减指数来调整各种名义变量，最后的计量结果如下表：

表1：计量结果

被解释变量 专利对数值 LPATENT				
解释变量名称	解释变量代码	系数	标准差	P值
实际科研投入对数值	LR_RD	0.250311***	0.104988	0.0179
实际人均GDP对数值	LR_PY	0.734178***	0.181833	0.0001
人力资本存量对数值	LHC	0.857166***	0.134882	0.0000
常数项	C	-7.840795***	2.343853	0.0010
老龄化比例	AGE	0.049282	0.033726	0.1453
贸易依存度的对数值	LOG(DDFC)	0.180060***	0.074660	0.0166
F-statistic	112.4453;	Prob(F-statistic)	0.000000	

¹其计算公式为：劳动力平均接受教育年数=文盲半文盲的就业人口比重*1.5+接受小学教育的就业人口比重*7.5+接受初中教育的就业人口比重*10.5+接受高中教育的就业人口比重*13.5+接受大专及以上教育的就业人口比重*17。

R-squared 0.706114; Adjusted R-squared 0.699834		
Correlated Random Effects - Hausman Test		
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Prob.
Cross-section random	10.029328	0.0744

注：“****”表示在显著性1%下显著；“***”表示在显著性为5%下显著；“*”表示在显著性为10%下显著。

根据计量结果，我们有如下发现：

第一，总体模型回归效果非常好，中国的省级面板数据可以证明创新生成函数的基本设定：人力资本存量，科研投入，对专利申请数量起到了显著正向作用；这些结果表明发展和完善中国的教育体系，以及持续对研发活动进行经费支持是提高我国创新能力的关键因素。

第二，针对其他因素影响专利申请的因素，我们引入了人均GDP和贸易依存度当作控制变量，发现其对模型的控制也是极其显著的，并且也符合我们的预设，经济越发达，对外交流程度越高，则越有利于专利的产生。因此，要提升中国的创新能力，还必须保持稳定的经济增长，坚持对外开放的政策。

第三，作为对于老龄化是否影响我国创新的探索，我们发现，从现有的数据出发，当很好的控制了科研投入，人力资本存量，人均GDP和贸易依存度之后，老龄化程度即使在10%的显著水平下，仍然不能支持老龄化对于专利数量有边际贡献的原假设，这一点和之前讨论的发达国家的经验明显不同。

我们从以下几个方面提供几个可能的解释，来理解老龄化对创新的影响为什么在中国和发达国家是不一样的。首先，从研发支出的比例上来看，中国研究所占比例过少，研发主要集中于实验开发，超过70%，而基础性研究研究只占6%。相应地，中国专利类型的结构明显劣于发达国家，还是实用新型专利和外国设计专利为主，而代表根本性创新的发明专利的申请量和授权量所占比例仍然很低。中国的专利数于2007年超过欧洲和韩国，排在世界第三位。但从质量来看，最具价值的发明专利比例严重偏低。据美国专利与商标办公室（USPTO）发明专利申请和授权统计中，中国所占比例均不足1%。换言之，中国的创新更多的是那些与年龄结构相关性不大的渐进性创新，而那些和年龄结构高度相关、更需要年轻劳动力的根本性创新在中国创新中的比例并不高。而之所以我国缺乏根本性的创新，原因在于我们还并没有达到知识和技术前沿，而是仍处于跟踪模仿和引进技术消化吸收阶段。

其次，相对发达国家而言，中国高科技产业占的比重仍然偏低，而经验密集型的产业，比如机械设备、冶金、石化和采掘业等占的比重仍然较大。而且高科技产业的研发强度也偏低据统计，与发达国家相比，我国高技术产业研发投入强度不足其 1/5（陈强、王艳艳2010）。不仅如此，即使是在高技术产业里面，中国也主要是通过组装进口原价来实现高附加值产品的生产。在中国出口的高科

技产品则主要集中在办公设备及电视机、通讯设备。相比较而言,诸如医药等科技含量更高的产品则很少。而且我国高技术产品出口额中有近67.6%是外商独资企业创造的,有16.3%是由中外合资企业创造的,两者相加达到83.9%。这说明我国生产的高技术产品中,真正拥有自主知识产权的非常少,与同期高附加值的高技术产品出口30%左右的份额、居世界第一的美国相比差距还很大。

除此之外,我国现阶段科技创新主体的特殊性,也是导致老龄化对其专利申请影响不显著的一个原因。2007年我国从事研究与试验发展活动的科学家和工程师为142.3万人,与1980年相比,提高了3.41倍。但是,我国的人才构成不合理,高层次创新人才极其缺乏。在发达国家,高层次人才占人才总数的比例约为15%至20%,但我国仅为5.5%。我国每百万人口中从事研发的科学家和工程师,只有日本的8%、韩国和美国(不包括工程师)的15%,这样的构成,导致了我国的创新人员主体在全体国民中占比极其微小,因此,受到全部人口老龄化的影响也自然微弱;另一方面,由于我国在十年文革期间,存在高等教育的间断,国民教育不具备连续性,此时正在科研一线的人员也大都是1979年恢复高考之后接受高等教育,进入科研队伍的人员,因此客观上促生了我国目前科研人员年龄结构趋同,从而更加减小了老龄化的影响因素。

根据前面发达国家的实证经验,高技术含量行业的创新和年龄结构高度相关,而其技术含量不高的行业的创新则和年龄结构的关系不大。鉴于我国高科技行业所占比重、高科技行业内研发强度以及高科技产业本身的技术含量都大大低于发达国家,老龄化对我国创新的影响不显著也就在情理之中了。

五、结论

本文通过文献对比和发达国家的实证经验比较,运用随机效应模型对除西藏外的30个省市2002-2009年面板数据进行计量分析,主要发现如下:

1. 根据发达国家的实证经验,创新和年龄结构之间存在明显的倒U型关系。这种关系在个人、公司、区域和国家层面都有丰富的证据支持。其中,知识密集型的行业内的创新和伟大的创新,更多的是由年轻人来完成的。而在经验依赖型的领域,创新高峰会晚一些,并且在职业生涯的晚期也会比较稳定。根本性的创新更多的是年轻人完成的,而渐进性创新则和年龄结构基本无关。

2. 影响中国创新的主要因素是人力资本存量、人均GDP、实际研发投入和贸易依存度。经济越发达,人们受教育水平越高,对研发支出的力度越大以及对外交流的程度越高,越有利于创新的产生。

3. 老龄化对中国的创新没有显著的影响。这可能是由于中国目前的创新还是以渐进性创新为主,根本性创新为辅,并且高科技行业所占整个制造业比重、研

发强度以及高科技行业本身的技术含量都偏低造成的。老龄化并不会显著影响渐进性创新和非高科技行业中的创新，因此也没有显著地影响到我国现阶段的创新。

考虑到目前我们的现状，未来老龄化可能会影响到中国的创新。理由如下：

1. 我国正在向创新型国家转变。这意味着我们以后的创新，需要更多的根本性创新，降低渐进性创新的比例。根据国际经验，老龄化对根本性创新的影响会更大。因此，随着我国专利结构的逐渐优化，老龄化的影响将会更显著。

2. 我国正在向知识密集型的方向进行产业升级。知识密集型产业的创新更多是由年轻人完成的。伴随我国产业的升级，势必加大对年轻创新人才的需求。我国日趋严重的老龄化现状可能将成为一个主要的障碍。

参考文献

- [1]Alexia Prskawetz et al .2006. The Impact of Population Ageing on Innovation and Productivity Growth in Europe .
- [2]Feyrer, J. 2007. Demographics and Productivity. Review of Economics and Statistics 89:100 - 109.
- [3]Feyrer, J. 2008. Aggregate evidence on the link between age structure and productivity. Population and Development Review 34(Supp.): 78 - 99.
- [4] Fougère, M. and M., Mérette.1999. Population ageing and economic growth in seven OECD countries. Economic Modelling, Vol 16, Issue 3, Pages 411 - 427
- [5]Giuri P, Mariani M, Brusoni S, et al. 2007. Inventors and Invention Processes in Europe: Results from the PatVal-EU Survey. Research Policy 36: 1107-1127.
- [6]Harhoff, D. and Hoisl, K. 2007 .Institutionalized incentives for ingenuity - patent value and the German Employees' Inventions Act. Research Policy, 36:1143 - 1162.
- [7]Henseke, G. and Tivig, T. 2008 .Demographic change and industry-specific innovation patterns in Germany. In Kuhn, M. and Ochs, C. (eds), Labor Markets and Demographic Change. Wiesbaden:VS Research:122 - 136.
- [8]Hetze, P. And Kuhn, M. 2007 .Training und Wissenstransfer in alternden Belegschaften. Wirtschaftspolitische Blätter, 54, pp. 721 - 730.
- [9]Hoisl, K. 2007. A Closer Look at Inventive Output-The Role of Age and Career Paths. Munich School of Management Discussion Paper No 2007 No. 12.
- [10]Iilmakunnas, P., M. Maliranta, and J. Vainiomaki. 2004. The roles of employer and employee characteristics for plant productivity. Journal of Productivity Analysis 21: 249-276. Kluwer, Holland.
- [11]Iilmakunnas, P. & Maliranta, M. 2007. Aging, labor turnover and firm performance.

ETLA Discussion papers. no1092.

- [12] Jones, B.F. 2005. Age and Great Invention. NBER Working Paper No. 11359.
- [13] Katharina H. Frosch. 2011. Workforce Age and Innovation: A Literature Survey. *International Journal of Management Reviews* 13:414 - 430.
- [14] Kuhn, M. and Hetze, P. 2007. Team composition and knowledge transfer within an ageing workforce. Rostock Center Discussion Paper No. 14.
- [15] Lindh, T. and B. Malmberg. 1999. Age Structure Effects and Growth in the OECD 1950 - 1990. *Journal of Population Economics* 12:431 - 449.
- [16] Maitland, S. B., R. C. Intrieri, K. W. Schaie, and S. L. Willis. 2000. Gender differences and changes in cognitive abilities across the adult life span. *Aging, Neuropsychology, and Cognition* 7(1): 32-53.
- [17] Malmberg, B., T. Lindh, and M. Halvarsson. 2008. Productivity consequences of workforce aging: Stagnation or Horndal Effect? *Population and Development Review* 34(Supp.): 238 - 256.
- [18] Mariani, M. and Romanelli, M. 2007. 'Stacking' and 'picking' inventions: the patenting behaviour of European inventors. *Research Policy*, 36:1128 - 1142.
- [19] Nelson, R. R. and Phelps, M. 1966. Investments in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth. *American Economic Review* 65:69-75.
- [20] Phelps, R. and J. Shanteau. 1978. Livestock judges: How much information can an expert use? *Organizational Behavior and Human Performance* 21: 209-219.
- [21] Prskawetz, A., Malmberg, B. and Skirbekk, V. 2007a. Demographic structure and firm productivity in Austria. *Wirtschaftspolitische Blätter* 54:595 - 608.
- [22] Prskawetz, A., Malmberg, B. and Skirbekk, V. 2007b. Firm productivity, workforce age and educational structure in Austrian industries in 2001. In Clark, R., Ogawa, N. and Mason, A. (eds), *Population Aging, Intergenerational Transfers and the Macroeconomy*. Northampton, MA: Edward Elgar, pp. 38 - 66.
- [23] Prskawetz, A. et al. 2007c. The relationship between Demographic change and economic growth in the EU. *Research Report* 32. Vienna: Vienna Institute for Demography.
- [24] Salthouse, T. 1984. Effects of age and skills in typing. *Journal of Experimental Psychology* 113: 345-371.
- [25] Salthouse T.A. 1985. *A Theory of Cognitive Aging*. North-Holland. Amsterdam.
- [26] Salthouse, T. and T. J. Maurer. 1996. Aging, job performance and career development. In: J. E. Birren, and K. W. Schaie (Eds.) *Handbook of the Psychology of Aging*. 4th ed., Academic Press Inc.
- [27] Schneider, L. 2006. Sind ältere Beschäftigte weniger produktiv? Eine empirische Analyse anhand des LIAB. Rostock Center Discussion Paper No. 3.
- [28] Schneider, L. 2008. Alterung und technologisches Innovationspotential - Eine

Linked-Employer - Employee-Analyse. Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft
33: pp. 37 - 54.

- [29]Skirbekk, V. 2004. Age and individual productivity: A literature survey. In:
G. Feichtinger (Ed.) Vienna Yearbook of Population Research. Vienna, Verlag der
Österreichischen Akademie der Wissenschaften.
- [30]Verhaegen, P. and T. A. Salthouse. 1997. Meta-analyses of age-cognition
relations in adulthood. Estimates of linear and nonlinear age effects and
structural models. Psychological Bulletin 122(3): 231-249.
- [31]向志强, 2003, 人力资本生命周期与教育需求[J]。经济评论 (2): 32-35。
- [32]孙旭, 2008, 基于受教育年限和年龄的人力资本存量估算, 统计教育 105 (6): 19-23。
- [33]李婧、邢向阳、郝索, 2012, 中国经济增长可持续性的再研究, 统计与决策 365 (17):
123-125.
- [34]陈小洪, 2012, 我国企业的技术创新: 现状、机制和政策, 中国软科学, 第五期: 22-33.
- [35]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
技术与经济研究》第 3 期。
- [36]贺京同、李峰 (2007), 《影响自主创新的因素——基于 BACE 方法对中国省际数据的
分析》, 《南开经济研究》, 2007 年第三期
- [37]陈彦斌、姚一旻 (2010), 《中国经济增长的源泉: 1978 2007 年》, 《经济理论与
经济管理》, 2010 年第 5 期
- [38]陈 强、王艳艳 (2010), 《金融危机背景下我国科技政策的平衡分析》, 《科技进步与
对策》, 2010 年第 27 卷, 第 15 期

报告总负责人：杨瑞龙 毛振华 朱科敏

报告执笔人：

主报告：陈彦斌 阎衍 段亚林

分报告一：刘小鲁

分报告二：王孝松

分报告三：张杰

分报告四：冯俊新 李时宇

分报告五：杨天宇 张品一

分报告六：孙文凯

分报告七：陈占明 刘宇

分报告八：李三希 姚东旻